

東アジア株式市場の関連性の変遷 ～平滑推移相関モデルによる長期トレンド分析～

沖 本 竜 義
小松原 幸 明
辰 巳 憲 一

概要

本稿では、1995年から2013年における、東アジア株式市場の関連性の長期トレンドを分析した。その結果、東アジア株式市場の関連性について、中国を含む国のペアに関しては2008年以降に関連性が大きく上昇しているのに対し、中国を除く国のペアでは1999年から2001年の間に、関連性が大きく上昇していることが明らかとなった。また、この関連性の上昇が、東アジア株式市場の取引時間内の関連性の上昇に起因するものか、それとも取引時間外の関連性の上昇に起因するものかを調べたところ、取引時間外の関連性の上昇に起因する部分が多いことが判明した。この結果は、欧米投資家の東アジア株式市場への投資が進み、東アジア株式市場が欧米株式市場の影響を強く受けるようになっていることを示唆していると考えられる。実際に、関連性が大きく上昇した時期を考えると、欧米投資家の東アジア株式市場への投資が盛んになった時期と合致する傾向にあった。また、関連性の上昇が分散投資に与えた影響を最小分散ポートフォリオのウェイトの観点から評価した結果、2013年の最小分散ポートフォリオは、日本に6割以上に投資し、韓国には全く投資しないというやや偏ったものとなっており、分散投資効果が低下していることが確認された。

1. 研究の動機

国際株式市場の関連性は国際分散投資やリスクマネジメントにおいて非常に重要な役割を果たす。例えば、現代ポートフォリオ理論における平均分散アプローチでは各資産への投資比率やポートフォリオの分散は相関係数に大きく依存する¹⁾。また、代表的なリスク指標であるバリュアットリスク (VaR) や期待ショートフォールの計算においても、国際株式市場の関連性は大きな役割を果たす。したがって、国際株式市場における関連性を分析することは、実証ファイナンスにおいて重要なトピックである。しかしながら、下で述べるように、国際株式市場の関連性の変遷を分析

1) 本稿では、関連性は相関で計測されており、両者がほぼ同義的に用いられていることに注意されたい。

した論文は数多く存在するものの、東アジア株式市場を分析した論文は少ない。そこで、本稿では東アジア株式市場に注目し、関連性の変遷の分析を行うことを試みる。

国際株式市場の関連性の分析において注意しなければならないことは、国際株式市場の関連性は短期的にも長期的にも変動している可能性が高いということである。例えば、90年代半ば以降、IT技術の革新が進み、現在では他国の市場の情報が、比較的容易に迅速に入手することが可能となった。その結果、ある国の市場で起こったショックが他国の市場にも伝播しやすくなり、関連性が高まっている可能性は大いに考えられる。また、国際金融市場の関連性は市場の不確実性やリスク許容度に連動して変動している可能性もある。さらには、2008年のリーマンショックのように、ある1つの金融危機をきっかけに関連性が変化することも考えられる。一方、金融市場の統合が進んでいることも忘れてはならない。例えば、Lane and Milesi-Ferretti (2007) は先進工業国における金融統合は1970年代と80年代に徐々に進み、90年代中ごろに加速したことを指摘している。また、国際経済協調の高まり、自由貿易の促進、国際経済競争の激化などに代表される経済環境の変化なども関連性に影響を与える要素である。このような様々な要因が国際金融市場の関連性を短期的にも長期的にも変動させている可能性が高いので、国際金融市場の関連性の分析においては関連性の時間的変動をいかに正しく捉えることができるかがポイントとなる。しかしながら、関連性の複雑な時間的変動を全て捉えることは難しい。したがって、実際の分析ではある特定の特徴に焦点を当てて分析が行われることが多い。本稿では、そのような分析のなかで、東アジア株式市場の関連性における長期的なトレンドに焦点を当て分析を行うこととする。

国際金融市場における関連性の長期トレンドに関する研究は、数多く存在する。例えば、Longin and Solnik (1995) は相関に線形なトレンドが存在するモデルを用いてアメリカと主要な6カ国の株式市場の相関に正のトレンドがあるかどうかを検証している。彼らの結果によると、分析を行った6組のうち4組の相関には有意な正のトレンドが存在することが報告されており²⁾、そのトレンドにより、1960年から1990年の30年間で国際株式市場における相関が平均的に0.36上昇したことが明らかにされている。しかしながら、相関に線形トレンドを仮定することは、相関の値が将来的に1を超えてしまうという問題や相関が一定の割合で上昇していくなどの問題がある。Berben and Jansen (2005) は、これらの問題を解決し、より柔軟な形で国際株式市場の関連性の長期トレンドを分析するために、平滑推移相関モデルを提案している。彼らはこの平滑推移相関モデルを用いて、アメリカ、イギリス、ドイツの株式市場の相関が有意に上昇していること、日本とその他の国の株式市場の相関には有意な上昇が見られないことなどを示している。対照的に、Bekaert, Hodrick, and Zhang (2009) は国際資本市場から構築した国際ファクターと特定地域の市場から構築した地域ファクターを含めたAPTモデルなどを考え、ヨーロッパ株式市場を除いては、関連性に有意な正のトレンドが存在した証拠はないことを報告している。また、Christoffersen, Errunza, Jacobs

2) 具体的に、アメリカ株式市場と有意な相関の上昇がみられた国は、フランス、イギリス、スイス、日本となっている。それに対して、有意な相関の上昇がみられなかった国はドイツとカナダとなっている。

and Langlois (2012) は、相関よりもより一般的な関連性を捉えることができるコピュラを考え、条件付コピュラ相関変動モデルを提案している。彼らはそのモデルを用いて、先進国と新興国の株式市場の関連性の長期トレンドを分析し、先進株式市場の関連性は有意に大きく上昇しているが、新興株式市場の上昇は限定的であることを確認している。最後に、Okimoto (2014) はコピュラを用いて平滑推移相関モデルをより一般的なモデルに拡張し、国際株式市場の関連性の長期トレンドの分析に応用している。分析の結果、主要国の株式市場間の関連性が有意に上昇していること、株価が上昇する場合と下落する場合の関連性はともに上昇しているが、上昇の程度に違いが見られることなどを報告している。また、この関連性の上昇の影響をリスク管理の観点から評価した結果、主要国の2国に分散した場合の分散投資効果が1973年から2008年の間にほぼ消滅し、リスクが平均的に約20%上昇したことなどを確認している。

以上からわかるように、国際株式市場の関連性の長期トレンドの分析に関しては、数多くの先行研究が存在するものの、東アジア株式市場の関連性の長期トレンドを分析したものはほとんどない。本稿の大きな貢献のひとつは、Berben and Jansen (2005) や Kumar and Okimoto (2011) に従い、平滑推移相関モデルを用いて、東アジア株式市場の関連性の長期トレンドを分析することである。また、本稿では、東アジア株式市場の開場時間がほぼ同じであることに着目し、株式リターンを取引時間内のリターンである時間内リターンと取引時間外のリターンである時間外リターンに分割し、関連性の変化がどちらのリターンに起因しているかということも分析している。このような形で、リターンを分解し、国際株式市場の関連性のトレンドを分析している研究は、ほとんどなく、これも本稿の大きな貢献のひとつである。

本稿の分析から得られた結果は、次のようにまとめられる。まず、2状態平滑推移相関モデルを用いて、中国、香港、韓国、日本の4か国の株式市場の関連性を調べた結果、1995年頃の東アジア株式市場には関連性がほとんどなかったに対し、2013年頃の東アジア株式市場の関連性は、1995年頃の関連性と比較して有意に大きく、近年関連性が高まっていることが明らかになった。より具体的には、東アジア株式市場の関連性は1995年から2003年にかけて大きく上昇し、その後は緩やかな上昇傾向にあることが明らかになった。次に、この関連性の上昇が、東アジア株式市場の取引時間内の関連性の上昇に起因するものか、それとも取引時間外の関連性の上昇に起因するものかを調べたところ、取引時間外の関連性の上昇に起因する部分が大きいことが判明した。

さらに、3状態平滑推移相関モデルを用いて、より柔軟な形で、東アジア株式市場の関連性の変遷を調べたところ、中国を含む国のペアに関しては2008年以降に関連性が大きく上昇しているのに対して、中国を除く国のペアでは1999年から2001年の間に、関連性が大きく上昇していることが明らかとなった。また、この関連性の上昇は、やはり取引時間外の関連性の上昇に起因する部分が大きいことが判明した。中国を除く国のペアの関連性が上昇した1999年から2001年の時期は、1997年からのアジア通貨危機が一段落した時期であり、また韓国株式市場で規制緩和などが進んだ時期でもある。その結果、中国を除くアジアの株式市場において、欧米投資家の投資が盛んになり、時間外リターンの関連性の上昇に寄与したのではないかと考えられる。一方、中国を含む国のペアの上

