



|    |          |
|----|----------|
| ID | JJF00308 |
|----|----------|

|     |  |
|-----|--|
| 論文名 | J-REITの価格割り当て誤差に関する分析<br>—補正関数によるリスク要因分析—  |
|     | The empirical analysis for pricing error of J-REIT:<br>The verification using approximation error function |
| 著者名 | 磯山啓明<br>原野啓<br>瀬下博之  |
|     | Hiroaki Isoyama<br>Kei Harano<br>Hiroyuki Seshimo  |
| ページ | 16-46  |

|      |                           |
|------|---------------------------|
| 雑誌名  | 経営財務研究                    |
|      | Japan Journal of Finance  |
| 発行巻号 | 第36巻第1.2合併号               |
|      | Vol.36 / No. 1.2.         |
| 発行年月 | 2016年12月                  |
|      | Dec. 2016                 |
| 発行者  | 日本経営財務研究学会                |
|      | Japan Finance Association |
| ISSN | 2186-3792                 |

■ 論 文 .....

# J-REIT の価格割り当て誤差に関する分析 — 補正関数によるリスク要因分析 —\*

磯山 啓明  
(上智大学大学院)

原野 啓  
( (公財) 日本住宅総合センター )

瀬下 博之  
(専修大学)

## 要 旨

本稿では、J-REIT の価格付けを分析し、組成した REIT ファクターが資産評価モデルを改善できるのかを検証する。その結果、J-REIT は他の証券と比較して価格割り当て誤差が小さく、既知の資産評価モデルを改善できないこと、資本市場の完備化には寄与していない可能性などが示された。

キーワード：J-REIT, Hansen-Jagannathan Distance, 補正関数, contingent claim, Fama-French モデル

## 1 はじめに

不動産の証券化は、流動性の低い不動産という資産を、その賃料収入などのキャッシュフローを裏付けとする証券の形態に変換することによって流動性を高め、不動産所有のリスクを大幅に軽減できる手法である。この特性によって、不動産の証券化は大規模な不動産開発や都市開発のための資金調達を容易にするものと期待されている。

日本の状況を見ると、不動産の証券化が始まって 10 余年が経過し、市場規模は約 10.4 兆円まで急速に拡大した。しかし、その規模は平成 27 年 12 月末の時点で TOPIX 時価総額の約 2.86% にすぎず<sup>1</sup>、

\* 本稿の作成にあたり、論文審査過程において 2 名の匿名のレフェリーの方から多くの大変有益なコメントを頂いた。また、日本経営財務研究会第 39 回大会では、討論者の森保洋先生（長崎大学）から大変貴重なコメントを頂いた。ここに記して、心より感謝申し上げる。もちろん、ありうべき誤謬はすべて筆者達本人の責任である。

1 時価総額（浮動株ベース）で算出。出所：東京証券取引所  
(URL: <http://www.jpx.co.jp/markets/indices/related/value/index.html> 最終確認日 2016 年 1 月 5 日)

市場規模を拡大する余地はまだ十分にあると思われる。不動産の証券化商品の市場拡大は、日本の不動産市場を活性化させ、日本経済の成長を促す上でも有益であると考えられる。この市場に潤沢な資金を呼び込むためには、証券化商品の価格付けが適切に行われているのが重要な鍵となる。

実証ファイナンスの観点からは、**J-REIT** という証券の導入が、資本市場の完備化に寄与しているのかという点も重要になる。すなわち、不動産価値の変動が **REIT** 価格の変動によって代理され、この変動成分が既存の資産評価モデルを改善する可能性がある。資本市場における **J-REIT** の価格付けを検証し、そこに **J-REIT** 特有のリスク要因が存在するか否かという問題は、資産評価モデルの改善の可能性を探ることを意味する。そして、**J-REIT** の導入が資本市場の完備化に寄与したのかを検証することは、不動産に特有なリスク要因の存在の可能性と、そのリスクに対する市場評価の現状を理解することであり、制度設計上も重要な主題である。これによって、**J-REIT** という証券の特性や、その情報開示のあり方など、市場整備のための基礎的な情報を得ることができる。

米国の先行研究では、不動産価値の変動を資産評価モデルに組み込むべきであるとの示唆を導く研究がなされている (Liu, Hartzell, Greig, and Grissom (1990), Mei and Lee (1994), Hsieh and Peterson (2000), Carmichael and Coën (2016))。他方で、一般の証券と **REIT** には異なるリスク要因は観測されないという対立する帰結を導く研究もなされている (Liu and Mei (1992), Ambrose, Ancel and Griffiths (1992))。不動産価値の変動はマーケット・リターンで既に記述されている可能性もあり、ファイナンスの実証分析で資産評価モデルに不動産価値の変動に関する説明変数を明示的に組み込むことも稀である。これら先行研究の対立は、本質的にはファイナンス理論における総資産 (Total Wealth) の変化率をどのデータを用いて具体的に記述するのか、という問題であり、理論と実証の狭間に関する論争でもある。

日本における先行研究でも、大橋他 (2003, 2004, 2005) や川口 (2004) などが **J-REIT** 市場の創生期のデータを用いて、**J-REIT** には一般の証券とは異なるリスク要因が存在する可能性を示唆している。しかし、その後、より長期のデータ、または発展を遂げた **J-REIT** 市場のデータを用いて十分な検証がなされているようには思われない。

注意すべきことは、これらの実証分析の多くは、既に資産評価モデルで説明されている既知のリスク成分に対して、追加的な **REIT** に関する変数が差分の貢献をしているのかという点について厳密な検証を行っていないことである<sup>2</sup>。Lewellen, Nagel and Shanken (2010) が指摘するように、多くの実証モ

2 Liu, Hartzell, Greig, and Grissom (1990) では、鑑定評価額ベースのリターンと市場リターンとが直交するようにして、不動産に関するリスク要因を組成している。しかし、鑑定評価額は平準化された値であり、また、不動産価値評価に恣意性が介在する可能性があるなど、市場での価格付けの検証に用いる際には問題も多い。さらに、ここで採用された検証モデルから導かれる結果が、検定に使用したテスト資産に依存する可能性についても慎重に考慮されるべきである。同様の指摘は Mei and Lee (1994) に対しても行うことができ、さらに Mei and Lee (1994) の検証は資産評価モデルの改善またはリスクプレミアムの有意性を直接検定したものでもない。Hsieh and Peterson (2000) では、Fama-French モデルの HML は時価簿価比率についての変数であるので、簿価を構成する要素である不動産価値の変動をある程度捉えられる可能性と、十分には捉えられない可能性を指摘し、不動産価値の変動を代理する変数を、Fama-French モデルで推定した **REIT** の超過リターンから組成して、その係数の有意性を検証している。しかし、このファクターの係数を HML の係数で回帰すると有意であることも示されており、これはファクターが適切に直交化されていないことを意味するので、厳密な検

デルは基底変換で関連付けられる可能性があり、その場合、検証されたリスクファクターは既知のリスクファクターの別表現である可能性を捨てきれない。このことが、論争を生み出す本質的な原因になっていると考えられる。

REIT ファクターの存在についての理論的な可能性は、Intertemporal CAPM に基づいた Carmichael and Coën (2016) などに見出されうるが、実証分析では、既存の資産評価モデルに対する差分の貢献があるのかを、理論に基づいて厳格に検証する必要がある。多くの先行研究は、資産評価モデルに REIT インデックスを加え、REIT インデックスの係数が統計的に有意であるか否かを検証することで、REIT に他の証券にない特有のリスク要因が存在するか否かを検証している。しかし、このような分析では、Lewellen, Nagel and Shanken (2010) の指摘する問題を回避できない。資産評価モデルは Hilbert 空間での考察であるので、リスクファクターを加えることで資産評価モデルが改善されるかを検証するには、既知の資産評価モデルと直交する基底の係数が検証されなければならない(詳細は 2 節)。

そこで本稿では、理論上の確率的割引き因子 (Stochastic Discount Factor (以下 SDF と略す)) で資産に価格付けされたリスク成分と、既知の資産評価モデルの SDF で資産に価格付けされたリスク成分の差を Hansen and Jagannathan (1997) で定義された補正関数 (Approximation Error Function) を用いて抽出し、J-REIT の価格付けに際して、説明し残されたリスク成分がどの程度存在するのかを他の証券との比較でまず検証する(詳細は 3 節)。先行研究ではほとんど検証されてこなかった個別資産に焦点をあてることで、J-REIT の価格付けにどのような情報が利用されているかなどを詳しく確認することができる。

その上でさらに、REIT ファクターを既知の資産評価モデルのリスク要因とは直交化する操作を加えた上で組成し、この REIT ファクターが既知の資産評価モデルを改善しうるのかを、実証ファイナンスで公式な検定とされている HJD (Hansen Jagannathan Distance) を用いて直接的に検証する(詳細は 4 節)。

本稿の実証分析から導かれるいくつかの帰結とその帰結がもつ意義、先行研究に対する貢献を以下に列挙する。

- (i) J-REIT に適切な価格を割り当てるために必要な補正量は一般の証券と比べて小さい。さらに TOPIX17 産業分類で見ても、必要な補正量の最も小さな資産であることが明らかになる。これは、従来の不動産業等の証券に同種の条件付請求権 (contingent claim) が内在していたことを示唆するもので、J-REIT の payoff は一般証券を用いて複製可能であることを意味する。つまり、J-REIT は従来の一般的な証券と異なる条件付請求権を提供しえないという点で、資本市場の完備

---

証が望まれていた。Carmichael and Coën (2016) では、Fama-French モデルでリスク要因とされている HML を直交分解して不動産に関するファクターを組成しているが、これは HML で既に記述されていた変動成分を抜き出した変数であるため、この変数の係数の有意性を示すことが Fama-French モデルの改善を意味するわけではない。大橋他 (2003) でも APT (Arbitrage Pricing Theory) に依拠して、東証二部のリターン、野村 BPI 総合の超過リターンを TOPIX のリターンと直交化した上で CAPM を拡張し、REIT の価格付けに影響を与えた要因を分析している。REIT ファクターが資産評価モデルを改善する可能性を示してはいるが、モデル間比較によって統計的に有意であることを示すことが望ましいと言える。

化には寄与していない可能性を示唆している。

ここでの洞察は、理論上の SDF で資産に価格付けされたリスク成分と、既知の資産評価モデルの SDF で資産に価格付けされたリスク成分の差に焦点を当てることで導かれたものであり、先行研究が明示的には取り扱ってこなかったものである。

- (ii) **J-REIT** の価格付けに必要な補正量には時期的な変遷が存在する。これは、市場環境の変化の影響を受けている可能性と、資本市場にある程度の銘柄数が上場されたことで、**J-REIT** が保有する資産のリスク属性について、投資家が適切に評価できるようになった可能性とが考えられる。

そこで、決算発表日後 10 日間の補正量を上場後の決算発表の総回数で回帰すると、その補正量はある程度の銘柄数が上場した状況の下では、次第に低下していくことが観察された。これは、過去の決算発表によって蓄積された情報と新たに開示された情報を基に、**J-REIT** のリスク特性を市場が適切に評価できるようになっていく過程を捉えている可能性がある。

- (iii) **J-REIT** の価格付けに必要な補正量が保有する資産の用途属性・資産属性に依存するかを検証したところ、保有資産に占めるオフィス・居住用建物の比率が増加するほど、また、資産属性に関する変数が大きいほど、必要な補正量は小さくなることが示された。これは、これらの用途の不動産賃料収入の不確実性は、既知の資産評価モデルのリスク要因で既にその大部分が説明されている可能性を示唆するものである。特に、資本市場に上場している企業が保有する不動産価値は、不動産市場での期待均衡価格を反映して、適切にその証券価格に織り込まれている可能性がある。

上記(ii)の事実と併せて考えると、これらの結果は、資本市場の証券の条件付請求権の組み合わせによって、不動産市場の資産の条件付請求権が置き換えられることを投資家が学習していった可能性を示しており、このような可能性を示した先行研究は存在しないという点で興味深い **Fact Finding** と言える。

- (iv) 既知の資産評価モデルのリスク要因とは直交化する操作を加えた上で、**REIT** ファクターを組成し、この **REIT** ファクターが既知の資産評価モデルを改善できるのかを、**HJD** によるモデル間比較によって検定すると、**REIT** ファクターは既知の資産評価モデルを改善できないことが示される。これは、従来の不動産業等の証券に同種のリスク要因が内在していたことを意味しており、**J-REIT** は平均・分散フロンティアの拡大には直接的には寄与していないことを意味する。

以上の結果は、制度設計の点から見ると、**J-REIT** という証券は、不動産業などと比べて価格割り当て誤差が小さく、従来よりも投資家により簡便に不動産業等の証券に内在しているリスク要因を取り込んだポートフォリオを組みやすい状況を提供している可能性があるとして評価できる。そのため、不動産市場への資金供給を促す上で **J-REIT** という証券が、従来の不動産会社以上に重要な役割を果たす可能性を示すものと言えるだろう。

なお、**Hansen and Jagannathan (1997)** は補正関数と **HJD** をファイナンス理論に基づいて導出している。この点で本稿のこれらの貢献もファイナンス理論を十分に反映した枠組みの中にあることは言うまでもない。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では **REIT** ファクターの存在について、**Carmichael and Coën (2016)** が提示した理論的枠組みを簡単に記述する。また、既知の資産評価モデルとして、**Fama-French** モデルを採用する理由について詳述する。3 節では、補正関数によって推定した価格割り当て

誤差を一般の証券と J-REIT で比較する。4 節では、組成した REIT ファクターが既知の資産評価モデルを改善できるのか、REIT ファクターが価格付けされているかを HJD によるモデル間比較で検証する。5 節で結論とする。

## 2 REIT ファクターの導出と実証分析に用いる資産評価モデル

### (1) ICAPM による REIT ファクターの導出

資産評価モデルに不動産に起因するリスクファクターを組み込むべきであるとする議論の多く (Mei and Lee (1994), Hsieh and Peterson (2000) 等) は、APT (Arbitrage Pricing Theory) に依拠してリターンの生成プロセスを仮定し、REIT ファクターの存在を検証しているものが多い。これに対して Carmichael and Coën (2016) は、投資家の資産 (Wealth) の構成の中には不動産所有も含まれるとし、Merton (1973) の Intertemporal CAPM に基づいて、REIT ファクターが資本市場のシステムティック・リスクになりうることを示したとされる。この Carmichael and Coën (2016) の ICAPM によるモデル化は、明示的であろうとなかろうと先行研究が置いていた仮定を包含しうる一般化である。

このモデルの概略は以下のようなものである。線形独立な  $n$  個の証券について、 $P_{i, i=1, \dots, n}$  を証券価格、 $u_i$  を証券の期待収益率、 $\sigma_i$  を証券の収益率の標準偏差、 $dz_i$  を Wiener 過程のホワイトノイズであるとし、 $E$  を不動産価格、 $u_e$  を不動産の期待収益率、 $\sigma_e$  を不動産の収益率の標準偏差、 $dz_e$  を Wiener 過程のホワイトノイズであるとする。これらを用いて証券と不動産の価格過程はそれぞれ  $dP_i/P_i = u_i dt + \sigma_i dz_i$ ,  $dE/E = u_e dt + \sigma_e dz_e$  で記述されるとする。 $\delta$  を時間選好率、 $\eta$  を投資家の Wealth  $W$  に占める不動産所有による富の比率、 $w_i$  を第  $i$  証券への投資比率、 $r$  を risk free rate ( $u_{n+1} = r, \sigma_{n+1} = 0$ )、 $C_s$  を消費とし、投資家は以下の予算制約の下で von Neumann-Morgenstern 型効用関数  $U$  を最大化するとする。

$$\max E \left[ \int_t^T e^{-\delta(s-t)} U(C_s) ds \right] s.t. dW = (1 - \eta) \sum_{i=1}^{n+1} w_i W \frac{dP_i}{P_i} + \eta W \frac{dE}{E} - C dt, \sum_{i=1}^{n+1} w_i = 1 \quad (1)$$

