

博士論文

国際的資本流動性に関する実証的分析

平成 29 年 3 月

広島大学大学院 社会科学研究科

貫名 貴洋

博士論文

国際的資本流動性に関する実証的分析

指導教員 小瀧 光博 教授  
千田 隆 教授  
大内田 康德 教授  
早川 和彦 准教授

平成 29 年 3 月

広島大学大学院 社会科学研究科  
社会経済システム専攻  
貫名 貴洋



## 目次

序論 .....	1
<b>第 1 章 Feldstein-Horioka puzzle をめぐる先行研究概要 .....</b>	<b>7</b>
1-1 はじめに .....	7
1-2 国別データによるクロスセクション分析 .....	8
1-2-1 Feldstein-Horioka(1980)およびその派生研究の概要 .....	8
1-2-2 Frankel の研究概要 .....	9
1-2-2 Kasuga(2004)の概要 .....	12
1-3 地域別データによるクロスセクション分析 .....	13
1-3-1 先進諸国の地域別データを用いた先行研究概要 .....	13
1-3-2 日本の地域別データを用いた先行研究概要 .....	14
1-4 パネル・データ分析 .....	17
1-4-1 Krol(1996)の概要 .....	17
1-4-2 Fujiki-Kitamura(1995)の概要 .....	18
1-4-3 Giannone and Lenza(2009)の概要 .....	18
1-4-4 Bai and Ng(2002)と Onatsky(2009)の概要 .....	22
<b>第 2 章 国際および国内の資本移動の実証分析 .....</b>	<b>33</b>
2-1 はじめに .....	33
2-2 本論文の分析手法 .....	34
2-2-1 複合的な固定効果を有するパネルデータ・モデル .....	34
2-2-2 回帰残差法 .....	35
2-3 使用するデータ .....	35
2-4 分析結果 .....	37
2-4-1 OECD 諸国 .....	38
2-4-2 日本 .....	39
2-4-3 インドネシア .....	41
2-4-4 フィリピン .....	41
2-5 結論 .....	43

第3章 独自要因を用いた貯蓄・投資相関の有意性検定 .....	60
3-1 はじめに.....	60
3-2 方法.....	60
3-3 データ.....	63
3-4 推定結果.....	63
3-4-1 OECDの推定結果.....	63
3-4-2 インドネシアの推定結果.....	64
3-4-3 日本の推定結果 .....	65
3-5 結論.....	66
第4章 韓国の貯蓄・投資相関の有意性検定 .....	76
4-1 はじめに.....	76
4-2 方法.....	76
4-3 データ.....	78
4-4 推定結果.....	80
4-5 結論.....	81
第5章 固有要因を用いた流動性と可変性の関連の分析 .....	88
5-1 はじめに.....	88
5-2 方法.....	88
5-3 データ.....	90
5-4 推定結果.....	90
5-5 結論.....	92

## 序論

Feldstein-Horioka puzzle は、国際マクロ経済学における 6 つの主要な謎の 1 つである (Obstfeld and Rogoff(2000))。このような謎の存在は、経済学者にとり、経済理論や実証的根拠のいくつかの側面を説明することをきわめて困難な課題としている。Feldstein Horioka(1980)によれば、OECD 加盟国のうち 21 ヶ国のデータを用い、各国の国内貯蓄率と国内投資率は、OECD 諸国の各国間で高い相関を有している、すなわち、OECD 諸国間での資本の流動性が低いとの解釈を示した。この事実は、国内貯蓄が高い諸国では、さらに国内貯蓄が高い期間には、国内投資もまた高くなることを示したのである。この事実は、資本の完全な流動性を仮定するとき、貯蓄と投資との決定要因が同一ではないことを示唆する。各国は投資を増減させる必要があるときには、国内貯蓄の規模に制約されることなく、海外で資金の貸し借りを行うべきである。彼らは、完全に流動的な国際資本移動の前提の下では、国内貯蓄は世界の最も魅力的な投資計画に向かって流れ出し、その結果として、貯蓄は国内投資と相関を持つべきではないという議論を実証的に分析した。この目的のため、彼らは以下の国に関するクロスセクション方程式を推定する。

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \cdot \left(\frac{S}{Y}\right)_i \dots\dots\dots(1)$$

ここで I、S、および Y はそれぞれ投資、貯蓄、および生産量を意味しており、i は国を表す指標である。Feldstein Horioka(1980)は、OECD 16 ヶ国の標本について、1960 年から 1974 年の 15 年を 1 つにする期間と、この期間を 5 年ごとに 3 つの期間に区切り、それらの期間における 2 変数の平均値を用いて分析を行っている。彼らの帰無仮説は、完全に流動的な資本移動の前提の下では、(1)の  $\beta$  値がゼロでなければならない、というものである。Feldstein Horioka(1980)は、この係数いわゆる貯蓄保有係数を国際的な資本移動の流動性の尺度と解釈する。彼らの実証的な推定結果によると、 $\beta$  値は非常に 1 に近い 0.85-0.95 の区間に属していて、帰無仮説を棄却できない。すなわち、標本内の各国の開放度や規模を考慮しても資本の流動性が低いことを示しているのである。彼らはこの推定結果を、情報の欠如、投資家の危険回避、各国間の負制度の違い、といった構造的要因に帰する。しかし、OECD 諸国を他国と比較してみるならば、同じような危険のない資産の裁定取引ほぼ完璧に近く、従って、 $\beta$  の推定値が大きいことは謎としか言いようがないのである

(Obstfeld and Rogoff(2000))。さらに、Telatar 他(2006)は、資本の流動性は貯蓄と投資の関係という方法では評価できないと論じるのである。

これらの知見は、数多くの理由でこの主題についての文献を無数に生み出した。第一に、それは経常勘定の動学的分析に関わっており、それは開放経済のマクロ経済学の中心的問題なのである (Summers(1988), Obstfeld(1986), Coakley 他(1998))。重要な諸モデルは、経験的に観察された貯蓄—投資の関係を、説明を要する定型化された事実の一つと考える。第二に、実物資源の国境を越える純移転に焦点を合わせることによって、この関係は資本の国際的流動性の程度を評価するために使うことができる。これは、次いで、ある国がその集計的消費を異時点間で平準化する能力、掲載政策の効率性、および国内貯蓄あるいは国内資本形成を目標とする選択を決定する。しかしながら、puzzle に対する批判の一つは、貯蓄保有係数では、資本の国際的な流動性を評価できないということである。第三に、puzzle に関する議論はユーロの必要性 ((Bayoumi 他(1999))、海外資産残高の役割 (Lane and Milese-Feretti(2001))、資本と貯蓄に対する課税の影響 (Coakley 他 (1998)) のような政策上の諸問題 (Coakley 他 (2004)) という観点からは重要である。加えて、専門の研究者や政策立案者の大部分は金融自由化問題に対するその重要性を認識しており、そのことによって Obstfeld and Rogoff(2000)は、Feldstein-Horioka puzzle を「すべての puzzle の母」と呼んだのである。経済の急速なグローバル化の進展に伴い、世界は金融市場における実質的な規制緩和、事実上全ての国における資本規制の廃止、および国際的な金融取引を大きく増大させた情報通信技術の進歩を経験してきた。貯蓄と投資の相関が先進諸国と途上諸国の両方で少しずつ減少しつつあるとはいえ、puzzle がその後の時間経過の上でも堅牢であることを示している (Baxter and Crucini(1993))。

本稿は、Feldstein-Horioka puzzle の実証的分析を行うことを目的とし、国際的な統計データと国内の地域データの両方を用いる。その構成は以下の通りである。

第 1 章は、Feldstein-Horioka puzzle の研究の分野におけるこれまでの諸研究の展望である。網羅的ではなく、本稿が最も直接的に関連する内容を持つ文献を中心に概括する。パネル・データの分析において重要となる手法に関する文献も含まれる。

第 2 章は、OECD 諸国、インドネシア、日本、およびフィリピンの国および地域データを用いた puzzle の実証的分析である。この章の分析は 2 つの点で新しいものである。まず、最新の共通因子複合固定効果パネル回帰モデルを用いて、OECD 諸国と、インドネシアおよび日本の地域データを分析する。次に、従来この分野で用いられる地域データが先進諸

国限定されていたのに対して、本稿では、インドネシアとフィリピンという途上諸国の地域データを用いた分析を行うことである。共通因子数決定の方法に経済的解釈を導入する試みも行われる。

第 3 章は、共通因子パネル・モデルの方法により、データから共通因子の影響を除去した後の固有系列を導き、Bai and Ng(2002)および Onatsky(2009)の基準によって最適な因子数を参照する。貯蓄率と投資率の固有系列の間の相関係数の信頼区間を bootstrap BCa 法によって計測する。回帰係数ではなく相関係数の有意性検定によって puzzle の検証を行う方法は、Iwamoto and Wincoop(2000)によって、日本の地域データを用いた研究で導入された。彼らは、相関係数のその標準誤差に対する比率として与えられる正規分布確率変数を用いた検定を行ったが、bootstrap 法においてはその代わりに頒布して標本を構築する bootstrap 信頼区間の推定の方がより高い精度での検定を行うことができることが知られている。第 2 章の分析法では puzzle の存在が否定できなかった OECD 諸国の場合においても、固有系列の分析からは puzzle が消滅するケースが存在する可能性が示される。地域データの分析では、他の文献におけると同様、固有家列の分析においても puzzle は存在しない結果となる。標本数の制約のために操作変数法によって分析が行われるフィリピンの場合でも puzzle の存在は否定される。

第 4 章では、韓国の地域データの分析結果が示される。韓国のデータは比較的新しく、1990 年代半ば以降に発表されるようになった。地域数は 15、時系列数は 20 年弱であり、パネル・データとしては漸近的統計量の適用が困難である。韓国の位置づけは、従来の文献における先進諸国（イギリス・アメリカ・日本・ドイツ・カナダ）と本稿が取り上げるインドネシアおよびフィリピンの間である。操作変数回帰の推定の結果、貯蓄保有係数の推定値に統計的有意性は観察されず、Feldstein-Horioka puzzle の存在は否定される。

第 5 章では、第 3 章で用いたものと同じ固有系列のデータを用いるが、ここでは貯蓄率の分散の投資率の分散に対する比率を可変性 (volatility) と提議し、Feldstein-Horioka 型方程式の回帰係数が表す資本移動の流動性(mobility)と対比させ、貯蓄率と投資率の流動性と可変性との関係を実証的に比較する。その結果、OECD し諸国のデータと日本の地域データのあいだでは、mobility と volatility の間の関係が逆である可能性が示される。即ち、OECD 諸国では、流動性の高い貯蓄と投資の概念上の組み合わせがより小さな volatility の組み合わせとなるのに対して、日本の地域データでは、mobility の高い総投資と総貯蓄の組み合わせの方が民間投資と総貯蓄の組み合わせよりも mobility もまた高い結果となる。



このような関係が存在することの経済的な意味づけは困難であるが、散布図上の経常の相違は容易に理解できる。地域データの散布図は OECD 諸国のそれよりも縦長であるということである。回帰係数か相関係数のいずれによって流動性の程度を計測するとしても、その関係の強さは、散布図上の直線の回りに集中しているほどより大きいのに対して、この散布図の図形上の特徴は、流動性の強弱と可変性の高低のいずれもが組みあわせ可能ということである。こうして、各国の地域間でのクロスセクション面での投資率の変動は各国間の変動よりも大きいという解釈を導くことが出来る。

<参考文献>

Bai, J. and Ng, S.(2002), “ Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models”, *Econometrica*, vol. 70, no. 1,191-221.

Baxter, M., Crucini, M.J., (1993). Explaining saving/investment correlations. *American Economic Review* 83, 416-436.

Bayoumi, T., Sarno, L., Taylor, M.P., (1999). European capital flows and regional risk. *The Manchester School* 67, 21-38.

Coakley, J., Smith, F., Smith, R.P., (1998). The FeldsteinHorioka puzzle and capital mobility: A review. *International Journal of Finance and Economics* 3, 169-188.

Coakley, J., Fuertes, A.M., Spagnolo, F., (2004). Is the FeldsteinHorioka puzzle history? *The Manchester School* 72, 569-590.

Feldstein, M., Horioka, C., (1980). Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal* 90 (358), 314-329.

Iwamoto, Y., van Wincoop, E., (2000). Do borders matter? Evidence from Japanese regional net capital flows. *International Economic Review* 41, 241-269.

Lane, P., Milese-Feretti, G.M., (2001). Long term capital movements. *NBER Macroeconomics Annual* 16, 73-115.

Obstfeld, M., (1986). Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement. In: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 24, 55-104.

Obstfeld, M., Rogoff, K., (2000). The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause? *NBER Macroeconomics Annual* 15, 340-390.

Onatsky, A.(2009), “ Determining the Number of Factors from Empirical Distributions of Eigen Values”, *Review of Economics and Statistics*, 1004-1016.

Summers, L.H., (1988). Tax policy and international competitiveness. In: Frenkel, J. (Ed.), *International Aspects of Fiscal Policies*. NBER Conference Report, Chicago. Chicago University Press.

Taylor, A., (1994). Domestic saving and international capital flows reconsidered. NBER Working Paper No. 4892.

Telatar, E., Telatar, F., Bolatoglu, N., (2006). A regime switching approach to the FeldsteinHorioka Puzzle: Evidence from some European countries. *Journal of Policy Modeling* 12, 523-533.

## 第 1 章 Feldstein-Horioka puzzle をめぐる先行研究概要

### 1-1 はじめに

国境を越えた資本移動が流動的か否かに関する Feldstein-Horioka の尺度によれば、国際的な資本移動の流動性が高ければ、ある国内での貯蓄は他国への投資の資源となり、他国からの貯蓄が自国の投資として流入することになる。逆に資本移動の障壁が存在し流動性が低い状態であれば、ある国内での投資は自国内の貯蓄に依存することになる。この資本の国際的流動性に関する実証的研究を通して資本移動の流動性に疑問を呈したものとして Feldstein-Horioka (F・H) puzzle の問題が存在する。Feldstein and Horioka(1980)では、1960-1974 年の OECD 加盟国中 21 カ国のデータを用いて、投資率と貯蓄率の関係(1)を最小二乗法により推定し、それらの間に強い相関が存在することを見いだした。この Feldstein-Horioka 型の回帰方程式は次の通りである：

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta\left(\frac{S}{Y}\right)_i + \varepsilon \quad (1)$$

(I/Y)は各国(i)の国内総生産(Y)に占める国内総投資(I)の割合を表し、(S/Y)は国内総生産に占める国内総貯蓄(S)の割合を表す<sup>1</sup>。なお、 $\alpha$ は定数項、 $\varepsilon$ は誤差項を表す<sup>2</sup>。国際的な資本流動性が完全で自由に資本移動がなされていれば、(1)式の $\beta$ の母集団値は 0 になる。逆に、総投資と総貯蓄の間に相関のある状態、つまり資本が障壁によって自由に移動していない状態であれば、 $\beta=0$ は棄却されることになる。また、国内投資と国内貯蓄の結びつきがきわめて大きい場合には、 $\beta$ は 1 に近い値を取るであろう。

国際資本移動にはさまざまなリスクや障壁（政治的なものも含む）があり、世界のいろいろな地域や諸国間で資本市場の統合が達成されているとしても、本当に国際的な投資機会や資金調達の自由が保障されているか否かは実証的分析の対象であり得る。しかしながら、もしもこの方程式を国内の地域データを用いて推定する場合を考えるならば、国内の地域間では資本移動に如何なる障壁もあり得るはずはないので、この方程式の推定において $\beta$ に統計的有意性が見られないという形で、この方程式で資本移動の難易度の計測が一定の合理性を持つということも考えられ、そのような観点から実際に国内の地域データを

<sup>1</sup> Feldstein and Horioka(1980)p.318

<sup>2</sup> Feldstein and Horioka(1980)の定義では誤差項 $\varepsilon$ は記されていないが、その後の研究や回帰方程式の性質を考慮すると、誤差項 $\varepsilon$ を含めて表現するほうが妥当であろう。

用いた(1)式の推定と puzzle の検証が文献上は行われている例が存在する。このような国内の資本移動の実証的計測の場合、そのこと自体に経済的な意味はそれほど考えられないが、puzzle 問題への実証的アプローチにおける基本的な枠組みとしての(1)式の妥当性を検証することに意義があるといえよう。

## 1-2 国別データによるクロスセクション分析

### 1-2-1 Feldstein-Horioka(1980)およびその派生研究の概要

Feldstein and Horioka(1980)では、1960-1974年のOECD加盟21カ国における国内総投資と国内総貯蓄を用いて(1)式に基づき $\beta$ 値を推計している。15年全期間における $\beta$ の推計値は0.887と国内貯蓄率と投資率に非常に高い相関関係があることを示している。各国の景気循環のサイクルにおいて貯蓄率と投資率が同調し、従ってこれらの変数間に高い正の相関が観察されるとしてもそのことは資本移動の流動性とは関係がないという観点から、Feldstein-Horiokaはサンプル期間を1960-1964、1965-1969、1970-1974の5年ごとに区切り<sup>3</sup>、その期間内の平均値を用いて $\beta$ 値の推計も行っているが、これらの期間内にそれぞれ0.909、0.872、0.871と、いずれも高い推計値が得られた<sup>4</sup>。また、国内純投資と国内純貯蓄を用いた推計においても、全期間で0.938、5年ごとの推計値においても0.936、0.908、0.932と $\beta$ の値は非常に1に近い値を示し、1との差は統計的に有意ではなかった。

Feldstein-Horioka(1980)では、1960年から1974年の15年間のデータをサンプル期間として使用していた。1973年に発生した石油危機の影響による原油価格の上昇は、実質的に先進諸国の経常赤字の変化や資本の国際的流動性にも変化を及ぼすと考えられるが、サンプル期間にわずかに含まれているだけでどのように影響を始めたかは不明である。また政府の干渉も減少し始め、例えばアメリカでは1974年に外国からの借りに対する利子平衡税を終了させ、海外で資金調達をして投資を行うアメリカの多国籍企業への圧力を低下させた。こうした視点に基づいて、Feldstein(1983)では、①サンプル期間を5年間延長させた。しかしながら、延長された期間においても回帰推定値からは、資本移動が完全であるとする仮説に対するサポートは得られなかった。さらにFeldstein and Bacchetta(1991)では、1986年まで期間を延ばすことによって、それ以前の分析と結果を比

<sup>3</sup>5年ごとにデータを区切っているのは、周期的変動とランダムショックの影響を低減するためである。

<sup>4</sup>筆者がFeldstein and Horioka(1980)と同一のOECDデータを用いて検算を実施したところ、1960-1974の全期間の $\beta$ の推定値は0.906958、1960-1964が0.943923、1965-1969が0.867210、1970-1974が0.908182という推定結果が得られた。

較している。

表 1-1 Feldstein 他による  $\beta$  の推計値

論文	期間	$\beta$ 値	標準誤差	標本	備考
Feldstein-Horioka(1980)	1960-74	0.887	0.074	OECD 16	
	1960-64	0.909	0.060		
	1965-69	0.872	0.101		
	1970-74	0.871	0.092		
Feldstein(1983)	1975-79	0.865	0.185	OECD16+Fra	gross
	1970-74	0.826	0.125		
	1970-79	0.843	0.146		
	1960-69	0.779	0.090		
	1960-79	0.796	0.112		
	1960-79	0.993	0.111		net
	1970-79	0.886	0.112		gross:derivd
Feldstein-Bachetta(1991)	1960-69	0.848	0.063	OECD 23	gross
	1970-79	0.671	0.121		
	1980-86	0.863	0.126		
	1960-73	0.718	0.066		
	1974-86	0.868	0.145		
	1960-86	0.833	0.094		

### 1-2-2 Frankel の研究概要

Frankel(1986)では、完全な資本移動度は実質金利の国際的な等化を意味するものではないことを説明している。即ち、①国内投資は国内の実質金利に依存する、②国内の実質金利と外国の実質金利の期待値は等しい、③外国の実質金利の期待値は、国内貯蓄、国内投資とは外生関係にある。そして、財市場の分割仮説に焦点を当て、この市場の実質的な部分是非貿易財を含むので経済全体が閉鎖市場のように振る舞い、貯蓄と投資間の関係が結果として強くなると論じた。

Frankel(1991)では、資本移動が完全である場合、①貯蓄率の外生的変化は投資率に影響

がない、②世界各国の実質利子率は等しい、③為替レートに関わらず、国債の利回りは同じである、④通貨が統合されている場合、各国の利子率は等しくなる、等の伝統的な諸条件を述べている。

Frankel(1992)は、伝統的な国際マクロ経済学における資本移動の難易度を判断する基準として、「広く使われている完全な資本の流動性には、少なくとも次の4つの別々な定義が存在する。

- (i) **Feldstein-Horioka 条件**：国民貯蓄率の外生的な変化は投資率に何の影響も及ぼさない。
- (ii) **実質利子率均等化**：国際的な資本の流れが各国間の実質利子率を均等化させる。
- (iii) **カバー付きでない利子率均等化**：資本の流れが、為替変動リスクの危険にもかかわらず、各国の債券の期待利子率を均等化させる。
- (iv) **カバー付き利子率均等化**：資本の流れが、共通の通貨で契約された利子率を各国間で均等化させる。

これらの四つの定義は、昇順に特定性が高くなっている。カバー付きの利子率差がゼロとする、条件 (iv) だけが、国境を越えた金融市場統合の度合いという意味において、「資本の流動性」の混ぜ物のない、純粋な基準である。カバー付きでない利子率差がゼロという条件(iii)は、条件 (iv) が成立することを要件とし、それに加えて、為替変動リスク・プレミアムがゼロであることを要求する。実質利子率差がゼロであるとする条件(ii)は、条件(iii)に加えて期待実質減価償却がゼロであることを要求する。貯蓄—投資の相関がゼロであることを意味する条件(i)は、条件(ii)と、加えて特別の条件」、それは(1)式の説明変数の内生性に関わる問題であるが、そのような条件を必要とする。

資本移動の流動性が資本市場の統合の度合いと関連していることは自明である。

Frankel は次のように考察を進める：「もしも目的が、.....資本市場統合の程度を計測することであるならば、貯蓄-投資相関を見るよりも、各国間の収益率の差を見た方が良い。私は、実質利子率の格差を見ることから始める。

Frankel(1991)は、25ヶ国のパネルについて1980年代の実質利子率格差を調べた。実質利子率格差の可変性の国グループ間比較は、いくつかの点で、先験的な期待に適している：5つの閉鎖的な途上諸国は最大の可変性を持つグループを構成し、5つの開放的な大西洋諸国は最小の可変性を持つグループを構成する。しかしながら、もしも実質利子率格差が金

