

Discussion Paper Series

**RIEB**

Kobe University

DP2020-J14

**先進国株式市場における国際的分断 \***

神戸大学経済経営研究所ジュニアリサーチフェロー

**早木 祥夏**

2020年9月15日

\*本ディスカッションペーパーは令和元年度兼松賞の受賞論文です。

\*この論文は神戸大学経済経営研究所のディスカッション・ペーパーの中の一つである。

本稿は未定稿のため、筆者の了解無しに引用することを差し控えられたい。



**神戸大学 経済経営研究所**

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

# 先進国株式市場における国際的分断

早木 祥夏<sup>1</sup>

## 論文要旨

本論文では、Bekaert and Harvey (1995) の手法を再構成し、先進国の株式市場における国際的統合の有無を分析した。彼らとは異なり、一般化積率法 (GMM) を用いることで、誤差項の分布を仮定しない緩やかな条件の下で検証を行った。その結果、株式市場が高度に成長した先進国株式市場においてさえ、依然として各国の株式市場が国際的に統合されていないことが示唆された。この傾向は、2008 年の世界的な金融危機の影響を除いた期間で特に顕著であった。

## 1. はじめに

近年のグローバル化の進展は著しく、それは株式市場においても例外ではない。Lewis (2011) は、株式市場が国際的に統合されていることが支持される根拠として、2008 年の米国における金融危機の影響が全世界へ波及したことを挙げた。また、Bekaert and Harvey (1995) や De Jong and de Roon (2005) は、いくつかの新興国株式市場が、外国人投資規制などの自由化が進むことによって、より国際的に統合されるという実証結果を報告した。Alexander, Eun and Janakiramanan (1987) は、二元上場証券を介して、複数の分断された市場が互いに影響しあうことを理論的に示した。この理論をもとに、Karolyi and Wu (2018) は、新興国株式市場であっても、二元上場証券を通じて他国の株式市場の影響を受けることを実証的に示した。

これらの実証研究は、共通して、先進国における成熟した株式市場が国際的に統合されていることを暗黙裡に仮定してきた。例えば、Bekaert and Harvey (1995) は、先進国株式市場が完全に統合されていることを推定モデルの中で明示的に仮定した。また、De Jong and de Roon (2005) は、IFC (International Finance Corporation) が提供する投資可能資産指数と投資不可資産指数によって新興国の株式を選別し、両資産の合計に占める投資不可資産の割合を分断度として定義した。彼らのモデル設定では、先進国の株式はす

---

<sup>1</sup> 神戸大学経済経営研究所・ジュニアリサーチフェロー／神戸大学経営学研究科・博士課程後期課程

べて投資可能資産として扱われることになる。これは先進国株式市場の統合を暗黙裡に仮定していることに他ならない。Karolyi and Wu (2018) は、外国人投資家に対する投資障壁がほとんどないような株式市場で取引される株式を「グローバルにアクセス可能な株式」として定義し、Sarkissian and Schill (2016) が挙げる「外国投資の制限が少なく、合理的に活発な取引が行われる市場」に上場された株式を分類した。彼らの定義では、米国や欧州の主要株式市場がこのような市場に該当する。すなわち、これらの市場が互いに完全に統合していることを仮定していることになる。

株式市場の統合を阻害する要因が、外国人投資家規制に代表されるような「株式市場の未成熟さに基づくコスト」に限定されるならば、先進国株式市場が統合されているという仮定は確かに正しい。しかしながら、統合の阻害要因が「株式市場の未成熟さに基づくコスト」のみであるとは限らない。例えば、為替リスクあるいはそのヘッジコストは、たとえ投資対象の国の株式市場が成熟しているとしても、その国の株式への投資を妨げる要因になる。また、自国株に対する親密性などの心理的なバイアスも国際投資に関する潜在的なコストとなり、統合を阻害する要因となる可能性もある。

先進国株式市場の国際的統合を否定する論拠として、株式ホームバイアスの存在が挙げられる。Fidora, Fratzscher and Thimann (2006) の実証研究によると、先進国株式市場においても株式ホームバイアスは観測される<sup>i</sup>。一般的に、株式ホームバイアスとは、世界 CAPM (International Capital Asset Pricing Model)<sup>ii</sup> が示唆する自国株の最適投資比率（自国の株式市場時価総額が世界市場時価総額に占める割合）に対して、自国株を超過保有することをいう。一方で、通常の CAPM のように国ごとに独立な経済を想定したモデル（世界 CAPM に対応して、国内 CAPM という）では、接点ポートフォリオは世界市場ポートフォリオではなく、国内市場ポートフォリオである。国内 CAPM の上では合理的な「バイアスのない」ポートフォリオ選択を行っていても、国内市場ポートフォリオと世界市場ポートフォリオが一致していない場合、国内 CAPM に基づく接点ポートフォリオと世界 CAPM に基づく接点ポートフォリオは一致せず、外国株よりも自国株を（世界 CAPM が示唆する水準よりも）超過保有することになる。このように、株式ホームバイアスの存在は、世界 CAPM よりもむしろ国内 CAPM の成立を支持し、先進国株式市場の統合が不十分である可能性を示唆している<sup>iii</sup>。ただし、二元上場証券を通して外国株式市場の影響を受ける株式や、海外資産を多く保有するような企業の株式の存在によって、自国株だけを保有しているとしても実質的に外国市場の影響を受けるた

め、株式ホームバイアスの存在は必ずしも世界CAPMの成立を否定するわけではない。

本論文の目的は、先進国株式市場の統合を仮定する先行研究の主張と、先進国株式市場の分断を示唆する株式ホームバイアスの存在との間に矛盾があるという問題を説明することである。株式ホームバイアスの存在は、国際投資に関する包括的なコストが存在している可能性を示唆するが、従来の新興国を対象とした研究では、そのような包括的なコストに含まれている「株式市場の未成熟さに基づくコスト」と為替リスクや心理的バイアスに基づくコストを分離することができなかった。本論文は、先進国を分析対象とすることで「株式市場の未成熟さに基づくコスト」の影響を取り除き、為替リスクや心理的バイアスに基づくコストによって株式市場の分断が引き起こされるか否かを分析する。

本論文の分析では、Bekaert and Harvey (1995) が新興国株式市場に対して適用した「統合と分断の複合化モデル」を下地に計量経済学的手法を一部変更したモデルを用いる。彼らのモデルは、世界CAPMを基礎とした市場の統合を想定したモデル（統合市場モデル）と国内CAPMを基礎とした市場の分断を想定したモデル（分断市場モデル）を、「次期の価格付けに統合市場モデルが適用される確率」（次期統合確率）を用いて混合したモデルである。彼らは二つのモデルを混合する際に、レジーム転換モデル(Hamilton, 1988; Hamilton, 1989; Hamilton, 1990)を用いて、統合レジームと分断レジームの二つのレジームが時間を通して切り替わる状況を検討した<sup>iv</sup>。すなわち、統合市場モデルが示唆する市場収益率の条件付分布と、分断市場モデルが示唆する市場収益率の条件付分布との混合分布から実際の市場収益率が生成されると仮定した。彼らは、現在の情報で条件付けた、次期のレジームが統合レジームになる条件付確率（以下、次期統合確率）を国際的統合の程度として解釈した<sup>v</sup>。

統合と分断の複合化モデルを構成する統合市場モデルと分断市場モデルは、それぞれ世界CAPMと国内CAPMを下地にして構築される。これらは、Sharpe (1964) や Lintner (1965) が提案した一期間型のCAPMではなく、株価収益率の分散共分散構造が過去の情報をもとに時間を通じて変動することを考慮した多期間型のCAPMである条件付CAPMである。株価収益率の分散共分散構造の特定化のために、Bekaert and Harvey (1995) や De Santis and Gerard (1997) は、ARCH-M (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean) モデル、あるいはGARCH-M (Generalized ARCH-M) モデルを用いた。一方で、Harvey (1989) や Harvey (1991) は、GMM (Generalized Method of

Moments) アプローチを用いて分散共分散構造をモデル化した。彼の用いた GMM アプローチとは、Hansen (1982) の GMM 推定と過剰識別制約検定を用いて、条件付 CAPM の推定と検定を行うというものである。GMM アプローチの利点は、最尤法を用いる GARCH タイプのモデルとは異なり、誤差項が従う分布を特定化しないため、各国の市場収益率のデータ生成過程が各レジームにおいて正規分布に従わないようなケースの分析が可能であることである。ただし、分布を特定化しないために効率的なパラメータを得られない可能性が残ることには注意が必要である。また、GMM アプローチでは過去の情報の特定化に際し、外生変数を容易かつ直感的に導入することができることも重要な利点である。外生変数を組み込むことで、Fama (1970) による市場効率性の類型でいうところのセミストロング型の市場効率性に対応することができる。本論文では、GARCH-M モデルでは捉えることができないような条件付分散共分散への外生的な情報をモデルに反映し、なおかつ正規分布に限らない分布の下での国際的統合の有無を分析する目的で、GMM アプローチを採用し、統合と分断の複合化モデルを推定する。

本論文では、モデルの推定にあたり、MSCI (Morgan Stanley Capital International) が提供する 23 の先進国株式市場<sup>vi</sup>の市場指数の収益率を各国の国内市場ポートフォリオの収益率の代理として用いる。また、各国の国内市場ポートフォリオに加え、各国の MSCI 市場指数の時価加重平均である MSCI 世界市場指数の収益率を世界市場ポートフォリオの代理として用い、統合市場モデルを推定する。分析期間は、2003 年 7 月から 2018 年 8 月までの 15 年間 (180 期) である。これは、株価決定に関わると考えられる情報変数を 23 ヶ国すべてで取得できること、先行研究における分析期間と同程度の長さ (概ね 15 年~20 年程度) を確保できること、2008 年の世界的金融危機の影響が統合市場モデルと分断市場モデルの成立に与える影響を分析できることの三つの観点から定めた。

