

COVID-19 流行下での J-REIT のボラティリティ特性に関する実証分析

— EGARCH モデルによる TOPIX との比較 —

Empirical Analysis of J-REIT Volatility Characteristics under the Pandemic of COVID-19

— Comparison with TOPIX using EGARCH model —

Graduate School of Toyo Mika Chiba

東洋大学大学院 千葉美加

This study conducted an empirical analysis using the EGARCH model to identify the characteristics of J-REIT volatility fluctuations that differ from those of TOPIX. 6 years of daily data from 2016 to 2022 showed that the characteristics of J-REIT and TOPIX volatility fluctuations are similar. However, it is evident that the disruption caused by COVID-19 affected J-REIT volatility during this period, causing volatility to increase. On the other hand, the TOPIX estimates were not significant. This suggests that the COVID-19 outbreak did not affect TOPIX volatility.

Keywords:

Finance, Real Estate Investment Trust, Securitization, COVID-19 Pandemic, EGARCH Model, J-REIT, TOPIX

キーワード: 金融、不動産投資信託、証券化、COVID-19 パンデミック、EGARCH モデル、J-REIT、TOPIX

1 はじめに

不動産投資信託 (Real Estate Investment Trust: 以下、REIT) は、1960 年に米国で誕生し、2022 年 9 月時点の世界の時価総額は、189.7 兆円である。REIT 市場の中心は米国で、その時価総額は、132.8 兆円であり世界で最も大きな市場である。

日本の REIT 市場は、2000 年 11 月に日本版 REIT (東証 REIT 指数: 以下、J-REIT) が解禁されたことを受けて、2001 年 3 月に東京証券取引所が J-REIT 市場を開設し、上場銘柄数 2 銘柄、時価総額 0.2 兆円からスタートした。現在 (2022 年度末) の時価総額は、およそ 15.8 兆円まで市場規模を増加させている。Bloomberg による S&P ダウ・ジョーンズインデックスの時価総額は、日本は第 2 位で、次いで 10.4 兆円のオーストラリアが第 3 位である (2022 年 9 月)。REIT は、世界では有力な金融商品の 1 つであり金融商品のポートフォリオの

重要な資産である。しかし日本では、オルタナティブ資産としての位置付けが強いと言える^①。また、東京証券取引所に J-REIT 市場が開設されてから 20 年以上経過するが、先行研究も少なく分析が進んでいるとは言えない。

千葉 (2022)^②は、政府の金融政策の影響を MS モデル (Markov Switching Model) で分析し 2016 年以降の J-REIT と東証株価指数 (以下、TOPIX) のリターンの変動は相違することを示している。J-REIT の上昇相場のリターンは、日銀の J-REIT 買入による上昇トレンドを持続的に維持しているが、一方で TOPIX への政府の介入は、持続的な上昇トレンドに寄与せず、J-REIT と TOPIX のリターンの変動には違いがあるとしている。このように 2016 年以降の J-REIT と TOPIX の時系列的変動に相違がみられることが明らかになったが、ボラティリティの変動については分析されていない。

本稿は、千葉 (2022)¹⁾ では分析されていない 2016 年以降の J-REIT と TOPIX のリターンを、ボラティリティ変動の側面から分析し J-REIT の TOPIX とは異なるボラティリティに対する特性を明らかにした。分析は、EGARCH モデル (exponential GARCH) を用いて、2016 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日までの 6 年間の J-REIT と TOPIX の日次データで実証分析を行った。この期間の J-REIT と TOPIX のボラティリティ変動は、類似した特性が見られた。しかしこの期間に起こった COVID-19 による混乱は、J-REIT のボラティリティに影響を与え J-REIT のボラティリティを高めたことが明らかとなった。この結果は、米国 REIT 市場の COVID-19 パンデミック状況下での影響を分析した先行研究とも類似する結果である (Bhargava et al. (2022)²⁾、Gholipour et al. (2021)³⁾、Chong et al. (2022)⁴⁾)。

分析の結果から J-REIT のボラティリティは、2020 年の COVID-19 パンデミックの影響を受け、ボラティリティが高まり、その影響は 2021 年以降に半減していると考えられる。一方で TOPIX の推定値は、有意な結果ではなかった。このことから、COVID-19 パンデミックは、TOPIX のボラティリティに影響を及ぼさなかったと考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 章で先行研究をまとめ、第 3 章で分析に用いたモデルの詳細を説明する。第 4 章では分析データと推定結果を示し、第 5 章で結論と今後の課題を述べる。