融市場統合の尺度として用いられるならば、変異的な結果がいくつか観察される。例えば、フランスは、1980年代のほとんどの期間において最も厳格な資本統制を行っていたが、実質利子率格差の可変性という尺度によれば、資本規制のない主要国として知られる日本、オランダ、あるいはスイスよりも資本の流動性の程度が高かった様に見えるのである。更に、実質利子率格差がゼロに近い国は存在しない。もしも資本の流動性に対する障壁が主要な工業諸国の間でそんなに低いならば、何故それが実質利子率格差という形で現れないのであろうか?」。

そして、puzzle への実証的アプローチにおける地域データの使用の適切性に関しては、「Feldstein-Horioka(1980)の結果が事実部分的には通貨的要因から来ているという考え方に対する一層の支持は、Bayoumi and Rose(1992) と Stefan A. Sinn(1991)による検証から得ることができる。彼らは、前者がイギリスの、後者がアメリカ(1950年代のデータ)の国内の地域間における貯蓄と投資の相関を計算し、正の相関が全くないことを見いだしたのである。同様に Bayoumi(1990)は、金本位制時代の各国間でも相関が存在しないことを見いだしている。これらの検証はすべて地域的単位が同じ通貨を使用している状況であり、これより為替レート変動が、1973年以降の期間における高い貯蓄—投資相関の源泉であることを示唆している(もっともこれは彼らの結果に対する私だけが持つ解釈という訳ではないが)。変動為替相場制への移行は1973年のことである。金融統合への趨勢が、1973年以後の期間において国際的係数に重要なインパクトを持っていたといえるであろうか?貯蓄-投資相関に関するより近年の研究は、確かに1980年代には係数が低下した証拠を見いだしている(標準的なクロスセクション分析の文脈では Feldstein and Philippe Bacchetta(1991))。Frankel(1991)はアメリカの時系列データの文脈で係数の低下を見いだしている。」としている。

最後に、彼は国内経済における貯蓄—投資相関の存在を、実質および名目為替レートの可変性、即ち、通貨面での対外投資のリスクが残存しており、実質利子率には大きな国際間格差が残ることに帰している。即ち、「資本統制やその他の、国際的な資本移動に対する障壁は、イギリスや日本のような国々では1979年まで残存していたし、フランスやイタリアでも1986年まで残っていた。しかしながら、1980年代に持続した金融市場統合への世界的トレンドは1991年までに主要な工業所国家間の短期の利子率差を除去する力を持ったのである。

国家の補償分のみが除去されたのである。これはカバー付き利子率差のみが小さいこと



を意味する。実質及び名目の為替レート可変性は残存している。その結果、為替リスク補償分と予想実質通貨減価分から成る通貨補償分は残存していることになる。このことは、例えばカバー付き利子率の均等化が起こっても実質利子率の大きな相違が残存することを意味している。

利子率についての証拠は、債券に関するものである。債券は、他の有価証券や工場と完全な代替性を持っておらず、工場はまた明らかに各国間で完全な代替性を持っていない。従って、もしも債券が各国間で完全に代替的であるとしても、国民貯蓄の不足が投資をクラウドアウトする能力を持ち続けることを考える良い理由が依然存在するのである。

アメリカは、1980年代に国民貯蓄と国民投資の間のほとんど1に等しい相関という伝統的な Feldstein-Horioka 的な知見が崩壊するほどの大きな規模の国際的な借り入れを開始した。日本や他の主要国において持続する自由化の過程は、多分このアメリカへの資本流入の背後にある要因の一つである」。

### 1-2-2 Kasuga(2004)の概要

Kasuga(2004)では、1980年から1994年におけるOECD23カ国と79の発展途上国で分析を行っている。Kasuga(2004)はPrincipal Agent Modelを適用して、先進諸国においては、国内貯蓄が純資産の中の株式の割合を増大させ（すなわち  $b > 0$ ）それが国内投資を増加させることを示唆する。そして国内貯蓄が株式取得を増大させるのは金融システムやそれらの発展によるものであり、発展途上国の場合には比較的非効率な金融システムを持っているため、貸借対照表中の株式の規模が小さく、従って貯蓄-投資の間の相関が低くなると述べている。

表 1-2 Kasuga(2004)における推定結果

論文	期間	$\beta$ 値	標準誤差	標本	備考
Kasuga(2004) <sup>5</sup>	1980-84	0.46	0.13	23OECD	OLS
	1985-89	0.66	0.12		
	1990-94	0.36	0.18		
	1980-84	0.2	0.15	79developing	

<sup>5</sup> 標準誤差は heteroskedasticity-robust standard errors を用いている。

1985-89	0.11	0.18		
1990-94	0.16	0.21		
1980-84	0.39	0.23	23OECD	IV
1985-89	0.84	0.14		
1990-94	0.55	0.21		
1980-84	0.13	0.12	79developing	
1985-89	0.1	0.18		
1990-94	0.04	0.26		

### 1-3 地域別データによるクロスセクション分析

#### 1-3-1 先進諸国の地域別データを用いた先行研究概要

Feldstein-Horioka 型方程式による資本の流動性の程度の計測が合理性を持ちうるか否かの問題を考察するために地域データによる推計を始めて行ったのは Bayoumi and Rose(1993)である。彼らは、1971-1985 年のイギリス国内の 11 地域のデータを利用して Feldstein and Horioka(1980)と同様の方法で推計を行った。1971-1975 年の Annual データにおける推計結果では  $\beta$  値が-0.48 を示し、5%水準において有意であると示されたが、1976-1980 では 0.24、1981-1985 では 0.01 と、 $\beta$  値は低い値となり、また 5%水準においても有意性は検出されていない。Averaged データを用いた推計では、いずれの期間でも  $\beta = 0$  の仮説は棄却されない。

Thomas(1993)では、地域における資本移動の程度を測定するために、地域レベルでの貯蓄と投資の関係性を調べた。全地域の貯蓄と投資の関係は、カナダと英国において有意に負であり、この知見は、国全体で同様の分析から得られた有意な正の関係とは対照的である。しかしながら、地域データを用いるときに貯蓄と投資の間に負の相関が現れることはよく見られることであり、その原因は公共投資が、主として社会福祉的目的を持って行われる結果、所得水準、従って貯蓄水準の低い地域で政府投資を含む総投資が大きくなり、結果としてこのような負の相関が観察されるのである。そのことは、日本についての地域データの分析を行った Yamori(1995)および Dekle(1996)でも報告されている。

ここでの  $\beta$  係数の推定値は下の表に要約されている。

表 1-3 先進諸国の地域別データを用いた推定結果

論文	期間	$\beta$ 値	標準誤差	標本	備考
Bayoumi-Rose(1993)	1971-75	-0.48	0.16	UK11 地域	Annual
	1976-80	0.24	0.21		
	1981-85	0.01	0.14		
	1971-75	-0.99	0.53		Averaged
	1976-80	0.54	0.80		
	1981-85	0.03	0.33		
Thomas(1993)	1971-87	-0.5596	0.1303	UK	総概念
	1961-89	-0.1015	0.0233	Canada	
	1971-87	0.3299	0.1267	UK	民間
	1961-89	-0.0416	0.0675	Canada	
	1970-78				
	1980-87	-0.0695	0.1066	West Germany	

彼の推定結果は、方程式の形を変えつつ何通りかのものが与えられており、結論としては、 $\beta$ 係数の  $t$  値が、イギリスの 1.2431、ドイツの-0.2280 によって国内の資本移動が流動的と結論づけている。

Sinn(1991)は、アメリカ合衆国 49 州に関する 1953 年と 1957 年のデータによる検証で、国内の資本移動が国際的な資本移動に比べてはるかに流動的とする結果を得ている。かなり古いデータを用いた検証であるが、他の先進諸国と比較しうる推定結果としてしばしば引用される。アメリカではその後このような検証に用いることの出来る、「支出項目毎」の地域 GDP 統計は入手し得ないようである（産業毎の GDP 統計は豊富に存在する）。

### 1-3-2 日本の地域別データを用いた先行研究概要

日本の地域データを用いた研究もいくつか存在する。Yamori(1995)は、1970-1985 年の県民経済計算年報のデータを用いて、5 年ごとのクロスセクション集計を 3 期間にわたり推計している。 $\beta$  の推計値は、-0.259、-0.360、-0.291 と負の値を示しているものの、いずれの場合も  $\beta$  値は有意であると示され、逆説は存在していることとなる。この逆説に対し、企業の本社が集中している東京・大阪・愛知、性質が特異である沖縄の 4 都府県をはずし、被説明変数を民間投資率に変更することにより、いずれの推計値からも有意性が失われる

結果となった。さらに、連立方程式のバイアスを考慮するために、人口統計学的な要素である貯蓄の内生性を考慮し、各府県の 15-64 歳の人口比率を操作変数とする二段階最小二乗法による推計も行っており、この場合においてもいずれの結果も有意ではないという結果が示されている。

Dekle(1996)は、1975 年から 1988 年までの県別データを用いて分析し、いずれの期間においても負の相関関係が起きているとしている。こうした負の相関が起きる背景には、関東・関西圏では東京・大阪周辺の収入は東京・大阪での消費に回っていることが考えられるためであることと、貯蓄が低く財政が脆弱な地方に対して国から公共投資や財政移転が活発に行われているためであると説明している。そこで、関東・関西の一部の地域を除外し、被説明変数の投資から政府投資を除外した民間投資を用いて推計したところ、有意性は失われる。さらに県別の 1 人当たり所得を民間貯蓄率の操作変数として用いた推計においても有意性は現れなかった。下の表は彼が試みた回帰分析の推定結果を表している。多くの推定結果が有意性のない  $\beta$  係数推定値を示しており、日本の地域間資本移動が想定通り自由で障壁のないものであることが、Feldstein-Horioka 型の方程式の推定を通して示されたものといえる。

表 1-4 日本の地域別データを用いた推計結果

論文	期間	$\beta$ 値	標準誤差	標本	備考
Yamori(1995)	1970-74	-0.259	0.08	Japan46	OLS
	1975-79	-0.36	0.059	Japan47	
	1980-85	-0.291	0.049		
	1970-74	0.109	0.071	Japan42	民間
	1975-79	-0.044	0.041	Japan43	
	1980-85	0.021	0.034		
	1970-74	-0.019	0.422	Japan42	2SLS
	1975-79	-0.465	2.946	Japan43	
	1980-85	-0.23	4.054		
Dekle(1996)	1975-88	-0.36	0.0796	全県	総概念
	1975-79	-0.44	0.1122		

1980-84	-0.32	0.0914		
1985-88	-0.24	0.0486		
1975-88	-0.3	0.0733	関東・関西抜き	
1975-79	-0.39	0.0938		
1980-84	-0.23	0.0950		
1985-88	-0.21	0.0595		
1975-88	0.13	0.0818	全県	民間
1975-79	0.17	0.1429		
1980-84	0.11	0.0748		
1985-88	0.08	0.0620		
1975-88	0.093	0.0633	関東・関西抜き	
1975-79	0.039	0.0736		
1980-84	0.09	0.0542		
1985-88	0.09	0.0625		
		0.084		
1975-88	0.095	8	全県	IV
		0.065		
	0.086	6	関東・関西抜き	

Iwamoto and Wincoop(2000)は、いくつかの制御変数（成長要因、富変数、および財政変数（政府支出や税率））の影響を除去した後の貯蓄率と投資率の間には相関がないということを通じて、日本の地域データによる puzzle の問題を実証的に分析した。

本稿との直接の関連性の強さに着目すると、制御変数回帰により貯蓄率と投資率の残差系列を導出して、2つの残差の間の相関係数の有意性検定を行った点が特徴的である。このようにして導かれる残差系列は、貯蓄率と投資率の両方に同時に影響を与えて、Feldstein-Horioka puzzle の検証において OLS 推定を無効とするような問題を引き起こす共通要因を除去した後の系列を得る目的で計測されているといえる。本稿で用いられる、共通因子パネル・モデルは、形を変えてそのような共通要因を除去することを意図している。

## 1-4 パネル・データ分析

### 1-4-1 Krol(1996)の概要

彼はプールされたデータを用いて **Feldstein-Horoka puzzle** に対する実証的分析を意図する。その問題意識は次の通りである。「国際的な資本の流動性は、世界経済における資本配分の効率性を決定する。資本の流動性を検証する一つのテストは、各国間の利子率を比較することである。**Feldstein-Horioka(1980)**で提案された他の方法では、開放経済における貯蓄と投資の関係を直接的に検証する。彼らの方法は、**OECD** 諸国のクロスセクションに対して、**GDP** の割合としての投資を貯蓄に回帰させるというものである。(景気循環の影響を除去するために) 時間平均されたデータを用いて、彼らは資本が相対的に国際的流動性に欠けるという結果を見いだした。この結果はその後多くの研究によって確認され、文献の中で定型化された事実と見なされるようになった」。 **Feldstein-Horioka** は景気循環が貯蓄と投資を同一方向に変化させる結果、上記(1)式を推定すると  $\beta$  の推定値は統計的に有意となり、1からの有意差のない推定値が得られることも考えられる。その為、データの5年間、ないしは15年間の平均値を取り、そのような平均値のクロスセクション・データに対して最小二乗推定を行った。これに対して、**Krol** は「時間平均の年次データに基づく国レベルの観察値は、時間を通した黒字や赤字の大きさをぼやけたものにしてしまう。その場合、貯蓄と投資は、実際よりも似通ったものとなってしまふ。そして、研究者たちは、資本が国際的に、実際には流動的であるにも関わらず、流動的でないと結論に到達するのである」。

この問題に対処するため、「時間平均ではなく、年次データを用いて貯蓄-投資方程式を推定する。1962年から1990年の期間にわたる21の**OECD** 諸国の年次データがプールされる」。その結果、分析の帰結として、「期間平均されたデータを用いるのではなく、**OECD** 諸国の1962年から1990年の期間についての投資と貯蓄の年次データが用いられた。パネル・データによる推定では、国の大きさと国際的な景気循環の情報の効果を制御した推定を行うことができる。

**Krol(1996)**の結果によると、国内貯蓄のわずかな割合だけが国内投資の源泉として国内にとどまる。ほとんどの国内貯蓄は、最高の収益を求めて世界の貯蓄資金の中に加わるだけである。同じデータを用いた他の検証結果によると、投資と貯蓄の両方が経常勘定に対して有意な影響を及ぼす。本稿の諸結果は国際的な資本の高い流動性という見方と整合的である」。

#### 1-4-2 Fujiki-Kitamura(1995)の概要

Krol(1996)同様に、年次のプールしたデータにパネル分析の固定効果モデルを各種推定し、 $\beta$ 係数が1からの有意差を持っていること、従って、Feldstein-Horioka puzzle を否定しうること、貯蓄率と投資率に対して共通に影響を与える諸要因の統計的な把握には、パネル推定法の固定効果モデルが有効であることを示している。しかしながら、Krol(1996)同様に、 $\beta$ 係数がゼロから統計的な有意な差を持っており、その意味では、puzzle が否定されていないという点については触れていない。

#### 1-4-3 Giannone and Lenza(2009)の概要

彼らは、Feldstein-Horioka 型方程式の推定において、貯蓄と投資の両方に同時に影響を与える諸要因の影響を適切に制御するために、Bai(2003)や Bai and Ng(2002)で明示的に取り扱われる共通因子パネル・モデルを先ず推定して、共通因子を計量経済学的に抽出し、それらを上記(1)の様な方程式の右辺に用いることにより、用いない場合と比較した場合の $\beta$ 係数の有意性の低下を観察した。本稿で用いる共通因子複合固定効果パネル・モデルを puzzle の分析に適用する場合、その導入を彼らの論文に求めることが適切である。彼らのモデルは以下の通りである。

マクロ的経済変動が各国間で強い結びつきを持っていることに多くの研究が言及している。このことは国際的な変動がいくつかの共通の原因に基づいており、それらは一般均衡論的メカニズムを通して貯蓄と投資に正の相関を生み出すことを意味している。そのような観点から本稿では、第j国の第t時点における貯蓄率 ( $S_{j,t}$ )と投資率( $I_{j,t}$ )(2) を下記のよ

$$S_{j,t} = \lambda_{1,j}^S f_{1,t} + \dots + \lambda_{r,j}^S f_{r,t} + S_{j,t}^{id}, \quad (1)$$

$$I_{j,t} = \lambda_{1,j}^I f_{1,t} + \dots + \lambda_{r,j}^I f_{r,t} + I_{j,t}^{id}, \quad (2)$$

ここで、 $f_{i,t}$  ,  $i=1, \dots, r$ , はすべての国の貯蓄率と投資率に影響を与える世界的な諸要因であり、 $S_{j,t}^{id}$  と  $I_{j,t}^{id}$  は広く拡散することのない固有の (idiosyncratic) 衝撃によって影響される貯蓄率と投資率の中の固有の成分である。因子負荷量  $\lambda_{i,j}^S$  と  $\lambda_{i,j}^I$  ( $j=1, \dots, N$ ,  $i=1, \dots, r$ ) は各国に特有の値を持ち、国際的な衝撃の波及過程における各国の特異性を表して

いる。特に、各変数は国際的な変動要因 ( $f_{i,t}, i = 1, \dots, r$ ) (3) に対して異なる符号と規模による反応を示すことが考えられる。

上で述べた異時点に渡る経常勘定の理論は、貯蓄率と投資率の固有の成分の間の関係の有意性が問題であることを示している。そのため、次の式を考えよう。

$$I_{j,t}^{id} = \alpha_j + \beta S_{j,t}^{id} + \varepsilon_{j,t} \quad (3)$$

ここで  $\beta$  は固有の衝撃が与える影響に関する貯蓄保有係数である。この関係は長期の変動間の関係については

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{j,t}^{id} = \bar{\alpha}_j + \beta_L \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{j,t}^{id} + \bar{\varepsilon}_j \quad (4)$$

と表すことができる。方程式(1)と(2)は、方程式(3)と(4)が、観察可能な貯蓄率と投資率を用いて

$$I_{j,t} = \alpha_j + \beta S_{j,t} + \delta_{1,j} f_{1,t} + \dots + \delta_{r,j} f_{r,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

および

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{j,t} = \bar{\alpha}_j + \beta_L \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{j,t} + \delta_{1,j}^L \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f_{1,t} + \dots + \delta_{r,j}^L \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f_{r,t} + \bar{\varepsilon}_j, \quad (6)$$

と書けることを意味している。ここで、 $\delta_{i,j} = \lambda_{i,j}^I - \beta \lambda_{i,j}^S$  および  $\delta_{i,j}^L = \lambda_{i,j}^L - \beta_L \lambda_{i,j}^S$  である。式の中の係数  $\delta_{i,j}$  および  $\delta_{i,j}^L$  は、異なる国々の国内貯蓄率と投資率の因子負荷量の関数であるからクロスセクションに沿って変化することに留意する必要がある。例えば、方程式(3)(4)において  $\beta = 0$  ないしは  $\beta_L = 0$  と仮定しよう。その場合、 $\lambda_{i,j}^I$  が各国間で等しい場合にのみ、言い換えると、共通の衝撃に対して投資率の反応がすべての国において等しいならば  $\delta_{i,j}$  や  $\delta_{i,j}^L$  が各国間で等しくなるであろう。

ここで、方程式(5)と(6)の帰結をみると、「結論は、これまでの諸研究のすべてが世界的衝撃の波及過程に異質性を導入した場合推定結果に堅牢性が見られないという結果が得られるということである」。



Feldstein-Horioka は、彼らの論文の中で、次のような長期の回帰分析を行った：

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{j,t} = \mu + \beta_L \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{j,t} + \bar{\eta} . \quad (7)$$

式の中の時点を越えた集計はデータから短期と中期の変動を平均によって除去する効果がある。従って、長期の回帰式(7)は、国際的な衝撃の持つ、貯蓄と投資への短期と中期の影響を制御することができる。他方で、時点を越えた集計によって国際的諸要因の長期的な影響が平均により除去されることはない。これらの長期の影響が異なる国々の貯蓄と投資に優位に異なる影響を与える場合、国際的衝撃が各国に及ぼす特有の長期的効果、 $\delta_{1,j}^L \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T f_{1,t} + \dots + \delta_{r,j}^L \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T f_{r,t}$  は定数項 $\mu$ によって把握されることはなく、従って、その効果は誤差項 $\bar{\eta}_j$ の中に残るであろう。観察される貯蓄は国際的な衝撃によっても影響されるので、 $\beta_L$ の推定量は一致性を持たない。

Feldstein-Horioka の長期的回帰式に対する代替的な諸方法が提唱されてきているが、そのすべてが貯蓄と投資の高い相関を示す結果を得ている。「基本的なパネル回帰」、より正確には

$$I_{j,t} = \alpha_j + \beta S_{j,t} + \eta_{j,t} \quad (8)$$

によって $\beta$ を推定することの結果を考えることから始めよう。ここでデータ生成過程は方程式(1)および(2)によって与えられる。方程式(5)から誤差項 $\eta_{j,t}$ が共通因子(common factor)を含み、かつ説明変数と相関を持っていることが容易に分かる。そのとき、方程式(8)に基づく推定量は一致推定量ではない。この問題を解決するために一般的に提唱される方法は「基本的なパネル回帰式」(8)に時間ダミー変数を含めて、定式化を次のようにすることである：

$$I_{j,t} = \alpha_j + \gamma_t + \beta S_{j,t} + \zeta_{j,t} \quad (9)$$

ここで $\gamma_t$ はいわゆる時間効果である(4))。しかしながら、この方法は常に適切というわけではない。実際、方程式(9)を方程式(5)と比べると、もしも各々の国際的要因が各国間で同じ効果を持つ、即ち、すべてのjとhについて $\delta_{i,j} = \delta_{i,h}$ ならば時間効果は政府活動のみ

を適切に把握しうることが明らかである。そうでなければ $\beta$ の推定量は一致性を持たないままである。更に、この定式化は世界的ショックの異質的な波及過程の可能性を考慮に入れていない(5)。

結論として、世界的なショックが各国間で異質的な効果を持ちつつ広がっていくならば、貯蓄率と投資率の固有の因子の間関係について、Feldstein-Horioka 型の分析で通常用いられる回帰によっては一致性のある推定量は得られないであろう。しかし、方程式 (5) は、世界的ショックの影響が同質的であるという仮定をゆるめるために、各国特有の係数 ( $\delta_{i,j}, j = 1, \dots, N, i = 1, \dots, r$ ) に何ら制約を課すことなく、共通因子を直接「基本的なパネル回帰式」に代入することができることを示している。これは基本的に、すべての国に影響を与え、世界の資本市場に不均衡をもたらす、石油ショックや世界的な生産性ショックのような要因を制御することである。この目的は、世界的なショックによって主として影響され、世界投資や世界の利子率といった世界経済が閉鎖経済であるという制約を表す諸変数を制御することによって達成される。貯蓄保有係数は、閉鎖経済の制約から生じる一般均衡効果を適切に考慮しつつ推定されなければならない。実際、我々の経験的な証拠は、世界的ショックが貯蓄と投資の変動の重要な要因であり、その影響は OECD 各国の間を異なる形と持続性を持って波及していくことをはっきりと示している。それはまた、世界的ショックの効果を把握するには、世界資本市場の均衡数量と均衡価格の両方の尺度を必要とすることも示している。