予算制約の下で最大化された(1)式の目的関数を  $e^{-\delta t} J(W_t)$  とすると、一階条件 (first-order condition) から  $u_i = r + \frac{1}{\alpha} [(1-\eta) \sum_{k=1}^n w_k \sigma_{i,k} + \eta \sigma_{i,e}]$ ,  $\alpha = \frac{-J_{W,W}}{J_{W,W}}$  が得られ、 $u_m$  を市場ポートフォリオの期待収益率、 $\rho$  を相関係数とすると、均衡での証券の超過収益率は以下で与えられる。

$$u_i - r = \frac{\sigma_i (\rho_{i,m} - \rho_{i,e} \rho_{e,m})}{\sigma_m (1 - \rho_{e,m}^2)} (u_m - r) + \frac{\sigma_i (\rho_{i,e} - \rho_{i,m} \rho_{e,m})}{\sigma_e (1 - \rho_{m,e}^2)} (u_e - r) \quad (2)$$

(2)式第二項は各証券の超過収益率が、市場ポートフォリオだけでなく、不動産の超過収益率にも依存する可能性を示しており、不動産からの収益に直接依存する REIT ファクターの存在を示唆するものではある。ただし、J-REIT は資本市場に上場された証券であるので、J-REIT 価格  $E$  が一般証券  $P_i$  の線形結合で記述される可能性もある。その場合は特異行列が現れるので、(2)式を導出することはできない。

これを実証モデルで分析するために、Harrison and Kreps (1979), Chamberlain and Rothschild (1983), Hansen and Jagannathan (1997) 等に倣って、payoff を Hilbert 空間 ( $L^2$ ) の要素としてモ

デル化するとする。このとき、資産評価モデルは **payoff** の双対空間 (Dual Space) にあるが、Hilbert 空間の双対空間はまた Hilbert 空間となる。Hilbert 空間は完備な空間なので直交基底を持つ。これは、資産評価モデルのリスク要因は直交基底で表されることを意味する。仮に、REIT の **payoff** が一般証券の **payoff** で複製可能である場合、 $u_e$  は新しい基底を構成しないので、 $u_e$  を加えることで資産評価モデルが改善されるのかを統計的な過誤を避けた上で検証するには、 $u_m$  と直交化した  $u_e^\perp$  に価格付けされたリスクを説明する成分があるのかを検証しなければならない。つまり、資産に価格付けされたリスク成分の中で、既に資産評価モデルで説明されているリスク成分との差分の貢献が、追加的に付け加えた REIT ファクターにあるのかを明示的に分析の対象とする必要がある。

従来の REIT についての実証分析は、REIT インデックスを資産評価モデルに加え、この REIT ファクターの係数が有意か否かを検証しているものも多い。しかし、上述の理由から REIT ファクターには直交化の操作が加えられるべきであるし、そもそも REIT ファクターの係数の有意性が、資産評価モデルの改善を直接に意味するわけでもない。資産評価モデルが改善されたか否かは、Cochrane (2005) が指摘しているように、risk free rate から接点ポートフォリオに引いた接線の傾きの大きさを比較する GRS (Gibbons Ross Shanken) 検定、ファクターのリスクプレミアムが有意かを検定する CSRT (Cross Sectional Regression Test)、分析モデルの SDF がリスク中立確率測度への変換を与える SDF であるのかを検定する HJD (Hansen Jagannathan Distance) 検定のいずれかで検証されなければならない<sup>3</sup>。これら実証上の問題が、論争を生み出す要因となっていた可能性がある。

資産の **payoff** を Hilbert 空間の要素としてモデル化する場合、資産評価モデルは SDF を用いて記述され、その考察は、Hilbert 空間の直交基底に対する考察であると言える。つまり、実証分析での資産評価モデルに対する考察は、リスク中立確率測度への変換を与えられる理論上の SDF の直交基底が、分析者が採用する (資産評価モデルの) SDF の直交基底によって記述されているのかを考察することであることを意味する。

しかし、一般に、分析モデルは高々近似的に与えられるに過ぎず、通常、分析モデルの SDF ではリスク中立確率測度への変換を与えられない。そこで、以下の分析ではまず、どの程度分析モデルの SDF に改善の余地があるのかを評価するため、分析モデルの SDF では記述されなかった理論モデルの SDF の基底の成分に焦点を当てて分析する。つまり、理論上の SDF で資産に価格付けされたリスク成分と、分析モデルの SDF で資産に価格付けされたリスク成分の差を抽出し、J-REIT の価格付けに際して、説明し残されたリスク成分がどの程度存在するのか、すなわち、J-REIT 特有のリスク要因となりうる成分がどの程度残っているのかを、他の証券との比較で検証する (詳細は 3 節)。これは資産評価モデルの改善についての間接的・予備的な検証であるが、これによって、説明し残されたリスク成分の価格付けに対して、どのような要因が影響を与えているのかを分析することができる。その上でさらに、既知の資産評価モデルのリスク要因とは直交化する操作を加えた REIT ファクターを組成し、この

3 HJD が提案される以前に Formal な資産評価モデルの検定手法とされた GRS 検定や CSRT は、理論モデルを基準として分析モデルを比較するという考え方を採用していないため、モデル間比較等をする際に明確な基準がない。その点、HJD では、リスク中立確率測度への測度変換を与えられる SDF を理論モデルとして定義し、この理論モデルを基準として判断することができるため、分析モデルに対してより一般性のある評価や情報が得られるという利点がある。

REIT ファクターが既知の資産評価モデルにはない基底となりうるのかを、実証ファイナンスで公式な検定とされている HJD を用いて直接検証する（詳細は 4 節）。

## (2) 実証分析に用いる資産評価モデルとデータの取り扱い

本稿では Fama and French (1993) で提案された資産評価モデル（以下、Fama-French モデル）を用いて、資本市場におけるリスク要因で J-REIT の価格付けを説明できる成分を捕捉し、その上でこのモデルで説明しきれないリスク要因の評価部分を抜き出すことを考える。

Fama-French モデルは、理論的な背景は弱いものの実証的には高い説明力を持つために、実証ファイナンスにおいて従来から広く用いられてきたスタンダードな資産評価モデルである。他の資産評価モデルの中にも Fama-French モデルよりも高い説明力を持つとされるものもあるが<sup>4</sup>、これらのモデルに対して理論モデルの SDF が無裁定条件を満たすこと、つまり SDF が厳密に正（どの State でも正）でなければならないという制約を加えると、それらのモデルは Fama-French モデルよりも低い説明力しか持たないことが Li, Xu, and Zhang (2010) で示されている。このため本稿では Fama-French モデルを基準となる分析モデルとして採用する。

Fama-French モデルでは企業規模に関する基準と純資産時価比率に関する基準で企業を分類し、それぞれ SMB, HML と呼ばれるリスクファクターを組成する必要がある。すなわち、Fama-French モデルは(3)式のように記述される。

$$R_t = a_0 + \beta_{VW} VW_t + \beta_{SMB} SMB_t + \beta_{HML} HML_t + \epsilon_t \quad (3)$$

VW は東証一部・二部上場企業の加重平均リターン、SMB は企業規模から組成した変数、HML は純資産時価比率から組成した変数である<sup>5</sup>。

先行研究との比較可能性を担保するため、Fama-French モデルのリスクファクターの組成に関しては久保田・竹原 (2007) に従った。また、企業規模の基準と純資産時価比率の基準でそれぞれ 4 分位の 16 種類のポートフォリオを組成し、これに TOPIX-17 シリーズ各産業の加重平均ポートフォリオと分析対象資産 1 つを加えたものをテスト資産とした<sup>6</sup>。

価格割当て誤差の分析では、日本の株式市場において J-REIT が上場され始めた 2001 年 9 月から

4 説明力の高い資産評価モデルとして他に、Conditional CAPM (Santos and Veronesi (2006)), Conditional Consumption CAPM (Lusting and Nieuwerburgh (2004)), Sector Investment Model (Li, Vassalou, and Xing (2006)), Durable-Consumption CAPM (Yago (2006)) などが挙げられる。

5 Fama and French (1993) は企業規模の基準と純資産時価比率の基準で 6 つのポートフォリオを組成し、これらから組成したリスク要因を資産評価モデルの説明変数として採用した。ポートフォリオを組成した後にポートフォリオのリターンの差分を取るという操作で、市場の超過収益率と SMB, HML を直交化している。SMB は企業の倒産リスクまたは流動性リスクを表し、HML はバリュー株効果を捉えているなどとする解釈もあるが、未だ学術的なコンセンサスは得られていない。特に、Lewellen, Nagel and Shanken (2010) ではその解釈をめぐる議論に対して理論的な観点から批判を行っている。

2015 年 3 月を分析対象期間とする。ただし、後半の REIT ファクターについての HJD 検定では 2007 年からのデータを用いた。これは、REIT のリスク属性を集約すると考えられるポートフォリオを組成するためにはある程度の銘柄数 (30 銘柄程度) を確保する必要があるが、この場合、データが利用可能になるのは 2007 年からとなるからである。また、ファイナンスの実証研究では月次データを利用するものも多いが、本稿においては日次の株価データを用いる。これも HJD の検定で推計に使う時系列方向のサンプル数を確保するために日次データを用いる必要があったからである<sup>7</sup>。

分析に使用した日次の株価データ、企業の財務データは日経 Financial Quest<sup>8</sup> から取得し、J-REIT の属性データは日経 NEEDS 提供の R-Square<sup>9</sup> から取得した。

### 3 価格割り当て誤差 (補正関数) の大きさ

#### (1) 補正関数 $\bar{p}$ を用いる意義

一般に資産評価モデルによる資産の価格付けがどの程度適切になされているのかについては、残差 (Residual Sum of Squares (RSS)) の大きさによって測ることが考えられる。しかし、残差 (RSS) の中には銘柄に固有 (Idiosyncratic) な変動が存在し、この変動成分は価格付けには影響しないため、資産評価モデルの基底の成分に対する分析としては適切ではない。

ここでは、価格付けされたリスクの中で、分析モデルでは記述されなかったリスクに焦点をあて、分析モデルにどの程度改善の余地があるのかを分析するため、Hansen and Jagannathan (1997) で定義された補正関数を用いる。補正関数  $\bar{p}$  は、理論モデルの SDF と分析モデルの SDF をそれぞれ payoff 空間に射影し、両者の乖離幅を測ったものとして定義される (詳細は Appendix 1)。この補正関数の成

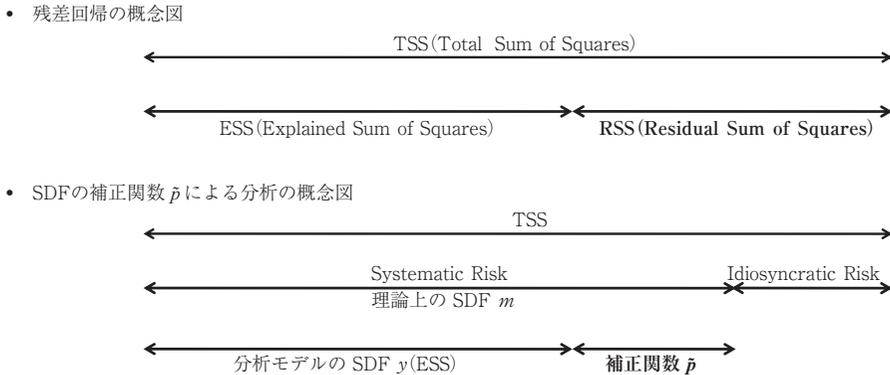
6 先行研究では Fama-French の 16 ポートフォリオや 25 ポートフォリオは資産評価モデルのテスト資産として採用されることが多く、これは分析対象の資産評価モデルがそれらポートフォリオで生成する Payoff 空間に対して説明力をもっているのかどうかを検定していることを意味している。本稿でもこの先行研究の仮定に倣うが、より適切に Payoff 空間を設定するため、Fama-French の 16 ポートフォリオに、TOPIX-17 シリーズ各産業の加重平均ポートフォリオを加えたものを Payoff 空間の基底として採用した。

7 実証分析の際にテスト資産の数が観測された時系列データのサンプル数よりも多い場合には Autocovariance の推計値を得ることができないために GMM 推計を行うことができない。Cochrane (2005) では時系列データの数がテスト資産の数の 10 倍程はないと GMM の Spectral Density Matrix を適切に推計できないとしている。そのため、実証分析ではリスク属性を集約したポートフォリオをテスト資産として採用することになる。REIT の先行研究で日次データを使っているものに Swanson, Theis and Casey (2002) があるが、GMM 推計がもつエルゴード性は時系列平均と位相平均を同質に見做すことができる性質であるので、日次データであっても GMM で Spectral Density Matrix を適切に推定できているのであれば問題は無いとされている。本稿における分析はこれらの仮定が成り立つ範囲についてのものになるが、それでも本質の多くを捨象してはいないと考える。

8 NEEDS Financial QUEST (<http://finquest.nikkeidb.or.jp/ver2/online/>)

9 NEEDS R-Square (<https://r-square.nikkei.co.jp>)

図 1 残差回帰と SDF の補正関数  $\tilde{p}$  による分析との違い



(注) TSS は ESS と RSS の和であるが、理論上の SDF ( $m$ ) で記述される変動と銘柄に固有な変動の和でもある。また、理論上の SDF ( $m$ ) は分析モデルの SDF ( $y$ ) と補正関数  $\tilde{p}$  の和として記述できる。分析モデルで説明される変動 ( $y$ ) は ESS に等しいため、RSS は補正関数  $\tilde{p}$  と銘柄に固有な変動との和となる。

分  $\tilde{p}_j$  を分析することで、理論上の SDF で資産に価格付けされたリスク成分と、既知の資産評価モデルの SDF で資産に価格付けされたリスク成分の差を抽出し、J-REIT の価格付けに際して、説明し残されたリスク成分がどの程度存在するのかを他の証券との比較で検証する。

残差 (RSS) 回帰と補正関数  $\tilde{p}$  による分析の違いを図 1 に示した。TSS は ESS と RSS の和であるが、理論上の SDF ( $m$ ) で記述される変動と銘柄に固有な変動の和でもある。また、理論上の SDF ( $m$ ) は分析モデルの SDF ( $y$ ) と補正関数  $\tilde{p}$  の和として記述できる。分析モデルで説明される変動 ( $y$ ) は ESS に等しいため、RSS は補正関数  $\tilde{p}$  と銘柄に固有な変動との和となる。

## (2) 補正関数 $\tilde{p}_j$ に基づく分析

テスト資産を Fama-French の 16Portfolio と TOPIX-17 各産業の加重平均ポートフォリオに分析対象企業を 1 つ加えたものとする。また、Hilbert 空間 ( $L^2$ ) の Norm を  $\|h\| = E[h^2]^{\frac{1}{2}}$ ,  $h \in L^2$  で定め、Appendix 1 の(7)式に従って補正関数  $\tilde{p}_j$  の Norm を算出した。分析対象は J-REIT, 東証一部, 二部上場企業とする。

### ① J-REIT と一般証券の補正関数の違い

J-REIT に適切な価格を割り当てるために必要な補正量の大きさを他の不動産関連株や一般の証券と比較するため、被説明変数を各銘柄の補正関数  $\tilde{p}_j$  とし、説明変数に REIT ダミーと不動産関連株ダミーを用いて分析した結果を表 1 に示した。また、ファイナンスの株価データには系列相関と分散不均一性があることが知られているので、GMM による HAC (Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent) 推定を行っている。GMM の Weighting Matrix は Bartlett 型とし、最大ラグ次数の選択は Newey and West (1994) に従った。ここで J-REIT の銘柄数の変化を考慮して、分析対象期間として、(i) 2001 年 9 月～2015 年 3 月：J-REIT 銘柄数 2, (ii) 2002 年 7 月～2015 年 3 月：J-REIT 銘柄数 5, (iii) 2004 年 1 月～2015 年 3 月：J-REIT 銘柄数 10, (iv) 2005 年 7 月～2015 年 3 月：J-REIT

表 1 J-REITと一般証券の  $\|\hat{\rho}_j\|$  の違い

|                     | (i)                             | (ii)                            | (iii)                           | (iv)                            | (v)                             | (vi)                            | (vii)                           |
|---------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| Range of samples    | 2001/09 -<br>2015/03            | 2002/07 -<br>2015/03            | 2004/01 -<br>2015/03            | 2005/07 -<br>2015/03            | 2005/11 -<br>2015/03            | 2006/07 -<br>2015/03            | 2007/01 -<br>2015/03            |
| Number of REIT      | n=2                             | n=5                             | n=10                            | n=15                            | n=20                            | n=25                            | n=28                            |
| Dependent Variables | Approximation<br>Error Function |
| REIT_Dummy          | -0.00148***<br>(-3.89)          | -0.00343***<br>(-12.24)         | -0.00828***<br>(-43.14)         | -0.00829***<br>(-68.93)         | -0.00694***<br>(-41.92)         | -0.00651***<br>(-30.06)         | -0.00757***<br>(-37.15)         |
| 不動産_Dummy           | 0.00286***<br>(8.58)            | 0.00189***<br>(6.70)            | 0.00307***<br>(9.89)            | 0.00385***<br>(11.56)           | 0.0031***<br>(-2.98)            | 0.00556***<br>(15.52)           | 0.0054***<br>(13.85)            |
| Constant            | 0.00944***<br>(325.04)          | 0.00946***<br>(364.28)          | 0.01017***<br>(350.02)          | 0.01000***<br>(327.45)          | 0.01025***<br>(322.27)          | 0.01027***<br>(309.6)           | 0.01081***<br>(313.4)           |
| Observations        | 4,624,425                       | 4,332,287                       | 3,810,990                       | 3,302,223                       | 3,185,217                       | 2,920,961                       | 2,780,731                       |
| R - squared         | 0.016                           | 0.016                           | 0.018                           | 0.017                           | 0.017                           | 0.018                           | 0.019                           |

HAC standard errors based on Bartlett kernel. Optimal lags were chosen by Newey and West (1994).  
t-statistics in parentheses.

