

~ 第 1 編 ~

国土交通政策研究 第 35 号

客員研究官論文

J-REIT リターンのイベント・スタディー

- 新規物件取得の発表に対する J-REIT のリターンの反応 -

(2001 年 9 月から 2004 年 3 月まで)

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)

澤田考士 (一橋大学大学院国際企業戦略研究科 修士課程)

概要

本論文は、イベント・スタディーの手法を用い、上場時に取得予定が公表されていない新規の物件取得に関する発表が J-REIT のリターンに与える影響を分析する。J-REIT が投資家の利益のために運営されていることを前提に、物件取得がインサイダー情報であることを考えれば、(上場時に予定が公表されていない)新規物件の取得の発表に対する J-REIT のリターンの反応は非負(おそらくは正)で、それは発表が価格に反映され得る最初の日であるイベント日以降(おそらくはイベント日)に起きるはずである。本論文では、2001年9月の J-REIT 市場開設以降から 2004年3月までのデータを用いて、これらの予想を実証的に検証した。その結果、新規物件の取得の発表に対し、J-REIT のリターンは概ね正の反応をするものの、その反応は公表以前に始まっていることが確認された。このことは、物件取得に関する情報が公表前に市場に伝わっている可能性を示唆し、J-REIT 市場における情報伝達や価格形成のあり方に問題がないか、精査を求めるものである。

目次

1 . はじめに	1
2 . データ	2
3 . イベント・スタディーの方法	4
4 . 分析結果	5
4 . 1 全サンプルの場合	6
4 . 2 発表の時期による変化	7
4 . 3 物件の地域による違い	9
4 . 4 特定資産の種類（不動産と信託受益権）による違い	11
5 . ディスカッション及び結論	13
参考文献	15

1.はじめに

2001年9月に創設されて以来、J-REIT市場は拡大を続け、最近では新たな投資対象として投資家の注目を浴びるようになってきている。ポートフォリオ運用の観点からすれば、J-REITのリターン特性を知ることが重要な課題であり、例えば株式や債券といった他資産のリターンとJ-REITのリターンとの関係の分析については既に幾つかの研究も開始されている。

その一方、J-REITの特徴はその資産内容にある。一般的にREITは、不動産投資信託という名前のおり、主に不動産への投資を行いそこから得られる収益を投資家に還元するファンドである。よって、ファンダメンタルズの観点からリターンを考えるなら、J-REITが取得する不動産のリターンと市場で評価されるJ-REIT価格の間には何らかの関係があるはずである。

では、ファンダメンタルズである取得不動産に関する情報を、J-REIT市場は実際にはどのように反映しているのであろうか。この問いに答える方法は幾つもあるが、本論文では、その一つの切り口として、新規の資産取得に関する発表がJ-REITのリターンに与える影響をイベント・スタディーの手法を用いて分析することにする。

イベント・スタディー(event study)とは、企業の活動に関する何らかの情報の発表が、その企業の市場価値にどのような影響を与えるかという問題を分析する方法である。言い換えるなら、情報の発表というイベントに対し、市場がどのように反応しているかを調べるわけである。しばしば、株式・債券の発行、自社株買い、配当政策の変更といった企業の財務的決定のニュースが、その企業の株価に与える影響の分析のために用いられる。(Asquith and Mullins (1986)、Masulis (1980)他多数、Campbell, Lo, and MacLinnay (1997)第4章参照。)REITについても、資金調達の発表がREITのリターンに与える影響の分析(Howe and Shilling (1988))や、資産の価値評価に関する発表がREITのリターンに与える影響(Damodaran and Liu (1993))等、これまでも様々な研究に利用されている。

本論文では、このイベント・スタディーの手法を用い、(上場時には取得予定が公表されていない)新規の物件取得に関する発表がJ-REITのリターンに与える影響を分析する。このことで、J-REITの取得資産に関する実物サイドの情報が、その市場価格にどのように反映されているかがわかり、現在のJ-REIT市場の価格形成のあり方について理解を深めることが期待される。

具体的には次の点に注目する。まず、J-REITが投資家の利益のために運営されているなら、物件の取得も投資家の利益のためのはずである。よって、物件取得の発表があったとき、リターンが上昇することがあっても下落することは(平均的には)ないだろう。また、新規物件の取得は各J-REITのインサイダー情報であるから、一般の投資家はその情報を取得の発表によってのみ知りうることになるはずである。

これらの点からすれば、(上場時に予定が公表されていない)新規物件の取得の発表があったとき、その発表に対するJ-REITのリターンの反応は非負(おそらくは正)であり、かつそれは発表が価格に反映され得る最初の日であるイベント日以降(おそらくはイベント日)に起きるはずであることになる。

本論文では、これらの予想を、2001年9月のJ-REIT市場開設以降から2004年3月まで

のデータを用いて実証する。その結果、新規物件の取得の発表に対して J-REIT のリターンは概ね正の反応をすることが示される。ところが、J-REIT のリターンが物件取得の発表以前に反応を始めている、という予想に反する結果も確認される。このことは、物件取得に関する情報がその公表前に市場に伝わっている可能性を示唆し、J-REIT 市場の価格形成のあり方に重要な含意を持つものである。

本研究では、このような現象が生じる原因は確かめられないものの、その特徴を探るため追加的な分析を行った。その結果、物件取得の公表前にリターンが反応するという現象は、最近（2003 年 9 月以降）になって顕著になったことが確認された。さらに、東京以外の物件よりも東京の物件に顕著なこと、取得資産が不動産である場合よりも信託受益権である場合に顕著に現れることも観察された。（ただし、これらは 2003 年 9 月以降になって顕著になったという時期による変化を反映している可能もある。）

本論文の構成は次のとおり。まず第 2 節で分析に用いたデータを説明し、第 3 節ではイベント・スタディーの方法を解説する。そして、第 4 節で実証分析の結果を報告し、第 5 節で結論を述べる。

2. データ

本研究では、2001 年 9 月から 2004 年 3 月までの期間において、上場時に取得予定が公表されていない新規の物件取得に関する発表をイベントとした。当該期間におけるそのようなイベントの数は合計 95 件あるが、ここでは同じ J-REIT によって同じ日に複数の物件取得が発表された場合を一まとめに 1 件のイベントと数え、合計 81 件のイベントを分析対象とした。

物件取得の発表の日付（即ちイベントの日付）は、J-REIT 各社のホームページ及び東証の適時開示情報（TD NET）の記載されている日付とした。このように日付を特定したイベントの件数を、月ごとに表せば表 1 のとおりとなる。

表 1 :J-REIT による物件取得の発表件数と上場 J-REIT 数

	発表件数 (重複を除く)	発表件数 (重複を許す)	上場 J-REIT 数
2001 年 10 月	1	1	2
2001 年 11 月	0	0	2
2001 年 12 月	2	2	2
2002 年 1 月	2	2	2
2002 年 2 月	2	2	2
2002 年 3 月	1	1	3
2002 年 4 月	0	0	3
2002 年 5 月	1	1	3
2002 年 6 月	0	0	5
2002 年 7 月	1	1	5
2002 年 8 月	3	3	5
2002 年 9 月	2	2	6
2002 年 10 月	3	3	6
2002 年 11 月	2	2	6
2002 年 12 月	2	2	6
2003 年 1 月	2	7	6
2003 年 2 月	3	3	6
2003 年 3 月	2	2	6
2003 年 4 月	0	0	6
2003 年 5 月	2	2	6
2003 年 6 月	4	4	6
2003 年 7 月	2	2	6
2003 年 8 月	4	7	6
2003 年 9 月	5	5	8
2003 年 10 月	3	6	8
2003 年 11 月	3	3	8
2003 年 12 月	9	9	10
2004 年 1 月	5	6	10
2004 年 2 月	4	5	11
2004 年 3 月	11	12	12
合計	81	95	

さらに、物件取得の発表時刻は、東証の適時開示情報による発表時刻とした。(ブルームバーグ等の端末で発表時刻を確認した。)その結果、当日の証券市場が開く前に物件取得が発表されたものが 1 件、市場が閉まる前(15 時以前、15 時は含まない)に発表されたものが 6 件、市場が閉じた後(15 時以降、15 時を含む)に発表されたものが 74 件あった。

J-REIT のリターンには、日次の価格(終値)の対数の差として計算される、日次の(対

数)リターンを用いた。(即ち、時点 t のJ-REITの価格を $P(t)$ とすると、時点 t のJ-REITのリターン $r(t)$ を $r(t) = \log[P(t)] - \log[P(t-1)]$ で定義した。)ここで、J-REITの価格はブルームバーグより取得した。

物件取得の発表が証券市場が閉まる15時以前にあったなら、発表の内容はその日のJ-REITの価格に反映されると考えられる。一方、市場が閉まった15時以降に発表があったなら、その内容は次の営業日のJ-REITの価格に反映されると考えられる。よって、ここでは、物件取得の発表が0時から15時の間にある場合には発表日そのものを、物件取得の発表が15時から24時の間にある場合には発表日の翌営業日を、イベント・スタディーにおけるイベント日と定義する。即ち、物件取得の発表が価格に反映され得る最初の日を、本研究におけるイベント日とする。

3. イベント・スタディーの方法^(注1)

イベント・スタディー(event study)とは、企業の活動に関する何らかのニュースの発表という出来事(イベント)が、その株価にどのような影響を与えるかを実証する方法である。本研究では、新規物件の取得というニュースの発表というイベントが、J-REITの株価リターンに対して与える影響を、イベント・スタディーの方法を用いて分析する。

イベントの影響を測るために、イベント・スタディーでは、正常リターン(normal return)に対する異常リターン(abnormal return)を測定する。ここで、正常リターンは当該イベントが発生しなかったならば実現していたであろうリターンと定義され、異常リターンは実際に観察されたリターンと正常リターンの差と定義される。

正常リターンを定めるためには、何らかの仮定が必要である。しばしば利用されるのが、CAPMを用いて正常リターンを定義する方法と、過去の実現リターンの平均値を用いて正常リターンを定義する方法である。いずれの場合においても、正常リターンを推定するためには、イベント発生以前のリターンのデータを利用しなければならない。残念ながらJ-REIT市場は開設されて日が浅く、そのようなイベント発生以前のデータ数に限りがある。そのためここでは、推定の負担が少ない、過去の実現リターンの平均値で正常リターンを定義する「固定平均リターンモデル」を用いることにする。^(注2)

これより、本論文では、正常リターンを次のように定義する。まず、イベント日を時点0とし、イベント・ウィンドウを時点0の前後の時点-5から時点5とする。ここで、イベント・ウィンドウの時点 t ($-5 < t < 5$)における、第 n イベントに関わるJ-REITの正常リターン $\bar{r}_n(t)$ を、イベント・ウィンドウ前 T 日間の平均リターンとして次の(1)式で定義する。

$$\bar{r}_n(t) = \frac{1}{T} \sum_{s=-1}^{T-1} r_n(-5-s) \quad (1)$$

但し、以下の分析では $T=20$ とする。即ち、イベント・スタディー分析の対象とする時点の直前約1ヶ月のリターンの平均を、イベントがなかったならば実現していたであろうリターンとする。^(注3)

ここで、このように定義した正常リターンを用いて、第 n イベントのイベント・ウィンドウの時点 t ($-5 < t < 5$)におけるJ-REITの異常リターン $e_n(t)$ を次の(2)式で定義する。

$$e_n(t) = r_n(t) - \bar{r}_n(t) \quad (2)$$

但し、異常リターンは平均 0、分散 s_n^2 の独立な正規分布に従うと仮定する。

このとき、分析対象となるイベント数を N として、イベント・ウィンドウの時点 t ($-5 < t < 5$) における J-REIT の平均異常リターン $AR(t)$ を次の(3)式で定義する。

$$AR(t) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N e_n(t) \quad (3)$$

また、イベント・ウィンドウの時点 t ($-5 < t < 5$) における累積異常リターン $CAR(t)$ を、時点 -5 から時点 t までの平均異常リターンの和として次の(4)式で定義する。

$$CAR(t) = \sum_{s=-5}^t AR(s) \quad (4)$$

本研究では、このように定義される平均異常リターンが、統計的に有意に 0 より大きい (または小さいか) どうかを調べる。そのために、まず、イベントが異常リターンの分散を変化させないという仮定のもと、イベント・ウィンドウの時点 t ($-5 < t < 5$) における異常リターンの分散を次の(5)式で推定する。(ここで、 $\bar{r}_n(t)$ は(1)式で定義される。)

$$\hat{s}_n^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{s=1}^T [r_n(-5-s) - \bar{r}_n(t)]^2 \quad (5)$$