これらの理由のために、表 2 の第一行では OECD の世界的投資率と G7 の平均利子率(方程式 10a)を代理変数とする世界的諸要因によって補強されたパネル回帰式の推定結果を報告している。第二行では、世界的諸要因の主成分推定値により補強された推定結果を報告する。

小標本からの推定結果は、世界的金融市場の統合過程に関連した貯蓄保有係数時間的な変化を調べることを可能にする。

OECD の投資率と G7 の利子率で補強されたパネル回帰の推定結果は、貯蓄保有係数が 1970 年代に高い有意性を持っていること、その後は次第に減少し、過去の 20 年間で有意性を持たなくなっていることを示している。これらの結果は、世界的要因をあらゆる変数が最初の二つの主成分(12)で推定されるときにも確認される。我々の貯蓄保有係数の推定値の時間経路は、広く受け入れられているところの、国際的な資本の流動性の推移(1970 年代には低く、1980 年代以来次第に増大しつつある)とも合致している。

一般均衡効果と世界的ショックの波及過程の国ごとの異質性を無視することに起因する定式化の誤りの効果を評価するために、表 2 の第 3 から 6 行は Feldstein-Horioka 仮説に関する、これまでに用いられた全ての推定法と、世界的な OECD 投資率のみで補強されたパネル回帰の推定結果を示している。

基本的回帰式（方程式(8)）の推定結果は、彼らの言う謎を更に確認するものである：推定された貯蓄保有係数は過去の 20 年間に於いてその前の 20 年間と比べてわずかに減少するだけで高い数値と有意性を保持している。これらの結果は、一般均衡的効果が Feldstein-Horioka puzzle が生じる理由を説明であることを指し示している。しかしながら、この事実は、もちも集計的な貯蓄と投資に対する閉鎖経済の制約が、世界的投資率のみによって補強される（方程式 10c）パネル回帰式のように、また、波及過程の異質性を考慮しない時間効果のみを含む場合（方程式(9)）、あるいは、世界的ショックの持続性を無視する長期の回帰式（方程式（7）（13））におけるように、十分に把握されないならば、隠されたままにとどまる。

要約すると、Giannone and Lenza の経験的な証拠は、影響力の大きかった Feldstein and Horioka(1980)で主張したように、経常勘定の異時点理論は 1980 年代以前には貯蓄率と投資率の関係の説明することに失敗したことを示唆している。代わりに、過去の数十年間において貯蓄と投資の関係は、経常勘定の異時点理論が予測する程度まで、より近いものになっている。この理論の部分均衡理論的性質を所与とすると、世界的ショックに対する貯蓄と投資の異質的反応を考慮しつつ、固有の変動の原因を特定するのであれば、この事実は隠されたままであろう。

Giannone and Lenza(2009)が用いたのは、共通因子パネル・モデルの手法を先ず使って、因子の系列を導き、次にそれを Feldstein-Horioka 型方程式の右辺に含めて OLS によって  $\beta$  を推定するという 2 段階の方法であった。本稿では、Moon and Weidner(2015)の共通因子パネル回帰モデルというより新しい方法を適用して  $\beta$  係数を直接推定するという方法を用いる。

#### 1-4-4 Bai and Ng(2002)と Onatsky(2009)の概要

本稿の 3 章と 5 章では、OECD 諸国、インドネシアおよび日本の貯蓄率と投資率の固有要因の系列を導き、相関係数と分散比の信頼区間を推定するが、その際、適切な共通因子の数の決定において、Bai and Ng(2002)と Onatsky(2009)によって導かれた基準を用いる。

これらの論文についてここで要約しておく。

Bai and Ng(2002)は、「焦点は因子数 ( $r$ ) の決定であり、それは多因子モデルに関する、急速に増大しつつある文献において未解決の問題である。我々は先ず  $r$  の一致性のある推定を許容する因子推定値の収束率を確立する。その後我々はパネルにおける基準を提案し、その基準を用いることにより因子数の一致推定が可能であることを示す。理論は、大規模なクロスセクション ( $N$ ) と大規模な時間的次元 ( $T$ ) の枠組みの下で展開される。 $N$  と  $T$  の間の関係については何らの制約も課されることはない。シミュレーションにより、提案される基準が、現実的に良く用いられるパネル・データの多くの型において、良好な有限標本的特性を持つことが示される」。因子モデルが特定の経済分析において特に優れているように思われるのは、「多数の経済変数の変動が少数の変数を参照することで説明しうるといふ考えは優れているように思えるし、実際に多くの経済分析において用いられている。例えば、資産収益率はしばしば少数の因子の関数として理論化される。Stock and Watson(1989)は4つの主要な集計的マクロ変量の関連した動きを描くためにただ一つの説明変数を用いている。経済変数の国毎の変動にもまた共通の成分が存在することが見いだされている。.....この分野の文献では数少ない論文がこれまで因子数の決定という問題を取り上げてきているが、我々の分析は重要な点でこれらの論考とは異なっている。..... 因子モデル

$X_{it}$  を、時点  $t$  において第  $i$  クロスセクション個体に対して観察されたデータとしよう。 $i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T$  である。以下のモデルを考えよう：

$$(1) \quad X_{it} = \lambda_i' F_t + e_{it}$$

ここで、 $F_t$  は共通因子のベクトル、 $\lambda_i$  は  $F_t$  と関連した因子負荷量のベクトル、 $e_{it}$  は、 $X_{it}$  の固有成分である。積  $\lambda_i' F_t$  は  $X_{it}$  の共通成分とよばれる。方程式(1)はその時データの因子表現である。因子、その負荷量、および固有の誤差項はいずれも観察不能であることに留意せよ。

因子分析により次元数の削減が可能となり、従って、それは有益な分析道具である。多くの経済分析が、(1)によって表される枠組みの中に自然と適合する。

1. 裁定取引価格理論. 金融文献において、Ross(1976)の裁定取引価格理論 (APT) は小数の因子が多数の資産収益率を説明するために使用できると仮定される。

その場合、 $X_{it}$ は資産  $i$  の  $t$  時点における収益率を表し、 $F_t$ は因子からの収益率のベクトル、 $e_{it}$ は収益率の中の固有成分を表している。分析上の便宜から言うと単一因子を仮定することは魅力的ではあるが、資産収益率を説明するためには単一因子の十分性に反する大量の証拠が存在する(3)。複数因子モデルへと関心が移るにつれて、因子数を決定する理論的手続きに対する必要が増してくる。以下の分析においては、 $N$  と  $T$  の両者が大きい場合でも因子数の決定が可能である。これは、益々長い期間にわたっての大量の資産に関してデータが利用可能であるときに、金融問題への応用が特に適合する性質である。一旦因子数が決定されると、因子からの収益率、 $F_t$ もまた逆転可能な変換を有しながら、一致推定することが可能である。

2. 需要体系の階数  $p$  を、 $J$  個の財・サービスに関する価格ベクトル、 $e_h$ を家計  $h$  による  $J$  財に対する支出総額としよう。消費者理論は、第  $j$  財に対する家計  $h$  によるマーシャル需要は  $X_{jh} = g_j(p, e_h)$  であると仮定する。 $w_{jh} = \frac{X_{jh}}{e_h}$  を家計  $h$  の第  $j$  財に対する予算上の割合としよう。価格を固定するときの需要システムの階数は、 $w_j(e) = \lambda_{j1}G_1(e) + \dots + \lambda_{jr}G_r(e)$  であるような最小の整数  $r$  である。需要体系は(1)の形であり、そこでは各材に共通の  $r$  個の因子は  $F_h = [G_1(e_h), \dots, G_r(e_h)]'$  である。家計の数  $H$  が、 $J$  を一定としたままで無限に大きくなるならば、 $G_1(e), \dots, G_r(e)$  は、Donald(1997)で展開されたノンパラメトリックな方法を適用して、同時に推定される。この方法は、財の数  $J$  が同様に無限大に発散するならば用いることが出来ない。しかしながら、本稿で展開される理論はその場合でも、 $G(\cdot)$ 関数のノンパラメトリック推定を必要とすることなく、 $r$  の一致推定量を提供することが出来る。一旦需要体系の階数が決定されるならば、 $e_h$  に対して評価されたノンパラメトリック関数を用いて  $F_h$  の一致推定が可能となる（変換に対して不変な形で）。そのとき、関数  $G_1(e), G_2(e), \dots, G_r(e)$  は行列変換に対して不変な形で、ノンパラメトリック推定を通して、 $\hat{F}_h (h = 1, \dots, H)$  から取り出すことが可能である。

因子数の決定に関しては、次のように説明される。： 因子数の推定；

しばらくの間、すべての潜在的に有益な情報を持つ因子を観察できるが、因子負荷量は観察できないと仮定しよう。その時、問題は、 $X$  の変化を最も良く捉える  $k$  個の因子を選択し、対応する因子負荷量を推定することである。モデルが線形であり、因子は観察しう

るのであるから、 $\lambda_i$ は、各方程式に単純最小自乗法を適用することで推定することが出来る。その時間問題は古典的なモデル選択の問題となる。(k+1)個の因子を持ったモデルはk個の因子のモデルより当てはまりが悪いと言うことはないが、ただ、より多くの因子負荷量が推定されるために有効性は失われる。 $F^k$ をk個の因子の行列とし、

$V(k, F^k) = \min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i^{k'} F_t^k)^2$  をすべてのiについてのk因子に対する $X_i$ の時系列回帰からの残差平方和 (NT で割られた) であるとしよう。その時、ロス (loss) 関数  $V(k, F^k) + kg(N, T)$  をkを決定するために用いることが出来る。ここで、 $g(N, T)$ は過大な因子数を用いる場合のペナルティーである。 $\lambda_i$ の推定は古典的であるから、 $g(N, T) = \ln(T)/T$  とする BIC によって  $r$  を一致推定出来ることを示すことが出来る。他方では、 $g(N, T) = 2/T$  とする AIC によって大標本においてさえ、 $k > r$  を選ぶことが出来るであろう。この結果は、 $N=1$  の場合に Geweke and Meese(1981)が導いたものと同一である。というのも、因子が観察されるときペナルティー要因はクロスセクションの次元で標本数を考慮する必要がないからである。我々の主要な結果は、因子が推定されなければならない時にはこれがもはや真ではないこと、そして BIC でさえ常に  $r$  の一致推定量ではないことを示すことである。

一般性を失うことなく、

$$(7) \quad V(k, \hat{F}^k) = \min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i^{k'} \hat{F}_t^k)^2$$

が、k因子が推定される時の残差平方和 (NT で割られた) を表すとしよう。この残差平方和は  $F$  の推定値が用いられているということに依存しない、何故ならば、それは同一のベクトル空間に位置しているからである。即ち、 $V(k, \hat{F}^k) = V(k, \bar{F}^k) = V(k, \hat{F}^k)$  が成り立つ。我々は、 $PC(k) = V(k, \hat{F}^k) + kg(N, T)$  という形の基準が  $r$  の一致推定を可能とするような、ペナルティー関数  $g(N, T)$  を見つけたいと考える。 $K_{max}$  を  $r \leq k_{max}$  なる有界な整数としよう。

このモデルにおける因子数の決定の為に次の  $V(k, F^k)$  を定義する。即ち、 $F^k$  をk個の因子の行列とし、 $V(k, F^k) = \min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i^{k'} F_t^k)^2$  をすべてのiについてのk因子に対する $X_i$ の時系列回帰からの残差平方和 (NT で割られた) であるとしよう。その時、ロス (loss) 関数  $V(k, F^k) + kg(N, T)$  をkを決定するために用いることが出来る。ここで、 $g(N, T)$ は過大な因子数を用いる場合のペナルティーである。

ここでの  $g(N, T)$  にいくつかの項を用いて得られる

$$PC_{p1}(k) = V(k, \hat{F}^k) + k\hat{\sigma}^2 \left(\frac{N+T}{NT}\right) \ln\left(\frac{NT}{N+T}\right) \quad (1)$$

$$PC_{p2}(k) = V(k, \hat{F}^k) + k\hat{\sigma}^2 \left(\frac{N+T}{NT}\right) \ln C_{NT}^2$$

および

$$IC_{p1}(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left(\frac{N+T}{NT}\right) \ln\left(\frac{NT}{N+T}\right) \quad (2)$$

$$IC_{p2}(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left(\frac{N+T}{NT}\right) \ln C_{NT}^2$$

が本章で用いられる Bai-Ng 基準で、それらは本章において各々PC1、PC2、IC1、およびIC2と表される。これらの基準の最小値を与えるkがBai-Ng(2002)の因子数である。

Onatsky(2009)は、この Bai and Ng 基準では許容される因子数が大きくなりすぎる可能性があるとする。即ち、「本稿は、近似的な因子モデルにおける因子数の新しい推定量を導出する。導出される推定量は固有項が実質的な相関を持つ場合においても良好な性質を有している。その性質は、本稿で論証される次の事実に基づいている、即ち、如何なる有限の個の、標本共分散行列の最大の特異値 (idiosyncratic) 固有値も一点の回りに集中する、ということである。対照的に、その数が因子数に等しい、系統的(systematic)な固有値のすべてが無限大に発散する。導出される推定量は、漸近的に発散する固有値を集中している固有値から分離し、分離された固有値の数を指し示す」。…………… 「Bai-Ng 基準における域値は恣意的に尺度が変更されることが可能であり、その選択肢の中にあまりに多くの自由度が残されるということを意味している。モンテカルロ分析によって、固有成分の間に無視できない程度の相関が存在する場合には、実証的に良く用いられる大きさの標本においては、我々の推定量が Bai-Ng 推定量に優越することが示される。より具体的には、Bai-Ng 基準は我々の基準に比べて因子数をひどく過大推定する傾向があるのである」。

……………

「近似的因子モデルを

$$X^{(n,T)} = \Lambda^{(n,T)}F^{(n,T)} + e^{(n,T)}, \quad (2)$$

とする。ここで、 $X^{(n,T)}$ は  $n$  個のクロスセクション個体を  $T$  時間にわたって観察したデータの  $n \times T$  行列であり、 $\Lambda^{(n,T)}$ は、その  $(i,j)$  要素が第  $j$  因子の第  $i$  クロスセクション個体に対する負荷量を表す  $n \times r$  行列、 $F^{(n,T)}$ は、その  $j,t$  要素が時点  $t$  における第  $j$  因子の値と解釈される  $r \times T$  行列、 $e^{(n,T)}$ は、データの固有成分からなる  $n \times T$  行列を表している。 $n$  と  $T$  が比較的小さいときのモデル (2) はより大きなモデルと必ずしも入れ子型になっている訳ではない。 $\Lambda^{(n,T)}$ 、 $F^{(n,T)}$ 、および  $e^{(n,T)}$  に関して設定されたただ一つの仮定は、以下の仮定 1 と 2 である。我々の目標は、 $n$  と  $T$  の両方が無限大に近づくときにデータから未知の因子数  $r$  を一貫性を持つ形で推定することである。

標本共分散行列  $\frac{X'X}{T}$  の固有値の大きいものから  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots$  としよう。近似的因子モデルでの因子数に関する新しい一貫性のある推定量は、標本共分散行列の、如何なる有限個数の最大の「固有」な固有値も単一点の回りに集まるという事実に基づいている。対照的に、その数が因子数に等しい、すべての「体系的」な固有値は無限大に発散する。Onatsky(2009)の推定量は発散する固有値を漸近的に集合体から分離し、分離された固有値の数を数えあげる。即ち、 $\delta$ をパラメータとする

$$\hat{\gamma}(\delta) = \max\{i \leq \gamma_{max}^n : \lambda_i - \lambda_{i+1} \geq \delta\}$$

において、1 点に集中しない最大の  $\hat{\gamma}(\delta)$  が Onatsky 基準の因子数を与える。

Onatsky(2009)モデルの長所は、「Bai-Ng 基準における域値は恣意的に尺度が変更されることが可能であり、その選択肢の中にあまりに多くの自由度が残されるということの意味している。モンテカルロ分析によって、固有成分の間に無視できない程度の相関が存在する場合には、実証的に良く用いられる大きさの標本においては、この推定量が Bai-Ng 推定量に優越することが示される。より具体的には、Bai-Ng 基準は我々の基準に比べて因子数をひどく過大推定する傾向があるのである。また、「Bai-Ng 推定量に比べたときのこの推定量が主に優れているのは、固有項に関して、クロスセクションと時間軸の両方の相関の規模が大きい、現実的な小標本でも大規模標本におけると同様に有効であるという点である。それはまた、観察された分散のうち因子に帰することができる割合が、固有項に帰せられる分散よりも小さいときに Bai-Ng 基準を改善できるメリットもある」。



固有項に対応する大きな固有値は、1 点に集中するが、共通因子に対応する固有値は発散する（よって集中しない数の固有値を数えて因子数  $\gamma$  とする）。

この方法は以下のように要約される：「近似的因子モデルでの因子数に関する新しい一致性のある推定量が展開された。推定量は、本稿で確立された、標本共分散行列の、如何なる有限個数の最大の「固有」な固有値も単一点の回りに集まるという事実に基づいている。対照的に、その数が因子数に等しい、すべての「体系的」な固有値は無限大に発散する。我々の推定量は発散する固有値を漸近的に集合体から分離し、分離された固有値の数を数えあげる」。

<参考文献>

Apergis, N. and Tsoumas, C. ,”A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: What has been done and where we stand”, *Research in Economics*, 64-76, 200.

Bai, J. and Ng, S., “ Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models”, *Econometrica*, vol. 70, no. 1,191-221, 2002.

Bayoumi, T.A. and Rose, A.K.(1993), ‘Domestic savings and intra-national capital flows’, *European Economic Review*, 37:1197-1202.

Coakley, J., Kulasi, F., Smith. R., 1996. Current account solvency and the Feldstein-Horioka puzzle. *Economic Journal* 106, 620-27.

Coakley, K., Kulasi, F., and Smith.R., (1998), ‘The Feldstein-Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review’, *International Journal of Finance and Economics*, 3: 169-188

Dekle R.(1995), ‘Saving-investment associations and capital mobility: On the evidence from Japanese regional data’, *International Finance Discussion Papers*, Number 496, Board of Government of the Federal Reserve System.

Dekle R.(1996), ‘Saving-investment associations and capital mobility: On the evidence from Japanese regional data’, *Journal of Intenational Economics*, 41:53-72.

Feldstein, M., and Horioka, C., (1980), ‘Domestic saving and international capital flows’, *The Economic Journal*, 90:314-329

Feldstein, M.(1983), ‘Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run’, *European Economic Review*, 21:129-151.

Feldstein, M., and Bacchetta, P. (1991) National saving and international investment, D. Bernheim and J.B. Shoven, ed., *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press, 201-226.

Frankel J.A.(1985), 'International capital mobility and crowding out in the U.S. economy: Imperfect integration of financial markets or goods markets?', *Working Paper*, No.1773, National Bureau of Economic Research.

Frankel J.A.(1986), 'International capital mobility in developing countries vs. industrial countries: What do saving-investment correlations tell us?', *Working Paper*, No.2043, National Bureau of Economic Research.

Frankel J. and Dooley M. and Mathieson D.J.(1987), 'International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlations Tell Us?', *Staff Papers*, 34:503-530, International Monetary Fund.

Frankel, J(1991). 'Quantifying International Capital Mobility in the 1990s', in D. Bernheim and J. Shoven, eds., *National Saving and Economic Performance*, Chicago: University of Chicago Press, 227-60.

Frankel, J(1992). 'Measuring International Capital Mobility: A Review', *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings.

Fujiki H. and Kitamura Y.(1995), 'Feldstein-Horioka Paradox Revisited', *BOJ Monetary and Economic Studies*, Vol.13, No.1, 1-16.

Giannone, D. and Lenza, M. (2009) The Feldstein-Horioka Fact, NBER International Seminar on Macroeconomics, <http://www.nber.org/chapters/c11909>, 103-117.

Harberger A.C.(1980), 'Vignettes on the world capital market', *American Economic*

*Association*, 331-337.

Kasuga H.(2004), 'Saving-investment correlations in developing countries', *Economics Letters*, 83:371-376.

Krol, R.(1996), " International Capital Mobility: evidence from panel data", *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, no. 3, 467-474.

Murphy R.G.(1984), 'Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries', *Journal of International Money and Finance*, 3:327-342.

Obstfeld M.(1985), 'Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement', *NBER Working Paper No. 1692*.

Obstfeld M.(1986), 'Capital Mobility in the world economy: Theory and Measurement', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 24:55-104.

Obstfeld M.(1989), 'How integrated are world capital markets? Some new test', 134-159, in Calvo G., Findlay R., Kouri P. and Macedo J.B., "*Debt, Stabilization and Development*", The United Nations University.

Obstfeld M.(1994), 'International capital mobility in the 1990s', *International Finance Discussion Papers*, Number 472, Board of Government of the Federal Reserve System.

Obstfeld M.(1997), 'Are industrial-country consumption risks globally diversified?', 13-47, in Leiderman L. and Razin A.(ed.) "*Capital mobility: The impact on consumption, investment and growth*", Cambridge University Press.

Onatsky, A.(2009), “ Determining the Number of Factors from Empirical Distributions of Eigen Values”, *Review of Economics and Statistics*, 10041016.

Sinn S.(1991), ‘Measuring International Capital Mobility: A critical assessment of the use of saving and investment correlations’, *Working Paper*, No. 458, The Kiel Institute of World Economics.

Summers L.H.(1988), ‘Tax policy and International competitiveness’, 349-386, in Flankel J. “*International Aspects of Fiscal Policies*”, University of Chicago Press.

Tesar L.L.(1990), ‘Savings, investment and international capital flows’, *Journal of International Economics*, 31:55-78.

Thomas(1993), “Saving, Investment, and the Regional Current Account: An Analysis of Canadian, British, and German regions” , IMF Working Paper, August 1993. International Monetary Fund.

Yamori, N.(1995) The Relationship between domestic savings and investment: The Feldstein-Horioka test using Japanese regional data, *Economics Letters*, 48, 361-366.

