

国際分散投資が東アジア諸国の経済厚生に 与える潜在的効果

中 田 勇 人

1 はじめに

1990年代前半、アジア太平洋地域への資本流入はめざましく増加した。アジア危機直前の1996年には長期純資本フローの額は1990年の4倍以上に達している。この中で最もウェイトが高かったのは直接投資であるが、その一方でポートフォリオ投資が高い伸びを示した。同地域へのポートフォリオ投資は1990年から1996年にかけて10倍以上に増加した。アジア通貨危機後、1997年、1998年にはその額が半分以下に落ち込んだが、1999年には再び危機前の水準にまで伸びている。

東アジア諸国は、輸出志向型の工業化を進めるために海外直接投資の導入を積極的に進め、国際資本移動は同地域の経済成長の原動力となった。また、1980年代以降、東アジア諸国は金融市場の自由化を進め、国際資本移動の形態は多様化するようになった。その一環として、各国で外国人投資家の自国への証券投資、自国投資家の海外証券投資の自由化が進められた。同時に、東アジア諸国では資本市場の整備が進められた。各国が資本市場の整備、育成を進めた理由として河合・首藤（1996）はインフォーマル市場からフォーマルな金融市場への資金のシフトの他に長期資金の調達と運用における「リスク分散」のニーズ増大を指摘している。1990年代のポートフォリオ投資の伸びには以上の様な背景がある。¹⁾

本稿の目的は東アジア地域における国際分散投資の進展が持っている潜在的な重要性を経済厚生の変化という観点から考察する事である。国際分散投資の潜在的な重要性は各国の家計が最適な国際ポートフォリオではなく自国に偏ったポートフォリオを保有する事による経済厚生上の損失と考える事ができる。

国際分散投資が経済厚生に与える影響に関する研究は、資産収益データを用いた部分均衡的なアプローチと消費データを用いた一般均衡的なアプローチに大別する事が出来る。

前者のアプローチの方が早くから研究され、Solnik (1974) は株式市場のデータを用いて、投資家が国際分散投資によってより低いリスクで同じ収益を得られる事を示した。また Brainard and Tobin (1992), Ziobrowski and Ziobrowski (1995) 等が同様の研究を行い国際分散投資によって効率性フロンティアが改善可能な事を明らかにしている。

後者のアプローチとしては、Cole and Obstfeld (1991) が日本とアメリカの消費データを用いて、自国資産のみに投資した場合と、国際分散投資を行った場合の消費系列 $\{C_t\}$ を計算し、消費系列が変化した場合の代表的個人の厚生変化を計算した。その後、van Wincoop (1994), Lewis (2000) 等も同様に消費データを用いて国際分散投資が経済厚生に与える効果を計算している²⁾。本稿では後者の消費データを用いたアプローチを採用する。このアプローチの利点は第1に消費データを用いたアプローチの方がマクロ経済モデルと整合的な形で経済厚生を評価できる点である。第2に消費データを使ったモデルでは資産価格を内生化しているので、国際的な証券取引による各国の証券価格の変化を明示的に考慮できる点である。一方で、このアプローチは、各国の代表的個人(消費者/投資家)が恒常所得仮説に従って行動する事を予め仮定している点を指摘する必要がある。

発展途上国が国際分散投資から受ける影響については、Obstfeld (1994b) が、消費変動の安定化によって発展途上国が大きく経済厚生を増加させうる事を指摘した。彼は16ヶ国の発展途上国について消費変動の除去による経済厚生を増加を計算した³⁾。これによれば、アフリカ諸国の改善効果はかなり大きく(ジンバブエで消費の5.31%)、中南米、アジア諸国でも1~2%程度に上っている。しかし、国際分散投資の経済厚生に与える影響を消費変動の除去と同一視する事はできない。消費変動は国際ポートフォリオからの収益以下に抑える事は不可能であり、実際は各国がどのようなポートフォリオを組むかを明示的に考慮する必要が

ある。

本稿では Lucas (1982) や Obstfeld and Rogoff (1996) の Chapter 5 の様な一般均衡資産価格モデルを用いて、明示的に株価と最適ポートフォリオを導出し、先進国と東アジア地域に分散投資を行った場合の経済厚生の変化を計算する。具体的な計算方法は Lewis (2000) のアプローチに従う。使用するデータは東アジアの6ヶ国1地域（韓国、香港、インドネシア、タイ、シンガポール、マレーシア、フィリピン）と日本、アメリカ、EU圏の年次消費データ（サンプル期間は1975～1997年）である。また、国際分散投資の効果を厚生変化全体に加え、リスクシェアリングによる経済厚生への効果を別に計算した。