本論文における結果を要約すると次のとおりである。まず、統合と分断の複合化モデルを分析する前に、市場が国際的に統合されていることを想定するモデル (統合市場モデル) と株式市場が各国で国際的に分断されていることを想定するモデル (分断市場モデル) を、それぞれ GMM アプローチを用いて分析した。世界市場のリスクの価格を表すパラメータが一定であるという制約 (これは、ホームバイアスのない代表的投資家の相対的リスク回避度が一定であると解釈される) の下では、ほとんどの国々で統合市場モデルの成立条件が統計的に棄却された。ただし、世界的金融危機の影響を除く期間で分析すると、多くの国々で統合市場モデルの成立条件が棄却されなかった。加えて、全

標本期間の分析で推定された世界市場のリスクの価格は、金融危機の影響を除く期間で推定された世界市場のリスクの価格よりも小さい値を示した。これらの結果は、世界市場のリスクの価格が金融危機のような国際的なショックによって一時的な変動を伴うものの、総じて統合市場モデルが成立しており、世界市場のリスクの価格が時間的に変動することを許容すれば、市場が統合されていることを示唆する。

他方、国内市場のリスクの価格を表すパラメータが一定であるという制約（これは、ホームバイアスを持つ代表的投資家の相対的リスク回避度が一定であると解釈される）の下で、ほとんどの国で分断市場モデルの成立条件は統計的に棄却されなかった。金融危機の影響を除く期間で分析しても同様の結果が得られた。これらの結果は、国内市場のリスクの価格が金融危機のような国際的なショックの影響をほとんど受けず、総じて分断市場モデルが成立しており、市場が分断されていることを示唆する。ここまでで得られた結果によると、統合市場モデルと分断市場モデルが共存していることを示唆されるため、市場が統合されているか否かを判断することはできない。

そこで、より精緻な分析を行うため、統合市場モデルと分断市場モデルを包括的に組み入れた「統合と分断の複合化モデル」を導入して分析を行った。先にも述べた通り、統合と分断の複合化モデルを、GMMアプローチによって推定した次期統合確率を分析することで、各国の国際的統合の程度を考察できる。次期統合確率の分析にあたり、次の二つの方法を用いた。次期統合確率をパラメータとして推定する方法（以下、PI法）と、次期統合確率を所与として複数のモデルを推定し、モデルと期待超過収益率との誤差の絶対値の期間平均（以下、平均絶対誤差）が最も小さいモデルにおける次期統合確率を最適な次期統合確率とする方法（以下、GI法）である。PI法では、ほぼすべての国で、分析期間の違いに関係なく、統合と分断の複合化モデルの成立条件が統計的に棄却されなかった。全標本期間において次期統合確率の推定値の世界平均は1や0に近い値を示さず、中程度の値を示した。金融危機の影響を除く期間における次期統合確率の推定値の世界平均は全標本期間と比べて低下しており、金融危機の影響がない平時において市場の分断が進行することが示唆される。なお、いずれの分析期間においても、その国の市場の統合や分断のいずれかを排除するような結果を示した国はごくわずかであり、先進国全体としては、やはり統合市場モデルと分断市場モデルが共存していることが示唆される。

GI法では、全標本期間において次期統合確率の世界平均は1や0に近い値を示さず、

中程度の値を示した。金融危機の影響を除く期間において、GI法が示す次期統合確率の世界平均は、全標本期間で示された値よりも0に近い値を示した。個別の国々で見ても、すべての国々で高い次期統合確率を所与とするモデルは平均絶対誤差の観点で相対的にあてはまりが悪かった。この結果は、金融危機の影響がない平時の経済環境下において市場の分断が進行することを示唆している。

PI法とGI法の結果から、少なくとも世界的金融危機のような大規模な経済環境の変化が無いような時期においては、先進国株式市場が互いに分断され、世界的な金融危機の影響を考慮しても、それらが完全に統合されているとは言えないと結論付ける。

本論文の構成は次のとおりである。第2節では、用いる理論モデルを提示し、その実証モデルを構築する。第3節では分析に用いるデータについて説明する。第4節では実証結果を示す。第5節で結論を述べる。

## 2. 方法論

本節では、まず、条件付CAPMを基礎として統合と分断の複合化モデルの理論モデルを構築する。次に、理論モデルに対応する実証モデルを構築する。

### 2.1. 理論モデルの構築

Sharpe (1964) と Lintner (1965) が提案したCAPMは1期間モデルである。本論文では、これを多期間に拡張した条件付CAPMを基礎として理論モデルを構築していく。条件付CAPMが成立するとき、時点 $t$ における任意の資産 $i$ の無リスク資産収益率からの超過収益率 $r_{it}$ の条件付期待値は以下のように表される。

$$E[r_{it}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{M,t-1} \text{Cov}[r_{it}, r_{Mt}|\Omega_{t-1}], \quad \forall i, \quad \text{where } \lambda_{M,t-1} \equiv \frac{E[r_{Mt}|\Omega_{t-1}]}{\text{Var}[r_{Mt}|\Omega_{t-1}]}$$

ただし、 $\Omega_{t-1}$ は投資家が価格付けのために用いる $t-1$ 期において利用可能な情報集合であり、 $E[\cdot|\Omega_{t-1}]$ ,  $\text{Var}[\cdot|\Omega_{t-1}]$ ,  $\text{Cov}[\cdot|\Omega_{t-1}]$ はそれぞれ条件付期待値、条件付分散、条件付共分散を意味する。また、 $r_{Mt}$ は時点 $t$ における市場ポートフォリオの無リスク資産収益率からの超過収益率である。なお、 $\lambda_{M,t-1}$ は時点 $t-1$ において既知の値になると仮定している。

次に、世界CAPMを導入する。すべての国の投資機会集合が同一であり、なおかつすべての国の消費機会集合が同一であるような状況を考える<sup>vii</sup>。世界CAPMとは、この

ような仮定の下で株式の均衡価格が決定する市場の下で成立する CAPM のことであり、その接点ポートフォリオは、世界市場ポートフォリオに一致する。時点  $t$  における国  $j$  の市場ポートフォリオの超過収益率を  $r_{jt}$  とすると、条件付世界 CAPM が成立するならば、その条件付期待値は以下で表される。

$$E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{w,t-1} \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\Omega_{t-1}], \quad \forall j, \quad \text{where } \lambda_{w,t-1} \equiv \frac{E[r_{wt}|\Omega_{t-1}]}{\text{Var}[r_{wt}|\Omega_{t-1}]} \quad (1)$$

ただし、 $r_{wt}$  は時点  $t$  における世界市場ポートフォリオの超過収益率である。このとき、 $r_{wt}$  はプライシング・ファクターとしてふるまう<sup>viii</sup>。また、 $\lambda_{w,t-1}$  は世界市場のリスクの価格を示しており、時点  $t-1$  において既知の値になる。また、この値は世界共通の値になる。ただし、(1) は各個別資産  $i$  についての条件は課されていないため、純粋な世界 CAPM ではないことには注意が必要である<sup>ix</sup>。本論文では、厳密な意味での CAPM ではないことを強調するため、(1) を世界 CAPM ではなく、単に「統合市場モデル」と呼称する。

世界 CAPM は、すべての国で投資機会集合と消費機会集合のいずれもが同一になることを仮定しているが、従来の CAPM は外国株式の存在を排除し、1 国の株式市場のみで完結したモデルである。各国で市場が独立しているから、投資機会集合の同一性と消費機会集合の同一性を仮定する必要はない。このようなモデルを世界 CAPM と対比させて国内 CAPM と称する。国内 CAPM が成立するならば、時点  $t$  における国  $j$  の市場ポートフォリオの超過収益率  $r_{jt}$  は、それ自身がプライシング・ファクターになるから、(1) における  $r_{wt}$  を  $r_{jt}$  に置き換えると、 $r_{jt}$  の条件付期待値について以下が成り立つ。

$$E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{j,t-1} \text{Var}[r_{jt}|\Omega_{t-1}], \quad \text{for each } j, \quad \text{where } \lambda_{j,t-1} \equiv \frac{E[r_{jt}|\Omega_{t-1}]}{\text{Var}[r_{jt}|\Omega_{t-1}]} \quad (2)$$

$\lambda_{j,t-1}$  は国  $j$  の国内市場のリスクの価格を示しており、時点  $t-1$  において既知の値になる。ただし、 $\lambda_{w,t-1}$  とは異なり、 $\lambda_{j,t-1}$  の値は国ごとに異なっても良い。また、(1) と同様に、(2) は各個別資産についての条件が課されていないため、国内 CAPM と区別して、単に「分断市場モデル」と称する。

先進国株式市場が従来の仮定どおりに完全に統合されているか否かを調べるため、Bekaert and Harvey (1995) が提案した統合と分断の複合化モデルによるアプローチを採用する。統合と分断の複合化モデルは、レジーム転換モデル (Hamilton, 1988; Hamilton, 1989; Hamilton, 1990) を用いて、統合レジームと分断レジームが切り替わることを許容

したモデルである．統合と分断の複合化モデルが示す国  $j$  の市場ポートフォリオの条件付期待超過収益率は，統合市場モデルと分断市場モデルの線型結合として以下のように表される．

$$E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] = \phi_{jt}E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 1] + (1 - \phi_{jt})E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 0] \quad (3)$$

ただし， $\phi_{j,t-1} \in [0,1]$  は，時点  $t$  において国  $j$  の市場ポートフォリオの期待超過収益率の価格付けに統合市場モデルが適用される確率である．以降では，これを次期統合確率とよぶ． $\phi_{jt} = 1$  のとき，統合市場モデルが適用されるため， $E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 1]$  は (1) の結果に一致する． $\phi_{jt} = 0$  のとき，分断市場モデルが適用されるため， $E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 0]$  は (2) の結果に一致する．すなわち，(1), (2) を (3) に代入することで，統合と分断の複合化モデルは以下のように表現される．

$$E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] = \phi_j \lambda_{w,t-1} \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\Omega_{t-1}, \phi_j = 1] + (1 - \phi_j) \lambda_{j,t-1} \text{Var}[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_j = 0] \quad (6)$$