## 第2章 国際および国内の資本移動の実証分析

### 2-1 はじめに

Feldstein and Horioka(1980) (以下、F-H) は、国際資本移動を定量化するために、以下の式を推定した。

$$(I/Y)_i = \alpha + \beta^*(S/Y)_i + \varepsilon_i \dots (1)$$

I、S、Y そして  $\varepsilon$  は、それぞれ、i 国における投資、貯蓄、GDP そして誤差項を示す。OECD16 カ国における貯蓄率と投資率の5年平均および15年平均を用いて  $\beta^*$  値<sup>6</sup>を推定したところ、ゼロとは有意に異なっており、 $\beta^*$  値が統計的に1と異なることが判明した。この結果は、国際資本市場は十分に統合されていることが一般的な理解であるにもかかわらず (Frankel, Dooley and Mathieson(1987)<sup>7</sup>、国境を越えて資本移動が流動的でないという結果であると解釈された。

$\beta$  値の F-H の解釈は、いくつかの批判に直面した。投資と貯蓄における正の相関は、必ずしも資本流動性の程度を反映しない以下の要因によって影響されている。(i) 景気循環<sup>8</sup> (Feldstein and Horioka(1980)、Feldstein(1983)、Frankel(1992))、(ii) 経常収支不均衡対策としての政府活動 (Summers(1988)、Frankel(1992))、(iii) 経済成長と人口増加 (Summers(1988)、Obstfeld(1986,1995)、Frankel(1992))。本論文では、F-H パズルの実証的検証を行うために、これらの批判を回避するための方法を用いている。

資本移動の程度を推定する方法として用いられている F-H 式(1)の妥当性は、地域データを分析することによって検証されている。地域データを利用して F-H 仮説を検証するアイデアは、国内における金融取引は国内で自由に実施されている筈であるという前提に基づいており、また、文献によって指摘されているような外国の政治リスクによって影響されることはないであろうと仮定されている (Feldstein(1983)、Apergis and Tsoumas(2009)、

---

<sup>6</sup>  $\beta^*$  は、貯蓄保有係数である (Feldstein and Bacchetta(1991)、Apergis and Tsoumas(2009))。

<sup>7</sup> Frankel, Dooley, and Mathieson(1987) は、統計的に有意な  $\beta$  値を、金融商品の取引は自由化されたが、しかしながら、国境を越えた物的投資はまだ少ないことによると解釈した。Apergis and Tsoumas(2009) はこの現象の説明を、情報の欠如と投資家のリスク回避および各国間の司法制度の相違に帰した。Feldstein(1983) は、不完全な資本の流動性の原因を制度上の障壁、外国政府が行う諸政策、関税障壁、租税規制、および政治的リスクに帰した。

<sup>8</sup> 貯蓄と投資の間の両方向の関係は、方程式(1)の推定において連立方程式の偏りの問題を生じさせる。

etc)。Sinn(1991)は、アメリカの地域データを用いて、州の境界が国内の資本移動の障害ではないことを報告している。Bayoumi and Rose(1993)は、イギリス国内の地域の境界を越える自由な資本移動という仮説を検証し、その仮説は統計的に受容できると結論付けた。Yamori(1995)、Dekle(1996)、Iwamoto and Wincoop(2000)は、資本移動は日本の都道府県の境界を越えて自由であると結論付けた。Thomas(1993)は、イギリス、ドイツ、カナダの地域データを用いて、これらの国内の地域の境界を越えて資本移動が自由であることを示した。先進国グループの検証結果に加えて、発展途上国の地域データにおける F・H パズルの実証結果を蓄積することは、F・H(1980)で紹介された方法の統計的な有効性を確認する目的として有用であるというのが本論文の基本的な考え方である。本論文では、インドネシアおよびフィリピンの地域データを用いて分析する。また、OECD 加盟国の国際データおよび日本の都道府県別データによって、本論文で用いられる経験的な方法の妥当性を検証する。本論文の構成は以下のとおりである。1.では、本論文で使用する分析方法がまとめられている。2.では、関連する変数の概念を与え、OECD、日本、インドネシア、フィリピンのデータの出典を提示する。3.では、推定結果を示し経済的な解釈を述べる。最後に結論をまとめる。

## 2-2 本論文の分析手法

### 2-2-1 複合的な固定効果を有するパネルデータ・モデル

本稿では、因子構造を有するパネルデータ・モデルを、国際的ないし国内の境界を越える資本移動の程度を推定するために、OECD の国別データ、日本の都道府県別データ、インドネシアの州別データに適用する。フィリピンの地域別データは、次節で説明する別の推定方法によって分析する。

以下の式で与えられる複合的な固定効果（または時変固定効果）を含むパネルデータ・モデルを推定する方法にはいくつかのモデルが存在する。

$$Y_{it} = \beta' X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda_i' f_t + e_{it}, \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (2)$$

$N$  はクロスセクション単位の数、 $T$  は期間の数をそれぞれ表している。 $B1$  と  $X_{it}$  (両者ともに  $K \times 1$  次) は各々パラメータと説明変数である。 $f_t = (f_{1t}, \dots, f_{Rt})'$  と  $\lambda_i = (\lambda_{1i}, \dots, \lambda_{Ri})'$  は、

それぞれ観察できない因子とその因子負荷量を表す。このモデルを考える3つの主要な論文は Pesaran(2006)、Bai(2009)、および Moon and Weidner(2015)(以下では MW)である。本稿では MW 推定量を用いる。何故ならば、Bai(2009)と異なり、このモデルは因子数  $R$  の推定を必用としないからである。

本稿は、推定された方程式から適切な経済的解釈を導くために、貯蓄率と投資率のパネル構造に影響を与える共通因子の数についての仮定を設定する。データ、ないしは用いられる経済理論に含まれる複合的効果の正確な数については、何らの合意も存在しない<sup>9</sup>。

### 2-2-2 回帰残差法

フィリピンの地域分析においては、利用可能なデータ数に制約があるため、操作変数 (IV) による推定方法、および Iwamoto and Wincoop (2000) で使用される方法を適用する。後者の方法を適用することで、貯蓄率と投資率は、被説明変数に影響を与える共通要因の影響を制御する一組の変数に回帰させる。彼らは、貯蓄率と投資率の双方に影響を与える3種類の変数を利用することによって、日本の地域データにこの方法を適用した。3種類の変数とは、1:成長変数(生産性および労働力における成長率)、2:期末時点での1人あたり GDP による富変数、3:財政変数(地方自治体の投資および中央政府から地方自治体への財政移転)である。彼らは、これらの回帰から残差を求め、それを用いて貯蓄率と投資率の間の相関係数と、その漸近的標準誤差を推定した。

相関係数の信頼区間を構築する異なる方法が、正確性を巡って検証された。Efron(1981, 1987)および Efron and Tibshirani(1986)は、Iwamoto and Wincoop(2000)が貯蓄率と投資率の間の相関係数の統計的有意性を検証するために用いた、標準的信頼区間と比較するときの、bootstrap 法の相対的優位性を示している。残差間の相関係数の標準誤差を計算する代わりに、本稿は、偏りに対して修正を行い、標準偏差の変化に対しても対応する (BCa) bootstrap 信頼区間を推定する。本稿は、制御方程式から得られる残差は独立で、かつ分布が等しい (iid) ものと仮定する<sup>10</sup>。

### 2-3 使用するデータ

GDP に対する貯蓄の割合および投資の割合を、それぞれ貯蓄率および投資率と定義する。

---

<sup>9</sup> Moon and Weidner(2015)。

<sup>10</sup> Efron and Tibshirani(1998)。



OECD 諸国のデータは、National Accounts of OECD Countries(2000),(2013),(2014)を用いる。また、OECD 諸国データの計測には、Gross Saving と Net Saving の両方が用いられる。本稿では、順貯蓄 (Net Saving) の概念は次のとおりである。

純貯蓄=総資本形成-固定資本消費+純貸付+非金融・非生産資産の取得から減価償却を控除+他の地域からの純資本移転

純貯蓄に固定資本の消費量を加算することによって、粗貯蓄の概念を得る。N=24、T=29 をもつ 1975 年から 1999 年の期間についてのパネルデータを OECD 諸国について用いる。OECD 加盟国は、1. Australia, 2. Austria, 3. Belgium, 4. Canada, 5. Denmark, 6. Finland, 7. France, 8. Greece, 9. Iceland, 10. Ireland, 11. Italy, 12. Japan, 13. Luxembourg, 14. Netherlands, 15. New Zealand, 16. Norway, 17. Portugal, 18. Spain, 19. Sweden, 20. Switzerland, 21. Turkey, 22. United Kingdom, 23. US, 24. Mexico である。

日本の都道府県データの出典は「県民経済計算年報」(内閣府)である。総投資に関する推計には、1975 年から 1999 年の標本期間についての N=47、T=25 とするパネルデータを用い、民間投資に関する推計には、1975 年から 1997 年の N=47、T=23 のパネルデータを用いる。日本の 47 都道府県は次のとおりである。1.北海道、2.青森、3.岩手、4.宮城、5.秋田、6.山形、7.福島、8.茨城、9.栃木、10.群馬、11.埼玉、12.千葉、13.東京、14.神奈川、15.新潟、16.富山、17.石川、18.福井、19.山梨、20.長野、21.岐阜、22.静岡、23.愛知、24.三重、25.滋賀、26.京都、27.大阪、28.兵庫、29.奈良、30.和歌山、31.鳥取、32.島根、33.岡山、34.広島、35.山口、36.徳島、37.香川、38.愛媛、39.高知、40.福岡、41.佐賀、42.長崎、43.熊本、44.大分、45.宮崎、46.鹿児島、47.沖縄。

インドネシアの地域データは、(インドネシア中央統計局)を利用する。標本期間を 1983 年から 2012 年とする、N=26、T=30 のパネルデータを用いる。インドネシアの 26 州は次のとおりである。1.アチェ特別州、2.北スマトラ、3.西スマトラ、4.リアウ、5.ジャンビ、6.南スマトラ、7.ベンクル、8.ランブン、9.ジャカルタ首都特別州、10.西ジャワ、11.中央ジャワ、12.ジョグジャカルタ特別州、13.東ジャワ、14.バリ、15.西カリマンタン、16.中央カリマンタン、17.南カリマンタン、18.東カリマンタン、19.北スラウェシ、20.中央スラウェシ、21.南スラウェシ、22.東南スラウェシ、23.西ヌサトゥンガラ、24.東ヌサトゥンガラ、

25.マルク、26.パプア。

インドネシアの州データは、総投資と総貯蓄の概念のみ利用可能である。

本論分で分析するフィリピンの14の地域は次のとおりである。1.首都圏、2.コルディレラ自治区、3.イロコス、4.カガヤンバレー、5.中部ルソン、6.ビコル、7.西ビサヤ、8.中部ビサヤ、9.東ビサヤ、10.サンボアンガ半島、11.北ミンダナオ、12.ダバオ、13.ソクサーゲン、14.ミンダナオ・イスラム自治区<sup>11</sup>。

フィリピンの地域データは、総投資と総貯蓄の概念のみ利用可能である。貯蓄率と投資率の時系列データは、「Gross Regional Domestic Expenditure」（フィリピン国家統計調査委員会）のうち、1994年から2013年までが利用可能であり<sup>12</sup>、人口データは、「フィリピン統計年鑑」を利用する。

#### 2-4 分析結果

(1) 式を用いて貯蓄率と投資率との関係を推定した結果を表すには、以下の表記を使用する。

$$\text{OLS1: } I_{it} = \beta \cdot S_{it} + u_{it}$$

$$\text{OLS2: } I_{it} = \alpha + \beta \cdot S_{it} + u_{it}$$

$$\text{FE1: } I_{it} = \alpha_i + \beta \cdot S_{it} + u_{it}$$

$$\text{FE2: } I_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta \cdot S_{it} + u_{it}$$

$$\text{MW: } I_{it} = \beta \cdot S_{it} + \lambda_t' f_t + u_{it} \quad \lambda_t = (\lambda_{1t}, \dots, \lambda_{Rt})', \quad f_t = (f_{1t}, \dots, f_{Rt})'$$

ここで、 $I_{it}$ と $S_{it}$ は各々、時点  $t$  における第  $i$  クロスセクション個体の投資率 $(I/Y)_i$ と貯蓄率 $(S/Y)_i$ を表す。更に、 $u_{it}$ は、 $t$  時点における第  $i$  クロスセクション個体の、回帰の誤差項を表す。 $\alpha$ と $\beta$ はそれぞれ切片と保有係数を表す定数パラメータ、 $\alpha_i$ はクロスセクション個体間の相違を表し、 $\gamma_t$ は関係式の時点を超えた相違を表している。

OLS1 と OLS2 はそれぞれ、切片がある場合とない場合について、プールしたクロスセクション・データに対して単純最小二乗法を用いて方程式が推定されることを意味する。

FE1 は、クロスセクション個体間の相違を反映する固定効果パネル推定法で方程式が推

<sup>11</sup> これらの地域は、フィリピンの地方自治体とは異なっている。

<sup>12</sup> 1994 から 1998 年のデータは、操作変数としての遅れを伴う貯蓄率を得るために用いられた。

定されることを意味し、FE2 は、個体効果に加えて、貯蓄率と投資率の間の関係の時点上の相違を表す固定効果パネル推定法を表す。MW は、方程式が異なる因子と異なる因子負荷量を持った共通因子パネル・モデルによって推定されることを意味する。

#### 2-4-1 OECD 諸国

表 2-1 と 2-2 は OECD 諸国についての、粗貯蓄と純貯蓄を用いて推定した結果を示している。これらの表は、2 つのプールされたデータの OLS 推定の場合と 2 つの固定効果パネル・モデルの場合の保有係数の推定値を示している。これらの表には更にモデル推定の際に仮定された 8 つの共通因子の場合に対する方程式(2)の推定結果を示している。

粗貯蓄と総投資の組み合わせの場合、および純貯蓄と総投資の組み合わせの場合について、漸近的 t 値の通常の有意水準で判断する限り F-H パズルの存在は明らかである<sup>13</sup>。

MW 法による結果は、Greenway-Mcgrevy, Han and Sul(今後は GMHS と標記)(2007)<sup>14</sup>で報告されている結果と対照的である。最大の共通因子数を 3 と仮定して<sup>15</sup>、彼らは有意でない保有係数の推定結果を「豊かで成長速度が速い国々のグループ」(グループ I) について得ている<sup>16</sup>。GMHS 中のグループ I の国々は、本稿の OECD24 ヶ国とは一致しない。GMHS はそのグループの中に OECD メンバー国ではない、ボツワナ、チリ、中国、香港、韓国、マレーシア、シンガポール、およびタイを含めているのに対して、ギリシャ、ルクセンブルク、およびトルコを含めていない。GMHS (2 段階) と MW (1 段階の同時推定) の違いがこれら 2 つの方法から生じた矛盾する結果を説明するかも知れない。

相関係数とその BCa 信頼区間は、24 の OECD 諸国の粗貯蓄と総投資の系列に、Bai-Ng(2002)と Bai(2003)の主成分分析の方法を適用して導いた固有成分を用いて推定された。それにより 8 個の共通因子を仮定し、そのそれぞれの場合について次のような 95%

---

<sup>13</sup> Feldstein(1983)は、1960 から 1979 年の期間について、17 の OECD 諸国の年データを用いて FE1 と同様のモデルを構築した。保有係数についての彼の推定値は、有意にゼロと異なっていた。Kitamura and Fujiki(1995)は、1960 から 1989 年の期間について 22 の OECD 諸国の年次データを用いて、OLS2、FE1、および FE2 と同様のパネルモデルを推定した。Krol(1996)は、1962 から 1990 の期間について 21 の OECD 諸国の年次データを用いて FE2 に対応する結果を得ている。Kitamura and Fujiki(1995)と Krol(1996)は、保有係数が 1 と異なるか否かの仮説の検定を強調している。しかしながら、彼らの推定値は 1 からの有意差を示している。

<sup>14</sup> 彼らは、F-H puzzle の分析において粗貯蓄率と総投資率を用いた。

<sup>15</sup> いくつかの共通因子は、利子率、為替レート、資産価格、および貿易自由化である。

<sup>16</sup> 貧しくかつ発展が遅い国々のグループについての保有係数は、有意性があると報告されている。

信頼区間が得られた。即ち、(0.308145,0.439584)(0.372566,0.493287)、(0.411630,0.532243)、(0.464198,0.573638)、(0.541483,0.642842)、(0.576766,0.670535)、(0.643455,0.728072)、および(0.735044,0.805974)<sup>17</sup>である。これらの信頼区間を持った相関係数は、表 2-1 および 2-2<sup>18</sup>に示されている保有係数の推定値と整合的であるように思われる。

しかしながら、純貯蓄と総投資の固有成分の間の相関係数は、8 つの共通因子についてより低い 95%信頼区間をそれぞれ持っている： (-0.072762,0.089956)、(-0.081621,0.088964)、(-0.049638,0.115466)、(-0.010783,0.170704)、(0.033544,0.204207)、(0.040648,0.206408)、(0.103724,0.261531)、および(0.119988,0.269978)である。相関係数の信頼区間のうちゼロを含むものは、表 2-2 の結果とは整合的ではないが、共通因子数が 5, 6, 7, そして 8 の場合はそうではない。GMHS と MW の方法によって得られた推定結果の間に相違が生じる理由は本稿の範囲を超える問題である。

#### 2-4-2 日本

総投資：総投資と総貯蓄が用いられている表 2-3 において、OLS1、OLS2 および FE1 によって得られる保有係数の推定値が、日本の地域データに関して Yamori(1995)および Dekle(1996)で得られている以前の推定結果と整合的である。更に、これらの結果は、カナダの地域について得られている負で有意性のない保有係数の推定値と経済的意味において同様である (Thomas(1993))<sup>19</sup>。

FE2 モデルを用いて、貯蓄率と投資率のパネル・データで一定とされている時間効果とクロスセクションの個体効果を制御することにより、統計的に有意でない保有係数推定値が得られる。Iwamoto-Wincoop(2000)は、日本の地域の総貯蓄率と総投資率は、貯蓄と投資に影響している可能性のある諸変数の影響を制御することによって、有意な相関を持たないことを示した。FE2 の方法は、操作変数法を使わないで地域データを分析するか、あるいは、共通因子を制御することによって、貯蓄・投資の相関が有意性を持たないことを

---

<sup>17</sup> 我々は、Bai and Ng(2002)と Onatsky(2009)の方法によって因子数を推定することを試みた。しかしながら、これら 2つの方法で推定された因子数は非常に異なるものであった。それ故、ここでは各因子数に対する信頼区間を、堅牢性を示すために報告する。

<sup>18</sup> 貯蓄率と投資率の間の相関係数の信頼区間によって国内地域間の資本移動の非流動性の程度を解釈する方法は、フィリピンの地域データを分析する節において提示される。

<sup>19</sup> Thomas(1993)は、総貯蓄率と総投資率の間の負の相関の説明を、政府の貯蓄率と投資率の間の負の関係に帰した。Dekle(1996)と Yamori(1996)も、総貯蓄率と総投資率の間の負の相関を同じように解釈した。

示した。

共通因子パネル分析の手法は、真の共通因子数を決定することに困難がある。それ故に、本稿では、適切な因子数が経済的解釈によって決定されるという方法を提案する。表 2-3 では、5 という共通因子数が、MW モデルで保有係数と共にその影響を推定しうる最大の数である。5 つの因子数を超えると、統計的に有意な保有係数の合理的解釈はきわめて難しくなる<sup>20</sup>。3 つ、4 つ、および 5 つの共通因子の影響を制御した後では、保有係数の推定値は、5%水準で有意性を失う。このことは、日本の県境を越えて資本移動が流動的であることを意味している。有意な保有係数推定値は、共通因子数が 1 つ、ないしは 2 つと仮定されるときに得られる。これは、資本流動性以外の諸要因、即ち、景気循環、成長要因、および政府の経済政策の影響によるものと考えられる（Feldstein-Horioka(1980)、Summers(1988)、Frankel(1992)、Obstfeld(1986,1995)）。

民間投資：民間投資と総貯蓄を用いた場合の結果が示されている表 2-4 では、OLS2 の結果が、Yamori(1995)<sup>21</sup>と、保有係数の符号と標準誤差の有意性の欠如に関して、整合的である。OLS2 の結果は、F・H 方程式を切片なしで推定することが誤りを犯しやすいことを示している。FE1 と FE2 の結果は、Yamori(1995)と Dekle(1996)の結果と比較可能である。そこでは 2 段階最小二乗法推定により、負で有意性のない推定値が示されている。FE1 と FE2 の推定値は文献上の推定値とは符号の点で反対であるが、この表のパネルデータ推定法は、貯蓄-投資関係に 2 つの固定効果を考慮することの有効性を示している<sup>22</sup>。

MW の複合的共通因子パネル・モデルからの推定結果を解釈する中で、民間投資の適切な共通因子数は 3 より大きく、6 より小さいと仮定される。保有係数を推定するために考慮される共通因子数が 4 および 5 であるという 2 つの場合においては、係数推定値は 5%水準で統計的に有意ではない。F・H 方程式の保有係数推定値はその場合 MW の枠組みの中において、日本の地域間の資本移動が流動的という仮説と整合的である<sup>23</sup>。

---

<sup>20</sup> 本稿における期間数とクロスセクション個体数の両方の次元における標本数の制約が、考慮される共通因子数が大きくなるにつれて、パラメータ推定値（保有係数を含む）の t 統計量を信頼できないものにしていく可能性がある。

<sup>21</sup> Dekle(1996)は、民間投資を用いる場合の OLS 推定の結果を報告していない。

<sup>22</sup> Krol(1996)と Bangake and Eggoh(2011)は、パネル・データ推定法を用いて OECD 諸国についてデータをプールした回帰推定と、パネル誤差修正方程式を用いたアフリカ諸国に関する検証を行った。彼らの結果は、従来の結果に比べると、貯蓄の投資に及ぼす影響が小さく、国境を越える資本移動は相対的により流動的という結果を示している。

<sup>23</sup> Yamori(1995)および Dekle(1996)では、国内の地域間における資本移動が、完全、ないしはほとんど完全と仮定されている。

### 2-4-3 インドネシア

表 2-5 は、OLS1、OLS2、FE1、FE2 の全ての方法による推定値がインドネシアの各州の間で資本の自由な移動という仮説を棄却することを示している。OLS1 と OLS2 の推定値は、日本の総投資と民間投資の両方に関する OLS1 の推定値と整合的である。しかしながら、インドネシアの州に関するパネル・データ推定は、時点とクロスセクション方向の両方の固定効果を同時に考えることが、データをプールしてから OLS 推定を行う場合の結果を変更するものではないことを示している。これは、日本の地域データの分析で指摘されたような、貯蓄と投資のデータを期間平均することから生じる統計的な問題が、インドネシアの地域データには必ずしも当てはまらない、ことを意味している。