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

(注) 推計はGMM. GMM weight matrix : HAC Bartlett型

HAC standard errorを計算する際の最適 Lag 次数の選択は Newey and West (1994) に従う。それぞれ(i)217Lags, (ii)214Lags, (iii)208Lags, (iv)201Lags, (v)200Lags, (vi)196Lags, (vii)194Lags.

銘柄数 15, (v)2005 年 11 月～2015 年 3 月 : J-REIT 銘柄数 20, (vi)2006 年 7 月～2015 年 3 月 : J-REIT 銘柄数 25, (vii)2007 年 1 月～2015 年 3 月 : J-REIT 銘柄数 28, で分析し、それぞれの場合での分析結果を表 1 に示した<sup>10</sup>。

推計期間を(i)～(vii)としたすべてのケースにおいて REIT ダミーの係数はマイナスに有意である (p 値 =0.000)。J-REIT が上場され始めてから現在までのデータを用いて推計した場合、J-REIT の価格付けに際して、Fama-French モデルに必要な補正が小さかったこと、つまり、J-REIT が一般の証券に比べて Fama-French モデルによってより適切に価格付けされていたことを意味している。また、不動産関連株は係数がプラスであるため、不動産関連株は他の一般の証券に比べて価格割り当て誤差の大きな資産であると言える。なお、残差 (RSS) を用いた分析については、Appendix 2 の表 8 に示しているが、分析対象期間(iv), (vii)で J-REIT の価格割り当て誤差 (Pricing Error) が一般の証券を基準にして小さいことが有意であった。

次に、J-REIT の価格割り当て誤差に時期的な変動があるのかを分析するため、説明変数を REIT ダミー、年ダミー、年ダミーと REIT ダミーの交差項として分析した結果を表 2 に示す。表 2 の REIT ダミーの係数は、分析対象期間の初めの年の一般証券と REIT の補正関数の差の値を表す。また、年ダミーと REIT ダミーの交差項は、上記の値と対象となる年の一般証券と J-REIT の補正関数の差の値と

10 J-REIT についての一般的知見を得るには、ポートフォリオ (30 銘柄程度) を組成して、その属性を分析することが望ましい。この場合分析対象期間は(vii)となるが、不動産市況は 2005 年から 2006 年に一つの大きな活況時期を迎えており、J-REIT の属性にも影響を与えていると考えられる。そのため、この活況期も分析対象期間に含む結果も示した。

表 2 J-REITと一般証券の  $\|\hat{\rho}_j\|$  の違い(各年)

|                     | (i)                             | (ii)                            | (iii)                           | (iv)                            | (v)                             | (vi)                            | (vii)                           |
|---------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| Range of samples    | 2001/09 -<br>2015/03            | 2002/07 -<br>2015/03            | 2004/01 -<br>2015/03            | 2005/07 -<br>2015/03            | 2005/11 -<br>2015/03            | 2006/07 -<br>2015/03            | 2007/01 -<br>2015/03            |
| Number of REIT      | n=2                             | n=5                             | n=10                            | n=15                            | n=20                            | n=25                            | n=28                            |
| Dependent Variables | Approximation<br>Error Function |
| REIT_Dummy          | -0.00246***<br>(-3.46997)       | -0.00763***<br>(-69.35957)      | -0.00743***<br>(-154.20363)     | -0.00555***<br>(-62.48730)      | -0.00595***<br>(-37.35820)      | -0.00435***<br>(-45.15445)      | -0.00154***<br>(-13.24530)      |
| REIT_x_2002Dummy    | -0.00194***<br>(-2.58292)       |                                 |                                 |                                 |                                 |                                 |                                 |
| REIT_x_2003Dummy    | -0.00192***<br>(-2.59307)       | 0.00128***<br>(8.89961)         |                                 |                                 |                                 |                                 |                                 |
| REIT_x_2004Dummy    | -0.00007<br>(-0.09289)          | 0.00277***<br>(18.09182)        |                                 |                                 |                                 |                                 |                                 |
| REIT_x_2005Dummy    | 0.00084<br>(1.12719)            | 0.00385***<br>(26.63625)        | 0.00068***<br>(11.43579)        |                                 |                                 |                                 |                                 |
| REIT_x_2006Dummy    | 0.00324***<br>(4.06491)         | 0.00434***<br>(23.51377)        | -0.00008<br>(-1.06220)          | -0.00088***<br>(-7.61952)       | 0.00041**<br>(2.32050)          |                                 |                                 |
| REIT_x_2007Dummy    | 0.00907***<br>(10.14155)        | 0.00906***<br>(32.79334)        | 0.00198***<br>(17.13861)        | 0.00219***<br>(13.59813)        | 0.00410***<br>(20.04598)        | 0.00396***<br>(24.45309)        |                                 |
| REIT_x_2008Dummy    | 0.00951***<br>(9.94533)         | 0.00954***<br>(25.99754)        | -0.00003<br>(-0.20819)          | 0.00053***<br>(2.75395)         | 0.00295***<br>(13.22501)        | 0.00323***<br>(17.47183)        | -0.00089***<br>(-4.85774)       |
| REIT_x_2009Dummy    | 0.00558***<br>(6.38842)         | 0.00761***<br>(27.00195)        | 0.00025**<br>(2.21980)          | 0.00028*<br>(1.90008)           | 0.00233***<br>(11.82599)        | 0.00271***<br>(16.83226)        | -0.00128***<br>(-7.78551)       |
| REIT_x_2010Dummy    | 0.00297***<br>(3.79027)         | 0.00535***<br>(29.00847)        | 0.00083***<br>(9.36952)         | 0.00024**<br>(1.99180)          | 0.00191***<br>(10.59385)        | 0.00154***<br>(11.56666)        | -0.00218***<br>(-15.27853)      |
| REIT_x_2011Dummy    | 0.00098<br>(1.27568)            | 0.00431***<br>(22.56225)        | 0.00045***<br>(4.97077)         | -0.00031***<br>(-2.60570)       | 0.00114***<br>(6.29664)         | 0.00055***<br>(4.20156)         | -0.00300***<br>(-21.18487)      |
| REIT_x_2012Dummy    | 0.00175**<br>(2.31429)          | 0.00422***<br>(27.07134)        | 0.00062***<br>(8.76642)         | -0.00026**<br>(-2.41859)        | 0.00103***<br>(6.03628)         | 0.00035***<br>(3.01188)         | -0.00313***<br>(-23.72276)      |
| REIT_x_2013Dummy    | 0.00514***<br>(5.97912)         | 0.00633***<br>(25.70580)        | 0.00074***<br>(6.85418)         | 0.00023*<br>(1.64766)           | 0.00189***<br>(9.98400)         | 0.00166***<br>(11.40978)        | -0.00211***<br>(-13.85256)      |
| REIT_x_2014Dummy    | 0.00224***<br>(2.93393)         | 0.00453***<br>(28.26617)        | 0.00070***<br>(9.99404)         | -0.00006<br>(-0.52821)          | 0.00113***<br>(6.60925)         | 0.00039***<br>(3.22694)         | -0.00308***<br>(-23.12285)      |
| REIT_x_2015Dummy    | 0.00649***<br>(6.15635)         | 0.00689***<br>(20.29713)        | 0.00175***<br>(11.46281)        | 0.00108***<br>(5.49856)         | 0.00258***<br>(11.22328)        | 0.00204***<br>(9.71446)         | -0.00154***<br>(-7.58079)       |
| Year_Dummy          | Yes                             |
| Constant            | 0.01010***<br>(256.72800)       | 0.00991***<br>(343.87465)       | 0.00856***<br>(485.09230)       | 0.00770***<br>(344.79657)       | 0.00869***<br>(206.05851)       | 0.00833***<br>(365.73228)       | 0.00908***<br>(531.59883)       |
| Observations        | 4,549,963                       | 4,415,586                       | 4,159,384                       | 3,971,754                       | 3,902,554                       | 3,735,721                       | 3,601,704                       |
| R - squared         | 0.01102                         | 0.01053                         | 0.01218                         | 0.01191                         | 0.01082                         | 0.01100                         | 0.01178                         |

Robust z-statistics in parentheses

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

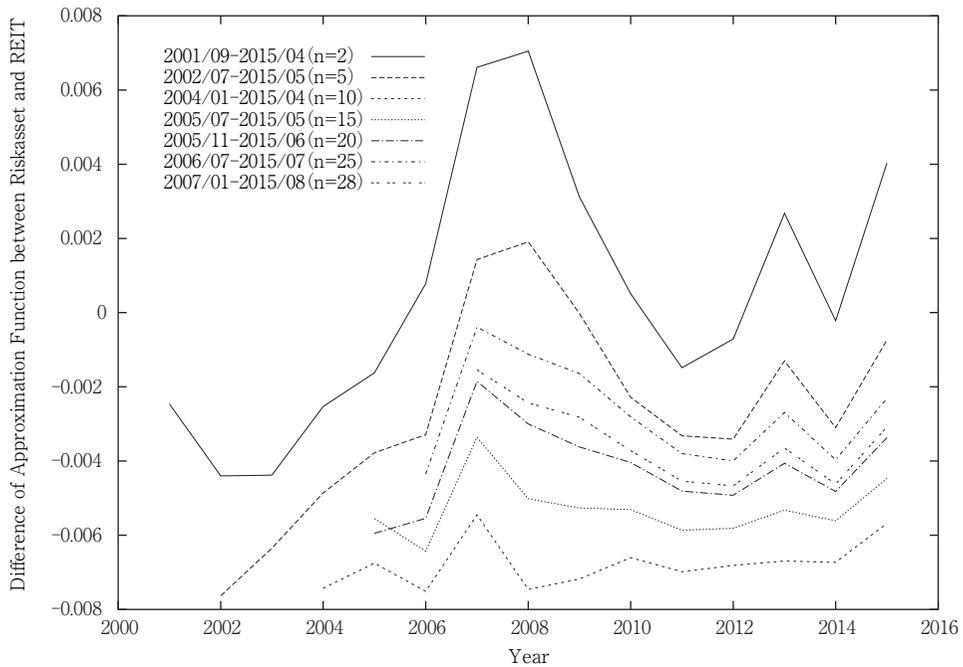
(注) 推計は操作変数法 (Single-equation instrumental-variables regression (GMM))。

説明変数は、REITダミー、年ダミー、REITダミーと年ダミーの交差項。ここでREITダミーの係数は、推計期間の最初の年の一般証券とREITの補正関数のNormの差を表しており、この値に交差項の係数を足した値が、各年における一般証券とREITの補正関数のNormの差を表す。

の差分を表す。つまり、REITダミーの係数に交差項の係数を足した値が、その年における一般証券とREITの補正関数の差の値を表すことになる。このJ-REITの価格割り当て誤差の時期的な変動をグラフ化したものを図2に示した。

最も初期に上場された2銘柄を対象に分析すると(分析対象期間(i)), 価格割り当て誤差の大きな時

図2 J-REITと一般証券の  $\|\hat{\rho}_j\|$  の違い (各年グラフ化)



(注) 表2の REITダミーの係数は、分析対象期間の初めの年の一般証券とREITの補正関数の差の値を表す。また、年ダミーとREITダミーの交差項は、その値と対象となる年の一般証券とJ-REITの補正関数の差の値との差分を表す。つまり、REITダミーの係数に交差項の係数を足した値が、その年における一般証券とREITの補正関数の差の値を表すことになるが、このJ-REITの価格割り当て誤差の時期的な変動をグラフ化した図である。

期があることが分かる。また、上場銘柄が5銘柄に増える2002年7月以降を分析した場合(分析対象期間(ii))でも、一時的に価格割り当て誤差が一般の証券と比較して大きな時期が存在する。これらは、サブプライム住宅ローン問題やリーマンショックが発生した時期であり、これらのショックがJ-REIT価格にも影響していると考えられる時期は、Fama-Frenchモデルでは価格付けできないリスク成分が高まっていたことを示している。

しかし、ある程度の銘柄数(10銘柄以上)が上場され、その性質について一般性のある知見が得られると考えられる時期を対象に分析した場合(分析対象期間(iii)~(vii))、J-REITの価格割り当て誤差は、一般証券に比べて一貫して小さい<sup>11</sup>。また、価格割り当て誤差は2007~2008年をピークとし、それ以降は小さくなっていた傾向も見取れる。

市場環境が価格割り当て誤差の変遷に影響を与えている可能性はあるが、上場された銘柄数が多くな

11 日本の既往文献(大橋他(2003,2004,2005)、川口(2004)、J-REIT商品特性研究会(2005)等)は対象銘柄数の少ない時期を分析したものが多い。これらの分析は、J-REITのリターンは他の資産のリターンと相関が低く、CAPMやFama-Frenchモデルでの決定係数も低いいため、J-REITをポートフォリオに組み込むことで、分散投資によるリスク低減効果が得られる可能性等を指摘している。

るにつれて、Fama-French モデルで適切な価格を割り当てられるようになった可能性も考えられる。これについては、③節で上場後の経過時間と、価格割り当て誤差の関係を分析する。次の②節では、その分析の前に J-REIT の補正関数の一般的性質をさらに見るため、J-REIT と他の産業分野の証券の補正関数の大きさを比較しておく。

## ② J-REIT と各産業の補正関数の比較

他の産業分野の証券と比較した場合に、J-REIT の補正関数の大きさがどの程度異なるのかを、TOPIX17 産業分類に基づいて評価した。被説明変数を補正関数  $\tilde{p}_j$  とし、説明変数に REIT ダミー、TOPIX17 産業ダミー、年ダミーとして回帰した結果を表 3 に示した。ここでは不動産業をダミー変数の基準として考えることとする。J-REIT の銘柄数の変化を考慮して、上の①節と同様に分析対象期間を(i)~(vii)として分析した。

2 銘柄を対象とした分析対象期間(i)の場合、J-REIT は不動産関連株を基準にして有意にプラスの値をとっており (t 値 =3.476)、不動産関連株よりもその価格付けに際して必要な補正量の大きな資産であったことがわかる。