昇が始まる前の2005年4月から、中国では、非流通株（国有株）が抱えるさまざまな問題を解決し、非流通株を流通させるための株式分置（非流通株）改革が行われ、2006年末までに、対象企業の98%にあたる1,298社が改革を実施している。その結果、株式市場への信頼性が高まり、欧米投資家の中国株への投資も活発化され、それが時間外リターンの関連性の上昇に大きく寄与したのではないかと考えられる。

最後に、関連性の上昇が分散投資に与えた影響を最小分散ポートフォリオのウェイトという観点から評価した結果、関連性の上昇とともに、分散投資効果が低下していることが確認された。具体的には、1995年の最小分散ポートフォリオは、各国の市場に0.19から0.33のウェイトで投資するものとなった。一方、2013年の最小分散ポートフォリオは、日本に6割以上に投資し、韓国には全く投資しないというやや偏ったものとなっており、分散投資効果が低下していることが確認された。したがって、東アジア株式市場に分散投資をする際には、単に各国の代表的な指数に投資するのではなく、業種などを吟味しながら投資することが重要になってきているといえることができる。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2節で、本稿で用いる平滑推移相関モデルとその推定法について説明し、第3節で2状態平滑推移相関モデルの推定結果を述べる。第4節では、モデルを3状態に拡張した結果を紹介し、第5節で結論を述べる。

2. モデルと推定法

東アジア株式市場の関連性の変遷を分析するために、本稿では平滑推移相関モデルを適用する。平滑推移モデルは、Teräsvirta (1994) により、平滑推移ARモデルの統計的推測が確立されて以来、様々なモデルに応用されている。特に、Berben and Jansen (2005) や Kumar and Okimoto (2011) が、平滑推移相関モデルを用いて、国際金融市場の発展に伴い、主要国の株式市場や債券市場の間の相関がどのような長期トレンドをもって変化しているかを分析している。本稿の目的は、東アジア株式市場における関連性の長期トレンドを分析することであるので、これらの研究に従って、平滑推移相関モデルを採用することとする。以下では、平滑推移相関モデルとその推定法を簡単に説明する。

1. モデル

本稿で扱うモデルは、一般的に、

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \mathbf{u}_t$$

と書くことができる。ここで、 \mathbf{y}_t は中国、香港、韓国、日本の株式リターンからなる 4×1 のベクトル、 $\boldsymbol{\mu}_t$ は \mathbf{y}_t の条件付期待値のモデルを表す 4×1 ベクトル、 \mathbf{u}_t はモデルの 4×1 攪乱項ベクトルである。本稿では、各国の株式リターンの条件付期待値のモデルは他国の株式リターンに依存せず、AR(2)モデルでモデル化できるとする：

$$y_{it} = \phi_{0i} + \phi_{1i}y_{i,t-1} + \phi_{2i}y_{i,t-2} + u_{it} \quad (1)$$

また、 \mathbf{u}_t は、

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{z}_t$$

と書けることを仮定する。ここで、 \mathbf{H}_t は 4×4 正定値行列であり、 \mathbf{z}_t は期待値が 0、分散共分散行列が単位行列 \mathbf{I}_4 に等しい正規分布に従う 4×1 iid 確率変数ベクトルである。このとき、時点 $t-1$ 終了時までには観測される変数からなる情報集合を Ω_{t-1} として、 \mathbf{H}_t が Ω_{t-1} に含まれる変数でモデル化されているとすると、 \mathbf{y}_t の条件付分散共分散行列は

$$\begin{aligned} E[(\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}_t)(\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}_t)'] &= E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t' | \Omega_{t-1}] \\ &= E(\mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{z}_t \mathbf{z}_t' \mathbf{H}_t^{1/2} | \Omega_{t-1}) \\ &= \mathbf{H}_t^{1/2} E(\mathbf{z}_t \mathbf{z}_t' | \Omega_{t-1}) \mathbf{H}_t^{1/2} \\ &= \mathbf{H}_t \end{aligned}$$

と \mathbf{H}_t に等しくなる。

平滑推移相関モデルでは、 \mathbf{H}_t を対角成分 $h_{ii,t}$ とそれ以外の成分 $h_{ij,t}$ ($i \neq j$) に分けて別々にモデル化する。まず、 \mathbf{H}_t の対角成分、つまり各攪乱項のボラティリティは、

$$h_{ii,t} = \omega_i + \beta h_{ii,t-1} + \alpha u_{i,t-1}^2 \quad (2)$$

という GARCH(1, 1) モデルでモデル化し、

$$\mathbf{D}_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{44,t}^{1/2})$$

と表す³⁾。このとき、 \mathbf{D}_t と各攪乱項の時変相関行列 \mathbf{R}_t を用いて、 \mathbf{H}_t は

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t$$

と表すことができる。平滑推移相関モデルでは、 \mathbf{R}_t を

$$\mathbf{R}_t = (1 - G(s_t; c, \gamma)) \mathbf{R}^{(1)} + G(s_t; c, \gamma) \mathbf{R}^{(2)} \quad (3)$$

とモデル化する。ここで、 $G(\cdot)$ は推移関数と呼ばれる 0 から 1 の値をとる関数であり、 s_t は推移変数と呼ばれる変数である。容易にわかるように、(3) において $G=0$ とすると $\mathbf{R}_t = \mathbf{R}^{(1)}$ となり、 $G=1$ とすると $\mathbf{R}_t = \mathbf{R}^{(2)}$ となる。つまり、(3) のモデルは両極に $\mathbf{R}^{(1)}$ と $\mathbf{R}^{(2)}$ という 2 つの状態をもち、推移関数に応じてその 2 つの状態の間を滑らかに推移するモデルとなっている。

推移関数としては、

3) $\text{diag}(a_{11}, \dots, a_{44})$ は (i, i) 対角成分が a_{ii} に等しく、非対角成分は 0 に等しい 4×4 対角行列である。

$$G(s_t; c, \gamma) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))}, \gamma > 0$$

で定義されるロジスティック型の推移関数を用いる。ここで、 γ は推移の速度を決めるパラメータであり、 c は推移の中心を決めるパラメータである。ロジスティック型の推移関数の1つの長所は γ と c の値によって、多様な推移の形状を表現することができることである。 γ や c はモデルのパラメータとしてデータから推定することができるので、データから最適な推移の形状を選択できることになる。一般的に、推移の形状は未知であるので、それをデータから推定できることは非常に魅力的である。

推移変数は、推移をつかさどる変数であり、 Ω_{t-1} に含まれる変数から、分析の目的に応じて決定される。本稿の目的は、東アジア株式市場における関連性の長期トレンドを分析することであるので、Lin and Teräsvirta (1994) ならびに Berben and Jansen (2005) などに従い、推移変数は時間トレンド $s_t = t/T$ とする。ここで、 T は標本数である。このとき、標本初期には s_t は 0 に近い値をとり、 G は 0 に近い値をとるので、 \mathbf{R}_t は $\mathbf{R}^{(1)}$ に近い値となる。それに対して、標本末期になると s_t は 1 に近い値をとり、 G は 1 に近い値をとるので、 \mathbf{R}_t は $\mathbf{R}^{(2)}$ に近づいていくことになる。つまり、 $s_t = t/T$ としたモデルでは相関行列が時間とともに $\mathbf{R}^{(1)}$ から $\mathbf{R}^{(2)}$ に変化することになり、その変化がいつ頃どのような形で起こったかをデータから推定することができるのである。

また、2状態平滑推移相関モデルを3状態以上に拡張することもできる。具体的には、(3)のモデルを3状態に拡張すると、

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{R}^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1) (\mathbf{R}^{(2)} - \mathbf{R}^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2) (\mathbf{R}^{(3)} - \mathbf{R}^{(2)}) \quad (4)$$

となる。ここで、 $c_1 < c_2$ である。つまり、3状態モデルにするためには、推移関数を2つ用いて、状態1の相関行列を基準として、各状態の相関行列の差に推移関数をかけて変化させてやればよい。この3状態モデル(4)においては、 s_t が小さいときは G_1 と G_2 は共に 0 に近い値をとるので、 \mathbf{R}_t は状態1のモデル $\mathbf{R}^{(1)}$ に近くなる。 s_t が $c_1 < s_t < c_2$ を満たすときは G_1 は 1 に近い値をとり、 G_2 は 0 に近い値をとるので、 \mathbf{R}_t は状態2のモデル $\mathbf{R}^{(2)}$ に近くなる。 s_t が大きくなると、 G_1 と G_2 は共に 1 に近い値をとるので、 \mathbf{R}_t は状態3のモデル $\mathbf{R}^{(3)}$ に近くなる。したがって、 s_t として、時間トレンドを用いると、相関が標本期間の最初は $\mathbf{R}^{(1)}$ に近い値をとり、その後、時間が経つにつれて、 $\mathbf{R}^{(2)}$ に近い値をとり、標本期間の末期には $\mathbf{R}^{(3)}$ に近い値となる。もちろん、各状態へどれだけ近くなるか、どのような形で近づいていくかは、 c や γ の値に依存し、それをデータから推定できるのはやはり平滑推移相関モデルの大きな魅力となる。

