

J-REIT 市場の動的相関分析

辻 隆 司

Dynamic Correlation Analysis of Japanese Real Estate Investment Trusts Market

Tsuji, Takashi

Abstract

We use the Dynamic Conditional Correlation model with Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (DCC-GARCH) developed by Engle (2002) to examine dynamics in the correlation of returns between Japanese Real Estate Investment Trusts (J-REIT) market and Stock market (Nikkei225). The results suggested that J-REIT-Stock market correlations are strong positive, but change according to time.

1. はじめに¹

J-REIT 市場は、2001年9月に東京証券取引所で創設されて以来、市場規模は順調に拡大しておりその存在感は高まっている。同市場の時価総額は

¹ 本稿を作成するにあたり、神戸大学大学院経済学研究科の羽森茂之教授から有益な助言を頂きました。ここに記して感謝申し上げます。もちろん、本稿のありうべき誤謬は全て筆者の責任です。

2016年2月時点で約11兆5,180億円であり、東証1部全業種の時価総額に対する比率は約2.39%である。また、東証1部不動産業種の時価総額に対する比率は約89.2%に達しており、東証1部上場の不動産セクターに比肩する規模にまで成長している。他方で、J-REITは、不動産市場の透明性を高める役割も担いつつある。不動産市場は、その特殊性や物件ごとの固有性ゆえに投資検討に必要な情報を入手することが困難である場合が多い。株や債券などの伝統資産と比べるとベンチマークとなる投資インデックスの整備も遅れており、投資家にとっては透明性の低い市場である。しかし、J-REITの登場により、組入不動産に関する詳細な情報が定期的に公開されるようになったため、これまで把握が困難であった実在する不動産物件の規模や立地、プロパティタイプ、賃料収入、事業コスト、空室率、レントラブル比などの不動産事業に係る基礎的な情報を容易に把握することが可能になった。この結果、一般的に秘匿性の高い不動産事業の運用実態が徐々に明らかになるとともに、J-REITの開示情報等に基づき実物不動産投資インデックス²も作成されるようになった。同インデックスの整備により、不動産投資のリスク・リターン特性が明らかになると同時に株や債券などの伝統資産のパフォーマンスと容易に比較することが可能になったため、オルタナティブ投資対象資産の一つとして不動産に対する注目度が増している。こうした背景のもと、J-REITは、単に投資対象の一つとしての金融商品の役割を担うだけでなく、実物不動産市場の透明性の改善に貢献するなど、不動産市場全体の健全な市場形成にとっても重要な存在になりつつある。

しかし、J-REITに関する研究は、米国REITに関する豊富な研究蓄積に比べると十分な厚みがない。海外の研究では、Li, Lin and Jin (2012), Pham (2012), Tsai, Chiang and Lin (2010) などのように、主要各国REITの国際比

² 一般社団法人不動産証券化協会では、J-REIT及び主要な私募不動産ファンドの組入不動産の物件情報をもとに、実物不動産投資インデックスの「ARES Japan Property Index」を公表している。同インデックスは、米国NCREIFに準拠して作成されている。

較を行う中で比較対象の一つとしてJ-REITも分析対象に含まれるケースが散見されるが、J-REITを中心テーマにした研究は皆無である。国内の研究では、大橋・紙田・森（2003）、Tsuji and Hamori（2004）、大橋（2007）、浅原（2007）、石島・松島（2007）などをはじめとして、J-REITに着目した研究がいくつかみられるものの、研究蓄積の厚みは十分ではない上に、近年においては活発な研究活動が展開されているとは言い難い。

そこで、本稿ではJ-REIT市場の特性を明らかにするための一環として、代表的な伝統資産の一つである株式市場との相関分析を行う。他資産との時系列的な関係性を分析した先行研究としては、大橋・紙田・森（2003）、大橋・紙田・永井（2004）³、Tsuji and Hamori（2004）⁴、大橋・永井・八並（2005）⁵などが存在するが、これらの先行研究では、J-REIT創設後5年以内の間もない時期に分析されたものであるため、分析期間が短く銘柄数も少ないなど、必ずしも十分な環境で分析されたものではない。これに対して、本稿では40銘柄以上の相当数の銘柄が揃った2006年1月から直近の2015年11月までの月次データを用いて十分な期間で分析を行う。また、本稿では条件付相関を時变的とする動学的条件付相関モデル（Dynamic Conditional Correlation（以下、DCCモデルと称す））を用いて分析を行う。DCCモデルを用いてREIT