さらに、各イベントの異常リターンが独立であると仮定し、イベント・ウィンドウの時点 t ($-5 < t < 5$) における平均異常リターンの分散 \hat{s}^2 を次の(6)式で推定する。

$$\hat{s}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{n=1}^N \hat{s}_n^2 \quad (6)$$

このとき、平均異常リターン $AR(t)$ をその標準偏差 s^2 で割った統計量は、漸近的に平均 0、分散 1 の標準正規分布に従う。即ち、

$$\frac{AR(t)}{s^2} \sim N(0,1) \quad (7)$$

である。以下では、この(7)式で表される統計量が有意に 0 と異なるかどうかを調べることで、イベントがリターンに与える影響を分析する。

4.分析結果

J-REIT が投資家の利益のために運営されるなら、新たな物件の取得によってそのリターンが上昇することがあっても下落することはないと考えられる。一方、上場時に予定が公表されていない物件の取得はインサイダー情報であるため、投資家はその情報を取得の発表によってのみ知りうることになる。

これらの点からすれば、(上場時に取得予定が公表されていない)新規物件の取得の発表があったとき、その発表に対する J-REIT のリターンの反応は非負(おそらくは正)であり、かつそれは発表が価格に反応され得る最初の日であるイベント日以降(おそらくはイベント日)に起きるはずであることになる。

そこで、以下では、先述のように発表時刻を考慮して定めたイベント日を時点 0 とし、時点 0 の前後における J-REIT のリターンの変化を、イベント・スタディーの手法を用いて分析する。J-REIT の価格が物件取得の発表に反応し得る最初の日がイベント日であるから、それ以前の時点 $t - 1$ においては J-REIT の(正常リターンからの乖離である)異常リタ

ーンはゼロであると予想される。一方、イベント日以降の時点 $t = 0$ (主にイベント日である時点 $t = 0$) においては、非負もしくは正の異常リターンが観察されると予想される。

4.1 全サンプルの場合

イベントの全サンプル (重複を除く) を用い、イベント日を時点 $t = 0$ として、各時点 t ($-5 \leq t \leq 5$) における異常リターンの平均とその t -値、及び累積異常リターンを計算したものを表 2 に記す。

表 2: 異常リターンの平均と t -値、及び累積異常リターン (全サンプル (重複なし))

時点	平均異常 リターン	t -値	累積異常 リターン
-5	0.0006	0.6492	0.0006
-4	0.0001	0.1108	0.0007
-3	-0.0015	-1.5422	-0.0008
-2	-0.0003	-0.2671	-0.0010
-1	0.0018	1.8393	0.0008
0	0.0008	0.8525	0.0016
1	0.0017	1.7589	0.0034
2	0.0014	1.4121	0.0047
3	0.0014	1.4001	0.0061
4	0.0010	0.9982	0.0071
5	0.0003	0.2672	0.0074

また、平均異常リターンをグラフにしたものを図 1 - 1 に、累積異常リターンをグラフにしたものを図 1 - 2 に記す。

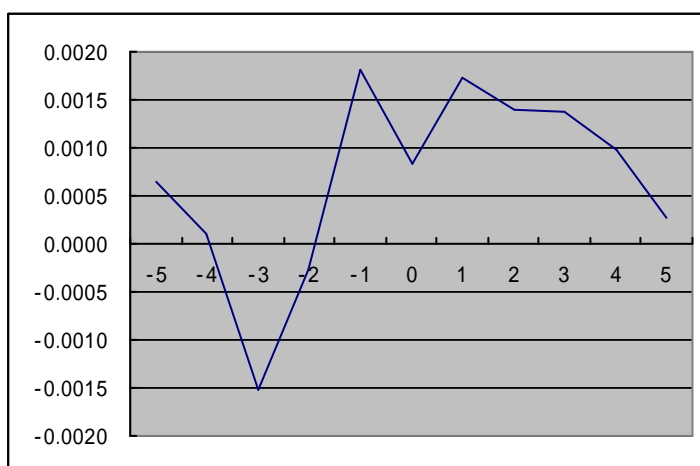


図 1 - 1: 平均異常リターン (全サンプル (重複なし))

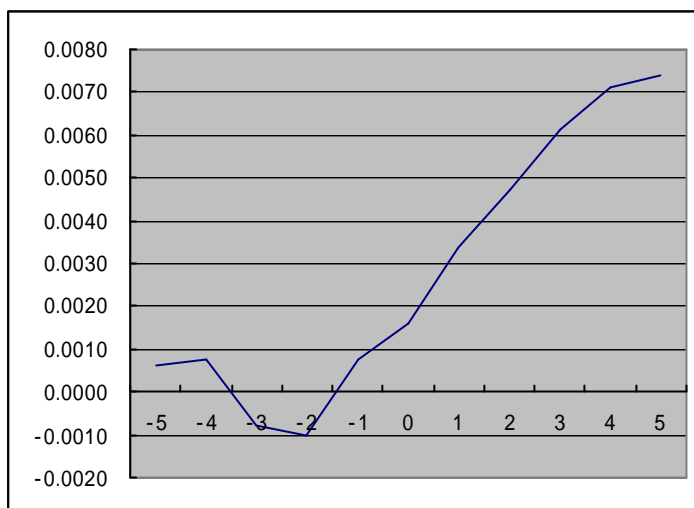


図 1 - 2:累積異常リターン (全サンプル (重複なし))

ここで、図 1 - 2 の累積異常リターンのグラフは、新たな物件取得の発表に対し J-REIT のリターンが平均的に上昇することを示している。また、表 2 及び図 1 - 1 に示される平均異常リターンでも、発表が最初に価格に反映され得るイベント日の次の日（時点 1）において、有意水準 5%（ t -値 1.7589）で有意に正の値（0.0017）を取る。これらの点からは、J-REIT が投資家の利益に合致する物件取得を行っておりそれがイベント日以降の価格にも反映されている、という当初の予想と整合的な結果が得られたように見える。

だが、ここで平均異常リターンを精査すると、予想と矛盾する結果を得る。特に、イベント日の前日である時点 - 1 における平均異常リターンは 0.0018、かつその t -値は 1.8393 で、有意水準 5%で 0 と異なる正の値を取る。これは、新規物件取得という情報の発表に対して反応するはずの J-REIT のリターンが、平均的に発表前に有意に反応している、という奇妙な結果を意味することになる。

なぜこのような J-REIT リターンの変動が観察されるのか。まず考えられるのが、何らかの理由で物件取得に関する情報が公表前に一部の投資家に伝わり、それが取引に利用されてしまっている可能性である。もしもこれが本当だとすれば、一般投資家の保護という観点からはもちろん望ましくない。しかしながら、それとは別に、物件取得の発表とは異なるが正の関係を持つ他の事前の情報やシグナルに対して投資家が反応している、という可能性も現時点では否定できない。J-REIT 市場自体が発展途上にあるため、投資家の反応のあり方も変化し続けている可能性もある。そこで以下では、結論を急ぐ前に、物件取得の発表に対する J-REIT リターンの反応の特性についてより詳しい調査を続けることにする。

4.2 発表の時期による変化

J-REIT 市場は開設以来まだ日が浅く、時間と共に投資家の J-REIT に対する評価は変化している可能性が強い。このため、全サンプル期間に関して得た上記の結果も、イベントの時期によって変化している可能性がある。

そこで、2001 年 9 月から 2002 年 8 月までを第 1 期、2002 年 9 月から 2003 年 8 月までを

第2期、2003年9月から2004年3月までを第3期として時期によってイベントを分け、各時期の平均異常リターン（平均AR）とそのt-値を計算してみよう。結果を表3に記すと次のようになる。

表3:時期ごとに区別した平均異常リターンとt-値

第1期：2001年9月から2002年8月まで

第2期：2002年9月から2003年8月まで

第3期：2003年9月から2004年3月まで

	第1期 (件数 13)		第2期 (件数 28)		第3期 (件数 40)	
	平均AR	t値	平均AR	t値	平均AR	t値
-5	-0.0008	-0.2473	0.0002	0.1230	0.0014	1.2551
-4	0	-0.0022	-0.0015	-0.8707	0.0013	1.1573
-3	-0.0054	-1.6258	-0.0023	-1.2715	0.0003	0.2357
-2	-0.0009	-0.2783	-0.0017	-0.9379	0.0009	0.8276
-1	0.0009	0.2758	0.0006	0.3251	0.0030	2.6379
0	0.0058	1.7428	-0.0010	-0.5741	0.0005	0.4598
1	0.002	0.6108	0.0004	0.2321	0.0026	2.2741
2	0.0008	0.2425	-0.0004	-0.2021	0.0028	2.4928
3	0.0023	0.6757	0.0024	1.3488	0.0004	0.3454
4	0.0011	0.3161	-0.0017	-0.9786	0.0029	2.5424
5	0.0006	0.1928	-0.0035	-1.9896	0.0028	2.4781

この結果から、第1期においては、イベント日（時点0）において有意水準5%で正の異常リターンが観察され、それ以前には有意なリターンは観察されないことがわかる。即ち、「イベント日（時点0）以前の時点t - 1においてはJ-REITの異常リターンはゼロである。」及び「イベント日以降の時点t = 0（主にイベント日（時点0））において非負もしくは正の異常リターンが観察される。」という2つの予想が、少なくとも市場開設後の1年間の第1期については妥当していたと考えられる。

一方、市場開設後1年から2年までの第2期になると、（イベント後5日目に有意な負の異常リターンがあるものの、）新規物件取得の発表というイベントに対して、J-REITのリターンは有意な反応を示さなくなる。強いて言えば反応は負であり、この時期においては、J-REITによる新規の物件取得が市場からはあまり評価されなかったことが見て取れる。

市場開設2年以降の第3期になると、イベント日以降に有意な正の異常リターンが観測され、J-REITのリターンが物件取得の発表に対し有意に正の反応を示すようになったことがわかる。実際、市場は、J-REITによる新規物件の取得を強く肯定的に捉えている。しかしながら、J-REITの異常リターンはイベント日前の時点-1においても1%の水準で有意に正となってしまう。このように、物件取得の発表以前に市場が有意に正の反応を示してしまうことも、この時期に観察される現象となっている。

