

# アジアにおける国債市場統合の実証分析

熊本方雄<sup>\*)</sup>・卓涓涓<sup>†)</sup>

## 1. はじめに

1997年7月に発生したタイ・バーツ危機は、瞬く間にアジア全域に伝染し、固定相場制度を崩壊させる通貨危機のみならず、国内の金融機関を破綻させる金融危機を伴う「双子の危機」へと発展し、アジア諸国の経済に深刻な影響を与えた。

このアジア通貨危機の原因の一つとして、アジア諸国の企業は、資金調達における銀行依存度が高く、設備投資を行う際、国内金融機関から現地通貨建てで長期的資金を調達する一方、国内金融機関は、海外から外国通貨建てで短期的資金を調達していたという「期間と通貨のダブル・ミスマッチ」が指摘されている。

また、金木・鹿庭（2015）が指摘する通り、アジア通貨危機以降、アジア新興国では、高い経済成長により国内貯蓄が増大しているが、資本市場が未発達であるため、域内の貯蓄が域内の投資に直接回らず、アメリカ、イギリスなどの域外を経由し、他の地域の余剰マネーと一緒に、巨額なグローバルマネーとして域内に還流するという問題がある。これは、資本流出により、金利、株価、為替相場などのボラティリティが増大する結果、实体经济が影響を受けやすい経済体質を内包することを意味する。

さらに、川崎（2015）が指摘する通り、アジア通貨危機以降、事実上のドルペッグ制度を採用していたアジアの新興国の多くは、変動相場制度に移行する一方、過度な金利、株価、為替相場などのボラティリティを避けるため、資本規制を導入する「通貨の非国際化」を進め、このことが、域内貯蓄を域内投資に回すことの阻害要因の一つとなっている。

このため、アジア諸国では、期間と通貨のダブル・ミスマッチを軽減し、アジア域内の豊富な貯蓄を域内の投資に結びつける金融仲介機能を発展・深化させるため、債券市場、とりわけ、自国通貨建て債券市場の育成が重要な政策課題と位置づけられている。

このような認識に基づき、2003年8月のASEAN+3財務大臣会議において、「アジア債券市場育成イニシアティブ（Asian Bond Markets Initiative, ABMI）」が合意・発足した。また、これに先立ち、2003年6月には、日本を含むアジアの中央銀行の集まりであるEMEAP（東アジア・オセアニア中央銀行役員会議, Executives' Meeting of East Asia and Pacific Central Banks）において、「アジア・ボンド・ファンド（Asian Bond Fund, ABF）」

## アジアにおける国債市場統合の実証分析

プロジェクトが発表されている。そこでは、各国の債券市場を発展させ、その後、域内のクロスボーダー債券取引に係る市場慣行の標準化や規制の調和化を図ることで、アジア地域における債券市場を育成することが企図されている。

ABMI や ABF で企図されているクロスボーダー債券取引に係る市場慣行の標準化や規制の調和化は、今後、アジア地域の債券市場統合に寄与するものと期待される。債券市場の統合は、投資家にとっては、より低い費用での取引が可能となり、新たな投資機会が提供されることで、効率的な国際分散投資に資することとなる。

国債市場で形成される利回りが、社債を含めた幅広い金融資産の価格形成のベンチマークとしての役割を果たすこと、民間の市場参加者にとっては、国債を利用した先物、スワップ、オプションなどのデリバティブが、資金運用や金利リスクのヘッジの手段を提供すること、中央銀行にとっては、国債は金融調節を行う際、公開市場操作の手段となることから、国債市場の統合は、アジアにおける効率的な債券市場育成の前提条件になると考えられるからである。

以上の問題意識に基づき、本稿では、アジア新興国（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）の債券市場において統合が進展しているかどうかを、国債市場に焦点を当て実証分析する。

本章の構成は以下の通りである。第2章では、アジア国債市場の現況について概観する。第3章では、金融市場統合の実証分析に関する先行研究をサーベイした後、第4章では、実証分析を行う。第5章は結論である。

## 2. アジア国債市場の現況

本章では、アジア諸国における債券市場を育成することを目的として発足したアジア債券市場育成イニシアティブ（以下、ABIM）とアジア・ボンド・ファンド（以下、ABF）の取り組みについて概観した後、アジア諸国における資本規制とアジア債券市場の発展の現況について概観する<sup>1)</sup>。

### アジア債券市場育成イニシアティブ（ABMI）

ABMI は、アジアにおいて効率的で流動性の高い債券市場を育成することにより、アジアにおける貯蓄をアジアに対する投資へと活用できるようにすることを目的として、2003年 ASEAN+3 財務大臣会議において合意・発足した。2005年には、ロードマップが作成され、その後、課題の優先度合いを見直し、新たな課題を追加するため、2008年、2012年、2016年と定期的に見直しが行われている。例えば、2008年の改定では、取り組み課題が「債券供給の拡大」、「債券需要の拡大」、「規制枠組みの改善」、「市場インフラの整備」の四

つに整理され、それぞれの課題を担当するタスク・フォースが設けられた。

ABMI のこれまでの主な取り組みは、以下の通りである。

第一に、2004 年 5 月に、Asian Bonds Online が立ち上げられ、アジア債券市場や ABMI の進展に関する多様な情報やデータが提供され始めた。また、Asia Bond Monitor が定期的に発行され、債券市場の概況や政策動向などの情報が入手できるようになった。

第二に、2004 年 12 月に、日韓両国政府の協力の下で、韓国の中小企業が発行した債券を原資産とする円建ての国際的な債券担保証券（CBO）の発行が行われた。その後、タイ、マレーシア、インドネシアにおける国際協力銀行（JBIC）、日本貿易保険（NEXI）による信用補完を通じた日系現地合弁企業による起債、マレーシア、タイ、中国、フィリピンにおける JBIC、世界銀行、アジア開発銀行（ADB）、国際金融公社（IFC）による現地通貨建て債券発行などが実施された。

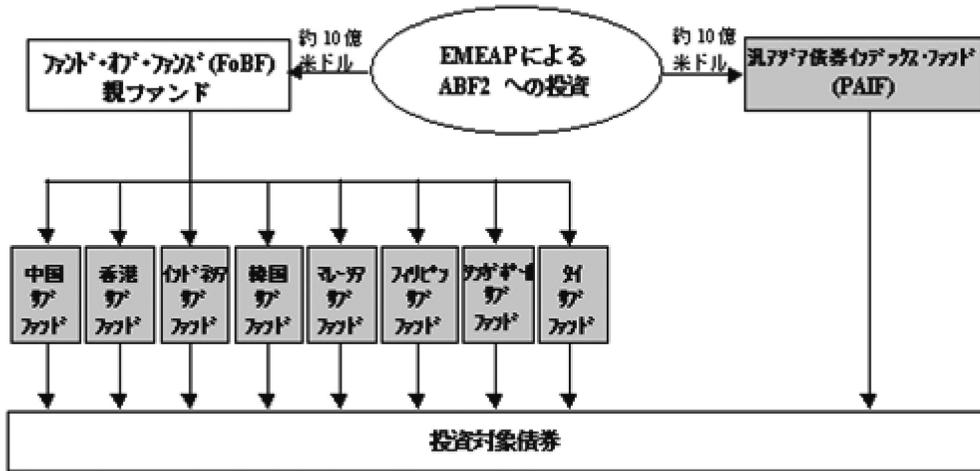
第三に、2010 年 9 月に、ASEAN+3 域内のクロスボーダー債券取引の促進を目的として、クロスボーダー債券取引に係る市場慣行の標準化や、規制の調和化を図るため、官民一体のフォーラムとして ASEAN+3 債券市場フォーラム（ABMF: ASEAN+3 Bond Market Forum）が設置された。ABMF は ASEAN+3 各国の規制および取引慣行に関する調査を行い、この調査結果をもとに、2012 年 4 月に「ASEAN+3 債券市場ガイド」が公表された。また、域内のプロ投資家向け債券市場への上場プロセスの共通化を目的に、ASEAN+3 債共通発行フレームワーク（ASEAN+3 Multi-currency Bond Issuance Framework, AMBIF）が構築され、2015 年 9 月には AMBIF に基づくパイロット債が発行された。さらに、各国の決済システムの向上・統合を目的に、域内決済機関（Regional Settlement Intermediary, RSI）の設立に関する実行可能性の再評価が完了したほか、クロスボーダー決済インフラ・フォーラム（Cross-border Settlement Infrastructure Forum, CSIF）が設置され、クロスボーダー債券取引を支える決済システムの構築に関する議論が行われている。

第四に、2010 年 11 月に、域内の企業が発行する社債に保証を供与することで、現地通貨建て債券の発行を支援するため、ADB の出資金により、信用保証投資ファシリティ（Credit Guarantee and Investment Facility, CGIF）が設立され、2013 年 4 月に一号案件を実施して以降、順調に保証残高を増やしている。

#### アジア・ボンド・ファンド（ABF）

2003 年 6 月、日本を含むアジアの中央銀行の集まりである EMEAP において、ABF プロジェクトの創設が発表された。これは、オーストラリア、日本、ニュージーランドを除く EMEAP8 各国・地域の政府および政府系機関が発行する国債および政府系機関債（準国債）を運用対象とする投資信託を組成し、これを EMEAP に加盟する中央銀行が共同で購入するものである。ABF は、アジアの債券に対する投資家の認知度を向上させること、お

図1 ABF2のフレームワーク



出所：日本銀行

よび、ABFの組成を通じ市場・規制改革を推進することを企図した「投資家の立場」（需要サイド）からの取組みであり、「発行体の立場」（供給サイド）からの取組みである ABMI とは相互補完的なものと位置付けられる。

ABFには、2003年6月に創設が発表されたABF1と2004年12月に創設が発表されたABF2という二つの枠組みがある。

ABF1は、その対象をドル建て国債とし、参加者はEMEAPメンバーの中央銀行に限定されている。このため、メンバー国の外貨準備のポートフォリオをアジア諸国の国債にシフトすることで、国債発行条件を整備する、または、国債発行国のドル調達の一助となるという効果は持つ一方、アジア債券市場整備の本来の目的である通貨のミスマッチの解消や流通市場の整備という目的には貢献しない。