ただし，本論文では，先進国における大きな制度変更は無いと考え，次期統合確率は時間を通して一定 ( $\phi_{j,t-1} = \phi_j, \forall t$ ) であると仮定する．

## 2.2. 条件付期待値の推定モデルと情報変数

Harvey (1991) は条件付世界 CAPM の検証にあたり，GMM を用いてパラメータを推定し，過剰識別制約検定によってモデルの検定を行うことを提案している (GMM アプローチ)．本小節以降では，(6) で示したモデルを GMM 推定に適したモデルへと書き換えていく．本小節では，実証モデルを構築する下準備として，条件付期待値の推定モデルを情報変数に基づいて構築する．

国別市場ポートフォリオの条件付期待超過収益率  $E[r_{jt}|\Omega_{t-1}]$  および世界市場ポートフォリオの条件付期待超過収益率  $E[r_{wt}|\Omega_{t-1}]$  における過去の情報  $\Omega_{t-1}$  には，原理的には株価の決定に関わるすべての情報が含まれている．しかし，実証分析において過去のすべての情報を考慮することは不可能である．そこで，本論文では過去の情報  $\Omega_{t-1}$  を，特に重要と考えられる利用可能な情報に限定し，条件付期待値，条件付分散，条件付共分散を以下のように近似する．

$$\begin{aligned} E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] &\approx E[r_{jt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}], & j = 1, 2, \dots, N \\ E[r_{wt}|\Omega_{t-1}] &\approx E[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^{\text{G}}] \\ \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\Omega_{t-1}] &\approx \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}], & j = 1, 2, \dots, N \\ \text{Var}[r_{wt}|\Omega_{t-1}] &\approx \text{Var}[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^{\text{G}}] \end{aligned}$$

ただし， $N$  は国の数であり， $\mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}} \in \mathbb{R}^p$  は，時点  $t-1$  における情報を反映した  $p$ -

1 個の変数と 1 個の定数（識別のため、1 に基準化される）で構成されたベクトルである。また、 $\mathbf{Z}_{t-1}^G \in \mathbb{R}^q$  は、時点  $t-1$  における情報を反映した  $q-1$  個の変数と基準化された定数で構成されたベクトルである。ベクトル  $\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}$  を構成する情報変数は、世界共通の情報を反映した変数（以下、グローバル情報変数）と、国  $j$  固有の情報を反映した変数（以下、ローカル情報変数）の両方を含む変数（以下、グローバル+ローカル情報変数）であると定める。一方、ベクトル  $\mathbf{Z}_{t-1}^G$  はグローバル情報変数のみで構成されると定める<sup>\*</sup>。したがって、両変数の包含関係は、 $\mathbf{Z}_{t-1}^G \subset \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}$  である。具体的な情報変数の内容については、第 3 節で詳述する。

次に、近似した条件付期待値  $E[r_{jt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}]$ ,  $E[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^G]$  の推定モデルを構築する。本論文では、投資家が線型フィルターを用いて情報を処理すると仮定し、線型関数によって推定モデルを以下のように構築する。

$$\begin{aligned} E[r_{jt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] &= \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}, & j = 1, 2, \dots, N \\ E[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^G] &= \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G \end{aligned} \quad (7)$$

ただし、 $\boldsymbol{\delta}_j \in \mathbb{R}^p$  は国  $j$  におけるグローバル+ローカル情報変数  $\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}$  に対する係数ベクトルであり、 $\boldsymbol{\delta}_w \in \mathbb{R}^q$  はグローバル情報変数に対する係数ベクトルである。

条件付期待値の推定モデルを用いて、国  $j$  の時点  $t$  における超過収益率についての投資家の予測誤差  $u_{jt}, u_{wt}$  は以下のように求められる。

$$\begin{aligned} u_{jt} &= r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL} \\ u_{wt} &= r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G \end{aligned} \quad (8)$$

以上の予測誤差 (8) を用いると、世界市場収益率の分散および世界市場収益率と国別市場収益率の共分散は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] &= E[(r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL})(r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G)|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] = E[u_{jt}u_{wt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] \\ \text{Var}[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^G] &= E[(r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G)^2|\mathbf{Z}_{t-1}^G] = E[u_{wt}^2|\mathbf{Z}_{t-1}^G] \end{aligned} \quad (9)$$

### 2.3. モーメント条件

国  $j$  において統合と分断の複合化モデル (6) が正しく、前小節での仮定が満たされるとき、(8), (9) を用いると、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} E[\mathbf{h}_{jt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] &= \mathbf{0} \\ \text{s. t. } \mathbf{h}_{jt} &= \begin{pmatrix} u_{jt} \\ u_{wt} \\ \alpha_{jt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL} \\ r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G \\ r_{jt} - (\phi_j \lambda_{w,t-1} u_{jt} u_{wt} + (1 - \phi_j) \lambda_{j,t-1} u_{jt}^2) \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (10)$$

ただし、 $\phi_j \in [0,1]$  は次期統合確率である。また、 $\lambda_{w,t-1} \in (0, \infty)$  は  $t-1$  期で既知の世界市場のリスクの価格であり世界共通のパラメータである。 $\lambda_{j,t-1} \in (0, \infty)$  は  $t-1$  期で既知の国別市場のリスクの価格であり、国ごとに異なるパラメータである。リスクの価格に関するパラメータが時間を通して変化することを許容する場合、情報変数を用いて以下のように表される。

$$\lambda_{w,t-1} = \exp(\boldsymbol{\theta}^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G), \quad \lambda_{j,t-1} = \exp(\boldsymbol{\theta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}) \quad (11)$$

ただし、 $\boldsymbol{\theta}$  および  $\boldsymbol{\theta}_j$  は、それぞれグローバル情報変数、グローバル+ローカル情報変数に関する係数ベクトルであり、その次元の数は対応する情報変数の次元の数と同一である。なお、それぞれのリスクの価格は理論上、正值でなければならないため、指数関数によってその制約を明示的に課している。同様に、次期統合確率  $\phi_j \in [0,1]$  もパラメータの定義域を限定する必要がある。本論文では標準正規分布の累積分布関数  $\Phi(\cdot)$  を用いて以下のように定式化する。

$$\phi_j = \Phi(\gamma_j)$$

なお、パラメータの推定に際し、パラメータを非線形関数によって変換している場合、その標準誤差は通常の方法では求まらない。本論文では、デルタ法を用いてパラメータの標準誤差を近似する。

また、モデル (10) は、 $\phi_j = 1$  のとき統合市場モデルを、 $\phi_j = 0$  のとき分断市場モデルを特殊ケースとして含む。すなわち、国  $j$  の統合市場モデルが成立するとき、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}[\mathbf{h}_{jt}^{(I)} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] = \mathbf{0} \\ \text{s. t. } \mathbf{h}_{jt}^{(I)} = \begin{pmatrix} u_{jt} \\ u_{wt} \\ \alpha_{jt}^{(I)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL} \\ r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G \\ r_{jt} - \lambda_{w,t-1} u_{jt} u_{wt} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (12)$$

また、国  $j$  の分断市場モデルが成立するとき、分断市場モデルは予測誤差  $u_{wt}$  を必要としないことに注意すると、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}[\mathbf{h}_{jt}^{(S)} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] = \mathbf{0} \\ \text{s. t. } \mathbf{h}_{jt}^{(S)} = \begin{pmatrix} u_{jt} \\ \alpha_{jt}^{(S)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL} \\ r_{jt} - \lambda_{j,t-1} u_{jt}^2 \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (13)$$

また、世界市場の収益率に関して自身をプライシング・ファクターとする CAPM が成立していると仮定する。このとき、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} E[\mathbf{h}_t^{(W)} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^G] &= \mathbf{0} \\ \text{s. t. } \mathbf{h}_t^{(W)} &= \begin{pmatrix} u_{wt} \\ \alpha_t^{(W)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G \\ r_{wt} - \lambda_{w,t-1} u_{wt}^2 \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (14)$$

なお、世界市場のリスクの価格  $\lambda_{w,t-1}$  は世界共通のパラメータであるから、このモーメント条件を用いて得た推定量  $\hat{\lambda}_{w,t-1}$  を (10) に代入して二段階推定を行うことで、この制約を明示的に課すことができる。

分析においては、(10), (12), (13), (14) で示したモーメント条件<sup>xi</sup>に基づき、単位行列をウェイト行列と置いて GMM 推定されたパラメータの推定量をもとにウェイト行列を更新し、更新されたウェイト行列を用いて再度 GMM 推定を行う二段階 GMM によって推定を行う。また、それぞれのモーメント条件の成立を帰無仮説とする過剰識別制約検定も同時に行う。

### 3. データと記述統計量

前節で構築した実証モデルのパラメータを推定するには、 $j$  国市場ポートフォリオの超過収益率  $r_j$ 、世界市場ポートフォリオの超過収益率  $r_w$ 、グローバル情報変数  $\mathbf{Z}^G$ 、国  $j$  におけるグローバル+ローカル情報変数  $\mathbf{Z}_j^{GL}$  が必要である。データは、MSCI, Kenneth R. French の Data Library, FRB of St. Louis (Federal Reserve Bank of St. Louis), OECD (Organization for Economic Co-operation and Development), IMF (International Monetary Fund), 日経 NEEDS Financial Quest から取得した。また、データの期間は 2003 年 8 月から 2018 年 7 月までの月次データ 180 期、15 年分である。この分析期間は、各情報変数を 23 ヶ国すべてで取得できること、先行研究における分析期間と同程度の長さ（概ね 15 年~20 年程度）を確保できること、2008 年の世界的金融危機の影響が統合市場モデルと分断市場モデルの成立に与える影響を分析できることの三つの観点から定めた。