2 先行研究

J-REIT 市場開設の、2001 年 9 月から 2003 年 3 月までの週次データで、J-REIT のリスク・リターン特性の分析を行っている大橋・紙田・森 (2003)⁵⁾ によれば、2001 年 9 月の市場開設期は、J-REIT のリターンが株価一般のリターンと強い連動性を示したとある。しかしその連動性は、2002 年半ばから顕著に低下し、J-REIT は独自変動を強め、高配当利回り、低ベータ株式のリターンとの連動性

を上昇させたとある。

また大橋・永井・八並 (2005)⁶⁾ は、2001 年 9 月から 2004 年 10 月までの週次及び、月次データによる超過リターンの、同時点及び異時点の関係分析を行っている。分析の結果から、株式・債券では、J-REIT のリターン変動の多くの割合は説明できないとしている。これは、J-REIT の独自変動によるものであり、不動産株式のリターンや、保有資産の稼働率では、追加的な説明力はほとんどないことを示している。

石島・松島 (2010)⁷⁾ は、J-REIT 市場の 2004 年 4 月から 2006 年 11 月までの日次データのリスク・ファクター検出を、レジーム・スイッチング因子分析で行っている。状態に応じてスイッチングするリスク・ファクターの検出は、レジーム・スイッチング・モデルの導入により J-REIT 市場の実証分析に有効であることを示している。

REIT のパフォーマンスを、COVID-19 による世界的なパンデミックの状況で調査した先行研究も増えている。Bhargava et al. (2022)²⁾ は、米国 REIT 市場の反応を、2020 年の米国の COVID-19 パンデミックの明確なイベント日に焦点をあてて、CAPM とファクターモデルで検証している。米国 REIT の各セクターは、ニュースやイベントに対して始動が早く、その後の回復も早いことを明らかにしている。このことから、パンデミックやそれに伴う経済混乱期のようなブラックスワン現象時に、米国 REIT が、ポートフォリオの分散化に大きな利益をもたらすとしている。

Gholipour et al. (2021)³⁾ は、1989 年から 2017 年の四半期データを用いて、経済の不確実性が高まる状況下での、米国の REIT 市場と商業用不動産価格への影響を VAR モデルによって分析している。経済の不確実性が高まると、失業率が上昇し、経済成長と住宅価格と REIT のパフォーマンスが低下することを示している。REIT 指数と商業用不動産市場に及ぼされる悪影響は、1 年から 3 年は継続するとし、COVID-19 が米国 REIT 市場に与

える影響には、今後も留意が必要であると警鐘を鳴らしている。

Chong et al. (2022)⁴⁾は、COVID-19 のパンデミックが、米国の商業用不動産の総価値の下落に多大なる影響を及ぼしたとしている。分析は、2020 年 1 月 15 日から、2020 年 9 月 14 日の期間である。この期間の、不動産市場の損失が社会に与えた影響は多大であり、投資の損失の多くを、退職金基金や保険会社などの機関が負担していることから、高齢化するアメリカ人が直面する課題（社会保障信託基金、年金債務超過、税負担の増大など）と相まって、長期に及ぶ悪影響が解消されない可能性を示唆している。また、パンデミック初期の金融・財政政策がなされなければ、不動産市場は更に大きな下落に見舞われていたと結論付けている。

米国 REIT 市場への、COVID-19 パンデミックによる影響を分析した研究は蓄積されている。経済の不確実性は、米国 REIT 市場に悪影響を及ぼし、その影響が長期間に渡ると示唆するものが多い。しかし現段階において、日本の REIT 市場に COVID-19 パンデミックなどの経済の不確実性が及ぼす影響を分析した先行研究は多くない。J-REIT のボラティリティの特性を、COVID-19 パンデミックに焦点をあて TOPIX と比較して分析することは、本研究の新規性であり、得られた結果は、証券市場ポートフォリオの分散投資を検討する上で重要な知見を与えると考えられる。

3 EGARCH モデル

(1) EGARCH モデル (1,1)