これとは別に先進国の代表的個人が先進国の資産のみに投資する場合の厚生変化を計算する。これによって先進国の代表的個人が東アジア地域の資産をポートフォリオに組み込む事で得られる利益を評価する。また、東アジア地域各国の代表的個人が東アジア地域の資産のみに投資した場合の厚生変化を計算する。これは域内での金融統合が東アジア各国に与える影響を評価するためである。また、消費の成長率や変動、国際的相関の期間による変動が結果に与える影響を見るために、期間別の分析も行う。

本稿の構成は以下の様になる。第2節で一般均衡資産価格モデルから、株価と最適ポートフォリオを導出する。第3節で具体的な計算方法について述べた後で、計算結果を提示する。第4節では結論と課題について述べる。

2 モデル

本稿の実証では、Kreps-Porteus型効用を仮定した一般均衡資産価格モデルを用いる。本節では、このモデルを説明する。モデルの展開は Epstein (1988) を元としているが、安全資産がないケースを仮定し、各国のポートフォリオの構成が同一である均衡を得ている点が異なる。このモデルは、効用関数の設定を除いて、Lucas (1982) や Obstfeld and Rogoff (1996) の Chapter 5 と同様の仮定を置いている。

以下では世界経済はNヶ国の賦存経済からなると仮定する。また、財は貿易

可能だが貯蔵不可能な財が1種類だけ存在する。閉鎖経済の場合は各国は与えられた賦存をそのまま消費するが、開放経済では自国の将来の賦存流列に対する請求権(株式と呼ぶ)を国際資本市場で取引する事が可能になる。各国の代表的個人は自国の賦存と保有する株式の配当、売却による収入を、今期の消費と次期の株式の購入に配分する。国際資本市場で取引される資産は株式のみとする。

j 国の代表的個人の効用関数は Kreps-Porteus 型とする⁴⁾。

$$U_t = \{ (c_t)^{1-\gamma} + \beta (E_t U_{t+1}^{\rho})^{(1-\gamma)/(1-\rho)} \}^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (1)$$

ρ は相対的危険回避度, γ は異時点間の代替の弾力性 $\sigma(C)$ の逆数, β は主観的割引率である。Kreps-Porteus 型の効用関数はマクロ経済学のモデルでよく用いられる CRRA 型(相対的危険回避度一定)効用関数と異なり、相対的危険回避度と異時点間の代替の弾力性を分離できる利点がある(CRRA 型では両者の関係は $\sigma(C) = 1/\rho$ という形に制約される)⁵⁾。また ρ, γ, β の値は各国で共通と仮定する。

j 国の代表的個人が s 期の期初に保有する資産額を W_s とすると各期の資産の変動は

$$W_{s+1} = \sum_{n=1}^N \kappa_{n,s+1} (1+r_{s+1}^n) (W_s - c_s) \quad (2)$$

となる。この式を通常「富の変動方程式」と呼ぶ。 $\kappa_{n,s}$ は n 国の株式がポートフォリオに占めるシェアである。また、 r_s^n は n 国の株式の s 期における純収益率で配当とキャピタルゲインの和

$$r_s^n = \frac{q_{s+1}^n + e_{s+1}^n}{q_s^n} - 1 \quad (3)$$

となる。 q_s^n は n 国の株式の s 期の時点の価格、 e_s^n は s 期に n 国に与えられる賦存量で、n 国の株式の配当総額に等しい。⁶⁾

また、各国のポートフォリオに占める各株式のシェアの合計は常に 1 に等しくなければならない。

$$\sum_{n=1}^N \kappa_{n,s} = 1 \quad (4)$$

j 国の代表的個人の最大化問題は(1)式の(2)、(4)式の制約条件の下での最大化として定式化される。この問題はダイナミック・プログラミングを使って解く事ができる。

Kreps-Porteus 型効用関数のケースでは、消費-貯蓄決定と資産選択の問題を分離する事ができる。最適な資産選択に関するオイラー方程式は

$$E_t \left[\beta^{\frac{1-\rho}{1-\gamma}} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma \frac{(1-\rho)}{(1-\gamma)}} \underline{R}_{t+1}^{\frac{\gamma-\rho}{1-\gamma}} (1+r_{t+1}^n) \right] = 1 \quad (5)$$

となる。R_t は t 期の最適ポートフォリオの収益率である。この式は任意の資産 n=1, ..., N で成立する。Kreps-Porteus 型の効用関数では最適な資産選択は資産の収益率と消費の成長率だけではなく、マーケット・ポートフォリオの収益率との共分散にも依存している事がこの式から分かる。この式を変形すると株価は

$$q_t^n = E_t \left[\sum_{k=1}^{\infty} \beta^{\frac{k(1-\rho)}{1-\gamma}} \left(\frac{C_{t+k}}{C_t} \right)^{-\gamma \frac{(1-\rho)}{1-\gamma}} \left(\prod_{j=1}^k R_{t+j} \right)^{\frac{\gamma-\rho}{1-\gamma}} e_{t+k}^n \right] \quad (6)$$