国別市場ポートフォリオの収益率には、MSCI が提供する国別市場指数の月次収益率を用いた。また、世界市場ポートフォリオの収益率には、世界市場指数<sup>xii</sup>の月次収益率を用いた。無リスク資産収益率には、Kenneth R. French の Data Library から取得した米国 1 ヶ月物国庫短期証券の利回りを用いた。国別市場ポートフォリオの超過収益率  $r_j$  および世界市場ポートフォリオの超過収益率  $r_w$  は、無リスク資産の収益率からの超過収益率である。なお、これらのデータはすべて米ドル建てである。

グローバル情報変数  $\mathbf{Z}^G$ 、グローバル+ローカル情報変数  $\mathbf{Z}_j^{GL}$  は、世界全体の景気循環や国ごとの景気循環を反映する変数を用いた。情報変数は、Harvey (1991), Mittoo

(1992), Bekaert and Harvey (1995), De Santis and Gerard (1997), Carrieri, Chaieb, and Errunza (2013)などを参考に、次期の国別市場ポートフォリオの超過収益率や世界市場ポートフォリオの超過収益率に対して説明力を持つものを選んだ<sup>xiii</sup>。表1に各情報変数を列挙している。さらに、それらの本論文における省略表記、定義、出典を併記した。なお、各情報変数の記述統計量は表2に、相関係数(Pearsonの相関係数)は表3に記載した。推定精度を大きく毀損するような異常値や、多重共線性の問題を引き起こすような変数間の相関は概ね無いと考えられる。ただし、世界市場指数と国別市場指数間の相関は同時点では0.81を示し、多重共線性の問題を起こしうるため、情報変数として採用するのは世界市場指数のみに限定した。

「グローバル情報変数  $Z^G$ 」として定めた変数は、世界市場ポートフォリオの超過収益率、米国金利の期間構造の変化、無リスク資産収益率の変化、金先物価格の変化率である。また、「グローバル+ローカル情報変数  $Z_j^{GL}$ 」として定めた変数は、世界市場ポートフォリオの超過収益率、米国金利の期間構造、無リスク資産収益率の変化、米国信用スプレッド、米国鉱工業生産指数の変化率、石油先物価格の変化率、金先物価格の変化率、国別市場ポートフォリオの超過配当利回り、消費者物価指数の変化率である。

[表 1]

[表 2]

[表 3]

#### 4. 実証結果

本節では、第3節で構築した実証モデル群の推定結果を示す。4.1.では統合市場モデルの実証結果を示し、4.2.では分断市場モデルの実証結果を示す。4.3.以降では統合と分断の複合化モデルを検討する。なお、4.3.では標準的な方法として、「次期統合確率をパラメータとして推定する方法」(以下、PI法; Parametric Integration method)を用いた分析を行う。一方、4.4.では、PI法の欠点を補完するため、新たに「次期統合確率を所与とする方法」(以下、GI法; Given Integration method)を検討する。

なお、本論文の実証分析で扱うGMM推定(二段階GMM)と過剰識別制約検定はStataを用いて行った。また、最適化アルゴリズムとして、BFGS法(Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno method)とNR法(Newton-Raphson method)を組み合わせたアルゴリズムを採用

した。

#### 4.1. 統合市場モデルの実証結果

表4は、(12)で表された世界市場のリスクの価格  $\lambda_{w,t-1}$  が時間を通して一定である ( $\lambda_{w,t-1} = \lambda_w, \forall t$ ) という制約付の統合市場モデルに関する実証結果である。なお、この結果は(14)を用いて  $\lambda_w$  を二段階推定する処置は行っていない。したがって、 $\lambda_w$  は国ごとに異なる値が推定されることには注意が必要である。表4の左半分は全標本期間における結果を示しており、その第一列の「J統計量」は過剰識別制約検定の結果を示している。たとえば、アイルランドの過剰識別制約検定の結果を確認すると、J統計量が29.698を示しており、この設定での統合市場モデルが正しいという帰無仮説は1%水準で棄却されていることが分かる。第二列の「世界 $\lambda$ 」は世界市場のリスクの価格  $\lambda_w$  の推定値を表しており、アイルランドでは18.645であった。また、このパラメータは1%水準で統計的に有意であった<sup>xiv</sup>。しかしながら、先述のとおり、アイルランドのモデルは棄却されているから、アイルランドでは条件付共分散が価格付けされているが、それ以外の要素の影響力が非常に大きく、モーメント条件  $E[\mathbf{h}_{jt} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] = \mathbf{0}$  が満たされないと解釈できる。

以上を踏まえて各国の結果を見ていく。まず、23ヶ国のうち、イギリス、ノルウェー、フィンランドの3ヶ国では、パラメータを推定することができなかった。そして、アイルランド、スイス、ニュージーランドの3ヶ国では、統合市場モデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定が10%水準で棄却された。残りの17ヶ国のうち、有意な  $\lambda_w$  を得た国はスウェーデンとスペインの2ヶ国のみであり、その推定値はそれぞれ3.333、2.997であった。これらの平均は3.165を示した。最下行には、(14)で示したモーメント条件に基づく世界市場指数における  $\lambda_w$  の推定結果を示した。この推定値は2.835であり、先ほどの2ヶ国の(12)で推定された  $\lambda_w$  の平均値に比較的近い値を示している。ゆえに、統合市場モデルにおける「すべての国  $j$  について、 $\lambda_w$  が等しい」という制約がある程度満たされていることが確認できる。また、Merton(1980)のモデルに則ると、世界市場のリスクの価格は、世界経済における代表的投資家の相対的リスク回避度であると解釈される<sup>xv</sup>。  $\lambda_w$  に関する各推定値は、相対的リスク回避度一定のモデルで一般的に示唆される値と大きく乖離していない。しかしながら、世界市場指数のJ統計量は11.480であり、 $\lambda_w$  が一定である統合市場モデルの成立を帰無仮説と

する過剰識別制約検定は 5%水準で棄却された。したがって、統合市場モデルが成立していないか、あるいは世界市場のリスクの価格  $\lambda_w$  が時間を通して変動することが示唆される。

[表 4]

表 4 の右半分は、世界的な金融危機の影響によってパラメータの推定量の効率性が落ちる可能性を考慮し、2008 年 9 月から 2009 年 8 月までの期間を除いた標本期間で (12) のモデルを推定した結果である。すべての国でパラメータを推定することができ、モデルが正しいという帰無仮説は、ニュージーランド以外では棄却されなかった。残りの 22 ヶ国のうち、14 ヶ国で有意な  $\lambda_w$  を得ることができ、それらの等加重平均は 6.355 であった。世界市場指数の  $\lambda_w$  が 5.499 であることから、世界的金融危機の影響を除いた場合、これら 14 ヶ国では統合市場モデルにおける「すべての国  $j$  について、 $\lambda_w$  が等しい」という仮定が、ある程度満たされていることが確認できる。さらに、世界市場指数の J 統計量は 8.095 であり、 $\lambda_w$  が一定である統合市場モデルの成立を帰無仮説とする過剰識別制約検定は、5%水準では棄却されない<sup>xvi</sup>。したがって、世界的金融危機の影響を除いた期間では、世界市場のリスクの価格を一定とする完全統合市場が成立していることが示唆される。

さらに、全標本期間と金融危機を除く期間における  $\lambda_w$  の平均値 (有意なもののみ) を比較すると、それぞれ 3.165, 6.355 を示しており、金融危機を除いた期間における世界市場のリスクの価格が、全標本期間のものに比べて約 2 倍になっていることが分かる。また、世界市場指数における  $\lambda_w$  の推定値は全標本期間では 2.835、金融危機を除いた期間では 5.499 を示しており、やはり金融危機を除いた期間における世界市場のリスクの価格が、全標本期間のものに比べて約 2 倍になっていることが分かる。これは、世界的金融危機の時期において世界市場のリスクの価格が平時よりも過小評価されていたことを示唆する。世界市場のリスクの価格は、世界市場の期待収益率を、その分散で除したものであるから、世界的金融危機の時期における各国の期待収益率の急激な低下に由来する世界市場収益率の暴落が、当該時期における世界市場のリスクの価格の急落の原因だと考えられる。したがって、期待収益率の急激な低下と比較して、世界市場の分散構造 (あるいは先進国株式市場間の共分散構造) の調整が緩慢であることが示唆

される。以上の結果から、世界市場のリスクの価格は時間変動的である ( $\exists t \text{ s.t. } \lambda_w \neq \lambda_{wt}$ ) と結論付ける<sup>xvii</sup>。

#### 4.2. 分断市場モデルの実証結果

表5は、(13)で表された国別市場のリスクの価格  $\lambda_{j,t-1}$  が時間を通して一定である ( $\lambda_{j,t-1} = \lambda_j, \forall t$ ) という制約付の分断市場モデルに関する推定結果である。左半分は全標本期間の結果を表す。各国のJ統計量を確認すると、パラメータを得られなかったノルウェーを除く22ヶ国において、モデルの成立を帰無仮説とする過剰識別制約検定が5%水準では棄却されなかったことが分かる(10%水準では4ヶ国が棄却される)。国内市場のリスクの価格  $\lambda_j$  (表中では国内 $\lambda$ ) の推定値は13ヶ国で有意な値を示し、これらの国々では分断市場モデルの成立が示唆される。Merton (1980)によると、国内市場のリスクの価格は、国内投資家の相対的リスク回避度であると解釈される。 $\lambda_j$  の先進国市場平均は有意なものに限定すると3.149であり、相対的リスク回避度一定の効用関数の下で一般的に示唆される値と大きく乖離していない。

[表5]

表5の右半分は、金融危機の期間を除いた分断市場モデルの推定結果である。J統計量の結果から、シンガポールにおいてモデルが正しいという帰無仮説が1%水準で棄却されてしまっていることが分かる。残りの22ヶ国のうち、14ヶ国については国内市場のリスクの価格  $\lambda_j$  が有意な値を示し、分断市場モデルの成立が示唆される。なお、アイルランド、イスラエル、オーストリア、スペイン、ポルトガルの5ヶ国を除く17ヶ国においては、全標本期間と金融危機の期間を除く期間のいずれかにおいて分断市場モデルが成立していることが示唆される。