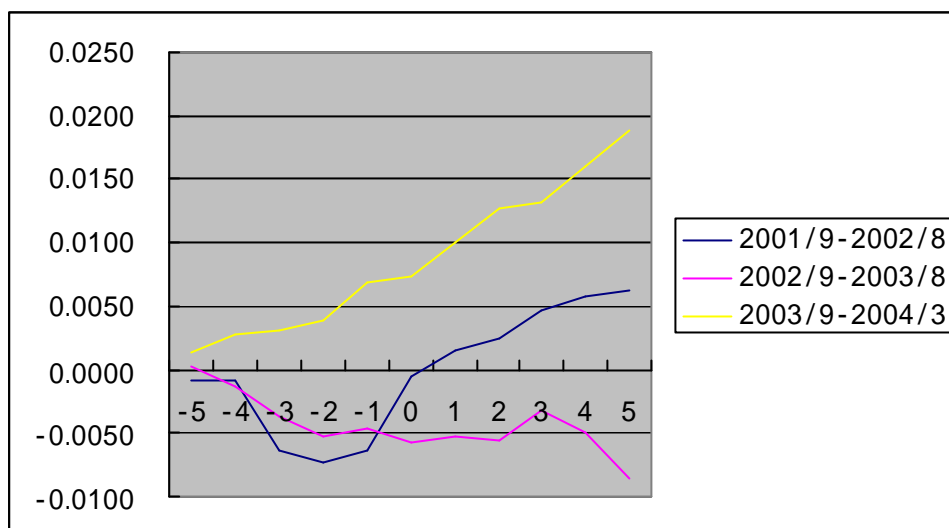


図 2:累積異常リターンの時期による比較

これらから、J-REIT の新規物件取得の発表に対する市場の反応は、時期によって大きく変化し安定的ではないことがわかる。また、イベント日以前に市場が物件取得の発表を先取りするように反応するという奇妙な現象は、主に第 3 期になってからの出来事であり、J-REIT 市場開設直後の方がむしろ理論的な予想に近い反応を示していたこともわかる。実際、各期におけるイベントに対する累積異常リターンを図 2 に描けば上のようになり、全期間で観察される結果が、各期で異なる市場の反応を合成したものであることが見て取れる。

市場の拡大に伴い上場 J-REIT 数も増加の一途をたどっているため、上記のような異なる時期について観察される異なる結果は、そのような市場構成銘柄の変化による可能性もある。そこで、確認のため、上場 J-REIT の銘柄ごとに同様の分析を行った。その結果、イベント日以前における有意な正の異常リターンが観察される銘柄が 3 分の 1 ほどある一方、イベント日以前には有意な異常リターンが全く観察されない銘柄も 3 分の 1 ほどあった。また、残りは、両者の中間にありどちらとも言えない銘柄であった。

これらの銘柄のうち、イベント日以前に正の異常リターンが観察されるものは、必ずしも第 3 期以降になって上場された銘柄ではなかった。同様に、第 3 期以降に上場された銘柄でも、イベント日以前の異常リターンを示していないものもあった。したがって、第 3 期以降に観察されるイベント日以前の異常リターンは、必ずしも後発上場 J-REIT 銘柄のためとはいえないと考えられる。

いずれにせよ、銘柄による違いは観察されるものの、サンプル数が少なく、異常リターンの特性が銘柄に起因するかどうかに関しては現在のところ確定することはできない。この問題に関しては、今後の詳しい分析が必要であると考えられる。

4.3 物件の地域による違い

取得物件の地域によって、物件取得の発表に対するリターンの反応に違いがでるであろうか。J-REIT は東京の物件を取得する場合が多いので、取得物件の地域を東京とそれ以外

に分け、それぞれの地域における新規物件の取得の発表が J-REIT のリターンに与える影響を、その平均異常リターン（平均 AR）と t-値から分析する。結果を表 4 に記すと次のようになる。^(注 4)

表 4 :地域ごとに区別した平均異常リターンとt-値

	東京 (件数 55)		東京以外 (件数 31)	
	平均 AR	t 値	平均 AR	t 値
-5	0.0015	1.3238	-0.0017	-1.0537
-4	-0.0005	-0.4304	0.0011	0.6634
-3	-0.0014	-1.2262	-0.0019	-1.1832
-2	-0.0008	-0.6915	-0.0006	-0.3906
-1	0.0036	3.0866	-0.0027	-1.6853
0	0.0007	0.5600	0.0011	0.6577
1	0.0011	0.9260	0.0027	1.6804
2	0.0008	0.7037	0.0017	1.0427
3	0.0012	1.0407	0.0018	1.0914
4	0.0019	1.5909	-0.0012	-0.7267
5	-0.0005	-0.4649	-0.0003	-0.1957

この結果から、まず東京の物件に関しては、イベント日前日の時点 - 1 に、有意水準 1% で正の強い異常リターンが観察されることがわかる。物件取得の公表に投資家が反応できる最初の日がイベント日であることを考えれば、これも、まだ公表されていない（投資家は知らないはずの）情報に市場が強く反応している、という奇妙な結果を意味することになる。（図 3 - 1 参照。）

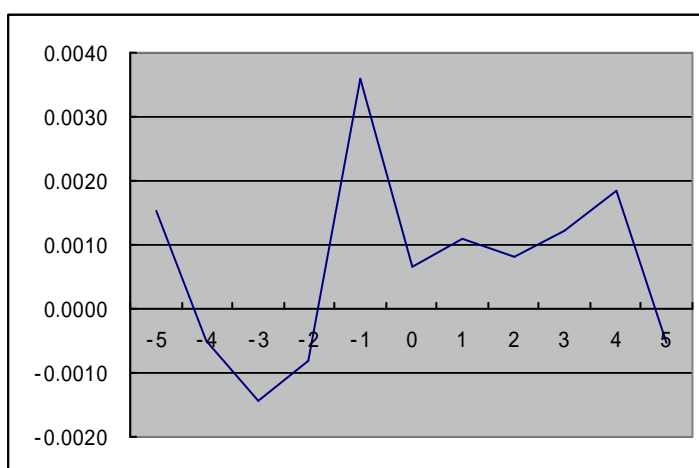


図 3 - 1:平均異常リターン (東京)

一方、東京以外の物件に関する市場の反応は、東京の物件に関するものとは若干異なる。J-REIT の異常リターンは、イベント日前日である時点 - 1 に 5%の有意水準でゼロでない反

応を見せているが、負の反応である。これが、イベント日後の時点1には、ほぼ同じ大きさの有意な正の異常リターンで相殺されるという結果となっている。(図3 - 2 参照。)

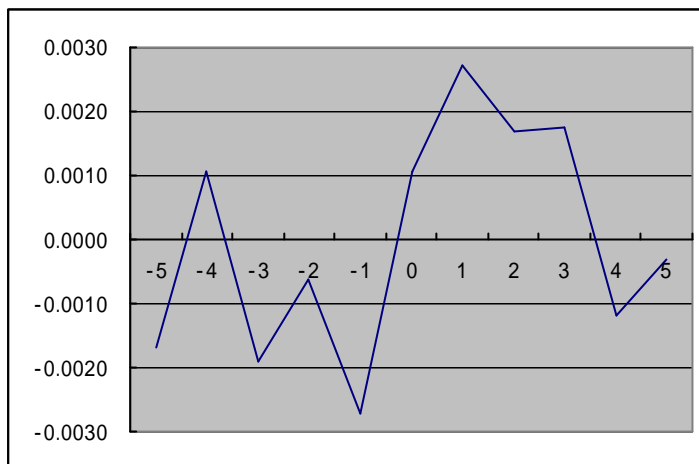


図3 - 2:平均異常リターン (東京以外)

これらの結果を比較するなら、東京の物件の時点 - 1における正の異常リターンの大きさと有意性が、東京以外の物件の反応に比して際立っているといえるだろう。もしもこのような異常リターンが観察される原因が、一部投資家によって物件取得の情報が公表日以前に入手されることにあるとするなら、そのようにして得られる東京の物件に関する情報は、東京以外の物件に関する情報よりも投資家として確信を持てるものであるということになるかもしれない。

その一方、東京の件数 55 に占める 2003 年 9 月以降の発表件数は 29、東京以外の件数 31 に占める 2003 年 9 月以降の発表件数は 12 件と、東京の物件のデータに占める 2003 年 9 月以降の発表件数の割合の方がやや大きい。したがって、ここで観察された現象は、物件の地域の差ではなく、既に指摘された時期によるリターンの反応の変化によって引き起こされている可能性もある。

4.4 特定資産の種類 (不動産と信託受益権)による違い

取得資産の種類の違いで、リターンに違いは生じるであろうか。取得する資産を不動産と信託受益権に分類し、発表に対するリターンの反応を調べると、表5及び図4 - 1、図4 - 2のようになる。(注5)

表 5:不動産と信託受益権で区別した平均異常リターンとt-値

	不動産 (件数 40)		信託受益権 (件数 43)	
	平均 AR	t 値	平均 AR	t 値
-5	-0.0002	-0.1325	0.0012	0.8542
-4	0.0007	0.5103	-0.0003	-0.2162
-3	-0.0011	-0.8427	-0.0020	-1.3899
-2	0.0003	0.2624	-0.0008	-0.5321
-1	0.0003	0.2285	0.0033	2.3129
0	-0.0001	-0.0598	0.0015	1.0600
1	0.0027	2.1357	0.0005	0.3551
2	-0.0006	-0.4411	0.0029	2.0351
3	0.0015	1.2140	0.0015	1.0229
4	0.0011	0.8312	0.0009	0.6045
5	0.0002	0.1730	-0.0006	-0.4256

これより、取得資産が不動産の場合には、イベント日翌日になって有意に正の異常リターンがあることがわかる。一方、信託受益権の場合には、イベント日前日の有意な正の異常リターンが観察され、両者に顕著な違いがあることがわかる。

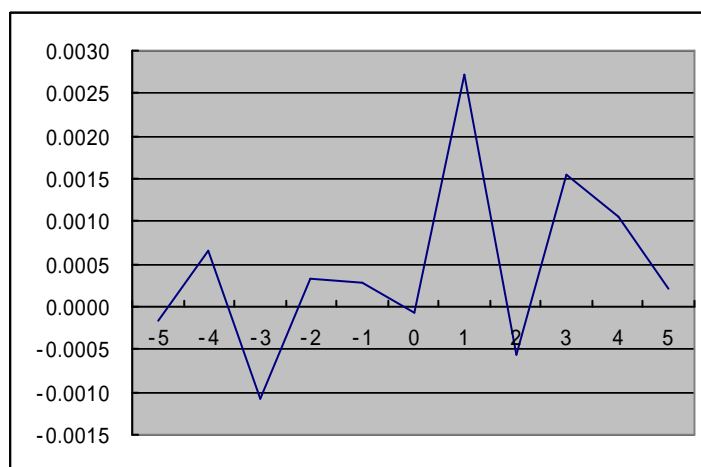


図 4- 1:平均異常リターン (不動産)

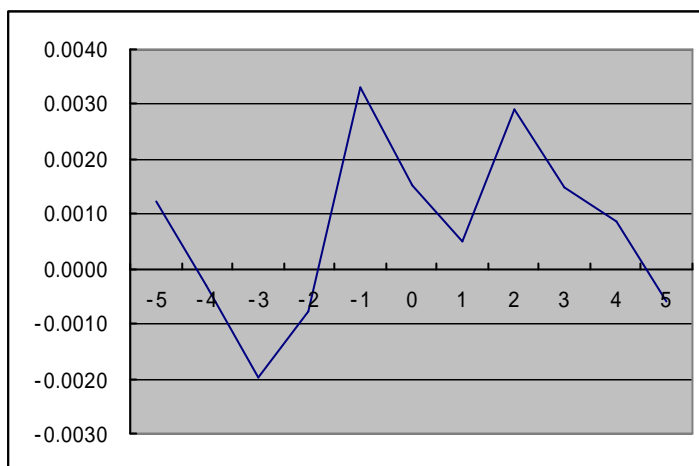


図 4 - 2:平均異常リターン (信託受益権)

取得資産の種類が情報の伝達のあり方に関係するかどうかは、制度的な要因まで詳しく調べない限り判然とはしない。ただ、上記の地域による違いの比較の場合と同様、ここでも不動産の件数 40 に占める 2003 年 9 月以降の発表件数は 15、信託受益権の件数 43 に占める 2003 年 9 月以降の発表件数は 26 件と、信託受益権のデータに占める 2003 年 9 月以降の発表件数の割合の方が大きい。よって、ここで観察された現象も、物件の内容の差ではなく、既に指摘された時期によるリターンの反応の変化によって引き起こされている可能性が高い。

