

国土交通政策研究 第53号

客員研究官論文

**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 -**

大橋和彦(客員研究官、一橋大学大学院国際企業戦略研究科 助教授)

永井輝一(三井不動産 S & E総合研究所)

八並純子(一橋大学大学院国際企業戦略研究科 博士課程)

2005年7月

国土交通省 国土交通政策研究所

## 要旨

本論文は、新たに利用可能となったデータを用いた継続研究として、2001年9月から2004年10月までの週次及び月次データを用い、J-REITと諸資産の超過リターンの同時点及び異時点の関係を分析する。週次データの分析では、J-REITと諸資産の超過リターンの関係が時期によって大きく変化することが確認される。例えば、同時点（同じ週）では、開設後1年目に小型・低流動性株式や債券が有意な影響を与えるが、2年目以降には有意でなくなる。また、異時点（次の週）の波及効果では、市場開設後2年目に債券と電力・ガス株式が強い影響を与えるが、それ以外の年にはそのような効果は観察されない。月次データの分析では、同時点（同じ月）の債券と電力・ガス株式の超過リターンがJ-REITの超過リターンに有意な影響を与えることがわかる。また、異時点間（異なる月）でJ-REITに影響を与える変数は見出せず、株式・債券のリターンの変動のJ-REITのリターンへの影響が月をまたぐほど継続しないことが確認される。いずれにせよ、上の分析で用いた株式・債券ではJ-REITのリターン変動の多くの割合を説明できず、その意味でJ-REITの独自変動は強い。このような独自性の原因を探る試みとして、不動産株式のリターンや保有資産の稼働率によるJ-REITリターンの分析を行ったが、追加的な説明力はほとんどない。今後は、J-REITの独自変動の要因の解明が望まれる。

## Abstract

We investigate contemporaneous and intertemporal relationship among excess returns of J-REIT and other financial assets, such as stocks and bonds, by using weekly and monthly data from September 2001 to October 2004. From the weekly data, we find that the relation among excess returns of J-REIT and other assets have changed dramatically over time. For example, in the first year after the opening of J-REIT market, the excess returns of small size stocks and bonds are significantly related to that of J-REIT in the same week, but that relation becomes insignificant after the second year. Also, in the second year after the opening, the excess returns of bonds and utility stocks affect strongly that of J-REIT in the next week, but there is no such effect in the first and third year. From the monthly data, we find that the excess returns of bonds and utility stocks are significantly related to that of J-REIT in the same month. However, no intertemporal relation can be found so that the effect of the excess returns of stocks and bonds to that of J-REIT does not persist over month. In all analysis above, the variation of the excess returns of stocks and bonds cannot explain the large portion of that of J-REIT excess return. In this sense, the excess return of J-REIT has significant component independent of those of other assets. To analyze such specific component of the J-REIT variation, we also investigate the effect of the excess return of real estate prices and vacancy rates, but cannot find any significant relationship with that of J-REIT. Investigation of the variation specific to J-REIT is an important future research topic.

# 目 次

1. はじめに .....	1
2. データと基本統計量 .....	3
3. 同時点の関係の分析 .....	7
4. 異時点の波及効果の分析 (VAR) .....	10
4.1 VAR式の推定 .....	10
4.2 グランジャーの意味での因果性 (Granger Causality) .....	13
4.3 インパルス反応関数 .....	14
4.4 分散分解 .....	18
5. 月次データによる分析 .....	22
6. 補足的分析: 独自変動の原因 .....	27
7. 結論 .....	28
8. 補論 .....	29
参考文献 .....	35

## 1.はじめに

J-REIT市場は、2005年4月現在で時価総額約2兆円、上場J-REIT数16を達成した。今後の一層の市場規模の拡大も期待されている。まさに右肩上がりの成長を続け、証券化不動産商品として、一つのアセットクラスの認知を投資家から得たと言っても良いであろう。

投資の対象としてのJ-REITのリターン特性はいかなるものか。投資家がまず考えるこの問題に対し、わが国でも既に実務家や学者による多くの分析がなされてきている。(池上(2005)、木村(2003-2005)、川口(2001)、川口(2004)、高橋・石原(2003)、大橋・紙田・森(2003)、大橋・紙田・永井(2004)等参照。)J-REITのリターンは、株式や債券のリターンとどのような関係にあるのか。違いがあるとすればどのような違いがあるのか。J-REITのリターンを説明する主要因は何なのか。実物不動産との関係はどうか。このような基本的な問いに答えを出し、投資対象としてのJ-REITの位置づけを把握するため、時間の経過と共に蓄積されるJ-REIT市場のデータを利用した分析の積み重ねが続けられている。<sup>注1</sup>

本論文は、そのような継続的研究として、利用可能になった新たなデータを利用して大橋・紙田・永井(2004)が行った分析を拡張する。具体的には、J-REIT市場が開設された2001年9月から2003年10月まで3年間のデータを用い、J-REITのリターンと株式・債券のリターンの関係を実証的に分析する。少ないデータ数を補うため、大橋・紙田・永井(2004)や大橋・紙田・森(2003)同様、主に週次データを用いた分析を行うが、一方で3年間分のデータが蓄積した利点を生かし、月次データによる分析も同時に試みる。

週次データの分析からは、J-REITと株式・債券のリターンの関係が時期によって大きく変化していることが確認される。例えば、同時点(同じ週)の影響では、全期間で見てJ-REITのリターンが小型・低流動性株式及び債券の同じ週のリターンから有意な影響を受けているが、その影響のほとんどは開設後1年目のものであり、2年目以降の影響は有意でなくなる。また、データの制約から開設後1年半を前半残りを後半とした大橋・紙田・永井(2004)では前半期間に前の週の電力・ガス株式のリターンがJ-REITのリターンに影響を与えるという結果になったが、実はその影響の多くは開設後2年目の影響であり1年目には有意な影響はなかったことが確かめられる。同様に、後半期間で前の週の債券リターンがJ-REITのリターンに影響を及ぼすように見えたのが、実はその影響の多くも開設後2年目における影響であり3年目になると有意な影響を持たなくなってしまうことが確認される。

月次データの分析では、データ数の関係から全期間を通じた関係しか分析できないが、同時点(同じ月)の電力・ガス株式と債券のリターンがJ-REITのリターンに有意な影響を与えることがわかる。これは、週次で見た場合の同時点と異時点のJ-REITへの影響が、電力・ガス株式と債券では週をまたいで同じ方向に持続するためと考えられる。一方、週次データでは全期間で見てJ-REITに強い影響を与えた小型・低流動性株式は、月次ではJ-REITに殆ど影響を与えたとみなせなくなる。また、異時点間(異なる月)の影響を見ると、J-REITに影響を与える変数は見出せない。その意味で、株式・債券のリターンの変動のJ-REITのリターンへの影響は、月をまたぐほど継続しないことがわかる。

週次データ、月次データのどちらの場合においても明らかなのが、株式・債券市場に関する諸変数のリターンに対する、J-REITリターンの変動の独自性である。週次データの1年目の同時点の影響を除き、両データのほぼ全ての期間で、同時点・異時点に関わらず、

J-REITのリターンの変動の7割から9割が他の諸変数では説明できない独自の動きであることが確認される。J-REITのこの独自性を説明する要因を見つけられないか、不動産株式やJ-REITの投資物件に関するデータを用いた分析もあわせて行う。

本論文の構成は以下の通り。第2節で、利用するデータの基本的性質を述べる。第3節では、週次データを用いて、J-REITと株式・債券のリターンの同時点における関係を回帰を用いて分析する。第4節では、これらの諸変数の時間(異なる週)を通じた依存関係を、VARモデルを用いて分析する。第5節では、月次データについて第2-4節と同様の分析を行う。第6節では、J-REITリターンの独自変動の分析を行う。最後に第7節で、本論文の結論を述べる。

## 2. データと基本統計量

本論文では、2001年9月14日から2004年10月8日までの3年間の週次の超過リターンを用いて分析を行う。ここで、超過リターンを以下のように作成する。まず、各期の無リスク利率を、その期のオーバーナイト有担保コールの投資期間収益率とする。次に、各時点  $t$  における Quick J-REIT インデックス（配当込み）の対数収益率<sup>注2</sup> から同時点  $t$  における無リスク利率を引いた値を J-REIT の超過リターンとして  $x_{JREIT}(t)$  で表し、その系列で構成される J-REIT の超過リターンのデータを J-REIT で表す。

同様に、東証指数（一部、配当込み）の対数収益率から無リスク利率を引いた値を東証一部の超過リターンとして  $x_{TOPIX}(t)$ 、その系列を TOPIX で表し、東証指数（二部、配当込み）の対数収益率から無リスク利率を引いた値を東証二部の超過リターンとして  $x_{TOPIX2}(t)$ 、その系列を TOPIX2 で表す。また、東証業種指数（電力・ガス、配当込み）の対数収益率から無リスク利率を引いた値を電力・ガス株式の超過リターンとして  $x_{UTILITY}(t)$ 、その系列を UTILITY で表し、野村 BPI 総合指数の対数収益率から無リスク利率を引いた値を債券の超過リターンとして  $x_{BPI\_SOGO}(t)$ 、その系列を BPI\_SOGO で表すことにする。

ここで、TOPIX は比較的大型で流動性も高い株式の超過リターンを、TOPIX2 は比較的小型で流動性も低い株式の超過リターンを表すものと解釈できる。また、UTILITY は電力・ガス株式の超過リターンを、BPI\_SOGO は債券の超過リターンを表すと解釈できる。電力・ガス株式をこのように含めるのは、一般に REIT が景気変動に対する安定性の点で電力・ガス株式と似通った特性を持つと考えられることに加え、大橋・紙田・森(2003)及び大橋・紙田・永井(2004)による先行研究においてそのような特徴を持つとされる所謂ディフェンシブ株式としての電力・ガス株式の J-REIT との関連が示唆されているためである。

本論文では、市場創設後3年以上経過した利点を生かし、サンプル期間を1年目（2001年9月14日から2002年8月30日まで）、2年目（2002年9月6日から2003年8月29日まで）と3年目（2003年9月5日から2004年10月8日まで）に分割する。そして、全サンプル期間に関する分析を行うと共に、市場創設後1年目、2年目、3年目の各サブサンプル期間についても同様の分析を行うことで、時間の経過による諸変数の関係の変化を分析する。

まず、以上のようにして得られた週次の超過リターン（週率）の、全サンプル期間に関する基本統計量を表1-1に記す。

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
平均	0.003	0.001	0.003	0.000	-0.000
標準偏差	0.016	0.026	0.024	0.003	0.017
歪度	0.164	-0.174	-0.759	-1.199	-0.288
尖度	4.186	2.496	6.034	6.958	5.189

表 1-1：諸変数の基本統計量（全期間）

全期間で評価した場合、J-REIT の平均超過リターンはその他すべての変数の平均超過リターン以上であり、標準偏差は BPI\_SOGO を以外の他のどの変数のものよりも小さい。したがって、平均超過リターンと標準偏差でリスク・リターンを評価するならば、この期間の J-REIT は他に比して魅力的な投資対象であったといえる。

1 年目、2 年目、3 年目の各期間の基本統計量を表 1 - 2、1 - 3、1 - 4 に記せば以下のようになる。

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
平均	-0.000	-0.003	-0.001	0.000	-0.003
標準偏差	0.018	0.029	0.017	0.001	0.024
歪度	0.033	0.173	-0.591	-0.431	-0.237
尖度	3.026	2.480	3.860	2.431	3.236

表 1-2：諸変数の基本統計量（1 年目）

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
平均	0.004	0.001	0.003	-0.000	0.000
標準偏差	0.016	0.027	0.020	0.003	0.013
歪度	0.462	-0.116	-0.785	-2.072	0.660
尖度	3.833	2.246	2.951	6.900	4.633