さらに、全標本期間と金融危機を除く期間における  $\lambda_j$  の平均値(有意なもののみ)を比較すると、それぞれ3.149, 3.521を示しており、金融危機を除いた期間における国別市場のリスクの価格は、全標本期間のものと同様であることが分かる。

これまでの結果を整理すると、世界的金融危機の影響によってパラメータの信頼性をやや損ねる国もあるが、統合市場モデルにおける結果と比較すれば、分断市場モデルは世界的金融危機の影響に対して概ね頑健であることが分かった。したがって、国内市場

のリスクの価格は世界的金融危機の影響を加味しても時間を通して一定であると結論付ける。

#### 4.3. 統合と分断の複合化モデルの実証結果 (PI 法)

前小節までの結果は、世界市場のリスクの価格  $\lambda_{w,t-1}$  が時間を通して一定ではない一方、国内市場のリスクの価格  $\lambda_{j,t-1}$  が時間を通して一定であることを示唆していた。したがって、本小節では、時間変動的な世界市場のリスクの価格  $\lambda_{w,t-1}$  と時間を通して一定な国内市場のリスクの価格  $\lambda_j$  を仮定し、(10) で表した統合と分断の複合化モデルの二段階推定を行う。この結果をもとに、次期統合確率  $\phi_j$  の推定値が示す性質を分析していく。

表 6 は、統合と分断の複合化モデルの推定結果である。左半分は全標本期間の推定結果である。半数以上の国々でパラメータを得ることができず、パラメータを得られたのは 9 ケ国のみであった。J 統計量の結果から、9 ケ国すべてで、モデルが正しいという帰無仮説は棄却されなかったことが分かる。次期統合確率の列は、中央列が推定値を示し、左列は推定値が 0 に等しいことを、右列は推定値が 1 に等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を表す。たとえば、イギリスにおける次期統合確率は 0.977 を示し、この推定値が 0 に等しいと言う帰無仮説も 1 に等しいという帰無仮説も棄却されない。すなわち、推定値そのものは統合を示唆する水準であるが、推定精度の観点から言えば、イギリスの株式市場が統合されているか分断されているか判別がつかない。分断の可能性が明確に排除されたのはイスラエルとデンマークのみであり、逆に日本や香港では統合の可能性が明確に排除されている。

先進国株式市場全体での次期統合確率  $\phi_j$  の推定値の等加重平均は 0.590 を示しており、先進国株式市場が統合されているのか、分断されているのか判別がつかない。また、結果を得られた国の数が非常に少ないため、この平均値の水準は極めて疑わしい。

[表 6]

表 6 の右半分は、世界的金融危機の期間を除いた統合と分断の複合化モデルの推定結果である。14 ケ国でパラメータを得ることができ、そのすべてにおいて、モデルが正しいという帰無仮説は 10%水準で棄却されなかった。次期統合確率を見ると、ニュージーラ

ンドやフランスにおいて非常に高い値が示されているが（いずれも 1.00）、オーストラリア、カナダ、シンガポール、ノルウェー、ポルトガルにおいては非常に低い値が示されている（いずれも 0.00）。市場の分断の可能性が明確に否定されたのはニュージーランドのみであり、アメリカやオーストラリアでは市場の統合の可能性が明確に否定されている。

次期統合確率の推定値の等加重平均は 0.367 であり、これは全標本期間の値（0.590）よりも低い。すなわち、金融危機は市場の統合を促したことが示唆される。ただし、全標本期間における推定結果を得られた国の少なさを考慮すれば、これは信頼のおける結果であるとは言えない。つまり、次期統合確率が時間変動的であるか、あるいは次期統合確率の推定を誤っている可能性がある。

#### 4.4. 統合と分断の複合化モデルの実証結果 (GI 法)

前小節で用いた「次期統合確率をパラメータとして推定する方法」(PI 法)では、次期統合確率の推定値を得られた国の数が少なく、その推定精度も低いため、その値が先進国株式市場全体の適切な次期統合確率を示しているかどうか分からないという問題があった。そこで、本小節では「次期統合確率を所与とする方法」(GI 法)を検討する。具体的には、様々な次期統合確率を所与とする複数の「候補モデル」を推定および検定し、それらの平均絶対誤差 (MAE) の大きさを比較することで「最も当てはまりの良いモデル」(以下、最適モデル)を抽出する。パラメータの数を減らしていることため、PI 法に比べると多くの国で推定結果を得ることができる可能性が高い。しかしながら、次期統合確率に関する標準誤差を得ることはできないため、推定精度に関する情報を得ることができないことには注意が必要である。

表 7 は、全標本期間において統合と分断の複合化モデルを GI 法で推定した結果である。各列はそれぞれ次期統合確率が 0.01, 0.25, 0.50, 0.75, 0.99 の場合の、(10) で表されるモデルの平均絶対誤差を示している。たとえば、日本の平均絶対誤差はそれぞれのケースにおいて、1.53, 1.60, 1.07, 1.06, 1.15 を示しており、この中で最小のものは 1.06 である。表中では最小の平均絶対誤差に下線を引いて示しており、最小 MAE という列にまとめて並べている。日本の平均絶対誤差が最小値 1.06 を示すのは所与の次期統合確率が 0.75 のときである。このような最適モデルが示す次期統合確率を最適  $\phi$  という列にまとめて並べている。

GI法では、スペインを除く22ヶ国においてひとつ以上の所与の次期統合確率の下で結果を得ることができた。最適モデルが示す次期統合確率の23ヶ国等加重平均は0.41を示した。なお、アメリカは市場規模が大きすぎるため、統合と分断の複合化モデルに含まれる世界市場との条件付共分散が国別市場の条件付分散と多重共線性の問題を起こし得る。このような特性を持つアメリカを除いても、次期統合確率の先進国平均は0.42を示しており、平均的には表4で示した全標本期間でのPI法による結果(0.59)よりも低い水準である。国別で見ると、イギリス、カナダ、ノルウェーにおける次期統合確率は0.99を示しており、これらの国々における統合市場モデルの成立が示唆される。一方、アイルランド、オランダ、ニュージーランド、香港における次期統合確率は0.01を示しており、これらの国々における分断市場モデルの成立が示唆される。

[表 7]

表8は、金融危機を除く期間において統合と分断の複合化モデルをGI法で推定した結果である。すべての国で、ひとつ以上の所与の次期統合確率の下で結果を得ることができた。最適モデルが示す次期統合確率の23ヶ国等加重平均は0.22を示す。アメリカを除いても、次期統合確率の平均は0.21を示しており、全標本期間に比べて低い値を示している。この傾向はPI法における結果と同様であり、金融危機が市場の統合を促したことが示唆される。個別の国々の結果を見ると、次期統合確率が0.99を示した国々は1ヶ国もなく、0.01を示した国は、イギリス、イスラエル、オーストラリア、カナダ、スペイン、デンマーク、ニュージーランド、フィンランド、香港の9ヶ国であった。これらの9ヶ国では、金融危機を除く期間において統合市場モデルが成立する可能性は極めて低いと考えられる。全体として、統合市場モデルが成立する可能性はほとんどの国で排除される。

[表 8]

なお、平均絶対誤差(MAE)ではなく、平均二乗誤差の平方根(RMSE)を基準にGI法を適用した場合もほぼ同様の結果を示した(表には記載していない)。23ヶ国の次期統合確率の平均値は全標本期間で0.43、金融危機を除く期間で0.21を示しており、や

はり金融危機を除く期間において次期統合確率が減少している。

PI法とGI法の結果は、世界的金融危機のような大規模な経済環境の変化が無い時期には統合市場モデルよりも分断市場モデルの成立を支持する。また、そのような経済環境の変化を考慮したとしても、従来の研究で先験的に仮定されてきた「先進国株式市場は完全に統合されている」という仮定は成り立たない。

## 5. 結論

本論文の重要な含意を要約する。第一に、世界CAPMに対応する統合市場モデルの分析を通じて、世界市場のリスクの価格が時間変動的であるという先行研究と同様の結果を確認した。第二に、国内CAPMに対応する分断市場モデルの分析を通じて、国内市場のリスクの価格が硬直的であることが分かった。第三に、統合と分断の複合化モデルを検証し、次期に統合市場モデルが適用される確率(次期統合確率)を分析した結果、統合市場モデルが成立している可能性は金融危機の影響を除いた期間で極めて低いことが分かった。したがって、先進国株式市場は依然として分断されていると結論づける。

<sup>i</sup> Fidora, Fratzscher and Thimann (2006) は IMF (International Money Fund) が提供する Cordinated Portfolio Investment Survey (以下, CPIS) の 1997 年, 2001 年, 2002 年, 2003 年のデータ (最大 70 ヶ国の先進国および新興国を含む) をもとに, 株式ホームバイアスと債券ホームバイアスについての広範な研究を行った. CPIS のデータに基づくと, 各国の株式保有セクターが保有する自国株式の割合は, 先進国においても非常に大きく, 世界市場時価総額に占める自国株式の時価総額の割合を大幅に上回る.

<sup>ii</sup> 世界 CAPM は, Solnik (1974) や Grauer, Litzenberger and Stehle (1976) によって提案されたモデルであり, すべての国の株式あるいは資産が投資機会集合に含まれる.

<sup>iii</sup> 世界 CAPM が成立するならば, 各国の株式市場が国際的に統合されていると言える. 一方で, 株式市場が完全に統合されているからと言って, 世界 CAPM が成立するとは限らない. したがって, 世界 CAPM が成立しないことは必ずしも市場の分断を意味するわけではないことには注意が必要である.

<sup>iv</sup> レジームとは, 観測できない状態のことをいう. この議論においては, ある国の株式市場収益率が世界 CAPM に基づくのか, 国内 CAPM に基づくのか観測できないため, これらの状態がそれぞれ統合レジーム及び分断レジームに対応する.

<sup>v</sup> 次期統合確率が 1 ならば世界 CAPM が, 0 ならば国内 CAPM が成立する.