³ 大橋・紙田・森（2003）と大橋・紙田・永井（2004）では、J-REITと主要インデックス（TOPIX、野村BPIなど）の因果関係を検証している。具体的には、各インデックスの超過リターンの週次データを用いて、回帰分析による同時点間の因果関係分析を行い、さらに、ベクトル自己回帰モデル（Vector Auto Regression Model；VAR）を用いて異時点間の因果関係分析を行っている。しかし、いずれの研究も市場形成の初期を対象にしており、2002年3月までは、日本ビルファンド（NBF）とジャパンリアルエステイト（JRE）の二銘柄しか上場していなかったため、銘柄の個別要因に大きく左右される可能性が高かった。

⁴ Tsuji and Hamori（2004）では、市場形成初期におけるバイアスの影響をなるべく回避するために銘柄数が増え時価総額が5,000億円を超えた2003年4月以降の日次データを対象にJ-REIT市場の変動要因をVARシステムを用いて分析している。

⁵ 大橋・永井・八並（2005）では、基本的な分析方法は、大橋・紙田・森（2003）と大橋・紙田・永井（2004）を踏襲しながら使用データを2004年10月まで延長するとともに、週次データに加えて月次データも採用して分析を行っている。また、全期間を対象にした分析に加え、J-REIT創設1年目、2年目、3年目の三期間に分けた分析を行い、期間ごとの特徴を捉える分析も行っている。

市場の分析を行っている先行研究としては、P.Fei, L.Ding, Y.Deng (2010), B.Case, Y.Yang, Y.Yildirim (2012), J.Chong, A.Krystalogianni, S.Stevenson (2012), Jing-zhi Huang, Zhaodong(ken) Zhong (2013) など、米国REITを対象にした研究ではいくつか存在するが、J-REITを対象にした先行研究は筆者が知る限りみられない。B.Case, Y.Yang, Y.Yildirim (2012) などの分析結果によると、米国REITと株や債券などのその他の伝統資産の相関関係には時変性があり、期間ごとに顕著な違いがみられることが明らかになっている。本稿では、DCCモデルを採用することでJ-REIT市場と株式市場との相関関係を時变的に捉え、J-REITの特性をより鮮明にすることを旨とする。

なお、本稿の構成は次の通りである。まず、2章ではJ-REIT市場の動向について概観する。次に、3章では使用データ、4章では分析方法について解説し、5章では分析結果についてまとめる。そして、最後に6章において結びを述べる。

2. J-REIT市場の動向

以下では、J-REIT市場の動向について概説する。まず、J-REITの仕組みと設立の経緯について簡潔に説明すると、そもそもJ-REITとは日本版の不動産投資信託 (Real Estate Investment Trusts ; REIT) の略称である。REITとは、投資家から資金を集めて不動産を取得・運用し、そこから得た賃料収入等をもとに投資家に分配する金融商品である。1960年代に米国で誕生し、日本では2000年11月の「投資信託及び投資法人に関する法律」の改正に基づき、2001年9月にJ-REIT市場が創設された。J-REITは基本的に利益の90%超を分配すれば法人税が課税されないパススルー課税の仕組みになっている。この結果、実態として利益の大半が投資家に分配されるため、一般の株式に比べると高い分配金が期待できる。また、原則として不動産開発事業は行わず賃貸事業に特化していることから、一般の不動産会社と比べると

J-REIT市場の動的相関分析

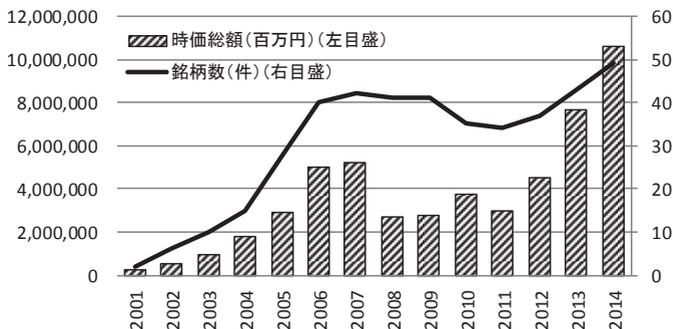
収益が安定しやすい。このため、不動産業株式への投資よりもリスクが低いとみなされることが多く、長期保有に適したインカムゲイン型の金融商品として位置づけられることが多い。