5 . ディスカッション及び結論

本論文は、イベント・スタディーの手法を用い、上場時に取得予定が公表されていない新規の物件取得に関する発表が J-REIT のリターンに与える影響を分析した。

J-REIT が投資家の利益のために運営されていることを前提に、物件取得がインサイダー情報であることを考えれば、(上場時に予定が公表されていない) 新規物件の取得の発表に対する J-REIT のリターンの反応は非負(おそらくは正)で、それは発表が価格に反映される最初の日であるイベント日以降(おそらくはイベント日)に起きるはずである。本研究は、2001 年 9 月の J-REIT 市場開設以降から 2004 年 3 月までのデータを用いて、これらの予想を実証的に検証した。

その結果、新規物件の取得の発表に対し、J-REIT のリターンは概ね正の反応をするものの、その反応は公表以前に始まっていることが確認された。このことは、物件取得に関する情報が公表前に市場に伝わっている可能性を示唆し、J-REIT 市場における情報伝達や価格形成のあり方に問題がないか、精査を求めるものと考えられる。

本研究では、このような現象が生じる原因について詳しい議論はしないものの、その特徴を探るため追加的な分析を行った。その結果、物件取得の公表前にリターンが反応するという現象は、最近(2003 年 9 月以降)になって特に顕著になったことが確認された。同様に行った分析では、東京以外の物件よりも東京の物件に顕著なこと、取得資産が不動産である場合よりも信託受益権である場合に顕著に現れることも観察されたが、これらはこ

の問題が2003年9月以降になって顕著になったという時期による変化を反映している可能性が高い。

物件所得の発表前に価格が反応してしまう(ように見える)ことが、なぜJ-REIT 開設直後には観察されず、その後時間が経過してから顕著になってきたか。いかなる構造がこのような変化を引き起こすことになったか。J-REIT 市場の円滑な運営という観点から、今後これらの問題の精査が必要であろう。

J-REIT 関係者には、入札等の活動を通じて物件取得の情報が周辺にもある程度伝わるといった意見もあり、そのような情報が市場に反映されて上のような結果が得られた可能性もある。しかしながら、もしそうなら、そういった「周辺」に伝わる情報に接することができない多くの投資家にとっては不利益が生じる。本論文の結果からだけでは原因がそうだとはいえないが、投資家保護の観点からは、一部の投資家にのみ情報が伝わるような仕組みがあるならそれを改正する必要があるであろう。そのためにも原因の特定化が必要である。

もちろん、本論文の分析は完璧なものではなく、誤った結果を生むと考えられる要因も多い。例えば、サンプル数が少ない、正常リターンを求めるために仮定したモデルの推定期間が短く誤差も大きい、CAPM 等の他のモデルを利用した拡張を行い結果を比較すべきである等、ここで得た結果の頑健性を検証するためになすべきことは多い。また、発表前にリターンが反応する原因は、情報の漏洩ではなく、他の関係するシグナルや情報が伝わることにあるかもしれない。いずれにせよ、本論文で得た結果を正確に解釈するためにも、このような他の可能性を含めた検証が今後必要である。

最後に、以上では物件取得の発表前のリターンの反応という点のみに注目したが、それ以外にも分析すべき点が多い。例えば、本論文の結果の中で、J-REIT 市場創設後暫くの間、新規物件取得の発表直前にリターンが有意に下落する傾向が見えるが、この原因は何か。発表に伴うリターンの反応の大きさは、取得物件の期待リターンを正しく反映しているものとなっているか。^(注6) しばしば議論される J-REIT とスポンサー不動産会社との関係において、J-REIT の物件取得先の違いが、取得の発表に対する市場の反応に違いを生んでいるか。資産取得だけでなく、借入れの増加や増資等の財務的決定に関する市場の反応はいかなるものか。これらの研究を通じて J-REIT 市場の特性を理解することは、将来の重要な研究課題である。

注

注1： イベント・スタディー分析の詳細については、Campbell, Lo, and MacKinlay (1997)

第4章を参照。

注2： 但し、TOPIX を市場ポートフォリオの近似として CAPM を推定する場合、J-REIT の決定係数は通常小さい。このため、固定平均リターンモデルの代わりに CAPM を使ったモデルを用いても、イベント・スタディーの結果に影響はあまり無いと予想される。

注3： $T = 20$ とするのは、J-REIT 市場の創設以来まだ日が浅く、分析の対象となる J-REIT の多くが上場後まだ間もないというデータ上の制約による。当然のことながら、 T をより大きく取れる方が望ましい。

注4：東京の物件数と東京以外の物件数を合計すると 81 を越えるのは、同じ JREIT が同じ日に重複して東京と東京以外の物件取得を発表する場合があり、ここではそれらが東京と東京以外で別々に数えられるためである。

注5：不動産の物件数と信託受益権の物件数を合計すると 81 を越えるのは、同じ J-REIT が同じ日に重複して不動産と信託受益権の物件取得を発表する場合があり、ここではそれらが不動産と信託受益権で別々に数えられるためである。

注6：取得可能な J-REIT に関し、取得物件の予想 NOI で分類して取得発表に対する異常リターンの大きさを比較したが、明確な違いは見られなかった。一方、取得物件の稼働率で分類して取得発表に対する異常リターンの大きさを比較した場合には、(サンプルは少ないものの、)稼働率 90%以上 100%未満の物件で有意に強い正の異常リターンが観測される一方、稼働率 80%未満の物件で有意に負の異常リターンが観測された。

参考文献

Asquith, P. and D. W. Mullins Jr., "Equity Issues and Offering Dilution," (1986) *Journal of Financial Economics* 15, 61-89.

Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, (1997) Princeton Press (祝迫、大橋、中村、本多、和田訳「ファイナンスのための計量分析」(2003)朝倉書店)

Damodaran, A. and C. H. Liu, "Insider Trading as a Signal of Private Information," (1993) *Review of Financial Studies* 6, 79-119.

Howe, J. S. and J. D. Shilling, "Capital Structure Theory and REIT Security Offerings," (1988) *Journal of Finance* 43, 983-993.

Masulis, R., "Stock Repurchases by Tender Offer: An Analysis of the Causes of Common Stock Changes," (1980) *Journal of Finance* 35, 305-321.

～ 第 2 編 ～

国土交通政策研究 第 36 号

客員研究官論文

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 -

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)

紙田純子 (一橋大学大学院国際企業戦略研究科 博士課程)

永井輝一 (三井不動産 S&E 総合研究所)

概要

本論文では、2001年9月14日から2004年3月26日までの週次データを用いてJ-REITと株式・債券の超過リターンを、同時点における影響及び異時点の波及効果という観点から分析した。この結果、同時点の関係については、東証指数（二部）で表される小型・低流動性株式の超過リターンの変動がJ-REITの超過リターンの変動に強く有意な影響を与えることが確認された。一方、異時点の関係については、小型・低流動性株式はJ-REITに対して説明力を持たず、代わりに債券や電力・ガス株式の超過リターンの変動がその次の週のJ-REITの超過リターンの変動に有意に影響を与えることが確認された。さらに興味深いことに、時間の経過と共に、J-REITに影響力を持つものが電力・ガス株式から債券に変化したことも確認された。このような変化をJ-REITの投資対象としての位置づけから捉えるなら、投資家は、J-REITを大型・高流動性株式（TOPIX）とは無関係に扱い、小型・低流動性株式（TOPIX2）との関係で捉えており、ディフェンシブ株式という位置づけを弱め、債券との関係を結果としてより強く反映させる投資を行うようになってきたといえよう。

目次

1 . はじめに	1
2 . データと基本統計量	2
3 . 同時点の関係の分析	4
4 . 異時点の波及効果の分析 (VAR)	6
4 . 1 VAR 式の推定	7
4 . 2 グランジャーの意味での因果性 (Granger Causality) ...	9
4 . 3 インパルス反応関数	10
4 . 4 分散分解	12
5 . 補足的分析	15
6 . 結論	17
7 . 補論及び注	18
参考文献	22

1.はじめに

2001年9月の創設以来、J-REIT市場は着々と発展を遂げ、既にも上場J-REIT数は12となり資産規模も1兆円を超えている。また、メディアでもしばしば取り上げられるようになり、J-REITへの一般投資家の注目度も大きくなってきている。このような点からすれば、わが国において、J-REITが一つのアセットクラスとしての地位を築きつつあるといっても過言ではないだろう。

一般にREITを投資の対象として見るとき、そのリターン特性がどのようなものであるかは、投資家が第一に考えるべき基本的な問いである。REITは実物不動産に近いのか、株式に近いのか。証券市場で取引ができる資産で考えるなら、REITは株式に近いのか、それとも債券に近いのか。さらに、より詳細に見た場合、他の資産とはどのような関係にあるのか。このような問いに答えを出し、様々な投資対象の中におけるREITの位置づけを把握することは、REITをポートフォリオの一部とする投資決定において非常に重要である。

実際、REITの先進国である米国では、このための研究がこれまでも盛んに行われている。それには、例えば、REITのリターンと様々な株式・債券インデックスのリターンとの関係、他の資産によるREITのリターンの複製可能性、Fama-Frenchといった資産価格モデルによる評価(Chan, Hendershotts, and Sanders (1990), Sanders (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), Liebllich, Pagliari, and Webb (1997))、REITと株式・債券のリターンの時系列的関係(Glascock et. al. (2000))、REITへの資金流入とREITのリターンの関係(Ling and Naranjo (2003))等の研究が挙げられる。

わが国のJ-REIT市場に関しても、アナリストによる定期的なデータ分析の報告(木村(2003)他)や、米国REIT市場の分析からの知見から学ぼうとする試み(川口(2001)、高橋・石原(2003)等)がなされるようになってきている。J-REIT市場創設以来の週次データを用いた実証分析である大橋・紙田・森(2003)も、そのような先行研究の一つである。

本論文は、大橋・紙田・森(2003)をデータ期間及び分析手法の点で発展させる。そして、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ことで、J-REITのリターン特性を明らかにする。J-REIT市場は創設されてまだ3年経たず、月次データを用いた分析を行うにはデータ数が不足するため、本論文ではリスク・プレミアムの決定等の問題は考察せず、週次データを用いたJ-REITリターンとその他の資産のリターンの関係の分析に注目する。そして、一週間を一期間とした場合、J-REITのリターンが小型・低流動性株式の同じ週のリターンに常に有意な影響を受けていること、また創設以来しばらくは前の週の電力・ガス株式のリターンの影響を受けていたのに、最近になるとその効果は弱まり、代わりに前の週の債券リターンの影響を受けるように関係が変化してきたこと等を確認する。

本論文の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、利用するデータとその基本的性質を記述する。第3節では、J-REITのリターンと株式・債券に関わる諸変数のリターンの、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、これらの諸変数が時間を

通じてどのような依存関係を持っているか、VAR モデルを用いて異時点間の波及効果を分析する。第 5 節では補足する追加的分析を行い、第 6 節で結果の解釈と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、(一部の追加的分析を除き、)2001 年 9 月 14 日から 2004 年 3 月 26 日までの週次データを用い、それから週次の超過リターンを計算し分析を行う。超過リターンは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(注¹)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、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 TOPIX 2 で、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、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。(追加的分析等で他の変数の超過リターンを利用する場合も、これらと同様に計算するものとする。)

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、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。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)による先行研究において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。

さらに以下では、サンプル期間を前半(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)に分割し、全サンプル期間に関する分析を行うと共に、前半期間と後半期間についても同様の分析を行い、時間の経過によって生じた変化も分析することにする。ここで、前半期間は大橋・紙田・森(2003)が対象とした期間であり、後半期間はそれ以降でデータが利用可能な期間である。

こう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。

表 1 - 1: 諸変数の基本統計量 (全期間)

	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	0.028	0.020	0.003	0.018
歪度	0.246	-0.165	-0.664	-1.402	-0.254
尖度	3.938	2.360	3.495	7.683	4.636

全サンプル期間で見た場合、J-REIT の平均超過リターンはその他すべての変数のものよりも高く、標準偏差は BPI_SOGO を除く他のどの変数のものよりも小さい。よって、平均超過リターンと標準偏差でリスク・リターンを測定するなら、この期間に関しては J-REIT は他の対象に比して魅力的な投資対象であったといえる。