ボラティリティ変動モデルの代表的なものは GARCH モデルである⁵⁾。本研究では、情報の非対称性⁶⁾を考慮した EGARCH モデルを分析に使用した。ボラティリティの対数値を被説明変数とすることでパラメータの非負制約を考慮し、情報の非対称性をモデル化した EGARCH(1,1) は以下で表される。

$$y_t = \mu + e_t \quad (1)$$

$$e_t = \sqrt{h_t} z_t \quad z_t \sim i.i.d. N(0,1) \quad (2)$$

$$\ln(h_t) = \omega + \beta \ln(h_{t-1}) + \theta z_{t-1} + \gamma(|z_{t-1}| - E(|z_{t-1}|)) \quad (3)$$

t 時点のリターンを y_t とし、 μ は定数項、誤差項 e_t の条件付分散 h_t の平方根はボラティリティである。 z_t は、期待値 0、分散 1 の正規分布を仮定している。また本研究では、 t 分布を仮定した推定も行なった⁴⁾。金融データは、尖度の値から正規分布よりも中心が尖り、裾の厚い分布に従っていることが知られている。このことから、 t 分布での推定も行い、正規分布と t 分布のどちらの当てはまりが良いかを検討する。

被説明変数は、ボラティリティの対数値とし、パラメータに非負制約はおかないものとする。EGARCH(1,1) のボラティリティに対するショックの持続性は、 β で表される⁶⁾。 $(|z_{t-1}|)$ は、過去の収益率の予測誤差をボラティリティの平方根で割って基準化した値である⁶⁾。この値を説明変数に加えることにより、ボラティリティ変動の非対称性を捉えることができる。 γ と θ の値から、 θ が負の値 $\theta < 0$ であれば、情報の非対称性があるということになる (Nelson(1991)⁸⁾)。モデルの推定は、最尤法で行っている。

(2) COVID-19 の影響を導入したモデル

COVID-19 パンデミックが、J-REIT と TOPIX のボラティリティに及ぼした影響を調べるため、2 つの説明変数 (D_{1t} , D_{2t}) を導入して推定を行った⁷⁾。まず COVID-19 の影響が一番大きかったと考えられる 2020 年の 1 年間の期間を 1、それ以外の期間 (2016 年 1 月 4 日から 2019 年 12 月 30 日、2021 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日) を 0 とするダミー変数 ($= D_{1t}$) と、COVID-19 からの回復期と考えられる 2021 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日を 1、それ以外の期間 (2016 年 1 月 4 日から 2020 年 12 月 30 日) を 0 とするダミー変数 ($= D_{2t}$) を導入したモデルは次のように表される。

$$\ln(h_t) = \omega + \theta z_{t-1} + \beta \ln(h_{t-1}) + \gamma(|z_{t-1}| - E(|z_{t-1}|)) + \delta_1 D_{1t} + \delta_2 D_{2t} \quad (4)$$

4 分析データと推定結果

(1) データと基本統計量

実証分析には「日経 NEEDS-FinancialQUEST」のデータベースからダウンロードした J-REIT と TOPIX の日次データの終値の対数階差に、100 を掛けて%表示化したものを使用した。J-REIT は、東京証券取引所に上場している全銘柄(2021 年 10 月末現在 62 銘柄)を対象にした指数(インデックス)であり、2003 年 3 月 31 日の時価総額(発行済口数×投資口価格)を 1,000 として、指数化している。TOPIX も同様に、東京証券取引所に上場している全銘柄(2021 年 10 月末現在 2200 銘柄)を対象にし、1968 年 1 月 4 日の時価総額を 100 として、その後の時価総額を指数化したものである⁸⁾。

分析期間は、2016 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日までの 6 年間である。分析に使用したデータの基本統計量を【表 1】にまとめた。J-REIT と TOPIX の歪度は、統計的に有意な負の値である。歪度が負であるということは、価格の下落時に極端な値をとるということであり、投資の下方リスクの高さを示している。また両市場ともに尖度が、正の大きい値であることから、正規分布よりも裾の厚い尖った分布であることがわかる。

【図 1】のグラフに、日次リターンの時系列推移を示した。パネル B の TOPIX のリターンが、2016 年に大きく変動している。これは所謂チャイナショックで、2016 年に中国株式市場が停止した影響が、世界の株式市場に伝播したものである。2019 年は、米国の好景気と米株高を受けて日本の株式市場も一時的に上昇した。2020 年は、パネル A の J-REIT のリターンが大きく変動している。TOPIX とは比較にならない振れ幅である。この時系列の挙動から、2020 年の COVID-19 パンデミックが、J-REIT に大きく影響を及ぼしたことが直感