これに対し、ABF2は、その対象を現地通貨建て国債および準国債としており、また、当初より、民間投資家にも開放することが企図されており、2011年5月には、ABF2のすべてのファンドが民間投資家に開放された。ABF2では、汎アジア債券インデックス・ファンド (Pan-Asian Bond Index, PAIF) とファンド・オブ・ファンズ (Fund of Bond Funds, FoBF) が組成されている。図1はABF2のフレームワークを示したものである。PAIFは、EMEAP8 各国・地域の現地通貨建て国債および準国債に単独で投資する債券ファンドである。一方、FoBFは、二重構造となっており、まず、EMEAP8 各国・地域に、それぞれの現地通貨建て国債および準国債で運用するサブファンドが設立され、FoBFは、そのサブファンドへ投資するファンドと位置付けられている。

2016年7月に、EMEAPメンバー中央銀行は、ABF1が所期の目的を達成したと判断し

たことから、ABF1 を償還し、その償還金を ABF2 に再投資することを公表した。

### アジアにおける資本規制の現況

以下では、インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイにおける証券投資、とくに、債券投資に関わる資本規制の現況について概観する。

インドネシアでは、非居住者の証券投資は、株式投資、債券投資ともに自由に行うことができ、債券投資に関しては、2006 年に国債が発行市場で自由に購入可能となり、2009 年には流通市場でも自由に購入可能となった。ただし、個人向け国債は流通市場での購入のみに限定されている。

マレーシアでは、アジア通貨危機の際、厳しい資本規制が導入された。例えば、1998 年には、現地通貨建て証券の全ての売買は、認可された保管機関を通さなければならないとされた。さらに、現地通貨建て証券を売却する場合、その代金を国外送金せず、少なくとも 12 か月間国内で保有しなければならないとされた。その後、この規制は、1999 年に、12 か月内に代金を送金する場合、その代金に課税を行うことと緩和され、2001 年には債券投資の源泉徴収税の免除が行われるなど、段階的な資本規制の解除・緩和が進んでいる。

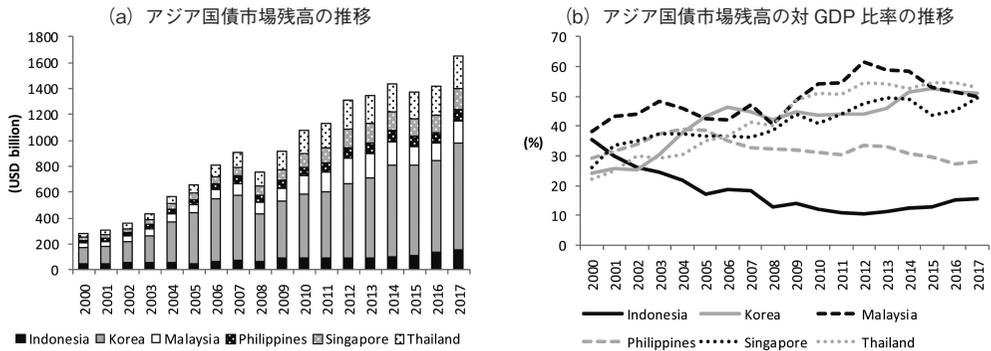
フィリピンでは、非居住者が証券を売却する際に、国外送金等で外貨を国内銀行から取得する場合、中央銀行へ登録する必要があるが、これ以外は、原則として株式投資、債券投資ともに自由に行うことができる。

タイでは、株式投資については、1998 年に、国内金融機関への投資は全株式の 25% まで、金融機関以外への投資は全株式の 49% までとする株式保有シェア規制が導入され、債券投資については、2003 年に、実需を伴う取引でない場合、国内金融機関の発行した短期債券等（3 カ月以内）への発行市場での投資は 5,000 万バーツ以下までとする上限規制が導入された。さらに、2006 年におけるバーツ増価への対応として、外貨による新規総投資額の 30% をタイ中銀の無利子準備金として預託し、当該準備金は、取引後 1 年間還付されず、1 年未満での還付請求に際しては当該準備金の 3 分の 1 を没収するという厳しい規制が導入された。この影響で株価が規制発表日に約 15% 下落したことから、その翌日には株式に対する規制は解除されたが、債券投資への同規制は 2008 年になって解除された。ただし、2008 年に、実需を伴う取引でない場合、国内金融機関の発行した債券等への発行市場での投資の上限が 1,000 万バーツまでと変更されている。

### アジア国債市場の現況

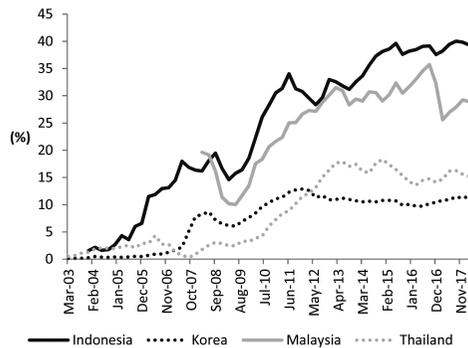
図 2 (a), (b) は、それぞれ、アジア 6 か国（インドネシア、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイ）におけるドル建てで測った現地通貨建て国債残高、および、その GDP 比率の推移を示したものである。図より、アジア 6 か国の国債残高合計は 2000 年

図2 アジア国債市場の規模の推移



出所：Asia Bond Online

図3 アジア国債市場における外国人投資家比率の推移



出所：Asia Bond Online

以降、世界金融危機が発生した2008年を除き、増加しており、2000年の約2800億ドルから2017年には約1兆6500億円と約6倍に増大していることがわかる。また、6か国の中では韓国の残高が最も大きいことがわかる。GDP比率では、インドネシア、フィリピンでは低下しているが、他の4か国では上昇傾向にあることがわかる。

図3は、アジア4か国（インドネシア、韓国、マレーシア、タイ）における外国人投資家比率の推移を示したものである。図より、2009年以降、国債市場における海外投資家の保有比率が上昇していることがわかる。その背景として、吉野・飯島（2009）は、先進国の金融緩和に伴い投資資金が増加するとともに金利差が拡大したこと、アジアの債券市場や機関投資家の拡大・発展が加速していること、また、個人投資家も投資信託を通じて投資の拡大が可能となっていること、各国の市場整備の努力やABMIなどの域内金融協力の存在が投資家に安心感を与えていること、資本取引規制の緩和などにより海外投資家の導入が図られていること、世界金融危機を経てアジア経済の回復・好調ぶりが際立ち、各国のソブリン格付けも改善方向となったためアジア投資の機運が盛り上がったことを指摘している。

### 3. 先行研究

金融市場統合に関する普遍的な定義は存在しないが、多くの先行研究において、「完全に統合された金融市場とは、全ての潜在的な市場参加者が、その市場における金融商品やサービスを取引するとき、単一のルールに従い、平等にアクセスでき、平等に扱われる市場」という Baele *et al.* (2004) の定義が踏襲されている。

金融市場統合の実証分析には、「価格に基づいたアプローチ」、「数量に基づいたアプローチ」、「リスク・シェアリング・アプローチ」の三つのアプローチがある。

「価格に基づいたアプローチ」は、完全に統合された金融市場においては、経済主体がどこで取引するかに関わらず、単一のルールに従い、平等なアクセスを持ち、平等に扱われるため、経済主体の完全な裁定取引の結果、同じリスクを持つ資産は同じ期待収益率を持つという一物一価の法則に基づくものである。一物一価の法則は、短期金融市場、債券市場では金利平価式、株式市場では International CAPM として表現される。

「数量に基づいたアプローチ」は、完全に統合された金融市場においては、家計と企業は世界金利の下で、それぞれ貯蓄（消費）と投資を独立に決定するため、各国の貯蓄と投資の間には相関が存在しないという考えに基づき、貯蓄と投資の相関（Feldstein-Horioka の基準）を分析するものである。

「リスク・シェアリング・アプローチ」は、完全に統合された金融市場では、国家間における資本移動により、各国特有の経済ショックに対するリスク・シェアリングの機会が高まるため、各国は通時的に消費を平準化することが可能となるという考えに基づき、消費と所得の相関を分析するものである。

これら三つのアプローチのうち、「数量に基づいたアプローチ」と「リスク・シェアリング・アプローチ」は金融市場全体の統合を分析する際に有用であるのに対し、本稿のように国債市場といった個別の金融市場の統合を分析する際には、「価格に基づいたアプローチ」が有用となる。

したがって、本稿では「価格に基づいたアプローチ」を採用し、以下では、「価格に基づいたアプローチ」において用いられる四つの手法を概観する。

#### $\beta$ 収束性, $\sigma$ 収束性

Adam *et al.* (2002), Baele *et al.* (2004), Yu, *et al.* (2007), Park (2013) は、経済成長理論における  $\beta$  収束性と  $\sigma$  収束性の概念を応用し、金融市場統合を分析している<sup>10)</sup>。

まず、 $\beta$  収束性は、相対的に高い金利の国は、金利の低い国より速く低下するという考え方に基づくものである、

いま、名目金利差  $id_{i,t} \equiv i_{i,t} - i_{b,t}$  ( $i=1, \dots, N$ ) が  $p$  次の自己回帰過程  $AR(p)$  に従うとす

る。

$$id_{i,t} = \mu_i + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} id_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ただし、 $i_{i,t}$  は第  $i$  国の名目金利、 $i_{b,t}$  は基準国の名目金利、 $\mu_i$  は第  $i$  国に特有の障壁を表す。

(1) 式は

$$\Delta id_{i,t} = \mu_i + \beta_i id_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_j \Delta id_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

と書き直せる。ただし、 $\beta_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}\right)$ 、 $\gamma_j = \sum_{k=j}^{p_i} \alpha_{ik}$  である。

$\beta_i = \Delta(\Delta id_{i,t}) / \Delta id_{i,t-1}$  であるため、 $\beta_i$  の符号が負であることは、金利差の変化分  $\Delta id_{i,t}$  は 1 期前の金利差  $id_{i,t-1}$  と逆方向に動くこと、すなわち、相対的に高い金利国は金利の低い国よりも、より速く低下することを意味する。したがって、 $\beta_i$  の大きさは市場全体での収束速度の尺度となる。ダイナミック・パネル・モデルの文脈では、 $\beta_i$  の符号が負であることは、金利差  $id_{i,t}$  が定常過程に従うこと、または、 $i_{i,t}$  と  $i_{b,t}$  が共和分ベクトル  $(1, -1)$  で共和分関係にあり、誤差修正項  $id_{i,t-1}$  の係数が負となることを意味する。したがって、実証分析では、(2) 式において、 $id_{i,t}$  が定常過程に従うかどうかをパネル単位根検定を用いて分析する。