さらに、前半期間及び後半期間に関する基本統計量を表 1 - 2 と表 1 - 3 に記す。

表 1 - 2: 諸変数の基本統計量 (前半期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
平均	0.001	-0.003	-0.002	0.001	-0.002
標準偏差	0.017	0.029	0.019	0.002	0.021
歪度	0.091	0.105	-0.397	-1.866	-0.275
尖度	3.080	2.281	3.068	10.676	4.135

表 1 - 3: 諸変数の基本統計量 (後半期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
平均	0.007	0.007	0.011	-0.000	0.001
標準偏差	0.015	0.025	0.020	0.004	0.014
歪度	0.956	-0.598	-1.455	-0.789	0.417
尖度	5.644	3.090	6.146	4.217	3.488

前半期間及び後半期間でも、J-REIT のリスク・リターンは、他の対象に対し比較的魅力的であったといえよう。

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。

表 2 - 1: 諸変数の相関 (全期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	0.172	1.000			
TOPIX2	0.340	0.720	1.000		
BPI_SOGO	0.055	-0.323	-0.284	1.000	
UTILITY	0.046	0.199	0.173	0.020	1.000

ここでは、J-REIT と TOPIX2 の相関が、J-REIT と他の変数との相関に比して大きいことが

目立っている。株式（TOPIX や TOPIX2 ）に比べ、債券（BPI_SOGO ）との相関が小さいことも興味深い。

相関構造の変化を見るため、前半期間と後半期間の相関を表 2 - 2 及び表 2 - 3 に記す。

表 2 - 2: 諸変数の相関 (前半期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	0.169	1.000			
TOPIX2	0.327	0.704	1.000		
BPI_SOGO	0.172	-0.081	-0.138	1.000	
UTILITY	-0.010	0.240	0.215	-0.030	1.000

表 2 - 3: 諸変数の相関 (後半期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT	1.000				
TOPIX	0.090	1.000			
TOPIX2	0.268	0.722	1.000		
BPI_SOGO	0.027	-0.543	-0.363	1.000	
UTILITY	0.153	0.060	0.042	0.105	1.000

J-REIT と TOPIX2 との相関は、前半期間・後半期間に関わらず大きい。しかしながら、TOPIX 及び BPI_SOGO と J-REIT の相関は、前半期間では比較的大きいが、後半期間になると相当小さくなっている。これとは逆に、UTILITY と J-REIT の相関は、前半期間で非常に小さいが、後半期間になると大きくなっている。このような関係が、特に以下で行う同時点での諸変数の関係に反映されることになる。

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

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)) の超過リターンの間の同時点における関係を、各時点における回帰分析によって行う。具体的には、次の回帰式を推定する。

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

(1)式を、全サンプル期間 (2001 年 9 月 14 日から 2004 年 3 月 26 日までの時点 t) につ

いて回帰した結果が、表3 - 1である。(注2)

表3 - 1 J-REIT 超過リターンの諸変数への回帰 (全期間)

変数名	係数	標準誤差	t - 値	P値
定数	0.001	0.001	1.447	0.150
TOPIX	-0.066	0.072	-0.916	0.361
TOPIX2	0.375	0.095	3.946	0.000
BPI_SOGO	0.860	0.494	1.741	0.084
UTILITY	-0.014	0.076	-0.190	0.850

ここで、TOPIX 2 の係数値 0.375 は有意水準 1% でゼロと異なり、BPI_SOGO の係数値 0.860 はかろうじて有意水準 10% でゼロと異なると判断されるが、それ以外の変数の TOPIX や BPI_SOGO の係数はゼロと有意には異ならない。これは、サンプル期間全体で見ると、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 (TOPIX 2) 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) や電気・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を意味する。

また、決定係数は 0.15、修正決定係数も 0.12 と小さく、J-REIT の超過リターンの変動の 90% 近くが、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變動部分であることがわかる。

次に、J-REIT と諸変数の関係の時間の経過による変化を調べるため、J-REIT 発足以降の 1 年半 (大橋・紙田・森 (2003) の分析期間に対応) とそれ以降の 1 年間に分けて、上と同様の分析を行った。(1) 式をサンプルの前半期間 (2001 年 9 月 14 日から 2003 年 3 月 28 日までの時点 t) について回帰した結果を表 3 - 2 に、後半期間 (2003 年 4 月 4 日から 2004 年 3 月 26 日までの時点 t) について回帰した結果を表 3 - 3 に記す。(注3)

表3 - 2 J-REIT 超過リターンの諸変数への回帰

(前半 2001 年 9 月 14 日から 2003 年 3 月 28 日)

変数名	係数	標準誤差	t - 値	P値
定数	0.000	0.001	0.187	0.852
TOPIX	-0.069	0.090	-0.769	0.444
TOPIX2	0.411	0.134	3.055	0.003
BPI_SOGO	2.185	1.035	2.112	0.038
UTILITY	-0.061	0.090	-0.679	0.499

前半期間における TOPIX 2 の係数値 0.411 は 1% で有意で、BPI_SOGO の係数値 2.185 は 5% で有意である。特に、全サンプルの場合に比べて、(TOPIX 2 の係数も大きい) BPI_SOGO の係数がより大きくより有意である。一方、それ以外の変数はゼロとは有意には異ならず、超過リターンの変動が 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、全サンプル期間の場合と同様、REIT 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す。ただし、決定係数は0.168、修正決定係数も0.124と小さく、J-REITの超過リターンの変動の90%近くが、諸変数では説明できない独自の変動部分であることがわかる。

表3-3 J-REIT 超過リターンの諸変数への回帰

(後半 2003年4月4日から2004年3月26日)

変数名	係数	標準誤差	t-値	P値
定数	0.004	0.002	1.766	0.083
TOPIX	-0.110	0.129	-0.849	0.400
TOPIX2	0.308	0.145	2.120	0.039
BPI_SOGO	0.225	0.598	0.377	0.708
UTILITY	0.151	0.150	1.008	0.319

後半期間の結果は、全サンプル期間や前半期間のものとは異なり、TOPIX2の係数値0.308が5%で有意に正である他は、(定数項の0.004が10%で有意ではあるものの)J-REITの超過リターンを有意に説明できる変数がない。特に、前半期間に比べ、BPI_SOGOが係数の大きさと有意性の両面から説明力を失ってしまっており、後半期間になってJ-REIT超過リターンと債券超過リターンの同時点における連動性が小さくなったことが確認される。さらに、決定係数は0.119、修正決定係数は0.044と前半に比較してかなり小さくなっており、後半期間になってJ-REITの超過リターンは株式・債券の超過リターンでは説明できない独自の変動を一層強く示すようになっている。

以上の結果から、J-REIT超過リターンと株式・債券市場に関する諸変数の超過リターンの同時点における関係は、次のように整理される。まず、全期間を通じて、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)の変動から有意に影響を受ける。また、同時点の債券の超過リターン(BPI_SOGO)からも全期間では有意な正の影響が観察されるが、これは主に前半期間における強い正の連動関係の結果であり、後半期間ではその関係は有意ではなくなる。一方、大型株(TOPIX)や電力・ガス(UTILITY)の超過リターンとは、全期間及び前半・後半期間を通じて、同時点でのJ-REIT超過リターンとの有意な関係は観察されない。ただし、J-REIT超過リターンの90%近くが諸変数では説明できないJ-REIT独自の変動であり、独自性の度合いも後半期間になって若干強くなっている。(注4)

4.異時点の波及効果の分析(VAR)

本節では、週次のJ-REITの超過リターンが、TOPIX、TOPIX2、BPI_SOGO、UTILITYの諸変数の週次の超過リターンと時間を通じてのどのような依存関係にあるのか、これらの変数相互の異時点間の波及効果をVAR(vector auto-regression)モデルを用いて分析する。

VAR分析を行うためには、まず用いるラグ(lag)の長さの選択を行う必要がある。そこで調査を行うと、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)を用いると最適なラグは2期間となり、SC (Schwartz 基準)等その他の基準を用いると最適なラグは1期間となることが確認された。(注⁵) この結果に加え、前節同様にサンプルを前半期間(2001年9月14日から2003年3月28日までの1年半)と後半期間(2003年4月4日から2004年3月26日までの1年)の二つに分割した場合、ラグを2期間に取るとデータ数が不足してしまうという技術的問題がある。そこで、本節ではラグを1期間に取り、以下のVAR式を推定して分析を進めることにする。

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

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。)

表4-1:VARの推定結果(全サンプル期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT(-1)	0.098 [1.088]	0.384 [2.440]	0.170 [1.528]	0.020 [1.183]	0.317 [3.100]
TOPIX(-1)	0.103 [1.419]	0.089 [0.707]	0.170 [1.912]	0.002 [0.117]	0.062 [0.756]
TOPIX2(-1)	-0.011 [-0.107]	-0.264 [-1.495]	-0.003 [-0.026]	-0.019 [-0.986]	-0.223 [-1.944]
BPI_SOGO(-1)	1.035 [2.054]	-1.097 [-1.250]	-0.367 [-0.593]	-0.028 [-0.289]	0.458 [0.805]
UTILITY(-1)	0.175 [2.286]	0.126 [0.946]	0.077 [0.819]	0.003 [0.238]	-0.0880 [-1.019]
定数項	0.003 [2.214]	0.001 [0.430]	0.003 [1.807]	0.000 [0.806]	-0.000 [-0.486]

ここで注目すべきは、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大きく異なることである。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で見ると小型・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関わらず、異時点間の波及効果では、1時点前の時点t-1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いる。

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、異時点間で見ると、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になっている。

また、同時点でかろうじて有意水準 10% で 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) は、異時点では時点 $t - 1$ 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・異時点に関わらず J-REIT の超過リターンにある程度の影響を及ぼしていることが見て取れる。

同様の分析をサンプルを前半期間と後半期間に分けて行った結果が、表 4 - 2 と 4 - 3 である。([] 内は t -値を示す。)

表 4 - 2 :VAR の推定結果 (前半期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT(-1)	0.153 [1.308]	0.547 [2.832]	0.146 [1.190]	0.016 [1.282]	0.331 [2.378]
TOPIX(-1)	0.146 [1.594]	0.218 [1.443]	0.273 [2.852]	-0.012 [-1.204]	0.092 [0.838]
TOPIX2(-1)	-0.182 [-1.252]	-0.566 [-2.356]	-0.194 [-1.276]	0.009 [0.550]	-0.319 [-1.839]
BPI_SOGO(-1)	0.282 [0.260]	-3.079 [-1.719]	-1.035 [-0.912]	-0.073 [-0.616]	1.808 [1.398]
UTILITY(-1)	0.197 [2.138]	0.197 [1.295]	0.101 [1.04669]	-0.001 [-0.055]	-0.134 [-1.219]
C	0.002 [0.782]	-0.002 [-0.559]	-0.000 [-0.173]	0.001 [2.543]	-0.003 [-1.409]

表 4 - 3 :VAR の推定結果 (後半期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
J-REIT(-1)	0.023 [0.149]	0.0915 [0.327]	0.215 [0.968]	0.033 [0.726]	0.162 [1.100]
TOPIX(-1)	0.093 [0.716]	-0.102 [-0.429]	0.0173 [0.092]	0.031 [0.804]	-0.032 [-0.251]
TOPIX2(-1)	0.092 [0.608]	-0.082 [-0.298]	0.048 [0.220]	-0.046 [-1.040]	-0.117 [-0.797]
BPI_SOGO(-1)	1.487 [2.501]	-0.585 [-0.536]	-0.273 [-0.315]	0.015 [0.087]	-0.042 [-0.073]
UTILITY(-1)	0.103 [0.690]	-0.132 [-0.481]	-0.100 [-0.456]	0.016 [0.368]	0.122 [0.836]
C	0.005 [2.276]	0.008 [1.894]	0.009 [2.729]	-0.000 [-0.300]	0.002 [0.684]

