

「J-REIT 商品特性研究会」 成果論文

平成 27 年 12 月

一般社団法人不動産証券化協会

J-REIT 日次リターンの時系列特性の分析

ー自己回帰係数のレジーム・スイッチングー

大橋和彦、大坪嘉章、澤田考士

1. はじめに

投資の意思決定にとって、資産リターン（収益率）の特性把握は重要な課題であるが、その特性は経済状況に応じて変わる可能性がある。2001年の市場開設以来成長を続ける一方で、リーマン・ショックに続く金融危機や日銀による大幅な金融緩和を経験した J-REIT もその例外ではない。

本論文は、このような観点から J-REIT リターンの時系列特性を明らかにするため、レジーム・スイッチング（regime-switching）の可能性を考慮した自己回帰（autoregressive）モデルを用いて、東証 REIT 指数が利用可能な 2003 年 3 月 31 日から 2015 年 2 月 20 日までの日次データを分析する。より具体的には、まず東証 REIT 指数日次リターンを全データ期間について分析した後、レジーム・スイッチングの可能性を考慮した自己回帰モデルを推定し、さらにレジームの変化がどのような経済環境の変化に対応しているかを議論する。また、同時に TOPIX（東証株価指数）日次リターンについても同様の分析を行い、J-REIT リターンと TOPIX リターンの特性の違いを比較する。

本論文で得られた結果は以下の通りである。

（1）全データ期間に関する分析では、J-REIT の日次リターンは、1 期前（即ち 1 営業日前）のリターンから有意に正の影響を受ける一方、5 期前および 6 期前（おおよそ 1 週間前）のリターンからは有意に負の影響を受けることが見いだされた。他方、このような日次や週次の関係は TOPIX のリターンには全く見られない。

（2）レジームが 2 つあることを前提にレジーム・スイッチングの可能性を考慮した分析では、J-REIT の日次リターンは、リターンに上昇傾向があり、1 期前のリターンからの正の影響は大きく、負の影響は（1 週間以内である）4 期前のリターンからのものとなるレジーム 1 と、リターンの上昇傾向は消え、1 期前のリターンから正の影響も小さくなり、負の影響は（1 週間を超えた）5 期前と 6 期前のリターンからの影響となるレジーム 2 に分かれることが見いだされた。また、J-REIT 日次リターンに関しては、2007 年から 2009 年にかけては継続してレジーム 2 にあった確率が高く、2012 年と 2014 年はレジーム 1 にあった確率が高いことも分かった。

他方、TOPIX の日次リターンについては、全データ期間の結果と同様に自己回帰構造は観察されず、そのため 2 つのレジームに分けられるものの、その主な違いは定数項とボラティリティの大きさの違いであることが分かった。また、レジームの確率も J-REIT のものとは大きく異なり、J-REIT の日次リターンから求められるレジームとは一致しない。

(3) J-REIT 指数（東証 REIT 指数）の変化は、初期の急上昇、その後の急下落、そして穏やかな上昇の後、再び急上昇するという 4 つの局面に分けられるため、各局面に対応する期間に分割して分析したところ、J-REIT 日次リターンのレジーム 1 の特徴は J-REIT 指数の急上昇期の特徴と、レジーム 2 の特徴は急下落期もしくは横ばい期の特徴と一致することが確かめられた。即ち、J-REIT 日次リターンのレジーム 1 は J-REIT 指数の値が上昇基調にある期間、レジーム 2 と下落基調にある期間であると考えられる。

(4) これらの特徴を J-REIT の規模で分類して分析した場合、小型 J-REIT の日次リターンには全期間にわたって 1 期前リターンの正の有意な影響が見いだされる一方、大型 J-REIT の日次リターンについては (3) と同様の結果が得られた。即ち、1 期前リターンは J-REIT 指数の上昇期には有意に正の影響を与えるが、下落もしくは横ばい期の影響は有意でなくなるという J-REIT 日次リターンの特性は、大型 J-REIT の日次リターンの特性によって生じていると考えられる。

本論文と方法論において関連する研究として、まずレジーム・スイッチング・モデルを用いて J-REIT リターンを分析した研究として、石島・松島 (2011)、石島・谷山・松島 (2009)、石島・高野・谷山 (2006)、大橋 (2005) 等が挙げられる。石島の一連の研究では、J-REIT リターンのファクター・モデルへの適合が、レジーム・スイッチング・モデルを用いて分析されている。また、大橋 (2005) では、J-REIT の週次データを用いて、初期の J-REIT 市場がリターンのボラティリティの大小で二つのレジームに分かれることを検証している。

一方、本論文で観察される結果と関連する研究として、株式リターンの自己相関関係を分析した祝迫 (2003)、徳永俊史・久保田敬一 (2006)、Lo and MacKinlay (1988) が挙げられる。これらの研究は、株式市場の効率性を検証するため分散比検定を行う中、株式リターンの自己相関関係を分析し、株式の個別銘柄の週次リターンに負の自己相関が観察されることや、TOPIX のリターンに明確な自己回帰関係が見いだされないことを見出している。本研究では日次データを用いた自己回帰モデルの推定を行うが、これらと整合的と考えられる結果が得られている。

本論文の構成は以下の通り。まず、第 2 章では分析方法とデータを説明する。第 3 章では、全データ期間を用いた分析と、レジーム・スイッチを考慮した分析の結果を報告する。そして、第 4 章では、J-REIT 日次リターンに見いだされた各レジームの背景を分析する。最後に、第 5 章でまとめと結語を述べる。

2. 分析方法とデータ

2. 1. 分析手法

本論文では、以下で表される自己回帰 (AR, autoregressive) モデルを用いて、J-REIT 及び TOPIX の日次リターンの特性を分析する。

$$x(t) = a + \sum_{j=1}^J b_j x(t-j) + \sigma \varepsilon(t)$$

ここで、 $x(t)$ は時点 t の J-REIT もしくは TOPIX の日次リターンであり、 $\varepsilon(t)$ 平均 0、分散 1 の正規分布に従う独立な攪乱項を表す。 J は自己回帰過程の次数を表し、 a 、 $\{b_j\}$ ($j = 1, \dots, J$) 及び σ の推定と共に、データに適合するよう適切に選択する。(以下で述べるように、本研究の推定では J-REIT については $J = 7$ 、TOPIX については $J = 1$ を用いることになる。)

全データ期間に関してこの自己回帰モデルを推定した後、自己回帰モデルのパラメータの値がレジーム (regime) に依存して変化する可能性を、マルコフ・レジーム・スイッチング・モデルを用いて分析する。実際の分析においてはレジーム数を 2 と仮定し、全データ期間で推定された自己回帰モデルと同じ次数の自己回帰モデルを用いる。