2. 推定法

平滑推移相関モデルの推定は最尤法に基づいて行われることが多いが、平滑推移相関モデルの場合、パラメータの数が多くなり、尤度の最大化が困難になる場合がある。例えば、本稿の場合、パラメータの総数は2状態モデルでも38個となり、尤度を38個のパラメータに関して最大化すること

は容易なことではない。そこで、本稿では周辺尤度と相関に関連する尤度を別々に最大化して、最尤推定量を求める2段階最尤法を採用する。以下では、2段階最尤法に関して、簡単に説明する。2段階最尤法の詳細については、例えば、Joe (2005) を参照されたい。

$\mathbf{z}_t \sim N(0, \mathbf{I}_4)$ とすると、 $\mathbf{u}_t \sim N(0, \mathbf{H}_t)$ であるので、対数尤度は

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta}) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + \log |\mathbf{H}_t| + \mathbf{u}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \mathbf{u}_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + \log |\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t| + \mathbf{u}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{u}_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log |\mathbf{D}_t| + \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{u}_t' \mathbf{u}_t \mathbf{D}_t^{-1} + \log |\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t - \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \end{aligned}$$

と書くことができる。ここで、各変数の周辺対数尤度の和を $L_m(\boldsymbol{\theta}_m)$ とし、相関に関連する対数尤度を $L_c(\boldsymbol{\theta}_c)$ とすると、

$$\begin{aligned} L_m(\boldsymbol{\theta}_m) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log |\mathbf{D}_t| + \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{u}_t' \mathbf{u}_t \mathbf{D}_t^{-1} \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \left(\log(2\pi) + \log h_{ii,t} + \frac{u_{it}^2}{h_{ii,t}} \right) \\ L_c(\boldsymbol{\theta}_c) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\log |\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t - \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \end{aligned}$$

である。したがって、対数尤度は

$$L(\boldsymbol{\theta}) = L_m(\boldsymbol{\theta}_m) + L_c(\boldsymbol{\theta}_c)$$

と2つの対数尤度の和で表すことができる。2段階最尤法では、まず各周辺対数尤度を最大化することにより、各周辺対数尤度の和 $L_m(\boldsymbol{\theta}_m)$ を最大化し、各変数の周辺パラメータを推定する。次に、その推定値を所与として、相関に関連する尤度 $L_c(\boldsymbol{\theta}_c)$ を最大化し、相関に関連するパラメータを推定するのである。より具体的には、まず各国の株式リターンに関して AR(2)-GARCH(1,1) モデル (1)-(2) を当てはめ、各国のリターンに関する周辺パラメータを求める。次に、これらの推定値を所与として、平滑推移相関モデル (3) のパラメータを推定するのである。2段階最尤法では、周辺パラメータと相関パラメータを別々に推定するため、両方を同時に推定する場合と比較して、効率性が落ちる可能性があるが、平滑推移モデルのような複雑なモデルを推定するためには、便利な方法である。また、標本数が十分大きければ、両者に大きな差はないはずであり、本稿の分析は1000個に近い観測値に基づいているため、その影響は小さいことが予想される。

3. 2 状態モデルの結果

1. データ

本稿で用いるデータは、中国 (CH)、香港 (HK)、日本 (JP)、韓国 (KR) の株価指数の日次データで、標本期間は1995年1月3日から2013年1月30日である。各国の株価指数としては、中国は上海総合指数 (SSEC)、香港は香港ハンセン指数 (HSI)、日本は日経平均株価指数 (Nikkei225)、韓国は韓国総合株価指数 (KOSPI) を利用し、それぞれの自国通貨建て指数に関して、始値 (PO) と終値 (PC) を Bloomberg から取得した。得られたデータを基に、以下のように3つのリターンを定義する。まず、1つ目のリターンは通常用いられる株式リターン (RCC) で、前日の終値から当日の終値の対数差分を計算したものである：

$$RCC_t = \log PC_t - \log PC_{t-1}$$

次に、時間内リターン (ROC) を当日の始値から終値の対数1差分で定義する：

$$ROC_t = \log PC_t - \log PO_t$$

最後に、前日の終値から当日の始値の対数差分を計算したものが時間外リターン (RCO) である：

$$RCO_t = \log PO_t - \log PC_{t-1}$$

以上の定義から、株式リターンは時間内リターンと時間外リターンに分解できることが容易にわかる：

$$\begin{aligned} RCC_t &= \log PC_t - \log PC_{t-1} \\ &= \log PC_t - \log PO_t + \log PO_t - \log PC_{t-1} \\ &= RCO_t + ROC_t \end{aligned} \tag{5}$$

以下では、まず株式リターンに関して、東アジア株式市場の関連性がどのように変化してきたかを分析した後、時間内リターンと時間外リターンでも、同様の分析を行い、株式リターンの関連性の変化が時間内リターンと時間がリターンのどちらに大きく起因しているのかを確認する。

また、日次データに関しては、休場日に違いがあり、4か国のデータがそろわない日も多い。そのため、実際の分析は、前週水曜日の終値から翌週水曜日の終値の間のリターンを合計して、各リターンの週次リターンを計算して行った。週次リターンに関しても、(5) のリターンの分解はそのまま成立することに注意されたい。

2. 株式リターンの関連性の変遷

株式リターンに関して、AR(2)-GARCH(1,1)-2状態平滑推移相関モデル(1)-(3)を当てはめ、状態1と状態2の相関行列の推定結果をまとめたものが表1である。まず、状態1の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値はHK-JPペアの0.006、最小値はCH-HKペアの-0.283であり、平均値は-0.125と、総じて低い値となっている。実際、統計的有意性を考慮に入れると、すべてのペアにおいて有意な相関は存在しないという結果になっている。推移変数を時間トレンドにした場合の平滑推移相関モデルにおいては、状態1の相関は、標本期間初期の相関と解釈することができるので、この結果は、1995年頃の東アジア株式市場には関連性がほとんどなかったことを意味していることになる。

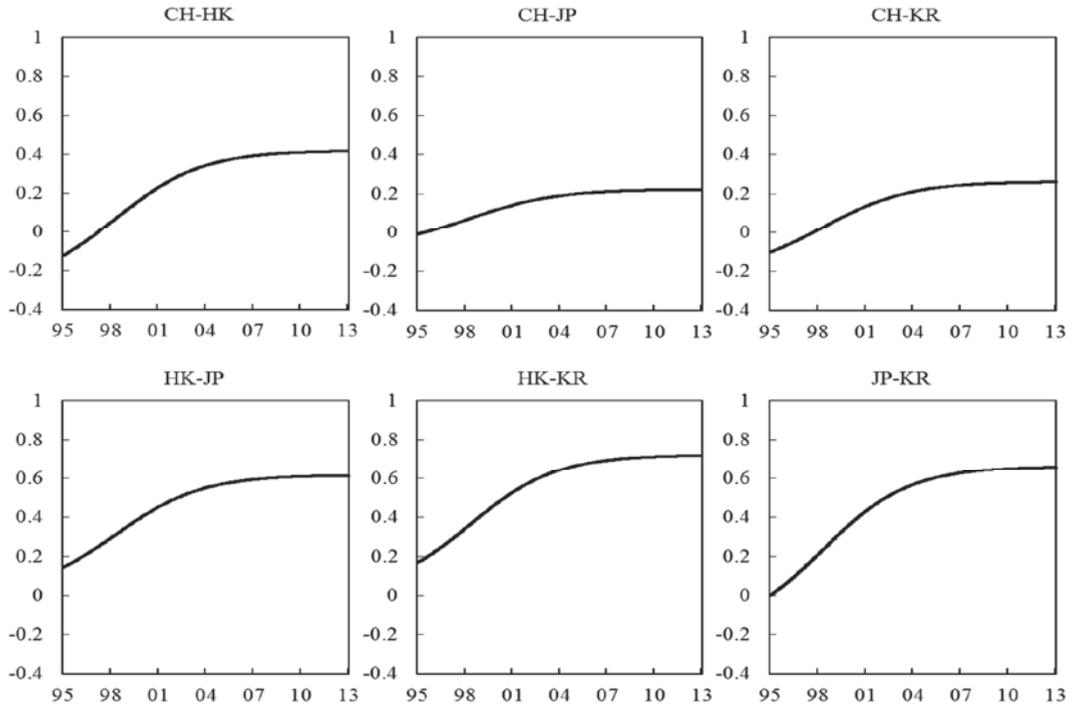
表1：株式リターンに関する平滑推移相関モデルの推定結果（2状態モデル）

		CH-HK	CH-JP	CH-KR	HK-JP	HK-KR	JP-KR
状態1	推定値	-0.283	-0.078	-0.210	0.006	0.005	-0.193
	標準誤差	0.248	0.137	0.185	0.212	0.261	0.276
状態2	推定値	0.419	0.222	0.262	0.619	0.723	0.662
	標準誤差	0.047	0.043	0.048	0.030	0.031	0.030
等相関の検定結果	ワルド統計量	6.44	3.51	4.92	7.17	6.43	8.56
	P値	0.011	0.061	0.027	0.007	0.011	0.003