<sup>vi</sup> 本論文における「先進国株式市場」は, MSCI が提供する国別指数の分類において, “Developed Market” に分類される国と地域の株式市場を指す. 先行研究においても, MSCI の Developed Market を株式市場の成熟度が高い国と地域の市場として定めることが多い. この分類は, いわゆる「先進国」に分類される国々とほぼ一致する. しかしながら, あくまで株式市場の先進性を分類したものであるため, 経済規模や一人当たり GDP などよりも, むしろ株式市場の開放度, 市場内が競争的であること, 取引の歴史の長さ, 強制接取リスクが無いことなどが重要な要素である.

<sup>vii</sup> すべての国の投資機会集合が同一であるとは, 株式市場において国際投資の障壁が存在しないことを意味する. また, モデルの簡略化のため, 先行研究では消費機会集合の同一性も仮定することが多い (Karolyi and Stulz, 2003). 本論文でもそれに従う.

<sup>viii</sup> 離散時間の設定では, 以下を満たす確率過程  $\alpha = (\alpha_t)_{t=0,1,2,\dots}, \eta = (\eta_t)_{t=0,1,2,\dots}$  が存在するとき, 確率過程  $x = (x_t)_{t=0,1,2,\dots}$  をプライシング・ファクターという (詳細は Munk (2013) を参照のこと).

$$E[R_{it}|\Omega_{t-1}] = \alpha_{t-1} + ((\text{Var}[x_t|\Omega_{t-1}])^{-1} \text{Cov}[R_{it}, x_t|\Omega_{t-1}])^\top \eta_t, \quad \forall i$$

ただし,  $x$  と  $\eta$  の次元は同一であり, 分散共分散行列  $\text{Var}[x_t|\Omega_{t-1}]$  はすべての時点と状態について非特異行列である. また,  $R_{it}$  は資産  $i$  のグロス収益率である.

<sup>ix</sup> 厳密には, 条件付世界 CAPM が成立するとき, 「任意の」資産  $i$  の期待超過収益率について以下が成立する.

$$E[r_{it}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{w,t-1} \text{Cov}[r_{it}, r_{wt}|\Omega_{t-1}]$$

<sup>x</sup> 過去の情報  $\Omega_{t-1}$  を近似するのであれば、原理的にはグローバル情報変数とすべての国のローカル情報変数を含めることが望ましい。しかし、膨大な数の変数をモデルに組み込むことは多重共線性の問題、パラメータの拡散、最適化の数値計算における収束の未達など、多くの実証上の問題を引き起こす。そこで、本論文においては、世界市場ポートフォリオの期待超過収益率に対して各国固有の情報が与える影響を捨象している（ただし、米国の情報の一部はグローバル情報として扱う）。同様に、国別市場ポートフォリオの期待超過収益率に対して他国の固有の情報が与える影響を捨象している。

<sup>xi</sup> 実際の推定では、 $E[\mathbf{h}_{jt} \otimes \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] = \mathbf{0}$  の標本対応である  $T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{h}_{jt} \otimes \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL} = \mathbf{0}$  をモーメント条件とする。ただし、 $\otimes$  はクロネッカー積を表す記号である。

<sup>xii</sup> 世界市場指数は、MSCI によって Developed Market に分類される 23 の国と地域の国別市場指数を時価加重平均した指数である。

<sup>xiii</sup> 具体的には、世界市場指数に対しては最小二乗法による調整済み決定係数が最も大きくなるような変数を選択し、国別市場指数に対しては固定効果モデルによるパネルデータ分析を通して調整済み決定係数が最も大きくなるような変数を選択した。

<sup>xiv</sup> パラメータの有意性に関する検定に際し、デルタ法を用いてパラメータの標準誤差を近似した。

<sup>xv</sup> Merton (1980) は、連続時間での異時点間 CAPM (Merton, 1973) に基づく条件の下で、市場ポートフォリオの瞬間的な期待超過収益率についての以下の関係式が成立すると述べている。

$$r_{Mt} - r_t^f = \lambda \sigma_{Mt}^2$$

ただし、 $r_{Mt}$  は時点  $t$  における市場ポートフォリオの瞬間的な期待収益率であり、 $r_t^f$  は時点  $t$  における無リスク資産の瞬間的な期待収益率である。また、 $\lambda$  は市場に参加するすべての投資家の相対的リスク回避度の加重和であり、 $\sigma_{Mt}^2$  は時点  $t$  における市場ポートフォリオの瞬間的な分散である。この関係式は、(1) における  $\lambda_{w,t-1}$  の定義式や、(2) における  $\lambda_{j,t-1}$  の定義式に対応している。つまり、世界市場のリスクの価格  $\lambda_{w,t-1}$  は、世界経済における代表的投資家の相対的リスク回避度を表しており、国内市場のリスクの価格  $\lambda_{j,t-1}$  は国内経済における代表的投資家の相対的リスク回避度を表していると解釈できる。

<sup>xvi</sup> 表中にも示されているように、金融危機を除く期間における世界市場の分散リスク一定の制約下での統合市場モデル (14) は、10%水準では棄却されているが、過剰識別制約検定では原則として 5%水準を判断基準とすることが多いため、モデルが正しい可能性は排除しきれない。

<sup>xvii</sup> Harvey (1991), Bekaert and Harvey (1995), De Santis and Gerard (1997) では、それぞれ GMM アプローチ、ARCH モデル、GARCH モデルを用いて世界市場のリスクの価格の時間変動性を支持する結果が示されている。なお、世界市場のリスクの価格は Merton (1980) のモデルに従うと、世界経済における代表的投資家の相対的リスク回避度であると解釈される。Chan and Kogan (2002) は連続時間の設定で、代表的投資家の相対的リスク回避度が景気循環と逆の変動性を持つことを理論的に示した。しかしながら、本論文における推定結果は、むしろ景気循環に沿った変動性を持つことを示唆している。

## 表1: 情報変数の候補の定義

### 被説明変数

**国別市場の超過収益率／Ret(L)** 出典：MSCI, French's Data Library  
[国別市場のMSCI gross index の月次収益率] - [1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

### グローバル情報変数

**世界市場の超過収益率／Ret(W)** 出典：MSCI, French's Data Library  
[世界市場のMSCI gross index の月次収益率] - [1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

**米国金利の期間構造の変化／TS(US)** 出典：OECD  
([当月の10年物米国債利回り] - [当月の90日米国銀行間取引金利])  
- ([前月の10年物米国債利回り] - [前月の90日米国銀行間取引金利])

**無リスク資産収益率の変化／Rf(US)** 出典：French's Data Library  
[当月の1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率] - [前月の1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

**米国信用スプレッド／CS(US)** 出典：FRB of St. Louis  
[Moody's の Baa 格付社債利回り] - [Moody's の Aaa 格付社債利回り]

**米国鉱工業生産指数の変化率／IPI(US)** 出典：FRB of St. Louis  
([当月の米国鉱工業生産指数] / [前月の米国鉱工業生産指数]) - 1

**石油先物価格の変化率／Oil** 出典：Financial Quest  
([当月の石油先物価格] / [前月の石油先物価格]) - 1

**金先物価格の変化率／Gold** 出典：Financial Quest  
([当月の金先物価格] / [前月の金先物価格]) - 1

### ローカル情報変数

**国別市場の超過配当利回り／Div(L)** 出典：MSCI  
[国別市場のMSCI gross index の月次収益率] - [国別市場のMSCI price index の月次収益率]  
- [1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

**国別金利の期間構造の変化／TS(L)** 出典：OECD, IMF(IFS)  
([当月の10年物国債利回り] - [当月の90日銀行間取引金利])  
- ([前月の10年物国債利回り] - [前月の90日銀行間取引金利])

※ 10年物国債利回りの出典は原則としてOECDより、イタリア及びシンガポールはIMFより、

※ 90日銀行間取引金利の出典は原則としてOECDより、香港はIMFの"money market rate (3 month)"  
に置き換えた。

**消費者物価指数の変化率／CPI(L)** 出典：IMF(IFS)  
[当月の消費者物価指数] / [前月の消費者物価指数]  
※ シンガポールはIMFの生産者物価指数に差し替えた。

表2：情報変数の記述統計量

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。標本サイズ以外の単位はすべて%である。省略記号の詳細は表1に記載している。

	平均	標準偏差	標本 サイズ	最小値	25% 分位値	中央値	75% 分位値	最大値
Ret (L)	0.746	6.071	4163	-37.121	-2.345	1.031	4.269	28.289
Ret (W)	0.701	4.109	181	-19.014	-1.531	1.324	2.769	11.309
CS (US)	1.065	0.474	181	0.550	0.810	0.930	1.170	3.380
TS (US)	-0.009	0.282	181	-1.000	-0.160	-0.020	0.110	1.680
Rf (US)	0.000	0.020	181	-0.100	0.000	0.000	0.010	0.070
IPI (US)	0.078	0.709	181	-4.333	-0.241	0.146	0.490	1.540
Oil	0.851	8.821	181	-32.621	-4.942	1.630	6.939	29.714
Gold	0.837	5.154	181	-18.460	-2.282	0.528	4.345	14.035
Div (L)	0.175	0.496	4163	-0.440	-0.060	0.012	0.257	4.525
TS (L)	-0.002	0.268	4154	-2.170	-0.132	-0.024	0.100	3.094
CPI	0.136	0.420	4163	-2.349	-0.098	0.132	0.343	3.109

表3: 変数間の相関

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。F. は1期先の変数であることを表す。省略記号の詳細は表1に記載している。

