

《 論 文 》

J-REIT 市場による日本の実物不動産市場の 価格発見機能に関する検証

— Barkham-Geltner モデルによる分析 —

澤 田 考 士

はじめに

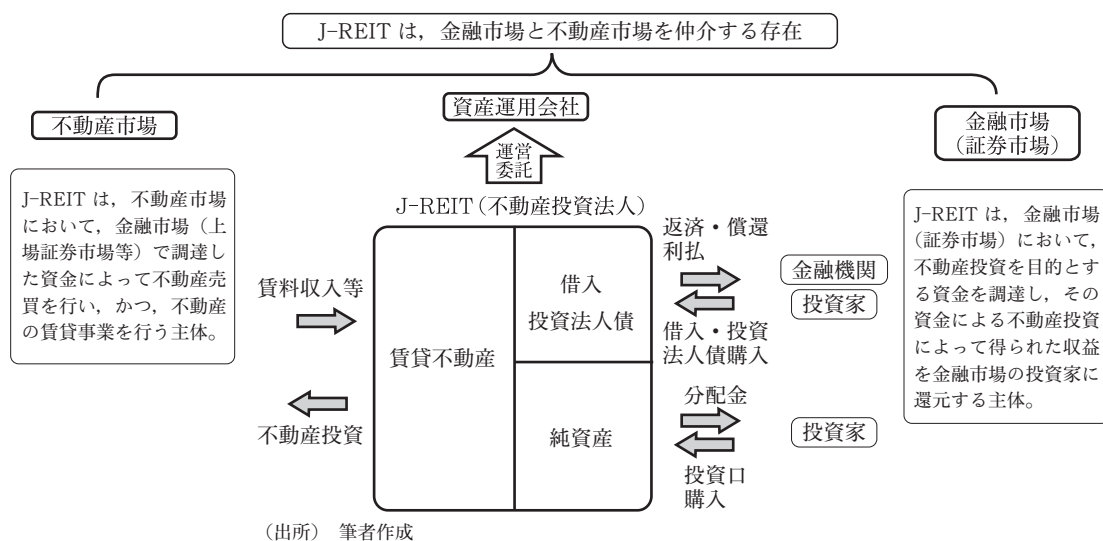
REIT (Real Estate Investment Trust ; 不動産投資信託) とは, 多数の投資家から集めた資金で不動産投資を行う集団投資スキームであり, 資産要件 (資産に占める不動産の割合を一定以上とする要件), 配当要件 (利益の大部分を配当する要件) 等の要件を満たすことで, 法人税が事実上課税されず (法人型の場合) かつ上場可能な仕組みである。REIT 制度は, 1960 年に米国で初めて創設され, その後, 世界的に広く普及した。現在, 既に少なくとも 40 の国・地域において,

REIT 制度が存在している^{①)}。日本においては, 2000 年 11 月の改正投信法施行によって J-REIT (日本版不動産投資信託) の組成が可能となった。

J-REIT は, 日本で唯一上場可能な不動産証券化スキームであり, 図表 1 に示す通り, 証券市場においては, 証券投資家の投資対象である一方, 不動産市場において, 自らが不動産の売買主体となり, 不動産投資家としての役割を果たす。J-REIT は, その仕組み上, 金融市場 (証券市場) と不動産市場を仲介する存在である。

日本においては, このような仲介機能を持つ J-REIT の誕生によって, 証券投資家が, J-REIT を通じた間接的な不動産投資を行えるようになった

図表 1 金融市場 (証券市場等) 及び不動産市場における J-REIT の役割



た。

実物不動産に対する評価は、元々、実物不動産市場において、実物不動産投資家や不動産鑑定士によってなされてきたが、J-REITの誕生により、証券市場においても実物不動産の評価がなされるようになった。証券市場で示されるJ-REIT価格（株式会社の株価に相当）と実物不動産市場で示される不動産取引価格や不動産鑑定評価額は、いずれも投資対象不動産の評価を反映しており⁽²⁾、両者は一定の連関性を示すのではないと思われる。一方、証券市場と実物不動産市場は、投資家構成、取引頻度、流動性及び透明性等の点で相違しており、この相違が両者の関係に影響を与える可能性もあるだろう。

本稿は、このように、証券市場と実物不動産市場という、性質の異なる2つの市場それぞれにおいて形成・提示される価格に関し、Barkham and Geltner [1995] が米国・英国で示した証券市場による実物不動産市場の価格発見⁽³⁾が日本でも生じているかについて、Barkham and Geltner [1995] と同様の実証分析を行った。そして、本稿による分析の結果、日本において、J-REIT市場による実物不動産市場の価格発見機能が認められる可能性があるという結果を得た。

REIT等の上場の不動産証券と実物不動産の関係に関する研究は、1990年代半ば前後から、主に米国・英国について行われてきた。日本については、川口 [2001] が、J-REITが登場すれば、プライベートな市場とパブリックな市場が同一の不動産に異なる価格を付けることになるだろうと指摘した。しかしながら、日本について、J-REITリターンと実物不動産リターンとの関係に関する実証研究が、これまで本格的になされてきたとは言えない。そのような状況下で、日本におけるJ-REITリターンと実物不動産リターンの関係に関し、米国・英国に関する先行研究と同等の結果を実証分析に基づいて新たに結論を示した点が、本稿の主な学術的貢献だと考える。