それに対して、状態2の各国ペアの相関の推定値を見てみると、状態1と比較して、総じて大きな値となっている。より具体的には、最大値はHK-KRペアの0.723、最小値はCH-JPペアの0.222であり、平均値は0.485となっている。その結果、状態2においては、すべてのペアにおいて有意な正の相関が存在するという結果になっている。また、状態1と状態2の相関が等しいという帰無仮説を検定した結果が、表1の最後の2行にまとめられている。その検定結果によると、すべてのペアにおいて、少なくとも有意水準10%で、状態2の相関は状態1の相関より有意に大きくなっていることが確認できる。状態2の相関は、標本期間末期の相関と解釈することができるので、この結果は、2013年頃の東アジア株式市場の関連性は、1995年頃の関連性と比較して有意に大きく、近年関連性が高まっていることを意味していることになる。

それでは、東アジア株式市場の株式リターンの関連性はいつ頃、どのような形で上昇してきたのだろうか？ この問いに答えるために、推定結果を基に、各国ペアの相関の変遷を図示したものが図1である。図から見て取れるように、各国ペアの相関は1995年から2003年にかけて大きく上昇し、その後は緩やかに上昇していることがわかる。つまり、東アジア株式市場の関連性は1995年から2003年にかけて大きく上昇し、その後は緩やかな上昇傾向にあるということが出来る。

図1：株式リターンの相関の変遷



3. 時間内リターンの関連性の変遷

前項では、株式リターンに関して、東アジア株式市場の関連性が上昇してきていることが確認されたが、本項と次項では、それが時間内リターンと時間外リターンのどちらによるところが大きいのかを確認する。そのために、時間内リターンにAR(2)-GARCH(1,1)-2状態平滑推移相関モデル(1)-(3)を当てはめ、状態1と状態2の相関行列の推定結果をまとめたものが表2である。まず、状態1の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値はCH-JPペアの0.076、最小値はCH-HKペアの-0.287であり、平均値は-0.092と、総じて低い値となっている。実際、統計的有意性を考慮に入れると、すべてのペアにおいて有意な相関は存在しないという結果になっている。

表2：時間内リターンに関する平滑推移相関モデルの推定結果（2状態モデル）

		CH-HK	CH-JP	CH-KR	HK-JP	HK-KR	JP-KR
状態1	推定値	-0.287	0.076	-0.127	-0.015	0.040	-0.239
	標準誤差	0.320	0.105	0.162	0.182	0.203	0.364
状態2	推定値	0.287	0.069	0.127	0.308	0.381	0.459
	標準誤差	0.047	0.044	0.052	0.039	0.038	0.044
等相関の検定結果	ワルド統計量	2.771	0.002	1.885	2.656	2.462	3.418
	P値	0.096	0.962	0.170	0.103	0.117	0.065

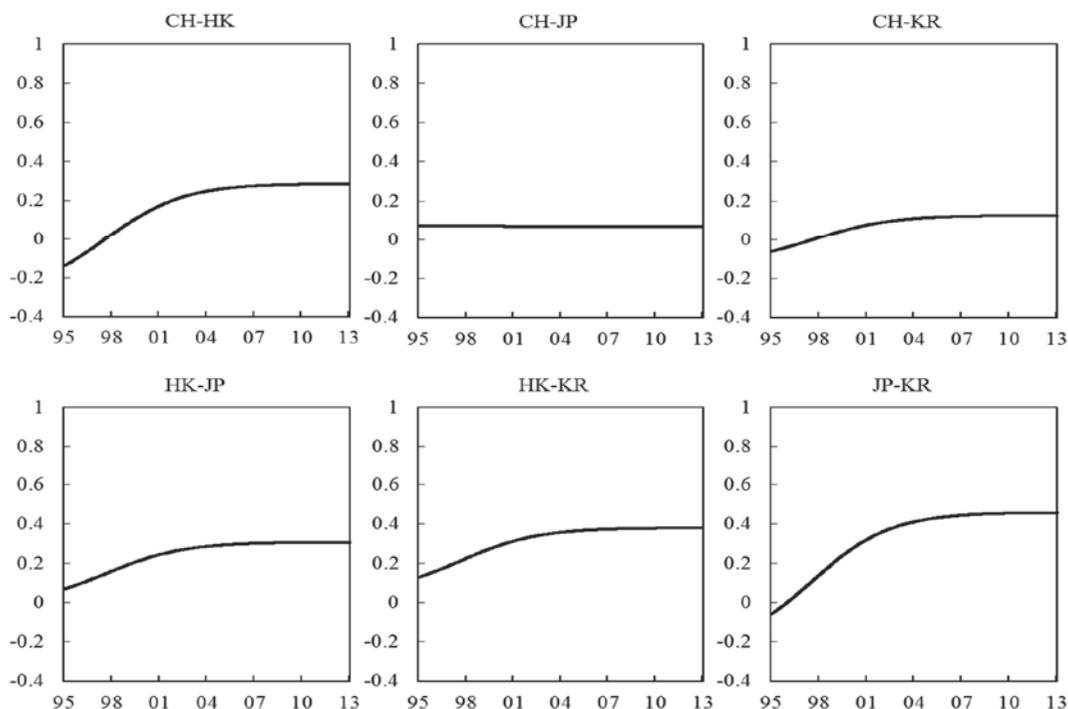
この結果は、株式リターンの結果と同様のもであり、時間内リターンに関しても、1995年頃の東アジア株式市場には関連性がほとんどなかったといえることができる。

次に、状態2の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値はJP-KRペアの0.459、最小値はCH-JPペアの0.069であり、平均値は0.272となっており、状態1と比較すると、総じて大きな値となっている。しかしながら、株式リターンの場合と比較すると、相関の上昇割合は小さなものとなっている。また、CH-HKペアとJP-KRペアに関しては、有意な正の相関は存在しないという結果になっている。さらに、状態1と状態2の相関が等しいという帰無仮説を検定した結果が、表2の最後の2行にまとめられているが、その検定の結果によると、状態2の相関が状態1の相関より有意に大きくなっていることが確認できるのは、有意水準を10%としても、CH-HKペアとJP-KRペアの2つのペアだけとなっている。

最後に、東アジア株式市場における時間内リターンの関連性の変遷を視覚的に確認するために、推定結果を基に、各国ペアの相関の変遷を図示したものが図2である。図から見て取れるように、CH-HKペアとJP-KRペアの2つのペアに関しては、1995年から2003年にかけて相関が大きく上昇しているが、その他のペアに関しては、上昇は緩やかなものとなっている。

以上の結果をまとめると、時間内リターンの関連性は、2013年において上昇している傾向はあるものの、明確に上昇しているのは、CH-HKペアとJP-KRペアの2つのペアにすぎず、株式リターンの関連性の上昇と比較すると小さいものであるといえることができる。

図2：時間内リターンの相関の変遷



4. 時間外リターンの関連性の変遷

東アジア株式市場における株式リターンの関連性の上昇に関して、時間外リターンの寄与を確認するために、時間外リターンに AR(2)-GARCH(1,1)-2 状態平滑推移相関モデル (1)-(3) を当てはめ、状態 1 と状態 2 の相関行列の推定結果をまとめたものが表 3 である。まず、状態 1 の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値は HK-JP ペアの 0.558、最小値は CH-JP ペアの -0.158 であり、平均値は 0.135 となっている。統計的有意性を考慮に入れると、中国を含む国のペアに関しては、日本と韓国のペアにおいて有意な負の相関が存在するのに対して、中国を除く国のペアに関しては、有意な正の相関が存在するという、対照的な結果となっている。この結果より、1995年頃の東アジア株式市場の時間外リターンに関して、中国市場とその他の市場はほとんど関連性がなかったが、香港・韓国・日本の市場には一定の関連性が存在したといえることができる。