的にもわかる。

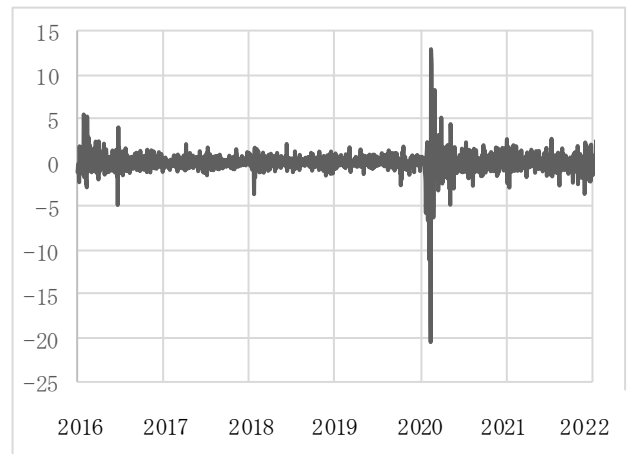
【表 1】基本統計量

統計量	J-REIT	TOPIX
平均	0.004	0.011
標準偏差	1.239	1.164
歪度	-1.802	-0.184
尖度	66.493	5.146
最大値	12.884	7.715
最小値	-20.466	-7.532

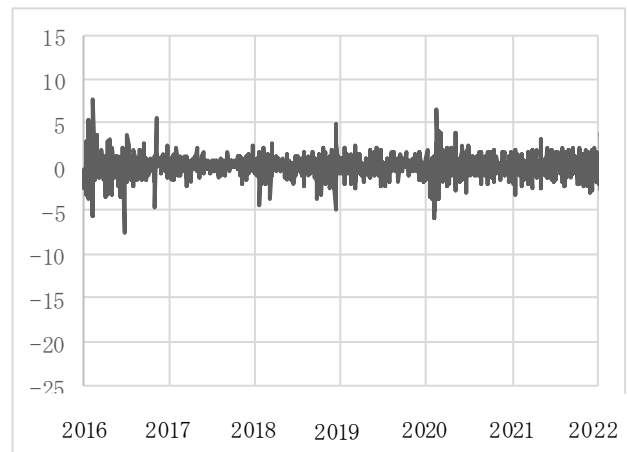
注) 分析期間：2016 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日、観測値数は 1710 である。

【図 1】日次リターンの時系列推移 (%)

A. J-REIT



B. TOPIX



注) 分析期間：2016 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日、観測値数は 1710 である。

(2) 全観測期間 (2016 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日) の推定結果

全期間の推定結果は、【表 2】に示した通りである (3 章(3)式)。ボラティリティに対するショックの持続性 β は、正規分布の J-REIT が 0.943 であり TOPIX は 0.951、 t 分布の J-REIT が 0.947 であり TOPIX は 0.957 である。正規分布も t 分布の推定値も有意であることから、ショックの持続性は、J-REIT も TOPIX も高いと考えられる。また、情報の非対称性 θ は、正規分布の J-REIT が -0.107 であり TOPIX は -0.166 で、 t 分布の J-REIT が -0.072、TOPIX は -0.158 である。全ての係数が、有意に負の値であることから、J-REIT も TOPIX も情報の非対称性があることが確認できる。

この期間の J-REIT と TOPIX のボラティリティ変動は、類似した結果である。AIC の比較から、このモデルは、 t 分布の当てはまりが良いと考えられる。

【表 2】全観測期間の推定結果

A. J-REIT				
	正規分布		t 分布	
	推定値	P 値	推定値	P 値
μ	-0.006 (0.015)	0.688	0.005 (0.015)	0.724
ω	-0.007 (0.008)	0.387	-0.024 (0.010)	0.020
θ	-0.107 (0.020)	0.000	-0.072 (0.023)	0.001
β	0.943 (0.011)	0.000	0.947 (0.015)	0.000
γ	0.399 (0.040)	0.000	0.342 (0.054)	0.000
ν			6.354 (0.900)	0.000
AIC: 2.402		AIC: 2.353		
対数尤度: -2049.09		対数尤度: -2006.606		

B. TOPIX

	正規分布		t 分布	
	推定値	P 値	推定値	P 値
μ	0.001 (0.006)	0.769	0.022 (0.020)	0.275
ω	0.007 (0.003)	0.075	-0.001 (0.005)	0.823
θ	-0.166 (0.016)	0.000	-0.158 (0.021)	0.000
β	0.951 (0.008)	0.000	0.957 (0.011)	0.000
γ	0.146 (0.024)	0.000	0.138 (0.031)	0.000
ν			7.127 (1.254)	0.000
AIC: 2.867		AIC: 2.839		
対数尤度: -2447.064		対数尤度: -2421.347		