本稿の以下の構成は次の通りである。第2章では、本稿でBarkham and Geltner [1995] を用いた理由を述べるとともに、先行研究のレビュー

を行う。第3章では、本稿の実証研究で用いるデータ及びモデルを示し、第4章では実証結果を示す。第5章では、結論と今後の課題について述べる。

2. 先行研究

2-1. Barkham and Geltner [1995] を用いた理由

本稿においてBarkham and Geltner [1995] の手法・モデルを用いた理由は、第1に、不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックスAJPI-JREIT⁽⁴⁾を用いる場合には不動産鑑定評価のスムージング効果⁽⁵⁾に対処する必要があり、その対処方法としてBarkham and Geltner [1995] が用いたGeltner [1993] の方法が最も望ましいと考えたためである。それ以外の方法によって不動産鑑定評価のスムージング効果に対処した先行研究には、①実物不動産インデックスリターンを被説明変数とするモデルにおいて、過去における実物不動産インデックスリターンを説明変数に含めることによって対処した研究（Gyourko and Keim [1992]）や、②不動産取引価格インデックス（不動産鑑定評価のスムージング効果を反映しない実物不動産インデックス）を用いた研究（Morawski, Rehkugler and Füss [2008], Oikarinen, Hoesli, and Serrano [2011], Boudry, Coulson, Kallberg and Liu [2012], Ling and Naranjo [2015]）がある。しかしながら、Gyourko and Keim [1992] の方法では、不動産鑑定評価のスムージング効果除去後の実物不動産のリスク・リターン特性の把握ができず、また、レバレッジ効果除去後の上場の不動産証券インデックスのリスク・リターン特性との比較ができない。また、Boudry, Morawski, Rehkugler and Füss [2008] 等の方法で用いられた取引価格に基づく実物不動産インデックスは、日本において存在しておらず、本稿の研究において利用することが不可能である。一方、Geltner [1993] の方法は、日本の実物不動産インデックスであるAJPI-JREITに適用可能であり、かつ、AJPI-JREITから不動産鑑定評価のスムージング効果を除去し

た調整済リターンのリスク・リターン特性の把握や東証 REIT 指数のレバレッジ効果除去後のリスク・リターン特性との比較が可能である。これらを踏まえ、Barkham and Geltner [1995] のモデルが、本稿の分析に適していると判断した。

第2の理由は、Barkham and Geltner [1995] のモデルにおいては、説明変数の個数が比較的少なく、時系列データの標本数が比較的少ない日本の市場分析においても意味のある結果を得やすいと判断したためである。他の先行研究には、ベクトル自己回帰モデル (VAR モデル) を用いた研究 (Myer and Webb [1993] 等) や検討する2つの市場における過去のリターンに加え、マクロ経済を反映する株式関連指標や債券関連指標等のデータも説明変数として取り入れるモデルを用いた研究 (Ling and Naranjo [2015] 等) が存在するが、これらの先行研究においては、分析に用いる時系列データの標本数はいずれも50以上であり、多い場合には100を超えている。本稿の分析に用いる時系列データにおける標本数は29に過ぎず、これらの先行研究と同様の分析を行った場合、データ不足によって意味のある結果が得られにくい可能性がある。そのため、本稿の分析で用いる時系列データの標本数を踏まえると、説明変数の個数が比較的少ない Barkham and Geltner [1995] のモデルによる分析を行うことが適切であると判断した (Barkham and Geltner [1995] の分析における標本数は、米国については18、英国については23である)。

これらの理由により、本稿では Barkham and Geltner [1995] のモデルによる分析を行った。

2-2. 先行研究のレビュー

本稿の分析対象である REIT 等の上場の不動産証券リターンと実物不動産のリターン関係に関する研究は、1990年代半ば前後から、主に米国・英国について行われてきた。初期の研究としては、REIT のリターンと実物不動産のリターンのそれぞれを、株式のリターン及び債券のリターンに回帰し、残差同士の関係を分析した研究 (Giliberto [1990])、実物不動産インデックスのリター

ンを被説明変数とし、同期間及び1四半期前の REIT インデックスリターン、及び1四半期前及び4四半期前の実物不動産インデックスのリターンを説明変数とする回帰分析を行った研究 (Gyourko and Keim [1992])、ベクトル自己回帰モデル (VAR モデル) によって、REIT のリターンから実物不動産のリターンへのグレンジャー因果性を検証した研究 (Myer and Webb [1993]) を挙げることができる。

また、不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックスのスムージング効果を明示的に考慮した先行研究として、Barkham and Geltner [1995] を挙げることができる。Barkham and Geltner [1995] は、実証分析の結果、米国及び英国において、REIT 等の上場不動産証券市場による実物不動産市場の価格発見機能がみられると結論付けた⁽⁶⁾。

不動産鑑定評価のスムージング効果とその対処については、Geltner, MacGregor, and Schwann [2003] が先行研究を整理している。

2000年代半ば以降においては、取引価格に基づく実物不動産インデックスが提供されるようになったことにより、不動産の取引価格に基づくインデックスを用いた研究が行われてきた (Morawski, Rehkugler and Füss [2008], Oikarinen, Hoesli, and Serrano [2011], Boudry, Coulson, Kallberg and Liu [2012], Ling and Naranjo [2015])⁽⁷⁾。また、より長期のデータ蓄積が進むにつれ、共和分検定によって REIT 等の上場の不動産証券リターンと実物不動産リターンの長期均衡関係の有無を検証する研究もみられるようになった (Morawski, Rehkugler and Füss [2008], Oikarinen, Hoesli, and Serrano [2011], Boudry, Coulson, Kallberg and Liu [2012], Yunus, Hansz and Kennedy [2012])。また、自己回帰条件付き不均一分散 (ARCH) モデルによる研究として、Li, Mooradian, and Yang [2009] を挙げることができる。