一方、 $\sigma$  収束性はクロス・セクションの名目金利差の標準偏差が通時的に低下しているかを分析するものである。

いま、簡単化のため、(1) 式において、名目金利差  $id_{i,t}$  が AR (1) に従うと想定し、

$$id_{i,t} = \mu_i + \alpha_1 id_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

とする。(3) 式からクロス・セクションの平均  $\bar{id}_t \equiv N^{-1} \sum_{i=1}^N id_{i,t}$  周りの分散を求めると、

$$\sigma_{id,t}^2 = (\sigma_{\mu}^2 + 2\alpha_1 \sigma_{\mu, id} + \sigma_{\varepsilon}^2) + \alpha_1^2 \sigma_{id,t-1}^2 \quad (4)$$

となる。ただし、 $\sigma_{id,t}^2$ 、 $\sigma_{\mu}^2$ 、 $\sigma_{\mu, id}$ 、 $\sigma_{\varepsilon}^2$  は、それぞれ、クロス・セクションの名目金利差の分散、固定効果項の分散、固定効果と名目金利の共分散、および、攪乱項の分散を表し、固定効果と名目金利差の共分散と攪乱項の分散は、通時的に一定であると想定している。

(4) 式は、名目金利差の系列  $\{id_{i,t}\}$  が定常過程に従うのであれば、すなわち、 $-1 < \alpha_1 < 1$  であるならば、 $-1 < \alpha_1^2 < 1$  であるため、名目金利差の分散の系列  $\{\sigma_{id,t}^2\}$  も定常過程に従うことを意味している<sup>iii)</sup>。

差分方程式 (4) 式は、

$$\sigma_{id,t}^2 = \sigma_{id}^{2*} + \alpha_1^{2t} (\sigma_{id,0}^2 - \sigma_{id}^{2*}) \quad (5)$$

と解ける。ただし、 $\sigma_{id}^{2*} \equiv (\sigma_{\mu}^2 + 2\alpha_1 \sigma_{\mu, id} + \sigma_{\varepsilon}^2) / (1 - \alpha_1^2)$  は  $\sigma_{id,t}^2$  の定常状態の値を表す。

(5) 式より、 $\beta$  収束性が成立し、(3) 式において  $-1 < \alpha_1 < 1$  が成立する場合でも、初期

時点において  $\sigma_{id,0}^2 < \sigma_{id}^{2*}$  であるならば,  $\sigma_{id,t}^2$  は通時的に上昇することがわかる。これは,  $\beta$  収束性は  $\sigma$  収束性の必要条件であるが十分条件ではないことを意味する。

実証分析では, (4) 式を拡張した

$$\sigma_{id,t}^2 = \mu + \alpha_1 \sigma_{id,t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{id,t-2}^2 + \cdots + \alpha_{p-1} \sigma_{id,t-p+1}^2 + \alpha_p \sigma_{id,t-p}^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta \sigma_{id,t}^2 = \mu + \beta \sigma_{id,t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta \sigma_{id,t-j}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

ただし,  $\beta = -\left(1 - \sum_{j=1}^p \alpha_j\right)$ ,  $\gamma_j = \sum_{k=j}^p \alpha_k$  において,  $\sigma_{id,t}^2$  が定常過程に従うかどうかを単位根検定により分析する。

#### Kalman Filter, 動学的ファクター・モデル

Serletis and King (1997), Kim, *et al.* (2006), Yu, *et al.* (2007) は, Haldane and Hall (1991) によって提示された Kalman filter の手法に基づいた方法を用い, 金融市場統合を分析している。

今, 観測方程式を

$$\Delta i_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \Delta i_{b,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

状態方程式を

$$\alpha_{i,t} = \alpha_{i,t-1} + \xi_t \quad (9)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \mu_t \quad (10)$$

と定式化する。

もし, 第  $i$  国の債券市場が, 基準国の債券市場に統合されるならば, 第一に, 定数項  $\alpha_{i,t}$  はゼロに収束すると考えられる。これは, 完全に統合された金融市場では, ある国の債券利回りは, 系統的に基準国の利回りよりも大きかったり, 小さかったりすることはないと考えられるからである。

第二に, 債券市場が統合されるならば,  $\beta_{i,t}$  は 1 に収束すると考えられる。なぜならば, (8) 式の  $\beta_{i,t}$  の推定量は,

$$\hat{\beta}_{i,t} = \frac{Cov_{t-1}(\Delta i_{i,t}, \Delta i_{b,t})}{Var_{t-1\pi}(\Delta i_{b,t})} \quad (11)$$

で与えられるが, 債券市場に統合されるならば, 第  $i$  国の債券利回りの変化は, 共通ファクターである基準国の利回りの変化によって引き起こされることになるため,  $Cov_{t-1}(\Delta i_{i,t}, \Delta i_{b,t})$  は  $Var_{t-1\pi}(\Delta i_{b,t})$  に収束すると考えられるからである。ただし,  $Var_{t-1}$ ,

$Cov_{t-1}$  は、それぞれ、条件付分散、条件付共分散を表すオペレータである。したがって、実証分析では、時変のパラメータ  $\alpha_{it}$  がゼロ、 $\beta_{it}$  が 1 に収束しているかを Kalman filter により分析する。

第三に、債券市場に統合されるならば、共通ファクターのニュースのみが、第  $i$  国の債券利回りに影響を与えるため、第  $i$  国の債券利回りの変化分の分散  $Var(\Delta i_{i,t})$  のうち、共通ファクターである基準国の利回りの変化分の分散  $Var(\Delta i_{b,t})$  によって説明される寄与度が 1 に収束すると考えられる。なぜならば、(8) 式より、全分散は、

$$Var(\Delta i_{i,t}) = (\alpha_{i,t})^2 + (\beta_{i,t})^2 Var(\Delta i_{b,t}) + Var(\varepsilon_{i,t}) \quad (12)$$

で与えられ、 $Var(\Delta i_{i,t})$  のうち  $Var(\Delta i_{b,t})$  によって説明される寄与度（分散比率） $VR_{i,t}^b$  は、

$$VR_{i,t}^b = \frac{(\beta_{i,t})^2 Var(\Delta i_{b,t})}{Var(\Delta i_{i,t})} \quad (13)$$

と求まるが、債券市場が統合し、 $\alpha_{it}$  がゼロ、 $\beta_{it}$  が 1 に収束し、 $Var(\Delta i_{i,t})$  が  $Var(\Delta i_{b,t})$  に収束するならば、(13) 式は 1 に収束するからである。これは「ニュースに基づいたアプローチ」と呼ばれることもある。

この「ニュースに基づいたアプローチ」は、動学的ファクター・モデル（dynamic factor model）によっても分析できる。いま、各国の債券利回りが、共通ファクター  $f_t^b$ 、および、第  $i$  国固有のショック  $\varepsilon_{i,t}$  によって説明されると想定し、

$$\Delta \tilde{i}_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^b f_t^b + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

と定式化する。ただし、 $\tilde{i}_{i,t}$  は標準化された第  $i$  国の債券利回りである。このとき、

$$Var(\Delta \tilde{i}_{i,t}) = (\beta_i^b)^2 Var(f_t^b) + Var(\varepsilon_{i,t}) \quad (15)$$

より、共通ファクター  $f_t^b$  の寄与度は、

$$VR_{i,t}^b = \frac{(\beta_i^b)^2 Var(f_t^b)}{Var(\Delta \tilde{i}_{i,t})} \quad (16)$$

と求まる。

### Granger の因果性検定、共和分分析

いま、一階の定常過程  $I(1)$  に従う各国の債券価格指数（自然対数） $b_{i,t} (i=1, \dots, n)$  からなる  $n \times 1$  ベクトル  $Y_t \equiv [b_{1,t} \ b_{2,t} \ \dots \ b_{n,t}]'$  が、VAR( $p$ ) モデルに従うと想定する。

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Kim, *et al.* (2006), Vo (2009), Calvi (2010) は、(17) 式において、Granger の因果性

検定を行い、各国の債券価格指数、または、利回り間の因果性を分析することで、金融市場統合の程度を分析している。

また、Mills and Mills (1991), Kasa (1992), Clare, *et al.* (1995), Serletis and King (1997), Manning (2002), Click and Plummer (2005), Yu, *et al.* (2007), Vo (2009), Calvi (2010) は、Johansen (1988) の共和分検定の手法を用い、金融市場統合について実証分析している。これは、金融市場が統合するならば、各国の債券価格、または、利回りには長期的に安定的な関係が存在するため共和分関係が存在するという考え方に基づくものである。

(17) 式は、VECM 表現、

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

を持つ。ただし、 $\Gamma = -(I - \sum_{i=1}^p \Pi_i)$ ,  $\Gamma_k = -(I - \sum_{i=1}^k \Pi_i) = [\gamma_{k,ij}]_{i,j=1}^n$  となる  $n \times n$  の正方行列である。(18) 式における  $\Gamma Y_{t-1}$  は長期のレベル解を表す誤差修正項である。

ここで、各国の債券市場が統合されるならば、 $Y_t$  の各系列は、共通確率的トレンド (common stochastic trend) を共有し、共和分関係をもつと考えられる。

$Y_t$  に  $r$  個 ( $0 \leq r \leq n$ ) の共和分関係があれば、 $\Gamma$  のランク (階数) は  $r$  となり、 $\Gamma = \alpha\beta'$  と分解できる。ただし、 $\beta$  は  $n \times r$  共和分行列、 $\alpha$  は長期的均衡値への調整速度を表す  $n \times r$  調整係数行列 (adjustment coefficients matrix) である。すなわち、誤差修正項は、 $t-1$  期における長期的均衡値からの乖離  $\beta' X_{t-1}$  が、 $t$  期において、どの程度修正されるかを表している。したがって、(18) 式は、

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha\beta' Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