また、対象銘柄数が 5 銘柄以上となる推計期間が(ii)~(vii)の場合、J-REIT は不動産関連株を基準にしてマイナスの値をとっており、不動産関連株よりも Fama-French モデルで評価して、価格割り当て誤差の小さい資産であることがわかる。さらに、他の産業分野の証券と係数の大きさを比較しても最も(絶対値の)大きなマイナスの値を取っている。すなわち、J-REIT が不動産関連株だけでなく一般の産業の証券と比べても Fama-French モデルによって適切に価格付けを説明できることを意味している。

## ③ J-REIT の価格割り当て誤差と決算発表の総回数

J-REIT が資本市場に上場され始めて 10 余年が経過するが、決算報告をある程度の回数行い、蓄積された情報と新たに開示された情報を基にして J-REIT のリスク特性を認識できるようになり、資本市場の投資家が J-REIT に対して従来の一般的な証券と同じリスク要因によって適切な価格を割り当てられるようになった可能性がある。

そこで、J-REIT の開示する情報をどう価格付けに反映してきたかという点に着目するため、ここでは決算発表後 10 日間の補正関数の値と、上場後の決算発表の総回数の関係を分析する。また、開示される決算情報について一般的な知見を得るために、ある程度銘柄数を分析対象とすることができる(iii)~(vii)を分析対象期間とした。

それぞれの分析対象期間で分析対象となった J-REIT の各銘柄について、資本市場に上場された後の決算発表の総回数をまず算出する。そして、各決算発表時点について、決算発表日後 10 日間の J-REIT の補正関数の Norm と、その期間に対応する一般証券の補正関数の Norm を計算した。図 3 は、縦軸を決算発表日後 10 日間の J-REIT と一般証券の補正関数の Norm の差 ( $\|\tilde{p}_{REIT}\| - \|\tilde{p}_{riskasset}\|$ ) とし、横軸を上場後の決算発表の総回数として、グラフ化したものである。

図 3 から、上場後の決算発表の総回数が増加するにつれて、価格割り当て誤差が小さくなる傾向が見て取れる。この傾向が統計的に有意なのかを検証するため、補正関数の Norm の差を被説明変数、上場後の決算発表総回数を説明変数として回帰した結果を図 3 の下部に示した。分析対象となる銘柄数がある程度増えた(iv)~(vii)では、決算発表総回数が増えると、J-REIT に対する価格割り当て誤差が小

表 3 各産業とJ-REITの  $\|\hat{\beta}_j\|$  の違い

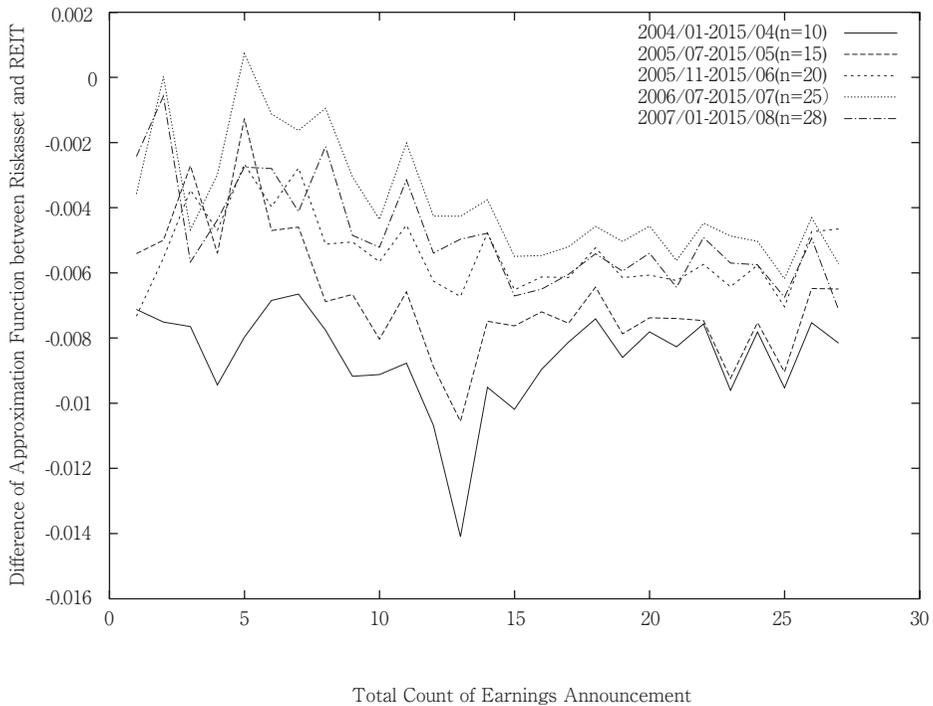
|                     | (i)                          | (ii)                         | (iii)                        | (iv)                         | (v)                          | (vi)                         | (vii)                        |
|---------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Range of samples    | 2001/09 -<br>2015/03         | 2002/07 -<br>2015/03         | 2004/01 -<br>2015/03         | 2005/07 -<br>2015/03         | 2005/11 -<br>2015/03         | 2006/07 -<br>2015/03         | 2007/01 -<br>2015/03         |
| Number of REIT      | n=2                          | n=5                          | n=10                         | n=15                         | n=20                         | n=25                         | n=28                         |
| Dependent Variables | Approximation Error Function |
| REIT_Dummy          | 0.000398***<br>(3.476)       | -0.00232***<br>(-38.80)      | -0.00598***<br>(-177.9)      | -0.00433***<br>(-109.0)      | -0.00319***<br>(-80.21)      | -0.00199***<br>(-45.94)      | -0.00265***<br>(-63.29)      |
| 食品_Dummy            | -0.000914***<br>(-30.47)     | -0.000593***<br>(-19.29)     | 0.000328***<br>(10.34)       | 0.000180***<br>(5.561)       | 1.32e-05<br>(0.401)          | 4.16e-05<br>(1.193)          | 0.000150***<br>(4.094)       |
| エネルギー資源_Dummy       | 0.00107***<br>(13.01)        | 0.000210***<br>(2.673)       | 4.27e-05<br>(0.633)          | 0.00319***<br>(41.96)        | 0.00379***<br>(49.04)        | 0.00279***<br>(36.11)        | 0.00267***<br>(32.44)        |
| 建設・資材_Dummy         | -0.00117***<br>(-42.65)      | -0.00144***<br>(-51.76)      | -0.000856***<br>(-30.56)     | -0.000436***<br>(-15.59)     | -0.000618***<br>(-21.69)     | -0.000858***<br>(-28.92)     | -0.000928***<br>(-30.37)     |
| 素材・化学_Dummy         | 0.000539***<br>(19.65)       | 0.000707***<br>(25.18)       | 0.00117***<br>(41.83)        | 0.00157***<br>(55.57)        | 0.00127***<br>(44.35)        | 0.000654***<br>(21.83)       | 0.000915***<br>(29.44)       |
| 医薬品_Dummy           | 0.00266***<br>(57.05)        | 0.00318***<br>(64.57)        | 0.00261***<br>(49.93)        | 0.00397***<br>(74.22)        | 0.00397***<br>(72.48)        | 0.00474***<br>(82.23)        | 0.00509***<br>(84.98)        |
| 自動車・輸送機_Dummy       | 0.000511***<br>(15.61)       | 0.00137***<br>(40.19)        | 0.00168***<br>(48.19)        | 0.000837***<br>(25.06)       | 0.000943***<br>(27.71)       | 0.00147***<br>(39.56)        | 0.00161***<br>(41.48)        |
| 鉄鋼・非鉄_Dummy         | -0.000310***<br>(-8.974)     | -0.000729***<br>(-21.32)     | 0.00116***<br>(29.76)        | 0.000905***<br>(23.34)       | 0.000779***<br>(19.93)       | 0.00117***<br>(28.02)        | 0.00195***<br>(44.52)        |
| 機械_Dummy            | -0.000678***<br>(-24.07)     | -0.000420***<br>(-14.50)     | 0.000458***<br>(15.39)       | 5.75e-05***<br>(1.986)       | 2.93e-05<br>(0.993)          | 0.000260***<br>(8.329)       | 0.000810***<br>(24.83)       |
| 電気・精密_Dummy         | 0.00118***<br>(42.30)        | 0.00141***<br>(49.21)        | 0.00170***<br>(59.12)        | 0.00134***<br>(47.39)        | 0.000935***<br>(32.61)       | 0.000455***<br>(15.22)       | 0.000708***<br>(22.80)       |
| 情報通信・サービスその他_Dummy  | -0.000296***<br>(-10.46)     | -0.000179***<br>(-6.270)     | 0.000682***<br>(23.89)       | 0.00128***<br>(45.58)        | 0.00106***<br>(37.41)        | 0.000637***<br>(21.83)       | 0.000818***<br>(27.32)       |
| 電気・ガス_Dummy         | -0.000919***<br>(-19.19)     | 0.000943***<br>(17.56)       | 0.000891***<br>(16.24)       | 0.00156***<br>(25.56)        | 0.00144***<br>(23.38)        | 0.00184***<br>(27.46)        | 0.00227***<br>(33.72)        |
| 運輸・物流_Dummy         | -0.00176***<br>(-58.87)      | -0.00176***<br>(-57.42)      | -0.000406***<br>(-12.31)     | 0.000339***<br>(10.06)       | 0.000360***<br>(10.32)       | 0.000336***<br>(9.098)       | 0.000637***<br>(16.51)       |
| 商社・卸売_Dummy         | -0.000895***<br>(-31.54)     | -0.000616***<br>(-21.15)     | -0.000740***<br>(-25.28)     | -0.000764***<br>(-27.01)     | -0.000898***<br>(-31.10)     | -0.000671***<br>(-22.08)     | -0.000158***<br>(-5.013)     |
| 小売_Dummy            | 0.000625***<br>(19.81)       | 0.000917***<br>(28.78)       | 0.00177***<br>(54.60)        | 0.00172***<br>(54.85)        | 0.00131***<br>(41.41)        | 0.00167***<br>(50.65)        | 0.00161***<br>(47.48)        |
| 銀行_Dummy            | 0.00284***<br>(82.31)        | 0.00370***<br>(102.1)        | 0.00583***<br>(146.5)        | 0.00608***<br>(149.9)        | 0.00833***<br>(190.8)        | 0.00458***<br>(108.2)        | 0.00321***<br>(76.30)        |
| 金融(除く銀行)_Dummy      | 0.000141***<br>(3.286)       | 0.000419***<br>(9.656)       | 0.000740***<br>(15.78)       | 0.00129***<br>(27.13)        | 0.00144***<br>(29.33)        | 0.00113***<br>(23.77)        | 0.00148***<br>(30.16)        |
| 不動産_Dummy           | -                            | -                            | -                            | -                            | -                            | -                            | -                            |
| Year_Dummy          | Yes                          |
| Constant            | 0.0101***<br>(222.3)         | 0.00966***<br>(263.6)        | 0.00768***<br>(269.3)        | 0.00671***<br>(216.9)        | 0.00776***<br>(166.4)        | 0.00763***<br>(236.1)        | 0.00827***<br>(283.0)        |
| Observations        | 4,549,963                    | 4,415,586                    | 4,159,384                    | 3,971,754                    | 3,902,554                    | 3,735,721                    | 3,601,704                    |
| R-squared           | 0.022                        | 0.024                        | 0.027                        | 0.028                        | 0.035                        | 0.022                        | 0.020                        |

Robust z-statistics in parentheses

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

(注) 推計は操作変数法 (Single-equation instrumental-variables regression (GMM))。説明変数は、REITダミー、年ダミー、TOPIX17 産業ダミー。

図3 J-REITと一般証券の  $\|\hat{\rho}_j\|$  の違い (決算発表総回数)



|                     | (iii)   | (iv)  | (v)   | (vi)  | (vii)   |
|---------------------|---|---|---|---|---|
| Range of samples    | GMM<br>2004/01 -<br>2015/03   | GMM<br>2005/07 -<br>2015/03   | GMM<br>2005/11 -<br>2015/03   | GMM<br>2006/07 -<br>2015/03   | GMM<br>2007/01 -<br>2015/03   |
| Number of REIT      | n=10  | n=15  | n=20  | n=25  | n=28  |
| Dependent Variables | Difference of Approximation Error Function between Riskasset and REIT | Difference of Approximation Error Function between Riskasset and REIT | Difference of Approximation Error Function between Riskasset and REIT | Difference of Approximation Error Function between Riskasset and REIT | Difference of Approximation Error Function between Riskasset and REIT |
| 決算発表総回数             | -1.91e-05<br>(-0.771)   | -0.000144***<br>(-3.714)  | -5.60e-05*<br>(-1.667)  | -0.000163***<br>(-4.464)  | -0.000145***<br>(-4.620)  |
| Constant            | -0.00832***<br>(-17.02)   | -0.00472***<br>(-6.794)   | 0.00460***<br>(-7.712)  | -0.00150**<br>(-2.148)  | -0.00281***<br>(-4.932)   |
| Observations        | 27  | 27  | 27  | 27  | 27  |
| R-squared           | 0.010   | 0.340   | 0.137   | 0.500   | 0.511   |

Robust z-statistics in parentheses

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \* p<0.1

(注) グラフの縦軸は、決算発表日後10日間のJ-REITと一般証券の補正関数のNormの差 ( $\|\hat{\rho}_{REIT}\| - \|\hat{\rho}_{riskasset}\|$ )。横軸は上場後に行った決算発表の総回数。

下表は、被説明変数を補正関数のNormの差、説明変数を上場後の決算発表総回数として回帰した結果。推計は操作変数法 (Single-equation instrumental-variables regression (GMM))。

さくなくなることが統計的に有意である。

一般の証券と比較した場合、**J-REIT** の価格付けには時期的な変遷が存在するが、そのリスク特性を評価できるだけの情報がある程度蓄積された状況になると、**J-REIT** の価格付けに際して、他の一般的な証券よりも **Fama-French** モデルでそのリスク要因をうまく捕捉できていることを意味している。これらの結果は、開示される情報が增加するにしたがって、**J-REIT** の価格変動に対して、既存の証券の価格変動を説明するリスク要因によって評価できる部分の大きいことが、次第に認識されるようになっていったことを示すものである。

**Easley and O'hara (2004)** は、資産についての **private** な情報の比率が低下することや、開示される **public** な情報の精度が高くなることで、投資家が求めるリスクプレミアムが低下することを示している。本稿の分析で用いた **Fama-French** モデルには情報リスクに関するファクターは組み込まれておらず、情報リスクが低下することで、必要な補正量が低下した可能性も考えられる。ただ、属性情報に着目した次の④節の分析も踏まえると、資本市場の証券の条件付請求権が、不動産市場の資産の条件付請求権を次第に内包していった可能性が示唆される。

#### ④ **J-REIT** の価格割り当て誤差と用途属性・資産属性

**J-REIT** では、保有する不動産について詳細な情報が分かりやすく開示されている。これらの情報が価格付けにどう反映されているのかを分析するために、開示されている用途属性や資産属性の違いが価格割り当て誤差に与えている影響を確認する。

価格割り当て誤差が **J-REIT** の保有する資産の用途に依存するのかを検証するため、ここで **J-REIT** が保有する不動産の属性情報から用途属性変数を組成する。決算月末の各時点で保有している資産の取得価額の総額を計算し、保有資産総額に対する保有資産の取得価格を計算することで、保有資産ごとのウェイトを計算する<sup>12</sup>。このウェイトをそれぞれの用途属性（オフィス、居住用建物、ホテル、商業施設、物流施設、その他）ごとに足し合わせた値を、その次の期の用途属性変数の値とする。**J-REIT** は 6 ヶ月ごとに決算発表を行うため、用途属性変数の更新頻度は半年に一度となる。用途属性の構成比率は平均で、オフィス 52.2%、居住用建物 18.7%、ホテル 5.2%、商業施設 19.8%、物流施設 3.9%、その他 0.1% となる。

用途属性変数が更新されるまでの期間に対応する **J-REIT** と一般証券の補正関数の **Norm** の差 ( $\|\hat{p}_{REIT}\| - \|\hat{p}_{riskasset}\|$ ) を被説明変数とし、用途属性変数、年ダミー、個別銘柄ダミーを説明変数として回帰した結果を表 4 に示す。**J-REIT** の資産属性について一般的な知見を得るために、ある程度の銘柄数を分析対象とすることができる (iii') ~ (vii') を分析対象期間<sup>13</sup> とし、ここでは (iii') と (vii') の結果を示した。