米国・英国以外の国についての研究としては、香港について研究した Newell and Chau [1996]、米国・英国に加え、オーストラリア・オランダに

について研究した Yunus, Hansz and Kennedy [2012] がある。

3. データ・モデル

3-1. データ

3-1-1. 利用データ概要

本稿では、上場の J-REIT インデックスとして東証 REIT 指数を、実物不動産インデックスとして不動産鑑定評価額に基づいて算出された AJPI-JREIT を用いる⁽⁸⁾。東証 REIT 指数及び AJPI-JREIT は、いずれも、Barkham and Geltner [1995] が米国について用いたインデックスに相当する日本のインデックスである（図表 2）。

図表 2 に示すインデックスのうち、上場の不動産証券インデックスは、上場不動産会社あるいは上場 J-REIT のエクイティ部分のリターンに基づくインデックスであり、いわゆる、負債によるレバレッジ効果を反映している。この負債によるレバレッジ効果は、不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックスには反映されておらず、上場の不動産証券インデックスに特有の性質である。

一方、図表 2 に示す不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックスは、不動産鑑定評価に伴うスモーキング効果を反映している。この不動産鑑定評価に伴うスモーキング効果は、上場不動産証

券インデックスには反映されておらず、不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックスに特有の性質である。

本稿では、Barkham and Geltner [1995] と同様の調整によって、上述した東証 REIT 指数のキャピタルリターン及び AJPI-JREIT のキャピタルリターンのそれぞれに特有の特性を取り除いたうえで、分析に用いた。このような調整済のデータを用いたのは、各インデックスに特有な性質に起因する結果を排除し、双方のインデックスリターンが形成される市場の違いにフォーカスしたリターン比較や実証分析を行おうと考えたためである。

3-1-2. 東証 REIT 指数のキャピタルリターンの調整

東証 REIT 指数については、Barkham and Geltner [1995] と同様に、(3-1) で算出した $r_{p,t}$ （加重平均資本コスト（WACC））を、東証 REIT 指数のキャピタルリターンから負債によるレバレッジ効果を除去した調整済の J-REIT のリターンとして用いた⁽⁹⁾。本稿では、(3-1) による調整によって得たリターン $r_{p,t}$ を「調整済 REIT リターン」と呼ぶ。

$$r_{p,t} = \frac{E_t r_{E,t} + (A_t - E_t) r_{D,t}}{A_t} \quad (3-1)$$

図表 2 Barkham and Geltner (1995) が米国について用いたインデックス及び本稿で用いたインデックス

	Barkham and Geltner [1995] が米国について用いたインデックス	本稿が用いた日本について用いたインデックス
上場の不動産証券インデックス	NAREIT Index (Nationa Real Estate Investment Trust Index)	東証 REIT 指数（本稿では、東証 REIT 指数キャピタルリターンからレバレッジ効果を除去したリターンを、「調整済 REIT リターン」と呼び、そのリターンから算出した指数を「調整済 REIT 指数」と呼ぶ。）
不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックス	1978 年より前の Evaluation Associates Index (EAI) と 1978 年以降の Rusell-National Council of Real Estate Investment Fiduciaries Index (現：NCIREIF Property Index (NPI) を接続	AJPI-JREIT（本稿では、AJPI-JREIT キャピタルリターンからスモーキング効果を除去したインデックスを「調整済実物不動産リターン」と呼び、そのリターンから算出した指数を「調整済実物不動産指数」と呼ぶ。）

（出所） 著者作成

ここで、 $r_{E,t}$ は期間 t ⁽¹⁰⁾ における東証 REIT 指数のリターン、 $r_{D,t}$ は期間 t における J-REIT の負債のリターン⁽¹¹⁾、 $r_{p,t}$ は期間 t における調整済 REIT リターン、 E_t は J-REIT 自己資本額、 A_t は、J-REIT 保有不動産の不動産鑑定評価額を示す⁽¹²⁾。

3-1-3. AJPI-JREIT のキャピタルリターンの調整

AJPI-JREIT については、Barkham and Geltner [1995] と同様に、Geltner [1993] が示した(3-2)によって、AJPI-JREIT キャピタルリターン r_t^* から不動産鑑定評価によるスムージング効果を除去し、その結果得られた調整済のリターン r_t^U を実物不動産のリターンとして用いた。本稿では、(3-2)による調整によって得たリターン r_t^U を、「調整済実物不動産リターン」⁽¹³⁾ と呼ぶ。

$$r_t^U = \frac{r_t^* - (1-\alpha)r_{t-1}^*}{\alpha} \quad (0 < \alpha < 1) \quad (3-2)$$

Geltner [1993] は、(3-2)の導出に際し、まず、市場価格 V_t を、仮に不動産売買が生じた場合の取引価格（観察不可能な確率変数と想定）の期待値であると定義し、 V_t の変動によって生じるキャピタルリターン r_t^U を不動産の真のリターンと定義した。しかし、 V_t 及び r_t^U を観察することは不可能である。そこで、Geltner [1993] は、個別不動産について、当該不動産と類似する不動産の取引価格 V_t^E （観察可能）、当該不動産の不動産鑑定評価額 V_t^* （観察可能）、及び当該不動産の市場価値 V_t （観察不可能）の関係について、対象不動産に類似する不動産の取引価格 V_t^E が、当該不動産の市場価格 V_t との間でランダムな誤差 e_t を伴って出現し、かつ、不動産鑑定評価額 V_t^* が、当該不動産の同時点の不動産取引価格 V_t^E 及び 1 期前の不動産鑑定評価額 V_{t-1}^* の加重平均で決まる（これらの不動産価格等は、いずれも自然対数値）という個別不動産の価格に関する想定の下、不動産ポートフォリオに関し、不動産鑑定評価ベースの実物不動産インデックスのリターン r_t^* の系