表 1-3：諸変数の基本統計量（2 年目）

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
平均	0.006	0.002	0.007	0.000	0.002
標準偏差	0.012	0.024	0.030	0.003	0.011
歪度	0.716	-0.652	-0.984	0.0866	0.748
尖度	6.820	3.008	5.727	3.422	3.831

表 1-4：諸変数の基本統計量（3 年目）

これらの年ごとの比較から、まず、時間の経過と共に J-REIT の平均超過リターンが上昇する一方で、標準偏差は下落したことが確認できる。即ち、創設後 3 年間、J-REIT のリスク・リターン特性は、投資対象として年々魅力的なものになって来ている。

他の資産との比較では、1 年目においては、リスク・リターンの両面に関して BPI\_SOGO



に劣るものの、(BPI\_SOGO よりも標準偏差が大きく平均超過リターンが低い、) それ以外の資産よりも高い平均超過リターンと小さい標準偏差を実現している。2年目には TOPIX と TOPIX2 よりも高い平均超過リターンを小さい標準偏差で実現、3年目には TOPIX よりも高い平均超過リターンを小さい標準偏差で実現している。

時間の経過と共に、High (Low) リスク・High (Low) リターンの落ち着いた関係が成立しつつあるが、Sharpe 比 (超過リターン/標準偏差)<sup>注3</sup> で評価するなら、当該期間のほとんどの場合において J-REIT は他の資産よりも魅力的な投資対象であったことが確認できる。

次に、全サンプル期間における各変数の相関を表 2 - 1 に記す。

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	0.198	1.000			
TOPIX2	0.293	0.638	1.000		
BPI_SOGO	0.072	-0.319	-0.243	1.000	
UTILITY	0.066	0.217	0.146	0.021	1.000

表 2 - 1 : 諸変数の相関 (全期間)

J-REIT のリターンと他の資産のリターンの相関を比較するなら、TOPIX2 との相関が特に大きい。一般の株式 (TOPIX や TOPIX2) に比べ、債券 (BPI\_SOGO) や電力・ガス株式 (Utility) との相関が小さいことも興味深い。

リターンの相関構造の変化を見るため、1年目、2年目、3年目の相関を表 2 - 2、2 - 3、2 - 4 に記す。

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	0.279	1.000			
TOPIX2	0.567	0.638	1.000		
BPI_SOGO	0.210	0.033	-0.089	1.000	
UTILITY	-0.087	0.214	0.176	-0.070	1.000

表 2 - 2 : 諸変数の相関 (1年目)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	-0.125	1.000			
TOPIX2	-0.004	0.773	1.000		
BPI_SOGO	0.251	-0.430	-0.314	1.000	
UTILITY	0.236	0.054	0.172	0.114	1.000

表 2 - 3 : 諸変数の相関 (2年目)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	0.465	1.000			
TOPIX2	0.333	0.622	1.000		
BPI_SOGO	-0.178	-0.416	-0.249	1.000	
UTILITY	0.143	0.419	0.111	0.031	1.000

表 2 - 4 : 諸変数の相関 (3 年目)

J-REIT と TOPIX、TOPIX2 のリターンの相関は 1 年目及び 3 年目で大きいですが、2 年目には非常に小さくなっており安定しているとはいえない。BPI\_SOGO とのリターンの相関は、1 年目、2 年目で比較的大きかったものが、3 年目になると小さくなっている。これとは逆に、UTILITY との相関は、1 年目で非常に小さいかったものが、2 年目以降になると大きくなってきている。<sup>注 4</sup>

最後に、上記の変数の超過リターンについて単位根検定を行ったが、すべての変数と期間に関して ADF、PP のいずれの検定についても単位根の存在は有意水準 1% で強く棄却された。

### 3. 同時点の関係の分析

J-REIT と他の資産との同時点の関係を分析するため、本節では、J-REIT (Quick J-REIT インデックス) の超過リターンと、TOPIX (東証指数 (一部))、TOPIX2 (東証指数 (二部))、BPI\_SOGO (野村 BPI 総合指数)、UTILITY (東証業種指数 (電気・ガス)) の、各時点における回帰分析を行う。具体的には、次の回帰式を推定する。(ここで、 $\varepsilon(t)$  はノイズを表す攪乱項である。)

$$x_{JREIT}(t) = a_C + a_T x_{TOPIX}(t) + a_{T2} x_{TOPIX2}(t) + a_B x_{BPI\_SOGO}(t) + a_U x_{UTILITY}(t) + \varepsilon(t) \quad (1)$$

まず、(1)式を全サンプル期間 (2001年9月14日から2004年10月14日までの時点  $t$ ) について回帰した結果を、表3-1に記す。<sup>注5</sup>

	係数	標準誤差	t - 値	P値
定数項	0.002	0.001	2.051	0.042
TOPIX	0.037	0.061	0.618	0.538
TOPIX2	0.194	0.065	2.968	0.004
BPI_SOGO	0.878	0.432	2.033	0.044
UTILITY	0.006	0.072	0.081	0.935

表3-1: J-REIT 超過リターンの諸変数への回帰 (全期間)

ここで、TOPIX2 の係数値 0.194 は有意水準 1% でゼロと異なり、BPI\_SOGO の係数値 0.878 は有意水準 5% でゼロと異なると判断される。一方、TOPIX や BPI\_SOGO の係数はゼロと有意には異ならない。よって、サンプル期間全体では、J-REIT の超過リターンの変動は、比較的小型で流動性の低い株式 (TOPIX2) や債券 (BPI\_SOGO) の超過リターンの同時点の変動によって有意に説明されるが、比較的大型で流動性の高い株式 (TOPIX) や電力・ガス株式 (UTILITY) の超過リターンの同時点の変動では有意には説明されないことになる。

その一方、決定係数は 0.11、修正決定係数も 0.09 と小さい。よって、J-REIT の超過リターンの変動の 90% 以上が、同時点における株式・債券市場の諸変数の超過リターンでは説明できない独自の変動部分であることになる。

次に、J-REIT と諸変数の同時点の関係の時間の経過による変化を、J-REIT 発足以降の 1 年ごとについて同様の分析を行うことで評価した。(1)式をサンプル期間の 1 年目 (2001年9月14日から2002年8月30日まで)、2 年目 (2002年9月6日から2003年8月29日まで)、と 3 年目 (2003年9月5日から2004年10月8日まで) に分割し、各期間について回帰した結果を、それぞれ表3-2、3-3、3-4に記す。

	係数	標準誤差	t - 値	P値
定数項	-0.002	0.002	-0.846	0.402
TOPIX	-0.096	0.092	-1.041	0.304
TOPIX2	0.745	0.152	4.914	0.000
BPI_SOGO	3.212	1.352	2.376	0.022
UTILITY	-0.121	0.085	-1.419	0.163

**表 3 - 2 : J-REIT 超過リターンの諸変数への回帰  
(1年目 : 2001年9月14日から2002年8月30日)**

1年目における TOPIX2 の係数値 0.745 は 1%で有意、BPI\_SOGO の係数値 3.212 は 5%で有意である。全期間の結果と比較して、TOPIX2 の係数も大きい、BPI\_SOGO の係数が非常に大きくしかも有意である。<sup>注6</sup> その一方、それ以外の TOPIX や UTILITY といった変数の係数はゼロと有意には異ならず、J-REIT の超過リターンの変動を説明するとは言えない。これは、全期間の場合と同様、J-REIT の超過リターンの変動が、同時点の小型・低流動性株式 (TOPIX2) と債券 (BPI\_SOGO) の超過リターンの変動に強く連動していたことを示している。さらに、決定係数も 0.433、修正決定係数も 0.384 と他の期間に比して大きく、J-REIT 市場開設 1年目については J-REIT の超過リターンの変動の 40%近くが、諸変数特に小型・低流動性株式 (TOPIX2) や債券 (BPI\_SOGO) の超過リターンで説明できていたことがわかる。<sup>注7</sup>

	係数	標準誤差	t - 値	P値
定数項	0.004	0.002	1.655	0.105
TOPIX	-0.100	0.135	-0.742	0.462
TOPIX2	0.129	0.181	0.713	0.479
BPI_SOGO	0.954	0.711	1.342	0.186
UTILITY	0.235	0.171	1.372	0.177

**表 3 - 3 : J-REIT 超過リターンの諸変数への回帰  
(2年目 : 2002年9月6日から2003年8月29日)**

2年目の結果は、全期間や1年目とは大きく異なり、J-REIT の超過リターンを有意に説明できる変数が全くなってしまっている。決定係数は 0.118、修正決定係数では 0.043 と1年目に比較すると非常に小さくなっており、この時期 J-REIT の超過リターンは他の諸変数では説明できない独自の変動を強く示していたことが確認できる。

	係数	標準誤差	t - 値	P値
定数項	0.005	0.002	3.384	0.001
TOPIX	0.244	0.099	2.465	0.017
TOPIX2	0.023	0.065	0.348	0.729
BPI_SOGO	0.126	0.521	0.241	0.811
UTILITY	-0.067	0.155	-0.429	0.670

表 3 - 4 : J-REIT 超過リターンの諸変数への回帰  
(3年目 : 2003年9月5日から2004年10月8日)

3年目に入っても、(1年目と異なり)小型・低流動性株式(TOPIX2)や債券(BPI\_SOGO)は、同時点のJ-REITの超過リターンの変動への説明力を失ったままである。代わりに、大型・高流動性株式であるTOPIXが係数0.244(5%有意)で、J-REITの超過リターンの変動への説明力を持っている。この期間の決定係数は0.222、修正決定係数も0.164と大きいとはいえず、J-REIT超過リターンの変動の約8割が諸変数では説明できないJ-REIT独自の変動という結果となっている。

以上をまとめれば、J-REITと株式・債券市場の諸変数の超過リターンの同時点における関係は時期によって大きく変動し、次のように整理される。まず、全期間を通じた場合、週次のJ-REITの超過リターンの変動は、同時点の小型・低流動性株の超過リターン(TOPIX2)及び債券の超過リターン(BPI\_SOGO)の変動から有意に影響を受けている。しかしながら、これらの関係はすべてJ-REIT創設後1年間の市場におけるTOPIX2及びBPI\_SOGOとの同時点の強い関係の反映であり、2年目以降TOPIX2やBPI\_SOGOとのJ-REITのこのような同時点の関係は、全く観察されなくなる。Utilityは全ての期間を通じて同時点におけるJ-REITの超過リターンに有意な説明力を持たない。一方、大型・高流動性株式を表すTOPIXは、1年目及び2年目においては有意でなかったものが、3年目になって同時点のJREITの超過リターンに有意な説明力を持つようになっている。

決定係数から評価するなら、全期間を通じてJ-REITの超過リターンの変動の9割程が、同時点における株式・債券市場の諸変数の超過リターンでは説明できない独自の変動部分であることが示される。しかしながら、その大きさは時期によって大きく変化し、J-REIT創設後1年間はJ-REITの超過リターンの変動の40%近くが、諸変数特に小型・低流動性株式(TOPIX2)や債券(BPI\_SOGO)の超過リターンで説明された。一方、2年目になると説明力はほぼ失われ、3年目になると1~2割程度に回復している。また、いずれにせよ、J-REITの超過リターンの多くの部分は、ここで用いた諸変数の同時点の変動では説明できない独自の変動であることも確認できる。

## 4. 異時点の波及効果の分析(VAR)

本節では、週次の J-REIT の超過リターンと TOPIX、TOPIX 2、BPI\_SOGO、UTILITY の諸変数の週次の超過リターンの時間を通じた依存関係を、VAR (vector auto-regression) モデルを用いて分析する。