既述の通り、J-REIT市場創設後は、順調に市場規模を拡大し、現在では金融市場において相当の存在感を持つ金融商品になっている。図表1は、時価総額と銘柄数の推移を示している。市場創設当初、オフィスビル専門のJ-REITである「日本ビルファンド (NBF)」と「ジャパンリアルエステイト (JRE)」の2銘柄の上場でスタートしたが、その後、銘柄数は増加し2007年には40銘柄を超えるまで市場は成長した。時価総額も順調に拡大を続け、同年には5兆円を超える。2008年のリーマンショック以降は、市場環境の悪化から撤退や合併・統合するJ-REITが出始めたため、銘柄数は減少し、時価総額も概ね半減するなど市場規模は急速に縮小する。市場環境が回復してきた2012年以降になると、新規上場、公募増資により再び急成長を遂げ、2014年には時価総額が10兆円を超え、さらに、2015年には銘柄数が50銘柄を超えるに至っている。また、図表2は、J-REITの組入物件数と保有残高の推移を示している。これをみると、2008年のリーマンショック以降はしばらく停滞したものの、その期間を除くと、J-REITの市場規模の拡大とともに裏付不動産も順調に拡大し、2014年には組入物件数が2,982件、保有残高ベースで12兆円を超えている。そして、組入物件のプロパティタイプ別の構成比を示す図表3をみると、市場創設当初はオフィス専門のJ-REITの上場から始まったが、その後、多様なプロパティタイプが登場し、2015年には、複合型が43%、オフィス専門が22%、住宅専門が11.9%、商業施設専門が10.3%となる一方で、物流施設、ホテル、ヘルスケア施設などの様々なタイプのREITが徐々にシェアを拡大している。

以上のように、J-REIT市場の規模の拡大とともに、裏付資産である組入物件も相当の規模にまで積み上がりつつある。また、市場の成熟とともにプロパティタイプの多様化も進んでいるため、実物不動産市場への影響力も

様々なプロパティタイプに対して高まっていることがわかる。

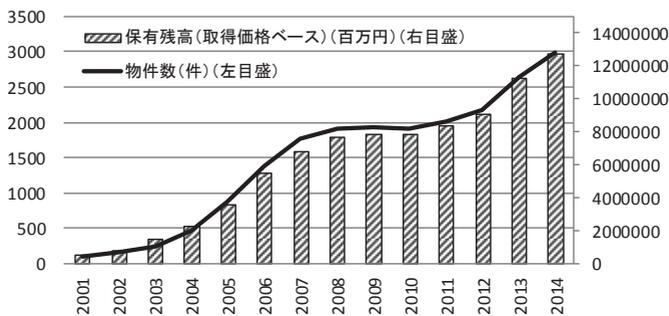
図表 1 J-REIT 市場の時価総額及び銘柄数の推移



(備考)

- ・データ出所：一般社団法人不動産証券化協会「ARES J-REIT Databook」を用いて作成

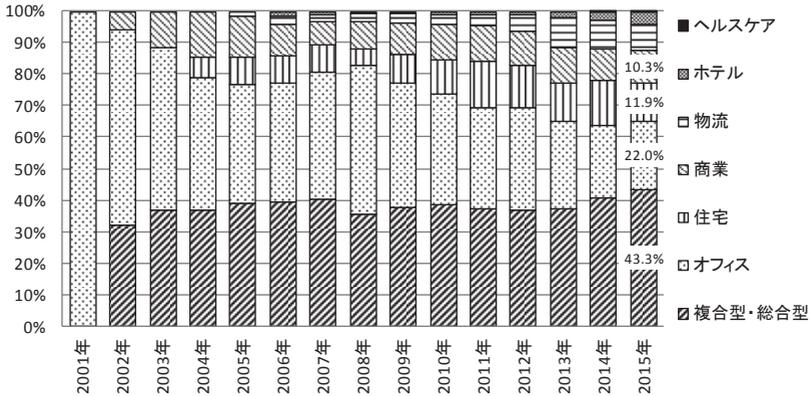
図表 2 J-REIT 市場の組入物件数及び保有残高の推移



(備考)