と書き直せる。

(19) 式における行列  $\Gamma$  のランクは、独立な共和分ベクトルの数に等しく、またランクは非ゼロの特性根の数に等しい。このため、独立な共和分ベクトルの数は、特性根の有意性を検定することで得られる。

ここで、 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$  となる  $n$  個の特性根が得られたと想定する。このとき、 $\lambda_i = 0$ ,  $i = r+1, \dots, n$  であるならば、 $\text{rank}(\Gamma) = r$  であり、 $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ ,  $i = r+1, \dots, n$  となる。これに基づき、Johansen の共和分検定においては、以下の二つの統計量が用いられている。

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

ただし、 $\hat{\lambda}_i$  は行列  $\Gamma$  の特性根の推定値、 $T$  は観測数である。この  $\hat{\lambda}_i$  は最尤推定法により得ることができる。

$\lambda_{trace}$  統計量は,  $rank(\Gamma)=r$  という帰無仮説に対し,  $rank(\Gamma)=n$  という対立仮説を検定するトレース検定,  $\lambda_{max}$  統計量は,  $rank(\Gamma)=r$  という帰無仮説に対し,  $rank(\Gamma)=r+1$  という対立仮説を検定する最大固有値検定に用いられる。

ここで,  $\Delta Y_t$  を Wold 分解し, MA( $\infty$ ) 表現すると,

$$(1-L)Y_t = \sum_{k=1}^{\infty} \Psi_k \varepsilon_{t-k} \equiv \Psi(L)\varepsilon_t, \Psi(0) = I_n \quad (20)$$

となる。さらに, (20) 式を Beveridge-Nelson 分解すると,

$$Y_t = \Psi(1)S_t + \Psi^*(L)\varepsilon_t \quad (21)$$

を得る。ただし,  $S_t \equiv \sum_{s=1}^t \varepsilon_s$ ,  $\Psi^*(L) = (1-L)^{-1}(\Psi(L) - \Psi(1))$  である。(21) 式は,  $Y_t$  は, 右辺第 1 項目で表される  $n$  次元のランダムウォークに従う非定常要素と第 2 項目で表される定常要素に分解できることを意味する。ここで, 共和分ベクトルが  $\beta$  であるならば,

$$\beta Y_t = \beta \Psi(1) \sum_{s=1}^t \varepsilon_s + \beta \Psi^*(L)\varepsilon_t \quad (22)$$

は定常過程となるため,  $\beta \Psi(1)S_t = 0$  が成立する。また, (21) 式は, 共和分ランクが  $r$  のとき, 共通トレンド表現 (common trend representation)

$$Y_t = \tilde{\Psi}S_t^* + \Psi^*(L)\varepsilon_t \quad (23)$$

により表せる。ただし,  $S_t^*$  は  $n-r$  次元のランダムウォーク過程である。

(23) 式より, 共和分ランクが  $r$  のとき, 共通確率的トレンドの数は  $n-r$  となる。したがって, 共和分ランクの数が  $n-1$  であれば, 共通確率的トレンドの数は 1 となり, 債券市場は完全に統合されたと考えられる。

Rangvid (2001), Yu, *et al.* (2007), Kim, *et al.* (2006) は, Hansen and Johansen (1992) による動学的共和分検定の手法を用い, 推定期間を rolling させることにより, 通時的な共和分ランクの数の推移を分析し, 金融市場統合の進展について分析している。

#### Dynamic Conditional Correlation モデル

Kim, *et al.* (2006), Yu, *et al.* (2007), Tsukuda, *et al.* (2017) は, Engle (2002) が提唱した dynamic conditional correlation モデル (動学的条件付き相関モデル, 以下, DCC モデル) を用い, 金融市場統合を実証分析している。

先述の共和分検定において, 共和分関係が検出されたとしても, それは, 各国の債券価格, または, 利回りに長期的に安定的な関係が存在することを意味するものではない。例えば, ある二国の債券価格, または, 利回りの間に完全な負の相関関係がある場合においては,  $[1, -1]$  という共和分ベクトルの下, 共

和分関係が検出されることになる。これに対し、DCC モデルを用いた分析では、ある二国の債券価格、または、利回りの間の条件付き相関係数を求めることで、市場がどの程度、同方向に動いているかを分析できる。

いま、階差モデル

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (24)$$

における誤差項  $\varepsilon_t$  が、

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} \nu_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (25)$$

に従うものと想定する。ただし、 $H_t$  は  $n \times n$  条件付き分散行列、 $\nu_t$  は標準正規独立同分布に従う  $n \times 1$  イノベーション・ベクトルである。また、条件付き分散共分散行列  $H_t$  は、

$$H_t = D_t^{\frac{1}{2}} R_t D_t^{\frac{1}{2}} \quad (26)$$

と分解できる。ただし、 $D_t$  は対角要素に条件付き分散を持つ  $n \times n$  対角行列、 $R_t$  は条件付き相関係数からなる  $n \times n$  対称行列である。

$$D_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & h_{22,t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & h_{nn,t} \end{bmatrix}, \quad R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \cdots & \rho_{1n,t} \\ \rho_{21,t} & 1 & \cdots & \rho_{2n,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1,t} & \rho_{n2,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

なお、 $\rho_{ij,t} = h_{ij,t} / \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}$  である。DCC モデルでは、まず、 $h_{ii,t}$  が GARCH ( $p_i q_i$ ) 過程

$$h_{ii,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{q_i} \beta_{ij} \varepsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} h_{ii,t-j} \quad (27)$$

に従うと想定し、 $D_t$  を推定する。次に、(27) 式より推定された  $D_t$  を用いて、 $\tilde{\varepsilon}_t = D_t^{-\frac{1}{2}} \varepsilon_t$  すなわち、 $\tilde{\varepsilon}_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}}$  と標準化する。このとき、(26) 式より、

$$E_{t-1}[\tilde{\varepsilon}_t \tilde{\varepsilon}_t'] = (D_t)^{-\frac{1}{2}} H_t (D_t)^{-\frac{1}{2}} = R_t \quad (28)$$

となることがわかる。ここで、指数平滑化法に基づき、

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \bar{R} + \lambda_1 \tilde{\varepsilon}_{t-1} \tilde{\varepsilon}_{t-1}' + \lambda_2 Q_{t-1} \quad (29)$$

という式を想定する。ただし、 $\lambda_1, \lambda_2$  は  $0 \leq \lambda_1 + \lambda_2 < 1$  を満たす非負のパラメータ、 $\bar{R} = E[\tilde{\varepsilon}_t \tilde{\varepsilon}_t']$  は無条件分散共分散行列である。このとき、条件付き相関係数行列  $R_t$  は、

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} \quad (30)$$

で与えられる。 $Q_t$  が正値定符号行列であれば、 $R_t$  も正値定符号行列となる<sup>iv)</sup>。なお、

$\lambda_1 = \lambda_2 = 0$  となる時、(29) 式は constant conditional correlation (CCC) モデルとなる。

## 4. 実証分析

### 4-1. 分析方法

本稿では、第3章で概観した分析方法のうち、動学的ファクター・モデル、Granger の因果性検定、共和分検定、および、DCC モデルを用いて、アジアにおける国債市場統合について実証分析を行う。

また、本稿では、標本期間を全標本期間に加え、(i) 2001 年 1 月—2003 年 6 月、(ii) 2003 年 7 月—2007 年 6 月、(iii) 2007 年 7 月—2012 年 9 月、(iv) 2012 年 10 月—2018 年 6 月の四つの期間に分割して分析を行う。(i) は AMBI や ABF が導入される以前の期間、(ii) は 2003 年 6 月 ABF1、2003 年 8 月の ABMI 合意、2004 年 5 月の Asian Bond Online 開始、2004 年 12 月 ABF2、2005 年の ABMI ロードマップ作成などを含む AMBI や ABF が導入された期間、(iii) は 2007 年 8 月パリバ・ショックによるサブプライムローン問題顕在化、2008 年 3 月のベア・スターンズ問題、2008 年 9 月のリーマンショックといった世界金融危機、さらに、2009 年 10 月のギリシャの財政赤字粉飾発覚、2010 年 5 月ギリシャの第一次支援決定、2010 年 11 月アイルランドの支援決定、2011 年 05 月ポルトガルの支援決定、2011 年 11 月イタリアのベルルスコーニ政権崩壊、2012 年 02 月ギリシャの第二次支援決定、2012 年 5 月のギリシャ総選挙で連立協議失敗によるユーロ離脱懸念、2012 年 07 月のスペインの支援決定といったユーロ危機を含む期間、(iv) は世界金融危機、ユーロ危機以降の期間である。

### 動学的ファクター・モデル

動学的ファクター・モデルでは、第  $i$  国の債券利回りが、グローバル・ファクター  $f_t^g$ 、アジア地域ファクター  $f_t^r$ 、および、第  $i$  国固有のショック  $\varepsilon_{i,t}$  によって説明されると想定し、

$$\tilde{i}_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^g f_t^g + \beta_i^r f_t^r + \varepsilon_{i,t} \quad (31)$$

と定式化する。ただし、 $\tilde{i}_{i,t}$  は標準化された第  $i$  国の債券利回りである。このとき、

$$\text{Var}(\tilde{i}_{i,t}) = (\beta_i^g)^2 \text{Var}(f_t^g) + (\beta_i^r)^2 \text{Var}(f_t^r) + \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) \quad (32)$$

より、 $f_t^g, f_t^r$  の寄与度は、それぞれ、

$$\text{VR}_{i,t}^g = \frac{(\beta_i^g)^2 \text{Var}(f_t^g)}{\text{Var}(\Delta \tilde{i}_{i,t})}, \quad \text{VR}_{i,t}^r = \frac{(\beta_i^r)^2 \text{Var}(f_t^r)}{\text{Var}(\Delta \tilde{i}_{i,t})} \quad (33)$$

と求まる。

分析においては、アジア各国の標準化された債券利回りに加え、グローバル・ファクターを抽出するため、アメリカの債券利回りを加え、抽出される二つのファクターのうち、アメリカの債券利回りと同相が高いファクターをグローバル・ファクター、もう一つのファクターをアジア地域ファクターと識別する。

#### Granger の因果性検定, 共和分分析

次に、Granger の因果性検定は、各国の債券価格指数（自然対数）からなる  $Y_t$  が、線形トレンドを含む VAR ( $p$ ) モデルに従うと想定し、(17) 式を、

$$Y_t = \mu + \delta t + \sum_{i=1}^p \Pi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)'$$