注) 括弧内は標準誤差を示す。分析期間: 2016 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日、観測値数は 1710 である。

(3) COVID-19 の影響の推定結果

COVID-19 パンデミックが、ボラティリティ変動に及ぼした影響を調べるため、ダミー変数を導入したモデルでの推定を行った。使用したダミー変数は、COVID-19 の影響が大きかったと考えられる 2020 年の 1 年間を 1、それ以外の期間を 0 とするダミー変数 D_{1t} と、COVID-19 からの回復期と考えられる 2021 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日までを 1、それ以外の期間を 0 とするダミー変数 D_{2t} である。

推定結果は、【表 3】に示した通りである (3 章(4)式)。ボラティリティに対するショックの持続性 β は、正規分布の J-REIT が 0.909 であり、TOPIX は 0.947 である。 t 分布の J-REIT は 0.907、TOPIX は 0.946 であり、全ての係数が有意である。この期間のショックの持続性は、J-REIT も TOPIX も高いことが正規分布と t 分布の推定結果で示され

ている。また、情報の非対称性 θ は、正規分布の J-REIT が -0.116、TOPIXは-0.171 であり、 t 分布の J-REIT が-0.082、TOPIXは-0.167 である。全ての係数が有意に負の値であることから、J-REIT も TOPIX も、情報の非対称性があることが正規分布と t 分布の推定結果から確認できる。このモデルの推定結果も、AIC の比較から、 t 分布の当てはまりが良いと考えられる。そのため、これ以降の推定結果は、 t 分布の推定値のみを確認する。

COVID-19 による混乱が大きかったと考えられる 2020 年のボラティリティへの影響は、 δ_1 の推定値で確認することができる。J-REIT が 0.119 であり、TOPIX は 0.057 である。回復期と考えられる 2021 年以降の影響は、 δ_2 の推定値から J-REIT が 0.061 で、TOPIX は 0.020 である。推定結果は J-REIT が有意であることから、J-REIT のボラティリティは、2020 年の COVID-19 パンデミックの影響により高まり、2021 年以降のボラティリティへの影響は、半減していると考えられる。一方で TOPIX の推定値は、有意な結果ではなかった。このことから TOPIX のボラティリティは、COVID-19 パンデミックの影響を受けなかったと考えられる。ダミー変数を導入したモデルの推定結果は、第 4 章【図 1】のリターンの時系列推移のグラフで示した、J-REIT のリターンが、2020 年に大きく乱高下する挙動と一致する結果である。

COVID-19 の影響が大きかったと考えられる 2020 年の 1 年間と、回復期と考えられる 2021 年以降の期間で、ボラティリティに対する影響に差があるのかを確認するため、 δ_1 と δ_2 の尤度比検定を行った。検定の結果は、TOPIX の帰無仮説 ($\delta_1 = \delta_2$) を棄却することができなかった。J-REIT の t 分布は、帰無仮説 ($\delta_1 = \delta_2$) の制約の下で推定を行った対数尤度が、-2007.337 であり、2 つのダミー変数を導入した推定値の対数尤度が -1999.124 である。この場合の尤度比統計量は $-2(-2007.337 - (-1999.124)) = 16.426$ となり、この値は、有意水準 5% の棄却域のもと、漸近分布とす

る自由度 1 のカイ二乗分布の境界値である 3.84 よりも大きい値である。また P 値は、 5×10^{-6} であることから J-REIT の t 分布は、帰無仮説を棄却する。したがって、2020 年の 1 年間と、回復期と考えられる 2021 年以降の期間の COVID-19 パンデミックは、J-REIT のボラティリティに影響を与えたと言える。

【表 3】 COVID-19 の影響 推定結果

A. J-REIT				
	正規分布		t 分布	
	推定値	P 値	推定値	P 値
μ	-0.007 (0.015)	0.652	0.002 (0.015)	0.862
ω	-0.059 (0.018)	0.001	-0.077 (0.026)	0.003
θ	-0.116 (0.022)	0.000	-0.082 (0.025)	0.001
β	0.909 (0.018)	0.000	0.907 (0.027)	0.000
γ	0.408 (0.043)	0.000	0.371 (0.063)	0.000
δ_1	0.122 (0.036)	0.000	0.119 (0.045)	0.009
δ_2	0.061 (0.022)	0.005	0.061 (0.028)	0.030
v			6.700 (0.991)	0.000
AIC: 2.392			AIC: 2.347	
対数尤度: -2038.771			対数尤度: -1999.124	