表 3：時間外リターンに関する平滑推移相関モデルの推定結果（2 状態モデル）

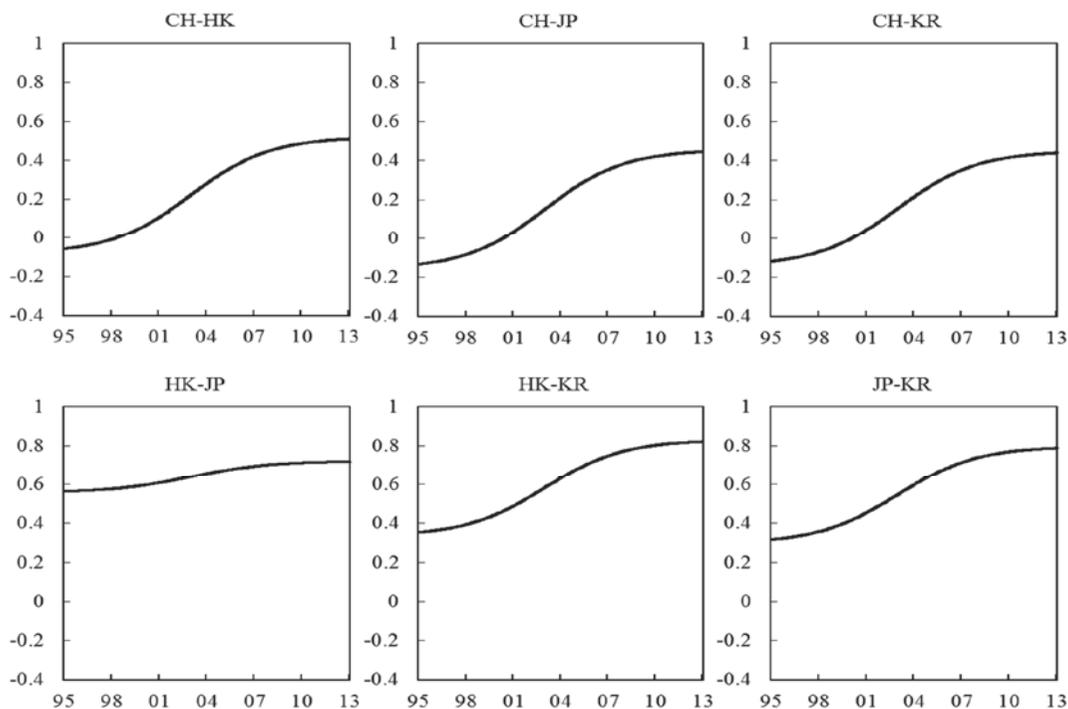
		CH-HK	CH-JP	CH-KR	HK-JP	HK-KR	JP-KR
状態 1	推定値	-0.082	-0.158	-0.142	0.558	0.334	0.298
	標準誤差	0.062	0.066	0.060	0.047	0.114	0.119
状態 2	推定値	0.519	0.456	0.450	0.723	0.832	0.798
	標準誤差	0.106	0.103	0.116	0.023	0.024	0.026
等相関の検定結果	ワルド統計量	28.572	33.101	22.597	8.899	19.553	17.333
	P 値	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000

次に、状態 2 の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値は HK-KR ペアの 0.832、最小値は CH-JP ペアの 0.450 である。また、平均値は 0.630 となっており、状態 1 と比較すると、総じて大きな値となっている。その結果、状態 2 においては、すべてのペアにおいて有意な正の相関が存在するという結果になっている。

さらに、状態 1 と状態 2 の相関が等しいという帰無仮説を検定した結果が、表 3 の最後の 2 行にまとめられているが、その検定結果によると、すべてのペアにおいて、状態 2 の相関は状態 1 の相関より有意に大きくなっていることが確認できる。最後に、東アジア株式市場における時間外リターンの関連性の変遷を視覚的に確認するために、推定結果を基に、各国ペアの相関の変遷を図示したものが図 3 である。図から見て取れるように、各国ペアの相関は 1995 年から緩やかに上昇しており、1999 年から 2005 年にかけてはさらに大きく上昇し、その後はまた緩やかに上昇していることがわかる。つまり、東アジア株式市場の関連性は 1995 年から緩やかに上昇傾向にあり、1999 年から 2005 年にかけては大きく上昇し、その後はまた緩やかな上昇傾向にあるといえることができる。特に、中国を含む国のペアの上昇は大きく、1995 年は負であった相関が、2013 年には 0.4 を超える水準まで上昇している。その他の国のペアに関しては、上昇は中国を含む国のペアほどではないものの、1995 年当初の相関も比較的高かったため、2013 年には 0.8 程度の水準となっている。

以上の結果をまとめると、東アジア株式市場の時間外リターンの関連性は、1999 年から 2005 年に

図3：時間外リターンの相関の変遷



かけて大きく上昇し、それは、時間外リターンに起因する部分が多いことがわかる。

4. 3状態モデルの結果

これまでの結果は、相関の状態として2つの状態が存在するとして、分析した結果である。言い換えれば、東アジア株式市場の関連性に単調なトレンドが存在すると仮定して、分析を行った結果である。しかしながら、1995年から2013年の間には、アジア危機やリーマンショックなどもあり、必ずしも単調なトレンドが存在したかどうかは定かではない。例えば、リーマンショック時に、一時的に関連性が大きく上昇しただけであったにもかかわらず、2状態モデルを当てはめると、2状態モデルの結果で得られたような関連性に上昇トレンドが存在するという結果が得られる可能性もある。そこで、本節では非単調なトレンドの存在の可能性を確認するために、3状態平滑推移相関モデルを当てはめた結果を紹介する。

1. 制約無3状態モデルの結果

非単調なトレンドの存在の可能性を確かめるために、株式リターン、時間内リターン、時間外リターンのそれぞれに、3状態平滑推移相関モデル(4)を当てはめ、各国のペアに関して相関の変遷を図示した結果が図4から図6である。まず、図4は株式リターンの結果であるが、図から、相

図4：株式リターンの相関の変遷（3 状態モデル）

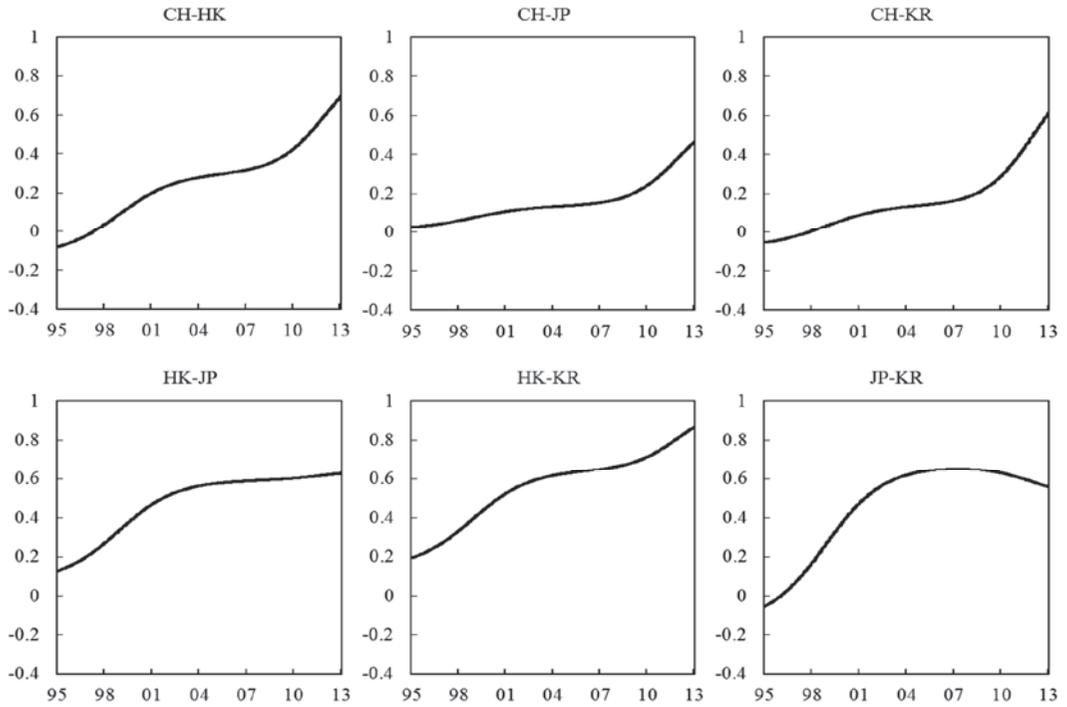
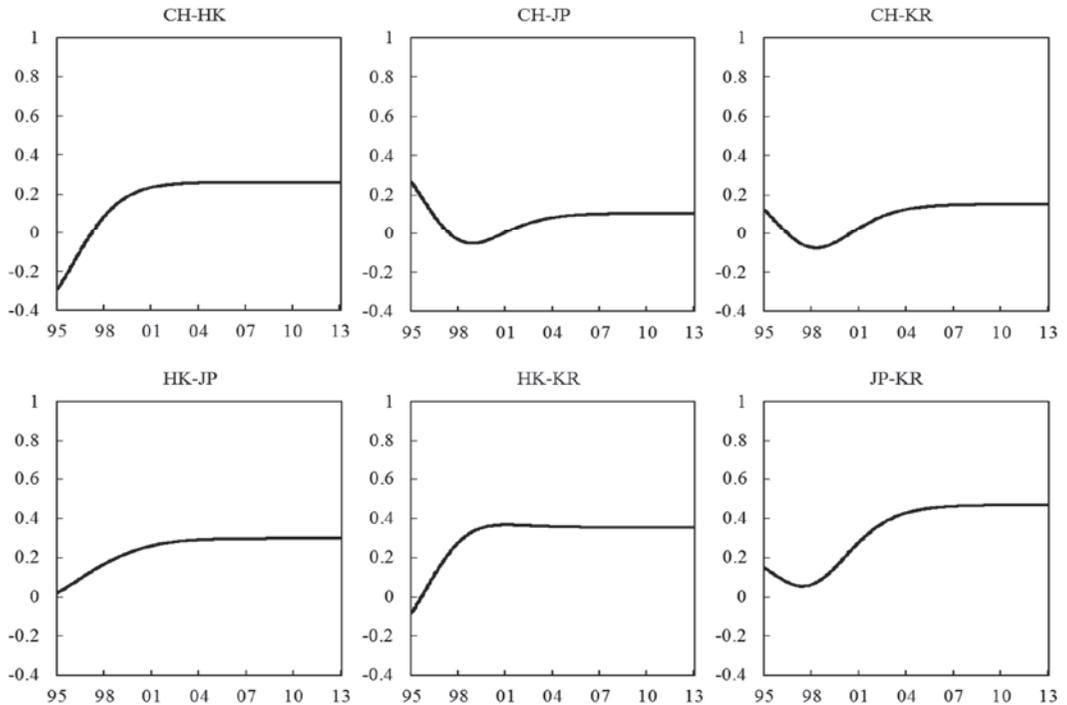