VAR 分析を行うために、まず用いるラグ (lag) の長さの選択を行う。全サンプル期間を用いた場合、代表的な判断基準である AIC (Akaike 情報基準) 他 2 基準を用いると最適なラグは 1 期間となり、SC (Schwartz 基準) 他 1 基準を用いると最適なラグは 0 期間 (外生変数である定数のみ) となる。また、各年ごとのサブサンプルを用いた場合、ラグを 2 期間以上にとるとデータ数が不足してしまう。これらの理由から、ここではラグを 1 期間に取り、以下の VAR 式を推定することにする。(ここで、各  $\varepsilon_i(t)$  はノイズを表す攪乱項である。)

$$\begin{aligned}
 x_{JREIT}(t) &= c_{JJ}x_{JREIT}(t-1) + c_{JT}x_{TOPIX}(t-1) + c_{J2}x_{JTOPIX2}(t-1) + c_{JB}x_{BP}(t-1) + c_{JU}x_{UTILITY}(t-1) + c_J + \varepsilon_J(t) \\
 x_{TOPIX}(t) &= c_{TJ}x_{JREIT}(t-1) + c_{TT}x_{TOPIX}(t-1) + c_{T2}x_{JTOPIX2}(t-1) + c_{TB}x_{BP}(t-1) + c_{TU}x_{UTILITY}(t-1) + c_T + \varepsilon_T(t) \\
 x_{TOPIX2}(t) &= c_{2J}x_{JREIT}(t-1) + c_{2T}x_{TOPIX}(t-1) + c_{22}x_{JTOPIX2}(t-1) + c_{2B}x_{BP}(t-1) + c_{2U}x_{UTILITY}(t-1) + c_2 + \varepsilon_2(t) \\
 x_{BP}(t) &= c_{BJ}x_{JREIT}(t-1) + c_{BT}x_{TOPIX}(t-1) + c_{B2}x_{JTOPIX2}(t-1) + c_{BB}x_{BP}(t-1) + c_{BU}x_{UTILITY}(t-1) + c_B + \varepsilon_B(t) \\
 x_{UTILITY}(t) &= c_{UJ}x_{JREIT}(t-1) + c_{UT}x_{TOPIX}(t-1) + c_{U2}x_{JTOPIX2}(t-1) + c_{UB}x_{BP}(t-1) + c_{UU}x_{UTILITY}(t-1) + c_U + \varepsilon_U(t)
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

### 4.1 VAR 式の推定

(2) 式を全サンプル期間について推定した結果の要約が表 4 - 1 である。( [ ] 内は t-値を示す。)(第 2 列以降の各列について、最上行には被説明変数となる変数の名称が示され、その下に説明変数となる 1 時点前の各変数に対する係数の推定値と t-値が示されている。)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT(-1)	0.078 [ 0.984]	0.331 [ 2.381]	0.175 [ 1.485]	0.0170 [ 1.087]	0.252 [ 2.845]
TOPIX(-1)	0.116 [ 1.927]	0.0415 [ 0.394]	0.233 [ 2.605]	0.003 [ 0.227]	0.003 [ 0.047]
TOPIX2(-1)	-0.068 [-1.016]	-0.173 [-1.489]	-0.032 [-0.323]	-0.021 [-1.635]	-0.123 [-1.655]
BPI_SOGO(-1)	0.911 [ 2.085]	-1.145 [-1.504]	-0.773 [-1.195]	0.021 [ 0.249]	0.092 [ 0.190]
UTILITY(-1)	0.168 [ 2.341]	0.104 [ 0.832]	0.092 [ 0.870]	0.006 [ 0.405]	-0.088 [-1.104]
定数項	0.003 [ 2.712]	0.001 [ 0.261]	0.003 [ 1.868]	0.000 [ 0.828]	-0.001 [-0.370]

表 4 - 1 : VAR の推定結果 (全期間)

ここで、異時点における諸変数の関係が、同時点における関係とは異なることに注目しよう。例えば、時点  $t$  における J-REIT の変動を説明するのに、同時点  $t$  (即ち同じ週) では小型・低流動性株式の超過リターンを表す TOPIX2 の影響が有意に大きかったにもかかわらず、異時点間の波及効果では 1 時点前の時点  $t - 1$  (即ち一週前) における TOPIX2 の値は時点  $t$  の J-REIT の値に ( $t -$  値で見て) 有意な影響は及ぼさなくなってしまう。

その一方、同時点の関係では有意な影響がなかった電力・ガス株式の超過リターン (UTILITY) が、異時点間関係では時点  $t - 1$  におけるその値が次の時点  $t$  の J-REIT の超過リターンに ( $t -$  値で見て) 有意な影響を持つことが見て取れる。

また、ここでは、同時点で有意に J-REIT に影響を与えることが確認された債券の超過リターン (BPI\_SOGO) が、異時点でも時点  $t - 1$  のその値が時点  $t$  の J-REIT の値に ( $t -$  値で見て) 有意な影響を持ち、同時点・異時点の両方で J-REIT の超過リターンに有意な影響を及ぼしていることが確認される。<sup>注 8</sup>

次に、同様の分析を J-REIT 発足以降の 1 年ごとについて行った結果を、それぞれ表 4 2、4 - 3、4 - 4 に記す。( [ ] 内は  $t$ -値を示す。)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT(-1)	0.027 [ 0.159]	0.706 [ 2.475]	0.097 [ 0.640]	0.028 [ 1.832]	0.453 [ 1.97]
TOPIX(-1)	0.161 [ 1.468]	0.081 [ 0.447]	0.216 [ 2.254]	-0.007 [-0.663]	0.067 [ 0.461]
TOPIX2(-1)	0.103 [ 0.469]	-0.304 [-0.838]	-0.007 [-0.037]	0.003 [ 0.152]	-0.503 [-1.72]
BPI_SOGO(-1)	-1.972 [-1.135]	-1.259 [-0.438]	0.024 [ 0.016]	0.085 [ 0.541]	4.061 [ 1.755]
UTILITY(-1)	0.1257 [ 1.231]	0.219 [ 1.296]	0.072 [ 0.806]	0.001 [ 0.129]	-0.167 [-1.225]
定数項	0.002 [ 0.765]	-0.000 [-0.057]	0.001 [ 0.368]	0.000 [ 1.960]	-0.005 [-1.550]

表 4 - 2 : VAR の推定結果 ( 1 年目 : 2001 年 9 月 14 日から 2002 年 8 月 30 日 )

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT(-1)	-0.047 [-0.337]	0.151 [ 0.619]	0.153 [ 0.873]	-0.030 [-0.904]	0.267 [ 2.238]
TOPIX(-1)	0.225 [ 1.727]	0.267 [ 1.179]	0.218 [ 1.335]	-0.003 [-0.110]	0.073 [ 0.663]
TOPIX2(-1)	-0.376 [-2.160]	-0.639 [-2.111]	-0.111 [-0.510]	-0.018 [-0.427]	-0.190 [-1.287]
BPI_SOGO(-1)	1.502 [ 2.154]	-1.698 [-1.402]	-0.584 [-0.670]	0.212 [ 1.283]	0.470 [ 0.794]
UTILITY(-1)	0.328 [ 1.972]	0.137 [ 0.473]	0.118 [ 0.569]	0.020 [ 0.508]	0.153 [ 1.085]
定数項	0.005 [ 2.344]	0.003 [ 0.862]	0.003 [ 1.242]	4.14E-05 [ 0.079]	-0.000 [-0.168]

表 4 - 3 : VAR の推定結果 ( 2 年目 : 2002 年 9 月 6 日から 2003 年 8 月 29 日 )



	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT(-1)	0.110 [ 0.724]	0.249 [ 0.832]	0.157 [ 0.428]	0.025 [ 0.614]	-0.135 [-1.034]
TOPIX(-1)	0.108 [ 0.926]	-0.089 [-0.389]	0.371 [ 1.324]	0.005 [ 0.177]	-0.081 [-0.821]
TOPIX2(-1)	-0.061 [-0.837]	-0.071 [-0.502]	-0.066 [-0.376]	-0.030 [-1.585]	-0.038 [-0.615]
BPI_SOGO(-1)	0.897 [ 1.542]	-0.317 [-0.278]	-0.607 [-0.433]	-0.175 [-1.140]	-1.201 [-2.419]
UTILITY(-1)	-0.045 [-0.262]	-0.078 [-0.231]	-0.073 [-0.175]	0.024 [ 0.528]	0.230 [ 1.422]
定数項	0.006 [ 2.857]	0.002 [ 0.404]	0.006 [ 1.341]	0.000 [ 0.579]	0.003 [ 1.770]

表 4 - 4 : VAR の推定結果 (3 年目 : 2003 年 9 月 5 日から 2004 年 10 月 8 日)

これから、各年における結果が全期間を通じた結果とは異なること、そして異時点間の諸変数の依存関係が時間の経過と共に大きく変化していることが確認できる。まず、1 年目においては、時点  $t$  の J-REIT の超過リターンに ( $t -$  値で見て) 有意な波及効果を及ぼす時点  $t-1$  の変数が全くない。それが 2 年目になると、小型・低流動性株式を表す TOPIX2、債券を表す BPI\_SOGO、そして電力・ガス株式を表す UTILITY の時点  $t-1$  の超過リターンが、時点  $t$  における J-REIT の超過リターンへ ( $t -$  値で見て) 有意な波及効果を持つように変化している。ところが、3 年目になると、(BPI\_SOGO の有意ではない若干の影響を除き) これらの J-REIT への異時点間の波及効果が再び観察されなくなってしまう。<sup>注9</sup>

同時点に関する結果との比較も興味深い。同時点では J-REIT と有意な関係にある変数があった 1 年目 (TOPIX2 及び BPI\_SOGO) と 3 年目 (TOPIX) において、異時点では J-REIT に有意な影響を与える変数が全くなってしまう。逆に、同時点では J-REIT と有意な関係を持つ変数がなかった 2 年目においては、異時点では TOPIX2、BPI\_SOGO、そして UTILITY が J-REIT へ有意な波及効果を持つようになっている。

このように、J-REIT と諸変数の関係は、J-REIT に影響を与える変数が時間の経過と共に変化するのみならず、それらの変数が J-REIT に影響を与えるタイミング (同時点、異時点) も変化と続けている。J-REIT と諸変数の間には、まだ安定した関係はみいだせない。

#### 4.2 グランジャーの意味での因果性 (Granger Causality)

各変数から J-REIT へのグランジャーの意味での因果性 (Granger causality) の有無の結果をまとめたのが表 5 である。この検定における帰無仮説は、「時点  $t - 1$  における第 1 列の変数は、時点  $t$  の J-REIT の超過リターンにグランジャーの意味で因果関係を持たない。」である。よって、帰無仮説が棄却されるなら各変数から J-REIT へのグランジャーの意味での因果性が有意に存在し、棄却されないなら有意には存在しないことになる。

	全期間	1年目	2年目	3年目
TOPIX	棄却されない	棄却(3%)	棄却されない	棄却されない
TOPIX2	棄却されない	棄却(3%)	棄却されない	棄却されない
BPI_SOGO	棄却(10%)	棄却されない	棄却(3%)	棄却されない
UTILITY	棄却(1%)	棄却(10%)	棄却されない	棄却されない

表5：J-REITの超過リターンに対するグランジャーの意味での因果関係

全期間について、表5の結果は前節のVAR分析から示唆される結果と同様であり、債券(BPI\_SOGO)及び電力・ガス株式(UTILITY)がJ-REITの決定に関してグランジャーの意味での因果関係を持っていたことが確認できる。但し、その関係は安定的なものではなく、時間の経過と共にJ-REITの超過リターンの決定にグランジャーの意味での因果関係を持つ変数は変化している。

実際、J-REIT市場設立直後の1年間は、TOPIX、TOPIX2、UTILITY等で表される株式要因が、J-REITの超過リターンの決定に対し有意な因果関係を持っていた。ところが、2年目になるとこれら株式要因による因果関係は消え、今度はBPI\_SOGOで表される債券要因がJ-REITの超過リターンの変動に有意な影響を及ぼすことになる。さらに、3年目になると、これらの因果関係はすべて有意でなくなってしまう。