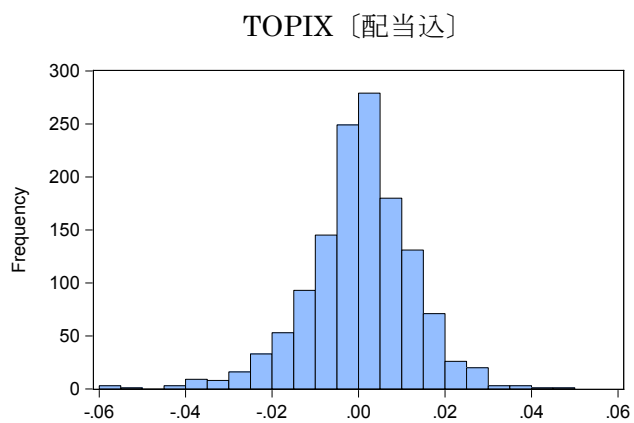
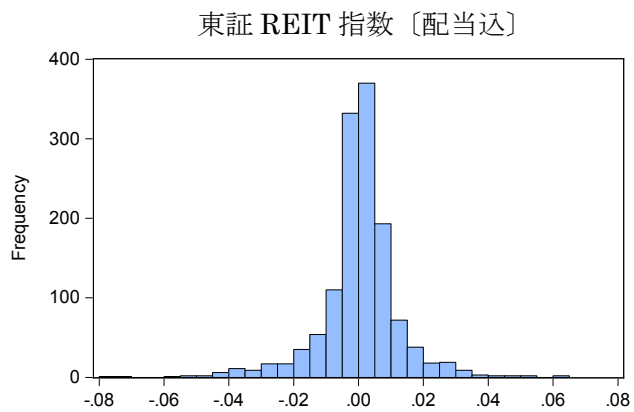
レジーム s における自己回帰モデルのパラメータの値を $a(s)$ 、 $\{b_j(s)\}$ ($j = 1, \dots, J$) 及び $\sigma(s)$ で表すならば、レジームが異なることでパラメータの値は異なり得ることになる。それらがレジームごとにどのような特徴を持っているか (例えばレジーム 1 の 1 次の自己回帰係数の値の方がレジーム 2 のそれよりも大きいなど)、異なるレジームでどのような違いがあるかを探ることに本分析の興味がある。

ここで、レジームは直接には観察できず、各時点が 2 つのレジームのどちらであるか (どちらである可能性が高いか) は、観察される J-REIT や TOPIX のリターンのデータから推定されることに注意しよう。この意味で、レジーム・スイッチング・モデルでは、先験的にレジームを決めるのではなく、データからレジームを推定する—即ち、どちらのレジームにあるかをデータに語らせる—のである。こうして各時点に関して各レジームである確率を推定したら、それを基にレジームが何を表しているのか、どのような経済環境に対応しているのかを解釈することで、レジームごとに異なるリターンの特性を理解する。

2. 2. データと基本統計量

本論文では、J-REIT の日次リターンとして東証 REIT 指数 [配当込] の日次リターンを用いる。また TOPIX (東証株価指数) [配当込] の日次リターンも用いる。データ期間は東証 REIT 指数の基準日である 2003 年 3 月 31 日から 2015 年 2 月 20 日まで (2,919 オブザ

バージョン) とする。J-REIT 日次リターンと TOPIX 日次リターンの基本統計量は以下の通りである。



日次リターン	東証 REIT 指数	TOPIX
平均	0.000400	0.000288
標準偏差	0.014755	0.014088
歪度	-0.449830	-0.447983
尖度	13.40021	10.26279
Jarque-Bera 検定統計量	13253.92	6513.118
P 値	0.000000	0.000000

相関係数（日次リターン）	東証 REIT 指数	TOPIX
東証 REIT 指数	1	
TOPIX	0.51922	1

データ期間全体を通じた J-REIT の平均日次リターンは TOPIX のそれよりもやや大きい、標準偏差は同程度であり、両者とも歪度は大きく負であり、尖度も正規分布の 3 を大きく上回っている。これらから予想される通り、Jarque-Bera 検定は、両リターンについて分布の正規性を有意に棄却している。また、両リターンの相関は 0.52 で小さくはない。

ここで、J-REIT の日次リターンのコレログラムを見ると、長期にわたって有意な自己相関と偏自己相関がみられる。その一方、TOPIX の日次リターンにはそのように有意な自己相関も偏自己相関もみられない。

J-REIT（東証REIT指数）日次リターン

標本期間：2003年3月31日～2015年2月20日

標本数：2,919

ラグ次数	自己相関係数	偏相関係数	Q統計量 (Ljung-Box)	P値
1	0.093	0.093	25.397	0.000
2	-0.015	-0.024	26.032	0.000
3	-0.055	-0.051	34.754	0.000
4	-0.005	0.005	34.818	0.000
5	-0.094	-0.097	60.663	0.000
6	-0.084	-0.071	81.391	0.000
7	0.040	0.052	86.054	0.000
8	0.062	0.042	97.453	0.000
9	0.046	0.032	103.78	0.000
10	0.011	0.004	104.15	0.000
11	0.029	0.020	106.62	0.000

12	-0.018	-0.017	107.54	0.000
13	-0.042	-0.023	112.72	0.000
14	-0.043	-0.023	118.04	0.000
15	0.049	0.055	124.99	0.000

TOPIX日次リターン

標本期間：2003年3月31日～2015年2月20日

標本数：2,919

ラグ次数	自己相関係数	偏相関係数	Q統計量 (Ljung-Box)	P値
1	0.007	0.007	0.1636	0.686
2	-0.006	-0.006	0.2566	0.880
3	-0.025	-0.025	2.0915	0.554
4	-0.020	-0.019	3.2167	0.522
5	-0.020	-0.020	4.3889	0.495
6	-0.017	-0.017	5.1920	0.519
7	0.018	0.017	6.1623	0.521
8	-0.016	-0.017	6.8796	0.550
9	-0.026	-0.027	8.8442	0.452
10	0.023	0.023	10.335	0.412
11	0.016	0.015	11.097	0.435
12	0.007	0.005	11.223	0.510
13	0.006	0.007	11.341	0.582
14	0.006	0.005	11.433	0.652
15	0.037	0.039	15.504	0.416

3. 分析結果

3. 1. 全期間に関する分析

J-REIT の日次リターンを表現する自己回帰 (AR, autoregressive) モデルについては、AIC、SC、修正決定係数等が安定した値を示し、かつ残差の系列相関の存在が棄却される中で自己回帰の次数が最小となる過程を選択したところ、7次の自己回帰 (AR) 過程が選ばれた。その推定結果は以下の通りである。