- ・データ出所：一般社団法人不動産証券化協会「ARES J-REIT Databook」を用いて作成

図表3 J-REIT市場のプロパティタイプ別構成比の推移



(備考)

- ・データ出所：一般社団法人不動産証券化協会「ARES J-REIT Databook」を用いて作成
- ・原則として年末（12月時点）時点の数値を示す。ただし、2015年は11月時点の状況を示す

3. 使用データ

J-REIT市場と株式市場の動的相関分析を行うにあたって本稿で使用するデータは、東証REIT指数（配当込）⁶と日経平均トータルリターン・ネット・インデックス⁷の2系列である。本稿では、東証REIT指数（配当込）がJ-REIT市場の動向を示す代理指標として、日経平均トータルリターン・ネット・インデックスを株式市場の動向を示す代理指標として位置づけた。分析期間は2006年1月から2015年11月であり、いずれも月次データを用いる。東証REIT指数（配当込）は、東京証券取引所が開発した指数であるが、

⁶ ARES J-REIT Databook（一般社団法人不動産証券化協会（ARES）が提供するJ-REITに関する各種データ統計集）よりデータ取得

⁷ 日経平均プロフィール（<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/index/profile?idx=nk225tr>）よりデータ取得

基本的にTOPIXの算出方法に従っており、2003年3月末日分より公表されている。また、日経平均トータルリターン・ネット・インデックスは、日経平均株価（日経平均）を構成する225銘柄の値動きだけでなく、各構成銘柄の配当も加味した場合のパフォーマンスを示す配当込みの株式指数である。2012年12月3日に公表が開始されたが、データは1979年12月28日から現在まで遡及計算の上、公表されている。

なお、使用データの基本統計量は図表4の通りである。また、使用データの分析対象期間の時系列推移は、図表5と図表6の通りである。

図表4 使用データの基本統計量

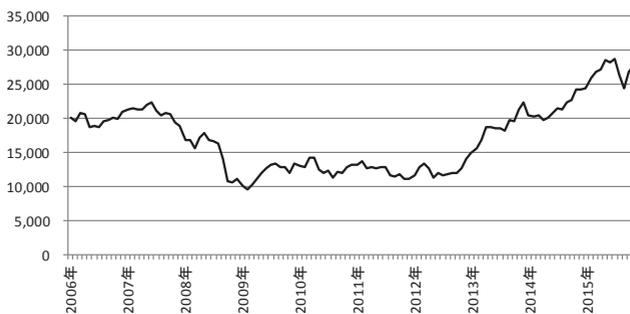
	東証REIT指数 (配当込)	日経平均トータル リターン・ネット ・インデックス
平均	1979.81	17121.98
標準誤差	60.85	457.75
中央値(メジアン)	1869.95	16810.08
標準偏差	663.82	4993.48
分散	440662.62	24934848.67
尖度	-1.02	-0.78
歪度	0.47	0.46
範囲	2317.28	19199.07
最小	988.75	9510.01
最大	3306.03	28709.08
標本数	119	119