と定式化し分析を行う。また、分析においては、アジア各国の債券利回りに加え、グローバル・ファクターとしてアメリカの債券利回りを加える。なお、ラグ次数  $p$  は SBIC に基づき決定する。

(17)' の定式化の下、(18)、(19) 式は、

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)'$$

$$\Delta Y_t = \alpha_{\perp} \mu_2 + \alpha_{\perp} \delta_2 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix} \tilde{Y}'_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)'$$

となる。ただし、 $\mu = \alpha \mu_1 + \alpha_{\perp} \mu_2$ ,  $\mu_1 = (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \mu$  とする  $r$  次元ベクトル、 $\mu_2 = (\alpha'_{\perp} \alpha_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} \mu$  とする  $(p-r)$  次元ベクトル、同様に、 $\delta = \alpha \delta_1 + \alpha_{\perp} \delta_2$ ,  $\delta_1 = (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \delta$  とする  $r \times n$  行列、 $\delta_2 = (\alpha'_{\perp} \alpha_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} \delta$  とする  $(p-r)$  次元ベクトル、 $\tilde{Y}'_{t-1} = (Y_{t-1}, 1, t)$  である。

共和分検定では、各国の債券価格は線形トレンドを持つが、二次のトレンドは持たず、また、共和分関係式はトレンド定常であると想定し、(19)' 式において  $\delta_2 = 0$  とする。

#### Dynamic Conditional Correlation モデル

最後に、DCC モデルでは、定数項を考慮した階差モデル

$$\Delta Y_t = \delta + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (24)'$$

において、国ごとの国債利回りとグローバル・ファクター、および、アジア地域ファクターの条件付き相関係数を求めるため、 $\Delta Y_t \equiv [i_{i,t} \ f_t^g \ f_t^r]'$  とする。 $f_t^g, f_t^r$  は、それぞれ、先の動学的ファクター・モデルで推定されるグローバル・ファクター、アジア地域ファクターを表す。

なお、(27) 式において、GARCH (1,1) 過程を想定する。

$$h_{ii,t} = \alpha_i + \beta_{i1}\varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_{i1}h_{ii,t-1} \quad (27)'$$

#### 4-2. データ

本稿では、分析対象であるアジア諸国をインドネシア、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイの6か国とし、2001年1月2日から2018年6月30日の日次データを用いる。

国債価格指数  $b_{i,t}$  のデータには、為替リスクを除去したアメリカ・ドル建ての total index を用いる。すなわち、利回りにおいて

$$i_{i,t}^* = i_{i,t} - (f_{i,t} - s_{i,t}) \quad (34)$$

と変換されたデータを用いる。ただし、 $i_{i,t}^*$  は、アメリカ・ドル建ての国債利回り、 $f_{i,t}$  は  $t+1$  期に受渡しが行われる  $t$  期の第  $i$  国通貨建て先渡為替相場（自然対数値）、 $s_{i,t}$  は  $t$  期の第  $i$  国通貨建て直物為替相場（自然対数値）である。なお、以上のデータは *Asia Bond Online* より入手した。一方、アメリカの国債価格指数は *Datastream* より入手した。

#### 4-3. 分析結果

##### 動学的ファクター・モデル

動学的ファクター・モデルによる推定結果を示したものが表1である。

先述の通り、アジア6か国にアメリカを加えた7か国の（標準化された）利回りに対し、主成分分析を行い、二つの主成分を抽出した。表の最上段には、抽出された二つの主成分と各国の国債利回りとの相関係数が示されている。表より、アメリカの国債の利回りは、第1主成分との相関が低い一方、第2主成分との相関が高いことがわかる。また、全標本期間を対象に、各国の国債利回りを二つの主成分に回帰した係数をみると、アジア6か国の第1主成分に対する符号は全ての国において正であるのに対し、第2主成分に対する符号はインドネシア、フィリピンにおいて負となっている。以上の結果より、アメリカの国債利回りとの相関係数が低く、アジアの国債利回りに対し、同方向の影響を与える第1主成分をアジア地域ファクター、第2主成分をグローバル・ファクターと解釈する。

図4は、アジア地域ファクター、および、グローバル・ファクターが、各国の国債利回りに与えた寄与度の推移を示したものである。インドネシアでは、通時的にアジア地域ファクターの寄与度が上昇しているのに対し、グローバル・ファクターの寄与度は横ばい、または、近年では低下している。韓国では、アジア地域ファクターの寄与度が上昇傾向にあるのに対し、グローバル・ファクターは、ほとんど寄与していない。表1の結果においても2012年9月—2018年9月の期間において、グローバル・ファクターは有意ではない。一方、マレー

表 1 動学的ファクター・モデル

相関係数

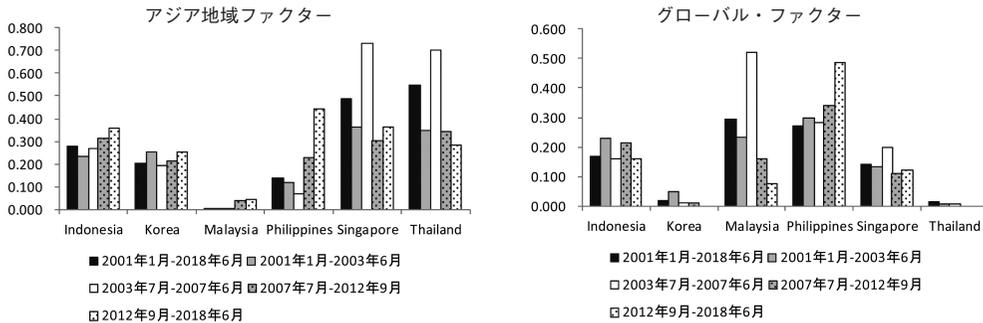
	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	US
第1主成分	0.529	0.452	0.035	0.374	0.697	0.740	0.304
第2主成分	-0.408	0.137	0.542	-0.522	0.374	-0.119	0.520

寄与度

		2001年1月-2018年6月						
		Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	US
第1主成分	係数	0.400***	0.342***	0.026***	0.283***	0.526***	0.559***	0.229***
	標準偏差	(0.008)	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.007)	(0.007)	(0.009)
	寄与度	0.280	0.205	0.001	0.140	0.485	0.547	0.092
第2主成分	係数	-0.376***	0.126***	0.500***	-0.482***	0.345***	-0.109***	0.479***
	標準偏差	(0.010)	(0.012)	(0.011)	(0.010)	(0.008)	(0.009)	(0.011)
	寄与度	0.166	0.019	0.294	0.273	0.140	0.014	0.270
Adjusted R-squared		0.446	0.223	0.295	0.413	0.625	0.561	0.362
DW		1.848	2.299	1.757	1.873	2.144	1.906	2.302
		2001年1月-2003年6月						
		Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	US
第1主成分	係数	0.462***	0.456***	0.030	0.316***	0.484***	0.445***	0.281***
	標準偏差	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.021)	(0.024)	(0.033)
	寄与度	0.234	0.251	0.001	0.117	0.365	0.350	0.069
第2主成分	係数	-0.441***	0.197***	0.409***	-0.490***	0.282***	-0.068	0.551***
	標準偏差	(0.029)	(0.029)	(0.030)	(0.029)	0.020	(0.024)	(0.032)
	寄与度	0.228	0.049	0.232	0.299	0.132	0.009	0.283
Adjusted R-squared		0.373	0.340	0.237	0.344	0.578	0.336	0.403
DW		2.150	1.761	1.910	1.844	1.969	1.378	2.123
		2003年7月-2007年6月						
		Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	US
第1主成分	係数	0.332***	0.259***	0.005	0.150***	0.567***	0.741***	0.099***
	標準偏差	(0.014)	(0.017)	(0.015)	(0.014)	(0.011)	(0.014)	(0.012)
	寄与度	0.271	0.192	0.000	0.070	0.734	0.704	0.059
第2主成分	係数	-0.375***	0.096***	0.726***	-0.441***	0.430***	-0.103***	0.234***
	標準偏差	(0.020)	(0.025)	(0.023)	(0.020)	(0.016)	(0.021)	(0.017)
	寄与度	0.161	0.012	0.519	0.283	0.197	0.006	0.155
Adjusted R-squared		0.540	0.178	0.515	0.425	0.731	0.745	0.162
DW		2.376	2.643	2.021	1.730	2.356	2.259	2.311
		2007年7月-2012年9月						
		Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	US
第1主成分	係数	0.542***	0.431***	0.166***	0.456***	0.425***	0.347***	0.370***
	標準偏差	(0.020)	(0.022)	(0.020)	(0.018)	(0.015)	(0.013)	(0.023)
	寄与度	0.312	0.216	0.040	0.230	0.305	0.346	0.101
第2主成分	係数	-0.441***	0.101***	0.328***	-0.546***	0.251***	0.013	0.646***
	標準偏差	(0.019)	(0.022)	(0.020)	(0.018)	(0.015)	(0.013)	(0.023)
	寄与度	0.213	0.012	0.161	0.340	0.110	0.001	0.317
Adjusted R-squared		0.453	0.242	0.221	0.492	0.465	0.349	0.467
DW		1.484	2.000	1.536	1.823	1.879	1.447	2.185
		2012年9月-2018年6月						
		Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	US
第1主成分	係数	0.428***	0.460***	0.171***	0.616***	0.587***	0.213***	0.28***
	標準偏差	(0.016)	(0.022)	(0.021)	(0.017)	(0.016)	(0.009)	(0.017)
	寄与度	0.358	0.254	0.045	0.441	0.362	0.285	0.112
第2主成分	係数	-0.333***	0.028	0.262***	-0.755***	0.398***	0.011	0.501***
	標準偏差	(0.019)	(0.026)	(0.024)	(0.020)	(0.019)	(0.011)	(0.019)
	寄与度	0.159	0.001	0.078	0.486	0.123	0.001	0.259
Adjusted R-squared		0.335	0.264	0.166	0.575	0.644	0.294	0.500
DW		1.591	2.366	1.507	1.722	2.184	1.662	2.256