インドネシアの州データに対する、想定上のほぼ完全な資本の流動性と整合的な実証的結果は、共通の時変ショックとクロスセクション方向への因子負荷量を持つ MW 法を適用することによってのみ、得ることが出来る。2 個から 6 個の共通因子を除去する MW 法推定の結果により、通常の有意水準で有意性のない保有係数が得られる。これは、インドネシアの省を超える資本の移動が流動的であることを意味する。日本の地域データの分析の場合、有意性のないパラメータ推定値を得るには、少なくとも 3 個の共通因子を考慮する必要があった；インドネシアの場合、適切な最小の共通因子数は 2 個である。

### 2-4-4 フィリピン

フィリピンの地域データにより F・H 方程式を推定するために用いられる操作変数のリストを下に示す：

POP2000:労働力人口の像人口に対する比率労働力人口は、15 歳以上 64 歳までの人口を意味する。

POP99\_03 : 1999 から 2003 年に掛けての年平均人口増加率

POP04\_08 : 2004 から 2008 年に掛けての年平均人口増加率

POP09\_13 : 2009 から 2013 年に掛けての期間における年平均人口増加率

PER99\_03 : 1999 から 2003 年に掛けての期間における一人当たり GDP の年平均増加率

PER04\_08 : 2004 から 2008 寧々に掛けての期間における一人当たり GDP の年平均増加率

PER09\_13 : 2009 から 2013 年に掛けての期間における一人当たり GDP の年平均増加率

$S_{i,j}$  : 第  $i$  年から第  $j$  年にかけての期間における平均貯蓄率

表 2-6 が示しているのは、操作変数を用いて推定された、方程式 (1) の保有係数推定値である。地域間の境界を越えての自由な資本移動という帰無仮説は、同表において通常の有意水準では棄却されない。

1999 から 2003 年、2004 から 2008 年、および 2009 から 2013 年の期間に対する、操作変数の組み合わせは、(定数項、POP2000、POP99\_03、S94\_98)、(定数項、POP2000、POP04\_08、PER04\_08、S99\_03)、および (定数項、POP2000、POP09\_13、PER09\_13、S04\_08) の各々である。表 6 におけるサーガン検定の  $J$ -統計量は、3つの期間における操作変数の外生性を示している。相対的偏りとサイズに関する弱操作変数性の仮説は、Cragg-Donald の検定統計量を与えられた基準と比べることで棄却しうる。

表 2-7 から 10 は、貯蓄方程式と投資方程式の残差の間の相関係数の 95% bootstarp BCa 信頼区間を示している。貯蓄率と投資率は、これらの変数に影響を与える共通要因の影響を制御するための一組の変数に回帰させられた。この方法は、Iwamoto-Wincoop(2000)により日本の地域データに適用された。そのための制御変数に使われた変数のうち、フィリピンの地域データとしては財政変数は入手可能ではない。というのも、本稿で分析された地域が、地方自治体とは異なる地域だからである。フィリピンの成長変数と福祉変数は以下の通りである<sup>24</sup> :

1. 成長率 ; 地域の年平均人口増加率 (popgrowth)、および GDP の年平均成長率 (pergrowth)。
2. 規模変数 ; 福祉変数の代わりに本稿は、2000 年における労働力人口の地域総人口に対する比率 (pop2000) を用いた<sup>25</sup>。この変数の交換は、福祉変数を使用して bootstrap 推定を行う場合、BCa 信頼区間の左の境界を越えてしまい、計算が停止に追い込まれたからである。

表 2-7 では、貯蓄率と投資率が、切片と 3つの制御変数のすべてに回帰させられて、残差が導かれた。表 8 から 10 は、貯蓄率と投資率を切片と pop2000、popgrowth、および

<sup>24</sup> 変数名は括弧内に示されている。

<sup>25</sup> Summers(1988)は、ライフサイクル仮説の文脈から、高い人口成長を貯蓄率と投資率の両方に影響する要因と見なしている。

pergrowth に回帰させたときの残差を用いて得られた結果を示している。

これらの結果を解釈するとき、信頼区間の位置に関する以下の基準が適用される：

貯蓄率と投資率の間の相関係数によって国内の地域間資本移動の流動性が完全であるための必要十分条件は信頼区間がその内部にゼロを含むことである。

この基準は、資本流動性の程度を数量化するために適用される。というのも、貯蓄率と投資率が無相関という仮説は、この条件が満足されるときには棄却できないからである。

この基準によれば、表 2-7 から 2-10 で示されているすべての信頼区間は、フィリピンの地域間資本移動が流動的であることを示している<sup>26</sup>。

## 2-5 結論

本稿は、F-H puzzle を分析するいくつかの方法を検証した。それらは、時系列とクロスセクション・データをプールして行う回帰分析、固定効果パネル推定法、可変固定効果パネル分析法、bootstrap BCA 区間推定法である。これらの方法が OECD24 ヶ国のデータ、日本の 47 都道府県の地域データ、26 のインドネシアの地域データ、および 14 のフィリピンの地域データに適用された。

これらのどの方法を用いても、OECD 諸国間の資本移動に見られる流動性の欠如を示す統計的な証拠は堅牢である。特に、MW の方法を用いても流動性がないという結果は依然として残存する。何個の共通因子を考慮しても、そうである。本稿は、OECD 諸国に関しては F-H puzzle を棄却しない。

日本の地域間での自由な資本移動という結果が、時間効果やクロスセクション効果を固定するパネル・モデルを考慮することにより、また適切な数の共通因子を用いることにより得られた。著者の知る限りでは、従来の地域データの分析は経済的先進諸国にに限られたものであった。日本に関する本稿の結果は、従来の諸研究（Yamori(1995)および Dekle(1996)）と整合的である。

インドネシアとフィリピンの地域データを分析することにより、本稿は、経済的先進諸国と同様に発展途上諸国の地域データにおいても、国内の各地域間の自由な資本移動という結果が見いださうという結果を得た。

---

<sup>26</sup> 貯蓄率と投資率の残差を導くために、3つの選択された説明変数の中から2つの変数の組が用いられるとき、2変数間の相関係数の信頼区間は、表 2-10 で示されているように、ゼロを含む。



パネル推定法による分析結果の積み重ねによって、経済的関係式の推定において考慮されるべき共通因子の数を選択する方法の一助が得られる筈である。日本とインドネシアの地域データに対する保有係数の推定結果は潜在的に小標本の偏りの可能性を示している。これらの小標本の偏りは、想定される共通因子数が次第に大きくなる時にパラメータ推定値の  $t$  統計量の信頼性に関わるものである。

表 2- 1 OECD: 粗貯蓄

---

OECD(1968-1996, N=24, T=29) 粗貯蓄

	OLS1	OLS2	FE1	FE2
coef	0. 9922	0. 5154	0. 5699	0. 3800
S. E.	0. 0076	0. 0381	0. 0581	0. 0534
t-stat	130. 1367	13. 5256	9. 8092	7. 1173

MW

factor (R)	1	2	3	4	5	6	7	8
coef	0. 3738	0. 4263	0. 4256	0. 2976	0. 2766	0. 2732	0. 6207	0. 6893
S. E.	0. 0474	0. 0439	0. 0437	0. 0444	0. 0460	0. 0465	0. 0476	0. 0490
t-stat	7. 8802	9. 7160	9. 7398	6. 6993	6. 0099	5. 8708	13. 0336	14. 0610

---

$N$  はクロスセクションの個体数。  $T$  はパネル推定で用いられる期間数。 Coef, S.E., および t-stat は $\beta^*$  係数、 その標準誤差および t 統計量を表す。 Factor (R) は回帰式を推定するときに考慮される共通因子数を示している。

表 2- 2 OECD: 純貯蓄

---

OECD(1968-1996, N=24, T=29) 純貯蓄

	OLS1	OLS2	FE1	FE2
coef	1. 6006	0. 4034	0. 5673	0. 4185
S. E.	0. 0405	0. 0403	0. 0278	0. 0346
t-stat	39. 4726	10. 0053	20. 3808	12. 0777

MW

factor (R)	1	2	3	4	5	6	7	8
coef	0. 4018	0. 3481	0. 4013	0. 3249	0. 5000	0. 6493	0. 6255	0. 6838
S. E.	0. 0354	0. 0384	0. 0388	0. 0363	0. 0366	0. 0376	0. 0366	0. 0383
t-stat	11. 3377	9. 0605	10. 3344	8. 9584	13. 6751	17. 2600	17. 0808	17. 8318

---

$N$  はクロスセクションの個体数。  $T$  はパネル推定で用いられる期間数。 Coef, S.E., および t-stat は $\beta^*$  係数、 その標準誤差および t 統計量を表す。 Factor (R) は回帰式を推定するときに考慮される共通因子数を示している。

表 2-3 日本: 総投資

日本 (1975-1999, T=24, N=47)

	OLS1	OLS2	FE1	FE2
coef	0.9011	-0.2247	-0.1321	-0.0016
S. E.	0.0106	0.0139	0.0325	0.0309
t-stat	85.2647	-16.2003	-4.0595	-0.0529

MW

factor (R)	1	2	3	4	5	6	7	8
coef	0.0579	0.0949	0.0505	-0.0245	0.0176	0.0599	0.0453	0.0557
S. E.	0.0262	0.0292	0.0271	0.0321	0.0299	0.0273	0.0280	0.0246
t-stat	2.2112	3.2480	1.8650	-0.7644	0.5877	2.1916	1.6180	2.2628

$N$  はクロスセクションの個体数。  $T$  はパネル推定で用いられる期間数。 Coef, S.E., および t-stat は  $\beta^*$  係数、その標準誤差および t 統計量を表す。 Factor (R) は回帰式を推定するときに考慮される共通因子数を示している。

表 2-4 日本: 民間投資

日本 (1975-1997, T=22, N=47)

	OLS1	OLS2	FE1	FE2
coef	0.6287	-0.0127	0.0098	0.0353
S. E.	0.0064	0.0102	0.0290	0.0286
t-stat	98.4411	-1.2359	0.3393	1.2337

MW

factor (R)	1	2	3	4	5	6	7	8
coef	0.0572	0.0695	0.0677	0.0151	0.0373	0.0442	0.0524	0.0437
S. E.	0.0238	0.0213	0.0209	0.0224	0.0204	0.0180	0.0170	0.0175
t-stat	2.4044	3.2582	3.2349	0.6743	1.8292	2.4515	3.0744	2.4940

$N$  はクロスセクションの個体数。  $T$  はパネル推定で用いられる期間数。 Coef, S.E., および t-stat は  $\beta^*$  係数、その標準誤差および t 統計量を表す。 Factor (R) は回帰式を推定するときに考慮される共通因子数を示している。

表 2-5 インドネシア

インドネシア (1983–2012, T=30, N=26)

	OLS1	OLS2	FE1	FE2
coef	0.5646	0.0857	0.2181	0.1122
S. E.	0.0159	0.0239	0.0407	0.0392
t-stat	35.4531	3.5789	5.3630	2.8625

MW

factor (R)	1	2	3	4	5	6	7	8
coef	0.0814	0.0088	0.0648	0.0170	0.0371	-0.0001	0.2863	0.2845
S. E.	0.0351	0.0435	0.0413	0.0324	0.0323	0.0295	0.0365	0.0305
t-stat	2.3191	0.2024	1.5676	0.5249	1.1480	-0.0020	7.8483	9.3189

$N$  はクロスセクションの個体数。  $T$  はパネル推定で用いられる期間数。 Coef, S.E., および t-stat は  $\beta^*$  係数、その標準誤差および t 統計量を表す。 Factor (R) は回帰式を推定するときに考慮される共通因子数を示している。

表 2-6  $\hat{\beta}^*$  の操作変数推定値(14 のフィリピンの地域)

Period	$\hat{\beta}$	J Stat	Relative bias / Size
1999 – 2003	-0.039942 (0.5768)	0.936456 (0.816622)	5 % / 10 %
2004 – 2008	-0.016452 (0.7900)	3.479012 (0.323494)	5 % / 10 %
2009 – 2013	0.104940 (0.2430)	3.754437 (0.289231)	10 % / 15 %

投資率も貯蓄率も民間と政府の概念の集計値である。括弧内の数値は $\hat{\beta}^*$ の t 値の p 値であり、サーガン検定の J 統計量の p 値である。Cragg–Donald 統計量に基づいて相対的偏りは 2SLS の偏りと OLS 推定値の偏りを比較する。5% 2SLS の t-検定の真のサイズは相対的偏りの隣に示されている。「相対的偏り」と「サイズ」統計量は、弱操作変数の仮説が表示されている有意水準で棄却されることを意味している。

表 2-7 相関係数 (14 のフィリピンの地域) ; 3 変数使用の場合

---

期間	<u>95 % BCa 信頼区間</u>	
1999 – 2003	(-0.608903, 0.397368)	$\hat{a} = -0.050928, \hat{z}_0 = -0.031756$
2004 – 2008	(-0.618233, 0.791142)	$\hat{a} = 0.080799, \hat{z}_0 = 0.035100$
2009 – 2013	(-0.353432, 0.789863)	$\hat{a} = 0.025300, \hat{z}_0 = -0.031756$

---

投資率と貯蓄率に及ぼす 3 変数の影響を除去するために推定される回帰式の残差の間の相関係数が推定された。 $\hat{a}$  と  $\hat{z}_0$  は加速度定数と偏り修正定数を表している。ブートストラップ標本の反復回数は 3000 である。



表 2-8 相関係数 (14 のフィリピンの地域)；労働力人口使用

---

期間	95 % BCa 信頼区間	
1999 – 2003	(-0.555799, 0.641713)	$\hat{a} = 0.058883, \hat{z}_0 = 0.035100$
2004 – 2008	(-0.719102, 0.835879)	$\hat{a} = 0.110187, \hat{z}_0 = 0.104633$
2009 – 2013	(-0.177894, 0.874768)	$\hat{a} = 0.043149, \hat{z}_0 = 0.049317$

---

労働力人口の全人口に対する割合が及ぼす、投資率と貯蓄率への影響を除去するために推定される回帰式の残差同士の相関係数が推定された。 $\hat{a}$  と  $\hat{z}_0$  は加速度定数と偏り修正定数を表している。ブートストラップ標本の反復回数は 3000 である。

表 2-9 相関係数 (14 のフィリピンの地域)；人口増加率使用

---

期間	95 % BCa 信頼区間	
1999 – 2003	(-0.523610, 0.557568)	$\hat{a} = 0.029085, \hat{z}_0 = 0.045971$
2004 – 2008	(-0.669589, 0.691614)	$\hat{a} = 0.079480, \hat{z}_0 = 0.015040$
2009 – 2013	(-0.618379, 0.810465)	$\hat{a} = -0.010963, \hat{z}_0 = -0.019219$

---

年平均人口増加率が及ぼす、投資率と貯蓄率への影響を除去するために推定される回帰式の残差同士の相関係数が推定された。 $\hat{a}$  と  $\hat{z}_0$  は加速度定数と偏り修正定数を表している。ブートストラップ標本の反復回数は 3000 である。

表 2-10 相関係数 (14 のフィリピンの地域) ; GDP 成長率使用

---

期間	95 % BCa しんらいかん	
1999 – 2003	(-0.511653, 0.356115)	$\hat{a} = -0.020722, \hat{z}_0 = -0.030920$
2004 – 2008	(-0.648355, 0.909290)	$\hat{a} = 0.119112, \hat{z}_0 = 0.027576$
2009 – 2013	(-0.392042, 0.873510)	$\hat{a} = -0.003182, \hat{z}_0 = -0.013369$

---

期間内の一人当たり GDP の年平均増加率が及ぼす、投資率と貯蓄率への影響を除去するために推定される回帰式の残差同士の相関係数が推定された。 $\hat{a}$  と  $\hat{z}_0$  は加速度定数と偏り修正定数を表している。ブートストラップ標本の反復回数は 3000 である。

<参考文献>

Apergis, N., and C. Tsoumas, (2009). "A Survey of the Feldstein-Horioka puzzle: what has Been done and where we stand." *Research in Economics* 63 (2): 64–76.

Badan Pusat Statistik, The Government of Indonesia, Gross Regional Domestic Product of Provinces in Indonesia by Expenditure 1983-1991, 1987-1992, 1993-1996, 1997-2000, 1999-2002, 2000-2003, 2001-2005, 2002-2006, 2004-2008, 2005-2009, 2006-2010, 2007-2011, 2008-2012, 2009-2013.

Bai, J., (2003) Inferential theory for factor models of large dimensions, *Econometrica*, 71, 1, 135-171.

Bai, J., (2009) Panel data models with interactive fixed effects, *Econometrica*, 77, 4, 1229-1279.

Bai, J., and Ng, S., (2002) Determining the number of factors in approximate factor models, *Econometrica*, 70, 1, 191-221.

Bangake, C., (2011) The Feldstein-Horioka puzzle in African countries: a panel cointegration analysis, *Economic Modelling*, 28, 939-947.

Bayoumi, T. A., and Rose, A. K., (1993) Domestic saving and intra-national capital flows, *European Economic Review*, 37, 1197-1202.

Coiteux, M. , Olivier, S., (2000) The saving retention coefficient in the long- run and in the short: evidence from panel data, *Journal of International Money and Finance*, 19, 535-548.

Cragg, J.G. and Donald, S. G.,(1993) Testing identifiability and specification in instrumental variable models, *Econometric Theory*, 9(2), 222-240.

- Dekle, R., (1996) Saving – investment associations and capital mobility: on the evidence from Japanese regional data, *Journal of International Economics*, 41, 53-72.
- Dooley, M., Frankel, J., and Mathieson, D.,(1987) International capital mobility: what do saving-investment correlation tell us ? , IMF Staff Papers, 34, 503-530.
- Efron, B., (1981) Nonparametric estimates of standard error: the jackknife, the bootstrap and other methods. *Biometrika*, 68, 3, 589-599.
- Efron, B., (1987) Better bootstrap confidence intervals. *Journal of the American Statistical Association* 82, 171-200.
- Efron, B., and Tibshirani, R., (1986) Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measure of statistical accuracy, *Statistical Science*, 1, 1, 54-75.
- Efron, B., and Tibshirani, R. (1998) An Introduction to the Bootstrap, Chapman & Hall/ CRC.
- Feldstein, M., and Horioka, C. (1980) Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Feldstein, M. (1983) Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run, *European Economic Review*, 21, 129-151.
- Feldstein, M., and Bacchetta, P. (1991) National saving and international investment, D. Bernheim and J.B. Shoven, ed., National Saving and Economic Performance, University of Chicago Press, 201-226.
- Frankel, J. (1991) Quantifying international capital mobility in the 1980s, D. Bernheim and J.B. Shoven, ed., National Saving and Economic Performance,

University of Chicago Press, 227-260.

Frankel, J. (1992) Measuring international capital mobility: a review, *American Economic Review*, 82, 197-202.

Greenway-Mcgrevy, R., Han, C., and Sul, D.(2007) Estimating and testing idiosyncratic equations using cross-section dependent panel data: application to Feldstein-Horioka puzzle. Mimeo.

Giannone, D. and Lenza, M. (2009) The Feldstein-Horioka Fact, NBER International Seminar on Macroeconomics, <http://www.nber.org/chapters/c11909>, 103-117.

Harberger, A. (1980) Vignettes on the world capital market, *American Economic Review*, 70, 331-337.

Iwamoto, Y., and Wincoop, E. V. (2000) Do borders matter?: evidence from Japanese regional net capital flows, *International Economic Review*, 41, 1, 241-269.

Jansen, W. J. (2000) International capital mobility: evidence from panel data, *Journal of International Money and Finance*, 19, 507-511.

Kasuga, H.(2004) Saving-investment correlations in developing countries, *Economics Letters*, 83, 371-376.

Kitamura, Y., Fujiki, H.(1995) Kokusaihikakukenkyl eno panel data bunseki no ouyo: Feldstein-Horioka paradox no sai kentou, *Kinyu-Kenkyu*, (HERMES-IR), 14(1), in Japanese, 145-160.

Krol, R.(1996) International capital mobility: evidence from panel data, *Journal of International Money and Finance*, 15, 3, 467- 474.

- Moon, H. R., and Weidner, M.(2015) Linear regression for panel with unknown number of factors as interactive fixed effects, *Econometrica*, 83, 4, 1543- 1579.
- Murphy, R.(1984) Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries, 3, 327-342.
- Organisation for Economic Co-operation and Development(1998), Naional accounts, Main Aggregates, volume 1, 1960-1996.
- Obstfeld, M.(1986) Capital mobility in the world economy: theory and measurement, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy 24, 54-104.
- Obstfeld, M.(1995) International capital mobility in the 1990s”, in P.B. Kenen, ed., Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy, Princeton University Press, 201-261.
- Onatski, A.(2010) Determining the number of factors from empirical distribution of eigenvalues, *The Review of Economics and Statistics*, November, 92(4), 1004-1016.
- Pesaran, M. H.(2006) Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure, *Econometrica*, 74, 4, 967-1012.
- Penati, A., Dooley, M. P.(1984) Current account imbalances and capital formation in industrial countries: 1949-1981, IMF Staff Papers 31, 1-24.
- Philippine Statistics Authority, Republic of the Philippines, Gross Regional Domestic Expenditure 1994-1996, 1996-1998, 1997-1999, 1998-2000, 2000-2003, 2002-2004, 2003-2005, 2004-2006, 2005-2007, 2006-2008, 2007-2009, 2009-2011, 2010-2012, 2011-2013.

Sargan, J. D.(1958) The Estimation of economic relationships using instrumental variables ,  
*Econometrica*, 26, 3, 393-415.

Sinn, S. (1991) Measuring international capital mobility: a critical assessment of the use of  
saving and investment correlations, Kiel Working Papers, 458, Kiel Institute for the  
World Economy, 1-29.

Stock, J. H., Yogo, M.(2005) Asymptotic distributions instrumental variable statistics with  
many instruments, in D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds., Identification and Inference  
for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg, Cambridge University  
Press, Cambridge, 109-120.

Summers, L.(1988) Tax policy and competitiveness, in J. Frankel(ed.), International  
Aspects of Fiscal Policy”, University of Chicago Press, 349-375.

Thomas, A.(1993) Saving, investment, and the regional current account: an analysis of  
Canadian, British, and German regions, IMF Working Paper, International  
Monetary Fund, 1-19.