	将来超過収益率		グローバル変数							ローカル変数		
	F.Ret (L)	F.Ret (W)	Ret (W)	TS (US)	Rf (US)	CS (US)	IPI (US)	Oil	Gold	Ret (L)	Div (L)	TS (L)
F.Ret (W)	0.81											
Ret (W)	0.14	0.16										
TS (US)	0.11	0.11	0.15									
Rf (US)	0.07	0.10	0.12	-0.24								
CS (US)	0.09	0.08	0.02	0.26	-0.10							
IPI (US)	-0.06	-0.05	0.20	-0.32	0.09	-0.48						
Oil	0.10	0.13	0.43	0.23	0.08	0.04	0.08					
Gold	-0.03	-0.09	0.14	0.07	-0.03	0.07	-0.05	0.20				
Ret (L)	0.13	0.16	0.81	0.13	0.09	0.05	0.15	0.39	0.17			
Div (L)	-0.04	-0.01	0.04	0.03	0.04	0.11	-0.06	0.03	-0.08	0.03		
TS (L)	0.03	-0.01	0.01	0.46	-0.10	0.28	-0.23	0.12	0.01	-0.01	0.04	
CPI	-0.01	0.01	0.05	0.02	0.03	-0.06	0.05	0.15	-0.02	0.05	0.03	-0.01

**表4：統合市場モデルの推定結果**

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。推定モデルは(12)で示した統合市場モデルである。なお、世界市場のリスクの価格（世界 $\lambda$ ）が時間を通して一定であることという制約を課している。また、最終行には、(14)で示した世界市場指数に関する統合市場モデルの推定結果を示す。

J統計量はモデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定に関する統計量を示し、世界 $\lambda$ は世界市場のリスクの価格の推定値を示す。付記された記号は推定値がゼロに等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を示す。なお、検定に用いる標準誤差はデルタ法を用いて求めた。空白行は収束を達成できなかった、あるいはパラメータを推定できなかったことを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値を示す。ただし、過剰識別制約検定が10%水準で棄却された国を除いて計算した。

	全標本期間 (2003.8 - 2018.7)		金融危機除く期間 (2003.8 - 2008.8, 2009.9 - 2018.7)	
	J統計量	世界 $\lambda$	J統計量	世界 $\lambda$
アイルランド	29.698 ***	18.645 ***	15.190 -	1.390 -
アメリカ	22.285 *	1.685 -	7.638 -	4.963 **
イギリス			8.235 -	5.079 *
イスラエル	21.518 *	0.760 -	7.386 -	2.826 -
イタリア	15.510 -	0.000 -	19.249 -	1.361 -
オーストラリア	18.787 -	1.913 -	8.255 -	6.162 **
オーストリア	15.784 -	0.776 -	12.121 -	3.203 -
オランダ	19.341 -	0.482 -	12.217 -	7.352 ***
カナダ	6.799 -	1.131 -	6.480 -	6.484 *
シンガポール	23.183 *	1.751 -	14.820 -	8.725 ***
スイス	51.870 ***	24.826 ***	7.526 -	7.963 **
スウェーデン	9.630 -	3.333 **	9.541 -	6.978 **
スペイン	5.125 -	2.997 *	10.562 -	3.338 -
デンマーク	23.596 *	0.924 -	11.583 -	5.183 **
ドイツ	6.181 -	2.519 -	17.834 -	5.163 **
日本	8.542 -	3.390 -	10.360 -	1.744 -
ニュージーランド	36.756 ***	34.149 ***	30.716 ***	25.107 ***
ノルウェー			13.402 -	4.523 -
フィンランド			16.230 -	1.533 -
フランス	13.695 -	1.100 -	4.661 -	5.965 **
ベルギー	21.601 *	0.903 -	10.431 -	6.346 **
ポルトガル	6.282 -	1.096 -	16.420 -	0.910 -
香港	13.045 -	1.869 -	6.258 -	6.251 *
<b>先進国株式市場平均 (有意な<math>\lambda</math>のみ平均)</b>		<b>1.717 3.165</b>		<b>4.702 6.355</b>
<b>世界市場指数</b>	<b>11.480 **</b>	<b>2.835 -</b>	<b>8.095 *</b>	<b>5.499 **</b>

\*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で帰無仮説が棄却されることを表す。- は、いずれの水準でも棄却されないことを表す。

**表5：分断市場モデルの推定結果**

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。推定モデルは(13)で示した分断市場モデルである。なお、国別市場のリスクの価格（国別 $\lambda$ ）が時間を通して一定であることという制約を課している。

J統計量はモデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定に関する統計量を示し、国別 $\lambda$ は国別市場のリスクの価格の推定値を示す。付記された記号は推定値がゼロに等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を示す。なお、検定に用いる標準誤差はデルタ法を用いて求めた。空白行は収束を達成できなかった、あるいはパラメータを推定できなかったことを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値を示す。ただし、過剰識別制約検定が10%水準で棄却された国を除いて計算した。

	全標本期間 (2003.8 - 2018.7)		金融危機除く期間 (2003.8 - 2008.8, 2009.9 - 2018.7)	
	J統計量	国別 $\lambda$	J統計量	国別 $\lambda$
アイルランド	7.941 -	0.640 -	5.715 -	1.416 -
アメリカ	12.861 -	5.078 **	11.448 -	6.282 **
イギリス	14.633 -	1.538 -	9.160 -	3.664 *
イスラエル	10.275 -	2.176 -	8.128 -	1.763 -
イタリア	12.756 -	2.081 *	12.650 -	1.038 -
オーストラリア	9.706 -	2.463 *	7.521 -	2.772 *
オーストリア	11.932 -	0.615 -	8.051 -	1.781 -
オランダ	10.014 -	2.783 *	12.690 -	2.979 -
カナダ	6.509 -	4.088 ***	7.976 -	3.957 **
シンガポール	15.910 *	3.112 **	29.476 ***	2.785 -
スイス	9.783 -	3.690 *	9.998 -	4.500 *
スウェーデン	6.331 -	2.273 *	11.054 -	2.751 *
スペイン	6.262 -	1.088 -	6.098 -	1.416 -
デンマーク	16.017 *	2.088 -	4.097 -	4.951 ***
ドイツ	14.342 -	3.403 **	14.356 -	2.773 *
日本	16.792 *	5.828 ***	5.833 -	3.953 **
ニュージーランド	11.805 -	2.486 *	7.008 -	2.566 *
ノルウェー			9.980 -	2.421 *
フィンランド	11.209 -	1.628 -	9.800 -	2.089 *
フランス	9.561 -	3.048 **	7.742 -	2.852 *
ベルギー	13.051 -	3.251 **	13.262 -	2.494 -
ポルトガル	15.001 *	1.830 -	13.902 -	1.477 -
香港	8.094 -	2.049 -	5.036 -	3.768 **
<b>先進国株式市場平均 (有意な<math>\lambda</math>のみ平均)</b>		<b>2.465 3.149</b>		<b>2.894 3.521</b>

\*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で帰無仮説が棄却されることを表す。-は、いずれの水準でも棄却されないことを表す。

**表6：統合と分断の複合化モデルの推定結果**

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。推定モデルは(10)で示した統合と分断の複合化モデルであり、次期統合確率をパラメータとして推定した。また、世界市場のリスクの価格は時間変動的であり、国内市場のリスクの価格は時間を通して一定である。世界市場のリスクの価格は統合市場モデルにおける世界市場指数から二段階で推定し、国内市場のリスクの価格は同時に推定した。

J統計量はモデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定に関する統計量を示す。次期統合確率に付記された記号は、左側は推定値が0に等しいことを、右側は推定値が1に等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を示す。なお、検定に用いる標準誤差はデルタ法を用いて求めた。空白行は収束を達成できなかった、あるいはパラメータを推定できなかったことを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値を示す。ただし、過剰識別制約検定が10%水準で棄却された国を除いて計算した。

	全標本期間 (2003.8 - 2018.7)		金融危機除く期間 (2003.8 - 2008.8, 2009.9 - 2018.7)	
	J 統計量	次期統合確率	J 統計量	次期統合確率
アイルランド				
アメリカ			16.537 -	- 0.329 ***
イギリス	4.498 -	- 0.977 -	10.774 -	- 0.223 -
イスラエル	6.790 -	*** 1.000 -		
イタリア			15.747 -	- 0.098 -
オーストラリア			7.024 -	- 0.000 *
オーストリア				
オランダ			9.948 -	- 0.702 -
カナダ			9.504 -	- 0.000 -
シンガポール			18.910 -	- 0.000 -
スイス	6.427 -	- 0.683 -		
スウェーデン	5.320 -	- 0.440 -	8.521 -	- 0.763 -
スペイン			4.620 -	- 0.383 -
デンマーク	8.747 -	*** 1.000 -		
ドイツ				
日本	12.367 -	- 0.000 ***		
ニュージーランド			4.413 -	*** 1.000 -
ノルウェー	6.662 -	- 0.306 -	13.080 -	- 0.000 -
フィンランド	5.546 -	- 0.900 -		
フランス			7.427 -	- 1.000 -
ベルギー				
ポルトガル			10.088 -	- 0.000 -
香港	2.644 -	- 0.000 **	4.953 -	- 0.639 -
<b>先進国株式市場平均 (アメリカ除く)</b>		<b>0.590</b>		<b>0.367</b>
		<b>0.590</b>		<b>0.370</b>

\*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で帰無仮説が棄却されることを表す。- は、いずれの水準でも棄却されないことを表す。

表7：GI法による統合と分断の複合化モデル（全標本期間）の推定結果

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。推定モデルは(10)で示した統合と分断の複合化モデルであり、いくつかの所与の次期統合確率の下で推定した。また、世界市場のリスクの価格は時間変動的であり、国内市場のリスクの価格は時間を通して一定である。世界市場のリスクの価格は統合市場モデルにおける世界市場指数から二段階で推定し、国内市場のリスクの価格は同時に推定した。

なお、0.01, 0.25, 0.50, 0.75, 0.99は、次期統合確率としてそれぞれの値を与えた統合と分断の複合化モデルの平均絶対誤差(%)を表しており、最も小さい値を示したものには下線が引かれている。最小MAEは最も小さい平均絶対誤差(%)である。最適 $\phi$ は最も小さい平均絶対誤差を示すモデルにおいて与えられた次期統合確率を示している。空白は収束が達成されなかった、あるいはパラメータが推定できなかったことを表し、rejは過剰識別制約検定が10%水準で棄却されていることを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値である。