B. TOPIX				
	正規分布		t 分布	
	推定値	P 値	推定値	P 値
μ	0.002 (0.022)	0.904	0.025 (0.017)	0.150
ω	0.001 (0.006)	0.862	-0.011 (0.006)	0.077

θ	-0.171 (0.017)	0.000	-0.167 (0.022)	0.000
β	0.947 (0.009)	0.000	0.946 (0.013)	0.000
γ	0.136 (0.024)	0.000	0.123 (0.032)	0.000
δ_1	0.023 (0.011)	0.040	0.057 (0.022)	0.125
δ_2	0.007 (0.008)	0.403	0.020 (0.010)	0.055
v			7.151 (1.239)	0.000
AIC: 2.867		AIC: 2.834		
対数尤度: -2444.687		対数尤度: -2415.587		

注) 括弧内は標準誤差を示す。分析期間: 2016年1月4日から2022年12月30日、観測値数は1710である。

(4) 全観測期間の推定と COVID-19 の影響を変数に導入した推定結果の比較

【表2】の全期間の推定結果と、【表3】のダミー変数を加えたモデルの推定結果を比較すると、COVID-19 パンデミックが J-REIT と TOPIX のボラティリティに及ぼした影響を調べるために、ダミー変数を導入した【表3】のモデルの AIC が正規分布も t 分布も低い値であることが確認できる (TOPIX の正規分布は同値である)。また【表3】の推定結果は、 t 分布の AIC の値が正規分布よりも低い。このことから J-REIT も TOPIX も【表3】の t 分布の当てはまりが良いと考えられる。

第4章【図1】に示した J-REIT と TOPIX の日次リターンの時系列推移のグラフから、両市場のリターンが大きく変動している 2016 年と、2019 年のボラティリティへの影響についても推定を行ったが、J-REIT も TOPIX も有意な結果は得られなかった。また 2020 年を更に短期間に分けて、2020 年 1 月から 3 月の 3 か月間の影響や、1 月から 6 月までの半年間の影響の推定も行ったが、こちらも有意な結果を得ることは出来なかった。

5 結論と今後の課題

本研究は、J-REIT の TOPIX とは異なるボラティリティの特性を明らかにするために実証分析を行った。分析期間である、2016 年 1 月 4 日から 2022 年 12 月 30 日までの 6 年間の日次データは、J-REIT と TOPIX のボラティリティ変動に類似した特性が見られた。しかしこの期間に起こった COVID-19 による混乱は、J-REIT のボラティリティに対して影響を及ぼし、J-REIT のボラティリティを高めたと考えられる。この結果は、COVID-19 パンデミックが、米国 REIT 市場に悪影響を及ぼしたとする先行研究と類似する結果である。

また 2021 年以降の COVID-19 の混乱が、J-REIT のボラティリティに与えた影響は、2020 年の影響と比較して半減しているという結果であった。これは、経済の不確実性が米国 REIT 市場に長期に渡り悪影響を及ぼすとする先行研究とは、異なる結果である。

分析の結果から COVID-19 パンデミックは、J-REIT のボラティリティに影響を与え、ボラティリティを高めたが TOPIX のボラティリティは、COVID-19 パンデミックの影響を受けなかったと考えられる。TOPIX と比較して市場規模の小さい J-REIT のボラティリティは、COVID-19 パンデミックなどの経済の不確実性の状況に、敏感に反応を示すと考えられる。J-REIT の TOPIX とは異なるボラティリティ変動の特性から、COVID-19 などの混乱期においては、伝統的資産で構成されたポートフォリオの分散化に J-REIT が寄与する可能性が示唆される。

伝統的資産の代表である株式市場として TOPIX が挙げられるが、一般的に TOPIX が上昇すると J-REIT も上昇することが知られている。また債券市場との相関に関しても、金利と不動産市場は連動しているという考え方が一般的である。これらの伝統的資産と相関係数がプラスの資産では、ポートフォリオの分散化に寄与しないが、長期的な J-REIT 投資による分散効果の有効性は有