図表5 使用データの時系列推移（その1）



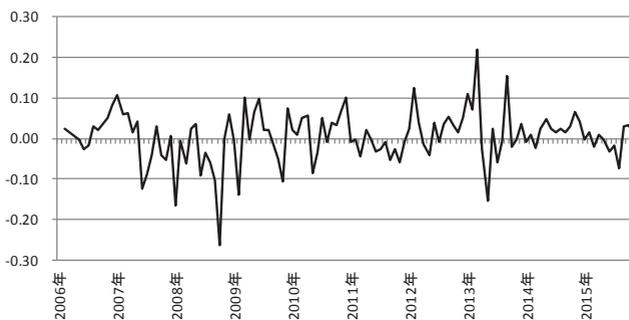
J-REIT市場の動的相関分析

日経平均トータルリターン・ネット・インデックスの推移

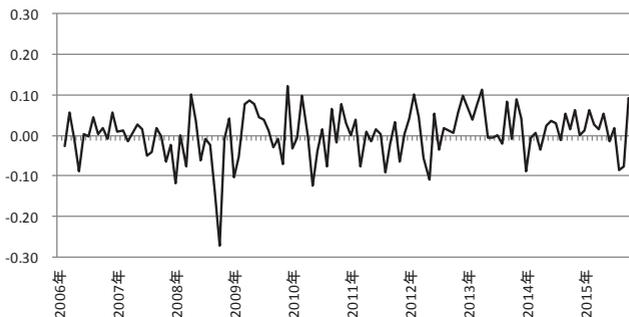


図表6 使用データの時系列推移（その2）

東証REIT指数（配当込）の前月比変化率の推移



日経平均トータルリターン・ネット・インデックスの前月比変化率の推移



4. 分析方法

本稿では、Engle (2002) が提案した条件付相関を時変的とする動学的条件付相関モデル (DCCモデル) を用いて、J-REIT 市場と株式市場の動学的な相関関係を分析する。具体的には、東証REIT指数 (配当込) の投資収益率 (対数値の1次の階差データ) (以下、J-REIT指数と称す) と日経平均トータルリターン・ネット・インデックスの投資収益率 (対数値の1次の階差データ) (以下、株式指数と称す) の動的相関係数の推定を行う。

動的相関係数の推定手順は以下の通りである。Engle (2002) に従いDCCモデルの推定手順は二段階の方法で行うが、まず、第一段階では、分析対象指標の単変量GARCHモデルを推定する。そして、第二段階では、推定した単変量GARCHモデルの結果をもとにDCCモデルの推定を行う。Engle(2002)が二段階の推定方法を用いるのは、GARCHモデルとDCCモデルの同時推定では、非線形最尤法の計算で大きな負荷がかかる上に初期値の設定も困難になるためである。二段階で推定することにより、こうした計算上の問題点を一定程度回避することができる。また、パラメーター推定量の一致性が保証される。

なお、以降ではEngle (2002) によって提案された二段階の推定方法を便宜的にDCC-GARCHモデルと称す。DCC-GARCHモデルは、条件付共分散行列のラグ次数 (m,n) と条件付分散のラグ次数 (P,Q) の設定方法によって、DCC (m,n) -GARCH (P,Q) のように一般化して表現することができるが、本稿の分析では最もシンプルな設定であるDCC (1,1) -GARCH (1,1) を採用している。

ここで、J-REIT指数を R_{1t} とし、株式指数を R_{2t} とすると、DCC-GARCHモデルは、以下のように定式化される。

まず、下式のように、分析対象指標の R_{1t} と R_{2t} をそれぞれ定数項で回帰する。

$$R_{it} = \beta_{0i} + u_{it} \quad (i=1,2) \quad (1)$$

ただし、 β_{0i} は定数項のパラメーター、 u_{it} はi.i.dで、かつ、平均0、条件付分散 h_{it} の正規分布に従う誤差項である。誤差項 u_{it} を条件付分散 h_{it} で基準化すると、(2)式のとおりになる。

$$\varepsilon_{it} = u_{it} \sqrt{h_{it}}^{-1} \quad (i=1,2) \quad (2)$$

基準化された誤差項 ε_{it} は、i.i.dで、かつ、平均0、分散1の標準正規分布に従う。ここで、GARCHモデルに従い、条件付分散 h_{it} を(3)式のように特定化する。

$$\begin{aligned} h_{it} &= \omega_{it} + \alpha_i u_{it-1}^2 + \beta_1 h_{it-1} \\ \omega_i, \alpha_i, \beta_i &> 0, \quad 1 > \alpha_i + \beta_i \quad (i=1,2) \end{aligned} \quad (3)$$

一方、Engle (2002) の動的相関係数は一般に以下のように定義される。

$$\rho_{12,t} = \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t}} \sqrt{q_{22,t}}} \quad (4)$$

ただし、 $q_{ij,t}$ ($i=1,2$) は、(5)式のとおりである。

$$\begin{aligned} q_{ij,t} &= (1-a-b)\bar{q}_{ij} + \alpha \varepsilon_{it-1} \varepsilon_{jt-1} + b q_{ij,t-1} \\ a+b &\leq 1, \quad 0 < b < 1 \quad (i, j=1,2 \quad i \neq j) \end{aligned} \quad (5)$$