全サンプル期間の場合と同様、前半・後半の両期間においても、時点 $t-1$ の小型・低流動性株式の超過リターン (TOPIX 2) の変動は時点 t の J-REIT の超過リターンの変動に有意には影響を及ぼさない。即ち、どの期間をとっても、週次の異時点間の波及効果という点では、小型・低流動性株式 (TOPIX 2) の超過リターンは J-REIT の超過リターンに ($t-1$ 値で見て) 有意な影響は与えない。

全期間では J-REIT に有意な影響を持つ電力・ガス株式の超過リターン (UTILITY) と債券の超過リターン (BPI_SOGO) については、前半期間と後半期間によってその影響の度合いが異なる。まず、UTILITY は、前半期間においては時点 $t-1$ におけるその値が次の時点 t の J-REIT の超過リターンに対し ($t-1$ 値で見て) 有意な影響を与えている。ところが、後半期間になると、この影響は消えてしまう。一方、BPI_SOGO は、前半期間においては時点 $t-1$ におけるその値は次の時点 t の J-REIT の超過リターンに対し ($t-1$ 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。

以上から、異時点間の波及効果という観点からするなら、週次の J-REIT の超過リターンに影響を与えたのは、前半期間には電力・ガス株式の超過リターンだが、後半期間になるとこれが債券の超過リターンに変わったことがわかる。

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) の有無を調べた結果を表 5 に示す。^(注6)ここで、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。

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

変数	全期間	前半期間	後半期間
TOPIX	棄却されない	棄却されない	棄却されない
TOPIX2	棄却されない	棄却されない	棄却されない
BPI_SOGO	有意水準5%で棄却	棄却されない	有意水準5%で棄却
UTILITY	有意水準5%で棄却	有意水準5%で棄却	棄却されない

表 5 からは、この場合も前節同様の結果が得られることが確認できる。まず、週次における異時点間の波及効果という観点からは、全、前半、後半のすべての期間区分において、TOPIX も TOPIX2 も 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もたない。即ち、株式市場全体の超過リターンの変動は、株式の規模や流動性に関わらず、将来の J-REIT の超過リターンの変動に有意な波及効果を及ぼさなかったことがわかる。

次に、全サンプル期間においては、BPI_SOGO と UTILITY 双方の超過リターンが 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性を持つことが有意水準 5% で否定できない。即ち、債券の超過リターンと電力・ガス株式の超過リターンの変動は、将来の

J-REIT の超過リターンの変動に有意な波及効果を及ぼしたことがわかる。

ここで興味深いのは、これらの因果性の期間による変化である。債券 (BPI_SOGO) の超過リターンは、J-REIT の超過リターンに対し、前半期間ではグランジャーの意味で因果関係を持たないが、後半期間では因果関係を持つようになる。逆に、電力・ガス株式 (UTILITY) の超過リターンは、J-REIT の超過リターンに対し、前半期間ではグランジャーの意味で因果関係を持つものの、後半期間になるとその因果関係は消えてしまう。この意味で、前半期間においては電力・ガス株式と関連性が深かった J-REIT が、後半期間になると債券との関連性を深めていったことが示唆される。

(これとは反対に、J-REIT が BPI_SOGO や UTILITY に与える波及効果を調べると、全期間及び前半期間において、J-REIT の超過リターンが UTILITY の超過リターンに対し有意水準 5% でグランジャーの意味での因果性を持つことがわかる。一方、BPI_SOGO への因果関係は、全ての期間区分において棄却される。この意味でも、前半期間において深かった J-REIT と UTILITY の関連性が、後半期間になると減少したことが示唆される。)

4.3 インパルス反応関数

本節では、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、ここで示す結果のコレスキー順序は J-REIT、TOPIX、TOPIX 2、BPI_SOGO、UTILITY とする。(注7)

全サンプル期間を用いた VAR の推定結果について、第 1 行目に記される各変数に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応を、第 1 列に記される経過時間 (週) に対応させグラフ化したものが図 1 である。(詳細については補論表 A 2 - 1 を参照。)

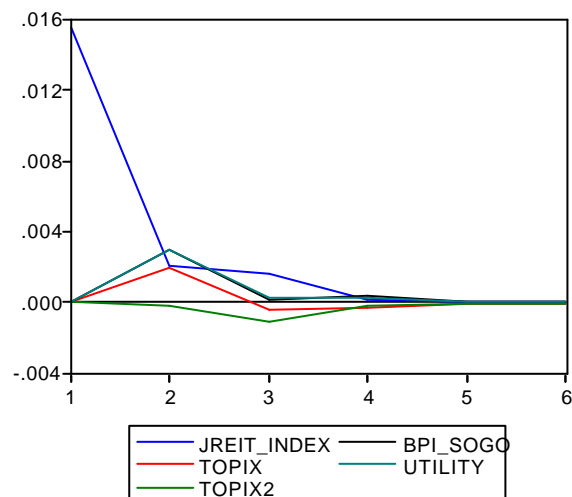


図 1:各変数への衝撃に対する J-REIT の超過リターンのインパルス反応関数 (全期間)

図 1 (及び補論表 A 2) から、J-REIT は、それ自身、BPI_SOGO、及び UTILITY に関する衝撃に反応するが、TOPIX や TOPIX 2 に関する衝撃にはほとんど反応しないことが見て取れる。この点に鑑み、BPI_SOGO への衝撃と UTILITY 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 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。)

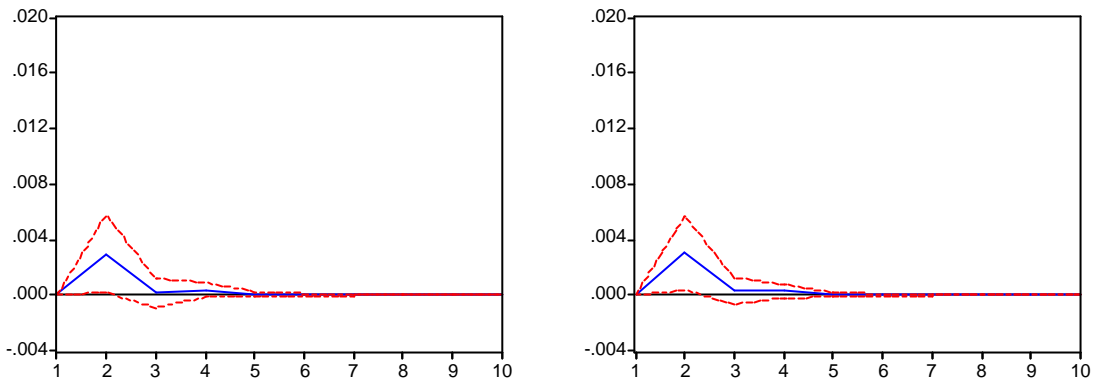


図2 BPI_SOGO (左)及びUTILITY (右)に関する衝撃への
J-REITの超過リターンの反応(全期間)

これから、全サンプル期間を用いて推定した場合、債券の超過リターン(BPI_SOGO)に関する衝撃へのJ-REITの超過リターンの反応と、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は似通っていることがわかる。(注8)

ところが、既にVARの推定結果やグランジャーの意味での因果性の分析においても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の反応は、前半期間と後半期間の区分によって大きく異なることになることが確認される。図3はこの点を示す。

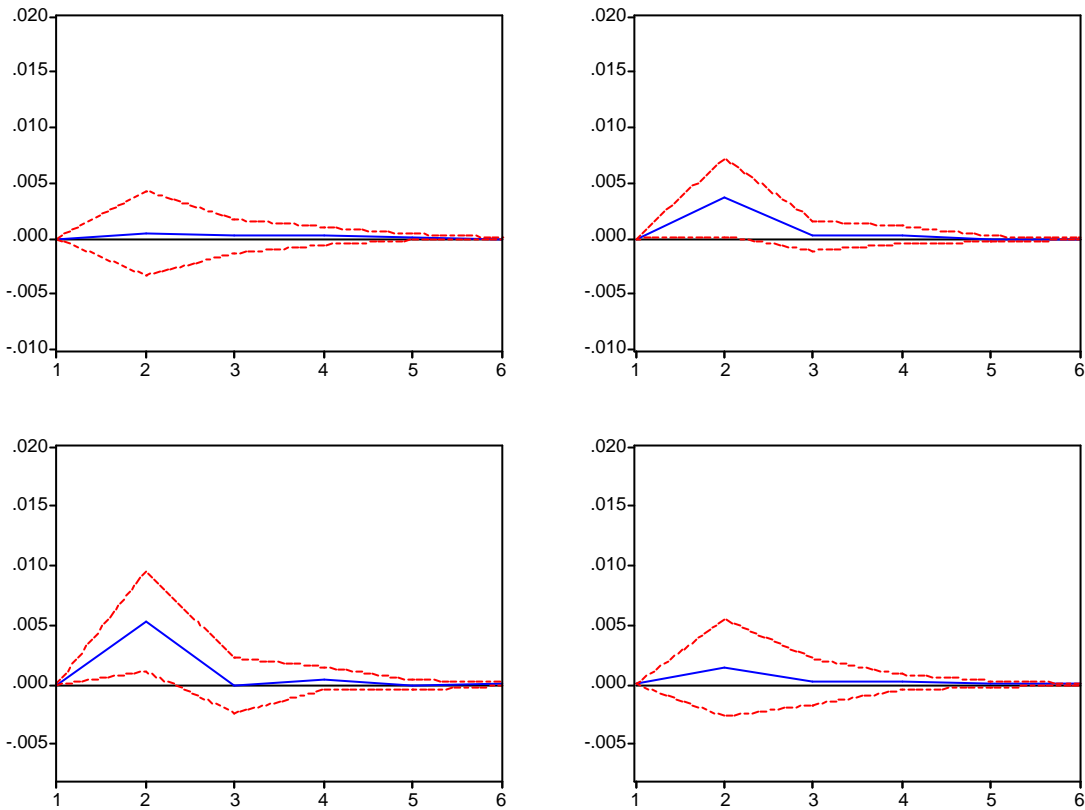


図3 BPI_SOGO (左)及びUTILITY (右)に関する衝撃への
J-REIT の超過リターンの反応 (上:前半期間、下:後半期間)

ここで、左上のグラフは前半期間における債券の超過リターン (BPI_SOGO) に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応を、左下のグラフは後半期間における債券の超過リターン (BPI_SOGO) に関する衝撃への J-REIT の超過リターンの反応を表す。同様に、右上のグラフは前半期間における電力・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を、右下のグラフは後半期間における電力・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を表す。(但し、点線は実線からの標準誤差の 2 倍分の乖離を表している。)

図3 から明らかに、前半期間において J-REIT の超過リターンの変動に影響を与えなかった債券の超過リターン (BPI_SOGO) の変動が、後半期間になると影響を与えるようになっている。一方、これとは逆に、前半期間において J-REIT の超過リターンの変動に影響を与えた電力・ガス株式の超過リターン (UTILITY) の変動が、後半期間になると全く影響を与えなくなってしまう。この意味で、J-REIT と債券そして電力・ガス株式との関係が、期間によって大きく変化したことが確認される。(注9)

4.4 分散分解

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ためにどの程度寄与しているか？この問いに解答を与えるため、本節では、予測誤差の分散分解を分析する。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、TOPIX2、BPI_SOGO、UTILITY とした結果を示す。

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 4 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であることになる。