と明示的に導出する事ができる。

上で述べた様に Kreps-Porteus 型の効用関数では消費-貯蓄の選択とポートフォリオ選択は分離する事ができる。さらに、各資産の収益率が i.i.d であると仮定すると各期の代表的個人のポートフォリオ選択は

$$\begin{aligned} \max_{\kappa_{n,s+1}} E_t \left[\left(\sum_{n=1}^N \kappa_{n,s+1} (1+r_{s+1}^n) \right)^{1-\rho} \right] & \quad (7) \\ \text{s.t. } \sum_{n=1}^N \kappa_{n,s+1} & = 1 \end{aligned}$$

という最大化問題になる。これは CRRA 型の期待効用関数を用いたポートフォリオ選択問題と等価な形である。この場合、各個人の ρ が共通であり、安全資産が存在しない場合（この条件はモデルの仮定により満たされている）、各個人の保有するポートフォリオの構成が同一になる事が知られている⁷⁾。

各国のポートフォリオの構成が同一となるので、国際ポートフォリオ分散は各国の株式から構成される同一の市場ポートフォリオを保有する事と同じになる。この経済では取引可能な資産は各国の株式しか存在しないので、市場ポートフォリオの保有シェアは世界全体の富（ここでは株式の価値）に占める自国の富（自国の株価）の割合に等しくなる。よって、每期世界全体の産出が市場ポートフォ

リオの保有シェアに応じて配当として配分される。保有シェアは上で導出した株価を使って求める事ができる。

3 計算

3.1 計算方法

本稿では前節のモデルを使って、経済厚生計算を行なう。実際に計算を行なう場合、各国の代表的個人の選好と各国、世界の賦存経路の確率過程を具体的に仮定する事が必要である。

効用関数のパラメータは先行研究に近い主観的割引率 β が0.95、相対的危険回避度 ρ が2、異時点間の代替の弾力性のパラメータ γ を5と設定した⁸⁾。

賦存過程については、各国の賦存成長率が対数正規分布していると仮定する。

$$\ln(e_t/e_{t-1}) \sim N(\mu^j - 1/2\sigma_j^2, \sigma_j^2) \quad (8)$$

すると t 期の賦存の対数値 $\ln e_t$ の時間過程は

$$\ln e_t = \ln e_{t-1} + \mu^j - \frac{1}{2}\sigma_j^2 + \xi_t \quad \xi_t \sim NIID(0, \sigma_j^2) \quad (9)$$

と表す事ができる。世界全体の賦存に対しても同じ仮定を置く。

Kreps-Porteus 型の効用を仮定すると上の消費経路から得られる t 期の期待効用は

$$U_t = c_t \left[1 - \beta \exp\left(\mu - \rho \frac{1}{2}\sigma^2\right) (1 - \gamma) \right]^{-1/(1-\gamma)} \quad (10)$$

のような形になる。

さらに、仮定した賦存の時間過程を代入すると世界全体の市場ポートフォリオの価格は

$$q_t = e_t \{ \beta \underline{M}^{1-\gamma} / (1 - \beta \underline{M}^{1-\gamma}) \} \quad (11)$$

である(アンダーラインは世界全体の変数を表す)。各国の株価は

$$q_t^j = e_t^j \{ \beta \underline{M}^{-\gamma} H_j / (1 - \beta \underline{M}^{-\gamma} H_j) \} \quad (12)$$

の様に近似する事ができる。ここでは $\underline{M} = \exp(\underline{\mu} - \frac{1}{2}\rho\sigma^2)$ 、 $H_j = \exp\{\mu_j + \frac{1}{2}\rho\sigma^2 - \rho\sigma_{wj}\}$ (σ_{wj} は各国と世界全体の賦存の共分散) である。

j 国の代表的個人の厚生の変化 δ^j は、効用を直接に測る事ができないので Lucas (1987) が消費の「補償的变化」と呼んだ尺度で評価する。この尺度は、現