特に、電力・ガス株式(UTILITY)と債券(BPI\_SOGO)に注目するなら、1年目にはUTILITYがJ-REITの超過リターンに対しグランジャーの意味で有意な因果関係を持つ一方BPI\_SOGOは持たないのに対し、2年目になるとUTILITYがJ-REITの超過リターンに対し有意な因果関係を持たない一方BPI\_SOGOが有意な因果関係を持つようになるという逆転現象が観察される。<sup>注10</sup>

興味深いことに、反対の波及効果としてJ-REITがBPI\_SOGOやUTILITYに持つグランジャーの意味での因果性を調べると、1年目においてはJ-REITの超過リターンがBPI\_SOGOの超過リターンに対し有意水準3%でグランジャーの意味での因果性を持つ。その一方、2年目になるとこの因果性は有意でなくなり、今度はUTILITYの超過リターンに対しJ-REITの超過リターンが有意水準3%でグランジャーの意味での因果性を持つことになる。

このように、グランジャーの意味での因果性から評価したJ-REITと諸変数の間の関係は、因果関係の存在の有無だけでなく因果の方向に関しても時間の経過と共に変化し続けており、J-REITの動きは他の諸変数からの独立性を強める傾向にあることが観察される。

### 4.3 インパルス反応関数

以下、インパルス反応関数を用いて各変数のJ-REITへの影響を示す。インパルス反応関数には、コレスキー分解による直交化を行った衝撃を用い、コレスキー順序はJ-REIT、TOPIX、TOPIX2、BPI\_SOGO、UTILITYとする。<sup>注11</sup>全サンプル期間を用いたVARの推定結果について、各変数に関する衝撃へのJ-REITの超過リターンの反応を、経過時間(週)に対応させグラフ化したものが図1である。(補論表A2-1を参照。)

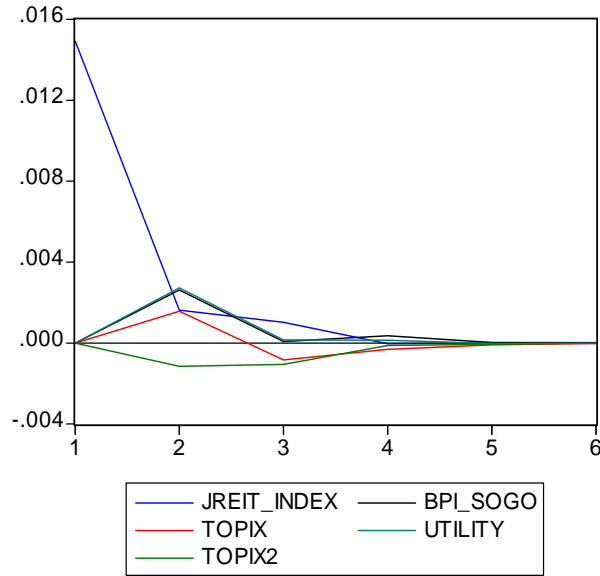


図 1：各変数への衝撃に対する J-REIT の超過リターンのインパルス反応関数（全期間）

図 1 から、J-REIT が、それ自身次いで BPI\_SOGO 及び UTILITY に関する衝撃に反応し、TOPIX や TOPIX 2 に関する衝撃にもある程度反応していることが見て取れる。より詳しく、諸変数に関する衝撃への J-REIT の反応を取り出して各々表示したのが図 2 - 1 である。(点線は実線からの標準誤差の 2 倍分の乖離を表す。)

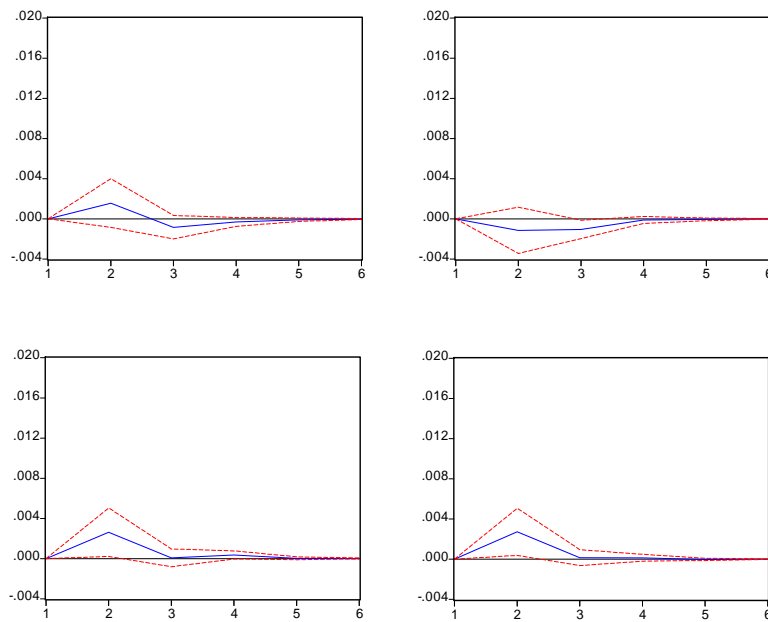


図 2-1：TOPIX（左上）、TOPIX2（右上）、BPI\_SOGO（左下）、UTILITY（右下）に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応（全期間）

これから、全サンプル期間を用いて推定した場合には、債券（BPI\_SOGO）と電力・ガス株式の超過リターン（UTILITY）に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応が似てい

ることがわかる。

しかしながら、VAR の推定結果やグランジャーの意味での因果性においてそうであったように、債券 (BPI\_SOGO) と電力・ガス株式 (UTILITY) に関する衝撃への J-REIT の反応も、時間の経過と共に大きく変化している。図 2 - 2、2 - 3、2 - 4 はこの点を示す。

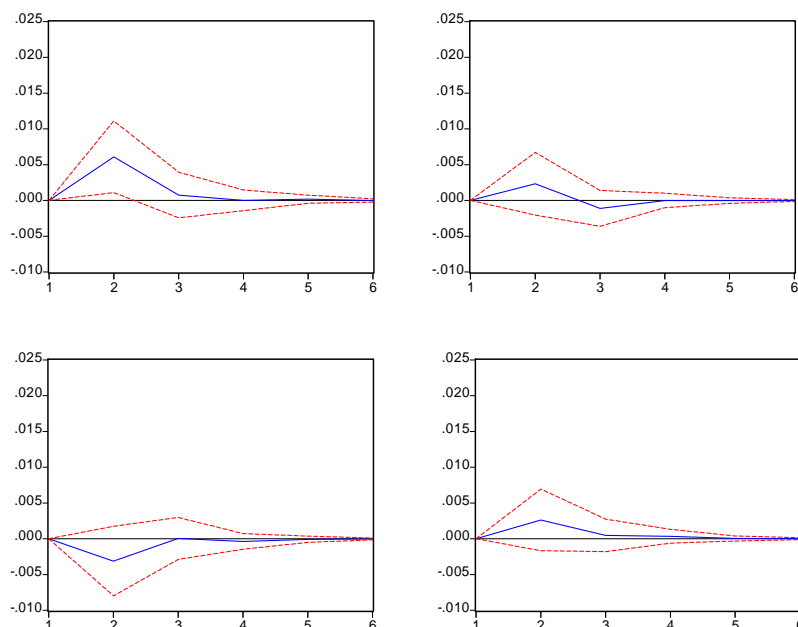


図 2-2 : TOPIX (左上)、TOPIX2 (右上)、BPI\_SOGO (左下)、UTILITY (右下) に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応 (1 年目)

ここで、上記グラフは、各期間の諸変数の超過リターンに生じた衝撃に対し、J-REIT の超過リターンが時間の経過を通じて反応する程度を表す。(点線は実線からの標準誤差の 2 倍分の乖離を表す。)

まず、図 2 - 2 からは、市場創設後の 1 年目において、J-REIT の超過リターンの変動に有意な影響を与えたのは大型・高流動性株式の TOPIX の過去の超過リターンへの衝撃であり、その他の諸変数への衝撃は影響を与えていないことがわかる。

これが 2 年目になると、図 2 - 3 が示すように、J-REIT の超過リターンに有意な影響を与えるのは債券 (BPI\_SOGO) 及び電力・ガス株式の超過リターン (UTILITY) への衝撃へと変わる。(この時期の両者の J-REIT への影響の度合いは大変似通ったものであり、これが全サンプル期間での両者の影響を似通ったものにさせていると推察される。)

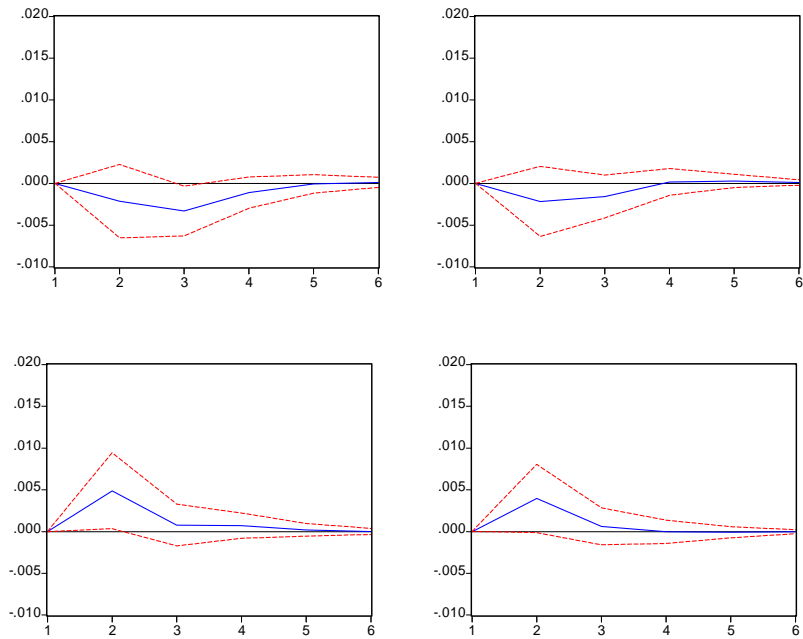


図 2-3 : TOPIX (左上)、TOPIX2 (右上)、BPI\_SOGO (左下)、UTILITY (右下) に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応 (2 年目)

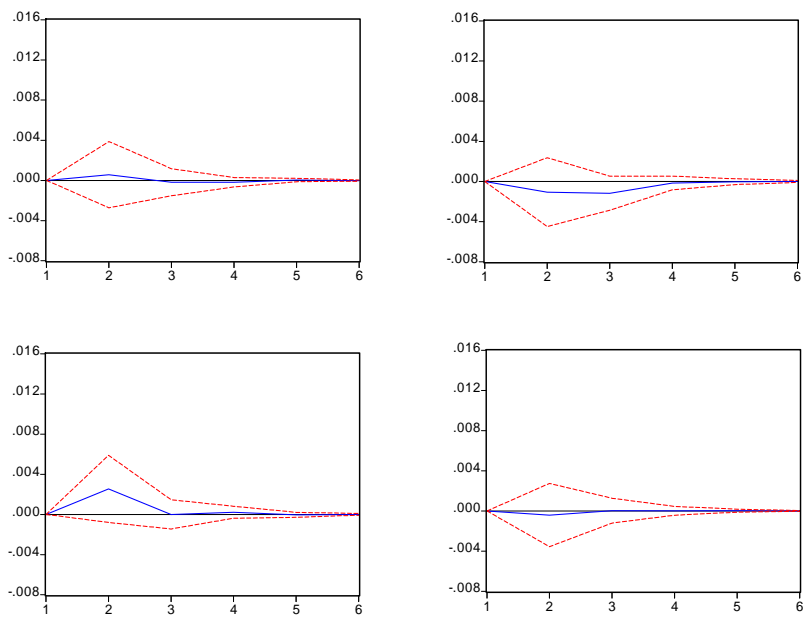


図 2-4 : TOPIX (左上)、TOPIX2 (右上)、BPI\_SOGO (左下)、UTILITY (右下) に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応 (3 年目)