J-REIT (東証REIT指数) 日次リターン (R_JREIT_D)

標本期間：2003年4月10日～2015年2月20日

標本数：2,912

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000422	0.000297	1.423869	0.1546
R_JREIT_D(-1)	0.091593	0.034205	2.677750	0.0075
R_JREIT_D(-2)	-0.018075	0.033968	-0.532121	0.5947
R_JREIT_D(-3)	-0.058275	0.034573	-1.685543	0.0920
R_JREIT_D(-4)	0.015479	0.045074	0.343406	0.7313
R_JREIT_D(-5)	-0.089225	0.044407	-2.009276	0.0446
R_JREIT_D(-6)	-0.075252	0.045242	-1.663328	0.0964
R_JREIT_D(-7)	0.052307	0.039738	1.316290	0.1882
決定係数	0.028730	自由度修正済決定係数	0.026388	
ダービン・ワトソン値	2.004422	P 値(F 検定)	0.000000	

ここで、分散共分散の推定には、Newey-West の HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) 推定量を用いている。また、下で行うレジーム・スイッチング・モデルによる分析でレジームごとの次数を同一にするため、有意でない次数の自己回帰項も残してある。この AR モデルの推定の修正決定係数は 0.026 と小さいが、ダービン・ワトソン値はほぼ 2 で誤差項の系列相関はなく、F 検定もすべての係数が 0 であるという仮説を 1%水準で棄却している。

一方、TOPIX の日次リターンに関しては、どのような次数に関しても明確な AR 構造は見出されないが、J-REIT のリターンと比較するため、TOPIX リターンに関する 1 次の AR 過程についての推定結果を示す。

TOPIX 日次リターン (R_TOPIX_D)

標本期間：2003 年 4 月 2 日～2015 年 2 月 20 日

標本数：2,918

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000285	0.000261	1.092484	0.2747
R_TOPIX_D (-1)	0.007484	0.018518	0.404118	0.6862
決定係数	0.000056	自由度修正済決定係数	-0.000287	
ダービン・ワトソン値	1.999739	P 値(F 検定)	0.686156	

ここで、修正決定係数はほぼゼロであり、ダービン・ワトソン値はほぼ 2 で誤差項の系列相関はない。また、Wald F 検定からすべての係数が 0 であるという仮説は棄却されない。

これらの分析結果からは、まず J-REIT の日次リターンの 1 期前のリターンの係数が 1% 水準で有意に正であること、また 5 期前のリターンの係数が 5% 水準で有意に負であると共に、6 期前のリターンの係数も 10% 水準で有意に負となることがわかる。これは、J-REIT のリターンが、1 営業日前のリターンからは正の、5 および 6 営業日前 (おおよそ 1 週間前) のリターンからは負の影響を受けるという構造があることを示している。他方、そのような日次や週次の関係は TOPIX のリターンには全く見られず、対照的な結果となっている。

J-REIT はその活動が極めて限定されており、その意味で一般企業ほどには個々の J-REIT の間の事業内容に違いは無いと考えられる。そこで、東証 REIT 指数を同様の活動を行う事業者の集合全体の価値評価とみなすならば、この J-REIT の日次リターンに週次での負の関係が観察されるという結果は、(ここで扱っているのは日次リターンなので正確には対応しないことに注意が必要だが、) 株式の個別銘柄の週次リターンに負の自己相関が観察されることを見出した徳永・久保田 (2006) や Lo and MacKinlay (1988) の結果とおおむね整合的であると考えられる。また、TOPIX のリターンになんら明確な自己回帰関係が見いだされないことは、TOPIX の週次リターンの予測可能性を検証した祝迫 (2003) が得た同様の結果と整合的である。

一方、興味深いことに、J-REIT のリターンが 1 営業日前のリターンから正の影響を受けることが新たに見いだされた。この現象が起きる一つの理由としては、例えば J-REIT 市場が株式全体に比してその規模が小さくその意味で流動性が低いことが、投資家行動に影響して生じている可能性が考えられる。即ち、投資家が J-REIT を取引する際、J-REIT の流動性が低く価格へのインパクトが大きいならば、その価格インパクトを抑えるために投資家が 1 日ではなく 2 日かけて取引需要を満たそうとすることで、日次リターンに正の 1 次の自己相関が生まれる等の可能性である。このような関係は、しかしながら、投資家の行動に依存するものであり、経済環境の変化によって変化する可能性もある。

推定された自己回帰モデルの説明力の低さについては、モデルの説明力を上げるために他の変数を加えることが考えられるが、分析対象はリターンであり、過去のデータの説明力が小さいことは市場の効率性と整合的な結果でもある。そこで、本論文では、説明変数を増やすことはせず、代わりに全データ期間を通して観察された J-REIT 日次リターンに関する平均的な構造が、金融危機の発生や金融政策の変化といった経済環境の変化で時期によって変化していないかどうかという点に注目して検証することとする。そのために、まずレジーム・スイッチング・モデルを用いることで、データから構造変化の有無を語らせる。

3. 2. レジーム・スイッチングの可能性を考慮した分析

全データ期間に関する分析との比較のため、そこで得られた J-REIT 日次リターンを表現する 7 次の AR 過程を用いて、マルコフ・レジーム・スイッチング・モデルを推定する。レジームの数は 2 とする。推定結果は以下の通りである。

J-REIT (東証 REIT 指数) 日次リターン (R_JREIT_D)

標本期間：2003 年 4 月 10 日～2015 年 2 月 20 日

標本数：2,912

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
レジーム 1				
定数項	0.000863	0.000169	5.121478	0.0000
R_JREIT_D(-1)	0.117483	0.024050	4.884855	0.0000
R_JREIT_D(-2)	0.005367	0.005556	0.965975	0.3341
R_JREIT_D(-3)	-0.035107	0.023886	-1.469759	0.1416
R_JREIT_D(-4)	-0.044695	0.020071	-2.226810	0.0260
R_JREIT_D(-5)	-0.015734	0.013589	-1.157814	0.2469
R_JREIT_D(-6)	-0.001727	0.001526	-1.131614	0.2578
R_JREIT_D(-7)	-0.006526	0.031106	-0.209798	0.8338
LOG(SIGMA)	-5.001134	0.023399	-213.7350	0.0000
レジーム 2				
C	-0.000854	0.000628	-1.361327	0.1734
R_JREIT_D(-1)	0.083607	0.032013	2.611681	0.0090
R_JREIT_D(-2)	-0.024213	0.023425	-1.033607	0.3013
R_JREIT_D(-3)	-0.069012	0.038641	-1.785967	0.0741
R_JREIT_D(-4)	0.029662	0.023054	1.286665	0.1982
R_JREIT_D(-5)	-0.116339	0.034598	-3.362594	0.0008