Yamori, N.(1995) The Relationship between domestic savings and investment: The  
Feldstein-Horioka test using Japanese regional data, *Economics Letters*, 48, 361-366. ¥



### 第3章 独自要因を用いた貯蓄・投資相関の有意性検定

#### 3-1 はじめに

本章は、共通因子パネル・モデルを OECD、インドネシア、および日本のデータに適用して、投資率と貯蓄率の固有項 (idiosyncratic term) の系列を導き、これらの変数間の相関係数の信頼区間を推定する。この信頼区間の推定値により、前章のフィリピンのデータの分析において用いたものと同じ基準に基づいて資本移動が流動的か否か検証する。前章の分析では、共通因子の推定および除去と、投資―貯蓄の Feldstein-Horioka 型方程式の推定を同時に行う Moon-Weidner(2015)のモデルを用いたが、本章は最初に投資率と貯蓄率の各々から共通因子を除去した後の固有系列を推定し、次にこの固有系列に対して Feldstein-Horioka puzzle の検証を行う。このような分析は、Giannone-Lenza(2009)において回帰モデルを用いて行われ、共通因子を特定化して Feldstein-Horioka 型の方程式を推定する場合、puzzle が消滅することが示された。

#### 3-2 方法

本章で用いる共通因子パネル・モデルは Bai-Ng(2002)と Onatsky(2009)である。Bai-Ng(2002)のモデルは下記のように要約される。

因子モデル

$X_{it}$  を、時点  $t$  において第  $i$  クロスセクション個体に対して観察されたデータとしよう。 $i=1, 2, \dots, N$ 、 $t=1, 2, \dots, T$  である。以下のモデルを考えよう :  $h$

$$(1) \quad X_{it} = \lambda_i' F_t + e_{it}$$

ここで、 $F_t$  は共通因子のベクトル、 $\lambda_i$  は  $F_t$  と関連した因子負荷量のベクトル、 $e_{it}$  は、 $X_{it}$  の固有成分である。積  $\lambda_i' F_t$  は  $X_{it}$  の共通成分とよばれる。方程式(1)はその時データの因子表現である。因子、その負荷量、および固有の誤差項はいずれも観察不能であることに留意せよ。

このモデルにおける因子数の決定の為に次の  $V(k, F^k)$  を定義する。即ち、 $F^k$  を  $k$  個の因

子の行列とし、 $V(k, F^k) = \min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i^k F_t^k)^2$  をすべての  $i$  についての  $k$  因子に  
 対する  $X_i$  の時系列回帰からの残差平方和（ $NT$  で割られた）であるとしよう。その時、ロス  
 (loss) 関数  $V(k, F^k) + kg(N, T)$  を  $k$  を決定するために用いることが出来る。ここで、 $g(N, T)$   
 は過大な因子数を用いる場合のペナルティーである。

ここでの  $g(N, T)$  にいくつかの項を用いて得られる

$$PC_{p1}(k) = V(k, \hat{F}^k) + k\hat{\sigma}^2 \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln \left( \frac{NT}{N+T} \right) \quad (1)$$

$$PC_{p2}(k) = V(k, \hat{F}^k) + k\hat{\sigma}^2 \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln C_{NT}^2$$

および

$$IC_{p1}(k) = \ln (V(k, \hat{F}^k)) + k \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln \left( \frac{NT}{N+T} \right) \quad (2)$$

$$IC_{p2}(k) = \ln (V(k, \hat{F}^k)) + k \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln C_{NT}^2$$

が本章で用いられる Bai-Ng 基準で、それらは本章において各々 PC1、PC2、IC1、および  
 IC2 と表される。これらの基準の最小値を与える  $k$  が Bai-Ng(2002) の因子数である。

Onatsky(2009)の方法を下記のように要約する。即ち、近似的因子モデルを

$$X^{(n,T)} = \Lambda^{(n,T)} F^{(n,T)} + e^{(n,T)} \quad , \quad (2)$$

とする。ここで、 $X^{(n,T)}$  は  $n$  個のクロスセクション個体を  $T$  時間にわたって観察したデータ  
 の  $n \times T$  行列であり、 $\Lambda^{(n,T)}$  は、その  $(i, j)$  要素が第  $j$  因子の第  $i$  クロスセクション個体に対する  
 負荷量を表す  $n \times r$  行列、 $F^{(n,T)}$  は、その  $j, t$  要素が時点  $t$  における第  $j$  因子の値と解釈される  $r \times T$   
 行列、 $e^{(n,T)}$  は、データの固有成分からなる  $n \times T$  行列を表している。 $n$  と  $T$  が比較的小さい  
 ときのモデル (2) はより大きなモデルと必ずしも入れ子型になっている訳ではない。  
 $\Lambda^{(n,T)}$ 、 $F^{(n,T)}$ 、および  $e^{(n,T)}$  に関して設定されたただ一つの仮定は、以下の仮定 1 と 2 であ  
 る。我々の目標は、 $n$  と  $T$  の両方が無限大に近づくときにデータから未知の因子数  $r$  を一致  
 性を持つ形で推定することである。

標本共分散行列  $\frac{X'X}{T}$  の固有値の大きいものから  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots$  としよう。近似的因子モデルでの因子数に関する新しい一致性のある推定量は、標本共分散行列の、如何なる有限個数の最大の「固有」な固有値も単一点の回りに集まるという事実に基づいている。対照的に、その数が因子数に等しい、すべての「体系的」な固有値は無限大に発散する。Onatsky(2009)の推定量は発散する固有値を漸近的に集合体から分離し、分離された固有値の数を数えあげる。即ち、 $\delta$ をパラメータとする

$$\hat{\gamma}(\delta) = \max\{i \leq \gamma_{max}^n : \lambda_i - \lambda_{i+1} \geq \delta\}$$

において、1点に集中しない最大の  $\hat{\gamma}(\delta)$  が Onatsky 基準の因子数を与える。

Onatsky(2009)モデルの長所は、「Bai-Ng 基準における域値は恣意的に尺度が変更されることが可能であり、その選択肢の中にあまりに多くの自由度が残されるということを意味している。モンテカルロ分析によって、固有成分の間に無視できない程度の相関が存在する場合には、実証的に良く用いられる大きさの標本においては、この推定量が Bai-Ng 推定量に優越することが示される。より具体的には、Bai-Ng 基準は我々の基準に比べて因子数をひどく過大推定する傾向がある。また、「Bai-Ng 推定量に比べたときのこの推定量が主に優れているのは、固有項に関して、クロスセクションと時間軸の両方の相関の規模が大きい、現実的な小標本でも大規模標本におけると同様に有効であるという点である。それはまた、観察された分散のうち因子に帰することができる割合が、固有項に帰せられる分散よりも小さいときに Bai-Ng 基準を改善できるメリットもある」。

固有項に対応する大きな固有値は、1点に集中するが、共通因子に対応する固有値は発散する（よって集中しない数の固有値を数えて因子数  $\gamma$  とする）。

Iwamoto-Wincoop(2000)は、貯蓄率と投資率各々1組の制御変数に回帰させたときの残差の間の相関係数に関する正規分布検定を行い、日本の地域データにおいて Feldstein-Horioka puzzle(1980)は存在しないという結果を得ている。本章では、第2章のフィリピンのデータの分析においてと同様、相関係数の BCa 信頼区間を計測するが、その場合のデータは、残差系列ではなく、共通因子パネル・モデル (Bai-Ng(2002)および Onatsky(2009)) から導かれる、貯蓄率と投資率の固有な (idiosyncratic) 系列であり、これが Iwamoto-Wincoop(2000)で用いられた、回帰の残差 (共通因子の影響から自由であると想定される) に対応する。

### 3-3 データ

本章で用いる OECD、インドネシア、および日本に関するパネル・データは、第 2 章で用いたものと同じである。第 2 章では、common factor panel regression model (Moon and Weidner(2015)) により Feldstein-Horioka 型の方程式を直接推定したが、その枠組みでは貯蓄率と投資率の中の固有 (idiosyncratic) な系列を導くことは出来なかった。本章では、Bai-Ng(2002)と Onatsky(2009)の common factor panel model を用いて、これらの変数の固有項の系列を推定し、国家間及び国内における地域間の資本流動性の規模を検証する。

### 3-4 推定結果

#### 3-4-1 OECD の推定結果

OECD のパネル・データでは、粗貯蓄と純貯蓄の各々に対して総投資を用いた 2 つの組み合わせに対する推定結果を提示する。このような 2 種類のデータに対する分析を行うのは、Feldstein-Horioka(1980)における分析と同様である。粗貯蓄と純貯蓄の関係は、2 章におけると同じく下記の式で与えられる：

$$\begin{aligned} \text{Net savings} = & \text{Gross capital formation} - \text{Consumption of fixed capital} + \text{Net} \\ & \text{lending} + \text{Acquisition less disposal of non-financial non-produced assets} - \text{Net} \\ & \text{capital transfers from the rest of the world} \end{aligned}$$

総投資と粗貯蓄の間の相関係数に関する BCa bootstrap 信頼区間の推定結果が表 3-1 に示されている。第 2 章におけると同様に、ここでの  $\hat{a}$  は加速度定数、 $\hat{z}_0$  は偏り修正定数である。なお、本章における bootstrap 推定においてサンプリングの回数は、第 2 章と同様 3000 回である。

相関係数の信頼区間に基づいた資本流動性の程度に関する判断基準は、第 2 章におけるものと同様に下記の通りである：

資本の流動性が成立するための必要十分条件は、貯蓄率と投資率の相関係数の信頼区間がその内部にゼロを含むことである。

この基準に照らして表 3-1 の推定結果を判断すると、粗貯蓄と総投資による検証では、これらの変数の間に相関があるという仮説を棄却できず、従って、OECD 諸国間において、用いた観察期間内の資本移動に障壁があり、国内投資は国内貯蓄の規模によって制約を受

けていると解釈される。Bai-Ng(2002)基準による、粗貯蓄データに存在する最適な因子数は1から10、Onatsky(2009)基準では1、また総投資データに存在する最適な因子数は各々1から10、および1であるが、これらのどの基準によって最適因子数を定めるとしても上述した結論には影響がない。

一方、純貯蓄と総投資を用いる場合の分析結果を示す表3-2を見ると、因子数が1から4までの場合、相関係数の信頼区間がその内部にゼロを含んでおり、資本の流動性の程度に関する本章の基準に基づいて、これらの共通因子を除去した後の両変数の固有の系列は、完全な資本流動性と矛盾しない。Bai-Ng(2002)基準による最適の因子数は粗貯蓄と総投資共に1から10、Onatsky(2009)基準では両方の変数について1であるが、因子数が1の場合のBai-Ng基準とOnatsky基準（常に1である）の適用はこの完全に流動的な資本移動という解釈と斉合的である。尚、Bai-Ng(2002)モデルを適用して粗貯蓄と総投資から共通因子を推定し、これをFeldstein-Horioka型の回帰式の右辺に含めてOLS推定したGiannoni and Lenza(2009)は、共通因子を含める前に有意であった $\beta$ 係数が、それを含めることにより有意性を失うことを見いだしており、そのことがpuzzleの消滅の説明であったが、本章の推定結果は彼らのこのような結果と対応しているとみることが出来る。ただし、変数概念を彼らと同一とする場合の表3-1では、推定結果の解釈が彼らとは異なっている。また、表3-1、表3-2共にパネル・データの次元が彼らの場合の $N=20$ 、 $T=38(1970-2007)$ とは異なっていることにも留意が必要である。

第2章におけるOECD諸国に関する推定結果は、2つの変数の組のいずれについても、また、1から10までのいずれの共通因子数を考慮した場合でも、 $\beta$ 係数が有意性を有しており、資本移動の流動性が不完全と解釈された。共通因子パネル・モデルの理論的相違がもたらすこのような結果の相違がどこから来るものであるかについては本章の分析の範囲を超える問題である。

#### 3-4-2 インドネシアの推定結果

インドネシアの分析で用いられる変数は、総貯蓄と総投資である。表3-3の95%信頼区間の推定結果では、因子数が1の場合以外、信頼区間がゼロを内部に含んでおらず、本章の判定基準に照らすと共通因子数の多くに対応して、インドネシア国内の地域間資本移動が十分に流動的ではないこととなる。しかし、表3-3の脚注で示されているように、信頼水準を99%に高める場合、共通因子数2、3、および4に対応する信頼区間が内部にゼロを含

むようになり、完全に流動的な地域間資本移動という解釈と矛盾しない。Bai-Ng(2002)基準での最適因子数は IC(2)の 9 以外全て 10 であり、Onatsky(2009)基準でも総貯蓄系列が 10、総投資系列では 5 である。Onatsky(2009)は Bai-Ng(2002)が共通因子数を過大推定しがちと述べており、もしも総投資に関する Onatsky(2009)基準での共通因子数 5 を総貯蓄系列にも適用し、99%の信頼水準を用いるならば、共通因子数 4 までの信頼区間についてインドネシアの地域間資本移動は流動的という解釈を導くことが出来る。その場合、本章の推定結果と第 2 章のインドネシアに関する推定結果は整合的となる。

### 3-4-3 日本の推定結果

日本のパネル・データの分析では、総貯蓄と総投資の概念を用いる場合（いずれも民間と政府の貯蓄及び投資を民間の数値と合計したものとして「総」の概念が用いられる）と、総貯蓄と民間投資を用いる場合の 2 つの標本を用いる。総投資は政府投資を含んでおり、それが公共的ないしは福祉的目的で所得水準が相対的に低い地域に振り向けられ、地域の貯蓄・投資相関を負にするように作用するという考え方があり（Thomas(1993)、Yamori(1995)、Dekle(1996))、従来から民間投資を用いる検証も併せて行われてきた。

表 4-3 は、総貯蓄と総投資の固有系列を分析した結果を示している。脚注の 99%信頼区間を含めて、この場合共通因子数が 1 から 6 までの場合で、信頼区間が内部にゼロを含んでおり、相関係数に関する本章の判断基準に基づいて、日本の地域間資本移動が流動的であるという仮説を棄却できない。Bai-Ng(2002)の基準による最適共通因子数は、貯蓄と投資の両方で貯蓄の IC2 の 8 以外全て 10、Onatsky(2009)基準では両変数共に 3 である。これは、第 2 章の Moon-Weidner model(2015)による推定結果において $\beta$ 係数が、共通因子数が 3、4、および 5 の場合に有意でなかったことと対応しており、共通因子の推定モデルの相違にもかかわらず同様の解釈を与える結果が得られている。

表 3-5 では、総貯蓄と民間投資を用いたときの推定結果が示されている。95%信頼区間では、その内部にゼロを含む信頼区間は得られておらず、地域間での資本移動が流動的ではないと解釈されるが、そのような結果は従来の地域データを用いた用いた Feldstein-Horioka puzzle の検証結果（Bayoumi and Rose(1993)、Thomas(1993)、Yamori(1995)、Dekle(1996)) とは一致しない。しかしながら、同表脚注の 99%信頼区間では、共通因子数が 1、2、および 5 のときに信頼区間がゼロを含み、流動的な資本移動仮説と矛盾しない。この結果はまた第 2 章の総貯蓄と民間投資を用いるときの $\beta$ 係数が、共通

因子数 4 と 5 に対して有意性を持たないことと対応している。

最適な共通因子数は Bai-Ng(2002)基準では、総貯蓄と投資の全ての場合で 10、、Onatsky(2009)基準では総貯蓄が表 3-4 の場合と同様に 3、民間投資が 1 である。

### 3-5 結論

本章では、Bai-Ng(2002)と Onatsky(2009)の common factor panel 分析を適用して、OECD、インドネシア、および日本の貯蓄・投資データを分析して、Feldstein-Horioka puzzle の検証を行った。貯蓄率と投資率から共通因子を除去して固有な系列を取り出し、分析することは、従来最小 2 乗法による Feldstein-Horioka 型方程式の推定において連立方程式の偏り（ないしは説明変数の内生性の問題）とよばれる問題に対処するために用いられてきた操作変数（IV）法に代えて、変数本来の固有成分の間では、人口や経済成長、経常勘定に対する政府の財政政策による反応、景気循環、および富といった、貯蓄と投資の双方に同時に作用する共通因子の影響を除いた上で資本の流動性の検証を行うことが可能になると考えられる。

OECD 諸国について、総投資に対し粗貯蓄を用いた場合の推定結果を示す表 3-1 では、信頼区間の内部にゼロが含まれる場合はなく、puzzle の存在が否定できないのに対して、総投資と純貯蓄の組に対する推定を行った結果を示す表 3-2 では、これと対照的に 4 つまでの共通因子を除去することで puzzle が解消する結果が得られた。前者の結果は、本稿の第 2 章と同様であるが、後者は第 2 章とは相反する結果である。しかし、それは Giannone and Lenza(2009)が示した結果と貯蓄概念に相違はあるが、同様の結果と解釈しうる。

インドネシアと日本の地域データを用いた分析では、99%信頼区間までを含めて考えると、従来文献で指摘されてきたことと同様の結果、即ち、地域間の資本移動は流動的であるという解釈と矛盾しない結果が得られた。日本の総投資を用いる場合でも、流動的な地域間資本移動を示す結果が得られたことは、従来文献（Bayoumi and Rose(1993)、Dekle(1996)、等）における結果には合致しないが、本稿第 2 章の共通因子パネル回帰（Moon-Weidner(2015)）の推定結果には合致している。このことによって、政府投資が及ぼす影響が共通因子の一つとして除去されたことが、これらの結果に影響を及ぼしたと考えることも可能であろう。

総貯蓄に民間投資を組み合わせたときの推定結果を示す表 3-5 では、従来文献（Bayoumi and Rose(1993)、Dekle(1996)、Iwamoto – Wincoop(2000)）と同様の解釈が

可能である。即ち、99%信頼区間までを含めて考えると、日本の地域データによる推定結果は、地域間資本移動が流動的という解釈と矛盾しないもので、その意味で Feldstein-Horioka 型方程式の含意を裏書きするものである。



表 3-1 OECD 粗貯蓄 相関係数の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(0.308145, 0.439584)	-0.000114	-0.05099	0.380237
2	(0.372566, 0.493287)	-0.000451	-0.062707	0.437791
3	(0.411630, 0.532243)	-0.001512	-0.003342	0.474127
4	(0.464198), 0.573638)	0.000280	-0.230920	0.523387
5	(0.541483, 0.642842)	-0.002458	-0.031756	0.596618
6	(0.576766, 0.670535)	-0.001178	-0.013369	0.627133
7	(0.643455, 0.728072)	0.000674	0.000836	0.687931
8	(0.735044, 0.805974)	-0.006753	-0.023397	0.774218
9	(0.879995, 0.912181)	-0.01699	-0.015876	0.896913
10	(0.932261, 0.949061)	0.003567	-0.027576	0.941473

観察期間：1968-1996。N=24、T=29、NT=696。標本値は相関係数の標本観察値

粗貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	7	1	10	10

Onatsky 1

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	9	1	10	10

Onatsky 1

表 3-2 OECD 純貯蓄 相関係数の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(-0.072762, 0.089956)	-0.003856	0.027576	0.007340
2	(-0.081621, 0.088964)	-0.007928	0.015876	0.002349
3	(-0.049638, 0.115466)	-0.002115	0.010027	0.031797
4	(-0.010783, 0.170704)	-0.001888	0.036772	0.082059
5	(0.033544, 0.204207)	-0.002821	-0.011698	0.121694
6	(0.040648, 0.206408)	-0.005866	-0.026741	0.125046
7	(0.103724, 0.261531)	-0.002559	-0.005849	0.186624
8	(0.119988, 0.269978)	-0.001002	-0.000836	0.195659
9	(0.234450, 0.374249)	-0.001965	0.007520	0.304447
10	(0.305959, 0.429947)	-0.001981	-0.011698	0.370113

観察期間：1968-1996。N=24、T=29NT=696。標本値は相関係数の標本観察値

純貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	9	1	10	10

Onatsky 1

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	9	1	10	10

Onatsky 1

表 3-3 インドネシア 相関係数の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(-0.011014, 0.101984)	-0.0000844	-0.005013	0.046124
2	(0.010861, 0.112892)	-0.000187	-0.004178	0.055150
3	(0.008322, 0.112892)	-0.001424	0.018383	0.059794
4	(0.007635, 0.136013)	0.000521	0.020890	0.070585
5	(0.036391, 0.156247)	0.003485	0.016712	0.096847
6	(0.042748, 0.175872)	0.001990	0.013369	0.110743
7	(0.0316764, 0.188998)	-0.008062	-0.035936	0.118193
8	(0.101472, 0.257544)	0.001983	0.038444	0.177400
9	(0.228603, 0.360683)	-0.002992	-0.011698	0.296123
10	(0.363093, 0.477269)	-0.002960	-0.042626	0.423449

観察期間：1983-2012。N=26、T=30、NT=780。標本値は相関係数の標本観察値

粗貯蓄の因子数

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	9	10	10

Onatsky 10

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 5

表 3-4 日本 総投資 相関係数の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(-0.008620, 0.104881)	-0.001908	0.020890	0.048890
2	(-0.000609, 0.107483)	-0.001323	-0.015876	0.054776
3	(0.006487, 0.116685)	-0.000672	-0.010027	0.062556
4	(0.017451, 0.127686)	-0.000206	0.039281	0.069950
5	(0.014514, 0.137260)	0.001847	0.061032	0.074266
6	(0.019941, 0.144470)	0.002833	-0.008356	0.082900
7	(0.026068, 0.155407)	0.005000	0.022562	0.090107
8	(0.041858, 0.166480)	0.004340	-0.003342	0.104858
9	(0.076220, 0.188875)	0.001996	0.012533	0.134257
10	(0.167391, 0.274312)	0.007648	-0.024233	0.222124

観察期間：1975-1999、N=47、T=25、NT=1175、標本値は相関係数の標本値。

因子数が、3、4、5、および 6 のときの 99%信頼区間は各々(-0.011808, 0.128891)、(-0.001682, 0.145507)、(-0.002600, 0.158351)、および(-0.001997, 0.165963)である。

総貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	8	10	10

Onatsky 3

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 3

表 3-5 日本 民間投資 相関係数の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(0.000737, 0.117681)	-0.000444	-0.015040	0.061813
2	(0.009204, 0.128716)	0.000576	0.006684	0.068426
3	(0.018150, 0.133086)	0.000239	-0.013369	0.076709
4	(0.025611, 0.143144)	0.000797	0.017547	0.083485
5	(0.019746, 0.156301)	0.001372	-0.015040	0.089384
6	(0.034053, 0.161809)	0.001356	-0.012533	0.098386
7	(0.042779, 0.184263)	0.007825	0.008356	0.109025
8	(0.059130, 0.192486)	0.007576	0.016712	0.123571
9	(0.100418, 0.222032)	0.003948	0.026741	0.161669
10	(0.204420, 0.311816)	0.006603	-0.020890	0.258849

観察期間：1975-1997、N=47、T=23、NT=1081、標本値は相関係数の標本値。

因子数が、1、2、および5のときの99%信頼区間は、各々(-0.018759, 0.137672)、(-0.016089, 0.145653)、および(-0.002947, 0.179258)である。

総貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 3

民間投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 1

<参考文献>

Badan Pusat Statistik, The Government of Indonesia, Gross Regional Domestic Product of Provinces in Indonesia by Expenditure 1983-1991, 1987-1992, 1993-1996, 1997-2000, 1999-2002, 2000-2003, 2001-2005, 2002-2006, 2004-2008, 2005-2009, 2006-2010, 2007-2011, 2008-2012, 2009-2013.