在のポートフォリオによる消費経路と最適な世界ポートフォリオを組んだ時の消費経路の各々から得られる期待効用を無差別にするために必要な消費の変化分(%)として定義する事ができる。この尺度はLucasが景気循環による消費者のコストを評価する際に提示した物で、他の研究でも広範に用いられている。

$$U_0\{C_t\} = U_0\{(1-\delta')(q_t/q_0)C_0\} \quad (13)$$

これを解くと

$$\delta' = 1 - (q_0/q_t)U_0\{C_t\}/U_0\{C_0\} \quad (14)$$

Kreps-Porteus型の効用を仮定しているので(10)式を使って書きかえると、

$$\delta' = 1 - \frac{(q_0 e b)}{(q_t e_0)} \left(\frac{1 - \beta \exp\{(\mu - \frac{1}{2}\rho\sigma^2)(1-\gamma)\}}{1 - \beta \exp\{(\mu_j - \frac{1}{2}\rho\sigma_j^2)(1-\gamma)\}} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (15)$$

これが国際分散投資による経済厚生の変化を求める式となる。

この経済厚生の変化 δ は大きく2つの部分から成っている。第1の部分は市場ポートフォリオの保有による消費の分散の変化と自国株が市場ポートフォリオのリスクをヘッジする程度によって決まる株価の変化による影響である。本稿では、この部分をリスクシェアリング効果と呼ぶ。

第2の部分が市場ポートフォリオの保有によって消費成長率が変化する事による影響である。消費成長率と経済厚生の関係については以下のような関係がある。自国の賦存成長率が世界全体の賦存成長率よりも高い場合、自国の株式価格は世界ポートフォリオに対して相対的に高くなる。每期世界全体の賦存は世界全体の富(ここでは株式の価値)に占める自国の富(自国の株価)の割合に応じて配当として配分される。よって、初期の消費水準は増加するが消費成長率自体は低下する事で将来の消費水準は低下する。自国の賦存成長率が相対的に低い場合はこれと逆になる。つまり長期的には消費の異時点間の代替となっている事が分かる。本稿ではこの部分を異時点間の代替効果と呼ぶ。

本稿では経済厚生の変化 δ に加え、第1のリスクシェアリングによる経済厚生の変化について計算する。各国の消費成長率が同一と仮定して(13)式を計算し、これをリスクシェアリング効果と定義する。また、この値と元の経済厚生の変化 δ の差は異時点間の代替効果と解釈する事ができる。

3.2 データ

本稿では一人あたり実質民間消費を各国の代表的個人が受け取る賦存とみなして分析を進める。一人あたり実質民間消費は日本、アメリカ、EUと東アジアの6ヶ国1地域(韓国、インドネシア、タイ、シンガポール、マレーシア、フィリピン、香港)の年次消費データから計算する。また、消費データとして総消費を使用している。本来は van Wincoop (1994) の様に耐久消費財を除いた、非耐久消費財とサービスの合計を使用した方が望ましいが、東アジア諸国のデータの制約上、総消費のデータを使用している。

サンプル期間は1975年から1997年までである。データソースは International Financial Statistics を使用し、一部を Penn World Table Mark5.6で補った。実質個人消費は民間消費支出を WPI 及び対応する物価指数で実質化し、一人あたりの値を計算した。EU の場合は、加盟15ヶ国の実質民間消費を ECU (ヨーロッパ通貨単位) に変換した上で集計した。また、世界全体のデータは各国の実質民間消費をドルに変換した上で集計した。この時、為替レートに購買力平価が成立する事を仮定する。

賦存成長率 μ' とその分散 σ'^2 は上で作ったデータを用いて推定する必要がある。これは Obstfeld (1994a) の方法に従い賦存の成長率(一人あたり実質消費の自然対数値の一階階差)を定数項で回帰した係数と標準誤差を用いる。

表1は推定した各国の賦存(消費)成長率と標準偏差である。

表1 各国の消費データ

	成長率 μ (%)	成長率の標準偏差 σ
アメリカ	1.47%	0.013
日本	2.02%	0.018
EU	1.08%	0.010
インドネシア	1.74%	0.037
韓国	3.44%	0.031
マレーシア	1.39%	0.028
フィリピン	0.28%	0.024
シンガポール	2.39%	0.027
タイ	1.84%	0.025
香港	4.52%	0.039

(出典) International Financial Statistics

東アジア諸国の賦存成長率の標準偏差は先進諸国に比べ、全体的に大きいことが分かる。先進諸国の中では日本の賦存成長率の標準偏差が比較的大きい。

また、表2は各国の賦存成長率の相関行列である。この表から以下の点に分かる。

- 1 アメリカ、EUの賦存成長率は東アジア諸国と強い相関を持たない。特にインドネシア、マレーシア、タイ、香港とは負の相関を持つ。
- 2 日本の賦存成長率は東アジア諸国と強い相関を持つ。相関係数0.35以上を強い相関と定義すると、日本は4ヶ国と強く相関しているのに対し、アメリカ、EUではアメリカが韓国と強く相関しているだけである。また負の相関を持つのはマレーシアだけである。
- 3 東アジア諸国の賦存成長率は相互に強く相関している。21通りの相関の内、約半数(10通り)で強く相関している。