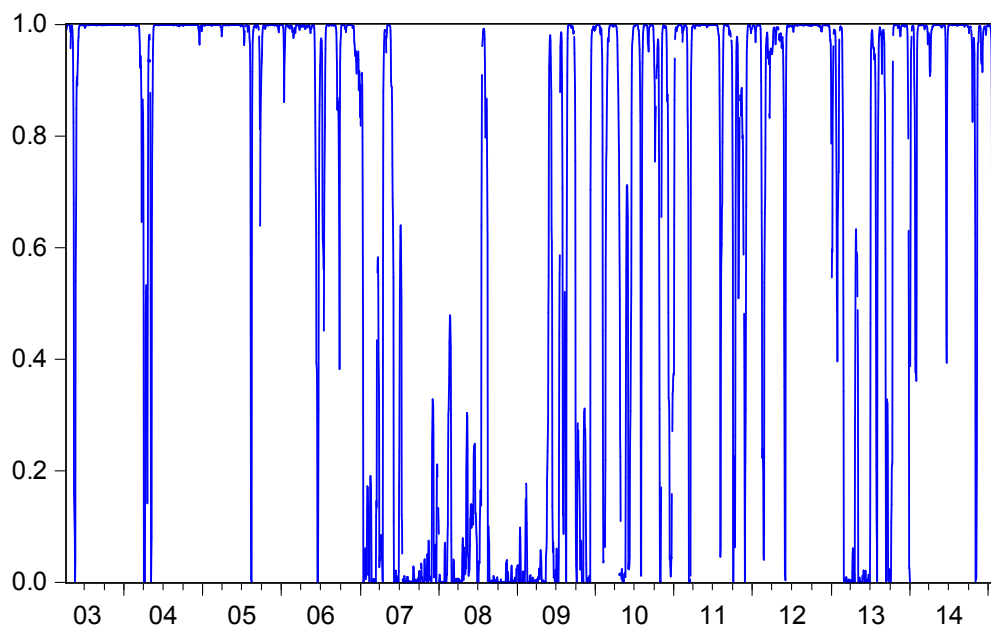
R_JREIT_D(-6)	-0.104982	0.033795	-3.106452	0.0019
R_JREIT_D(-7)	0.069704	0.035369	1.970768	0.0488
LOG(SIGMA)	-3.720616	0.028641	-129.9053	0.0000
推移行列係数				
P11-C	3.748249	0.197895	18.94057	0.0000
P21-C	-2.883787	0.207780	-13.87907	0.0000

この結果から、J-REIT の日次リターンは 2 つのレジームに分かれ、レジーム 1 においては定数項が 1%水準で有意に正、1 期前のリターンの係数が 1%水準で大きく有意に正で、4 期前のリターンの係数が 5%水準で有意で負であり、レジーム 2 において定数項は有意でなく、1 期前のリターンの係数は 1%水準で有意に正だが若干小さく、5 期前と 6 期前のリターンの係数が 1%水準で有意に負となることがわかる。即ち、レジーム 1 では日次リターンに上昇傾向があり、1 期前のリターンからの正の影響は大きく、負の影響は 1 週間以内である 4 期前のリターンからのものとなる一方、レジーム 2 ではリターンの上昇傾向は消え、1 期前のリターンから正の影響も小さくなり、負の影響は 1 週間を超えた 5 期前と 6 期前のリターンからの影響となるという違いが見いだされる。

ここで、各時点がレジーム 1 の状態にあった確率を表す平滑化確率 (smoothed regime probabilities) のグラフは次のように与えられる。(縦軸は 0 から 1 の値を表し、値が大きいほどレジーム 1 にあった確率が高いことを意味する。)このグラフから、2007 年から 2009 年にかけては継続してレジーム 2 にあった確率が高いこと、また 2012 年と 2014 年はレジーム 1 にあった確率が高いことがわかる。

Smoothed Regime Probabilities

$$P(S(t)=1)$$



一方、TOPIX 日次リターンに関するマルコフ・レジーム・スイッチング・モデルを、レジームの数を 2 として推定すると以下の結果が得られる。

TOPIX 日次リターン (R_TOPIX_D)

標本期間：2003 年 4 月 2 日～2015 年 2 月 20 日

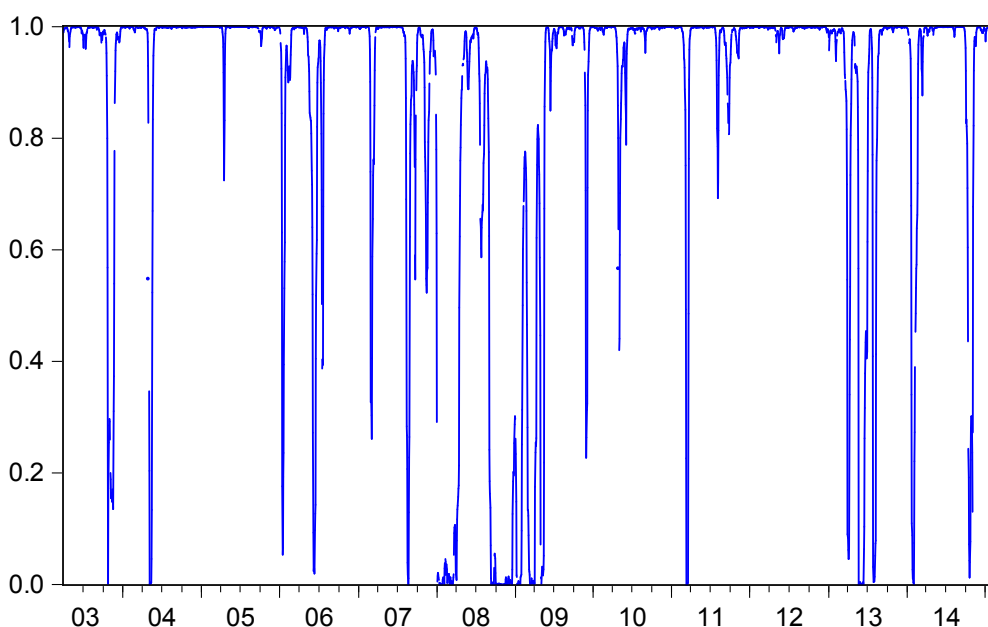
標本数：2,918

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
レジーム 1				
定数項	0.000723	0.000215	3.367755	0.0008
R_ TOPIX _D(-1)	0.027836	0.019201	1.449759	0.1471
LOG(SIGMA)	-4.562123	0.019103	-238.8143	0.0000
レジーム 2				
C	-0.002574	0.001275	-2.018872	0.0435
R_ TOPIX _D(-1)	-0.027097	0.024409	-1.110113	0.2670
LOG(SIGMA)	-3.610205	0.048256	-74.81289	0.0000
推移行列				
P11-C	4.605124	0.281270	16.37261	0.0000
P21-C	-2.739471	0.276623	-9.903261	0.0000