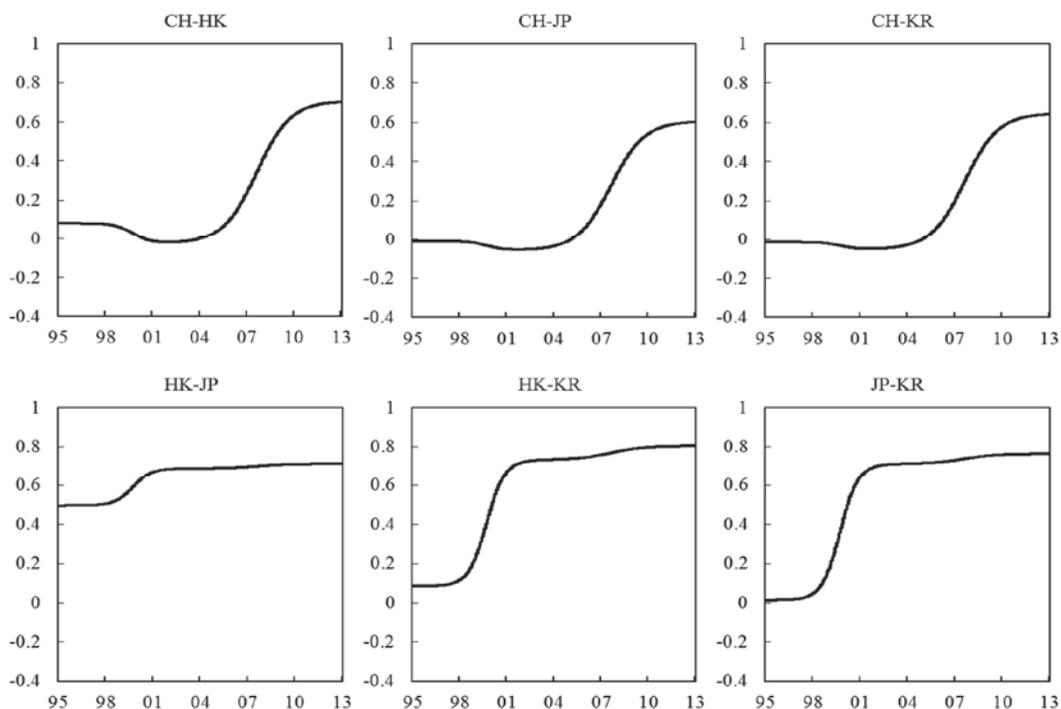
図5：時間内リターンの相関の変遷（3 状態モデル）



関の変遷に非単調性を許したとしても、すべてのペアにおいて、関連性がほぼ一貫して上昇し、2013年には相関が0.6程度に達していることがわかる。また、関連性が上昇した時期であるが、中国を含む国のペアと中国を除く国のペアで多少違いが見てとれる。具体的には、中国を含む国のペアに関しては2008年以降に関連性が大きく上昇しているのに対して、中国を除く国のペアでは1995年から2001年の間に、関連性が大きく上昇している。

次に、図5の時間内リターンの結果を見てみると、株式リターンの結果とは大きく異なることがわかる。特に、中国を含む国のペアにおいて、その違いは顕著で、2008年以降に見られた関連性の上昇は、時間内リターンでは全く観察できないことがわかる。また、標本期間の前半においても、関連性が上昇しているのは、CH-HK ペアだけとなっている。中国を除く国のペアに関して、標本期間の前半に関連性の上昇が見られるが、その上昇の度合は、株式リターンのものと比較すると小さいものである。したがって、3状態モデルの結果は、2状態モデルの結果と整合的であり、東アジア株式市場の関連性の上昇において、時間内リターンの関連性の上昇に起因する部分は少ないといえる。最後に、図6の時間外リターンの結果を見てみると、株式リターンの結果に近いものとなっている。より具体的には、すべてのペアにおいて、関連性はほぼ一貫して上昇しているが、上昇の時期に関して、中国を含む国のペアと中国を除く国のペアで違いが観察される。中国ペアに関しては、2007年まで関連性はほぼ一定であったが、2007年以降大きく上昇している。それに対して、中国を除く国のペアに関しては、1999年から2001年に関して、関連性が上昇しており、

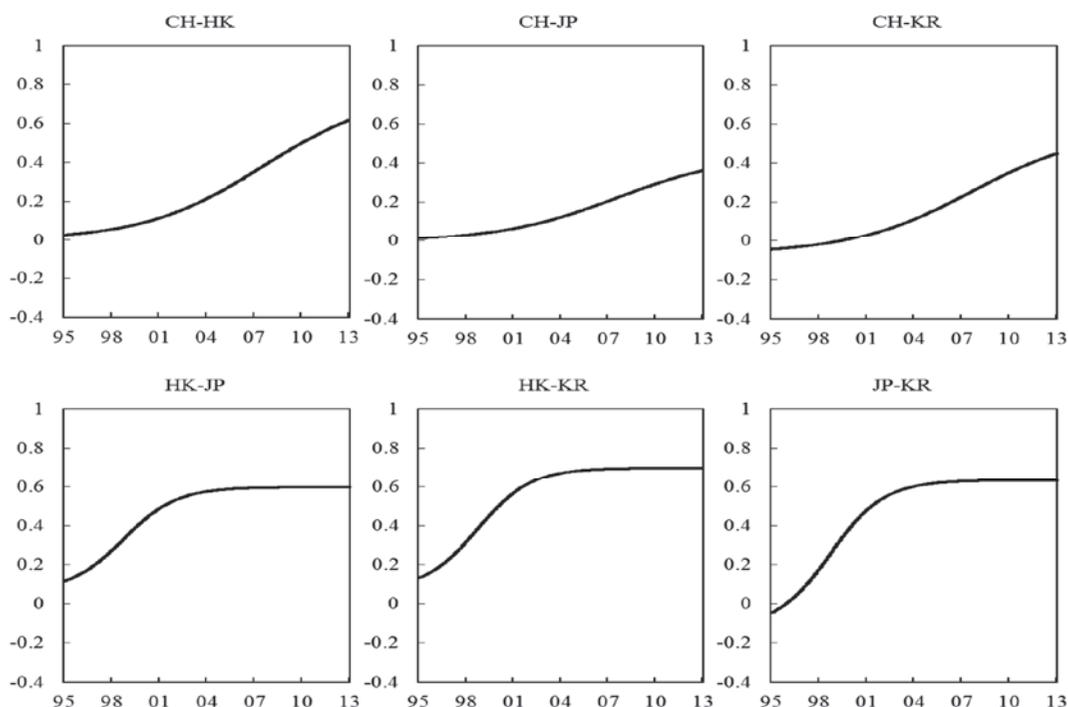
図6：時間外リターンの相関の変遷（3状態モデル）



の推定結果をまとめたものが表4である⁴⁾。まず、状態1の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値はHK-KRペアの0.070、最小値はJP-KRペアの-0.119であり、平均値は-0.009と、総じて低い値となっている。実際、統計的有意性を考慮に入れると、すべてのペアにおいて有意な相関は存在しないという結果になっている。この結果は、2状態モデルの結果と同様のものであり、株式リターンに関しては、1995年頃の東アジア株式市場には関連性がほとんどなかったといえる。