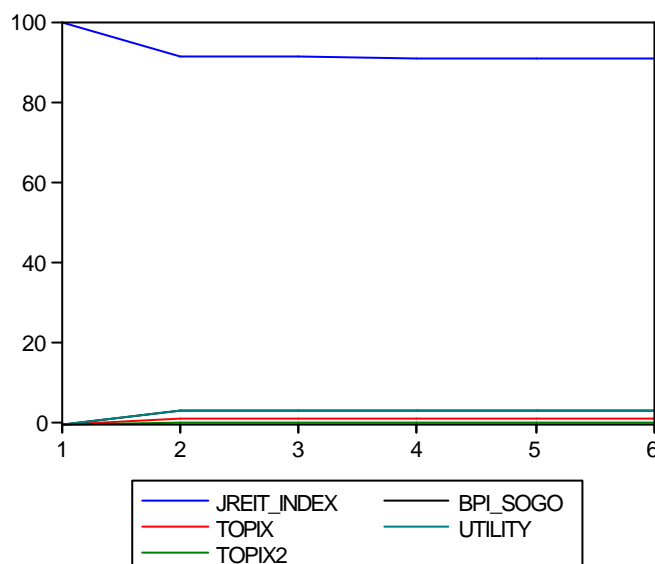


図 4:各変数への衝撃に対する J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解 (全期間)

図 4 に示される分散分解によれば、全サンプル期間に対して、J-REIT の超過リターンの変動のうち 91.4%程度が J-REIT の超過リターン自身への衝撃によって、3.3%程度が債券の超過リターン（BPI_SOGO）への衝撃によって、3.4%程度が電力・ガス株式の超過リターン（UTILITY）への衝撃によって説明されることになる。一方、株式市場全体の動きを表す TOPIX や TOPIX 2 は、それぞれ 1.5%程度と 0.4%程度と低く、両者を合計してもその他の変数ほどの説明力も持たない。（詳細については補論表 A 3 - 1 を参照。）

ここで、インパルス反応関数の場合と同様に、BPI_SOGO と UTILITY の各々の分散分解のグラフを取り出して図 5 に示しておく。

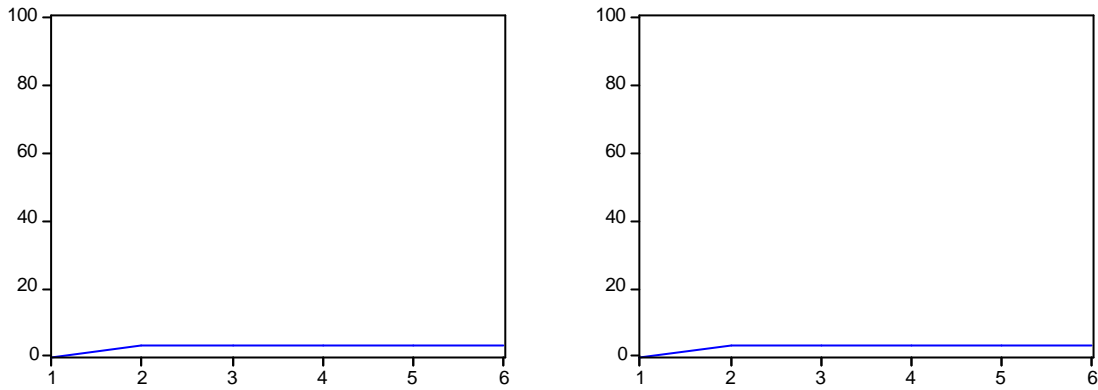


図5 BPI_SOGO (左)及びUTILITY (右)に関する衝撃に起因する
J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解 (全期間)

コレスキー順序の変更に関して、UTILITY の影響の大きさは頑健であり、J-REIT の超過リターンの予測誤差のおおよそ 3.4%から 4.4%程度を説明することが確かめられる。BPI_SOGO の影響は、これには少し劣るが、1.5%から 3.5%程度を説明する。TOPIX は 0.5%から 2.2%程度あるが、TOPIX 2 の説明力はコレスキー順序に関わらず常に小さい。この結果は、同時点においては 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つことと対照的である。

ここで、前半期間と後半期間に分けて、J-REIT の超過リターンに関する分散分解を求める。すると、前半期間については、J-REIT の超過リターンの変動のうち最終的に 91.1%程度が J-REIT の超過リターン自身への衝撃によって説明されることが確認される。また、TOPIX で説明される割合は 2.5%程度、TOPIX 2 は 1.6%程度と、全期間よりもその影響力は上がる。同様に、UTILITY も 4.6%程度と影響の度合いを上げるが、逆にこの期間における BPI_SOGO の影響度は 0.1%程度と非常に小さなものに留まっていたことが確認される。(詳細な数値については補論表 A 3 - 2 と表 A 3 - 3 を参照。)

一方、後半期間については、J-REIT の超過リターンの変動のうち J-REIT の超過リターン自身への衝撃によって説明される程度は 86.0%程度に落ちる。TOPIX への衝撃で説明される割合も 0.06%程度と非常に小さくなる。TOPIX 2 についても 1.2%程度へと下落する。ここで前半期間と大きく異なるのは、UTILITY の説明力が 0.9%程度へと急落する一方で、BPI_SOGO への衝撃によって説明される割合が 11.8%程度と急騰する点である。

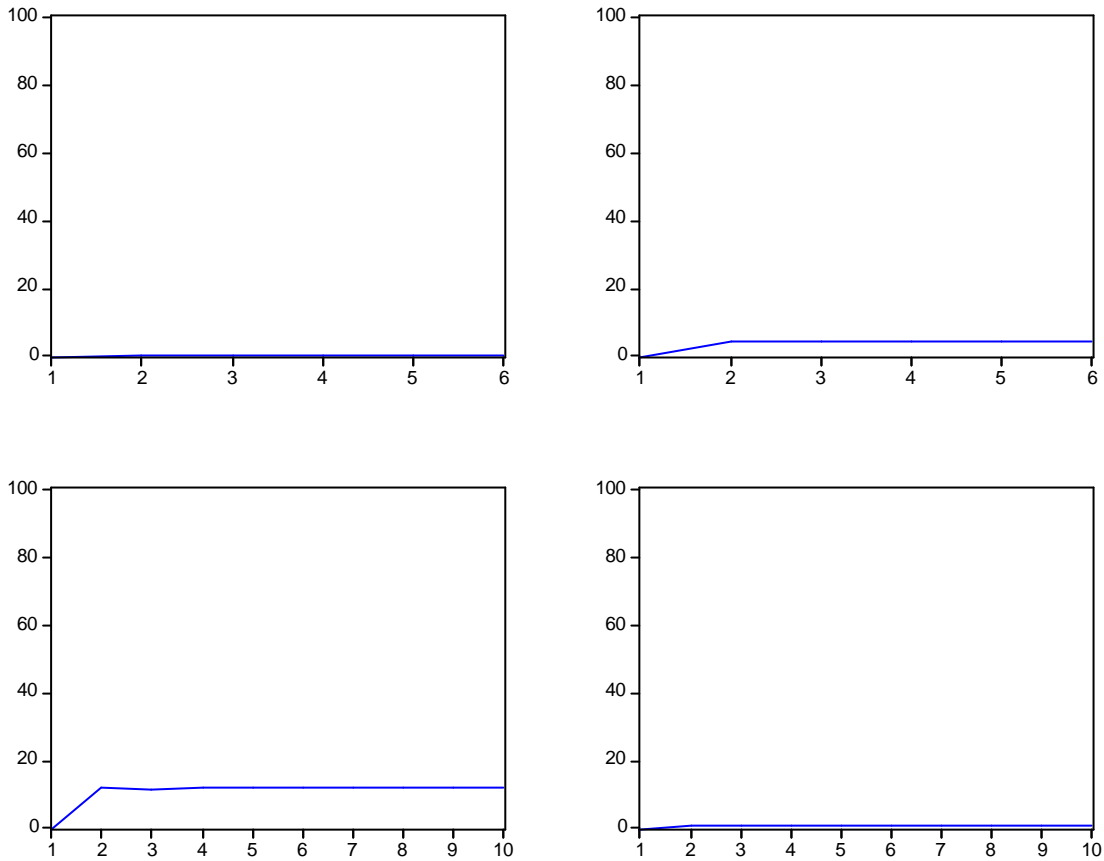


図 6 BPI_SOGO (左)及びUTILITY (右)に関する衝撃に起因する
J-REIT の超過リターンの予測誤差の分散分解 (上 :前半期間、下 :後半期間)

以上の点をグラフにしたのが図6である。期間による変化は明らかであろう。左上のグラフは前半期間において債券の超過リターン (BPI_SOGO)が J-REIT の超過リターンを説明する程度を、左下のグラフは後半期間において債券の超過リターンが J-REIT の超過リターンを説明する程度を示すが、後半期間になって J-REIT の超過リターンに対する債券の超過リターンの説明力は急上昇した。一方、右上のグラフは前半期間において電力・ガス株式の超過リターン (UTILITY)が J-REIT の超過リターンを説明する程度を、右下のグラフは後半期間において電力・ガス株式の超過リターンが J-REIT の超過リターンを説明する程度を表すが、こちらは後半になってその説明力がかなり下落しているのである。

5.補足的分析

以上の分析で観察されたJ-REITと諸変数の関係の解釈のため、他の変数とJ-REITの関係を調べる補足的な分析を行った。ここでは、その結果のみを報告する。

まず、東証業種指数 (不動産) で不動産株式を代表させ、J-REITの超過リターンと不動産株式の超過リターンの関係を分析した。良く知られているように、両者の相関係数は低く、どの期間で見ても0.15を越えることはない。また、J-REITを被説明変数、不動産株式

を説明変数とした回帰でも、水準5%水準で係数の有意性は棄却される。決定係数も0.02以下であり、もちろん修正決定係数はさらに小さい。J-REITと不動産株式のVAR分析でも、係数、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指標でも有意な関係は見出せない。さらに、J-REITの説明変数として使ったTOPIX、TOPIX2、BPI_SOGO、UTILITYと不動産株式との関係をJ-REITの場合と同様の方法で分析したが、J-REITで観察されたような関係は全く観察されなかった。これら結果から、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ず、その意味でJ-REITと不動産株式とは独立した変動をしていることが示唆される。

このようなJ-REITと不動産株式の関係は、両者の事業のあり方の違いの反映である可能性がある。J-REITは賃貸事業が中心である一方、不動産会社は開発というリスクを取った事業を行っているからである。そこで、不動産会社の中でも開発ではなく賃貸事業を主として行うダイビルを取り上げ、これとJ-REITとの関係を分析した。その結果は、不動産株式と同様に、J-REITの超過リターンの変動とダイビルの超過リターンの変動には、有意な関係を見出せないというものであった。また、TOPIX、TOPIX2、BPI_SOGO、UTILITYとの同時点の関係については、ダイビルは、TOPIX 2ではなくTOPIXから有意な影響を受けていた。また異時点間関係については、後半期間になって債券の超過リターン（BPI_SOGO）の説明力が有意に上昇したというJ-REIT同様の結果が観察されたが、符号は逆であった。

次に、電力・ガス株式をその他のいわゆるディフェンシブ株式に代えて、上記と同様の分析を行った。具体的には、UTILITYの代わりに東証業種指数の陸運、医薬、食品、保険から一つを選んでTOPIX、TOPIX2、BPI_SOGOと組み合わせ、上記と同様の分析をJ-REITに対して行った。これは、J-REITに対するUTILITYの影響が、景気に対する安定性（TOPIXに対する低いベータ値）によるものであるかどうかを調べるためである。

この結果、陸運と保険に関しては、他の変数と共に行った同時点の回帰で、J-REITに有意な影響を与えていたことが確認された。また、食品については、前半期間において有意に近いJ-REITに対する異時点間の影響が観測された。一方、医薬については、同時点・異時点を問わずJ-REITへの影響は見られなかった。これらの業種と電力・ガスとの共通点が景気に対する安定性だけであることを考えれば、J-REITの超過リターンの決定にいわゆるディフェンシブ性がある程度の影響を与えていると考えられよう。

最後に、月次データを用いて上記と同様の分析を行った。（但し、月次データのサンプル数が30程度と少ないため、全サンプル期間に関する分析のみ行った。）その結果、J-REITとTOPIX2及びUTILITYの間には、月次で見た同時点の有意な影響が観察された。これは、週次データにおけるJ-REITとこれらの変数の同時点及び異時点の有意な関係が、月次データにおける同時点の関係として現れたものと考えられる。週次データを利用することで、月次データでは見えない影響のタイミングの違いを、見出すことができたとも言えよう。