表2 各国間の実質個人消費の相関関係マトリックス (1975~1997年)

	インド ネシア	韓国	マレー シア	フィリ ピン	シンガ ポール	タイ	香港	EU	アメリ カ	日本
インドネシア	1.00									
韓国	0.42	1.00								
マレーシア	0.32	0.41	1.00							
フィリピン	0.19	0.42	0.04	1.00						
シンガポール	0.57	0.52	▲0.18	0.32	1.00					
タイ	0.59	0.80	0.48	0.29	0.53	1.00				
香港	0.04	0.15	0.32	▲0.29	0.07	0.25	1.00			
EU	▲0.12	0.18	▲0.17	0.14	0.07	▲0.16	▲0.24	1.00		
アメリカ	▲0.11	0.14	▲0.63	0.06	0.40	▲0.07	▲0.22	0.31	1.00	
日本	0.07	0.66	▲0.22	0.43	0.59	0.38	0.16	0.39	0.61	1.00

(備考) 1. IFS データベースの1975~1997年のデータ

2. ▲は負の相関を表す

3.3 計算結果

まず、日本、アメリカ、EUと東アジア6ヶ国1地域(韓国、香港、インドネシア、タイ、シンガポール、マレーシア、フィリピン)の間で国際分散投資を行った場合の各国の厚生変化を計算する。

その結果が以下の表3である。

表3 国際分散投資による各国の厚生変化(1975~1997年)

	$\delta = 1 - (q_0/q_1) U_0(C_1) / U_0(C_0)$	
	全体の厚生変化 δ	リスクシェアリング効果
アメリカ	0.22%	0.10%
日本	1.76%	0.32%
EU	-0.025%	0.07%
香港	19.60%	2.98%
韓国	10.10%	1.48%
インドネシア	3.13%	2.61%
マレーシア	1.74%	1.72%
シンガポール	3.93%	1.14%
フィリピン	3.58%	0.96%
タイ	1.92%	1.06%

(備考) リスクシェアリング効果は $\mu = \underline{\mu}$ を仮定した場合の δ

東アジア各国は概ね2%以上厚生が改善している事が分かる。特に韓国、香港の厚生は10%以上の突出した変化を示している。ASEAN諸国はこれに比べると低い。先進国の厚生変化に比べると大きくなっている。また、先進国の中では日本の厚生改善だけが1.76%と比較的大きい。全体的に高い消費成長率の国の厚生が改善している事が分かる。また、それほど明確ではないが消費の分散が大きな国ほど厚生が改善する傾向が見られる。これはObstfeld(1994b)が指摘した通りの結果である。

一方、リスクシェアリング効果を見ると、経済厚生が改善が突出して高かった韓国、香港の厚生変化は他の東アジア諸国と大差がなく、厚生変化の大部分が消

費の異時点間代替効果によっている事が分かる。全体的に東アジア諸国のリスクシェアリングによる厚生改善は約1～3%となる。

次に先進国だけで国際分散投資を行うケースを計算し、東アジアへのポートフォリオ投資の自由化が経済厚生に与える追加的な影響を調べる。

表4 日、米、EU間で国際分散投資を行うケース (1975～1997年)

	$\delta = 1 - (q_0/q_1)U_0\{C_1\}/U_0\{C_0\}$	
	厚生変化	リスクシェアリング効果
アメリカ	0.06%	0.09%
日本	1.33%	0.31%
EU	0.014%	0.06%

(備考) リスクシェアリング効果は $\mu^1 = \underline{\mu}$ を仮定した場合の δ

表3、表4より日本、アメリカ、EUの間だけで国際分散投資を行った場合、厚生改善の程度はほとんど違いがない事がわかる。特にリスクシェアリング効果はいずれも0.01%程度の微小な変化にとどまる。

一方、東アジア諸国の間だけで国際分散投資を行った場合の結果が表5である。

表5 東アジア域内で国際分散投資を行うケース (1975～1997年)

	$\delta = 1 - (q_0/q_1)U_0\{C_1\}/U_0\{C_0\}$	
	厚生変化	リスクシェアリング効果
香港	9.49%	1.97%
韓国	3.45%	0.53%
インドネシア	1.11%	1.18%
マレーシア	0.93%	0.72%
シンガポール	0.84%	0.59%
フィリピン	5.84%	0.56%
タイ	0.04%	0.21%