列からスムージング効果を除去した真のリターン（市場価値ベースのリターン） r_t^U を求める関係式である(3-2)を示した⁽¹⁴⁾。

Geltner [1993] は、不動産鑑定士の行動モデルを基に(3-2)を導出したが、(3-2)の導出に際し、実物不動産市場について、市場価値の変動によるリターンに予測可能性がないことや自己相関がないことを前提条件とはしていない（すなわち、実物不動産市場について弱度の効率性⁽¹⁵⁾を仮定してはいない⁽¹⁶⁾）。したがって、(3-2)によって得られた調整済実物不動産リターン r_t^U には、予測可能性や自己相関が生じる可能性がある。

すなわち、(3-2)の調整によって、実物不動産市場の非効率性⁽¹⁷⁾に起因する遅行性（実物不動産に関する新たな情報が明らかになった場合、実物不動産市場の流動性の低さにより、その情報が価格に反映されるまでに一定の時間を要することによって生じる遅効性）は、必ずしも除去されないものと考えられる⁽¹⁸⁾。(3-2)による調整は、不動産鑑定評価のスムージング効果を除去するための調整であり、その他の要因による遅行性を必ずしも除去しない。

なお、(3-2)に基づく不動産鑑定評価のスムージング効果の除去は、本稿が分析対象とする調整前の実物不動産インデックス AJPI-JREIT に対し、時系列的な影響を与える可能性がある。仮に、(3-2)による調整によって、実物不動産インデックスリターンの遅行性が強められているとすれば、本稿第 4 章が示す実証結果は、J-REIT 市場による価格発見機能によるものではなく、(3-2)による調整に引き起こしていると解釈され得る。

しかしながら、(3-2)による調整は、本稿 4 章に示す実証分析の結果が示す実物不動産インデックスの遅行性を生じさせる原因とはならず、むしろ、不動産鑑定評価に反映されたスムージング効果に基づく実物不動産インデックスの遅行性を緩和するものと考えられる。なぜなら、(3-2)の右辺の分子において、リターン r_t^* から 1 期前の影響を控除する（ $(1-\alpha)r_{t-1}^*$ を減じる）ことにより、 r_t^* から、スムージング効果の原因となっている 1 期前の要因が減じられているからである⁽¹⁹⁾。

3-1-4. 分析に用いるデータの概要

AJPI-JREIT は毎月公表されているが、各不動産の鑑定は年2回（半年毎）しか行われないことを踏まえ、データ頻度として、半年毎（セミアニュアル）データを採用することとした⁽²⁰⁾。データ期間は2004年6月から2018年6月（標本数29）である。

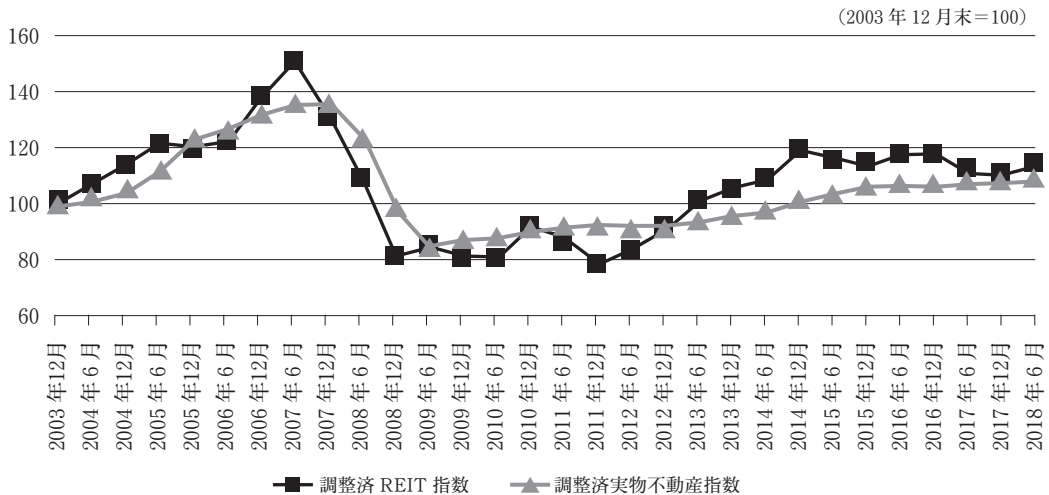
図表3は、2003年12月を100として、その後、半年ごとの調整済 REIT リターン、調整済実物不動産リターンのそれぞれを逐次乗じて算出した指数の推移（調整済 REIT リターンによって算出した指数を調整済 REIT 指数と呼び、調整済実物不動産リターンによって算出した指数を調整済実物不動産指数と呼ぶ）を示している。また、図表4は、調整済 REIT リターン及び調整済実物不動産リターンの基本統計量を示している。

図表3についてみると、調整済実物不動産指数の上昇から下落、あるいは下落から上昇への転換点は、調整済 REIT 指数の転換点から半年から1

年後に生じていることが多く、Barkham and Geltner [1995] がいう REIT 市場による実物不動産市場の価格発見があるようにもみられる。しかし、常にそのようなリード・ラグ関係があるわけではなく、統計的分析による検証が求められる。