また、 u_{it} ($i=1,2$) の分散共分散行列 H_t は、下式で与えられる。

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (6)$$

ただし、

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} \end{bmatrix} \quad R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} \\ \rho_{12,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

さらに、 $u_t = [u_{1t}, u_{2t}]'$ と分散共分散行列 H_t を用い対数尤度関数 L を求めると、(8) 式のとおりになる。

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2 \ln(2\pi) + \ln |H_t| + u_t' H_t^{-1} u_t) \quad (8)$$

これを書き換えてまとめると、(9)、(10)、(11) 式のとおりになる。

$$L = L_V(\theta) + L_C(\theta, \phi) \quad (9)$$

$$L_V(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2 \ln(2\pi) + 2 \ln |D_t| + u_t' D_t^{-1} D_t^{-1} u_t) \quad (10)$$

$$L_C(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t)^2 \quad (11)$$

ただし、ここでは、 $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ 、 $\theta_i = (\beta_{0i}, \omega_i, \alpha_i, \beta_i)$ ($i=1,2$)、 $\phi = (a, b)$ である。

すなわち、対数尤度 L は、 $L_V(\theta)$ と $L_C(\theta, \phi)$ の合計として示すことができる。したがって、動的相関係数を推定する際は次のように二段階で計算する。まず、第一段階では、分析対象指標ごとに(10)式のGARCHモデルの対数尤度 $L_V(\theta)$ を最大にするようにパラメーター θ を推定する。そして、第二段階では、推定値を使って、(11)式の条件付相関係数の対数尤度 $L_C(\hat{\theta}, \phi)$ を最大にするようにパラメーター ϕ を推定する。

5. 分析結果

以下では、DCC-GARCHモデルを用いた動的相関分析の結果について述べる。図表7は、DCC-GARCHモデルのパラメーターの推定結果である。

まず、GARCHプロセスの推定結果について確認すると、P値についてJ-REIT指数は比較的良好な結果が得られているが、株式指数は有意な結果

J-REIT市場の動的相関分析

が得られていない。ただし、(3)式の定常条件 ($\omega_i, \alpha_i, \beta_i > 0, 1 > \alpha_i + \beta_i$) は、全て満たしていることがわかる。他方で、DCCモデルの推定結果は、(5)式の条件 ($a + b \leq 1, 0 < b < 1$) の一方をやや満たしていないものの、P値については有意な結果が得られているため、比較的良好な結果が得られている。

他方で、図表8は、推計された動的相関係数(DCC相関係数)の推移を示している。なお、J-REIT指数と株式指数の分析期間全体の相関係数は、0.681であった。この結果から、J-REIT指数と株式指数の間には長期的に強い正の相関関係があるようにみられる。しかしながら、DCC-GARCHモデルにより推定された動的相関係数の推移をみると、期間によって相関の強さは異なり、時変性がみられることがわかる。最大値と最小値を確認すると、2007年7月に最も相関が高くなり、最大値は0.782であった。一方、2013年4月に最も相関が低くなり、最小値は0.549であった。最小値でも相関係数が0.5を超えるため、J-REIT指数と株式指数はやはり強い正の相関性がみられる。また、期間ごとの傾向を精査してみると、2008年のリーマンショック以前のいわゆる「いざなぎ景気」における景気拡大期はJ-REIT指数と株式指数の相関が大いに高まったが、リーマンショック以後の景気後退期は相関が低下し続けた。2013年4月の日銀による異次元の金融緩和⁸に端を発したいわゆる「アベノミクス」による景気拡大期では、再び相関が高まっていることがわかる。景気動向との因果関係については厳密な分析に基づく解釈ではないため一概には断定できないが、これらの結果に基づくと、J-REIT市場は景気拡大とともに株式市場との連動性を高める一方で、景気後退とともに連動性を弱め独自の動きを強める市場特性をもつことが示唆されよう。

⁸ 日銀は2013年4月の金融政策決定会合で、2年間で前年比2%の物価上昇率を目指す「量的・質的金融緩和」の導入を決定した。政策目標を金利からマネーの量に切り替え、マネタリーベースを2年間で倍増させることを目指した。国債に加え上場投資信託(ETF)などのリスク資産も買い増す金融政策を展開した。