Bai, J., (2003), Inferential theory for factor models of large dimensions, *Econometrica*, 71, 1, 135-171.

Bai, J., (2009), Panel data models with interactive fixed effects, *Econometrica*, 77, 4, 1229-1279.

Bai, J., and Ng, S., (2002), Determining the number of factors in approximate factor

Bayoumi, T. A., and Rose, A. K., (1993), Domestic saving and intra-national capital flows, *European Economic Review*, 37, 1197-1202.

Cragg, J.G. and Donald, S. G.,(1993) Testing identifiability and specification in instrumental variable models, *Econometric Theory*, 9(2), 222-240.

Dekle, R., (1996), Saving – investment associations and capital mobility: on the evidence from Japanese regional data, *Journal of International Economics*, 41, 53-72.

Efron, B., (1981) Nonparametric estimates of standard error: the jackknife, the bootstrap and other methods. *Biometrika*, 68, 3, 589-599.

Efron, B., (1987) Better bootstrap confidence intervals. *Journal of the American Statistical Association* 82, 171-200.

- Efron, B., and Tibshirani, R., (1986) Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measure of statistical accuracy, *Statistical Science*, 1, 1, 54-75.
- Efron, B., and Tibshirani, R. (1998) An Introduction to the Bootstrap, Chapman & Hall/ CRC.
- Feldstein, M., and Horioka, C. (1980) Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Feldstein, M. (1983) Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run, *European Economic Review*, 21, 129-151.
- Giannone, D. and Lenza, M. (2009) The Feldstein-Horioka Fact, NBER International Seminar on Macroeconomics, <http://www.nber.org/chapters/c11909>, 103-117.
- Iwamoto, Y., and Wincoop, E. V. (2000) Do borders matter?: evidence from Japanese regional net capital flows, *International Economic Review*, 41, 1, 241-269.
- Moon, H. R., and Weidner, M.(2015) Linear regression for panel with unknown number of factors as interactive fixed effects, *Econometrica*, 83, 4, 1543- 1579.
- Onatski, A.(2010) Determining the number of factors from empirical distribution of eigenvalues, *The Review of Economics and Statistics*, November, 92(4), 1004-1016.
- Sargan, J. D.(1958) The Estimation of economic relationships using instrumental variables , *Econometrica*, 26, 3, 393-415.
- Sinn, S. (1991) Measuring international capital mobility: a critical assessment of the use of saving and investment correlations, Kiel Working Papers, 458, Kiel Institute for the World Economy, 1-29.

Stock, J. H., Yogo, M.(2005) Asymptotic distributions instrumental variable statistics with many instruments, in D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds., Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg, Cambridge University Press, Cambridge, 109-120.

Thomas, A.(1993) Saving, investment, and the regional current account: an analysis of Canadian, British, and German regions, IMF Working Paper, International Monetary Fund, 1-19.

Yamori, N.(1995) The Relationship between domestic savings and investment: The Feldstein-Horioka test using Japanese regional data, *Economics Letters*, 48, 361-366.



## 第4章 韓国の貯蓄・投資相関の有意性検定

### 4-1 はじめに

Feldstein-Horioka 型方程式の推定と $\beta$ 係数に関する有意性検定によって資本の国際的流動性の規模を測定できると考えた Feldstein-Horioka(1980)の統計的方法の正当性を検証する一つの方法は、地域データを用いることによって、国内での資本移動には摩擦も障壁も存在しないという自明の現実を有意性のない $\beta$ 係数の推定値によって示すことであった。このような観点から従来の文献では、イギリス (Bayoumi and Rose(1993))、アメリカ (Sinn(1991))、日本 (Yamori(1995)、Dekle(1996))、イギリス・ドイツ・カナダ (Thomas(1993)) の地域データを用いた検証が行われ、いずれも資本移動の流動性の高さを示す結果が得られている。これらの諸研究で用いられてきた地域データは上記の先進諸国のものであったのに対して、本稿ではフィリピンとインドネシアの地域データの分析が行われた(第2章。第3章と第5章ではインドネシアと日本のデータが用いられた)。本章では、韓国の地域データの分析結果が提示される。

### 4-2 方法

韓国の地域データは時系列では 1990 年から 2014 年、地域の数では 16 地域のクロスセクション・データが利用可能であるが、第2、3、および第5章で用いられたパネル・データ分析はこの規模のデータに対して用いることは望ましくない。そのため、操作変数法、Iwamoto and Wincoop(2000)の残差の導出とそれに対する相関係数の推定、およびこの残差を用いた相関係数および分散比の bootstrap BCa 信頼区間の推定を行って、Feldstein-Horioka puzzle の検証を行う。

操作変数法では、下記の方程式が推定される：

$$\frac{I}{Y} = \alpha + \beta \cdot \frac{S}{Y} + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、 $\frac{I}{Y}$  は GDP に占める総（民間+政府の投資による）投資率、 $\frac{S}{Y}$  は GDP に占める

（民間および政府貯蓄による）貯蓄率とする。

貯蓄  $S$  は、各地域の GDP から民間最終消費支出および政府最終消費支出をマイナスして求めた。

$$S = Y - (C + G)$$

投資  $I$  は、各地域の国内総固定資本形成と在庫品増加の合計とする。Eは回帰の誤差項である。文献において頻繁に指摘されているとおり、この回帰式の説明変数と誤差項の間には相関が存在し、従って、この式の OLS 推定量は一致性を持たない。これは連立方程式の偏り、あるいは説明変数の内生性の問題として知られている。このような場合に良く用いられる推定法が操作変数法である。本章では、3つの操作変数を用いる：

POP…年平均人口成長率

PER…期末における1人あたり GDP

GOVRATE…地方政府収入の年平均増加率

推定によって内生性の問題が十分に解消したか否かの検定を Sargan 検定 (Sargan(1958)) によって行い、操作変数の組によって元の説明変数（貯蓄率）が十分に良好に表し得ているか否かの検定には Cragg-Donaldson 検定 (Cragg and Donaldson(1993)) を行う。

また、これらの操作変数を、Iwamoto-Wincoop(2000)の方法における制御変数としても用いる。その場合、下記のように投資率と貯蓄率を各々これらの変数に回帰させ、残差を導出する。これらの残差 ( $e_1$  および  $e_2$ )は、第2、3、5章における固有系列のように、投資率と貯蓄率に同時に作用する要因の影響から自由な、変数本来の情報を持った変数で、Feldstein-Horioka puzzle の検証を行うのにふさわしい系列と考えられる：

$$I/Y = \alpha + \beta_1 \cdot POP + \beta_2 \cdot PER + \beta_3 \cdot GOVRATE + e_1$$

$$S/Y = \alpha + \beta_1 \cdot POP + \beta_2 \cdot PER + \beta_3 \cdot GOVRATE + e_2$$

上記の回帰式から求められる残差を取り出し、二つの残差の相関係数と分散比の信頼区間を推定するために BCa bootstrap 法を用いる。BCa 法は推定値の median からの隔たり ( $\hat{z}_0$ ) と母集団標準偏差の規模に関して調整を行う ( $\hat{a}$ ) (信頼区間の推定法であり、percentile

法や bootstrap 法よりも母集団パラメータの推定量として優れた性質を持つことが知られている (Efron(1981, 1987)および Efron and Tibshirani(1986, 1998))。

#### 4-3 データ

本章で用いられる韓国の統計データの出典は下記の通りである：

GDP データは、1995-2014 年の期間について、“Expenditure on gross regional domestic product” Source：STATISTICS KOREA、KOSIS (韓国統計情報システム) (Korean Statistical Information Service) を用いた。

年齢区分人口データについては 1990, 1995, 2000, 2005, 2010 年の各期間について、“Summary of Census Population(By administrative district/sex/age)” Source、STATISTICS KOREA (KOSIS (Korean Statistical Information Service)) (韓国統計情報システム) を用いた。

地方財政データは、韓国経済企画院から発行されている『韓国統計年鑑』を利用した。

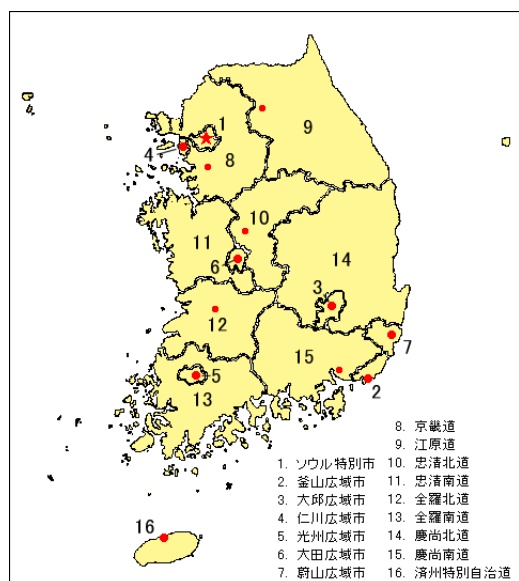
なお、韓国の地域分類は下記の通りである：

1.ソウル特別市(Seoul)、2.釜山広域市(Busan)、3.大邱広域市(Daegu)、4.仁川広域市(Incheon)、5.光州広域市(Gwangju)、6.大田広域市(Daejeon)、7.蔚山広域市(Ulsan)、8.京畿道(Gyeonggi-do)、9.江原道(Gangwond-do)、10.忠清北道(Chungcheongbuk-do)、11.忠清南道(Chungcheongnam-do)、12.全羅北道(Jeollabuk-do)、13.全羅南道(Jeollanam-do)、14.慶尚北道(Gyeongsangbuk-do)、15.慶尚南道(Gyeongsangnam-do)、16.済州特別自治道(Jeju-do)

ただし、慶尚南道蔚山市が蔚山広域市に昇格したのは 1997 年であり、それ以前の期間を含む統計的分析においては、地域数を 15 とする必要がある。

参考までに韓国の地域を表示する地図を下記に掲載する：

図 4-1 韓国における地域区分



韓国の地域データには、他の国には見られない特徴が存在する。いくつかの「道」の中に特別市が含まれており、特別市が「道」と同様の地域として統計上現れることである。従って、韓国の地域数を 15 ないしは 16 とする場合にはこれらの特別市を独立した地域と見なしていることに留意する必要がある。本章では、これらの特別市をそれらが位置する「道」に含めて他の諸国と同様の地域構成に変換したデータを用いる分析を行う場合がある。そのとき地域数は下記の 9 となる（自治体に付した番号は上記の 16 地域に対応している）：

韓国八道に基づく 9 地域分類

8.京畿道(Gyeonggi-do)+1.ソウル特別市(Seoul)+4.仁川広域市(Incheon)

9.江原道(Gangwond-do)

10.忠清北道(Chungcheongbuk-do)

11.忠清南道(Chungcheongnam-do)+6.大田広域市(Daejeon)

12.全羅北道(Jeollabuk-do)

13.全羅南道(Jeollanam-do)+5.光州広域市(Gwangju)

14.慶尚北道(Gyeongsangbuk-do)+3.大邱広域市(Daegu)

15.慶尚南道(Gyeongsangnam-do)+2.釜山広域市(Busan)、7.蔚山広域市(Ulsan)

16.済州特別自治道(Jeju-do)

#### 4-4 推定結果

表 4-1 は、方程式(1)を操作変数法によって推定した結果である。Feldstein-Horioka puzzle の検証においては $\beta$ の推定値の統計的有意性が問題とされる。すべての期間に対する推定結果に有意性が見られないので、韓国の地域データにおいては puzzle の存在は否定される。尚、同表から除外された 1995-1999 年の期間については下で各道に広域市や特別区を含めて地域数を 9 とした場合の検証結果を示している。2000-2004 年の期間と 2005-2009 年期間の $\beta$ の推定値が負となっているが、これは他の文献においても投資概念が政府投資を含む場合に見られる現象であり、政府投資が公共的目的で所得水準の低い地域に対して多めに投下され、地域の貯蓄が低いままである場合、貯蓄と投資に負の関係が表れるといわれている。本章の韓国の投資概念も政府投資を含んでおり、このような原因が背後に存在している可能性がある。これらの推定結果における内生性の問題の検定結果は、J 統計量が 10%水準でも有意でなく、説明変数と誤差項間の相関が操作変数を用いることによって消滅していると判断される。操作変数の「弱説明力」(weakness) の可能性の検定では、F 統計量がいずれも適切な有意水準の臨界値を上回っており、操作変数選択に重大な問題は存在しないと判断される。これらの結果を総合的に判断すると、16 地域のデータによる puzzle の検証では、資本の地域間移動の流動性には摩擦や障壁が存在するとはいえないこととなる。

表 4-2 は、特別市や広域市をそれらが所在している「道」に含めて全体の地域数を 9 としたデータによる puzzle の検証結果を示している。ここでは、表 4-1 同様、すべての期間の $\beta$ 値に統計的有意性が見られず、Sargan 検定の結果、weakness 検定の結果のいずれにおいても上記の表 5-1 と同様であり、従って、puzzle の検証についても同一の結論が導かれる。

表 4-3 は、5年平均の貯蓄率と投資率の残差の間の相関係数の 95%信頼区間を示している。相関係数の信頼区間を用いて Feldstein-Horioka puzzle を検証する際の判定基準は次の通りである。即ち、

[地域間の資本移動が流動的であるための必要純分条件は、貯蓄率と投資率の間の(残差)の相関係数の信頼区間がゼロを含むことである。]

表 4-3 の結果はすべてこの条件に合致しており、これまでの地域データを用いた検証(イ

ギリス、日本、アメリカ、ドイツ、カナダの事例)と同様に韓国の地域間資本移動も流動的であるという結果が得られている。

表 4-4 は貯蓄率と投資率の(残差)の間の変動規模を比較するため分散比(投資率の分散/貯蓄率の分散)の信頼区間を推定したものである。Feldstein-Horioka puzzle は、域内投資と域内の貯蓄の関係を分析して投資が貯蓄に依存しないことを資本移動の流動性の尺度と考えた。この分野における過去の諸研究も投資の貯蓄への依存性の検証に焦点を合わせてきており、これらの変数間の相対的な変動規模の検証は行われてこなかった。表 4-4 は、投資率と貯蓄率(の残差)の分散の比率の信頼区間を推定した結果を示している。表では最初の期間では信頼区間が 1 を含むが、後の 2 期間では信頼区間が 1 より小さい領域に属し、投資率が貯蓄率よりも変動規模が小さい傾向があるという結果となった。この 2 期間について、上の表 4-3 の推定結果と併せて解釈すると、資本移動の流動性と投資・貯蓄の相対的な変動規模に相違があるという結果が両立することになる。即ち、投資率と貯蓄率は無相関でありながら、貯蓄率の変動規模が投資率のそれより大きい。このことにはこれらの変数間の非線形の関係の可能性が含まれる。例えば、投資率が低下すると最初は貯蓄率が増大するが、投資率の減少が更に進むと貯蓄率が減少していくのである。しかしながら、このことは、これらの変数間には線形・非線形のいかなる関係も存在せず、二次元平面上で満遍なく散らばった関係があることを示すものであるのかも知れない。このような問題を更に分析するには、他の国の地域データによる分析や国レベルのデータの分析結果と比較する必要がある。そのような問題の分析は今後の研究上の課題である。

#### 4-5 結論

韓国の地域データを用いた、Feldstein-Horioka puzzle の実証的分析は、筆者の知る限りまだ報告されていない領域である。データ数が日本やインドネシアと比べると少なく、フィリピンと同程度の規模であるため、共通因子パネル・モデルの適用は行うことが出来なかった。フィリピンと同様に、操作変数法や相関係数の信頼区間を推定する方法で検証を行った結果、先進諸国やインドネシア、フィリピンといった途上諸国同様に、Feldstein-Horioka puzzle は韓国の地域データの分析でも見いだされなかった。

しかしながら、韓国のデータを用いる場合でも、投資率と貯蓄率の相対的な変動規模を分析することは可能であり、その結果を、OECD・日本・インドネシアに関する固有項に基づく検証を行った第 5 章の結果と比較すると、固有項による計測では投資率の変動が貯蓄

率に比べて相対的に大きいという結果であったのに対して、本章の制御要因に対する回帰の残差を用いる分析からは逆に投資率の相対的な変動規模は貯蓄率よりも小さいという結果が得られている。固有な要因を導くのに両者の分析が異なる統計的方法を用いている以上、相反する結果が得られても仕方がないかも知れない。今後は、大規模なデータが存在する国々の地域データに対して、また OECD 諸国のデータに対しても制御変数回帰から得られる残差を用いて、変動規模の比較を行うことに意義があるかも知れない。これらは今後の研究の課題としたい。

表 4-1 韓国 16 地域分類による操作変数法による F-H パズルの推計結果

5年平均の期間	$\beta$ 値	J 統計量	Cragg-Donald F-stat
2000-2004	-0.047837 (0.6664)	1.733743 (0.420264)	31.44965
2005-2009	-0.048932 (0.6021)	4.179029 (0.123747)	22.85568
2010-2014	0.027451 (0.7957)	4.512930 (0.10472)	22.89473

a)1995 から 1999 年の期間の推定については、1997 年に蔚山広域市が慶尚南道から分離されて独立した地域となったため、16 地域を用いた推定からは除外した。表中の  $\beta$  値の下の括弧内は標準誤差、J 統計量は Sargan 検定のための統計量を表し、下の括弧内は p-値を表す。F-Stat は Cragg-Donald 検定の統計量を表し、その臨界値は

Stock-Yogo TSLS critical values (relative bias):

5%	13.91
10%	9.08
20%	6.46
30%	5.39

Stock-Yogo critical values(size)

10%	22.30
15%	12.83
20%	9.54
25%	7.80

である。



表 4-2 韓国 9 地域分類による操作変数法による F-H パズルの推計結果

	$\beta$ 値	J 統計量	Cragg-Donald F-stat
1995-1999	0.092066 (0.7842)	2.039919 (0.360610)	15.76776
2000-2004	-0.029795 (0.8435)	1.766795 (0.413376)	59.78048
2005-2009	-0.065875 (0.661)	4.488228 (0.106021)	11.45171
2010-2014	0.020597 (0.8945)	5.807490 (0.054818)	8.15529

蔚山広域市を慶尚南道に含めたほか、他の広域市や特別市も所在する道に含め、9 地域を構成した。表中の  $\beta$  値の下の括弧内は標準誤差、J 統計量は Sargan 検定のための統計量を表し、下の括弧内は p-値を表す。F-Stat は Cragg-Donald 検定の統計量を表し、その臨界値は

Stock-Yogo TSLS critical values (relative bias):

5%	13.91
10%	9.08
20%	6.46
30%	5.39

Stock-Yogo critical values(size)

10%	22.30
15%	12.83
20%	9.54
25%	7.80

である。

表 4-3 相関係数の信頼区間 (16 地域 ; Korea)

期間	95 % BCa 信頼区間	
2000 – 2004	(-0.062657 , 0.786890) <sup>a)</sup>	$\hat{a} = -0.026264, \hat{z}_0 = -0.084490$
2005 – 2009	(-0.098617 , 0.673705)	$\hat{a} = -0.048394, \hat{z}_0 = -0.013369$
2010 – 2014	(-0.171992 , 0.634795)	$\hat{a} = -0.007714, \hat{z}_0 = -0.050154$

a)99% 信頼区間を用いている。 $\hat{a}$  と  $\hat{z}_0$  は加速度定数および偏り修正定数を表す。 標本反復数は 3,000 回である。

表 4-4 分散比の信頼区間 (16 地域 ; Korea)

期間	95 % BCa 信頼区間	
2000 – 2004	( 0.277148 , 3.899466 )	$\hat{a} = 0.003772, \hat{z}_0 = 0.020054 \hat{r} = 0.6985$
2005 – 2010	( 0.140714 , 0.861446 )	$\hat{a} = 0.054528, \hat{z}_0 = 0.082813 \hat{r} = 0.2955$
2010 – 2014	( 0.173625 , 0.944288 )	$\hat{a} = 0.026987, \hat{z}_0 = 0.050154 \hat{r} = 0.3853$

$\hat{a}$  と  $\hat{z}_0$  は加速度定数および偏り修正定数を表す。 $\hat{r}$ は標本分散比である。 標本反復数は 3,000 回である。

<参考文献>

- Bayoumi, T. A., and Rose, A. K., (1993) Domestic saving and intra-national capital flows, *European Economic Review*, 37, 1197-1202.
- Cragg, J.G. and Donald, S. G.,(1993) Testing identifiability and specification in instrumental variable models, *Econometric Theory*, 9(2), 222-240.
- Dekle, R., (1996) Saving – investment associations and capital mobility: on the evidence from Japanese regional data, *Journal of International Economics*, 41, 53-72.
- Efron, B., (1981) Nonparametric estimates of standard error: the jackknife, the bootstrap and other methods. *Biometrika*, 68, 3, 589-599.
- Efron, B., (1987) Better bootstrap confidence intervals. *Journal of the American Statistical Association* 82, 171-200.
- Efron, B, and Tibshirani, R., (1986) Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measure of statistical accuracy, *Statistical Science*, 1, 1, 54-75.
- Efron, B, and Tibshirani, R. (1998) *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall/ CRC.
- Feldstein, M., and Horioka, C. (1980) Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Frankel, J. (1992) Measuring international capital mobility: a review, *American Economic Review*, 82, 197-202.
- Iwamoto, Y., and Wincoop, E. V. (2000) Do borders matter?: evidence from Japanese regional net capital flows, *International Economic Review*, 41, 1, 241-269.

- Sargan, J. D.(1958) The Estimation of economic relationships using instrumental variables , *Econometrica*, 26, 3, 393-415.
- Sinn, S. (1991) Measuring international capital mobility: a critical assessment of the use of saving and investment correlations, Kiel Working Papers, 458, Kiel Institute for the World Economy, 1-29.
- Thomas, A.(1993) Saving, investment, and the regional current account: an analysis of Canadian, British, and German regions, IMF Working Paper, International Monetary Fund, 1-19.
- Yamori, N.(1995) The Realtionship between domestic savings and investment: The Feldstein-Horioka test using Japanese regional data, *Economics Letters*, 48, 361-366.