一方、図表4についてみると、リターンの最大値と最小値の差（範囲）やリターンの標準偏差は、いずれも、調整済実物不動産リターンと比べて調整済 REIT リターンの方が高水準にある。これは、調整済実物不動産リターンと比べて調整済 REIT リターンの方がハイリスクであること示唆するとともに、本稿における調整によって調整されなかった流動性の差を反映してこのような差異が生じたものと推察される。また、リターンの平均は、調整済実物不動産リターンと比べて調整済 REIT リターンの方が高水準にある。このリターン差には、両者のリスクの差が反映されているものと思われる。

図表3 調整済 REIT 指数と調整済実物不動産指数の推移（全期間）



(出所) 筆者作成

図表4 調整済 REIT リターンと調整済実物不動産リターン（いずれも年率換算前）の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小	最大
調整済 REIT リターン	29	0.0086	0.0884	-0.2519	0.1330
調整済実物不動産リターン	29	0.0051	0.0574	-0.2085	0.0815

(出所) 筆者作成

3-2. モデル

3-2-1. Barkham and Geltner [1995] のモデル

Barkham and Geltner [1995] は、市場 A におけるリターンと市場 B におけるリターンについて、以下のモデルを採用し、実証分析を行った⁽²¹⁾。

① 非制約モデル

$$r_t^B = \alpha + \gamma r_{t-1}^B + \sum_{L=1}^M \beta_L r_{t-1}^A + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

(M は、説明変数に含める過去の r^A における最大ラグ数)

② 制約モデル

$$r_t^B = \alpha + \gamma r_{t-1}^B + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

r_t^A : 期間 t の市場 A におけるリターン

r_t^B : 期間 t の市場 B におけるリターン

これらのモデルの下で、現実のリターンデータに基づき、(3-3) (3-4) について、以下の (3-5) (3-6) の仮説検定を行う。

$$\text{帰無仮説 } H_0 : \beta_L = 0 \quad (L = 1, 2, \dots, M-1, M) \quad (3-5)$$

$$\text{対立仮説 } H_1 : \text{帰無仮説 } H_0 \text{ が成立しない。} \quad (3-6)$$

帰無仮説 H_0 が棄却された場合、市場 A の過去リターンが、市場 B の現在のリターンを説明すると結論付けた (市場 A のリターンと市場 B のリターンを入れ替えた分析も同様に実施する)。

そして、Barkham and Geltner [1995] は、「市場 A の過去リターンは、市場 B の現在のリターンを説明する」という結論と、「市場 B の過去リターンは、市場 A の現在のリターンを説明しない」という結論の双方が得られた場合、市場 A から市場 B へのグレンジャー因果性が見られると結論付けられ、市場 A に市場 B についての価格発見機能があるとした。

3-2-2. モデル (最大ラグの検討)

本稿では、3-2-1 に示した Barkham and Geltner [1995] モデルによる実証分析を行った。(3-3)における最大ラグ数 M については、「ある期間の調整済 REIT リターンとそれより L 期間後の調整済実物不動産リターンとの間の標本相関係数 SCC_{t+L} が正であり、かつ、以下の (3-7) で算出した値 $t^{(22)}$ が、母相関係数 ρ_{t+L} がゼロであるとの想定の下で、1 標準誤差範囲に含まれない」という条件を満たす限り説明変数に加える」というルールに基づき、最大ラグ数 (L の最大値) を決定する方針をとった⁽²³⁾。

$$t = \frac{SCC_{t+L} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - SCC_{t+L}^2}} \quad (3-7)$$

SCC_{t+L} : 期間 t の調整済 REIT リターンと期間 $t+L$ の調整済実物不動産リターンの標本相関係数
 n : 標本数

図表 5 は、 $L (-6 \leq L \leq 6)$ の下で、3-2-2 で述べた SCC_{t+L} 、(3-7) で算出した t 値、及び p 値 (両側確率) を示している。

上述のラグ決定ルールは、 $L > 0$ 、 t 値 > 0 かつ p 値 < 0.32 となることから、図表 5 よりこれを満たす L は、 $1 \leq L \leq 2$ となる。このため、3-2-1

図表 5 標本相関係数 SCC_{t+L} 、 t 値 ((3-7) で算出)、及び p 値 (t 値が従う t 分布における両側確率)

L	SCC_{t+L}	t 値	p 値
-6	-0.094	-0.455	0.653
-5	-0.084	-0.412	0.684
-4	-0.255	-1.317	0.200
-3	-0.117	-0.600	0.554
-2	0.121	0.631	0.533
-1	0.192	1.036	0.309
0	0.572	3.686	0.001
1	0.753	5.948	0.000
2	0.407	2.274	0.031
3	-0.041	-0.204	0.840
4	-0.255	-1.292	0.209
5	-0.068	-0.328	0.746
6	-0.014	-0.064	0.950

において示したモデルにおいて、 $M = 2$ とするモデルによって実証分析を行った。

4. 実証結果

4-1. 調整済 REIT リターンを被説明変数とするモデルによる分析

図表 6 は、(3-3) (3-4)において、 r^A を調整済実物不動産リターン、 r_t^B を調整済 REIT リターンとするモデル（調整済 REIT リターンを被説明変数とするモデル）に基づく推計結果(3-5) (3-6)による仮説検定の結果を示している⁽²⁴⁾（図表 6 の説明変数の後の(-1)は、1 期前の値であることを示し、説明変数の後の(-2)は、2 期前の値であることを示す）。