(注) \*\*\* は有意水準 1% で有意であることを示す。

図4 動学的ファクター・モデル



シアではアジア地域ファクターはほとんど寄与しておらず、グローバル・ファクターは2003年7月—2007年6月において大きく上昇した後、急速に低下している。表1の結果においても、この期間においては、アジア地域ファクターの係数は有意ではない。フィリピンでは、通時的に、アジア地域ファクター、グローバル・ファクターの寄与度が上昇している。シンガポールでは、通時的にアジア地域ファクターの寄与度が高く、とりわけ、2003年7月—2007年6月において大きく上昇しているのに対し、グローバル・ファクターの寄与度は横ばい傾向にある。タイでは、通時的にアジア地域ファクターの寄与度が高く、とりわけ、2003年7月—2007年6月において大きく上昇しているのに対し、グローバル・ファクターはほとんど寄与しておらず、表1の結果においても2007年7月—2012年8月、2012年9月—2018年9月の期間において、グローバル・ファクターは有意となっていない。

以上の結果より、マレーシアを除く5か国では、アジア地域ファクターの寄与度が相対的に高いことから、域内での市場統合が生じている可能性があるといえる。これに対し、マレーシアでは、長らく採用してきた資本規制のため、他のアジア諸国の市場との連動性は低いと考えられる。また、フィリピン、マレーシアはグローバル・ファクターの影響を大きく受けるが、韓国、タイではほとんど受けていないことがわかる。

#### Granger の因果性検定、共和分分析

まず、水準におけるラグ次数（水準）をSBICに基づき  $p=2$  とした。

Granger の因果性検定の結果を示したものが表2である。表には、行で示された国から列で示された国へのGrangerの因果性がないという帰無仮説における  $\chi^2$  統計量の  $p$  値と、95% 有意水準の下でGrangerの因果性が検出された個数を示したものである。

まず、通時的にみると、Grangerの因果性が検出された総数は、2003年6月におけるABMIやABFの設立は、少なくともその後4年間においては、影響を与えていないこと、一方、2007年7月以降増加しており、世界金融危機以降、アジア債券市場内において相互

表 2 Granger の因果性検定

2001年1月～2018年6月								
	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	U.S.	causes
Indonesia	-	0.025	0.000	0.217	0.291	0.000	0.324	3
Korea	0.808	-	0.046	0.024	0.247	0.039	0.905	3
Malaysia	0.000	0.000	-	0.000	0.306	0.000	0.780	4
Philippines	0.000	0.143	0.136	-	0.042	0.246	0.121	2
Singapore	0.606	0.000	0.000	0.002	-	0.000	0.006	5
Thailand	0.001	0.262	0.048	0.359	0.000	-	0.563	3
U.S.	0.136	0.000	0.000	0.851	0.000	0.000	-	4
caused by	3	4	5	3	3	5	1	24
2001年1月-2003年6月								
	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	U.S.	causes
Indonesia	-	0.576	0.269	0.469	0.805	0.137	0.086	0
Korea	0.631	-	0.203	0.937	0.026	0.036	0.008	3
Malaysia	0.108	0.021	-	0.741	0.480	0.298	0.924	1
Philippines	0.304	0.195	0.788	-	0.845	0.544	0.900	0
Singapore	0.027	0.048	0.197	0.011	-	0.324	0.312	3
Thailand	0.430	0.402	0.160	0.729	0.631	-	0.022	1
U.S.	0.287	0.000	0.216	0.037	0.000	0.000	-	4
Caused by	1	3	0	2	2	2	1	12
2003年7月-2007年6月								
	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	U.S.	causes
Indonesia	-	0.030	0.000	0.014	0.055	0.015	0.676	4
Korea	0.716	-	0.967	0.000	0.736	0.757	0.037	2
Malaysia	0.014	0.356	-	0.000	0.096	0.806	0.665	2
Philippines	0.328	0.860	0.559	-	0.052	0.170	0.629	0
Singapore	0.969	0.579	0.315	0.062	-	0.000	0.809	1
Thailand	0.568	0.114	0.359	0.328	0.492	-	0.177	0
U.S.	0.582	0.000	0.000	0.666	0.000	0.000	-	4
Caused by	1	2	2	3	1	3	1	13
2007年7月-2012年9月								
	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	U.S.	causes
Indonesia	-	0.205	0.005	0.059	0.230	0.012	0.473	2
Korea	0.420	-	0.904	0.716	0.802	0.002	0.423	1
Malaysia	0.033	0.069	-	0.851	0.883	0.006	0.623	2
Philippines	0.000	0.032	0.522	-	0.213	0.295	0.032	3
Singapore	0.022	0.337	0.001	0.102	-	0.222	0.663	2
Thailand	0.000	0.021	0.015	0.287	0.990	-	0.578	3
U.S.	0.016	0.000	0.007	0.052	0.000	0.000	-	5
Caused by	5	3	4	0	1	4	1	18
2012年10月-2018年6月								
	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	U.S.	Granger-cause
Indonesia	-	0.124	0.085	0.177	0.187	0.001	0.738	2
Korea	0.183	-	0.328	0.006	0.392	0.724	0.831	1
Malaysia	0.018	0.200	-	0.013	0.394	0.871	0.300	2
Philippines	0.006	0.978	0.677	-	0.278	0.252	0.778	0
Singapore	0.002	0.000	0.000	0.002	-	0.000	0.000	6
Thailand	0.000	0.338	0.003	0.032	0.541	-	0.146	3
U.S.	0.428	0.000	0.005	0.000	0.005	0.097	-	4
Caused by	4	2	3	5	1	2	1	18

関係が高まったことがわかる。国別にみると、通時的に、アメリカの債券市場がアジア諸国の債券市場に対し因果性を持つこと、近年、シンガポールの債券市場が因果性を持つようになっていること、一方、インドネシア、マレーシア、フィリピンの債券市場は、他の債券市

表3 単位根検定

		Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand
ADF		-1.527	-2.356	-1.494	-0.581	-1.995	-4.355*
PP	水準	-1.508	-2.577	-1.646	-0.875	-1.878	-3.510*
KPSS		1.445*	1.089*	1.711*	1.033*	1.666*	0.282*
ADF		-43.501*	-25.703*	-27.937*	-42.146*	-69.232*	-11.352*
PP	階差	-65.746*	-72.945*	-66.290*	-61.897*	-69.385*	-73.419*
KPSS		0.283	0.289	0.433	0.552	0.427	0.028

(注) \* は有意水準1% で有意であることを示す。

場からの因果性を受けていることがわかる。

次に、単位根検定の結果を示したものが、表3である。分析においては、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定、Phillips-Perron (PP) 検定、および、Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 検定を用い、水準に対しては、定数項と線形トレンドを含め、階差に対しては定数項のみを含めた。なお、ADF 検定、PP 検定の帰無仮説は「単位根がある」、対立仮説は「単位根がない」であるのに対し、KPSS 検定の帰無仮説は「トレンド定常過程である」、対立仮説は「タイムトレンド付単位根過程である」となる。表より、タイを除く5か国の国債価格指数は、いずれの検定においてもI(1)変数であることがわかる。一方、タイについては、ADF 検定、PP 検定に基づけば、I(0)変数と判断されるが、KPSS 検定に基づけば、1%有意水準の下で、タイムトレンド付単位根過程に従うI(1)変数であると判断される。したがって、以下では、すべての国債価格指数はI(1)変数であるとして分析を行う。

共和分検定の結果を示したものが、表4である。表にはJohansenの最大固有値検定とトレース検定の統計量、95%臨界値が示されており、最下段には、共和分ランクの数が示されている。表より、全期間を通じ、共和分関係が存在することから、アジア諸国の国債価格には長期的な安定的関係が存在することがわかる。また、最大固有値検定、および、トレース検定により検出された共和分ランクの数は、2007年7月—2012年9月の世界金融危機、ユーロ危機の時期に増加し、その後、2012年10月—2018年6月において減少している。先述の通り、変数の数(本稿では6)から共和分ランクの数を引いたものが、共通確率的トレンドの数であるため、この結果は、世界金融危機、ユーロ危機の時期にアジア国債市場において連動性が高まったことを意味する。

また、先の動学的ファクター・モデルによる分析から、マレーシアを除くアジア諸国ではアジア地域ファクターの寄与度が相対的に高かったことから、マレーシアを除く共和分検定を行った。この結果、全標本期間を対象とした場合には、トレース検定による共和分ランクは4となった。これは、1つの共通確率的トレンドを持つことを意味し、これらの国では国債市場が統合されていることを意味する。

表 4 共和分検定

2001年1月～2018年6月						
$H_0$	$\lambda_{max}$			$\lambda_{trace}$		
	$H_1$	検定統計量	95%臨界値	$H_1$	検定統計量	95%臨界値
$r=0$	$r=1$	114.304	40.30	$r \geq 1$	211.516	102.14
$r \leq 1$	$r=2$	41.163	34.40	$r \geq 2$	97.212	76.07
$r \leq 2$	$r=3$	24.894*	28.14	$r \geq 3$	56.050	53.12
$r \leq 3$	$r=4$	14.904	22.00	$r \geq 4$	31.156*	34.91
$r \leq 4$	$r=5$	12.701	15.67	$r \geq 5$	16.252	19.96
$r \leq 5$	$r=6$	3.551	9.24	$r=6$	3.551	9.42

2001年1月-2003年6月						
$H_0$	$\lambda_{max}$			$\lambda_{trace}$		
	$H_1$	検定統計量	95%臨界値	$H_1$	検定統計量	95%臨界値
$r=0$	$r=1$	105.002	40.30	$r \geq 1$	186.436	102.14
$r \leq 1$	$r=2$	29.930*	34.40	$r \geq 2$	81.433	76.07
$r \leq 2$	$r=3$	24.195	28.14	$r \geq 3$	51.503*	53.12
$r \leq 3$	$r=4$	15.934	22.00	$r \geq 4$	27.309	34.91
$r \leq 4$	$r=5$	7.486	15.67	$r \geq 5$	11.375	19.96
$r \leq 5$	$r=6$	3.889	9.24	$r=6$	3.889	9.42