しかしながら、3年目になると、図 2 - 4 が示すように、全ての変数についてその超過リターンへの衝撃は J-REIT の将来の超過リターンの変動に有意な影響を持たなくなってしまふ。この意味で、J-REIT と諸変数との関係は期間によって大きく変化してきたばかりで

なく、時間の経過と共に J-REIT の超過リターンの変動は他の諸変数からの独立性を強める傾向があることが見て取れる。

#### 4.4 分散分解

本節では、予測誤差の分散分解によって、各変数への衝撃が異時点間の波及効果を通じて最終的に J-REIT の超過リターンの変動を説明する寄与度を分析する。インパルス反応関数と同様、ここでもコレスキー分解による直交化を行った衝撃を用い、コレスキー順序は J-REIT、TOPIX、TOPIX 2、BPI\_SOGO、UTILITY とする。

全サンプル期間を用いて推定した VAR モデルについて、予測誤差の分散分解の結果を表したのが図 3 である。分散分解は、各変数に関する衝撃が将来の J-REIT の変動に影響する程度の比率を経過時間（週）の関数として表す。よって、比率が大きいほどその変数が J-REIT に与える影響が大きくなり、その意味で J-REIT の超過リターンの変動決定に重要となる。

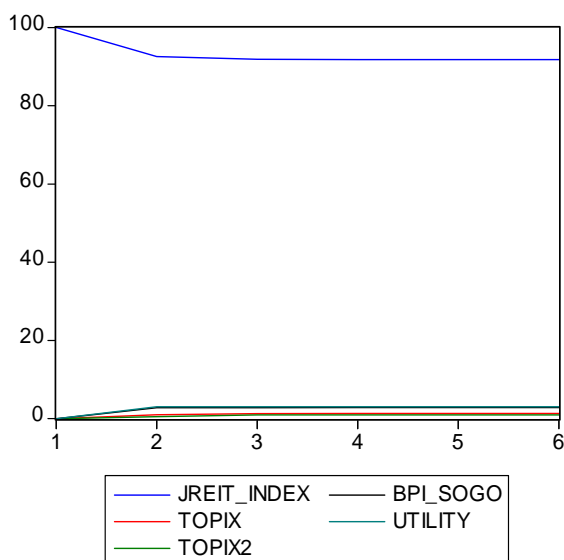


図 3：各変数への衝撃に対する J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解（全期間）

図 4 - 1 からは、全サンプル期間では、J-REIT の超過リターンの変動のうち 91.8%程度が J-REIT の超過リターン自身への衝撃によって、2.8%程度が債券（BPI\_SOGO）の超過リターン、3.0%程度が電力・ガス株式（UTILITY）の超過リターンへの衝撃によって説明されることが分かる。（補論表 A3 - 1 参照。）しかしながら、株式市場全体の動きを表す TOPIX や TOPIX2 は、それぞれ 1.3%程度と 0.1%程度と低く、両者を合計しても BPI\_SOGO や UTILITY ほどの説明力は無い。

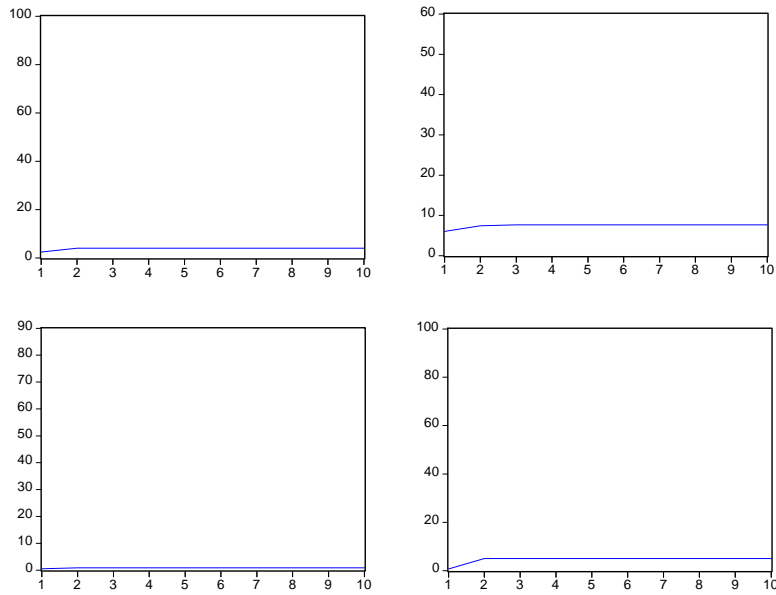


図 4 - 1 : TOPIX (左上) TOPIX2 (右上) BPI\_SOGO (左下) UTILITY (右下) への  
 衝撃に起因する J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解 (全期間)

全サンプル期間に関して、異時点間の影響の度合いを示す分散分解のこの結果は、同時点の影響については TOPIX 2 の超過リターンが J-REIT の超過リターンに強い説明力を持ったことと対照的であろう。逆に、同時点では J-REIT への有意な影響を持たなかった UTILITY が、異時点間では TOPIX や TOPIX2 よりも大きな影響を与えていることも興味深い。一方、BPI\_SOGO については、同時点・異時点とも J-REIT の超過リターンの決定にそれなりの影響を与えていることがわかる。

次に、J-REIT 市場創設後の各年について、J-REIT の超過リターンに関する分散分解を求め各変数ごとに図に描く (図 4 - 2、4 - 3、4 - 4)。すると、1 年目では、J-REIT の超過リターンの変動のうち大型・高流動性株式を表す TOPIX の超過リターンへの衝撃によって説明される程度が 11.1% と非常に大きい。(補論表 A3 - 1 参照。) 一方、小型・低流動性株式を表す TOPIX2 は 2.0% 程度、債券 (BPI\_SOGO) は 2.9% 程度、UTILITY は 2.2% 程度となる。

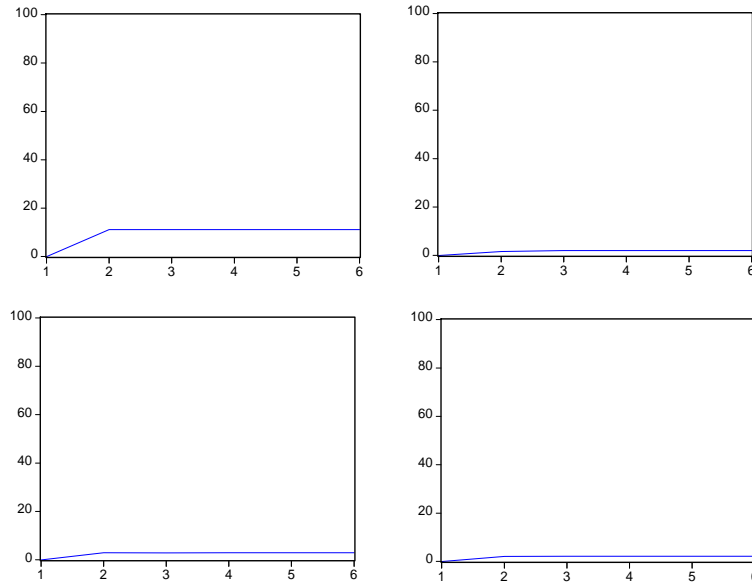


図 4 - 2 : TOPIX (左上)、TOPIX2 (右上)、BPI\_SOGO (左下)、UTILITY (右下) への  
 衝撃に起因する J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解 (1 年目)

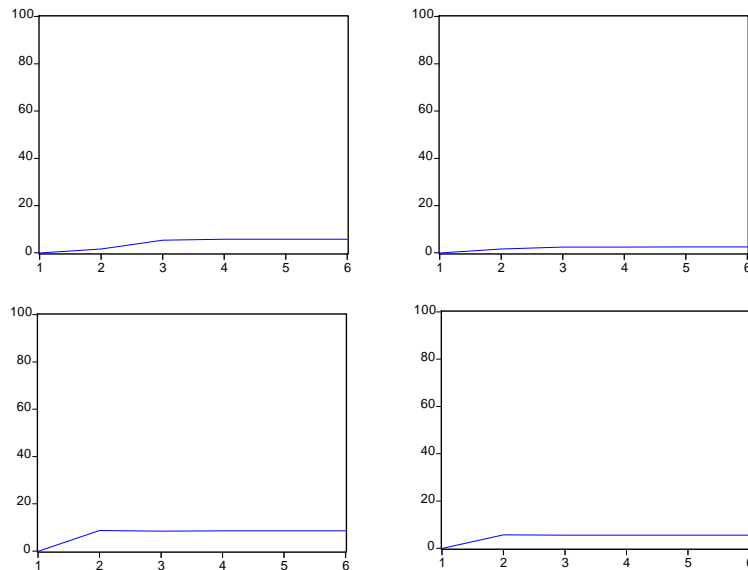


図 4 - 3 : TOPIX (左上)、TOPIX2 (右上)、BPI\_SOGO (左下)、UTILITY (右下) への  
 衝撃に起因する J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解 (2 年目)

2 年目になると、J-REIT の超過リターンの変動のうち TOPIX への衝撃によって説明される部分は 5.8%程度に減少する。(補論表 A3 - 2 参照。)それに代わって、BPI\_SOGO への衝撃が説明するのは 8.6%程度、UTILITY は 5.5%程度と大きく増加する。一方、TOPIX2 は 2.5%程度の説明力にとどまる。



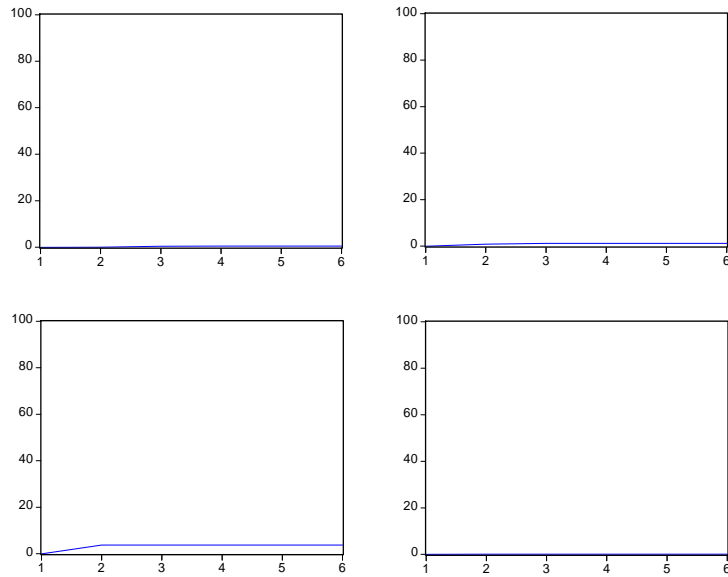


図4-4：TOPIX（左上）、TOPIX2（右上）、BPI\_SOGO（左下）、UTILITY（右下）への  
 衝撃に起因するJ-REITの超過リターンの予測誤差の分散分解（3年目）

3年目には、J-REITの超過リターンの変動のうちTOPIXへの衝撃によって説明される部分は0.5%程度に、TOPIX2は1.2%程度に、UTILITYは0.1%程度にと全体的に大きく下落する。（補論表A3-2参照。）BPI\_SOGOへの衝撃が説明する部分が3.8%程度にとどまるものの、J-REITの超過リターンの変動のうちJ-REIT自身の超過リターンへの衝撃によって説明される程度は94.4%程度となり、この期間は94.4%程度と他の期間に比べて非常に大きいものとなる。これらの結果からは、時間の経過と共にJ-REITの超過リターンに影響を及ぼす要因が変化してきたことと共に、J-REITの変動の独自性の高まりつつあることが確認される。