図表 6 における尤度比検定の結果を見ると、 p 値=0.604196 のため、調整済実物不動産リターン(-1)の係数=調整済実物不動産リターン(-2)の係数=0 とする帰無仮説を棄却できない。従って、調整済 REIT リターンが 1 期前及び 2 期前の調

整済実物不動産リターンによって説明されるとはいえないと結論づけられる。

4-2. 調整済実物不動産リターンを被説明変数とするモデルによる分析

図表 7 は、(3-3) (3-4)において、 r^A を調整済 REIT リターン、 r_t^B を調整済実物不動産リターンとするモデル（調整済実物不動産リターンを被説明変数とするモデル）による推計結果及び(3-5) (3-6)についての仮説検定の結果を示している（図表 7 の説明変数の後の(-1)は、1 期前の値であることを示し、説明変数の後の(-2)は、2 期前の値であることを示す）。

図表 7 における尤度比検定の結果を見ると、 p 値=0.000119685 のため、調整済 REIT リターン(-1)の係数=調整済 REIT リターン(-2)の係数=0 とする帰無仮説は、有意水準 0.012%で棄却される。従って、調整済実物不動産リターンが 1 期前及び 2 期前の調整済 REIT リターンによって説明されると結論づけられる⁽²⁵⁾。

図表 6 調整済 REIT リターンを被説明変数とするモデルによる実証結果

	係 数	標準誤差	p 値
定数項	0.0056	0.0265	0.8335
調整済 REIT リターン(-1)	0.4105	0.2238	0.0666 *
調整済実物不動産リターン(-1)	-0.3300	0.4990	0.5084
調整済実物不動産リターン(-2)	0.4116	0.4131	0.3191

*は有意水準 10%，**は有意水準 5%，***は有意水準 1%，でそれぞれ有意であることを示す。

〈調整済実物不動産リターン(-1)及び調整済実物不動産リターン(-2)の係数がいずれもゼロである制約についての仮説検定の結果（尤度比検定による結果）〉

カイ 2 乗検定統計量=1.00771 (p 値=0.604196)

図表 7 調整済実物不動産リターンを被説明変数とするモデルによる実証結果

	係 数	標準誤差	p 値
定数項	0.0024	0.0121	0.8454
調整済実物不動産リターン(-1)	0.4729	0.1866	0.0113 **
調整済 REIT リターン(-1)	0.3349	0.0845	0.0001 ***
調整済 REIT リターン(-2)	0.1329	0.0765	0.0821 *

*は有意水準 10%，**は有意水準 5%，***は有意水準 1%，でそれぞれ有意であることを示す。

〈調整済 REIT リターン(-1)及び調整済 REIT リターン(-2)の係数がいずれもゼロである制約についての仮説検定の結果（尤度比検定による結果）〉

カイ 2 乗検定統計量=18.0613 (p 値=0.000119685)

4-3. 実証分析結果まとめ

4-1 及び 4-2 が示す実証結果によって、調整済 REIT リターンから調整済実物不動産リターンへのグレンジャー因果性の存在が確認され、本稿の分析によって J-REIT 市場が日本の実物不動産市場の価格発見機能を持つ可能性があることが示された。

5. 結論と今後の課題

本稿では、上場証券のインデックスである東証 REIT 指数と J-REIT の保有不動産の不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックス AJPI-JREIT を用い、Barkham and Geltner [1995] と同等の分析を行い、J-REIT 市場による日本の実物不動産市場に関する価格発見機能を持つ可能性があることを見出した。日本においては、これまで、J-REIT 等の日本の上場の不動産証券リターンと実物不動産リターンとの関係に関する実証研究が、本格的になされてきたとは言えない。そのような状況下で、本稿が Barkham and Geltner [1995] と同様の結果を日本について見出したことは、本稿による新たな成果だと考える。

Barham and Geltner [1995] は、REIT 等の上場不動産証券市場による価格発見機能は、上場不動産証券市場と実物不動産市場の効率性の違いによって生じていると結論付けた。

日本において、同様に、J-REIT 市場の価格発見機能が生じているとすれば、実物不動産市場よりも効率性の高い J-REIT 市場が誕生したことによって、日本の実物不動産価格に影響を及ぼし得る情報を、J-REIT の上場証券市場で形成される J-REIT 価格の変動によってより早期に把握できるようになった可能性を示唆するといえるだろう。この結果、日本の市場参加者や政策立案者等が、不動産のファンダメンタルズを早期に把握し、各当事者にとってより望ましい選択をしやすくなった可能性もあるように思われる。

今後の課題としては、Barkham and Geltner [1995] が指摘するような市場効率性の違いが市

場の価格形成に及ぼす影響をより詳細に検討することや、投資家の要求利回りを反映した J-REIT の価格形成が、J-REIT の実物不動産投資行動や実物不動産の価格形成に与える影響についてコーポレートファイナンス理論を踏まえて検証すること等を挙げることができると考える。