TOPIX の日次リターンについては、(全データ期間についても見いだされなかったように、) 自己回帰構造は観察されない。そのため TOPIX の日次リターンは 2 つのレジームに分けられるものの、その主な違いは定数項とボラティリティの大きさの違いであり、自己回帰構造の違いではないことがわかる。ここで、TOPIX 日次リターンに関する各時点の平滑化確率は以下のグラフで与えられるが、J-REIT 日次リターンから推定されるレジームとは大きく異なること、即ち J-REIT と TOPIX の日次リターンのレジームは一致していないことが見て取れる。

Smoothed Regime Probabilities

$$P(S(t)= 1)$$



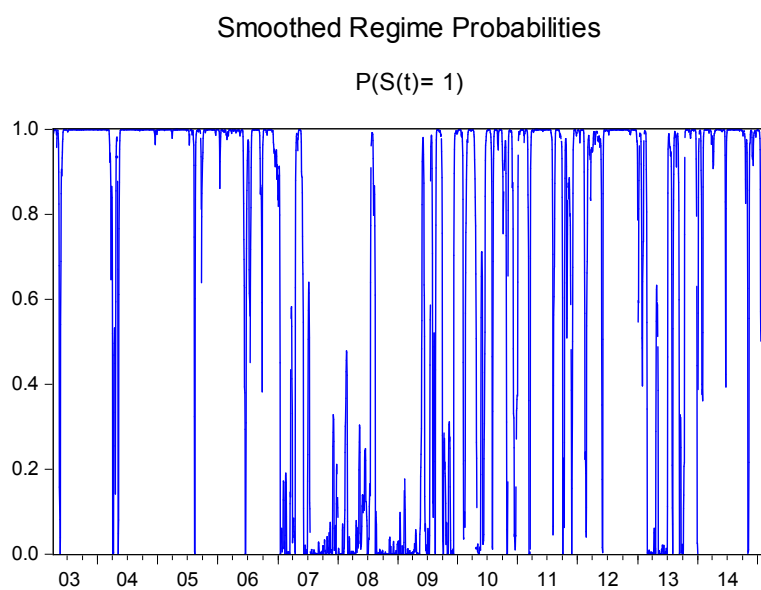
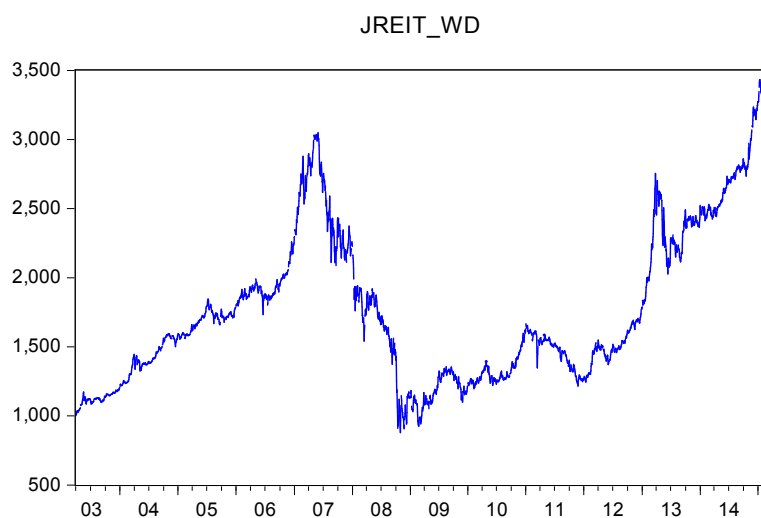
4. J-REIT 日次リターンの各レジームの背景

4. 1. レジームと J-REIT 指数変化の関係

J-REIT 日次リターンのレジームはいかなる経済環境に対応しているか。このことを探るため、まず J-REIT 指数 (東証 RIET 指数) の日次の値をグラフ見てみよう。すると、データ期間における J-REIT 指数の変化は、初期の急上昇、その後の急下落、そして穏やかな上昇の後、再び急上昇するという 4 つの局面に分けられる。即ち、J-REIT 指数は、市場開設当初から 2007 年 7 月までは急上昇を続けたが、その後一転して下落を始め、2008 年 9 月 15 日のリーマン・ショックを経て、2009 年 3 月まで下落を続けた。それから緩やかな上昇

基調となる中、2010年10月28日には日銀によるJ-REITの購入が開始され、2012年12月16日の衆議院選挙での自民党圧勝後、12月20日に日銀の金融資産購入の強化で急上昇に転じ、2013年4月4日には黒田日銀総裁による異次元金融緩和の開始で更に急激に上昇している。

ここで、このJ-REIT指数の値のグラフと（J-REIT日次リターンに関する）各時点がレジームにある確率のグラフと並べてみよう。すると、J-REIT指数が上昇基調にあることとJ-REITリターンがレジーム1にあること、そして下落基調にあることとレジーム2にあることが概ね一致していることが見て取れる。



この比較から、推定されたJ-REITリターンのレジーム1はJ-REIT指数の値が上昇基調にある状態、レジーム2は下落基調にある状態と解釈できるだろう。この解釈が正しいかどうかを確認するため、データ期間を第1期（急上昇期。2003年3月31日から2007年7月10日まで。ただし、2007年7月10日は2009年以前でJ-REIT指数の値が2,700ポイント以上となった最終日。）、第2期（急下落期。2007年7月11日から2009年3月13日まで。ただし、2009年3月13日はJ-REIT指数が1,000ポイント未満となった最終日。）、第3期（緩やかな上昇期。2009年3月14日から2012年12月16日まで。2012年12月16日は衆議院選挙の日。）、第4期（急上昇期。2012年12月17日からデータ最終日の2015年2月20日まで。）の4期に分け、各々の期についてJ-REIT日次リターンの7次の自己回帰モデルを推定する。結果は以下の通りである。

まず、第1期（急上昇期）では、定数項は1%水準で有意に正、1期前のリターンの係数が1%水準で有意に正、そして4期前のリターンの係数が5%水準で有意に負となっている。第2期（急下落期）では、定数項も1期前のリターンの係数も有意ではなくなる一方で、5期前と6期前のリターンの係数が1%水準で有意に負となる。第3期（緩やかな上昇期）では、定数項はほぼ1%水準で有意に正だが、急上昇期に比べてその値は小さく、また1期前のリターンの係数が1%水準で有意に正、5期前のリターンの係数が1%水準で有意に負となっている。そして、第4期（急上昇期）では、定数項は有意にならず、1期前のリターンの係数が1%水準で有意に正、3期前と4期前のリターンの係数が1%水準で有意に負となっている。