ここで組成した用途属性変数は和が 1 であるように基準化した変数であるため、ダミー変数と同じように、属性変数の係数は基準からのズレの度合いを表すことになる。(iii') - 1 ~ (iii') - 5 では、個

12 取得価格は、不動産市況の変化を考慮するため、デフレーターとして六大都市市街地価格指数を用いて、取得時期の違いによる取得価格への影響を調整した。

13 資産属性に関して取得できた **Data** の制約から分析対象期間は 2012 年 7 月までとなるが、前節までと同様に対象銘柄数に応じて分析対象期間を区分した。

表4 J-REITと一般証券の  $\|\hat{\rho}\|$  の差 (用途属性)

|                     | (iii)-1<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10   | (iii)-2<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10   | (iii)-3<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10   | (iii)-4<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10   | (iii)-5<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10   | (iii)-6<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10   | (vii)-1<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28   | (vii)-2<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28   | (vii)-3<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28   | (vii)-4<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28   | (vii)-5<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28   | (vii)-6<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28   |
|---------------------|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Dependent Variables | Difference of<br>Approximation Error<br>Function between<br>Riskasset and<br>REIT |
| 用途属性変数 (オフィス)       | 0.00371<br>(1.364)  |   |   |   | 0.00536*<br>(1.923)   | -0.00843***<br>(-5.846)   |   |   |   |   |   | -0.0116***<br>(-8.496)  |
| 用途属性変数 (居住用建物)      | 0.00690<br>(1.259)  |   |   |   | 0.0119**<br>(2.026)   |   |   |   |   |   |   | -0.0138***<br>(-7.721)  |
| 用途属性変数 (ホテル)        |   | -0.00474<br>(-0.788)  |   |   | -0.0102<br>(-1.606)   |   | 0.0220*<br>(1.778)  |   |   |   |   | 0.0353***<br>(3.273)  |
| 用途属性変数 (商業施設)       |   |   |   | -0.00311<br>(-1.379)  |   |   |   |   |   | -0.000922<br>(-0.620)   |   |   |
| 用途属性変数 (物流)         |   |   |   |   | 0.00415<br>(0.327)  |   |   |   |   |   | -0.0467<br>(-1.198)   |   |
| Year_Dummy          | Yes   |
| Individual_Dummy    | Yes   |
| Constant            | -0.0145***<br>(-5.105)  | -0.0106***<br>(-17.31)  | -0.0106***<br>(-17.11)  | -0.0107***<br>(-17.70)  | -0.0107***<br>(-17.38)  | -0.0158***<br>(-5.507)  | -0.000364<br>(-0.396)   | -0.000989<br>(-1.088)   | -0.00306***<br>(-3.625)   | -0.00271***<br>(-2.846)   | -0.00305***<br>(-3.608)   | 0.00341***<br>(3.522)   |
| Observations        | 160   | 160   | 160   | 160   | 160   | 160   | 338   | 338   | 338   | 338   | 338   | 338   |
| R-squared           | 0.693   | 0.693   | 0.691   | 0.693   | 0.690   | 0.704   | 0.638   | 0.627   | 0.602   | 0.598   | 0.600   | 0.703   |

t-statistics in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

(注) J-REIT と一般証券の補正関数のNorm の差 ( $\|\hat{\rho}_{REIT} - \|\hat{\rho}_{Riskasset}\|$ ) を被説明変数、REIT の用途属性変数を説明変数とした。  
 決算月末の各時点でREITが保有している資産の取得価格の総額を計算し、保有資産総額に対する保有資産の取得価格を計算することで、保有資産のウェイトを計算し、用途属性ごとにそのウェイトを足し合わせた値をその次の期の用途属性変数とする。  
 用途属性は、オフィス、居住用建物、ホテル、商業施設、物流施設、その他に分類。  
 (iii)-1~(iii)-6は2004/01~2012/07を分析対象期間とした場合、(vii)-1~(vii)-6は2007/01~2012/07を分析対象期間とした場合。  
 推計は操作変数法 (Single-equation instrumental-variables regression (GMM))。

別の用途属性に起因する価格割り当て誤差の大きさに有意な差は観測されなかったが、(vii)-1 ~ (vii)-5 では、オフィス、居住用建物の価格割り当て誤差が、それ以外の用途属性を基準とした場合に小さいことが統計的に有意となっている。またこの傾向は (iv') 以降で観測され、係数の絶対値は次第に大きくなる。

J-REIT の資産ポートフォリオにおいて、これらの用途属性比率が増大するほど他の資産属性を基準にして相対的に価格割り当て誤差が低下するということは、オフィス、居住用建物の条件付請求権が一般の証券の条件付請求権として内包されている可能性を示唆している。言い換えると、資本市場に上場された企業の保有する不動産価値は、不動産市場の期待帰属家賃を反映して、適切にその証券価格に織り込まれている可能性を示唆している。

ホテルについては他の資産属性を基準にして相対的に価格割り当て誤差の大きな資産であることが確認され、(vii)-6 でも同様の帰結が導かれる。ホテルの将来収益の不確実性は帰属家賃では説明できない成分があるため、相対的に価格割り当て誤差の大きな属性情報として観測された可能性がある<sup>14</sup>。また、日本の上場企業の時価総額に占めるホテルの時価総額の比率が極めて小さいことも、このような誤差の大きさの要因かも知れない。

(iii')-6 では、(vii)-6 と異なる帰結が導かれているが、(iv') 以降で上述の傾向が観測されるため、(iii')-6 で異なる帰結が導かれたのは対象となる銘柄数が少ないことがその要因であると考えられる。

次に、資産属性（空室率、NOI、PML、賃貸可能面積、築年数）が、J-REIT の価格割り当て誤差に与える影響を検証する<sup>15</sup>。資産属性に先述のウェイトをかけて足し合わせたものを、その次の期の資産属性変数の値とした。ここで、NOI (Net Operating Income) は  $NOI = (\text{賃貸収益}) - (\text{賃貸費用}) + (\text{減価償却費})$  として与えられたものである。また、PML とは Probable Maximum Loss の略で、予想最大損失率と訳される。地震発生時の被害の程度を示す指標で、一般的には  $PML = (\text{想定地震発生時の建物被害復旧費用}) \div (\text{建物の再建築費用})$  で与えられる。

J-REIT と一般証券の補正関数の Norm の差を被説明変数とし、資産属性変数、年ダミー、個別銘柄ダミーを説明変数として回帰した結果を表 5 に示す。

(vii)-1 ~ (vii)-6 では、ここで組成された資産属性変数の値が増大すると、J-REIT の価格付けに必要な補正量が小さくなることが示されている。資産属性変数の値が増大すると、不動産の将来キャッシュフローの不確実性が価格変動リスクの中心となるため、既知の資産評価モデルのリスク要因で記述される部分が高まると考えられる。逆に、資産属性変数の値が低下すると、既知の資産評価モデルのり

14 しばしば、ホテルの賃料はその稼働率や業績に連動しているが、このことが推計結果の背景にあるかもしれない。

15 空室率（または稼働率）や単位面積当たりの NOI が高いほど将来キャッシュフローを不確実にすると思われる。PML は地震が生じた際の建物の倒壊リスクを表しており、ある確率で不動産価値の減損が生じるリスクの代理変数であると考えられる。また、賃貸可能面積が大きいほど、一つの契約で借り手側に割り当てられる面積も大きいと考えられるので、賃貸による収益性はより不確実になると考えた。築年数は建物の価値の減少度合いを表す代理変数になりえると考えられる。

表5 J-REITと一般証券の  $\|\hat{\rho}_t\|$  の差 (資産属性)

|                     | (iii)-1<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10                               | (iii)-2<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10 | (iii)-3<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10 | (iii)-4<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10 | (iii)-5<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10 | (iii)-6<br>2004/01 -<br>2012/07<br>n=10 | (vii)-1<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28 | (vii)-2<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28 | (vii)-3<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28 | (vii)-4<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28 | (vii)-5<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28 | (vii)-6<br>2007/01 -<br>2012/07<br>n=28 |
|---------------------|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Dependent Variables | Difference of Approximation Error Function between Riskasset and REIT |   |   |   |   |   |   |   |   |   |   |   |
|                     | Approximation Error Function between Riskasset and REIT               |   |   |   |   |   |   |   |   |   |   |   |
| 資産属性変数(空室率)         | -4.16e-05<br>(-1.258)   |   |   |   |   | -8.44e-05**<br>(-2.258)                 | -0.000164***<br>(-2.619)                |   |   |   |   | -0.000250***<br>(-3.345)                |
| 資産属性変数(NOI)         |   | -3.85e-08**<br>(-1.982)                 |   |   |   | -5.47e-08**<br>(-2.359)                 |   | -3.88e-07***<br>(-5.009)                |   |   |   | -3.99e-07***<br>(-6.272)                |
| 資産属性変数(PML)         |   |   | 0.000146<br>(1.344)                     |   |   | 0.000115<br>(1.071)                     |   |   | -0.000756***<br>(-2.850)                |   |   | -0.000731***<br>(-4.323)                |
| 資産属性変数(賃貸可能面積)      |   |   |   | -7.59e-08**<br>(-2.337)                 |   |   |   |   |   | -3.14e-08<br>(-0.910)                   |   |   |
| 資産属性変数(築年数)         |   |   |   |   | -1.93e-05<br>(-0.363)                   |   |   |   |   |   | -0.000413***<br>(-3.182)                |   |
| Year_Dummy          | Yes   | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     |
| Individual_Dummy    | Yes   | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     | Yes                                     |
| Constant            | -0.0106***<br>(-17.49)  | -0.00963***<br>(-12.83)                 | -0.0116***<br>(-12.74)                  | -0.00930***<br>(-11.01)                 | -0.0104***<br>(-10.73)                  | -0.00964***<br>(-8.211)                 | -0.00275*<br>(-1.730)                   | 0.00327<br>(1.477)                      | 0.00246<br>(0.798)                      | -0.00207<br>(-0.831)                    | 0.000255<br>(0.126)                     | 0.00905***<br>(3.458)                   |
| Observations        | 160   | 160                                     | 160                                     | 160                                     | 160                                     | 160                                     | 338                                     | 338                                     | 338                                     | 338                                     | 338                                     | 338                                     |
| R-squared           | 0.690   | 0.692                                   | 0.693                                   | 0.696                                   | 0.689                                   | 0.698                                   | 0.603                                   | 0.688                                   | 0.640                                   | 0.601                                   | 0.641                                   | 0.740                                   |

t-statistics in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

(注) J-REITと一般証券の補正関数のNormの差 ( $\|\hat{\rho}_{REIT} - \|\hat{\rho}_{REIT} - \|\hat{\rho}_{REIT}\|$ ) を被説明変数、REITの用途属性変数を説明変数とした。  
 決算月末の各時点でREITが保有している資産の取得価格の総額を計算し、保有資産総額に対する保有資産の取得価格を計算することで、保有資産のウェイトを計算し、用途属性ごとにそのウェイトを足し合わせた値をその次の期の用途属性変数とする。  
 資産属性は、空室率、単位面積当たりNOI、PML、賃貸可能面積、築年数とした。  
 (iii)-1~(iii)-6は2004/01~2012/07を分析対象期間とした場合、(vii)-1~(vii)-6は2007/01~2012/07を分析対象期間とした場合。  
 推計は操作変数法 (Single-equation instrumental-variables regression (GMM))。

スク要因では記述できない他のリスク（例えば、SPC の倒産リスクなどの）要因が高まる<sup>16</sup>可能性がある。

興味深いのは十分な銘柄数が上場した(ii)では、空室率や NOI, PML などの一般の不動産会社の有価証券報告書では得られない指標については、マイナスで有意であるのに対して、報告書に記載のある賃貸可能面積は有意ではないことである。賃貸可能面積(iii)ではマイナスで有意であったことを考慮すると、銘柄数が少ない段階では価格付けに際して必要なリスクが十分に認識されていなかった可能性もある。

J-REIT の資産ポートフォリオにおいて、これらの資産属性（空室率、NOI、PML、築年数）が上昇するほど、適切な価格を割り当てるために必要な補正量が小さくなるという推計結果は、帰属家賃の条件付請求権の現在価値を評価するうえで、これらの開示情報が投資家にとって意味を持つことを示唆する。また、賃貸可能面積が有意でないという推計結果は、単位面積当たりの期待帰属家賃が投資家に評価されている可能性も示唆している。

#### 4 HJD によるモデル間比較

前節の分析から、J-REIT に関しては、既知の資産評価モデルで評価しても、他の一般の証券に比較して、その適切な価格付けに必要な補正量の小さい証券であることが示された。このことは、J-REIT 特有のリスク要因が存在する余地が小さいことを表している。しかし、価格付けの際に既知の資産評価モデルで説明し残されたりリスク要因が存在する以上、既知の資産評価モデルを改善できる可能性は、なお残されている。追加の REIT に関するリスクファクターを入れるべきであるとの主張 (Mei and Lee (1994), Carmichael and Coën (2016) 他) もあり、また、2 節(1)で見たように不動産の将来キャッシュフローの不確実性に対して投資家がリスクプレミアムを求めることを理論的に示すこともできる。そのため、この節では、資産属性変数から J-REIT に基づくリスクファクターを組成し、そのリスク要因が Fama-French モデルをどの程度改善できるのかを直接的に検証する。

ただし、既知のリスク要因と新たに加えるリスクファクターが直交化されていない場合、既知のリスク要因で説明されていた変動を新たに加えたリスクファクターで説明する成分が存在するため、新たに加えるリスクファクターの有意性を正しく検証できない。既知のリスクに対して差分の貢献を持つのかを適切に検証するためには、Fama-French モデルで記述されるリスク要因に対して、J-REIT 特有のリスクファクターを直交化させる必要がある。その直交化の操作は、Fama-French モデルでの変数組成の方法に準拠することとする。

ここでは、空室率、NOI、PML、賃貸可能面積、築年数に関して J-REIT を 3 分位に Rank 付けし、それぞれのポートフォリオ内の時価総額による加重平均のリターンを計算した後、高 Rank のポート

16 たとえば、内藤(2012)は、サブプライム住宅ローン問題に起因する金融危機の中で、借り換え資金の調達に窮することになった J-REIT が、スポンサー交代や合併の中で、不動産の時価ベースの純資産価値 (NAV) を下回る割当増資や、合併比率の算定が行われたとしており、こういった法律や手続きの中での不公正な所得移転は、不動産自体から生じるキャッシュフローの変動とは異なるリスク要因となり得ると考えられる。

フォリオのリターンから低 Rank のポートフォリオのリターンを差し引くことで、J-REIT の属性リスクを代理すると考えられる REIT ファクターを組成する<sup>17</sup>。この手続きには十分な数の J-REIT の銘柄数を確保する必要があるため、本節の分析では対象期間を 28 銘柄利用できる 2007 年以降 (2007 年 1 月 4 日～2012 年 7 月 31 日) とした。この REIT ファクターが Fama-French モデルを改善できるのかを、HJD によるモデル間比較によって検出することを試みる。

## (1) HJD とモデル間比較検定

HJD は、SDF によって記述された資産評価モデル<sup>18</sup> についての統計的な評価手法として、Hansen and Jagannathan (1997) で提案されたものである。HJD は、理論上算出される SDF と分析者が用いる分析モデルから算出された SDF を、それぞれ Payoff 空間に射影し、両者の SDF の乖離幅を測ったものとして定義される。すなわち HJD は理論値のうち分析モデルで説明し残したリスク要因部分全体の大きさを評価している (詳細は Appendix 1)。この HJD の推計値の差が有意か否かを検定することで、組成した REIT ファクターが Fama-French モデルを改善できるのかを検証する<sup>19</sup>。