《注》

- (1) EPRA [2019] 参照。
- (2) J-REIT 価格、不動産取引価格及び不動産鑑定評価額には、投資対象不動産の評価（将来キャッシュフローの水準や変動リスク等に対する評価）が、直接的かつ主要な価格決定要因として反映されるが、投資対象不動産と連関性があるその他の不動産の評価やマクロ経済変数といった、投資対象不動産の評価以外の要因も反映される可能性がある。
- (3) Barkham and Geltner [1995] による価格発見の定義については、3-2-1 を参照。
- (4) AJPI は、日本の上場 J-REIT と非上場のコア不動産ファンドが投資する実物不動産を対象として米国の NCREIF インデックスと同等の方法で不動産鑑定評価額に基づき算出された実物不動産インデックスであり、AJPI-JREIT は、AJPI において対象物件を J-REIT 保有物件に絞ったサブインデックスである。
- (5) 不動産鑑定評価が過去の不動産鑑定評価の影響を受けやすいため、不動産鑑定評価に基づく実物不動産インデックスのリターンは、実物不動産本来のリターンよりも低い変動性（2 次のモーメント）を示すと実務的・学術的に指摘されている。この効果は、スムージング効果と呼ばれる。スムージング効果の調整に関する詳細は、本稿 3-1 を参照。
- (6) Barkham and Geltner [1995] の分析におけるデータ、モデル等の詳細については、本稿第 3 章を参照。
- (7) これらの先行研究で用いられた transaction-based NCREIF Index (TBI) については、Fisher, Geltner and Pollakowski (2007) を参照。
- (8) 調整前のインデックスである東証 REIT 指数及び AJPI-JREIT のキャピタルリターンは、いずれもインデックス値の自然対数の差分（対数差分）によって算出した。

- (9) WACC が資本構成の影響を受けない状況下において、WACC は、負債をゼロとした場合の資本コスト（投資家から見た場合のリターンに相当）に一致する（Modigliani and Miller [1958] pp. 268-269 を参照）。
- (10) 本稿では、時点 $t-1$ から時点 t までの期間を期間 t と呼ぶことにする。
- (11) Geltner [1993] は、米国の長期政府債のリターンを利用していることから、本稿では日本の 10 年国債利回りを利用した。
- (12) (3-1) による調整済 REIT リターンの算出においては、 A_t 及び E_t として、東証 REIT 指数対象銘柄の決算データの合計値（これらの合計値については、各年の上期データには、各銘柄の当該年の 1 月から 6 月に期末を迎えた決算データの合計値、各年の下期データには、各銘柄の当該年の 7 月から 12 月に期末を迎えた決算データの合計値）を用いた。
- (13) (3-2) におけるパラメーター α の決定に当たっては、Barkham and Geltner [1995] が米国について行った平均ラグ 1.5 年の想定（米国の年次データの場合 $\alpha = 0.4$ となる）を採用した（平均ラグ 1.5 年の想定の下では、本稿で用いる日本の半年毎データのモデルでは $\alpha = 0.25$ となることから、(3-2) において $\alpha = 0.25$ とした）。（このモデルにおけるデータ頻度とパラメーター α の関係については、Geltner and Miller [2001] 原書 p. 684 訳書 p. 699 参照）。
- (14) (3-2) の導出に係る詳細については、Geltner [1993] を参照。
- (15) 弱度の効率性とは、とは、市場価格が過去の価格情報をすべて反映していることを指す。弱度の効率性が成り立つときには、過去の価格情報から将来の価格を予測することができず、価格変動によるリターンに自己相関はない（もし、リターンに自己相関がある場合、来期のリターンや市場価格が部分的には予測可能となってしまう）。
- (16) 一方、Fisher, Geltner and Webb [1994] は、実物不動産市場について弱度の効率性を仮定し、不動産鑑定評価額に基づく実物不動産インデックスを調整（実物不動産インデックスリターンを、当該インデックスの過去のリターンに回帰した残差を基に調整済リターンを算出）して遅効性を排除したインデックスを提示した。Geltner and Miller [2001] は、弱度の効率性の仮定の下で調整された実物不動産インデックスは、分析に行いやすい反面、不動産インデックスに本来想定される自己相関がみられない点が、弱点だと指摘している。
- (17) Geltner [1993] は、実物不動産市場について、リターンの予測可能性と自己相関性がないと仮定しない理由として、実物不動産が情報的に非効率である点を挙げている。
- (18) (3-2) の導出の際に想定した、不動産の市場価値と取引価格の関係を踏まえると、実物不動産市場の非効率性によって不動産の市場価値に遅行性が生じるとすれば、取引価格にも遅行性が生じることになる。
- (19) (3-2) においては、分子から、スムージング効果の原因となっている要因を減じた上で、更に、分母 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ で除している。しかし、分母 α で除すること自体は、リターンの絶対値を増大させる効果はある一方、実物不動産インデックスの遅行性には影響を与えない。したがって、これらの効果をトータルで見た場合、(3-2) による調整は、実物不動産インデックスの遅行性を強めることはなく、むしろ、緩和しているものと考えられる（この議論では、(3-2) における α が所与のパラメーターであると想定している）。
- (20) Barkham and Geltner [1995] が用いた実物不動産インデックスは、いずれも四半期毎に公表されるが、各不動産の鑑定評価は 1 年毎（いずれかの四半期末）に実施されるにすぎない。Barkham and Geltner [1995] はこの点を考慮し、年次ベースのデータによる分析を行った。本稿では、同様の考察の結果、半年毎（セミアニュアル）データによる分析を行った。
- (21) (3-3) では、市場 B のリターンの時系列相関をコントロールするため、被説明変数である市場 B におけるリターンの 1 期前のデータも説明変数として加えている。
- (22) (3-7) の左辺 t は、母相関係数 $= 0$ の下では、自由度 $n-2$ の t 値に従う統計量であり、標本相関係数の検定でしばしば用いられる。詳細については、例えば、岩田 [1983] pp. 241-243 を参照。
- (23) Barkham and Geltner [1995] p. 37 注 20 において、モデルによるラグ数は、本論文の図表 5 (Barkham and Geltner [1995] の Table 4) のような相関関係を踏まえ、「 $L > 0$ 、相関係数 > 0 であり、かつ 1 標準偏差より大きい場合にラグを追加する」としていることを踏まえ、本稿では、このようなルールでラグを決定した。
- (24) 4-1 及び 4-2 で採用するモデルを構成する (3-3) は、ARMA モデルに、被説明変数とは別のデータを説明変数として加えた、いわゆる ARMAX モデルである。本稿の分析では、計量経済分析ソ