	<u>0.01</u>	<u>0.25</u>	<u>0.50</u>	<u>0.75</u>	<u>0.99</u>	最小MAE	最適 $\phi$
アイルランド	<u>1.43</u>			1.51		<u>1.43</u>	0.01
アメリカ		<u>1.45</u>			3.85	<u>1.45</u>	0.25
イギリス				2.85	<u>1.13</u>	<u>1.13</u>	0.99
イスラエル	rej		<u>0.75</u>	2.61	1.07	<u>0.75</u>	0.50
イタリア		<u>1.06</u>		1.46	1.68	<u>1.06</u>	0.25
オーストラリア	7.81		<u>1.20</u>	1.32	1.51	<u>1.20</u>	0.50
オーストリア			<u>1.39</u>	1.92		<u>1.39</u>	0.50
オランダ	<u>1.06</u>		2.19		1.20	<u>1.06</u>	0.01
カナダ			1.41		<u>1.24</u>	<u>1.24</u>	0.99
シンガポール		<u>1.35</u>	1.83	2.80	1.43	<u>1.35</u>	0.25
スイス		<u>0.86</u>	0.86	0.93	1.03	<u>0.86</u>	0.25
スウェーデン	1.22		<u>0.98</u>	1.14	1.30	<u>0.98</u>	0.50
スペイン							
デンマーク	2.28		<u>1.39</u>	1.42	1.47	<u>1.39</u>	0.50
ドイツ	5.59	<u>1.26</u>	1.36			<u>1.26</u>	0.25
日本	1.53	1.60	1.07	<u>1.06</u>	1.15	<u>1.06</u>	0.75
ニュージーランド	<u>1.11</u>	3.26	1.30	1.47	1.65	<u>1.11</u>	0.01
ノルウェー		9.59			<u>1.79</u>	<u>1.79</u>	0.99
フィンランド	1.78	<u>0.80</u>	0.94	1.09	1.26	<u>0.80</u>	0.25
フランス	1.30	<u>0.91</u>	1.03			<u>0.91</u>	0.25
ベルギー				<u>1.31</u>		<u>1.31</u>	0.75
ポルトガル	1.41	<u>1.00</u>	1.29			<u>1.00</u>	0.25
香港	<u>0.79</u>		1.28	1.45		<u>0.79</u>	0.01
先進国株式市場平均	<b>2.28</b>	<b>2.10</b>	<b><u>1.27</u></b>	<b>1.62</b>	<b>1.52</b>	<b>1.15</b>	<b>0.41</b>
(アメリカ除く)	<b>2.28</b>	<b>2.17</b>	<b><u>1.27</u></b>	<b>1.62</b>	<b>1.35</b>	<b>1.14</b>	<b>0.42</b>

**表8：GI法による統合と分断の複合化モデル（金融危機を除く期間）の推定結果**

結果は2003年8月から2008年8月および2009年9月から2018年7月までのデータ（168期）に基づく。推定モデルは(10)で示した統合と分断の複合化モデルであり、いくつかの所与の次期統合確率の下で推定した。また、世界市場のリスクの価格は時間変動的であり、国内市場のリスクの価格は時間を通して一定である。世界市場のリスクの価格は統合市場モデルにおける世界市場指数から二段階で推定し、国内市場のリスクの価格は同時に推定した。

なお、0.01, 0.25, 0.50, 0.75, 0.99は、次期統合確率としてそれぞれの値を与えた統合と分断の複合化モデルの平均絶対誤差(%)を表しており、最も小さい値を示したものには下線が引かれている。最小MAEは最も小さい平均絶対誤差(%)である。最適 $\phi$ は最も小さい平均絶対誤差を示すモデルにおいて与えられた次期統合確率を示している。空白は収束が達成されなかった、あるいはパラメータが推定できなかったことを表し、rejは過剰識別制約検定が10%水準で棄却されていることを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値である。

	<u>0.01</u>	<u>0.25</u>	<u>0.50</u>	<u>0.75</u>	<u>0.99</u>	最小MAE	最適 $\phi$
アイルランド	1.36	<u>0.37</u>	0.55	0.78	1.00	<u>0.37</u>	0.25
アメリカ		0.74	<u>0.64</u>		rej	<u>0.64</u>	0.50
イギリス	<u>0.49</u>	0.71	1.48		0.93	<u>0.49</u>	0.01
イスラエル	<u>2.13</u>		9.03	7.28		<u>2.13</u>	0.01
イタリア	1.52		<u>0.66</u>	0.95		<u>0.66</u>	0.50
オーストラリア	<u>0.72</u>	1.01	1.23	1.06	1.27	<u>0.72</u>	0.01
オーストリア		<u>0.67</u>	0.92			<u>0.67</u>	0.25
オランダ		1.03	<u>0.95</u>	0.99	1.10	<u>0.95</u>	0.50
カナダ	<u>0.78</u>			2.53	1.10	<u>0.78</u>	0.01
シンガポール		<u>1.12</u>	rej	1.13		<u>1.12</u>	0.25
スイス	0.64	<u>0.61</u>	0.70		0.89	<u>0.61</u>	0.25
スウェーデン		<u>0.92</u>	1.05	1.06	1.22	<u>0.92</u>	0.25
スペイン	<u>0.36</u>	0.41	0.59	0.89	1.21	<u>0.36</u>	0.01
デンマーク	<u>2.81</u>					<u>2.81</u>	0.01
ドイツ		<u>1.20</u>	3.96	4.07		<u>1.20</u>	0.25
日本		2.71	<u>0.49</u>		0.93	<u>0.49</u>	0.50
ニュージーランド	<u>0.87</u>	1.27	1.26	1.34	1.44	<u>0.87</u>	0.01
ノルウェー		1.55	<u>1.31</u>	1.43	1.60	<u>1.31</u>	0.50
フィンランド	<u>0.53</u>	0.67	4.08	0.92	1.05	<u>0.53</u>	0.01
フランス	1.51	<u>0.74</u>	0.74	1.20	0.98	<u>0.74</u>	0.25
ベルギー		<u>0.79</u>	0.92	1.14	2.06	<u>0.79</u>	0.25
ポルトガル	1.34		<u>0.62</u>	0.87		<u>0.62</u>	0.50
香港	<u>0.88</u>	0.91	1.09	1.19	1.33	<u>0.88</u>	0.01
先進国株式市場平均	<b>1.14</b>	<b><u>0.97</u></b>	<b>1.61</b>	<b>1.70</b>	<b>1.21</b>	<b>0.90</b>	<b>0.22</b>
(アメリカ除く)	<b>1.14</b>	<b><u>0.98</u></b>	<b>1.66</b>	<b>1.70</b>	<b>1.21</b>	<b>0.91</b>	<b>0.21</b>

## 引用文献

- Alexander, G. J., C. S. Eun, and S. Janakiraman (1987) "Asset Pricing and Dual Listing on Foreign Capital Markets: A Note," *Journal of Finance*, 42, 151-158.
- Bekaert, G., and C. R. Harvey (1995) "Time-Varying World Market Integration," *Journal of Finance*, 50, 403-44.
- Carriero, F., I. Chaieb, and V. Errunza (2013) "Do Implicit Barriers Matter for Globalization?" *Review of Financial Studies*, 26, 1694-1739.
- Chan, Y. L., and L. Kogan (2002) "Catching Up with the Joneses: Heterogeneous Preferences and the Dynamics of Asset Prices," *Journal of Political Economy*, 110, 1255-1285.
- De Jong, F., and F. A. de Roon (2005) "Time-Varying Market Integration and Expected Returns in Emerging Markets," *Journal of Financial Economics*, 78, 583-613.
- De Santis, G., and B. Gerard (1997) "International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk," *Journal of Finance*, 52, 1881-1912.
- Fama, E. F. (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- Fidora, M., M. Fratzscher, and C. Thimann (2007) "Home Bias in Global Bond and Equity Markets: The Role of Real Exchange Rate Volatility," *Journal of International Money and Finance*, 26, 631-655.
- Grauer, F. L. A., R. H. Litzenberger, and R. E. Stehle (1976) "Sharing Rules and Equilibrium in an International Capital Market under Uncertainty," *Journal of Financial Economics*, 3, 233-256.
- Hamilton, J. D. (1988) "Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 385-423.
- Hamilton, J. D. (1989) "A New Approach of the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, 57, 357-384.
- Hamilton, J. D. (1990) "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
- Hansen, L. P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Harvey, C. R. (1989) "Time-Varying Conditional Covariance in Tests of Asset Pricing Model," *Journal of Financial Economics*, 24, 289-317.
- Harvey, C. R. (1991) "The World Price of Covariance Risk," *Journal of Finance*, 46, 111-157.
- Karolyi, G. A., and R. M. Stulz (2003) "Are Financial Assets Priced Locally or Globally?" *The Handbook*

- of the Economics of Finance*, Vol. 1, G. M. Constantinides, M. Harrisand, and R. Stulz, 975-1020.
- Karolyi, G. A., and Y. Wu (2018) "A New Partial-Segmentation Approach to Modeling International Stock Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53, 507-546.
- Lewis, K. K. (2011) "Global Asset Pricing," *Annual Review of Financial Economics*, 3, 435-466.
- Lintner, J. (1965) "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Merton, R.C. (1973) "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 41, 867-887.
- Merton, R. C. (1980) "On Estimating the Expected Return on the Market," *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
- Mittoo, U. R. (1992) "Additional Evidence on Integration in the Canadian Stock Market," *Journal of Finance*, 47, 2035-2054.
- Munk, C. (2013), *Financial Asset Pricing Theory*, Oxford University Press.
- Pukthuanthong, K., and R. Roll (2009) "Global Market Integration: An Alternative Measure and its Application," *Journal of Financial Economics*, 94, 214-232.
- Sarkissian, S., and M. J. Schill (2016) "Cross-Listing Waves," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51, 269-306.
- Sharpe, W. F. (1964) "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Solnik, B. (1974) "An Equilibrium Model of the International Capital Market," *Journal of Economic Theory*, 8, 500-524.