## (2) 推計結果

ファイナンスの株価データには系列相関 (Autocorrelation) と分散不均一性 (Heteroskedasticity) があることが知られているので、推計はすべて HAC (Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent) 推定を行っている<sup>20</sup>。上で説明した理由から、分析対象は J-REIT28 銘柄、分析対象期間は 2007 年 1 月 4 日～2012 年 7 月 31 日とした。

Hilbert 空間 ( $L^2$ ) の Norm を  $\|h\| = E[h^2]^{\frac{1}{2}}$ ,  $h \in L^2$  で定め、 $x$  を Payoff,  $\mathcal{M}$  を理論モデルの SDF  $m$

- 
- 17 J-REIT の多くが 6 ヶ月ごとに決算情報を公開しているが、決算月末の各時点で保有している資産の取得価額の総額を計算し、資産総額に対する保有資産の取得価額で保有資産ごとのウェイトを計算する。保有資産の属性データにこのウェイトをかけて足し合わせたものを、その次の期の属性変数とする。そして、属性変数によって Rank 付けを行う。ポートフォリオの組み換え時期は Fama-French モデルのポートフォリオの組み替え時期との整合性を保つため 3 月末と 8 月末とした。
- 18 SDF は理論上は確率測度をリスク中立確率測度へと測度変換する Radon-Nikodym 微分であり、SDF で資産評価モデルを記述すると、リスク中立確率測度と無裁定市場を簡潔に取り扱うことができる。SDF による記述は、平均分散 (Mean-Variance) 分析の別表現であることが Hansen and Richard (1987) によって示されている。
- 19 本稿の HJD および HJD によるモデル間比較検定では、Hansen, Heaton and Luttmer (1995), Jagannathan and Wang (1996), Hansen and Jagannathan (1997), Kan and Robotti (2009) で示された推定値と漸近分布を用いている。また、先行研究では条件付期待値を考慮するため、操作変数を導入して検定を行うものもあるが、Kan and Robotti (2009) が指摘するように、操作変数の導入が HJD によるモデル間比較の検出力を低下させる可能性があるため、ここでは操作変数は導入しないこととした。
- 20 Positive Semi-Definite な推計値の Asymptotic Covariance の計算方法は Newey and West (1987) を参照。また、Autocovariance の最大 Lag 次数の選択は Newey and West (1994) を参照。

表 6 HJD推計とHJDによるモデル間比較 (資産属性)

$$\text{Problem : } \delta^2 = \min_{m \in \mathcal{M}} \|m - y\|^2 \quad \text{s.t. } 0 = E[mR^e], E[m] = \frac{1}{R_f}, y = \frac{1}{R_f} (1 - \theta'f)$$

|               |  |  |   |
|---------------|--|--|---|
|               | SDF  | SDF Parameter  | Systematic Risk   |
| (i) FF3       | $y_{FF3} = \frac{1}{R_f} (1 - \theta'_{FF3} f_{FF3})$                | $\theta_{FF3} = (\theta_{VW}, \theta_{SMB}, \theta_{HML})'$  | $f_{FF3} = (VW, SMB, HML)'$   |
| (ii) FF3+REIT | $y_{FF3+REIT} = \frac{1}{R_f} (1 - \theta'_{FF3+REIT} f_{FF3+REIT})$ | $\theta_{FF3+REIT} = (\theta_{VW}, \theta_{SMB}, \theta_{HML}, \theta_{\text{空室率}}, \theta_{NOI}, \theta_{PML}, \theta_{\text{賃貸可能面積}}, \theta_{\text{築年数}})'$ | $f_{FF3+REIT} = (VW, SMB, HML, f_{\text{空室率}}, f_{NOI}, f_{PML}, f_{\text{賃貸可能面積}}, f_{\text{築年数}})'$ |

Panel A : Correlation of Factors

|         | VW     | SMB    | HML    | f空室率   | fNOI   | fPML   | f賃貸可能面積 | f築年数 |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|------|
| VW      | 1      |        |        |        |        |        |         |      |
| SMB     | -0.282 | 1      |        |        |        |        |         |      |
| HML     | -0.100 | 0.153  | 1      |        |        |        |         |      |
| f空室率    | 0.056  | -0.087 | -0.027 | 1      |        |        |         |      |
| fNOI    | 0.153  | -0.086 | -0.080 | 0.228  | 1      |        |         |      |
| fPML    | -0.030 | 0.006  | 0.118  | -0.313 | -0.467 | 1      |         |      |
| f賃貸可能面積 | -0.137 | 0.153  | -0.054 | -0.340 | -0.062 | -0.230 | 1       |      |
| f築年数    | 0.147  | -0.067 | 0.086  | 0.047  | 0.546  | -0.038 | -0.159  | 1    |

Panel B : Estimated HJD and SDF Parameters

|               |                     |       |      |                         |               |                |                |                       |                |                |                          |                       |
|---------------|---------------------|-------|------|-------------------------|---------------|----------------|----------------|-----------------------|----------------|----------------|--------------------------|-----------------------|
|               | Estimated HJD       |       |      | Estimated SDF Parameter |               |                |                |                       |                |                |                          |                       |
| (i) FF3       | $\delta_{FF3}$      | 0.066 |      | $\theta_{FF3}$          | $\theta_{VW}$ | $\theta_{SMB}$ | $\theta_{HML}$ |                       |                |                |                          |                       |
| (CS)          | p-Value             | 0.000 | (CS) | t-Value                 | -4.216        | -11.914        | 8.064          |                       |                |                |                          |                       |
| (MS)          | t-Value             | 2.573 | (MS) | t-Value                 | -1.064        | -0.806         | 0.301          |                       |                |                |                          |                       |
| (ii) FF3+REIT | $\delta_{FF3+REIT}$ | 0.061 |      | $\theta_{FF3+REIT}$     | $\theta_{VW}$ | $\theta_{SMB}$ | $\theta_{HML}$ | $\theta_{\text{空室率}}$ | $\theta_{NOI}$ | $\theta_{PML}$ | $\theta_{\text{賃貸可能面積}}$ | $\theta_{\text{築年数}}$ |
| (CS)          | p-Value             | 0.000 | (CS) | t-Value                 | -4.367        | -17.177        | 12.972         | 3.270                 | -1.764         | 0.340          | 2.885                    | 0.336                 |
| (MS)          | t-Value             | 2.420 | (MS) | t-Value                 | -0.993        | -1.098         | 0.462          | 0.589                 | -0.420         | 0.104          | 0.888                    | 0.099                 |
|               |                     |       |      |                         | -0.851        | -0.955         | 0.484          | 0.570                 | -0.414         | 0.105          | 0.876                    | 0.098                 |

Panel C : Model Comparison

Model Comparison Using HJD  
(FF3 vs FF3+REIT)

|   |       |
|---|-------|
| $T(\delta^2_{FF3} - \delta^2_{FF3+REIT})$ | 0.952 |
| p-Value                                   | 0.820 |

Model Comparison Using SDF Parameter  
(FF3 vs FF3+REIT)

|   |       |
|---|-------|
| $T\theta^*_{FF3} \text{Avar}(\theta^*_{FF3})^{-1} \theta^*_{FF3}$ | 0.961 |
| p-Value   | 1.021 |

(注) TestAsset : REIT28 銘柄, 推計期間 : 2007 年 1 月 4 日 ~ 2012 年 7 月 31 日 (T = 1367 日)

HJD, SDFパラメータの推計値の漸近分布は資産評価モデルが正しく特定化されている (Correctly Specified : CS) と仮定した場合と、潜在的に正しく特定化されていない (Potentially Misspecified : MS) と仮定した場合が考えられる。\*は10%有意, \*\*は5%有意, \*\*\*は1%有意を表すが、MSの仮定に立った場合のものを表すものとする。  
モデル間比較の際にCSの仮定は意味を成さないため検定はMSの仮定に立つものとする。  
DFパラメータを用いてモデル間比較をする際、資産評価モデルに追加したリスク要因に対応する推計パラメータを $\theta^*_2$ で表すと $\theta^*_2 = (\theta_{\text{空室率}}, \theta_{NOI}, \theta_{PML}, \theta_{\text{賃貸可能面積}}, \theta_{\text{築年数}})'$ となる。

の集合,  $y$  を分析モデルの SDF とすると, HJD 推計における帰無仮説は,  $H_0 : \delta = 0 \mid \delta^2 = \min_{m \in \mathcal{M}} \|m - y\|^2 \text{ s.t. } E[m_{t+1}x_{t+1}] = E[x_t]$  である。

Fama-French モデルの SDF  $y_{FF3}$  は, SDF パラメータ  $\theta_{FF3} = (\theta_{VW}, \theta_{SMB}, \theta_{HML})'$  とリスクファクター  $f_{FF3} = (VW, SMB, HML)'$  を用いて  $y_{FF3} = \frac{1}{R_f}(1 - \theta'_{FF3}f_{FF3})$  と記述できる (Dybvig and Ingersol (1982))。同様に, Fama-French モデルに REIT ファクターを加えた SDF  $y_{FF3+REIT}$  は, SDF パラメータ  $\theta_{FF3+REIT}$  とリスク要因  $f_{FF3+REIT}$  を用いて  $y_{FF3+REIT} = \frac{1}{R_f}(1 - \theta'_{FF3+REIT}f_{FF3+REIT})$  と記述できる。

組成した REIT ファクターと Fama-French モデルのリスク要因の相関係数を表 6 : Panel A に示し

た。REIT ファクターと Fama-French モデルのリスク要因との相関は総じて低く、組成した REIT ファクターは直交化されていることが確認できる。

HJD 推計値 ( $\hat{\delta}$ ) と SDF パラメータ ( $\hat{\theta}$ ) の推計値を表 6 : Panel B に示した。表 6 : Panel B から、Fama-French モデルの SDF  $y_{FF3}$  の HJD 推計値は  $\delta_{FF3} = 0.066$  である。HJD 推計値はその資産評価モデルで資産を価格付けした場合の 1Norm あたりの価格割り当て誤差の最大値を表すので、Fama-French モデルの SDF で J-REIT を価格付けした場合の価格割り当て誤差が最大で 6.6 %あることを意味する。

資産評価モデルが正しく特定化されていると仮定した場合 (CS : Correctly Specified) の p 値は 0.000 であり、帰無仮説  $H_0 : \delta_{FF3} = 0$  は棄却される。また資産評価モデルが潜在的に正しく特定化されていないと仮定した場合 (MS : Potentially Misspecified) の t 値は 2.573 であり、この場合も帰無仮説  $H_0 : \delta_{FF3} = 0$  は棄却される。すなわち HJD は統計的に有意に検出されている。 $\delta_{FF3}$  を最小化するように推計した SDF パラメータ  $\theta_{VW}$ ,  $\theta_{SMB}$ ,  $\theta_{HML}$  はどちらの仮定でも有意とはならなかった。他方、Fama-French モデルに REIT ファクターを加えた SDF  $y_{FF3+REIT}$  の HJD 推計値は  $\delta_{FF3+REIT} = 0.061$  で統計的に有意であり、この場合も帰無仮説  $H_0 : \delta_{FF3+REIT} = 0$  は棄却される。

HJD は両モデルで有意に検出されているため、Fama-French モデルの SDF  $y_{FF3}$  と Fama-French モデルに REIT ファクターを加えた SDF  $y_{FF3+REIT}$  を比較し、資産評価モデルが改善されたのかを HJD 推計値で検定した結果を表 6 : Panel C に示した (帰無仮説  $H_0 : \delta_{FF3}^2 = \delta_{FF3+REIT}^2$ )。T を推計期間とすると、この検定統計量は  $T(\delta_{FF3}^2 - \delta_{FF3+REIT}^2) = 0.820$  であり、p 値は 0.952 となるので帰無仮説は棄却されない。つまり、資産評価モデルが改善されたことは統計的に有意ではない。このため本稿で用いた J-REIT の資産属性から組成した REIT ファクターでは資産評価モデルを改善できないことが明らかとなった。

また、資産評価モデルが改善されたのかは、追加的に付け加えられた説明変数に対応する SDF パラメータ ( $\theta_2^+ = (\theta_{空室率}, \theta_{NOI}, \theta_{PML}, \theta_{賃貸可能面積}, \theta_{築年数})'$ ) が総合的に有意かどうか、つまり、帰無仮説  $H_0 : \theta_2^+ = 0_{k_2}$ ,  $k_2 = 5$  を検定することでも確かめられる。Avar [ $\theta_2^+$ ] を  $\theta_2^+$  の漸近共分散とすると、検定統計量は  $T\theta_2^{+'} Avar [\theta_2^+]^{-1} \theta_2^+ = 1.021$  であり、帰無仮説  $H_0 : \theta_2^+ = 0_{k_2}$  の下で p 値は 0.961 となるため、この場合も資産評価モデルが改善されたことは統計的に有意ではない。また、各 REIT ファクターに対応する SDF パラメータ  $\theta_{空室率}$ ,  $\theta_{NOI}$ ,  $\theta_{PML}$ ,  $\theta_{賃貸可能面積}$ ,  $\theta_{築年数}$  もそれぞれ有意とはならず、投資家がこれら REIT ファクターに対してリスクプレミアムを求めていることは統計的に有意ではなかった。

HJD によってモデル間比較を行うと、REIT ファクターが Fama-French モデルを改善できることは統計的に有意ではなく、また REIT ファクターに対して投資家がリスクプレミアムを求めていることも有意には観測されなかった。ここで用いた REIT ファクターが十分に J-REIT のリスクを捕捉できていない可能性も残るが、HJD 推計値  $\delta_{FF3} = 0.066$  という値 (payoff 1 Norm あたりの価格付け誤差の最大値が 6.6 %) は、従来の Fama-French モデルの SDF で J-REIT のリスク成分の大部分を置き換えられることを示している。

用途属性についても同様にリスクファクターを組成して、HJD 検定を行ったが、その結果も有意に Fama-French モデルを改善するものとはならなかった。これらの結果は、直ちに REIT 由来のファクターが存在しないことを意味するわけではないが、開示情報を用いた考えられうる J-REIT 特有のリスク要因では Fama-French モデルを改善できないことを示しており、その意味では Ambrose, Ancel and Griffiths (1992) らの結論と整合的であると考えられる。

## 5 結論

本稿では、J-REIT の価格付けを分析し、組成した REIT ファクターが資産評価モデルを改善できるのか、J-REIT が資本市場の完備化に寄与しているのかを検証した。

Hansen and Jagannathan (1997) で定義された補正関数を用いて、J-REIT の価格付けに際して、説明し残されたりリスク成分がどの程度存在するのかをまず検証した。その結果、J-REIT に適切な価格を割り当てるために必要な補正量は一般の証券に比べて小さく、既知の資産評価モデルで比較的適切に価格を割り当てられていることが明らかになった。

また、適切な価格を割り当てるために必要な補正量と J-REIT の保有する不動産の属性の関係を分析すると、資本市場に上場された企業の保有する不動産価値は、不動産市場の期待帰属家賃を反映して、適切にその証券価格に織り込まれている可能性が示唆された。さらに、J-REIT の資産属性変数・用途属性変数から REIT ファクターを組成し、この REIT ファクターが既知の資産評価モデルを改善できるのか、REIT ファクターが価格付けされているのかを HJD を用いて検定してみても、統計的に有意とはならなかった。

制度設計の点から見ると、資本市場の証券の条件付請求権が不動産市場の資産の条件付請求権を内包している可能性が、これらの結果からは示唆される。これは、従来よりも投資家により簡便に不動産業等の証券に内在しているリスク要因を取り込んだポートフォリオを組みやすい状況を提供している可能性があると評価できる。そのため、不動産市場への資金供給を促す上で J-REIT という証券が、従来の不動産会社以上に重要な役割を果たす可能性を示すものと言えるだろう。

ただし、厳密には、米国の REIT と日本の J-REIT ではその商品設計が必ずしも同一ではない。例えば、J-REIT は資産の運用・管理等は外部の専門機関に委託することになっているが、米国の REIT は内部運用もでき、ディベロッパーとして不動産開発の主体になることもできる<sup>21</sup>。このような違いも考慮した、J-REIT の価格付けの議論については今後の課題としたい。