2003年7月-2007年6月						
$H_0$	$\lambda_{max}$			$\lambda_{trace}$		
	$H_1$	検定統計量	95%臨界値	$H_1$	検定統計量	95%臨界値
$r=0$	$r=1$	74.737	40.30	$r \geq 1$	174.329	102.14
$r \leq 1$	$r=2$	52.212	34.40	$r \geq 2$	99.592	76.07
$r \leq 2$	$r=3$	17.047*	28.14	$r \geq 3$	47.380*	53.12
$r \leq 3$	$r=4$	15.614	22.00	$r \geq 4$	30.317	34.91
$r \leq 4$	$r=5$	9.245	15.67	$r \geq 5$	14.702	19.96
$r \leq 5$	$r=6$	5.458	9.24	$r=6$	5.458	9.42

2007年7月-2012年9月						
$H_0$	$\lambda_{max}$			$\lambda_{trace}$		
	$H_1$	検定統計量	95%臨界値	$H_1$	検定統計量	95%臨界値
$r=0$	$r=1$	129.944	40.30	$r \geq 1$	219.510	102.14
$r \leq 1$	$r=2$	36.444	34.40	$r \geq 2$	89.566	76.07
$r \leq 2$	$r=3$	21.250*	28.14	$r \geq 3$	53.122	53.12
$r \leq 3$	$r=4$	14.016	22.00	$r \geq 4$	31.872*	34.91
$r \leq 4$	$r=5$	11.963	15.67	$r \geq 5$	17.856	19.96
$r \leq 5$	$r=6$	5.893	9.24	$r=6$	5.893	9.42

2012年10月-2018年6月						
$H_0$	$\lambda_{max}$			$\lambda_{trace}$		
	$H_1$	検定統計量	95%臨界値	$H_1$	検定統計量	95%臨界値
$r=0$	$r=1$	110.247	40.30	$r \geq 1$	178.986	102.14
$r \leq 1$	$r=2$	22.653*	34.40	$r \geq 2$	68.739*	76.07
$r \leq 2$	$r=3$	21.138	28.14	$r \geq 3$	46.086	53.12
$r \leq 3$	$r=4$	10.793	22.00	$r \geq 4$	24.948	34.91
$r \leq 4$	$r=5$	8.570	15.67	$r \geq 5$	14.155	19.96
$r \leq 5$	$r=6$	5.584	9.24	$r=6$	5.584	9.42

	2001年1月-2018年6月	2001年1月-2003年6月	2003年7月-2007年6月	2007年7月-2012年9月	2012年10月-2018年6月	
最大固有値検定	共和分ランク	2	1	2	2	1
	共通確率的外レンド	4	5	4	4	5
トレース検定	共和分ランク	3	2	2	3	1
	共通確率的外レンド	3	4	4	3	5

マレーシアを除く共和分検定

2001年1月-2018年6月						
$H_0$	$\lambda_{max}$			$\lambda_{trace}$		
	$H_1$	検定統計量	95%臨界値	$H_1$	検定統計量	95%臨界値
$r=0$	$r=1$	64.299	34.40	$r \geq 1$	139.761	76.07
$r \leq 1$	$r=2$	28.900	28.14	$r \geq 2$	75.463	53.12
$r \leq 2$	$r=3$	24.879	22.00	$r \geq 3$	46.562	34.91
$r \leq 3$	$r=4$	12.466	15.67	$r \geq 4$	21.683	19.96
$r \leq 4$	$r=5$	9.217	9.24	$r \geq 5$	9.2165*	9.42

Dynamic Conditional Correlation モデル

DCC モデルの推定結果を示したものが表5である。表5は、国ごとの国債利回り  $i_{i,t}$  とグローバル・ファクター  $f_t^g$ 、および、アジア地域ファクター  $f_t^r$  の条件付き相関係数を求めた結果を表している。表より、 $i_{i,t}, f_t^g, f_t^r$  のいずれにおいても ARCH 効果、GARCH 効果が存在していることがわかる。また、表の最下段には、帰無仮説を  $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$  とした場合、すなわち、モデルが CCC モデルであるとした場合の  $\chi^2$  統計量 (Wald 統計量) が示されているが、この帰無仮説は棄却されることがわかる。

図5は、この推定結果に基づき、各国の国債利回りとグローバル・ファクター、および、アジア地域ファクターの条件付き相関係数の推移を示したものである。図より、マレーシアを除く、アジア5か国では、アジア地域ファクターとの相関係数が通時的に高いことがわかる。一方、グローバル・ファクターとの相関係数は、マレーシア、シンガポールにおいて高

表5 DCC モデル

推定結果

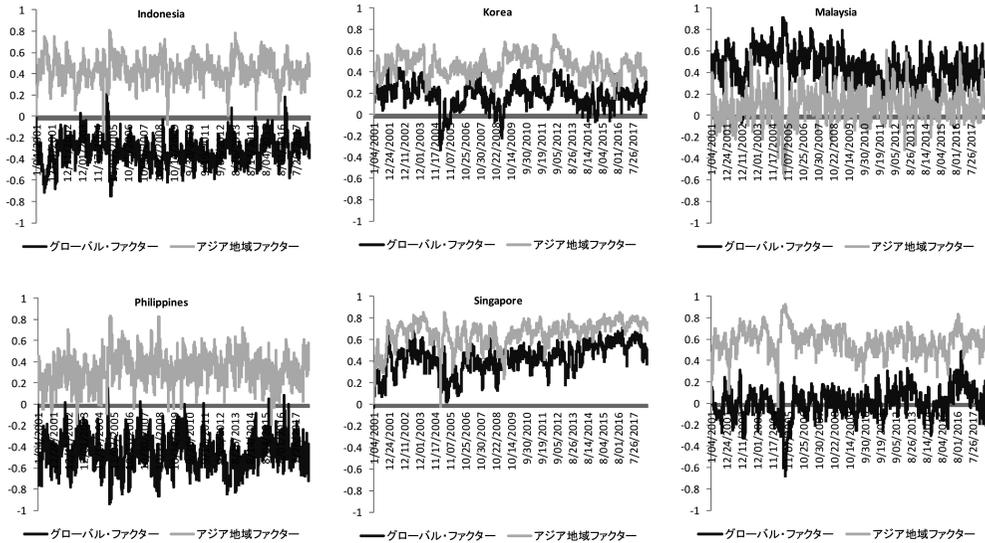
		Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand
$i$	ARCH ( $\beta_1$ )	0.175*** (0.010)	0.072*** (0.006)	0.120*** (0.008)	0.161*** (0.010)	0.087*** (0.005)	0.095*** (0.007)
	GARCH ( $\gamma_1$ )	0.846*** (0.007)	0.921*** (0.006)	0.891*** (0.006)	0.859*** (0.007)	0.916*** (0.004)	0.913*** (0.006)
	const ( $\alpha$ )	3.12E-07 3.70E-08	3.81E-08 6.06E-09	8.69E-09 1.18E-09	1.60E-07 2.12E-08	3.92E-08 5.25E-09	2.44E-08 5.01E-09
$f^g$	ARCH ( $\beta_1$ )	0.081*** (0.006)	0.078*** (0.006)	0.084*** (0.006)	0.085*** (0.005)	0.073*** (0.006)	0.080*** (0.006)
	GARCH ( $\gamma_1$ )	0.910*** (0.006)	0.910*** (0.007)	0.904*** (0.006)	0.914*** (0.005)	0.915*** (0.006)	0.911*** (0.006)
	const ( $\alpha$ )	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.011*** (0.002)	0.016*** (0.003)	0.015*** (0.003)
$f^r$	ARCH ( $\beta_1$ )	0.110*** (0.007)	0.097*** (0.006)	0.116*** (0.008)	0.110*** (0.006)	0.093*** (0.005)	0.104*** (0.006)
	GARCH ( $\gamma_1$ )	0.900*** (0.005)	0.911*** (0.004)	0.897*** (0.005)	0.902*** (0.004)	0.910*** (0.004)	0.901*** (0.005)
	const ( $\alpha$ )	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.011*** (0.002)
$\lambda_1$	0.040*** (0.003)	0.022*** (0.002)	0.044*** (0.004)	0.062*** (0.003)	0.026*** (0.002)	0.031*** (0.007)	
$\lambda_2$	0.931*** (0.007)	0.971*** (0.003)	0.931*** (0.008)	0.906*** (0.005)	0.965*** (0.004)	0.955*** (0.012)	

(注) \*\*\* は有意水準 1% で有意であることを示す。

条件付き相関係数の平均値

	Indonesia		Korea		Malaysia		Philippines		Singapore		Thailand	
	グローバル・ ファクター	アジア地域 ファクター										
2001年1月-2018年6月	-0.327	0.440	0.180	0.462	0.462	0.093	-0.464	0.334	0.428	0.662	0.004	0.583
2001年1月-2003年6月	-0.363	0.458	0.241	0.466	0.433	0.053	-0.462	0.280	0.351	0.575	-0.031	0.569
2003年7月-2007年6月	-0.299	0.438	0.148	0.437	0.594	0.072	-0.459	0.337	0.361	0.648	-0.057	0.636
2007年7月-2012年9月	-0.369	0.443	0.189	0.498	0.437	0.119	-0.456	0.354	0.407	0.637	0.002	0.564
2012年9月-2018年6月	-0.291	0.431	0.168	0.444	0.406	0.100	-0.474	0.337	0.526	0.733	0.064	0.568

図 5 DCC モデル：条件付き相関係数の推移



いこと、タイでは相関がゼロに近いこと、インドネシア、フィリピンでは負の相関となっていることがわかる。

これは、世界金融危機などにより、投資家のリスク・オフが生じた際、インドネシア、フィリピンの国債が売られ、アメリカの国債が買われる「質への逃避」が起きた可能性を示唆している。なお、表5の最下段には、標本期間ごとの条件付き相関係数の平均値が示されているが、通時的な変化は観察されない。

## 5. おわりに

本稿では、2001年以降、アジア新興国（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）の国債市場統合が進展しているかどうかを実証分析した。分析においては、全標本期間の分析に加え、標本期間を (i) 2001年1月—2003年6月：ABMI, ABF 導入前, (ii) 2003年7月—2007年6月：ABMI, ABF 導入以降, 世界金融危機, ユーロ危機まで, (iii) 2007年7月—2012年9月：世界金融危機, ユーロ危機, (iv) 2012年10月—2018年6月：世界金融危機, ユーロ危機以降の四つに分割した分析を行った。