フト Gretl において、ARMAX モデルの推計方法としてデフォルトで設定されている最尤法による推計を行い、また、(3-5)及び(3-6)の仮説検定は尤度比検定によって行った。

- (25) 4-1 及び 4-2 において $\alpha = 0.25$ として行った実証分析の結果が、不動産鑑定評価によるスムージング効果の調整不足によって生じた可能性を理論的検証によって完全に排除することは難しい。そこで、 $\alpha = 0.2$ (平均ラグ 2 年)、 $\alpha = 0.167$ (平均ラグ 2.5 年)、 $\alpha = 0.143$ (平均ラグ 3 年)、 $\alpha = 0.125$ (平均ラグ 3.5 年) 及び $\alpha = 0.111$ (平均ラグ 4 年) とする補足分析 (1.5 年よりも長い平均ラグの想定の下、(3-2)においてより小さい α を適用することにより、過去の要因をより強く減じた調整済実物不動産インデックスリターンによる分析)を行った。その結果、(本稿では紙面の制約により結果を具体的に示すことはできないが)、いずれも、4-1 及び 4-2 と同様の結論を得た。4-1、4-2 による分析結果が、不動産鑑定評価によりスムージング効果の調整不足によって生じた可能性は低いと考えられる。

参考文献

- 岩田暁一 [1983], 『経済分析のための統計的方法』, 東洋経済新報社
- 川口有一郎 [2001], 「双子の不動産市場——アメリカの REIT を例として——」, 『証券アナリストジャーナル』, 第 39 巻第 7 号 pp. 4-13.
- Barkham, R., and D. Geltner [1995], “Price Discovery in American and British Property Markets,” *Real Estate Economics* 23, pp. 21-44.
- Boudry, W. I., Coulson, N.E., Kallberg, J. G. and Liu, C. H [2012], “On the hybrid nature of REITs,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 44, pp. 230-249.
- EPRA [2019], “Global REIT Survey”, European Public Real Estate Association EPRA
- Fisher, J., D. Geltner, and H. Pollakowski [2007], “A Quarterly Transaction-Based Index of Institutional Real Estate Investment Performance and Movements in Supply and Demand,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 34, pp. 5-33.
- Geltner, D [1993], “Estimating Market Values from Appraised Values Without Assuming an Efficient Market,” *Journal of Real Estate Research* 8, pp. 325-345.
- Fisher, J., Geltner, D., Webb, R. [1994]. “Value indices of commercial real estate: a comparison of index construction methods,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 9, pp. 137-164.
- Geltner, D., MacGregor, B., Schwann, G. [2003], “Appraisal smoothing and price discovery in real estate markets,” *Urban Studies*, 40, pp. 1047-1064.
- Geltner, D. M and N. G. Miller [2001], “Commercial Real Estate Analysis and Investment,” South Western College (川口有一郎 (監訳) [2006] 『不動産投資分析 不動産の投資価値とファイナンス』, プログレス).
- Giliberto, S. M [1990], “Equity Real Estate Investment Trusts and Real Estate Returns,” *Journal of Real Estate Research* 5, pp. 259-263.
- Gyourko, J. and D. B. Keim [1992], “What Does the Stock Market Tell Us about Real Estate Returns?” *Real Estate Economics* 20, pp. 457-485.
- Li, J., Mooradian, R. M and Yang, S. X [2009], “The information Content of the NCREIF index,” *Journal of Real Estate Research* 31, pp. 93-116.
- Ling, D. C. and Naranjo, A. [2015], “Returns and Information Transmission Dynamics in Public and Private Real Estate Markets,” *Real Estate Economics* 43, pp. 163-208.
- Modigliani, E and M. H. Miller [1958], “The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment,” *The American Economic Review* 48, pp. 261-297.
- Morawski, J., Rehkugler, H., & Füss, R. [2008], “The nature of listed real estate companies: Property or equity market?,” *Financial Markets and Portfolio Management* 22, pp. 101-126.
- Myer, F. C. N., & Webb, J. R. [1993], “Return properties of equity REITS, common stocks, and commercial real estate: A comparison,” *Journal of Real Estate Research*, 8, pp. 87-106.
- Newell, G. and Chau, KW. [1996], “Linkages between direct and indirect property performance in Hong Kong,” *Journal of Property Finance* 7, pp. 9-29.
- Oikarinen, E., Hoesli, M. and Serrano, C. [2011], “The long-run dynamics between direct and securitized real estate,” *Journal of Real Estate Research* 33, pp. 73-103.
- Yunus, N., J. A. Hansz and P. J. Kennedy [2012],

“Dynamic Interactions between Private and
Public Real Estate Markets: Some Interna-

tional Evidence, Journal of Real Estate Fi-
nance and Economics 45, pp. 1021–1040.