るのであろうか。日本の REIT 市場は、今後も市場規模を拡大していくと考えられる。このことから REIT を独立した資産と位置づけ、金融商品ポートフォリオに分散効果をもたらすかについて、今後も計量的に分析を続けるべきであるとする。

謝辞

本稿の執筆にあたりまして、貴重なご意見を頂きました東洋大学隅田和人教授、久米功一教授、並びに匿名の査読者の皆様方に、心から感謝申し上げます。

注

- (1) GPIF は、インフラストラクチャー、プライベート・エクイティ、不動産をオルタナティブ資産として位置付けている⁹⁾。
- (2) 資産価格の時系列分析においてボラティリティの変動を捉えることが可能なモデルである。ボラティリティ（価格変動の度合い）は投資リスクを表し、資産形成の大事な指標である。
- (3) 証券市場において、価格が上がった翌日より、下がった翌日のボラティリティが上昇するという特徴のこと。
- (4) (2)式の z_t が自由度 ν の t 分布に従うとき、その確率密度関数は以下の通りである。

$$f(z_t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} (\nu-2)^{-\frac{1}{2}} \left(1 + \frac{z_t^2}{\nu-2}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}}$$

ただし、 z_t は期待値0、分散は1に基準化されている。

- (5) 資産価格データのボラティリティに対するショックには、持続性がある事が知られている。ショックの持続性とは、ボラティリティが上昇するとボラティリティが高い期間が続き、低下すると低いボラティリティの期間が継続することである。
- (6) 正規分布と t 分布の $E(|z_{t-1}|)$ の値は、以下の通りである。

$$\text{正規分布 } E(|z_{t-1}|) = \sqrt{2/\pi}$$

$$t\text{分布 } E(|z_{t-1}|) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)2\sqrt{\nu-2}}{\sqrt{\pi}(\nu-1)\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}$$

- (7) ダミー変数 D_{1t} , D_{2t} を導入したボラティリティの(4)式の μ の推定値は有意ではなかったことから、リターンの(1)式にも、ダミー変数 D_{1t} , D_{2t} を加えて係数の有意性を確認した。結果は、(4)式と同様に、 P 値は有意ではないことが確認できた。モデルは以下の通りである。

$$y_t = \mu + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + e_t$$

推定結果

$$\text{J-REIT } \mu = -0.009, P\text{値}=0.606,$$

$$\alpha_1 = 0.098, P\text{値}=0.073, \alpha_2 = 0.033, P\text{値}=0.365$$

$$\text{TOPIX } \mu = 0.010, P\text{値}=0.653,$$

$$\alpha_1 = 0.067, P\text{値}=0.204, \alpha_2 = 0.022, P\text{値}=0.572$$

- (8) 東京証券取引所は、2022年4月から TOPIX の算出方法を見直し3市場に区分を行ったが TOPIX 指数は旧東証1部の構成銘柄を現在も存続している¹⁰⁾。

参考・引用文献

- 1) 千葉美加 (2022)、「オルタナティブ投資の有効性—J-REIT と TOPIX のマルコフ・スイッチング・モデル分析—」、『東洋大学修士論文』、2023.3.
- 2) Bhargava, V., & Weeks, H. S. (2022), "Short-Term REIT Performance under Pandemic Conditions. *Journal of Real Estate Portfolio Management*", 28(1), 62-77.
- 3) Gholipour, H. F., Tajaddini, R., Farzanegan, M. R., & Yam, S. (2021), "Responses of REITs index and commercial property prices to economic uncertainties: A VAR analysis". *Research in International Business and Finance*, 58, 101457.
- 4) Chong, J., & Phillips, G. M. (2022), "COVID-19 losses to the real estate market: an equity analysis. *Finance Research Letters*", 45, 102131.
- 5) 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。
- 6) 大橋和彦・永井輝一・八並順子 (2005)、「J-REIT リターンの時系列分析—市場開設 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。
- 7) 石島博・松島純之介 (2010)、「レジーム・スイッチング因子分析と J-REIT 市場のリスク・ファクターの検出への応用」、『統計数理』、第 59 巻第 1 号、pp.41-65.
- 8) Nelson, D.B. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, 347-370.
- 9) GPIF 年金積立金管理運用独立法人、<https://www.gpif.go.jp>、2021 年 4 月 1 日取得。
- 10) JPX 日本取引所グループ、<https://www.jpx.co.jp/>、2023 年 9 月 1 日取得。