## 5. 月次データによる分析

リターンの測定期間が諸変数と J-REIT との関係にどのような影響を及ぼすか。この点を分析するため、本節では月次リターンの分析を行う。J-REIT 市場開設から 3 年以上過ぎ、ここでは全体で 37 ヶ月分のデータが利用可能であるが、データ数から月次データに関する分析は全データ期間のみを行うものとする。無リスクリターンや各資産の超過リターンは、週次の場合と同様の方法で構成する。

月次リターンに関する基本統計量は以下の通りとなる。(週次データの場合は週次の超過リターン、月次データの場合は月次の超過リターンであることに注意されたい。)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
平均	0.014	0.001	0.013	0.001	-0.000
標準偏差	0.041	0.045	0.062	0.006	0.034
歪度	0.696	-0.088	0.524	-1.295	-0.238
尖度	3.892	2.118	3.119	5.922	4.013

表 5 - 1 諸変数の基本統計量 (全期間、月次)

月次でも、週次の場合と同様、J-REIT は平均的に高い収益率を低い標準偏差で達成する魅力的な投資対象であったことがわかる。超過リターンをその標準偏差で割った Sharpe 比 (超過リターン/標準偏差)<sup>注12</sup> は J-REIT で 0.34 であり、明らかに他のどの資産よりも大きい。

各変数の月次の超過リターンの相関は以下のように求められる。

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	0.295	1.000			
TOPIX2	0.333	0.772	1.000		
BPI_SOGO	0.216	-0.402	-0.375	1.000	
UTILITY	0.449	0.019	0.150	0.228	1.000

表 5 - 2 諸変数の相関 (全期間、月次)

週次データと比較するならば、月次の相関は週次の相関よりも大きくなる傾向があることがわかる。これは、週次データでは同じ週における超過リターンの相関だけが測定され週が異なれば考慮されなかったものが、月次データでは次週以降の超過リターンとの相関も含まれるためと考えられるが、それが増加する方向に出ることは必ずしも自明ではない。また、資産によってその違いが大きく異なることも特徴的である。実際、TOPIX や TOPIX 2 では週次の相関も月次の相関もそれほど異ならない一方で、BPI\_SOGO や UTILITY では月次の相関が桁違いに大きくなっている。即ち、BPI\_SOGO や UTILITY については、J-REIT と同じ方向に変動する超過リターンの相関が週をまたいで比較的強く継続することが見て取れる。これは、週次データの異時点間の分析で、BPI\_SOGO や UTILITY が比較的強い波及効果を持っていたことと整合的である。

月次の超過リターンに関する各資産の同時点の関係の分析結果を以下に示す。（回帰式は、月次データを利用すること以外は（１）式と同様である。）

	係数	標準偏差	t - 値	P - 値
定数項	0.011	0.006	1.733	0.093
TOPIX	0.240	0.206	1.163	0.253
TOPIX2	0.131	0.152	0.864	0.394
BPI_SOGO	2.065	1.046	1.973	0.057
UTILITY	0.412	0.181	2.271	0.030

表 5 - 3 J-REIT 超過リターンへの諸変数の回帰（全期間、月次）

ここで、UTILITY の月次の超過リターンの J-REIT の超過リターンに対する同時点の説明力が、正かつ 3% で有意となっていることに注目されたい。これは、週次データでは同時点で UTILITY が J-REIT に全く説明力を持たなかったという結果とは大きく異なる。相関の場合と同様、これも週次データでは同じ週の影響だけが測定される一方、月次データでは次週以降の影響も含まれることが原因と考えられる。そのような異なる週にまたがる波及効果によって、月単位で見れば、UTILITY の変動は J-REIT の変動の決定に強い影響を持つことになる。また、BPI\_SOGO も 10%（実際には 5% 近く）で有意に正の影響を J-REIT に与えている。これは週次の場合とほぼ同様の結果であり、BPI\_SOGO で表される債券のリターンが週・月単位で J-REIT に同様の影響を与えることがわかる。一方、週次データでは大きな影響を持った TOPIX2 が、月次データでは説明力を全く持たないことも特徴的である。

月次リターンに関する回帰の決定係数は 0.37、修正決定係数は 0.28 で、週次データよりも改善するものの非常に大きいとはいえない。月次リターンの場合でも、J-REIT の超過リターンの 70% 近くは同時点における株式や債券市場の諸変数の超過リターンでは説明できない独自の變動部分である。

各資産の月次の超過リターンの、異時点間の依存関係を分析した結果は以下の通りとなる。（推定する VAR 式は、月次データを利用すること以外は（２）式と同様である。数字は VAR の係数の推定値、括弧内は t - 値である。）

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
<b>J-REIT(-1)</b>	-0.066	0.247	0.383	0.029	-0.019
	[-0.305]	[ 1.030]	[ 1.200]	[ 0.839]	[-0.106]
<b>TOPIX(-1)</b>	0.287	0.266	0.583	-0.047	-0.152
	[ 1.142]	[ 0.962]	[ 1.584]	[-1.182]	[-0.730]
<b>TOPIX2(-1)</b>	-0.278	-0.164	-0.402	-0.007	-0.059
	[-1.512]	[-0.810]	[-1.493]	[-0.231]	[-0.390]
<b>BPI_SOGO(-1)</b>	0.003	0.120	-0.946	-0.147	-2.028
	[ 0.002]	[ 0.083]	[-0.488]	[-0.703]	[-1.852]
<b>UTILITY(-1)</b>	0.131	-0.173	0.145	0.017	-0.033
	[ 0.550]	[-0.657]	[ 0.416]	[ 0.464]	[-0.165]
<b>定数項</b>	0.021	0.002	0.016	0.001	0.002
	[ 2.703]	[ 0.185]	[ 1.459]	[ 0.717]	[ 0.328]

表 5 - 4 VAR の推定結果 (全期間、月次)

月次データと比較した場合、TOPIX や TOPIX2 については同様の結果となっている。一方、BPI\_SOGO と UTILITY についてはここでも大きな違いが見出せるが、その効果は同時点の影響の場合と逆になっている。即ち、BPI\_SOGO と UTILITY の週次の超過リターンは ( t - 値で見て ) 次の週の J-REIT の超過リターンに有意な影響を与えていたのであるが、月次ではそのような次の月への有意な影響はなくなってしまっている。これは、異時点間の影響が月をまたぐほど長く持続しないためと考えられる。

さらに、グランジャーの意味での因果関係を調べると、TOPIX、TOPIX2、BPI\_SOGO、UTILITY 全ての変数について、それらの第 t 月の超過リターンは第 t+1 月の J-REIT の超過リターンに対し、グランジャーの意味での因果関係を持たないという結果になった。これも、異時点間の影響が月をまたぐほどは持続しないことを示すものである。

以上から、月次の超過リターンについては、異時点 (異なる月) の影響は小さいと考えられる。インパルス反応関数に関しても同様の結果となり、月次データに関してはどの変数も次月の J-REIT の超過リターンに有意な影響を及ぼさないことがわかる。

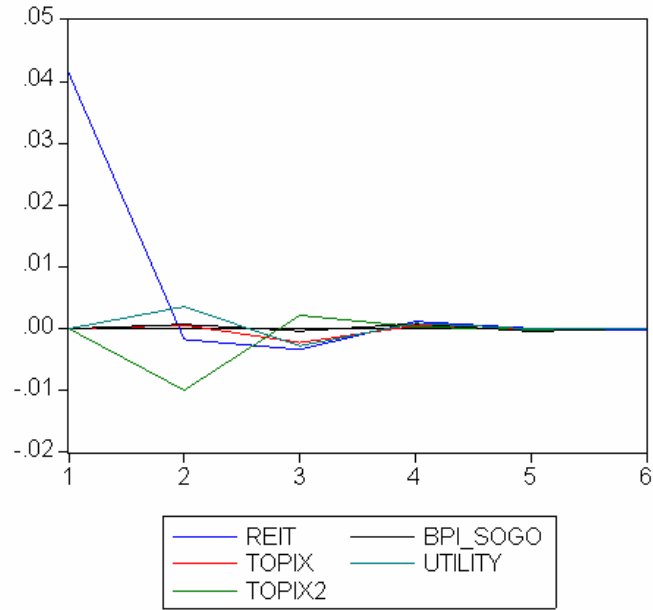


図 5 - 1 : 各変数の衝撃に対する J-REIT の超過リターンのインパルス反応関数 (全期間)

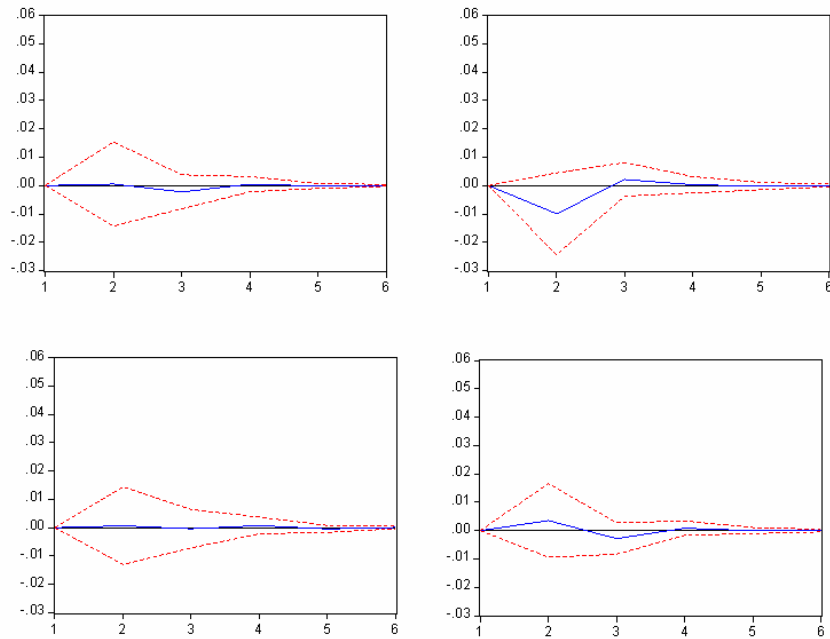


図 5-2 : TOPIX (左上)、TOPIX2 (右上)、BPI\_SOGO (左下)、UTILITY (右下) に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応 (全期間)

最後に、月次データに関する分散分解を行った結果を下図で示す。

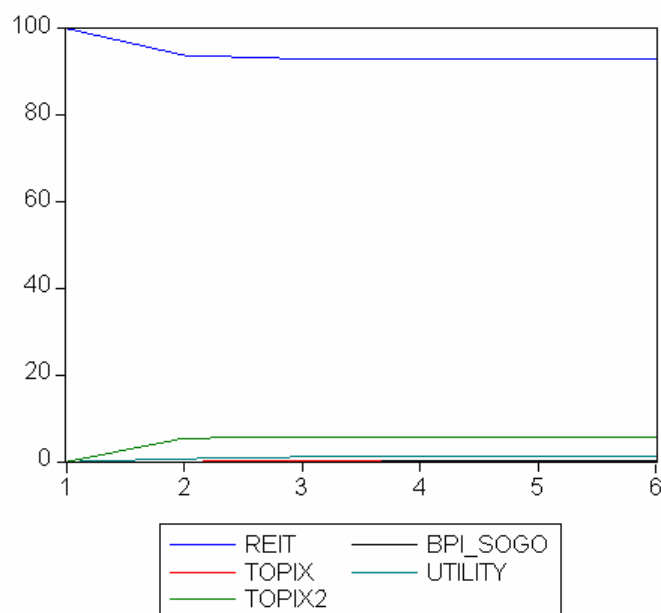


図 5-3：各変数の衝撃に対する J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解（全期間）

週次の場合と同様、月次でも J-REIT の超過リターンの変動のうち、92.8%ほどが J-REIT の超過リターンへの衝撃によって説明される。一方、TOPIX、BPI\_SOGO、UTILITY は、それぞれ 0.3%、0.8%、1.2% 程と、週次よりも下落した結果となる。いささか異なるのが TOPIX2 であり、5.6%程度に値が上昇する。だが、いずれにせよ、J-REIT の超過リターンの多くが、J-REIT 独自の変動で説明されることには変化がない。