### Appendix 1 : HJD と補正関数 (Approximation Error Function) の意味

経済の不確実性を記述するため、確率空間  $(\Omega, \mathcal{F}, P, (\mathcal{F}_t)_{t=0}^T)$   $t = 0, 1, \dots, T$  を定める。 $\mathcal{F}_t$  可測な確率変数  $x_t$  で  $n$  資産の Payoff を表し、 $\mathfrak{X}_t$  で Payoff 空間を表すとする<sup>22</sup>。

無裁定市場を考えたとき、理論モデルの SDF  $m_{t+1}$  は、Risk Neutral 測度への変換を与えること (Radon-Nikodym 微分) ですべての資産に対して適切に価格付けができ、かつ厳密に正 (どの State でも正) であるという性質を持つ必要がある。

21 不動産証券化ハンドブック 2013 などを参照。

22 Harrison and Kreps (1979), Chamberlain and Rothschild (1983), Hansen and Jagannathan (1997) 等に倣って、ポートフォリオの Payoff を Hilbert 空間 ( $L^2$ ) の要素としてモデル化する。Hilbert 空間 ( $L^2$ ) の Norm は  $\|h\| = \mathbf{E}[h^2]^{\frac{1}{2}}$   $h \in L^2$  で定める。Payoff 空間 ( $X_t$ ) は  $n$  資産の Payoff  $x_t \in L^2$  から生成されるものとする。

$\mathfrak{X}_t = \{x_t^c \mid c \in \mathbb{R}^n\}$  (13)

$$E [m_{t+1}x_{t+1}|\mathcal{F}_t] = x_t, \quad m_{t+1} > 0, \quad m_{t+1} \in \mathcal{M}^+, \quad x_{t+1} \in \mathfrak{X}_{t+1} \quad (4)$$

理論モデルの SDF  $m_{t+1}$  は将来の State ごとに資産の Payoff を現在価値に割り引く確率変数である。完備市場ではこのような性質を持つ SDF が一意に定まることが条件となるが、無裁定市場ではこのような性質をもつ SDF は必ずしも一意に定まる必要はなく、その存在のみが条件となる。この SDF の集合を  $\mathcal{M}^+$  で表す。また、SDF の存在のみを条件とし、厳密に正 (どの State でも正) という条件を課さない場合は一物一価の法則を満たすが、この SDF の集合を  $\mathcal{M}$  で表す。

Hansen and Jagannathan (1997) は、分析者が設定した SDF  $y$  がどの程度適切に資産に価格付けできるのかを測る指標を、分析モデル  $y$  と SDF の集合  $\mathcal{M}(\mathcal{M}^+)$  との間の  $L^2$ -Norm で定義した<sup>23</sup>。

一般に分析モデル  $y$  は高々近似的に与えられるに過ぎず、また観測データには誤差が含まれているので、通常、分析モデル  $y$  では Risk Neutral 測度への変換を与えられない。そのため、近似的にしか Risk Neutral 測度を与えられない分析モデルの SDF  $y$  と理論モデルの SDF  $m \in \mathcal{M}$  の距離を  $L_2$ -Norm の意味で最小化することを考える。

分析モデル  $y$  に対して、 $y$  との距離を最小化させる SDF  $m^* \in \mathcal{M}$  を以下の式から導出する。

$$\delta^2 = \min_{m \in \mathcal{M}} \|m - y\|^2 \quad \text{s.t.} \quad E[m_{t+1}x_{t+1}] = E[x_t] \quad (5)$$

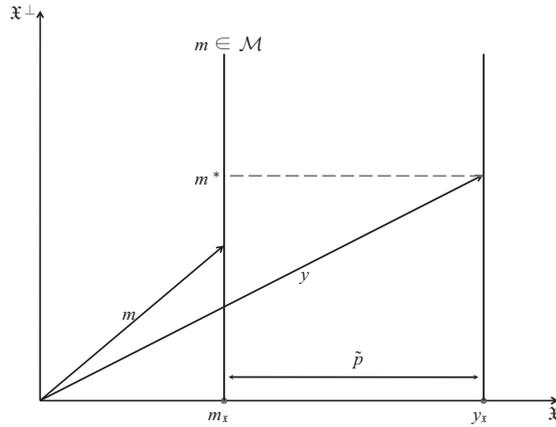
(5)式を解いて得られた  $m^*$  と分析モデル  $y$  との距離  $\|m^* - y\|$  は、所与の  $y$  が Risk Neutral 測度への変換を与えられる SDF であるために必要な補正のうち、最小の補正量を意味している。ここで、分析モデル  $y$  はパラメータ  $\theta$  を含んでいるので、 $\|m^* - y\|$  を  $\theta$  に関してさらに最小化することで HJD は算出される。この HJD は分析モデル  $y$  で資産を価格付けした場合の Payoff 1 Norm あたりの Pricing Error の最大値を意味する。また、SDF は状態価格をその生起確率で規格化したものでもあるので、HJD は分析モデル  $y$  で割り当て損なった状態価格の総和も意味することになる。

いま、 $m$  と  $y$  の乖離の中で、 $y$  が Risk Neutral 測度への変換を与える SDF であるために必要な補正のうち、最小の補正を加えることを考えたが、これは理論モデルの SDF と分析モデルの SDF の乖離  $m - y$  を Payoff 空間  $\mathfrak{X}$  に射影した成分  $\tilde{p} \equiv m_x - y_x$  に等しくなる。つまり、必要な補正のうち最小の補正を加えるということは、SDF の乖離のうち価格付けに影響を与える成分のみを考えることに等しい。この SDF の乖離度の Payoff 空間への射影成分  $\tilde{p}$  を補正関数 (Approximation Error Function) と呼ぶことにする。

補正関数  $\tilde{p}$  の概念図を図 4 に表した。Payoff 空間を  $\mathfrak{X}$ 、Hilbert 空間を  $L^2 = \mathfrak{X} \oplus \mathfrak{X}^\perp$  とし、理論モデルの SDF と分析モデルの SDF を Payoff 空間  $\mathfrak{X}$  に射影した場合の乖離成分が補正関数  $\tilde{p}$  である。

23 資産評価モデルの分析モデルとしてマルチファクターモデルを考えたとき、その Systematic Risk を  $f = (f_1, \dots, f_k)' \in \mathbb{R}^k$ 、推計パラメータ  $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)' \in \mathbb{R}^k$  とすれば、分析モデルの SDF を  $y = \frac{1}{r_f}(1 - f' \theta)$  と記述できる (Dybvig and Ingersol (1982))。ここで、推計パラメータ  $\theta_k$  に Systematic Risk  $f_k$  の分散を掛けた値が、 $f_k$  に対するリスクプレミアムを表す。この分析モデルの SDF  $y$  を用いて資産に価格付けするということは、リスクを調整し、その上で資産の将来価値を Risk Free Rate で割り引くことで資産の現在価値が与えられることを意味している。つまり、分析モデル  $y$  は Risk Neutral 測度への変換を与えることを予期された SDF であると言える。

図3 SDFのPayoff空間Xに対する射影



(注) Payoff空間を $\mathfrak{X}$ , Hilbert空間を $L^2 = \mathfrak{X} \oplus \mathfrak{X}^\perp$ とし, 理論モデルの SDF  $m$ と分析モデルの SDF  $y$ をPayoff空間 $X$ に射影した場合の, 垂離成分が補正関数 $\tilde{p}$ である。

Lagrange 乗数  $\eta \in \mathbb{R}^N$  を用いて(5)式を解くと, この補正関数 $\tilde{p}$ は

$$\eta = E[xx']^{-1}E[xy - q] \tag{6}$$

$$\tilde{p} = \sum_j \eta_j x_j \tag{7}$$

で与えられる<sup>24</sup>。この補正関数 $\tilde{p}$ の  $L^2$ -Norm を考え,  $y$ に含まれるパラメータ $\theta$ に関して最小化したものが HJD として定義される検定統計量である。(7)式で表される Lagrange 乗数は Shadow Price であるので, 制約式の変数が限界的に一単位変化した際の目的関数の変化量を表す。つまり,  $\eta_j$ は第 $j$ 資産の Payoff が一単位変化した際の, 分析モデル $y$ で与え損なった状態価格の総和の変化量を表すことになる。

### Appendix 2: 残差 (RSS) を用いた価格割り当て誤差の分析

ここでは, 一般的に行われる残差 (RSS) の大きさそのものを用いて, 資産評価モデルの J-REIT に対する説明力を確認しておく。投資家はシステマティック・リスクにさらされる度合いの高い資産には相応の高い期待リターンを求めするので, このクロスセクション方向の回帰直線 (すなわち証券市場線) からの偏差を個別資産に対する資産評価モデルの価格割り当て誤差 (RSS) として定義する (Cf. Cochrane (2005))。そのため二段階推計を考え, 個別資産のリスクファクターに対する感応度 $\beta_i$ を時

24 Harrison and Kreps(1979), Chamberlain and Rothschild(1983)に従って, Hilbert 空間の要素として Payoff をモデル化すると, 資産評価モデル, HJD, 補正関数 $\tilde{p}$ は Payoff の双対空間に対する解析であると言える。Payoff の双対空間は Hilbert 空間となり, その完備性から Riesz の表現定理によって, この射影成分が一意に存在することが言える。

表 7 J-REITと一般証券のPricing Errorの違い (OLS)

|                     | (i)                    | (ii)                   | (iii)                  | (iv)                   | (v)                    | (vi)                   | (vii)                  |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Range of samples    | 2001/09 -<br>2015/03   | 2002/07 -<br>2015/03   | 2004/01 -<br>2015/03   | 2005/07 -<br>2015/03   | 2005/11 -<br>2015/03   | 2006/07 -<br>2015/03   | 2007/01 -<br>2015/03   |
| Number of REIT      | n=2                    | n=5                    | n=10                   | n=15                   | n=20                   | n=25                   | n=28                   |
| Dependent Variables | Pricing Error (CSRT)   |
| REIT_Dummy          | -4.50e-05<br>(-1.311)  | -4.38e-05<br>(-1.203)  | -5.19e-05<br>(-1.358)  | -6.65e-05*<br>(-1.785) | -5.70e-05<br>(-1.516)  | -5.82e-05<br>(-1.472)  | -7.52e-05*<br>(-1.808) |
| 不動産_Dummy           | 8.11e-05***<br>(2.962) | 7.93e-05***<br>(2.728) | 7.66e-05**<br>(2.512)  | 7.38e-05**<br>(2.483)  | 5.82e-05*<br>(1.942)   | 7.07e-05**<br>(2.246)  | 7.27e-05**<br>(2.193)  |
| Constant            | 0.000224***<br>(51.19) | 0.000237***<br>(51.05) | 0.000240***<br>(49.16) | 0.000231***<br>(48.55) | 0.000239***<br>(49.83) | 0.000251***<br>(49.73) | 0.000261***<br>(49.24) |
| Observations        | 2,141                  | 2,141                  | 2,141                  | 2,141                  | 2,141                  | 2,141                  | 2,141                  |
| R-squared           | 0.005                  | 0.004                  | 0.004                  | 0.004                  | 0.003                  | 0.003                  | 0.004                  |

t-statistics in parentheses.

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

(注) 推計はOLS。

系列方向の回帰分析によってまず求め、2段階目では被説明変数に期待リターン、説明変数を1段階目で推計したリスク感応度として、クロスセクション方向の回帰分析を行い、各ファクターのリスクプレミアムと各銘柄の価格割り当て誤差を求める。

資産評価モデルとして Fama-French モデルを考え、N を資産の数、T を推計期間とし、 $R_t^{ei}$  を各資産の超過リターン、 $f_t = \{VW_t, SMB_t, HML_t\}'$  をリスクファクター、 $\beta_i = \{\beta_{VW}, \beta_{SMB}, \beta_{HML}\}$  をリスクファクターに対する感応度、 $\lambda = \{\lambda_{VW}, \lambda_{SMB}, \lambda_{HML}\}'$  をリスク 1 単位あたりのリスクプレミアム、 $\alpha_i$  を各銘柄の価格割り当て誤差とすると、この二段階推計は以下のように記述される。

$$R_t^{ei} = \alpha_i + \beta_i f_t + \epsilon_t^i \quad t=1, 2, \dots, T \text{ for each } i \quad (8)$$

$$E_T(R^{ei}) = \beta_i \lambda + \alpha_i \quad t=1, i = 1, 2, \dots, N \quad (9)$$

それぞれの資産が負担したリスクに相応の期待リターンを推計したものが(9)式であり、これが証券市場線 (Security Market Line) に相当する回帰式となる<sup>25</sup>。

リスクプレミアム  $\lambda$ 、価格割り当て誤差  $\alpha$  は

25 本来であれば、(12)式の MomentCondition  $g_T(b)$ 、 $b = (a', \beta', \lambda)'$  を与えて、推計パラメータは GMM 推計によって同時に推計するべきであるが、ここでの 2 段階推計はその簡便な手法であると言える。GMM 推計によって修正されるべきは、その推定分散についてであり、RSS の計算の際には推定分散は必要とされないため OLS を用いた。

また、J-REIT のリスク属性を見るため、J-REIT の 28 銘柄に Fama-French の 16 ポートフォリオを加えたものをテスト資産として GMM 推計を行った結果を Appendix 3 に示した。

$$\hat{\lambda} = (\beta' \beta)^{-1} \beta' E_T (R^e) \quad (10)$$

$$\hat{\alpha} = E_T (R^e) - \beta \hat{\lambda} \quad (11)$$

として求められる。

(11)式に従って推計した **J-REIT** の価格割り当て誤差の大きさが一般の証券や不動産関連株と比較して異なるのかを調べるため、被説明変数を価格割り当て誤差、説明変数を **REIT** ダミー、不動産関連株ダミーとして回帰した結果が表 7 である。**J-REIT** の銘柄数の変化を考慮して、分析対象期間は(i)~(vii)とした。

表 7 をみると、不動産関連株ダミーの係数は分析対象期間を(i)~(vii)と変えてもプラスで有意となっており、これは不動産関連株は一般の証券に比べて **Fama-French** モデルで捉えきれないリスク要因が大きな割合で存在していることを示している。**REIT** ダミーの係数は分析対象期間(iv), (vii)についてマイナスで有意であり、通常の不動産関連株のみならず一般の証券に比べても価格割り当て誤差の小さな資産であり、リスク要因の大きな部分を **Fama-French** モデルで捕捉できていることが残差を用いた分析でも確認できる。

もちろん本文でも述べているように、この価格割り当て誤差 (**RSS**) は各銘柄に固有なリスク (**Idiosyncratic Risk**) と **Fama-French** モデルでは記述されていないシステムティック・リスクの合成成分であるため、この分析では十分とは言えない。

### Appendix 3 : **J-REIT** のリスク属性

ここでは **J-REIT** がもつリスク属性について分析する。

**J-REIT** はその制度設計の段階から、ミドルリスク・ミドルリターン資産であるように設計されたという背景がある。実際の **J-REIT** のリスク属性を確かめるため、**Fama-French** モデルで記述されるリスクに対する感応度を分析した。分析対象期間は 2007 年 1 月 4 日から 2015 年 3 月 17 日とした。また推計をする際のテスト資産として、**J-REIT** の 28 銘柄に **Fama-French** の 16 ポートフォリオも同時に加えた。これはテスト資産として **J-REIT** のみとすると、**J-REIT** に対して格付けできるようモデルを過剰に搾り寄せてしまう可能性があるためであり、モデルが他の資産に価格付けできた上で、**J-REIT** に対しても価格付けした場合を考察する。 $N$  をテスト資産の数、 $K$  をリスクファクターの数とする。 $a \in \mathbb{R}^N$  を time-series の切片、リスクに対する感応度を  $\beta \in \mathbb{R}^N$ 、リスクプレミアムを  $\lambda \in \mathbb{R}^K$  とし、推計値のベクトルを  $b = (a', \beta', \lambda)'$  とする。資産評価モデルは **Fama-French** モデルとし  $f_t = (\mathbf{VW}_t - R_f, \mathbf{SMB}_t, \mathbf{HML}_t)'$  とする。GMM 推計の MomentCondition  $g_T(b)$  を以下で与えた。

$$g_T(b) = \begin{pmatrix} E[R_t^e - a - \beta' f_t] \\ E[(R_t^e - a - \beta' f_t) \otimes f_t] \\ E[R_t^e - \beta' \lambda] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (12)$$