(備考) リスクシェアリング効果は $\mu^1 = \underline{\mu}$ を仮定した場合の δ

フィリピンを除いて、厚生改善の大きさは全体、リスクシェアリング効果、共にほぼ半減している。東アジアが域内の金融統合を行っても、なお、先進国との間のポートフォリオ分散によって経済厚生を改善する余地が大きい事が分かる。

本稿の分析では、消費の成長率、成長率の標準偏差及び世界全体の消費成長率と自国の消費成長率の間の相関は一定であると仮定している。しかし、各国経済の相関関係は時期によって異なり得る⁹⁾。また、各国の消費の成長率、その標準偏差も同様である。

本稿では、分析を消費の成長率、標準偏差、相関関係が可変な場合に拡張する事はせず、期間別の分析を行う事で、これらの変動が結果に与える影響を考察する。具体的には1975～1998年の期間を1975～1985年の前半と1986～1998年の後半に分割して、国際分散投資による厚生改善を計算する。期間別の各国のデータが表5である。また、厚生改善の計算結果が表6、表7である。

表5 各国の消費データ

	1975～85年(前半)			1986～97年(後半)		
	成長率	標準偏差	相関係数	成長率	標準偏差	相関係数
アメリカ	1.32%	0.017	0.95	1.52%	0.010	0.74
日本	1.98%	0.023	0.77	2.06%	0.014	0.83
EU	0.73%	0.008	0.48	1.35%	0.010	0.75
インドネシア	1.74%	0.037	-0.06	2.16%	0.047	0.10
韓国	3.44%	0.031	0.81	3.76%	0.032	0.02
マレーシア	1.76%	0.016	-0.37	1.11%	0.035	-0.52
フィリピン	-0.87%	0.029	0.21	1.08%	0.014	-0.19
シンガポール	1.38%	0.026	0.39	3.16%	0.027	0.58
タイ	1.58%	0.012	0.81	2.04%	0.032	-0.07
香港	7.74%	0.027	-0.38	1.97%	0.026	0.40

(出典) International Financial Statistics

(備考) 相関係数は世界全体の消費成長率に対する相関係数

表6 期間別の各国の厚生変化 (1975~1986年)

	$\delta = 1 - (q_0/q_1) U_0 \{C_1\} / U_0 \{C_0\}$	
	全体の厚生変化 δ	リスクシェアリング効果
アメリカ	0.27%	0.09%
日本	2.31%	0.20%
EU	0.27%	0.17%
香港	58.03%	1.11%
韓国	11.38%	0.42%
インドネシア	2.70%	1.66%
マレーシア	2.00%	0.63%
シンガポール	0.82%	0.55%
フィリピン	25.28%	0.73%
タイ	0.89%	0.49%

(備考) リスクシェアリング効果は $\mu^1 = \mu$ を仮定した場合の δ

表7 期間別の各国の厚生変化 (1986~1997年)

	$\delta = 1 - (q_0/q_1) U_0 \{C_1\} / U_0 \{C_0\}$	
	全体の厚生変化 δ	リスクシェアリング効果
アメリカ	0.07%	0.07%
日本	1.17%	0.14%
EU	-0.132%	-0.02%
香港	1.31%	0.56%
韓国	9.97%	1.00%
インドネシア	3.06%	2.10%
マレーシア	1.43%	1.30%
シンガポール	6.13%	0.63%
フィリピン	0.35%	0.36%
タイ	1.97%	1.10%

(備考) リスクシェアリング効果は $\mu^1 = \mu$ を仮定した場合の δ

全体としての厚生変化を見ると、分析期間によって大きく変化している国がいくつかある。香港の厚生変化は前半（1975~1985年）の50.83%から後半（1986~1997年）の1.31%へと極端に低下している。フィリピンの全体の厚生変化は約25.28%から0.35%に低下している。反対にシンガポールの全体の厚生変化は0.82%から6.13%に上昇している。

これらの国では消費成長率の影響を除いたリスクシェアリング効果は最大0.5%程度しか変化していないので、この変化の主な要因は消費成長率にあると考えられる。香港の消費成長率は前半の7.74%から後半の1.97%へと大きく低下している。フィリピンの消費成長率は逆に前半の-0.87%から後半の1.08%に上昇している。シンガポールの消費成長率は前半の1.38%から後半の3.16%に上昇している。消費成長率が前半と後半が1%以上変化しているのはこの3ヶ国のみである。

これらの例は、消費成長率¹⁰⁾が途中で大きく変化している国が国際分散投資を行った場合の厚生の変化は特に慎重に評価する必要がある事を示している。

成長率による影響を除いたリスクシェアリング効果について見ると先進国では約0.02~0.2%、東アジア諸国では0.1~0.7%程度変化している。0.5%以上の厚生改善が変化した香港、韓国、マレーシア、タイではマレーシアを除いて、世界全体の消費成長率との相関が大きく変化しており、相関関係の変化がリスクシェアリング効果に与える影響が見られる。