月次データに関する結果は以下のようにまとめられる。まず、月次リターンで評価しても、リスク・リターンの関係から J-REIT は他の資産に比して魅力的な投資対象であった。また、UTILITY や BPI\_SOGO の超過リターンの変動は、同じ月の J-REIT の超過リターンの決定に有意な影響を与えている。しかしながら、その影響は月をまたぐほど持続するものではなく、週次の場合と同様に J-REIT の超過リターンの変動の 90%以上が J-REIT 独自の変動によることになる。

## 6. 補足的分析: 独自変動の原因

株式や債券に関わる諸変数で説明できない J-REIT の独自変動の源泉は何か。その候補にまず思いつくのは不動産である。そこで、本節では、東証業種指数（不動産、配当込み）の対数収益率から無リスク利率を引いた値を不動産株式の超過リターンとして TOPIX、TOPIX2、BPI\_SOGO、UTILITY に加えて分析を行い、J-REIT に対する説明力が向上するかどうか確認する。方法は、週次データに関する大橋・紙田・永井（2004）と同様、東証業種指数（不動産）を不動産株式として、J-REIT と不動産株式の超過リターンの関係を分析する。

まず、週次データによる分析では、全期間を通じた平均的な両者の相関係数は低く 0.14 程度となる。しかしながら、各年ごとに見るとその変動は大きく、市場開設後 1 年目の相関係数は 0.18、2 年目には -0.16 となるが、3 年目になると 0.41 と大きくなっている。<sup>注 13</sup> 一方、J-REIT を被説明変数として、TOPIX、TOPIX2、BPI\_SOGO、UTILITY に不動産株式を加えて行った回帰では、すべての期間について不動産株式の係数は有意にゼロとは異ならず、同時点の J-REIT リターンに対する追加的な説明力は持たない。さらに、不動産株式を追加した VAR 分析による異時点間の関係の分析でも、不動産株式は、係数の t- 値、グランジャーの意味での因果性、インパルス反応関数、分散分解のいかなる意味でも有意な影響を J-REIT に与えない。月次データによる分析も、週次の場合とほぼ同様に、不動産株式のリターンの変動が J-REIT のリターンの変動を有意には説明できないことが確認される。

これらから、J-REIT の超過リターンと東証業種指数（不動産）で表される不動産株式の超過リターンとの間には有意な関係は見出せないことがわかる。TOPIX2、BPI\_SOGO、UTILITY に比べ、むしろ不動産株式の方が J-REIT に対する説明力が小さく、J-REIT は債券やディフェンシブ株式以上に不動産株式と独立した変動をしていることが示唆される。<sup>注 14</sup>

J-REIT の独自変動の原因としては、J-REIT が保有する資産が生み出す将来キャッシュフローに対する“予測”が変動する可能性も考えられる。このような“予測”は観測できないので直接の分析は難しいが、現状が将来の平均的な姿をある程度反映すると考えれば、J-REIT 保有資産の利用状況を表す変数を代理に使うことも考えられる。通常、J-REIT の保有資産に関する情報は月次程度の頻度でしか更新されないため、このような分析は月次データについてのみ可能である。

そこで、ここでは、J-REIT の保有資産の稼働率の変動率を使って上記と同様の分析を行った。<sup>注 15</sup> その結果、同時点の影響を調べるために TOPIX、TOPIX2、BPI\_SOGO、UTILITY に稼働率の変動率を加えて行った回帰では、係数は有意にゼロとは異ならず J-REIT リターンに対する追加的な説明力は持たない結果となった。さらに、VAR 分析による異時点間の分析でも、稼働率の変動率は有意な影響を J-REIT に全く与えない結果となり、少なくとも稼働率で表される資産利用の現状は、J-REIT リターンの独自変動を説明できるものではないことが示された。

## 7. 結論

本論文は、新たに利用可能となったデータを用いた継続研究として、2001年9月から2004年10月までの週次及び月次データを用い、J-REIT、大型・高流動性株式(TOPIX)、小型・低流動性株式(TOPIX2)、債券(BPI\_SOGO)、電力・ガス株式(UTILITY)の超過リターンの同時点及び異時点の関係を分析した。

週次データの分析からは、J-REITと諸変数のリターンの関係が時期によって大きく変化することが確認された。例えば、同時点(同じ週)のJ-REITの超過リターンへの影響では、開設後1年目には小型・低流動性株式や債券が有意な影響を与えたが、2年目以降には有意でなくなった。また、異時点(次の週)のJ-REITリターンへの波及効果では、市場開設後2年目に債券と電力・ガス株式が強い影響を与えたが、それ以外の年にはそのような効果は観察されない。

月次データの分析では、全期間を通じて、同時点(同じ月)の債券と電力・ガス株式の超過リターンがJ-REITの超過リターンに有意な影響を与えることがわかった。また、週次データでは全期間でJ-REITに強い影響を与えた小型・低流動性株式が、月次ではJ-REITにほとんど影響を与えなくなった。異時点間(異なる月)の影響を見れば、J-REITに影響を与える変数は見出せず、株式・債券のリターンの変動のJ-REITのリターンへの影響が月をまたぐほど継続しないことが確認された。

週次データ、月次データの双方に明らかなのが、他の資産に対するJ-REITのリターンの変動の独自性である。週次データの1年目の同時点の影響以外では、J-REITのリターンの変動の7割から9割が他の諸変数では説明できない独自の変動となる。この独自変動の原因を探る試みとして、ここでは不動産株式のリターンや保有資産の稼働率が、J-REITのリターンに対して追加的な説明力を持つかどうかを上と同様の方法で分析した。残念ながら、結果は否定的であり、これらの変数ではJ-REITのリターンの独自変動を有意に説明することはできなかった。

J-REITのリターンの変動要因を理解するには、大きな割合を占める独自変動の要因を理解することが不可欠である。この分析のために良い知らせは、時間の経過と共に月次の分析が可能となるだけのデータがやっと蓄積しつつあることであろう。市場価格以外のJ-REITに関する様々な情報が、多くの場合、月次程度の頻度でしか利用可能でないためである。J-REITの独自変動を左右する要因としては、J-REITの保有資産の収益性の変化、投資家によるJ-REITの投資対象としての位置づけの変化、J-REITが抱えるリスクに対して投資家が求めるプレミアムの変化等が考えられる。このような観点を反映する変数を用いた、J-REITリターンの独自変動の解明が今後の課題である。



## 8. 補論

VAR のラグの決定：

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2327.064	NA	9.80e-20	-29.58044	-29.48311*	-29.54091*
1	2361.089	65.44824*	8.73e-20*	-29.69540*	-29.11140	-29.45822
2	2377.641	30.78444	9.73e-20	-29.58778	-28.51712	-29.15295
3	2395.479	32.04027	1.07e-19	-29.49655	-27.93922	-28.86406
4	2409.657	24.56408	1.23e-19	-29.35869	-27.31471	-28.52856

( \* は対応する基準で選ばれたラグを示す。 )

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

表 A1 : VAR のラグ次数の決定 (全期間)

インパルス反応関数：

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.015 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
2	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.003 (0.001)	0.003 (0.001)
3	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)	7.84E-05 (0.000)	0.000 (0.000)
4	-3.24E-05 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
5	8.96E-06 (7.4E-05)	-8.94E-05 (8.0E-05)	-5.17E-05 (6.4E-05)	3.20E-05 (7.1E-05)	-1.87E-05 (5.6E-05)
6	-1.37E-05 (2.4E-05)	-1.73E-05 (2.7E-05)	2.45E-07 (2.0E-05)	1.55E-05 (2.3E-05)	1.53E-06 (1.6E-05)

表 A2 - 1 : 各変数に関する衝撃への J-REIT のインパルス反応関数 (全期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.017 (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
2	0.001 (0.002)	0.006 (0.003)	0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
3	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	4.29E-05 (0.001)	0.000 (0.001)
4	0.001 (0.001)	1.12E-05 (0.000)	-3.59E-06 (0.000)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
5	2.02E-05 (0.000)	0.000 (0.000)	-1.87E-05 (0.000)	-6.99E-05 (0.000)	4.19E-05 (0.000)
6	4.83E-05 (0.000)	-1.08E-05 (0.000)	-2.36E-05 (5.4E-05)	-1.46E-05 (6.5E-05)	2.17E-05 (6.8E-05)

表 A2 - 2 : 各変数に関する衝撃への J-REIT のインパルス反応関数 (1 年目)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.015 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
2	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.005 (0.002)	0.004 (0.002)
3	0.001 (0.001)	-0.003 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
4	4.37E-06 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	-3.49E-05 (0.000)
5	-6.21E-05 (0.000)	-5.73E-05 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-8.83E-05 (0.000)
6	-2.45E-05 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	7.14E-06 (0.000)	-2.57E-05 (0.000)

表 A2 - 3 : 各変数に関する衝撃への J-REIT のインパルス反応関数 (2 年目)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.013 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
2	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.002)
3	0.000 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	3.86E-06 (0.000)	2.82E-05 (0.000)
4	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-7.86E-06 (0.000)	0.000 (0.000)	1.40E-05 (0.000)
5	9.90E-07 (0.000)	1.10E-05 (0.000)	-4.45E-05 (9.8E-05)	-3.78E-05 (0.000)	2.49E-05 (7.4E-05)
6	-1.83E-05 (3.2E-05)	-1.19E-05 (4.5E-05)	9.13E-06 (3.5E-05)	3.94E-07 (4.1E-05)	2.92E-06 (1.6E-05)

表 A2 - 4 : 各変数に関する衝撃への J-REIT のインパルス反応関数 (3 年目)

分散分解

	標準誤差	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.015	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.0156	92.553	1.017	0.536	2.839	3.055
3	0.0157	91.898	1.284	0.981	2.808	3.029
4	0.0157	91.802	1.320	0.985	2.859	3.034
5	0.0157	91.797	1.323	0.986	2.859	3.034
6	0.0157	91.797	1.323	0.986	2.859	3.034

表 A3 - 1 : 各変数に関する衝撃に起因する J-REIT の超過リターンの分散分解 (全期間)

	標準誤差	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.017	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.018	82.263	11.121	1.638	2.896	2.081
3	0.018	81.919	11.124	1.985	2.854	2.118
4	0.018	81.877	11.103	1.981	2.888	2.152
5	0.018	81.868	11.110	1.981	2.889	2.152
6	0.018	81.868	11.110	1.981	2.889	2.152

表 A3 - 2 : 各変数に関する衝撃に起因する J-REIT の超過リターンの分散分解 (1 年目)

	標準誤差	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.015	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.017	82.125	1.669	1.723	8.735	5.748
3	0.0170	78.040	5.399	2.494	8.487	5.580
4	0.0170	77.566	5.790	2.489	8.609	5.546
5	0.0170	77.530	5.790	2.517	8.618	5.546
6	0.0170	77.523	5.793	2.521	8.618	5.546

表 A3 - 3 : 各変数に関する衝撃に起因する J-REIT の超過リターンの分散分解 (2年目)

	標準誤差	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.013	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.013	95.223	0.026	0.831	3.814	0.100
3	0.013	94.446	0.466	1.206	3.782	0.010
4	0.013	94.389	0.499	1.205	3.807	0.010
5	0.013	94.386	0.499	1.206	3.808	0.100
6	0.013	94.386	0.499	1.207	3.808	0.100