図表7 DCC-GARCHモデルの推定結果

GARCHプロセス

		β_0	ω_i	α_i	β_i
J-REIT指数	係数	0.0086	0.0003	0.3113	0.6836
	P値	0.035	0.063	0.055	0.000
株式指数	係数	0.0059	0.0010	0.2052	0.5217
	P値	0.197	0.209	0.427	0.176

DCCモデル

	a	b
係数	-0.0207	1.0193
P値	0.064	0.000

(備考) 表中のJ-REIT指数は、東証REIT指数（配当込）の投資収益率（対数値の1次の階差データ）を示す
 また、株式指数は、日経平均トータルリターン・ネット・インデックスの投資収益率（対数値の1次の階差データ）を示す

図表8 DCC相関係数の推移



6. おわりに

本稿では、2001年9月に創設されたJ-REIT市場の特性を鮮明にするために、Engle (2002) によって提案されたDCC-GARCHモデルを用いてJ-REIT指数と株式指数との相関関係を時变的に捉えた。

その結果、J-REIT指数と株式指数は全体として強い正の相関性がみられるものの、時期によって相関の程度は顕著に変動することが明らかになった。特に、動的相関係数の時系列推移を確認したところ、景気拡大期には相関性が高まり、景気後退期には相関性が低下する傾向がみられた。既述のとおり、J-REITは、裏付資産が比較的安定的な収益を生み出す賃貸事業用不動産である上にリスクの高い開発事業は行なえない仕組みになっている。さらに、利益の90%超を分配すればパススルー課税になることなどから、インカムゲイン重視の投資家にとっては長期保有に適した比較的安定性の高い資産である。今回の分析結果からは、景気後退期において株式市場に対して連動性を弱める動きを示したが、これはJ-REIT特有の仕組みや裏付資産である不動産の特殊性が投資家の判断や行動に影響しているのかもしれない。

以上のように、本稿の分析によりJ-REIT市場の特性が一定程度明らかになったが、米国REITや株式市場の研究成果に比べると十分に解明されたとはいえない。J-REIT市場が創設されて以来、すでに15年ほど経過しているが、残された課題は現在も山積みである⁹。今回はJ-REIT市場と株式市場との相関関係を分析したが、例えば、債券や商品先物などの他の金融資産との動的相関の関係性は今後明らかにするべき重要なテーマである。また、既述のとおり、日本においても実物不動産投資インデックスの整備が進みつつある。このため、J-REITと実物不動産投資インデックスとの相関分析や因果関係

⁹ J-REIT市場の研究に関する残された課題については、大橋・紙田・森(2003)などで簡単に触れられている。例えば、外部委託に関するエージェンシーコストの計測、スポンサー企業のレピュテーション効果、J-REITのIPO時の特性、実物不動産市場とJ-REIT市場の関係、J-REITのインフレヘッジ機能などの研究テーマが残されているとしている。

分析も精緻に行う必要がある。さらに、空室率や賃料、地価などの不動産賃貸事業に係るファンダメンタルとの関係にも着目して分析するなど、多様な観点から金融市場と不動産市場の関係性について研究を展開するべきである。J-REIT市場の特性を把握することは、とかく不透明と言われる不動産市場のメカニズムの解明にも貢献する。様々な角度からJ-REIT市場の研究を進めることは、健全な不動産市場の育成のためにも意義深いと考えられよう。

<参考文献>

- Anh Khoi Pham(2012), “The Dynamics of Returns and Volatility in the Emerging and Developed Asian REIT Markets”, *JOURNAL OF REAL ESTATE LITERATURE*, Volume 20, Number 1
- Brian A.Ciochetti, Timothy M.Craft and James D.Shilling.(2002), “Institutional Investors’ Preferences for REIT Stocks”, *Real Estate Economics*, V30 4:pp.567-593.
- David Ling and Andy Naranjo(2003), “The Dynamics of REIT Capital Flows and Returns”, *Real Estate Economics*, V31 3:pp.405-434.
- Deqing Diane Li, YingChou Lin, John Jin(2012), “International Volatility Transmission of REIT Returns”, *The International Journal of Business and Finance Research*, Volume 6, Number 3
- Engle, R., and Sheppard, K. (2001), “Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH”, *NBER Working Paper*, No.8554.
- Engle, R. (2002). “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models”, *Journal of Business and Economic Statistics* 20: pp.339-350.
- Ming-Shann Tsai, Sue-Jane Chiang and Chih-Hsun Lin(2010), “A study of REITs in the Asia-Pacific area: volatility characters and their long-term relationship with stock indices”, *Applied Financial Economics*, 2010, 20, 1397-1400
- Takashi Tsuji and Shigeyuki Hamori(2004), “Japanese Real Estate Investment Trust Market: Empirical Analysis”, *Finance Letters*, 2 (6), 44-49
- 浅原大介 (2007) 「J-REITの事業効率格差に関する考察-規模の経済性、事業効率性と投資口パフォーマンスへの影響」『ニッセイ基礎研究所報』vol46
- 石島博・松島純之介 (2007) 「J-REIT5年間のリスクプレミアム：レジームス