状態3の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値はCH-HKペアの0.765、最小値はCH-JPペアの0.451であり、平均値は0.620となっている。状態1と比較すると、すべてのペアに関して相関の値が上昇しており、すべてのペアは有意な正の相関をもつという結果になっている。また、状態1と状態3の相関が等しいという帰無仮説を検定した結果が、表4の最後の2行にまとめられている。その検定結果によると、すべてのペアにおいて、状態3の相関は状態1の相関より有意に大きくなっていることが確認できる。この結果は、1995年から2013年の間に、東アジア株式市場の関連性が非常に大きく高まっていることを示唆しており、やはり2状態モデルの結果と整合的

図7：株式リターンの相関の変遷（制約付3状態モデル）



4) 各国の周辺モデルに関しては、前節と同様にAR(2)-GARCH(1,1)モデル(1)-(2)を利用した。時間内・時間外リターンについても同様である。また、上で述べたように中国ペアに関しては、状態2の相関は状態1に等しく、中国を除く国のペアに関しては、状態2の相関は状態3に等しいので、状態2の相関は状態1と状態3の相関から容易に求めることができることに注意されたい。

である。

より具体的に、東アジア株式市場の関連性がいつどのような形で上昇してきたのかを調べるために、制約付3状態平滑推移相関モデルの推定結果を基に、各国ペアの相関の変遷を図示したものが図7である。図7から、制約付3状態モデルにおいては、すべてのペアにおいて、関連性が一貫して上昇し、2013年には相関が0.6程度に達していることがわかる。また、制約無3状態モデルと同様に、関連性が上昇した時期に関して、中国を含む国のペアと中国を除く国のペアで違いが見てとれる。具体的には、中国を含む国のペアに関しては2004年以降に関連性が大きく上昇しているのに対して、中国を除く国のペアでは1995年から2001年の間に、関連性が大きく上昇していることがわかる。以上の結果は、制約無3状態モデルの結果と同様のものであるが、相関が減少している時期を含むペアがなくなり、より自然なものになっているとすることができる。

次に、時間内リターンに対して制約付3状態平滑推移相関モデルを当てはめ、状態1と状態3の相関行列の推定結果をまとめたものが表5である。まず、状態1の各国ペアの相関の推定値を見ると、最大値はHK-KRペアの0.099、最小値はCH-HKペアの-0.265であり、平均値は0.065と、総じて低い値となっている。実際、統計的有意性を考慮に入れると、すべてのペアにおいて有意な相関は存在しないという結果になっている。この結果は、株式リターンの結果と同様のものであり、時間内リターンに関しても、1995年頃の東アジア株式市場には関連性がほとんどなかったとすることができる。

表5：時間内リターンに関する平滑推移相関モデルの推定結果（制約付3状態モデル）

		CH-HK	CH-JP	CH-KR	HK-JP	HK-KR	JP-KR
状態1	推定値	-0.265	0.026	-0.158	0.035	0.099	-0.126
	標準誤差	0.685	0.099	0.366	0.092	0.100	0.395
状態3	推定値	0.360	0.091	0.179	0.312	0.383	0.465
	標準誤差	0.377	0.113	0.217	0.121	0.080	0.257
等相関の検定結果	ワルド統計量	2.975	0.116	2.450	3.124	6.544	9.808
	P値	0.085	0.733	0.118	0.077	0.011	0.002

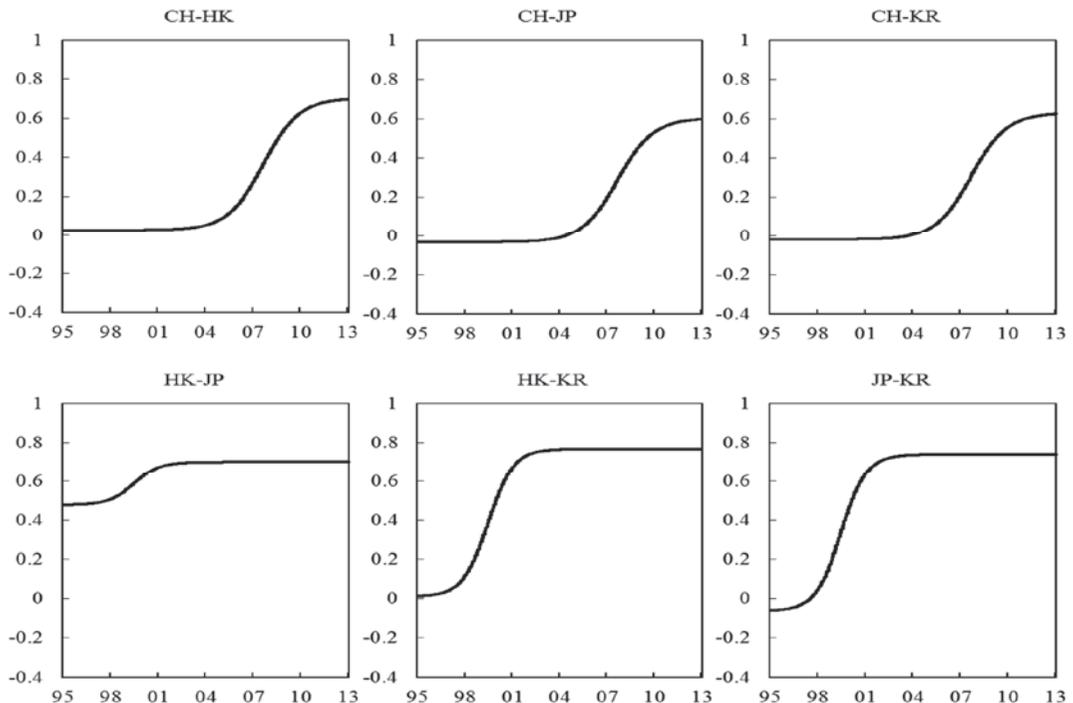
状態3の各国ペアの相関の推定値を見てみると、最大値はJP-KRペアの0.465で、最小値はCH-JPペアの0.091であり、平均値は0.298となっている。状態1と比較すると、すべてのペアに関して相関の値は上昇しているものの、株式リターンの結果と比較して、上昇度合は小さなものとなっている。特に、中国を含む国のペアに関しては、すべてのペアにおいて状態3の相関は有意となっていない。また、CH-JPペアとCH-KRペアに関しては、有意な相関の上昇が見られていない。これらの点は、推定された相関の変遷を図示した図8からも確認できる。まず、中国を除く国のペアに関しては、1995年から2001年にかけて、比較的緩やかな相関の上昇がみられ、2001年以降はほぼ一定の値となっている。また、中国を含む国のペアに関しては、CH-HKペアにおいてだけ、1995年から2010年まで緩やかな相関の上昇が見られるが、他の2つのペアに関しては大きな上昇は見られない。

となっている。その結果、状態3においては、すべてのペアにおいて有意な正の相関が存在するという結果になっている。さらに、状態1と状態3の相関が等しいという帰無仮説を検定した結果が、表6の最後の2行にまとめられているが、その検定結果によると、すべてのペアにおいて、状態3の相関は状態1の相関より有意に大きくなっていることが確認できる。

東アジア株式市場における時間外リターンの関連性に関して、相関の上昇がいつどのような形で起きたのかを視覚的に確認するために、推定結果を基に、各国ペアの相関の変遷を図示したものが図9である。図から見て取れるように、中国を除く国のペアに関しては、1998年から2001年の間に、相関が大きく上昇しており、中国を含む国のペアに関しては、2007年以降、相関が大きく上昇している。特に、HK-JP ペア以外の上昇は大きく、1995年はほぼゼロであった相関が、2013年には0.6を超えるレベルまで上昇している。HK-JP に関しては、上昇の度合はそれ以外のペアほどではないものの、1995年当初の相関も比較的高かったため、2013年には0.7程度の水準となっている。

以上の結果をまとめると、東アジア株式市場における株式リターンの関連性は、中国を除く国のペアに関しては、1995年から2001年にかけて大きく上昇し、中国を含む国のペアに関しては、2007年以降大きく上昇していることが分かった。また、この上昇においては、時間内リターンが寄与する部分は小さく、時間外リターンに起因する部分が大きいことが明らかになったといえる。