また、分析手法としては、動学的ファクター・モデル、Grangerの因果性・共和分検定、DCCモデルの三通りの手法を用いた。

動学的ファクター・モデルによる分析では、アジア6か国とアメリカの7ヶ国の（標準化された）利回りに対し、主成分分析を行い、二つの主成分を抽出し、アメリカの国債利回りとの相関係数が低く、アジアの国債利回りに対し、同方向の影響を与える主成分をアジア地

域ファクター、もう一つの主成分をグローバル・ファクターと解釈した。分析の結果、マレーシアを除く5か国では、アジア地域ファクターの寄与度が相対的に高いことから、域内での市場統合が生じている可能性があるといえる。また、フィリピン、マレーシアはグローバル・ファクターの影響を大きく受けるが、韓国、タイではほとんど受けていないという国家間における差異が観察された。

次に、Grangerの因果性検定において、Garngerの因果性が検出された総数を通時的にみると、2003年6月におけるABMIやABFの設立は、少なくともその後4年間においては、影響を与えていないこと、一方、2007年7月以降増加しており、世界金融危機以降、アジア債券市場内において相互関係が高まったことが示された。国別にみると、通時的に、アメリカの債券市場がアジア諸国の債券市場に対し因果性を持つこと、近年、シンガポールの債券市場が因果性を持つこと、一方、インドネシア、マレーシア、フィリピンの債券市場が、他の債券市場からの因果性を受けていることが示された。

共和分検定においては、Johansenの最大固有値検定とトレース検定を用いて、共和分ランクの数を求めることで、共通確率的トレンドの数を分析した。分析の結果、全期間を通じ、共和分関係が存在すること、また、共和分ランクの数は、2007年7月—2012年9月の世界金融危機、ユーロ危機の時期に増加したこと、すなわち、この期間において、アジア国債市場において連動性が高まったことを意味する。また、動学的ファクター・モデルによる分析から、マレーシアを除くアジア諸国ではアジア地域ファクターの寄与度が相対的に高かったことから、マレーシアを除く共和分検定を行った結果、全標本期間を対象とした場合には、トレース検定による共和分ランクは4となった。これは、1つの共通確率的トレンドを持つことを意味し、これらの国では国債市場が統合されたことを意味する。

最後に、DCCモデルにおいては、国ごとの国債利回りとグローバル・ファクター、および、アジア地域ファクターの条件付き相関係数を求めた。分析の結果、マレーシアを除く、アジア5か国では、アジア地域ファクターとの相関係数が通時的に高いことがわかる。一方、グローバル・ファクターとの相関係数は、マレーシア、シンガポールにおいて高いこと、タイでは相関がないこと、インドネシア、フィリピンでは負の相関となっていることがわかる。これは、世界金融危機などにより、投資家のリスク・オフが生じた際、インドネシア、フィリピンの国債が売られ、アメリカの国債が買われる「質への逃避」が起きた可能性を示唆している。

以上の分析は、アジア諸国では、マレーシアを除く5か国では、アジア地域共通のファクターが国債価格、利回りに相対的に大きな影響を与えるため、長期的な安定関係が存在するが、グローバル・ファクターが与える影響が国家間で異なるため、これら5か国の国債価格や利回りが、必ずしも同調的な動きをするわけではないことを意味する。マレーシアが他国の国債市場と統合されない理由としては、長らく存在した資本規制の存在が挙げられよう。

通常、各国の国債利回りに影響を与える要因として、信用リスク、流動性リスク、投資家の危険回避度が指摘される。本稿の結果は、信用リスクに影響を与える財政収支、公的債務残高、経常収支赤字、対外純負債などのマクロ経済指標が、アジアにおける実体経済の統合を反映し同調的となっており、さらに、流動性リスクに影響を与える国債市場の取引規模などがアジア債券市場の発展に伴い同調的となっており、これが、アジア共通のファクターとして検出された可能性を示唆する。一方、投資家の危険回避度を測るグローバル・ファクターの与える影響が国家間で異なることは、投資家のリスク回避度は、アジア各国のマクロ経済指標の水準に応じて、閾値効果などの非線形の影響を与える可能性を示唆する。

このため、アジア各国の国債利回りの決定要因を分析することは意義があるといえよう。したがって、これらについては、今後の課題としたい。

## 注

\* ) 一橋大学大学院経営管理研究科

† ) 日本文理大学経営経済学部

i ) ABMI, ABF の取り組みについては小川 (2009)、清水 (2018)、アジアの資本規制については神尾 (2013) を参照のこと。

ii ) 経済成長理論では、 $\beta$  収束性は貧困の状態にある経済が裕福な経済より急速に成長し、その結果、一人当たりの所得の点で、貧困の状態にある経済が裕福なものに追いつく傾向があることを意味する。一方、 $\sigma$  収束性は一組の国家、あるいは地域の一人当たりの所得の対数値の標準偏差によって測定されるクロス・セクションの分散の程度が、通時的に低下することを意味する。詳細については、Barro and Sala-i-Martin (1995) を参照のこと。

iii ) Adam, et al. (2002) は、金利のクロス・セクションの分散を、国家間における金利差の分散  $\sigma_{i,t}^2$  ではなく、金利の分散  $\sigma_{i,t}^2 \equiv N^{-1} \sum_{i=1}^N (i_{i,t} - \bar{i}_t)^2$ ,  $\bar{i}_t \equiv N^{-1} \sum_{i=1}^N i_{i,t}$  として定義している。(8) 式が  $\sigma_{i,t}^2$  ではなく  $\sigma_{i,t}^2$  に対して成立するためには、各国の金利水準それぞれが定常過程に従う必要がある。しかしながら、多くの国において名目金利は非定常過程に従うことが知られている。したがって、金利差の分散の系列が定常過程に従う場合でも、名目金利が非定常過程に従うならば、金利の分散の系列は通時的に発散することになる。

iv )  $q_{i,t} = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \bar{\rho}_{ij} + \lambda_1 \bar{\epsilon}_{i,t-1} \bar{\epsilon}_{j,t-1} + \lambda_2 q_{ij,t-1}$  より、 $q_{i,t} = \bar{\rho}_{ij} \left( \frac{1 - \lambda_1 - \lambda_2}{1 - \lambda_2} \right) + \lambda_1 \sum_{k=1}^{\infty} \lambda_2^{k-1} \bar{\epsilon}_{i,t-k} \bar{\epsilon}_{j,t-k}$  となる。したがって  $\bar{q}_{ij}$  の平均は  $\bar{q}_{ij} = \bar{\rho}_{ij}$ 、分散は 1 となる。

## 参考文献

- 小川英治 [編] (2009) 『アジア・ボンドの経済学 —債券市場の発展を目指して—』 東洋経済新報社
- 金木利公・鹿庭雄介 (2015) 「マネー激流：グローバルマネーに翻弄されるアジア新興国」 小川英治 日本経済研究センター [編] 『激流アジアマネー』 第 1 章、日本経済新聞社
- 神尾篤史 (2013) 「資本流入と資本規制～ASEAN 主要国のケース～」 大和総研調査季報 秋季号 12, 44-59。

- 川崎健太郎 (2015) 「資本規制から金融市場自由化へ」小川英治 日本経済研究センター [編] 『激流アジアマネー』第5章, 日本経済新聞社
- 清水聡 (2018) 「アジア債券市場の発展と課題 —市場を拡大させるためのポイント—」『フィナンシャル・レビュー』133号, 133-169。
- 吉野直行・飯島高雄 (2009) 「バブルとアジアの資本移動変化」池尾和人 [編] 『不良債権と金融危機』第12章, 慶應義塾大学出版会
- Adam, K., T. Jappeli, A. Menichini, M. Padula and M. Pagano (2002) “Analyse, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union”, Report to European Commissions.
- Baele, L., A. Ferreando, P. Hördahl, E. Krylova and C. Monnet (2004) “Measuring Financial Integration in the Euro Area”, *ECB Occasional Paper Series*, 14, European Central Bank.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1995) *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Calvi, R. (2010) “Assessing Financial Integration: A Comparison between Europe and East Asia,” *European Economy Economic Papers* 423, European Commission.
- Clare, A. D., M. Maras and S. H. Thomas (1995) “The Integration and Efficiency of International Bond Markets,” *Journal of Business Finance & Accounting*, 22 (2), 313-322.
- Click, R. W. and M. G. Plummer (2005) “Stock Market Integration in ASEAN after the Asian Financial Crisis,” *Journal of Asian Economics*, 16, 5-28.
- Haldane and Hall (1991) “Sterling’s Relationship with Dollar and the Deutschemark: 1976-1989” *The Economic Journal*, 101 (406), 436-443.
- Kasa, K. (1992) “Common Stochastic Trends in International Stock Markets,” *Journal of Monetary Economics*, 29, 29-55.
- Kim, S., B. M. Lucey and E. Wu (2006) “Dynamics of Bond Market Integration between Established and Accession European Union Countries,” *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 16, 41-56.
- Manning, N. (2002) “Common Trends and Convergence? South East Asia Equity Markets, 1988-1999” *Journal of International Money and Finance*, 21, 183-202.
- Mills, T. C. and A. G. Mills (1991) “The International Transmission of Bond Market Movements,” *Bulletin of Economic Research* 43 (3), pp. 273-281.
- Park, C. (2013) “Asian Capital Market Integration: Theory and Evidence,” *ADB Economics Working Paper Series* 351, Asian Development Bank.
- Rangvid, J. (2001) “Increasing Convergence among European Stock Markets? A Recursive Common Stochastic Trend Analysis,” *Economic Letters*, 71, 383-375.
- Serletis, A. and M. King (1997) “Common Stochastic Trends and Convergence of European Union Stock Markets,” *The Manchester School*, 65 (1), 44-57.
- Tsukuda, Y., J. Shimada and T. Miyakoshi (2017) “Bond Market Integration in East Asia: Multivariate GARCH with Dynamic Conditional Correlations Approach,” *International Review of Economics and Finance* 51, 193-213.
- Vo, X. V. (2009) “International Financial Integration in Asian Bond Markets,” *Research in International Business and Finance*, 23, 90-106.

Yu, I. L. Fung and C. Tam (2007) "Assessing Bond market Integration in Asia," *Working Paper* 10/2007, Hong Kong Monetary Authority.