**J-REIT** 各銘柄のリスクに晒されている度合いを表 8 に示した。東証一部二部上場企業の平均リターンに晒されている度合い (リスクに対する感応度) を見ると、**1** を下回るものが多く、その意味ではミドルリスクであると言える。価格誤差は(12)式の 3 段目の Moment Condition の誤差項である。これは資産評価モデルのリスク要因では説明されなかった変動分を表している。

表8 J-REITのRisk属性 (Fama-French モデル)

| 証券コード | 銘柄名               | 運用資産                   | E <sub>t</sub> (R)<br>2007/01/04-2015/03/17 | Exposure to<br>EW Risk | ↑ 値     | Exposure to<br>SMB Risk | ↑ 値     | Exposure to<br>HML Risk | ↑ 値    | Pricing Error | ↑ 値    |
|-------|-------------------|------------------------|---|------------------------|---------|-------------------------|---------|-------------------------|--------|---------------|--------|
| 3226  | 日本アコモデーションファンド投資  | 住居特化型                  | 1.96E-04                                    | 0.550 ***              | 5.532   | -0.2058                 | -1.236  | -0.1202                 | -0.558 | 0.00059       | 0.984  |
| 3227  | MIDリート投資法人        | 総合型 (オフイスビル中心)         | -1.42E-05                                   | 0.702 ***              | 4.296   | 0.0288                  | 0.152   | 0.1561                  | 0.691  | -0.00042      | -0.515 |
| 3234  | 森ビルズリート投資法人       | 総合型 (オフイス+商業施設+住居)     | 8.92E-05                                    | 0.886 ***              | 8.218   | -0.0784                 | -0.217  | -0.0427                 | -0.217 | 0.00037       | 0.516  |
| 8951  | 日本ビルファンド投資法人      | オフイスビル特化型              | 9.48E-07                                    | 0.737 ***              | 9.452   | -0.2269 **              | -1.800  | -0.1367                 | -0.727 | 0.00048       | 0.773  |
| 8952  | ジャパンリアルエステイト投資法人  | オフイスビル特化型              | 9.98E-05                                    | 0.711 ***              | 7.689   | -0.3509 ***             | -2.827  | -0.1343                 | -0.703 | 0.00047       | 0.748  |
| 8953  | 日本リテールファンド投資法人    | 商業施設特化型                | 2.07E-04                                    | 0.786 ***              | 5.366   | -0.4501 ***             | -2.476  | -0.1743                 | -0.793 | 0.00066       | 0.911  |
| 8954  | オリックス不動産投資法人      | 総合型 (オフイスビル中心)         | 2.45E-04                                    | 0.827 ***              | 8.861   | -0.4157 ***             | -3.095  | 0.0449                  | 0.240  | -0.00008      | -0.117 |
| 8955  | 日本プライムリアルティ投資法人   | 総合型 (オフイス+都市型商業施設)     | 1.65E-04                                    | 0.860 ***              | 7.617   | -0.4738 ***             | -3.022  | -0.1433                 | -0.643 | 0.00050       | 0.639  |
| 8956  | プレム投資法人           | 複合型 (オフイス+住居)          | 1.95E-04                                    | 0.573 **               | 3.108   | 0.0691                  | 0.230   | 0.3882                  | 1.520  | -0.00108 *    | -1.291 |
| 8957  | 東急リアル・エステート投資法人   | 複合型 (オフイス+商業施設)        | 9.28E-05                                    | 0.774 ***              | 9.594   | -0.2271 *               | -1.557  | 0.2519 *                | 1.165  | -0.00086      | -1.255 |
| 8958  | クロハヤシ・ワン不動産投資法人   | オフイスビル特化型              | 7.81E-05                                    | 0.739 ***              | 5.600   | -0.2185 *               | -1.630  | -0.0948                 | -0.483 | 0.00041       | 0.654  |
| 8959  | 野村不動産オフィスファンド投資法人 | オフイスビル特化型              | -1.25E-04                                   | 0.836 ***              | 8.457   | -0.2524 **              | -1.817  | -0.1565                 | -0.702 | 0.00043       | 0.624  |
| 8960  | ユナイテッド・アーバン投資法人   | 総合型 (オフイス+住居+商業施設+ホテル) | 3.99E-04                                    | 0.773 **               | 5.826   | -0.2595 *               | -1.595  | -0.1885                 | -0.828 | 0.00106 *     | 1.573  |
| 8961  | 森トラス総合リート投資法人     | 総合型 (オフイスビル中心)         | 2.38E-04                                    | 0.666 ***              | 6.795   | -0.2681 **              | -2.182  | -0.0089                 | -0.046 | 0.00020       | 0.326  |
| 8963  | インヴェンションリート投資法人   | 総合型 (住居中心+オフイス等)       | 7.61E-05                                    | 0.425 *                | 1.511   | -0.0267                 | -0.144  | 0.1563                  | 0.458  | -0.00044      | -0.468 |
| 8964  | フロンティア不動産投資法人     | 商業施設特化型                | 1.59E-04                                    | 0.674 ***              | 7.283   | 0.0064                  | 0.047   | 0.0375                  | 0.184  | 0.00017       | 0.273  |
| 8966  | 平和不動産リート投資法人      | 複合型 (オフイス+住居)          | 8.75E-05                                    | 0.630 ***              | 4.636   | -0.1754                 | -0.850  | 0.2115                  | 0.785  | -0.00071      | -0.846 |
| 8967  | 日本ロジスティクスファンド投資法人 | 物流施設特化型                | 2.32E-04                                    | 0.716 ***              | 5.630   | -0.0497                 | -0.407  | -0.2533                 | -1.212 | 0.00129 **    | 2.092  |
| 8968  | 福岡リート投資法人         | 総合型 (商業施設中心)           | 3.12E-04                                    | 0.566 ***              | 7.274   | -0.1200                 | -1.106  | -0.0594                 | -0.298 | 0.00055       | 0.914  |
| 8972  | ケネディクス不動産投資法人     | 総合型 (オフイスビル中心)         | 2.35E-04                                    | 0.691 ***              | 3.315   | -0.3554                 | -1.276  | 0.5260                  | 1.549  | -0.00071      | -0.846 |
| 8973  | 積水ハウス・S I投資法人     | 総合型 (住居+商業施設中心)        | 3.26E-04                                    | 0.491 **               | 1.731   | -0.1569                 | -0.598  | 0.2333 *                | 0.693  | -0.00057      | -0.609 |
| 8975  | いちご不動産投資法人        | 4.68E-04               | 0.446 *                                     | 1.539                  | -0.1606 | -0.612                  | -0.1295 | 0.3317                  | 1.295  | -0.00081      | -1.024 |
| 8976  | 大和証券オフィス資法人       | 総合型 (オフイス+住居+商業施設+ホテル) | 3.10E-04                                    | 0.708 ***              | 4.001   | -0.0721                 | -0.290  | 0.2314 *                | 0.760  | -0.00046      | -0.452 |
| 8977  | 阪急リート投資法人         | オフイスビル特化型              | 8.30E-05                                    | 0.678 ***              | 9.181   | -0.0320                 | -0.288  | 0.1272                  | 0.826  | -0.00027      | -0.476 |
| 8982  | トップリート投資法人        | 総合型 (商業施設中心)           | -2.25E-05                                   | 0.736 ***              | 7.763   | -0.1081                 | -0.763  | 0.0077                  | 0.030  | 0.00002       | 0.023  |
| 8985  | ジャパンプラザリート投資法人    | 複合型 (オフイス+商業+住居)       | 6.28E-04                                    | 0.585 **               | 2.600   | -0.0430                 | -0.189  | 0.0563                  | 0.192  | 0.00051       | 0.599  |
| 8986  | 日本賃貸住宅投資法人        | ホテル特化型                 | 1.21E-04                                    | 0.553 ***              | 3.961   | -0.2315 *               | -1.365  | 0.2112                  | 0.796  | -0.00074      | -0.792 |
| 8987  | ジャパンエクセレント投資法人    | 住居特化型                  | 2.28E-04                                    | 0.922 ***              | 9.557   | -0.1285                 | -0.794  | 0.0793                  | 0.352  | 0.00003       | 0.034  |
|       |                   |                        | Risk Premium EW                             |                        |         | Risk Premium SMB        |         | Risk Premium HML        |        |               |        |
|       |                   |                        |   | -0.00022               | -0.195  | -0.00081                | -0.459  | 0.00372                 | 0.488  |               |        |

(注) 分析対象期間は2007年1月4日-2015年3月17日。

E<sub>t</sub>[R] は分析対象期間での超過収益率。

Riskに対する感応度は12式のMoment Conditionで与えられたHAC (Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent) 推定値。Spectral Density Matrixを算出する最適Lag次数は

Newey and West (1994) に従う。

Fama-French Modelの3つのFactorはEW, SMB, HMLとする。EWは東証一部、東証二部上場企業の平均Return。企業の財務Dataは連結決算Dataを使用する。SMB, HML Factorを組成

するPortfolioの組み換えは8月末時点で行う。

8月末時点での東証一部上場企業の時価総額のMedianを基準に東証一部、二部の企業を大きいグループ(Big)と小さなグループ(Small)に分ける。また純資産時価比率の30%点

と70%点でLow, Middle, Highの3つのグループに分類する。

時価総額の基準で2、純資産時価比率の基準で3の6つのグループに分け、それぞれをSmall/Low, Small/Middle, Small/High, Big/Low, Big/Middle, Big/Highとし、グループ

内での加重平均のReturnを計算する。

SMBは[(Small/Low-Big/Low)+(Small/Middle-Big/Middle)+(Small/High-Big/High)]/3で算出。HMLは[(Small/High-Small/Low)+(Big/High-Big/Low)]/2で算出。

\*は10%有意、\*\*は5%有意、\*\*\*は1%有意を表す。

## 【参考文献】

- [1] Ambrose, B. W., E. Ancel and M. D. Griffiths (1992), "The Fractal Structure of Real Estate Investment Returns : The Search for Evidence of Market Segmentation and Nonlinear Dependency," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.20.1, pp.25-54.
- [2] Carmichael, B. and Coën, A. (2016), "Real Estate and Consumption growth as Common Risk Factors in Asset Pricing Models," *Real Estate Economics*, pp.1-35.
- [3] Chamberlain, G., and Rothschild, M. (1982), "Arbitrage, Factor Structure, and Mean- Variance Analysis on Large Asset Markets," *Econometrica*, Vol.51.5, pp. 1281-1304.
- [4] Cochrane, J.H. (2005), *Asset Pricing Model*, Princeton University Press, New Jersey.
- [5] Dybvig, Philip H., and Jonathan E. Ingersol. (1982), " Mean-Variance Theory in Complete Markets," *Journal of Business*, Vol.55, pp.233-251.
- [6] Easley, D., and O'hara, M. (2004)., "Information and the cost of capital," *The Journal of Finance*, Vol.59. 4, pp.1553-1583.
- [7] Fama, Eugne F. and Kenneth R. French (1993), " Common Risk Factors in The Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol.33.1, pp.3-56.
- [8] Hansen, L.P., and Scott F. Richard (1987), " The Role of Conditioning Information in Deducing Testable Restrictions Implied by Dynamic Asset Pricing Models," *Econometrica*, Vol.55.3, pp.587-614.
- [9] Hansen, L.P., John Heaton, Erzo G.J. Luttmer (1995), " Econometric Evaluation of Asset Pricing Models," *The Review of Financial Studies*, Vol.8.2, pp.237-274.
- [10] Hansen, L.P., and Ravi Jagannathan (1997), " Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models," *The Journal of Finance*, Vol.52.2, pp.557-590.
- [11] Harison, J. Michael, and David M. Kreps (1979), " Martingale and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets," *Journal of Economic Theory*, Vol.20.3, pp.381-408.
- [12] Hsieh, C., and J.Peterson. (2000), "Book Assets, Real Estate, and Returns on Common Stock," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.21.3, pp.221-233.
- [13] Jagannathan Ravi, and Zhenyu Wang (1996), " The conditional CAPM and the cross- section of expected returns," *The Journal of Finance*, Vol.51.1, pp.3-53.
- [14] Kan, R., Robotti, C. (2009), " Model Comparision Using the Hansen-Jagannathan Distance," *Review of Financial Studies*, Vol.22.9, pp.3449-3490.
- [15] Lewellen, J., Nagel, S., Shanken, J. (2010), " A Skeptical Appraisal of Asset Pricing Tests," *Journal of Financial Economics*, Vol.96.2, pp.175-194.
- [16] Li, H., Xu, Y., Zhang, X. (2010), " Evaluating Asset Pricing Models Using the Second Hansen-Jagannathan Distance," *Journal of Financial Economics*, Vol.97.2, pp.279-301.
- [17] Liu, C. H., D. J. Hartzell, W. Greig, and T. V. Grissom (1990), " The Integration of the Real Estate and the Stock Market : Some Preliminary Evidence," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.3.3, pp.261-282.
- [18] Liu, C. H., J. Mei (1992), "The Predictability Returns on Equity Reits and Their Co-Movement with Other Assets," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.5.4, pp.401-418.
- [19] Li, Q., Vassalou, M., Xing, Y. (2006), " Sector Investment Growth Rates and the Cross- section of

- Equity Returns," *Journal of Business*, Vol.79.3, pp.1637-1665.
- [20] Lustig, H., Nieuwerburgh, S. (2004), "Housing Collateral, Consumption Insurance, and Risk Premia," *The Journal of Finance*, Vol.60.3, pp.1167-1221.
- [21] Mei, J. and A. Lee (1994), "Is There a Real Estate Factor Premium?," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.9.2, pp.113-126.
- [22] Merton, R. C. (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, Vol.41.5, pp.867-887.
- [23] Newey, W.K. and K. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55.3, pp.703-708.
- [24] Newey, W.K. and K. West (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *The Review of Economic Studies*, Vol.61.4, pp.631-653.
- [25] Santos, T., Veronesi, P. (2006), "Labor Income and Predictable Stock Returns," *Review of Financial Studies*, Vol.19.1, pp.1-44.
- [26] Swanson, J., Theis, J., Casey, M. (2002), "REIT Risk Premium Sensitivity and Interest Rates," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.24.3, pp.319-330.
- [27] Yago, M. (2006), "A Consumption-based Explanation of Expected Stock Returns," *The Journal of Finance*, Vol.61.2, pp.539-580.
- [28] 一般社団法人不動産証券化協会 (2013), 『不動産証券化ハンドブック 2013』, 一般社団法人不動産証券化協会。
- [29] 大橋和彦, 紙田純子, 森政治 (2003), 「J-REIT のリスク・リターン分析: 市場開設から 2003 年までの週次データによる分析」, 国土交通政策研究 27 号。
- [30] 大橋和彦, 紙田純子, 永井輝一 (2004), 「J-REIT のリターンの分析 - 2001 年 9 月から 2004 年 4 月までの週次データによる分析 -」, 国土交通政策研究 34 号。
- [31] 大橋和彦, 永井輝一, 八並純子 (2005), 「J-REIT のリターンの時系列分析 - 2001 年 9 月から 2004 年 10 月までの月次データによる分析 -」, 国土交通政策研究 53 号。
- [32] 川口有一郎 (2004), 「不動産投資の現状と課題 - 代替資産から新たな基本資産へ -」, 証券アナリストジャーナル 11 月号 pp.6-11。
- [33] 久保田敬一, 竹原均 (2007), 「Fama-French ファクター Model の有効性と再検証」, 『現代ファイナンス』, Vol.22, 3-24 頁。
- [34] 内藤伸浩 (2012), 「J リート再編の実際」, 『土地住宅経済』, No.86。
- [35] J-REIT 商品特性研究会 (2005), 「J-REIT 市場の変遷と展望に関する報告書 -J-REIT 誕生から 5 年間のデータを活用した分析・検討 -」, 社団法人不動産証券化協会。