図9：時間外リターンの相関の変遷（制約付3 状態モデル）



3. 分散投資への影響

これまでの分析より、東アジア株式市場の関連性が有意に高まっていることが明らかになった。本稿では、この東アジア株式市場における関連性の上昇が、国際分散投資に与えた影響を簡単に考察する。

関連性が高まると、分散投資の効果が小さくなるため、分散投資を行う意味が小さくなる。言い換えれば、何かしらの意味で最適分散投資を考えたとき、東アジア株式市場の関連性が小さければ、各市場にある程度の割合を投資したほうが望ましいはずであるし、逆に関連性が大きければ、ある程度、1国に投資を集中させた方が望ましくなるはずである。このような観点から、1995年と2013年の相関の水準を用いて、最小分散ポートフォリオを考え、各市場に対する投資ウェイトをまとめたものが、表7である⁵⁾。表からわかるように、株式リターンの相関を用いた場合、1995年の最小分散ポートフォリオは、ウェイトにばらつきはあるものの各国の市場に0.20から0.35のウェイトで投資するものとなっている。一方、2013年の最小分散ポートフォリオは、日本に6割近く投資し、韓国には全く投資しないというやや偏ったものとなっている。これは、関連性の上昇が大きかった株式リターンに関して、1995年時点では大きかった分散投資効果が2013年には小さくなった結果である。時間内リターンの相関を用いた場合の結果は、株式リターンのものとは、対照的な結果となっている。時間内リターンに関しては、関連性がそれほど上昇していないので、最小分散ポートフォリオのウェイトに関しても、際立った変化は存在せず、最小分散ポートフォリオは2013年においてもすべての国に投資するものとなっている。それに対して、時間外リターンの結果は、株式リターンの結果と同様の傾向が見られるが、分散投資効果の減少がより顕著なものとなっている。時間外リターンは1995年時点でも、HK-JP ペアの相関が比較的高かったため、香港のウェイトは0.02、日本のウェイトが0.5を超えるものとなっている。2013年にはすべてのペアの関連性が上昇し、さらに分散投資効果が減少したので、最小分散ポートフォリオは日本に9割以上投資するという非常に偏ったものとなっている。

表7：最少分散ポートフォリオのウェイトの比較

		CH	HK	JP	KR
株式リターン	1995	0.242	0.210	0.346	0.202
	2013	0.287	0.118	0.595	0.000
時間内リターン	1995	0.222	0.284	0.297	0.197
	2013	0.232	0.294	0.390	0.085
時間外リターン	1995	0.250	0.024	0.538	0.188
	2013	0.073	0.000	0.927	0.000

5) 相関の値としては、制約付3状態平滑推移相関モデルで得られたものを使用した。また、相関の影響だけを見るために、各国の株式リターンのボラティリティは標本期間の平均値で一定とした。

以上の結果をまとめると、東アジア株式市場においては、株式リターンと時間外リターンに関しては、分散投資効果が非常に小さくなってきていることがわかる。時間内リターンに関しては、それでもなお、多少の分散投資効果が存在するが、長期投資の観点からすると、取引時間だけに投資するというのは現実的ではない。したがって、東アジア株式市場に分散投資をする際には、単純に各国の代表的な指数に投資するのではなく、業種などを吟味しながら投資することが重要になってきているといえることができる。

5. まとめ

本稿では、1995年から2013年の間において、東アジア株式市場の関連性が有意に上昇したかどうか、有意に上昇したのであれば、いつ頃にどのような速さで上昇したのかを分析した。そのために、本稿では平滑推移相関モデルを用いて、東アジア株式市場の関連性の長期トレンドを推定した。また、本稿では、東アジア株式市場の開場時間がほぼ同じであることに着目し、株式リターンを時間内リターンと時間外リターンに分割し、関連性の変化がそれぞれのリターンにどの程度起因しているかということも分析した。

まず、2状態平滑推移相関モデルを用いて、中国、香港、韓国、日本の4か国の株式市場の関連性を調べた結果、1995年頃の東アジア株式市場には関連性がほとんどなかったのに対し、2013年頃の東アジア株式市場の関連性は、1995年頃の関連性と比較して有意に大きく、近年関連性が高まっていることが明らかになった。より具体的には、東アジア株式市場の関連性は1995年から2003年にかけて大きく上昇し、その後は緩やかな上昇傾向にあることが明らかになった。次に、この関連性の上昇が、東アジア株式市場の取引時間内の関連性の上昇に起因するものか、それとも取引時間外の関連性の上昇に起因するものかを調べたところ、取引時間外の関連性の上昇に起因する部分が多いことが判明した。また、3状態平滑推移相関モデルを用いて、より柔軟な形で、東アジア株式市場の関連性の変遷を調べたところ、中国を含む国のペアに関しては2008年以降に関連性が大きく上昇しているのに対して、中国を除く国のペアでは1999年から2001年の間に、関連性が大きく上昇していることが明らかとなった。また、この関連性の上昇は、やはり取引時間外の関連性の上昇に起因する部分が多いことが判明した。

さらに、関連性の上昇が分散投資に与えた影響を最小分散ポートフォリオのウェイトという観点から評価した結果、関連性の上昇とともに、分散投資効果が低下していることが確認された。具体的には、1995年の最小分散ポートフォリオは、各国の市場に0.19から0.33のウェイトで投資するものとなった。一方、2013年の最小分散ポートフォリオは、日本に6割以上に投資し、韓国には全く投資しないというやや偏ったものとなっており、分散投資効果が低下していることが確認された。したがって、東アジア株式市場に分散投資をする際には、単純に各国の代表的な指数に投資するのではなく、業種などを吟味しながら投資することが重要になってきているといえることができる。

本稿の結果より、東アジア株式市場の関連性は上昇しているものの、その大部分は時間外リター

ンに起因することが確認された。時間外取引における株価の変化の主な原因は、欧米株式市場の要因であることが多く、この結果は、欧米投資家の東アジア株式市場への投資が進み、欧米株式市場の影響をより強く受けるようになってきていることを示唆していると考えられる。実際に、関連性が大きく上昇した時期を考えると、中国を除く国のペアに関しては、1999年から2001年となっている。この時期は、1997年からのアジア通貨危機が一段落し、中国を除くアジアの株式市場において、欧米投資家の投資が盛んになった時期と合致する。また、通貨危機の後、韓国株式市場で規制緩和などが進んだことも、関連性の上昇に寄与したのではないかと考えられる。

一方、中国を含む国のペアの上昇が始まる前の2005年4月から中国では、非流通株（国有株）が抱えるさまざまな問題を解決し、非流通株を流通させるための株式分置（非流通株）改革が行われ、2006年末までに、対象企業の98%にあたる1,298社が改革を実施している。その結果、株式市場への信頼性が高まり、欧米投資家の中国株への投資も活発化され、それが時間外リターンの関連性の上昇に大きく寄与したのではないかと考えられる。

以上の考察はあくまでも関連性の上昇のタイミングからの推察に過ぎず、より正確な関連性の上昇の原因の分析は今後の重要な課題である。最後に、本稿では、全ての分析を自国通貨建てリターンに限って行った。例えば、円建てなどの投資国の通貨建てのリターンでも同様の分析を行うことが考えられ、為替差益の効果さらには通貨ヘッジの効果を考察することも興味深いことであるが、これも今後の課題としたい。

参考文献

- [1] Bekaert, G., R.J. Hodrick, X. Zhang (2009), International Stock Return Comovements. *Journal of Finance* 64 (6), 2591-2626.
- [2] Berben, R.P. and W.J. Jansen (2005), Comovement in International Equity Markets: A Sectoral View. *Journal of International Money and Finance* 24, 832-857.
- [3] Christoffersen, P., V. Errunza, K. Jacobs and H. Langlois (2012), Is the Potential for International Diversification Disappearing? A Dynamic Copula Approach. *Review of Financial Studies* 25(12), 3711-3751.
- [4] Joe, H. (2005), Asymptotic Efficiency of the Two-Stage Estimation Method for Copula-Based Models. *Journal of Multivariate Analysis* 94, 401-419.
- [5] Kumar, M.S. and T. Okimoto (2011), Dynamics of International Integration of Government Securities Markets. *Journal of Banking and Finance* 35 (1), 142-154.
- [6] Lane, P.R., G.M. Milesi-Ferretti (2007), The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics* 73, 223-250.
- [7] Lin, C.-F.J. and T. Teräsvirta (1994), Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change. *Journal of Econometrics* 62 (2), 211-228.
- [8] Longin, F. and B. Solnik (1995), Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?. *Journal of International Money and Finance* 14 (1), 3-26.

- [9] Okimoto, T. (2014), Asymmetric Increasing Trends in Dependence in International Equity Markets, *Journal of Banking and Finance* 46, 219-232.
- [10] Teräsvirta, T. (1994), Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of American Statistical Association* 89(425), 208-218.