まとめるならば、J-REIT指数の急上昇期においては、1期前のリターンの正の影響が強くなり、やや短い3期前と4期前のリターンの負の影響も有意になる。その一方、急下落期には、1期前のリターンの影響は有意でなくなり、（3期前や4期前ではなく）5期前や6期前のリターンの負の影響が強くなっている。これらから、レジーム1の特徴が急上昇期の特徴と、レジーム2の特徴が急下落期と一致することが見て取れる。

J-REIT（東証REIT指数）日次リターン（R_JREIT_D）

標本期間：2003年4月10日～2007年7月10日

標本数：1,047

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.001028	0.000275	3.735621	0.0002
R_JREIT_D(-1)	0.117698	0.031000	3.796724	0.0002
R_JREIT_D(-2)	-0.017943	0.031203	-0.575060	0.5654
R_JREIT_D(-3)	-0.058899	0.031190	-1.888411	0.0592
R_JREIT_D(-4)	-0.065726	0.031190	-2.107254	0.0353
R_JREIT_D(-5)	-0.035970	0.031224	-1.152026	0.2496
R_JREIT_D(-6)	-0.018847	0.031238	-0.603332	0.5464
R_JREIT_D(-7)	-0.037153	0.031086	-1.195168	0.2323

決定係数	0.027836	自由度修正済決定係数	0.021286	
ダービン・ワトソン値	1.997221	P 値(F 検定)	0.000122	

J-REIT（東証REIT指数）日次リターン（R_JREIT_D）

標本期間：2007年7月11日～2009年3月13日

標本数：410

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	-0.002799	0.001420	-1.971243	0.0494
R_JREIT_D(-1)	0.064459	0.049725	1.296315	0.1956
R_JREIT_D(-2)	-0.003454	0.049326	-0.070016	0.9442
R_JREIT_D(-3)	-0.057275	0.048822	-1.173132	0.2414
R_JREIT_D(-4)	0.060693	0.048850	1.242433	0.2148
R_JREIT_D(-5)	-0.140648	0.048889	-2.876878	0.0042
R_JREIT_D(-6)	-0.148676	0.049424	-3.008181	0.0028
R_JREIT_D(-7)	0.082937	0.049886	1.662543	0.0972
決定係数	0.057946	自由度修正済決定係数	0.041542	
ダービン・ワトソン値	2.000572	P 値(F 検定)	0.001075	

J-REIT（東証REIT指数）日次リターン（R_JREIT_D）

標本期間：2009年3月16日～2013年4月3日

標本数：994

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.001023	0.000399	2.565254	0.0105
R_JREIT_D(-1)	0.088124	0.031861	2.765871	0.0058
R_JREIT_D(-2)	-0.031554	0.031967	-0.987099	0.3238
R_JREIT_D(-3)	-0.052020	0.032558	-1.597765	0.1104
R_JREIT_D(-4)	-0.002927	0.032552	-0.089914	0.9284
R_JREIT_D(-5)	-0.085921	0.032667	-2.630222	0.0087
R_JREIT_D(-6)	-0.008411	0.032762	-0.256736	0.7974
R_JREIT_D(-7)	-0.011428	0.032547	-0.351134	0.7256
決定係数	0.018619	自由度修正済決定係数	0.011652	
ダービン・ワトソン値	1.997432	P 値(F 検定)	0.009617	

J-REIT（東証REIT指数）日次リターン（R_JREIT_D）

標本期間：2013年4月4日～2015年2月20日

標本数：994

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000648	0.000553	1.170617	0.2424
R_JREIT_D(-1)	0.139789	0.046747	2.990344	0.0029
R_JREIT_D(-2)	-0.063285	0.047118	-1.343130	0.1799
R_JREIT_D(-3)	-0.130548	0.045352	-2.878575	0.0042
R_JREIT_D(-4)	-0.134347	0.045432	-2.957102	0.0033
R_JREIT_D(-5)	0.036179	0.044656	0.810184	0.4183
R_JREIT_D(-6)	-0.025265	0.044487	-0.567915	0.5704
R_JREIT_D(-7)	0.016128	0.044566	0.361877	0.7176
決定係数	0.073301	自由度修正済決定係数	0.058981	
ダービン・ワットソ値	1.951633	P 値(F 検定)	0.000013	

4. 2. 1 次の正の自己相関の源泉～J-REIT の規模による比較

以上で見いだされた J-REIT リターンの特徴、とりわけ J-REIT 指数の急上昇期においては 1 期前のリターンの正の影響が強くなる一方、急下落期には有意でなくなるという特徴は、何によって生み出されているのであろうか。この点を掘り下げるため、J-REIT 銘柄を大型と小型に分類し、それらのポートフォリオのリターンの特徴の違いを分析する。

そのために、簡易的であるが、ここでは 2015 年 4 月末現在で MSCI JAPAN 指数に採用されている J-REIT 銘柄を大型、そうでないものを小型とする。この区分の結果、大型 J-REIT 銘柄とされるのは、日本ビルファンド投資法人、ジャパンリアルエステイト投資法人、日本リテールファンド投資法人、ユナイテッド・アーバン投資法人、日本プロロジスリート投資法人、日本プライムリアルティ投資法人となる。これらは、同時点の資産規模で J-REIT 上位 5 投資法人及び第 8 位の投資法人であり、その意味で規模の大きい J-REIT を概ね代表していると言えるが、第 6 位のオリックス不動産投資法人及び第 7 位のアドバンス・レジデンス投資法人は含まれない。また、同時点の資産規模が大きい J-REIT が、分析のデータ期間において、常に規模上位にあったかどうかについては注意を要する。

これらの点に留意しつつ、大型 J-REIT と小型 J-REIT のポートフォリオのリターン特性を上記と同様に分析すると以下の結果を得る（リターンは投資口価格の日次データの対数差分である）。

まず、全期間に関しては、大型 J-REIT も小型 J-REIT も、共に 1 期前のリターンの影響は正で有意である。ただし、小型 J-REIT の係数は大型 J-REIT の 5 倍もあり、1 期前のリターンの正の影響は小型 J-REIT において顕著に大きいことが確認される。