J-REIT市場の動的相関分析

- イッチング資産価格評価モデルによる分析」社団法人不動産証券化協会 J-REIT 商品特性研究会『J-REIT市場の変遷と展望に関する報告書-J-REIT 誕生から5年間のデータを活用した分析・検討』第3章（平成19年10月）
- 石井康夫（2011）「J-REITにおける投資口価格の予測に関する一考察」『国際研究論叢』24(2)pp.1～22
- 大橋和彦・紙田純子・森政治（2003）「J-REITリターンの分析－市場開設から2003年3月までの週次データによる分析－」、『国土交通政策研究』第27号
- 大橋和彦・紙田純子・永井輝一（2004）「J-REITリターンの分析－2001年9月から2004年3月までの週次データによる分析－」、『国土交通政策研究』第36号
- 大橋和彦・永井輝一・八並純子（2005）「J-REITリターンの時系列分析－2001年9月から2004年10月までの週次及び月次データによる分析－」、『国土交通政策研究』第53号
- 大橋和彦（2007）「J-REITのリスクリターン-市場創設後5年間の月次データによる分析」社団法人不動産証券化協会J-REIT商品特性研究会『J-REIT市場の変遷と展望に関する報告書-J-REIT誕生から5年間のデータを活用した分析・検討』第2章（平成19年10月）
- 辻隆司（2003）「存在感の増すJ-REIT市場」『リアルエステートマネジメントジャーナル』9月号

（アルファベット・50音順）

参考図表 J-REIT市場の動向

年	J-REIT市場		投資口の増資等		投資法人債		組入不動産の取得・譲渡			保有不動産		
	銘柄数	時価総額	件数	調達額	件数	調達額	取得物件数	売却物件数	売却総額	物件数	保有残高 (取得価格ベース)	
2001年	2	221,553	2	135,813	0	0	97	490,920	0	0	97	490,920
2002年	6	502,670	5	169,194	1	25,000	50	248,737	0	0	147	739,656
2003年	10	919,622	9	335,950	4	40,000	89	652,890	1	600	235	1,392,128
2004年	15	1,780,797	12	479,512	8	62,000	230	796,700	8	17,040	457	2,173,294
2005年	28	2,845,627	27	780,054	18	210,000	445	1,328,278	28	34,154	874	3,472,529
2006年	40	4,949,253	24	1,036,444	6	75,500	551	2,160,394	43	206,288	1,382	5,443,081
2007年	42	5,151,009	21	547,507	35	322,600	444	1,467,095	56	172,295	1,770	6,776,061
2008年	41	2,655,319	11	253,805	2	5,000	207	1,007,941	72	176,304	1,905	7,632,642
2009年	41	2,738,071	9	89,219	3	13,500	58	246,637	33	112,517	1,930	7,757,673
2010年	35	3,701,474	8	137,475	24	179,500	86	545,106	117	267,985	1,899	7,809,261
2011年	34	2,941,319	14	247,111	16	78,500	168	714,408	59	141,394	2,008	8,339,635
2012年	37	4,513,211	15	496,408	20	96,000	211	806,496	46	75,318	2,173	9,052,223
2013年	43	7,614,443	44	1,181,308	22	106,300	521	2,294,691	45	127,168	2,649	11,214,764
2014年	49	10,578,436	36	805,341	46	149,600	408	1,601,271	75	158,630	2,982	12,661,189

(件、百万円)

(出所)一般社団法人不動産証券化協会「ARES J-REIT Database」を用いて作成