## 第5章 固有要因を用いた流動性と可変性の関連の分析

### 5-1 はじめに

本章では、国際的および国内の地域間における資本移動の流動性 (mobility) と可変性 (volatility) の関連を実証的に分析する。貯蓄率と投資率の相対的可変性 (relative volatility) を、投資の分散の貯蓄率の分散に対する相対的比率によって表し、この比率の bootstrap BCa 信頼区間を計測する。その為の貯蓄率と投資率は、Bai-Ng(2002)と Onatsky(2009)の共通因子パネル・モデルを用いて導かれ、各変数の固有な (idiosyncratic) 系列とし、本稿第3章で用いられたデータと同一である。

### 5-2 方法

本章で用いる共通因子パネル・モデルは Bai-Ng(2002)と Onatsky(2009)である。Bai-Ng(2002)のモデルは下記のように要約される。

因子モデル

$X_{it}$  を、時点  $t$  において第  $i$  クロスセクション個体に対して観察されたデータとしよう。 $i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T$  である。以下のモデルを考えよう :  $h$

$$(1) \quad X_{it} = \lambda_i' F_t + e_{it}$$

ここで、 $F_t$  は共通因子のベクトル、 $\lambda_i$  は  $F_t$  と関連した因子負荷量のベクトル、 $e_{it}$  は、 $X_{it}$  の固有成分である。積  $\lambda_i' F_t$  は  $X_{it}$  の共通成分とよばれる。方程式(1)はその時データの因子表現である。因子、その負荷量、および固有の誤差項はいずれも観察不能であることに留意せよ。

このモデルにおける因子数の決定の為に次の  $V(k, F^k)$  を定義する。即ち、 $F^k$  を  $k$  個の因子の行列とし、 $V(k, F^k) = \min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i' F_t^k)^2$  をすべての  $i$  についての  $k$  因子に対する  $X_{it}$  の時系列回帰からの残差平方和 (NT で割られた) であるとしよう。その時、ロス (loss) 関数  $V(k, F^k) + kg(N, T)$  を  $k$  を決定するために用いることが出来る。ここで、 $g(N, T)$  は過大な因子数を用いる場合のペナルティーである。

ここでの  $g(N, T)$  にいくつかの項を用いて得られる

$$PC_{p_1}(k) = V(k, \hat{F}^k) + k\hat{\sigma}^2 \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln \left( \frac{NT}{N+T} \right) \quad (1)$$

$$PC_{p_2}(k) = V(k, \hat{F}^k) + k\hat{\sigma}^2 \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln C_{NT}^2$$

および

$$IC_{p_1}(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln \left( \frac{NT}{N+T} \right) \quad (2)$$

$$IC_{p_2}(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left( \frac{N+T}{NT} \right) \ln C_{NT}^2$$

が本章で用いられる Bai-Ng 基準で、それらは本章において各々 PC1、PC2、IC1、および IC2 と表される。これらの基準の最小値を与える  $k$  が Bai-Ng(2002)の因子数である。

Onatsky(2009)の方法を下記のように要約する。即ち、近似的因子モデルを

$$X^{(n,T)} = \Lambda^{(n,T)}F^{(n,T)} + e^{(n,T)} \quad , \quad (2)$$

とする。ここで、 $X^{(n,T)}$ は  $n$  個のクロスセクション個体を  $T$  時間にわたって観察したデータの  $n \times T$  行列であり、 $\Lambda^{(n,T)}$ は、その  $(i,j)$  要素が第  $j$  因子の第  $i$  クロスセクション個体に対する負荷量を表す  $n \times r$  行列、 $F^{(n,T)}$ は、その  $j,t$  要素が時点  $t$  における第  $j$  因子の値と解釈される  $r \times T$  行列、 $e^{(n,T)}$ は、データの固有成分からなる  $n \times T$  行列を表している。 $n$  と  $T$  が比較的小さいときのモデル (2) はより大きなモデルと必ずしも入れ子型になっている訳ではない。 $\Lambda^{(n,T)}$ 、 $F^{(n,T)}$ 、および  $e^{(n,T)}$  に関して設定されたただ一つの仮定は、以下の仮定 1 と 2 である。我々の目標は、 $n$  と  $T$  の両方が無限大に近づくときにデータから未知の因子数  $r$  を一貫性を持つ形で推定することである。

標本共分散行列  $\frac{X \cdot X}{T}$  の固有値の大きいものから  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots$  としよう。近似的因子モデルでの因子数に関する新しい一貫性のある推定量は、標本共分散行列の、如何なる有限個数の最大の「固有」な固有値も単一点の回りに集まるという事実に基づいている。対照的に、その数が因子数に等しい、すべての「体系的」な固有値は無限大に発散する。Onatsky(2009)の推定量は発散する固有値を漸近的に集合体から分離し、分離された固有値の数を数えあげる。即ち、 $\delta$ をパラメータとする

$$\hat{\gamma}(\delta) = \max\{i \leq \gamma_{max}^n : \lambda_i - \lambda_{i+1} \geq \delta\}$$

において、1点に集中しない最大の $\hat{\gamma}(\delta)$ が Onatsky 基準の因子数を与える。

Onatsky(2009)モデルの長所は、「Bai-Ng 基準における域値は恣意的に尺度が変更されることが可能であり、その選択肢の中にあまりに多くの自由度が残されるということを意味している。モンテカルロ分析によって、固有成分の間に無視できない程度の相関が存在する場合には、実証的に良く用いられる大きさの標本においては、この推定量が Bai-Ng 推定量に優越することが示される。より具体的には、Bai-Ng 基準は我々の基準に比べて因子数をひどく過大推定する傾向があるのである」。また、「Bai-Ng 推定量に比べたときのこの推定量が主に優れているのは、固有項に関して、クロスセクションと時間軸の両方の相関の規模が大きい、現実的な小標本でも大規模標本におけると同様に有効であるという点である。それはまた、観察された分散のうち因子に帰することができる割合が、固有項に帰せられる分散よりも小さいときに Bai-Ng 基準を改善できるメリットもある」。

固有項に対応する大きな固有値は、1点に集中するが、共通因子に対応する固有値は発散する（よって集中しない数の固有値を数えて因子数  $\gamma$  とする）。

### 5-3 データ

本章で用いる OECD、インドネシア、および日本に関するパネル・データは第2章で用いたものと同一である。第2章では、common factor panel regression model (Moon and Weidner(2015)) により Feldstein-Horioka 型の方程式を直接推定したが、その枠組みでは貯蓄率と投資率の中の固有(idiosyncratic)な系列を導くことは出来なかった。本章では、Bai-Ng(2002)と Onatsky(2009)の common factor panel model を用いて、これらの変数の固有項の系列を推定し、国家間及び国内における地域間の資本流動性の規模を検証する。

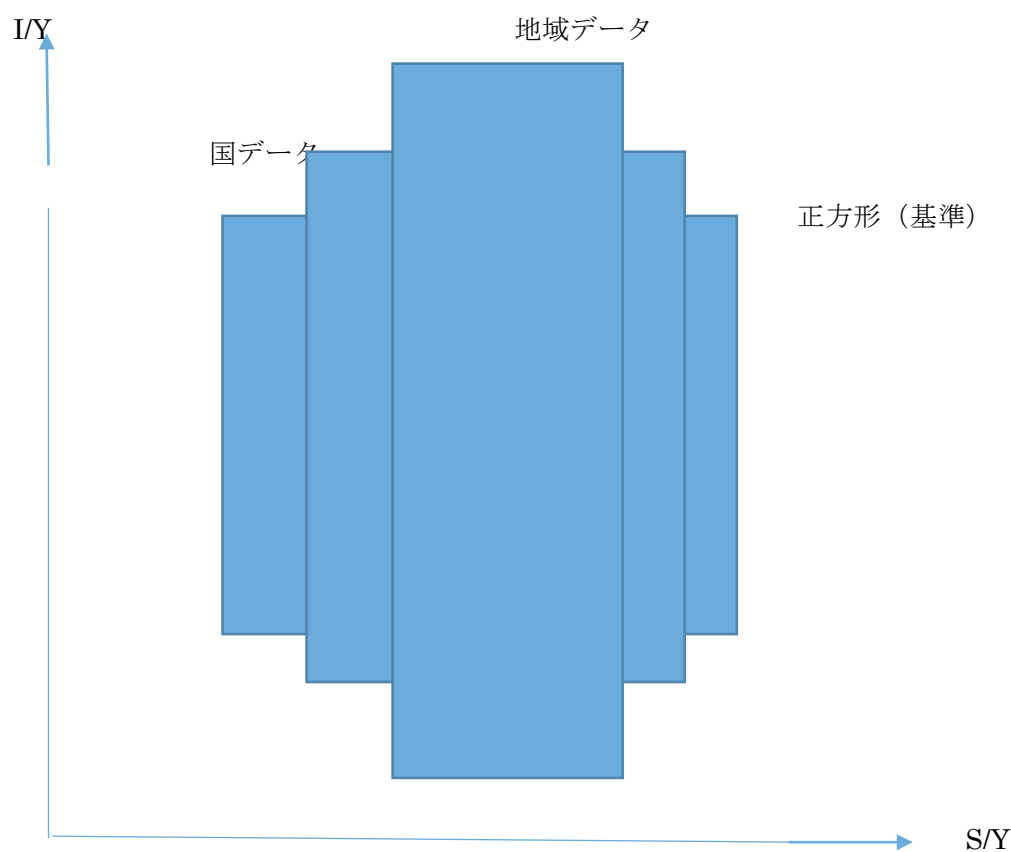
### 5-4 推定結果

表 5-1 で示されている相対的分散比（投資率の分散／貯蓄率の分散）の信頼区間は、1 から 10 のすべての共通因子を除去する場合について 1 より大きい領域に位置している。表 5-2 の信頼区間は、共通因子数 1 から 6 に対しては 1 より大きい領域に位置しているが、7 から 10 の因子数に対してはより左側の領域に、特に因子数が 9 と 10 の場合に対しては左右の境界共に 1 より小さい領域に位置している。これらの表を、相関係数の信頼区間を示す表

3-1 および表 3-2 と比較すると、資本の流動性が相対的に低いことを示している粗貯蓄と総投資の組み合わせの場合で可変性が相対的に高く、信頼区間の位置が全体的により小さい（左側の）領域に位置している一方で、従って、資本の流動性が相対的に高いと解釈し得る純貯蓄と総投資の組み合わせの場合が可変性が相対的に低い（表 5-2）結果が得られた。従って、OECD 諸国のデータの分析からは、mobility(流動性)と volatility(可変性)は相反する方向性を持っている可能性が浮かび上がる。

表 5-3 はインドネシアについての推定結果を表している。そこでは分散比の信頼区間が OECD 諸国の場合よりも顕著に大きいことが示されている。この点、資本移動の流動性に関して、国家間よりも国内の地域間の方が流動性が高いという従来文献上の推定結果に対応している可能性があることは、表 5-4 と表 5-5 における日本の地域データに見られる可変性の信頼区間がインドネシアの場合に似ていることから判断できよう。OECD 諸国のデータと、インドネシアおよび日本の地域データを用いる場合に見られる分散比の相違を概念図で示したものが下の図 2 である：

図 5-1 分散比の相違概念図





図中の正方形は、その中の観察値を用いて投資率と貯蓄率の分散比を推定すると、1 を挟んで両側に左右の境界が位置しており、OECD 諸国やインドネシア・日本の地域データが1の右側に分散比の信頼区間を持っており、従って、この正方形と比べて縦長の長方形の領域に散布図が描かれるであろうと想定されている。地域データによる分散比の信頼区間がOECD 諸国のものよりも大きい領域（より右側）に位置していることは、図の中で地域データの分布を表す矩形はOECD 諸国のそれよりも縦長であることに反映されている。

しかしながら、日本の地域データに見られる *mobility* と *volatility* の関係は、OECD 諸国の場合とは逆である。日本の地域データの場合、資本移動の流動性の尺度である相関係数の信頼区間（表 3-4）について、総投資と総貯蓄の組み合わせの時の信頼区間は、民間投資と総貯蓄の組み合わせのときの信頼区間よりも小さい（より左側の）領域に位置している（同一の共通因子数に対応する信頼区間の左右の境界の値を比較する場合）。これは前者の組み合わせが後者よりも高い資本の流動性を示す結果であるとも解釈し得よう。そして、資本の可変性（*volatility*）を示す表 5-4 と表 5-5 を比較すると、各共通因子数に対して総投資と総貯蓄の組み合わせに基づく表 5-4 の信頼区間は、民間投資と総貯蓄の組み合わせに基づく表 5-5 の信頼区間より大きい（より右側の）領域に位置しており、資本の *volatility* がより大きいと解釈し得る。即ち、OECD 諸国の場合とは逆に、日本の地域間資本移動の *mobility* と *volatility* は対応関係にあることが看取される。

## 5-5 結論

投資率の分散の貯蓄率の分散に対する比率を資本移動の可変性（*volatility*）を表すと考え、その *bootstrap* 信頼区間を計測して投資率と貯蓄率の相関係数によって表される資本移動の流動性（*mobility*）の尺度である信頼区間と比較する場合、次のような解釈を導くことが出来る：

1.表 5-1 から表 5-5 を通して、国のデータにおける資本移動の *volatility* よりも地域間の資本移動のそれの方が相対的に大きくなる（信頼区間がより右側に位置している）傾向がある。

2.OECD 各国のデータを用いる場合、資本移動の流動性が相対的に低い貯蓄と投資の組（純貯蓄と総投資の組）の方が流動性が相対的に高い組（純貯蓄と総投資の組）よりも資本の

volatility が相対的に高い(分散比の信頼区間がより右側に位置している)傾向が存在する。

3.日本の地域データの分析からは、OECD 諸国における mobility と volatility の関係とは逆の関係が看取される。即ち、日本の地域データの分析では mobility が相対的に高い総貯蓄と総投資の組の方が、mobility が相対的に低い総貯蓄と民間投資の組よりも volatility が相対的に大きくなる。(分散比の信頼区間がより右側に位置している)傾向があり、国のデータを用いる場合とは逆の結果となる。

表 5-1 OECD 粗貯蓄による分散比の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(3.274139, 4.664694)	0.011703	0.025905	3.885847
2	(2.730270, 3.788870)	0.012944	-0.010027	3.206527
3	(2.409117, 3.262969)	0.014809	-0.025905	2.800324
4	(2.090288, 2.839939)	0.016718	0.021726	2.412166
5	(1.792833, 2.402754)	0.019750	-0.017547	2.068994
6	(1.634809, 2.135417)	0.014309	0.029248	1.859154
7	(1.427021, 1.778152)	0.003079	0.043462	1.587420
8	(1.273971, 1.546693)	0.001744	0.029248	1.397482
9	(1.146192, 1.309947)	0.001066	0.035936	1.223447
10	(1.067769, 1.180378)	-0.003293	-0.012533	1.124490

観察期間：1968-1996。N=24、T=29、NT=696。標本値は分散比の標本観察値

粗貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	7	1	10	10

Onatsky 1

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	9	1	10	10

Onatsky 1

表 5-2 OECD 純貯蓄による分散比の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(2.498712, 3.547127)	0.006744	-0.025069	2.982619
2	(2.0257062, 2.953080)	0.005931	0.035100	2.418239
3	(1.690597, 2.483380)	-0.003248	-0.019219	2.054704
4	(1.450946, 2.095867)	-0.004086	0.000836	1.748054
5	(1.248857, 1.786295)	0.001327	0.004178	1.492999
6	(1.112475, 1.568178)	-0.001413	-0.006684	1.325404
7	(0.916514, 1.317425)	-0.014042	0.005849	1.100903
8	(0.761271, 1.101685)	-0.019445	-0.029248	0.931852
9	(0.636112, 0.949583)	-0.025512	-0.012533	0.783906
10	(0.562560, 0.846260)	-0.025503	-0.064381	0.702692

観察期間：1968-1996。N=24、T=29NT=696。標本値は分散比の標本観察値

純貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	9	1	10	10

Onatsky 1

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	1	9	1	10	10

Onatsky 1

表 5-3 インドネシア 分散比の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(265.9153, 386.4370)	0.001675	0.019219	320.7931
2	(208.6409, 307.6649)	-0.005374	0.013369	254.4954
3	(150.5813, 221.8226)	-0.004950	0.000836	183.5491
4	(113.7961, 163.3048)	-0.003117	-0.005849	136.5024
5	(71.00924, 1409.0213)	-0.014589	-0.022562	89.24035
6	(46.79827, 68.23876)	-0.003286	-0.033428	56.87307
7	(33.72706, 47.45604)	0.002894	0.0101862	39.72767
8	(17.91267, 26.46607)	-0.013173	-0.046807	22.07652
9	(7.655103, 12.19123)	-0.030761	-0.009191	9.817232
10	(4.207567, 6.021195)	-0.008009	-0.049317	5.101147

観察期間：1983-2012。N=26、T=30、NT=780。標本値は分散比の標本観察値

総貯蓄の因子数

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	9	10	10

Onatsky 10

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 5

表 5-4 日本 総投資 分散比の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(351.2727, 446.8332)	-0.004968	0.015040	396.7139
2	(288.4510, 372.1873)	-0.007756	0.001671	328.1304
3	(234.9944, 308.8349)	-0.016849	-0.014205	271.7935
4	(194.7470, 251.0011)	-0.012319	-0.013369	222.7880
5	(157.0888, 204.3799)	-0.012609	-0.028412	180.1176
6	(125.2390, 162.1486)	-0.011867	0.025905	143.0726
7	(100.0981, 129.0023)	-0.007444	-0.028412	113.8426
8	(75.79061, 96.10759)	-0.003864	-0.020054	85.16304
9	(48.64568, 61.90402)	-0.005401	0.00000	54.85539
10	(22.56235, 28.44136)	0.000481	-0.006684	25.39442

観察期間：1975-1999、N=47、T=25、NT=1175、標本値は標本分散の標本値

総貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	8	10	10

Onatsky 3

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 3

表 5-5 日本 民間投資 分散比の 95%信頼区間

因子数	信頼区間	$\hat{a}$	$\hat{z}_0$	標本値
1	(257.6446, 332.2008)	-0.001861	0.000836	291.9284
2	(205.6258, 267.2459)	-0.004921	0.014205	234.6759
3	(163.7801, 218.3946)	-0.019513	-0.039281	191.0938
4	(133.8130, 176.1935)	-0.013817	0.047644	153.75705
5	(108.7557, 142.0145)	-0.011395	0.053500	123.7736
6	(84.56756, 109.9010)	-0.007046	-0.004178	96.46386
7	(66.74975, 86.99990)	-0.006189	-0.005849	76.42821
8	(53.20031, 68.39241)	-0.003678	0.015040	60.22577
9	(34.30177, 43.82351)	-0.002885	-0.014205	38.75872
10	(15.29103, 19.52220)	0.001011	0.032592	17.17432

観察期間：1975-1997、N=47、T=23、NT=1081、標本値は標本分散の標本値

総貯蓄の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 3

総投資の因子数：

Bai-Ng(2002)	PC1	IC1	PC2	IC2	PC3	IC3
	10	10	10	10	10	10

Onatsky 1

<参考文献>

Badan Pusat Statistik, The Government of Indonesia, Gross Regional Domestic Product of Provinces in Indonesia by Expenditure 1983-1991, 1987-1992, 1993-1996, 1997-2000, 1999-2002, 2000-2003, 2001-2005, 2002-2006, 2004-2008, 2005-2009, 2006-2010, 2007-2011, 2008-2012, 2009-2013.

Bai, J., (2003) Inferential theory for factor models of large dimensions, *Econometrica*, 71, 1, 135-171.

Bai, J., (2009) Panel data models with interactive fixed effects, *Econometrica*, 77, 4, 1229-1279.

Bai, J., and Ng, S., (2002) Determining the number of factors in approximate factor models, *Econometrica*, 70, 1, 191-221.

Bayoumi, T. A., and Rose, A. K., (1993) Domestic saving and intra-national capital flows, *European Economic Review*, 37, 1197-1202.

Dekle, R., (1996) Saving – investment associations and capital mobility: on the evidence from Japanese regional data, *Journal of International Economics*, 41, 53-72.

Efron, B., (1981) Nonparametric estimates of standard error: the jackknife, the bootstrap and other methods. *Biometrika*, 68, 3, 589-599.

Efron, B., (1987) Better bootstrap confidence intervals. *Journal of the American Statistical Association* 82, 171-200.

Efron, B, and Tibshirani, R., (1986) Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measure of statistical accuracy, *Statistical Science*, 1, 1, 54-75.



- Efron, B, and Tibshirani, R. (1998) *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall/  
CRC.
- Feldstein, M., and Horioka, C. (1980) Domestic saving and international capital flows,  
*Economic Journal*, 90, 314-329.
- Feldstein, M. (1983) Domestic saving and international capital movements in the long  
run and the short run, *European Economic Review*, 21, 129-151.
- Feldstein, M., and Bacchetta, P. (1991) National saving and international investment,  
D. Bernheim and J.B. Shoven, ed., *National Saving and Economic Performance*,  
University of Chicago Press, 201-226.
- Greenway-Mcgreavy, R., Han, C., and Sul, D.(2007) Estimating and testing idiosyncratic  
equations using cross-section dependent panel data: application to Feldstein-Horioka  
puzzle. Mimeo.
- Iwamoto, Y., and Wincoop, E. V. (2000) Do borders matter?: evidence from Japanese  
regional net capital flows, *International Economic Review*, 41, 1, 241-269.
- Moon, H. R., and Weidner, M.(2015) Linear regression for panel with unknown number of  
factors as interactive fixed effects, *Econometrica*, 83, 4, 1543- 1579.
- Organisation for Economic Co-operation and Development(1998), *Naional accounts*,  
Main Aggregates, volume 1, 1960-1996.
- Onatski, A.(2010) Determining the number of factors from empirical distribution of  
eigenvalues, *The Review of Economics and Statistics*, November, 92(4), 1004-1016.
- Sargan, J. D.(1958) *The Estimation of economic relationships using instrumental variables* ,

*Econometrica*, 26, 3, 393-415.

Sinn, S. (1991) Measuring international capital mobility: a critical assessment of the use of saving and investment correlations, Kiel Working Papers, 458, Kiel Institute for the World Economy, 1-29.

Stock, J. H., Yogo, M.(2005) Asymptotic distributions instrumental variable statistics with many instruments, in D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds., Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg, Cambridge University Press, Cambridge, 109-120.

Thomas, A.(1993) Saving, investment, and the regional current account: an analysis of Canadian, British, and German regions, IMF Working Paper, International Monetary Fund, 1-19.

Yamori, N.(1995) The Relationship between domestic savings and investment: The Feldstein-Horioka test using Japanese regional data, *Economics Letters*, 48, 361-366.