大型J-REIT（配当無）日次リターン（LARGE）

標本期間：2003年4月10日～2015年2月20日

標本数：2,912

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000296	0.000303	0.975991	0.3291
LARGE (-1)	0.048655	0.018531	2.625585	0.0087
LARGE (-2)	-0.043334	0.018467	-2.346614	0.0190
LARGE (-3)	-0.065156	0.018407	-3.539732	0.0004
LARGE (-4)	0.024093	0.018442	1.306399	0.1915
LARGE (-5)	-0.094495	0.018408	-5.133301	0.0000
LARGE (-6)	-0.097837	0.018475	-5.295742	0.0000
LARGE (-7)	0.052466	0.018546	2.828959	0.0047
決定係数	0.030081	自由度修正済決定係数	0.027743	
ダービン・ワトソン値	2.002423	P 値(F 検定)	0.000000	

小型J-REIT（配当無）日次リターン（SMALL）

標本期間：2003年4月10日～2015年2月20日

標本数：2,912

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	8.49E-05	0.000247	0.344219	0.7307
SMALL (-1)	0.222354	0.018489	12.02611	0.0000
SMALL (-2)	0.034782	0.018942	1.836175	0.0664
SMALL (-3)	-0.057510	0.018923	-3.039235	0.0024
SMALL (-4)	0.018837	0.018951	0.993996	0.3203
SMALL (-5)	-0.058392	0.018923	-3.085698	0.0020
SMALL (-6)	0.015140	0.018945	0.799165	0.4243
SMALL (-7)	0.085310	0.018503	4.610607	0.0000
決定係数	0.065214	自由度修正済決定係数	0.062961	
ダービン・ワトソン値	2.011293	P 値(F 検定)	0.000000	

次に、データ期間を上記同様4期間—第1期（急上昇期。2003年3月31日から2007年7月10日まで。）、第2期（急下落期。2007年7月11日から2009年3月13日まで。）、第3期（緩やかな上昇期。2009年3月14日から2012年12月16日まで。）、第4期（急

上昇期。2012年12月17日からデータ最終日の2015年2月20日まで。)ーに分けた場合については、以下の結果を得る。

まず、大型J-REITのリターンについては、1期前のリターンは第1期と第4期において有意に正の影響を与えているが、第3期と第4期においては有意でなかった。一方、小型J-REITのリターンについては、第1期から第4期まで全ての期間にわたって、1期前のリターンは有意に正の影響を与えている。

これらを総合すると、まずJ-REITの日次リターンにおいて1期前リターンが正の影響を持つのは、市場規模に係る流動性が一つの要因となっていると考えられる。他方、そのような1期前リターンの正の影響が、J-REIT指数が急上昇する状況では有意であり、それ以外の状況では有意にならないという特性は、大型J-REITのリターンの同様の特性によって生み出されたものと考えられる。

大型J-REIT (配当無) 日次リターン (LARGE) : 第1期

標本期間 : 2003年3月31日～2007年7月10日

標本数 : 1,047

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000948	0.000302	3.137470	0.0018
LARGE (-1)	0.093101	0.030945	3.008638	0.0027
LARGE (-2)	-0.023076	0.031064	-0.742854	0.4577
LARGE (-3)	-0.107801	0.031059	-3.470862	0.0005
LARGE (-4)	-0.033621	0.031233	-1.076453	0.2820
LARGE (-5)	-0.040838	0.031123	-1.312142	0.1898
LARGE (-6)	-0.020947	0.031183	-0.671733	0.5019
LARGE (-7)	-0.071159	0.031107	-2.287583	0.0224
決定係数	0.030080	自由度修正済決定係数	0.023545	
ダービン・ワトソン値	1.995777	P 値(F 検定)	0.000044	

大型J-REIT（配当無）日次リターン（LARGE）：第2期

標本期間：2007年7月11日～2009年3月13日

標本数：527

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	-0.001586	0.001293	-1.226325	0.2206
LARGE (-1)	0.010687	0.043762	0.244212	0.8072
LARGE (-2)	-0.027409	0.043263	-0.633538	0.5267
LARGE (-3)	-0.050130	0.042765	-1.172205	0.2417
LARGE (-4)	0.064562	0.042712	1.511559	0.1313
LARGE (-5)	-0.152940	0.042739	-3.578426	0.0004
LARGE (-6)	-0.147662	0.043245	-3.414520	0.0007
LARGE (-7)	0.076791	0.043712	1.756769	0.0795
決定係数	0.059789	自由度修正済決定係数	0.047108	
ダービン・ワトソン値	1.997661	P 値(F 検定)	0.000038	

大型J-REIT（配当無）日次リターン（LARGE）：第3期

標本期間：2009年3月14日～2012年12月16日

標本数：917

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000389	0.000435	0.894047	0.3715
LARGE (-1)	0.016537	0.033157	0.498739	0.6181
LARGE (-2)	-0.084450	0.032998	-2.559199	0.0107
LARGE (-3)	-0.073241	0.032982	-2.220612	0.0266
LARGE (-4)	-0.026107	0.032997	-0.791212	0.4290
LARGE (-5)	-0.088148	0.032648	-2.699908	0.0071
LARGE (-6)	-0.045139	0.032590	-1.385050	0.1664
LARGE (-7)	-0.027620	0.032618	-0.846786	0.3973
決定係数	0.02162	自由度修正済決定係数	0.014088	
ダービン・ワトソン値	1.988544	P 値(F 検定)	0.005735	

大型J-REIT（配当無）日次リターン（LARGE）：第4期

標本期間：2012年12月17日～2015年2月20日

標本数：524

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000937	0.000619	1.515450	0.1303
LARGE (-1)	0.132843	0.043893	3.026490	0.0026
LARGE (-2)	-0.037712	0.044388	-0.849602	0.3959
LARGE (-3)	-0.106431	0.044501	-2.391644	0.0171
LARGE (-4)	-0.079246	0.044600	-1.776811	0.0762
LARGE (-5)	0.034484	0.044467	0.775485	0.4384
LARGE (-6)	-0.017046	0.044487	-0.383180	0.7017
LARGE (-7)	0.073059	0.044234	1.651643	0.0992
決定係数	0.050213	自由度修正済決定係数	0.037328	
ダービン・ワトソン値	2.007920	P 値(F 検定)	0.000376	

小型J-REIT（配当無）日次リターン（SMALL）：第1期

標本期間：2003年3月31日～2007年7月10日

標本数：1,047

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000659	0.000228	2.886920	0.0040
SMALL (-1)	0.139821	0.031017	4.507812	0.0000
SMALL (-2)	-0.023923	0.031319	-0.763850	0.4451
SMALL (-3)	0.005128	0.031311	0.163779	0.8699
SMALL (-4)	-0.088234	0.031204	-2.827661	0.0048
SMALL (-5)	-0.030895	0.031322	-0.986374	0.3242
SMALL (-6)	-0.006998	0.031346	-0.223251	0.8234
SMALL (-7)	0.014520	0.031089	0.467041	0.6406
決定係数	0.030003	自由度修正済決定係数	0.023468	
ダービン・ワトソン値	1.999895	P 値(F 検定)	0.000046	