表 A3 - 4 : 各変数に関する衝撃に起因する J-REIT の超過リターンの分散分解 (3年目)

## 注

注 1 : 米国では、REIT と様々な株式・債券インデックスのリターンの関係、他の資産による REIT の複製可能性、資産価格モデルによる評価 (Chan, Hendershotts, and Sanders (1990) \ Sanders (1997)) \ REIT と株式・債券のリターンの時系列的関係 (Glascocock et. al. (2000)) \ REIT 価格と実物不動産価格や不動産ファンド価格とのリード・ラグ関係 (Barkham and Geltner (1995) \ Gyourko and Keim (1992) \ Lieblich, Pagliari, and Webb (1997)) \ REIT を含む不動産のリターンとリスク・ファクターとの関連 (Ling and Naranjo (1997)) \ REIT への資金流入と REIT のリターンの関係 (Ling and Naranjo (2003)) 等の研究が繰り返しなされ、REIT 市場の特性が分析されている。

注 2 : 時点 t の対数収益率 =  $\log(\text{時点 t のデータの値}) - \log(\text{時点 t - 1 のデータの値})$ 。

注 3 : より正確には、このデータ期間において無リスクリターンがほぼゼロであることを考え、平均を標準偏差で割って求めた Sharpe 比の近似値。

注 4: 2001 年 9 月 14 日から 2003 年 3 月 28 日までのデータを前半期間と後半期間に分割した大橋・紙田・永井 (2004) では、前半期間における BPI\_SOGO との比較的大きな相関と UTILITY との非常に小さい相関が、後半期間において逆に BPI\_SOGO との小さな相関と UTILITY との大きな相関に変わったことが報告されている。

注5：回帰はOLSで行った。誤差項に関するWhiteの不均一分散検定は、残差項の分散が均一であるという帰無仮説を10%の水準でも棄却できない。また、ダービン・ワトソン値2に近く、誤差項の系列相関は無いと考えられる。Ljung-BoxのQテストでも、Breusch-GodfreyのLMテストでも、系列相関が無いという帰無仮説は棄却されない。

注6：大橋・永井・紙田(2003)において、前半期間(2001年9月14日から2003年3月28日まで)におけるTOPIX2の係数値は0.411(1%で有意)、BPI\_SOGOの係数値は2.185(5%で有意)であった。

注7：この結果は、大橋・永井・紙田(2003)の前半期間(2001年9月14日から2003年3月28日まで)における決定係数が0.168、修正決定係数も0.124と小さかったことと対照的である。市場創設後1年間(2001年9月14日から2002年8月30日まで)を経過した後、諸変数特に小型・低流動性株式(TOPIX2)や債券(BPI\_SOGO)によるJ-REITの超過リターンの変動の説明力が、急速に低下したことがここからわかる。

注8：TOPIX2及びUTILITYに関するこれらの結果は、大橋・紙田・永井(2003)と同様である。一方、B01\_SOGOに関しても、同時点におけるJ-REITへの影響が大橋・紙田・永井(2003)の結果よりも若干強くなっている他は、同様の結果となっている。

注9：2001年9月14日から2004年3月26日までのデータを前半(2001年9月14日から2003年3月28日まで)と後半(2003年4月4日から2004年3月26日まで)に分けて分析した大橋・永井・紙田(2003)においては、前半期間においてUTILITYの時点 $t-1$ における値が次の時点 $t$ のJ-REITの超過リターンに対し( $t$ -値で見て)有意な影響を与えるが後半期間にはこの影響は消えてしまうこと、その一方、前半期間においてBPI\_SOGOの時点 $t-1$ における値は次の時点 $t$ のJ-REITの超過リターンに対し( $t$ -値で見て)有意な影響を与えないが後半期間になると有意な影響を持つようになることが報告された。

本論文の結果と総合するなら、大橋・永井・紙田(2003)で観察されたUTILITYとBPI\_SOGOのJ-REITへのこれらの影響が、多くはJ-REIT市場創設後2年目(2002年9月6日から2003年8月29日)の影響によるものであり、UTILITYについては2年目の前半において、BPI\_SOGOにおいては2年目の後半(及び3年目)においてその影響が大きかったと推論される。

注10：大橋・紙田・永井(2003)では、J-REITの超過リターンに対してグランジャーの意味での有意な因果性を持つ変数が、前半期間(2001年9月14日から2003年3月28日まで)ではUTILITYであったのに対し、後半期間(2003年4月4日から2004年3月26日まで)にはこれがBPI\_SOGOに変化したことが指摘されている。その一方、前半期間においてはJ-REITからBPI\_SOGOに対し有意な因果関係が観察されたのに対し、後半期間になるとこれがJ-REITからUTILITYへの有意な因果関係に変化したことも報告されている。

注11：同様の分析を全てのコレスキー順序に変更して行ったが、定性的にほぼ同様の結果を得た。

注12：より正確には、このデータ期間において無リスクリターンがほぼゼロであることを

考え、平均を標準偏差で割って求めた Sharpe 比の近似値。

注 13：大橋・紙田・永井（2004）では、市場開設後 1 年半と残りの期間を前半と後半に分け、全期間、前半期間、後半期間すべてで相関係数が 0.15 以下という結果を得たが、これは前半後半の双方で 1 年目と 2 年目そして 2 年目と 3 年目で相関係数が平準化されたためであると考えられる。

注 14：大橋・紙田・永井（2004）では、このような J-REIT と不動産株式の関係が、賃貸事業が中心である J-REIT と開発というリスクを取る不動産会社という、事業のあり方の違いの反映と解釈できる可能性が指摘された。

注 15：J-REIT の保有資産の稼働率は、（社）投資信託協会提供のデータを用いて（社）不動産証券化協会（ARES）が作成したものを利用した。

## 参考文献

Barkham, R. and D. Geltner, "Price Discovery in American and British Property Markets," (1995) *Real Estate Economics* 23, 21-44

Chan, K. C., P. H. Hendershott, and A. B. Sanders, "Risk and Return on Real Estate: Evidence from Equity REITs," (1990) *AREUEA Journal* 18, 431-452

Chan, S. H., J. Erickson, and K. Wang, 'Real Estate Investment Trusts,' (2003) New York, NY: Oxford University Press

Garrigan, R. and J. Parsons, eds. 'Real Estate Investment Trusts,' (1997) Burr Ridge, IL: McGraw-Hill

Glascok, J. L., C. Lu, and R. W. So, "Further Evidence on the Integration of REIT, Bond, and Stock Returns," (2000) *Journal of Real Estate Finance and Economics* 20, 177-194

Gyourko, J. and D. B. Keim, "What Does the Stock Market Tell Us About Real Estate Returns," (1992) *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 20, 457-485

Lieblich, F., J. Pagliari, and J. Webb, "The Historical Behavior of REIT Returns: A Real Estate Perspective," (1997) in 'Real Estate Investment Trusts.' R. Garrigan and J. Parsons, eds. Burr Ridge, IL: McGraw-Hill

Ling, D. C. and A. Naranjo, "Economic Risk Factors and Commercial Real Estate Returns," (1997) *Journal of Real Estate Finance and Economics* 15, 283-307

Ling, D. C. and A. Naranjo, "The Dynamics of REIT Capital Flows and Returns," (2003) *Real Estate Economics* 31, 405-434

Sanders, B. Anthony, "The Historical Behavior of REIT Returns: A Capital Markets Perspective," (1997) in 'Real Estate Investment Trusts.' R. Garrigan and J. Parsons, eds. Burr Ridge, IL: McGraw-Hill

池上徹「J-REIT パフォーマンスの分析と考察 既上場 J-REIT 銘柄と他資産とのリスク/リターン分析と比較」(2005) Mizuho Securities Real Estate Market Report No.116  
05/5 IV 節

大橋和彦、紙田純子、森政治「J-REIT のリスク・リターン分析 - 市場開設から 2000 年 3 月ま

での週次データによる分析 - 」(2003) 国土交通政策研究第 27 号

大橋和彦、紙田純子、永井輝一「J-REIT のリターンの分析 2001 年 9 月から 2004 年 3 月  
までの週次データによる分析 」(2004) 国土交通政策研究第 36 号

川口有一郎「双子の不動産市場 アメリカの REIT を例として 」(2001) 証券アナリストジ  
ャーナル 7 月号、4-13

川口有一郎「不動産市場投資の現状と課題 代替資産から新たな基本資産へ 」(2004) 証券  
アナリストジャーナル 11 月号、6-19

木村誠宏「不動産投信取引データ」(2003-2005) 野村証券株式会社リサーチレポート

高橋秀行、石原雅行「投資対象としての REIT の魅力 資産運用会社の視点から 」(2003)  
JAREFE (日本不動産金融工学学会) 実務ジャーナル 1、39-64



## **参 考 资 料**

**(国土交通政策研究所 作成)**

## (補足) J-REITの概要

### 1. J-REIT 組成のための制度の整備(平成 12 年 5 月法改正)

「証券投資信託及び証券投資法人に関する法律(昭和 26 年法律第 198 号)」

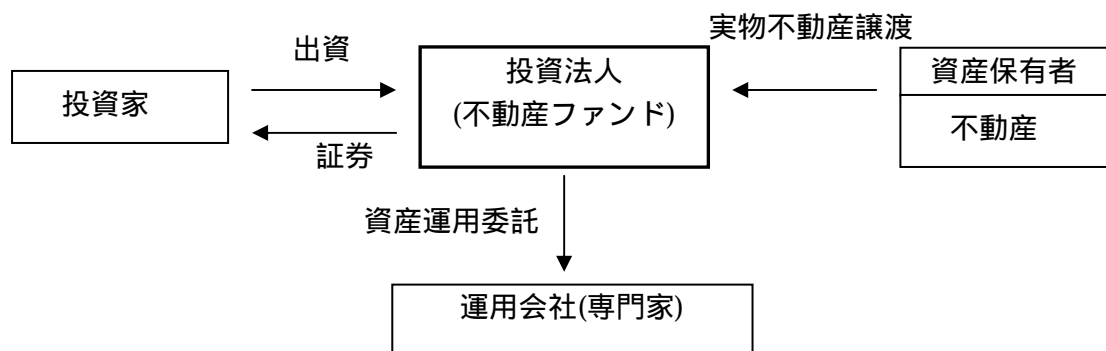
「投資信託及び投資法人に関する法律」に改正(平成 12 年 11 月施行)

主として有価証券とされていた投資信託の運用対象(特定資産)の範囲が、不動産、不動産の賃借権、地上権、金銭債権等へと拡大。

J-REIT(不動産投資信託)...主たる投資対象が不動産等であるもの

### 2. 基本的なスキーム

(投資法人型)



- ・ 資産運用型：投資家から資金を集め、運用会社(不動産運用の専門家)が投資法人から一任を受け、不動産に投資。不動産の売買などにより運用不動産の適宜入れ替えが可能。
- ・ J-REIT には、上図のような投資法人型のほか、投資信託型のスキームもあるが、現在上場している又は上場準備中の J-REIT は、ガバナンス機能が優れている等の理由から、投資法人型を採用している。

### 3. J-REIT(投資法人型)が発行する証券

エクイティ形態 = 投資証券

- ・ 株式に対応し、投資家は、投資法人が購入した不動産等からの収益に応じた分配金を受け取る。
- ・ 証券取引法上の有価証券に指定。
- ・ 平成 17 年 7 月末現在、上場 J-REIT は 22 銘柄(東京証券取引所 21 銘柄、大阪証券取引所 1 銘柄)、時価総額は約 2 兆 5000 億円。

デット形態 = 投資法人債

- ・ 債券に対応し、投資家は、予め決められた期日に、約定された利率の利子と元本を受け取る。

(社)不動産証券化協会『不動産証券化ハンドブック 2005』等により、国土交通政策研究所が作成。