東アジア諸国には期間によって相関性が大きく変動する国があり、厚生改善にも影響を与えるが、全体としての厚生改善に支配的な影響を与えるのは消費成長率の変化と言える。

4 まとめと今後の課題

本稿で得られた結論は以下のようなものである。まず東アジア各国が国際分散投資によって可能になる厚生改善の程度は先進各国に比べ全体的に大きい事が確かめられた。アジア諸国の経済厚生の変化は全体では約1~20%と各国間で大きなばらつきが見られる。しかし、リスクシェアリングによる厚生改善に着目するとアジア各国の厚生の変化は概ね約1~3%台に収まる事が分かった。また、期間別の分析の結果、消費成長率の屈折によって期間別の厚生改善の大きさが極端に変化する場合があった。

これに対して、先進国の経済厚生の変化は日本、アメリカ、EU、共に比較的小さくなっている。ただし、この結果は代表的個人の選好パラメータを考慮する

と先行研究と比較して特に小さいとは言えない。全体的に日本の厚生改善が相対的に大きく、EUの厚生改善が小さくなっているが、これは両者の消費経路の分散の違いを反映していると思われる。ただし、EUの消費データは加盟国のデータを集計しているので、消費変動を低めに見積もっている可能性がある。

また、先進国の間だけで国際分散投資を行った場合、東アジアを加えた国際分散投資とはほぼ同じ厚生改善が可能な事が分かった。これに対して東アジア域内の国際分散投資では厚生改善は半減し、域内の金融統合から得られる利益が限定的である事を示している。

全体として、東アジア地域が国際分散投資から利益を得られる事は確かめられたが、日本、アメリカ、ヨーロッパ各国が東アジア地域を国際分散投資の対象に加える事による利益は一部を除いて極めて限定的であるという結果になった。1990年代、先進国の東アジア諸国に対するポートフォリオ投資が増加しているが、潜在的な経済厚生の変化という点から見るとこれ以上東アジア諸国に対するポートフォリオ投資が増加するという予測は出来ない。ただし、外国人投資家による実際の証券投資は、必ずしもこのモデルで想定するような長期投資ではない可能性がある。アジア通貨危機では短期資本の急激な流入が問題となった。この問題を離れても、Tesar and Werner (1997) は国際的な株式投資ではネットの投資額に比べて取引高が大きい事を明らかにしている。祝迫 (1998) はこの結果は国際的な株式投資の主役が短期のダイナミックな取引戦略である事によると指摘し、リスクの分散を主目的とした受動的な投資家は依然としてあまり国際投資を行っていないのではないかと指摘している。

最後にこのモデルでは扱えなかった課題を幾つか指摘したい。近年のホームバイアスを巡る議論で非貿易財、リスク分散不可能な労働所得が国際分散投資に与える影響が指摘されているが、このモデルではこの問題を扱う事ができなかった。また、今回のモデルでは国際分散投資の生産への影響を捨象している。Obstfeld (1994c) は国際分散投資によって、リスクの高い資産への需要が高まる事を指摘した。これによってより高リスク高収益のプロジェクトが可能になり経済成長率を高める事ができる。Obstfeldの結果ではこの効果で各国は大きく厚生を改善

する事が可能となっている。これらの要素が結果にどのような影響を与えるのか検討するのはこれからの課題である。

- 1) もちろん、この時期の全てのポートフォリオ投資の目的がリスク分散にあったとは言えない(小川(2000)を参照)。
- 2) これらの研究のサーベイとしては白塚・中村(1998)、岩田・上田(2000)がある。
- 3) Obstfeldの厚生変化の定義は、本稿で用いる定義と同一である。詳細は3.1節を参照
- 4) Kreps-Porteus型効用関数については、Kreps and Porteus(1978)、Epstein and Zin(1989)、羽森(1996)を参照
- 5) 羽森(1996)は日本の資産市場のデータを用いたGMM推定によって相対的危険回避度と異時点間の代替の弾力性が逆数関係にあるという仮説を検定して、これを棄却している。
- 6) 富の変動方程式は一般的な予算制約式から導出する事ができる。

j国の各期の予算制約を

$$\sum_{n=1}^N \omega'_{n,s+1} q_s^n = \sum_{n=1}^N \omega'_{n,s} (e_s^n + q_s^n) - c_s \quad (16)$$