小型J-REIT（配当無）日次リターン（SMALL）：第2期

標本期間：2007年7月11日～2009年3月13日

標本数：527

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	-0.001226	0.001016	-1.206596	0.2281
SMALL (-1)	0.263510	0.043359	6.077353	0.0000
SMALL (-2)	0.072699	0.044857	1.620702	0.1057
SMALL (-3)	-0.085388	0.044720	-1.909374	0.0568
SMALL (-4)	0.087701	0.044715	1.961330	0.0504
SMALL (-5)	-0.108685	0.044710	-2.430899	0.0154
SMALL (-6)	0.001610	0.044861	0.035886	0.9714
SMALL (-7)	0.149092	0.043335	3.440466	0.0006
決定係数	0.111154	自由度修正済決定係数	0.099166	
ダービン・ワトソン値	2.009284	P 値(F 検定)	0.000000	

小型J-REIT（配当無）日次リターン（SMALL）：第3期

標本期間：2009年3月14日～2012年12月16日

標本数：917

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.000509	0.000412	1.235279	0.2170
SMALL (-1)	0.156350	0.033179	4.712252	0.0000
SMALL (-2)	-0.048110	0.033519	-1.435329	0.1515
SMALL (-3)	-0.027902	0.033487	-0.833231	0.4049
SMALL (-4)	-0.048407	0.033467	-1.446387	0.1484
SMALL (-5)	-0.069470	0.033487	-2.074552	0.0383
SMALL (-6)	0.003661	0.033484	0.109325	0.9130
SMALL (-7)	-0.010059	0.033008	-0.304738	0.7606
決定係数	0.035948	自由度修正済決定係数	0.028524	
ダービン・ワトソン値	1.997488	P 値(F 検定)	0.000023	

小型J-REIT（配当無）日次リターン（SMALL）：第4期

標本期間：2012年12月17日～2015年2月20日

標本数：524

変数	係数推定値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	0.001130	0.000535	2.113362	0.0350
SMALL (-1)	0.149762	0.043975	3.405601	0.0007
SMALL (-2)	0.029283	0.044475	0.658404	0.5106
SMALL (-3)	-0.142198	0.044449	-3.199128	0.0015
SMALL (-4)	-0.050667	0.044858	-1.129509	0.2592
SMALL (-5)	0.004981	0.044465	0.112009	0.9109
SMALL (-6)	0.007016	0.044468	0.157769	0.8747
SMALL (-7)	0.048494	0.044139	1.098672	0.2724
決定係数	0.054387	自由度修正済決定係数	0.041559	
ダービン・ワトソン値	2.005507	P 値(F 検定)	0.000145	

5. 終わりに

本論文では、J-REIT リターンの時系列特性を知るために、2003年3月31日から2015年2月20日までのJ-REITの日次リターンを用いて、全データ期間及びレジーム・スイッチングの可能性を考慮した自己回帰モデルを推定し、レジームの変化がどのような経済環境に対応しているかを議論した。その結果、J-REITの日次リターンには、リターンに上昇傾向があり、1期前のリターンからの正の影響は大きく、負の影響は（1週間以内である）4期前のリターンからのものとなるレジーム1と、リターンの上昇傾向は消え、1期前のリターンから正の影響も小さくなり、負の影響は（1週間を超えた）5期前と6期前のリターンからの影響となるレジーム2があることが見いだされた。また、J-REIT日次リターンのレジーム1はJ-REIT指数の値が上昇基調にある期間、レジーム2と下落もしくは横ばい基調にある期間と一致し、そのような経済環境の特徴を表していることが分かった。さらに、これらの特徴をJ-REITの規模で分類して分析した場合、小型J-REITの日次リターンには全期間にわたって1期前リターンの正の有意な影響が見いだされる一方、大型J-REITの日次リターンについてはJ-REIT全体のリターンと同様の結果が得られた。即ち、1期前リターンがJ-REIT指数の上昇期には有意に正の影響を与えるが、下落もしくは横ばい期の影響は有意でなくなるというJ-REIT日次リターンの特性は、大型J-REITの日次リターンの特性によって生じていると考えられる。

J-REIT リターンのこれらの特性は、TOPIXの日次リターンについては見出されず、また推定されるレジームの確率も、TOPIXとJ-REITとでは大きくパターンが異なっている。

その意味で、ここで見いだされた自己回帰の特徴は **J-REIT** 日次リターンに固有であり、**J-REIT** の特性を知る上で大変興味深い。

では、なぜ **J-REIT** リターン—大型 **J-REIT** のリターン—の特性が、**J-REIT** 指数の急上昇期と急下落期で異なるのか。特に、1 期前（1 営業日前）のリターンの正の影響が、急上昇期の方が急下落期よりも大きいのか。第 2 節において、1 営業日前のリターンから正の影響を受ける理由として、投資家が **J-REIT** を取引する際、価格インパクトを抑えるために投資家が 1 日ではなく 2 日かけて取引需要を満たすことで、日次リターンに正の 1 次の自己相関が生まれる可能性を指摘したが、そのようなこと起きているかどうかの検証を含め、日次リターンの 1 次の正の自己相関の発生理由の探求は今後の興味深い課題である。

同様に第 2 節で指摘したが、本研究で推定された自己回帰モデルの説明力は低く、**J-REIT** リターンの変動をより良く説明するためには、他の変数をモデルに加えることや、ボラティリティの変動を明示化したモデルを利用する必要がある。そのためには、レジーム・スイッチングを考慮した **GARCH-VAR** モデルの推定が必要になると考えられ、これも今後の重要な研究課題である。

参考文献

祝迫得夫 (2003)、株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関、現代ファイナンス 13、pp29-45.

石島博・松島純之介 (2011)、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、pp41-65.

石島博・谷山智彦・松島純之介 (2009)、レジーム・スイッチング不動産価格評価モデル、ジャフイー・ジャーナル、pp152-178.

石島博・高野江里子・谷山智彦 (2006)、レジーム・スイッチング資産価格評価モデルによる J-REIT のリスクプレミアム推定、ジャレフ・ジャーナル、pp85-115.

大橋和彦 (2005)、レジーム・スイッチング・モデルによる J-REIT リターンの分析、ARES REPORT Nov.-Dec., pp80-90.

徳永俊史・久保田敬一 (2006)、株式投資収益率の時系列構造分析：週次データを用いて、武蔵大学論集 第 54 巻 第 2 号、pp117-137.

Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay (1988), Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence from a Simple Test, Review of Financial Studies 1, pp41-66.