その一方、BPI_SOGOは、月次データにおいてはJ-REITと有意な影響は観察されなかった。週次データでは、前半期間においては同時点の、後半期間においては異時点のJ-REITとの有意な関係が観測されたBPI_SOGOであるので、TOPIX2やUTILITY同様の結果が得られないことはやや不思議である。週次データを月次データに集計すると影響が小さくなる理由は何か、今後の検証の必要である。

6. 結論

本論文では、2001年9月14日から2004年3月26日までの週次データを用い、J-REIT（J-REIT、Quick J-REIT インデックス）、大型・高流動性株式（TOPIX、東証指数（一部））、小型・低流動性株式（TOPIX 2、東証指数（二部））、債券（BPI_SOGO、野村 BPI 総合指数）、電力・ガス株式（UTILITY、東証業種指数（電気・ガス））の超過リターンの関係を、同時点における影響及び異時点の波及効果という観点から分析した。また、サンプル期間を前半（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）に分割し、時間の経過による変数間の関係の変化を分析した。

この結果、同時点の関係については、全サンプル期間、前半期間、及び後半期間のすべてにおいて、TOPIX 2の超過リターンの変動がJ-REITの超過リターンの変動に強く有意な影響を与えることが確認された。これは、小型・低流動性株式の超過リターンに生じた変動が一週間以内にJ-REITの超過リターンの変動に反映されることを意味し、J-REITの価格形成が小型・低流動性株式の価格形成と密接な関係にあることを示唆する。

これに加え、前半期間に限れば、債券の超過リターン（BPI_SOGO）からJ-REITへの有意な影響が確認された。しかしながら、それ以外の期間及び変数については、J-REITへの有意な影響は確認されなかった。さらに、これらの分析で得た回帰の決定係数は小さく、J-REITの変動の大部分は同時点の株式・債券市場の変動では直接は説明できない独自の變動であることも示された。

異時点の関係については、TOPIX2はJ-REITに対して説明力を持たないことが観察された。これは、小型・低流動性株式の超過リターンに生じた変動の多くが一週間以内にJ-REITの超過リターンに反映されてしまうためと考えられる。その一方、BPI_SOGO及びUTILITYの変動が、その次の週のJ-REITの変動に影響を与えることが確認された。これは、債券や電力・ガス株式の超過リターンの変動が、一週間遅れてJ-REITの超過リターンに反映されることを意味する。よって、J-REITの超過リターンは、債券や電力・ガス株式の超過リターンの変動にも影響されるが、価格形成における影響の受け方は小型・低流動性株式とは異なることがわかる。

興味深いことに、前半期間と後半期間に分けて分析すると、債券と電力・ガス株式のJ-REITへの影響力が変化していることも観察された。前半期間においては、債券の超過リターンの変動は翌週のJ-REITの超過リターンの変動に影響力を持たないが、電力・ガス株式の超過リターンは翌週のJ-REITの超過リターンに変動に有意な影響力を持つ。これとは逆に、後半期間になると、債券リターンの変動は翌週のJ-REITの超過リターンの変動に影響力を持つようになるが、電力・ガス株式の超過リターンは翌週のJ-REITの超過リターンに変動に影響力を持たなくなるのである。債券の超過リターンへのJ-REITの超過リターンの影響が前半期間の同時点から後半期間では異時点に変化したことも含め、これらの結果から、J-REITの超過リターンの諸変数への反応の仕方が時間の経過と共に変化してきたことがわかる。

これらの諸変数のJ-REITへの影響は、月次データで見ればすべて同時点の影響として捉えられることも確認された。よって、本論文では、週次データを用いることでJ-REITの超

過りターンの諸変数変動への反応のタイミングをより詳細に分析することができたといえよう。実現した超過リターンの関係から見れば、小型・低流動性株式の超過リターンの変動は同時点のJ-REITの超過リターンに直ちに影響するという意味で密接な関係にあり、債券(BPI_SOGO)や電力・ガス株式(UTILITY)もJ-REITと密接な関係にあるが、それらの超過リターンの変動は翌週になってからJ-REITに反映される。しかも、その影響力の大きさは、時間の経過と共に変化している。

このようなJ-REITの超過リターンと諸変数の相互関係の背景には、投資家によるJ-REITの投資対象としての位置づけがある。その観点からすれば、投資家は、J-REITを、大型・高流動性株式(TOPIX)とは無関係に扱い、小型・低流動性株式(TOPIX2)との関係で捉えている。また、ディフェンシブ株式という位置づけを弱め、債券との関係を結果としてより強く反映させる投資を行っているといえよう。

本論文で観察された諸変数の関係は、ポートフォリオ運用の中でJ-REITへの投資決定に役立てられるであろう。そのためにも、背景にある投資家によるJ-REITの位置づけや投資方法に関し、今後一層の調査と分析が必要である。

7.補論及び注

VAR のラグの決定

表A1 :VAR のラグ次数の決定 (全期間)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1925.853	NA	8.02E-20	-29.78067	-29.66982*	-29.73563*
1	1958.029	61.35847*	7.18E-20*	-29.89192*	-29.22685	-29.62169
2	1978.547	37.53674	7.71E-20	-29.82243	-28.60313	-29.32701
3	1995.042	28.89923	8.83E-20	-29.69058	-27.91705	-28.96996
4	2016.359	35.69275	9.43E-20	-29.63347	-27.30572	-28.68766

(* 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

インパルス反応関数

表A 2 - 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	0.0156 (0.0010)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
2	0.0021 (0.0014)	0.0020 (0.0014)	-0.0001 (0.0013)	0.0030 (0.0014)	0.0030 (0.0013)
3	0.0016 (0.0007)	-0.0004 (0.0007)	-0.0011 (0.0005)	0.0001 (0.0005)	0.0003 (0.0005)
4	0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	0.0004 (0.0003)	0.0003 (0.0002)
5	9.59E-05 (0.00013)	-9.85E-05 (9.6E-05)	-9.32E-05 (8.9E-05)	6.37E-05 (9.4E-05)	1.36E-05 (8.4E-05)
6	5.99E-06 (5.2E-05)	-2.55E-05 (3.3E-05)	-1.19E-05 (3.2E-05)	2.76E-05 (3.4E-05)	1.66E-05 (3.0E-05)

表A 2 - 2 : 各変数に関する衝撃への J-REIT のインパルス反応関数 (前半期間)

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.0164 (0.0013)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
2	0.0020 (0.0019)	0.0026 (0.0018)	-0.0016 (0.0017)	0.0005 (0.0019)	0.0037 (0.0018)
3	0.0020 (0.0010)	-0.0011 (0.0010)	-0.0016 (0.0008)	0.0002 (0.0008)	0.0003 (0.0007)
4	0.0003 (0.0006)	-0.0005 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	0.0002 (0.0004)	0.0003 (0.0004)
5	7.02E-05 (0.00022)	-0.000109 (0.00017)	-4.27E-06 (0.00015)	0.000132 (0.00013)	-4.25E-05 (0.00013)
6	-7.97E-06 (8.0E-05)	2.71E-06 (6.3E-05)	3.28E-05 (5.8E-05)	1.60E-06 (4.7E-05)	2.97E-06 (4.4E-05)

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

	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.0142 (0.0014)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
2	0.0016 (0.0022)	0.0002 (0.0022)	0.0013 (0.0021)	0.0053 (0.0021)	0.0014 (0.0020)
3	0.0010 (0.0011)	-0.0002 (0.0010)	-0.0011 (0.0010)	-6.73E-05 (0.00116)	0.0002 (0.0010)
4	-8.54E-05 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)	1.81E-05 (0.0004)	0.000505 (0.0005)	0.0002 (0.0003)
5	5.70E-05 (0.0002)	-2.87E-05 (0.0001)	-0.000125 (0.0002)	-4.80E-05 (0.0002)	3.61E-05 (0.0001)
6	-1.82E-05 (5.6E-05)	-2.93E-05 (4.8E-05)	5.39E-06 (6.2E-05)	4.07E-05 (8.6E-05)	1.87E-05 (4.3E-05)

分散分解

表A 3 - 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	0.016	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.016	91.875	1.434	0.006	3.304	3.381
3	0.017	91.478	1.460	0.433	3.263	3.365
4	0.017	91.372	1.479	0.444	3.311	3.394
5	0.017	91.365	1.482	0.447	3.313	3.393
6	0.017	91.364	1.482	0.447	3.313	3.393

表A 3 - 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
(前半期間)

	標準誤差	J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.016	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.017	92.303	2.119	0.847	0.0825	4.649
3	0.017	91.259	2.456	1.640	0.0940	4.552
4	0.017	91.145	2.519	1.644	0.113	4.579
5	0.017	91.136	2.523	1.644	0.119	4.579
6	0.017	91.136	2.523	1.644	0.119	4.579

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

	標準誤差	(後半期間)				
		J-REIT	TOPIX	TOPIX2	BPI_SOGO	UTILITY
1	0.014	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.015	86.582	0.020	0.730	11.839	0.830
3	0.015	86.168	0.033	1.226	11.727	0.846
4	0.015	86.038	0.061	1.224	11.816	0.861
5	0.015	86.031	0.062	1.231	11.816	0.861
6	0.015	86.030	0.062	1.231	11.816	0.862

注

注1 : 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2 : 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3 : 推定は両回帰とも OLS で行った。双方とも、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4 : これらの結果の頑健性を調べるため、(1)式の右辺にある説明変数を直交分解し、そうして得られた変数に J-REIT の超過リターンを回帰する次のような作業を行った。

まず、説明変数を例えば TOPIX、TOPIX2、BPI_SOGO、UTILITY の順番に並べ、TOPIX2 を TOPIX に回帰した残差を RES_T2、BPI_SOGO を TOPIX と RES_T2 に回帰した残差を RES_BPI、さらに UTILITY を TOPIX、RES_T2、RES_BPI に回帰した残差を RES_U とする。こうすると、RES_T2 は TOPIX2 の変動のうち TOPIX では説明できない固有の要因を、RES_BPI は BPI_SOGO の変動のうち TOPIX でも TOPIX2 でも説明できない固有の要因を、RES_U は UTILITY の変動のうち TOPIX でも TOPIX2 でも BPI_SOGO でも説明できない固有の要因を表すことになる。次に、これらの変数 (TOPIX、RES_T2、RES_BPI、RES_U) を説明変数、J-REIT を被説明変数として、前サンプル期間、前半期間、後半期間に関する回帰分析を行う。これから、どの変数に固有の要因が J-REIT の超過リターンを有意に説明しているか、(TOPIX、TOPIX2、BPI_SOGO、UTILITY をそのまま説明変数とする) 単純な回帰の結果よりも明確にわかる。最後に、説明変数の順番を様々に変え、各々の場合について同様の分析を行う。

以上の作業の結果、すべての場合について、単純な回帰から得られたものと同様の結果を得た。よって、単純な回帰で得られた結果は、頑健なものであると考えられる。

注5：VARのラグを2期間とした場合について、全サンプル期間に関してラグを1期間とした場合と同じ分析を行ったが、定性的にほとんど変わらない結果を得た。

注6：カイ2乗検定を行った。

注7：同様の分析をコレスキー順序を変更して行っても、BPI_SOGOに関する衝撃のJ-REITへの影響の度合いが標準偏差に比して若干小さくなる場合がある以外、その他の結果については定性的に大きな違いはないことが確認できる。

注8：但し、先述のように、コレスキー順序を変えた場合、BPI_SOGOに関する衝撃へのJ-REITの第2期目の反応は、標準誤差の2倍を僅かに下回る場合がある。

注9：TOPIX及びTOPIX2に関する結果は、定性的に全期間の場合と大きな違いはない。前半期間、後半期間のインパルス反応関数の詳細については、補論表A2-2及び表A2-3を参照のこと。

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

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

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

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

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