とする。 $\omega_{n,s}$ はs期の時点でj国が保有するn国の株式の保有シェアである。 Q_s をs-1期末に保有している資産の合計価値とする。すると、この式の左辺はs期の期末に保有している資産の合計価値なので Q_{s+1} 、右辺を(3)式を使って書き直すと

$$Q_{s+1} = \sum_{n=1}^N \kappa_{n,s} (1+r_s^n) Q_s - c_s$$

という形になる。 W_s はs期の期初に保有している資産の合計価値なので

$$W_s = \sum_{n=1}^N \kappa_{n,s} (1+r_s^n) Q_s$$

これを用いて2番目の式を再度書きかえると(2)式を導出する事ができる。

- 7) 池田(2000)5章の命題5.16を参照
- 8) 異時点間の代替の弾力性 $\sigma(C)$ は0.2となる。
- 9) 株価についてはこの事が実証されている。先進国間の場合については祝迫(1998)を参照。
- 10) 本稿のモデルでは、賦存がドリフト付きランダム・ウォークに従っている事を仮

定しているのです、そのドリフトとなる。

参考文献

- [1] 祝迫得夫「株式投資における自国市場バイアスと国際分散投資」証券アナリストジャーナル, 98-5, 1998, 22-32
- [2] 河合正弘・首藤恵「金融の自由化と国際化」河合正弘編著「アジアの金融・資本市場」1996, 日本経済新聞社
- [3] 池田昌幸「金融経済学の基礎」2000, 朝倉書店
- [4] 岩田一政・上田路子「金融の国際化とホーム・バイアス・パズル」福田慎一・堀内昭義・岩田一政編「マクロ経済と金融システム」2000, 東京大学出版会
- [5] 白塚重典・中村恒, 「国際分散投資におけるホーム・バイアス・パズルを巡る諸論点」*IMES Discussion Paper Series* 97-J-10, 1998
- [6] 羽森茂之, 「消費者行動と日本の資産市場」1996, 東洋経済新報社
- [7] 小川英治「アジア通貨危機とIMFの対応」宇沢弘文・花崎正晴編「金融システムの経済学」8章, 2000, 東京大学出版会
- [8] Brainard, William C., and James Tobin "On the Internationalization of Portfolios" *Oxford Economic Papers*, 44, 1992: 533-565
- [9] Cole, Harold and Mourice Obstfeld "Commodity Trade and International Risk Sharing" *Journal of Monetary Economics*, 28, 1991: 3-24
- [10] Epstein, Larry G, "Risk Aversion and Asset Prices", *Journal of Monetary Economics*, 22, 1988: 179-192
- [11] Epstein, Larry G. and Stanley Zin "Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework" *Econometrica*, 57, 1989: 937-969
- [12] Kréps, David.M. and Evan.L. Porteus "Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory" *Econometrica*, 46, 1978: 185-200
- [13] Lewis, Karen K, "Why do stock and Consumption imply such different gain from international risk sharing?" *Journal of International Economics*, 52, 2000: 1-35
- [14] Lewis, Karen K, "Consumption, Stock Returns and the Gains from International Risk Sharing" *NBER Working Paper Series*, No.5410, 1996
- [15] Lucas, Robert E, Jr. "Interest Rate and Currency Prices in a Two-Country World" *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982: 335-359
- [16] Lucas, Robert E., Jr. *Models of business cycles*, 1987, London: Basil Blackwe-

ii

- [17] Obstfeld, Maurice, "Evaluating Risky Consumption Paths: The Role of Intertemporal Substitutability" *European Economic Review*, 38, 1994a: 1471-1486
- [18] Obstfeld, Maurice, "International Capital Mobility" *Understanding Interdependence*, in P. Kenen (ed.), 1994b, New Jersey: Princeton University Press
- [19] Obstfeld, Maurice, "Risk-taking, Global Diversification and Growth" *American Economic Review*, 84, 1994c: 1310-1329
- [20] Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff *Foundations of International Macroeconomics*, 1996, Cambridge, MA: The MIT Press
- [21] Solnik, Bruno "Why Not Diversify Internationally Rather than Domestically?" *Financial Analysts Journal*, July-August, 1974: 48-54
- [22] Tesar, Linda. and Ingrid.M Werner "Home bias and High Turnover" *Journal of International Money and Finance*, 14(4), 1997: 467-492
- [23] van Wincoop, Eric "Welfare Gains from International Risk Sharing" *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 1994: 175-200
- [24] Ziobrowski, Brigitte J. and Alan J. Ziobrowski, "Exchange Rate Risk and Internationally Diversified Portfolios" *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 1995: 65-81

〔2002年7月16日受稿

2002年10月10日レフェリーの審査をへて掲載決定〕

(一橋大学大学院博士課程)