

日本の REIT 市場に関する実証分析 — 株価と金利の影響及び国際間における連動性の検証

新潟大学経済学部教授 伊 藤 隆 康

— 目 次 —

- | | |
|---------------|------------|
| 1. 序章 | 3.2 データ |
| 2. 株価と金利の影響 | 3.3 分析の枠組み |
| 2.1 目的 | 3.4 分析結果 |
| 2.2 データ | 3.5 まとめ |
| 2.3 分析の枠組みと結果 | 4. 終章 |
| 2.4 まとめ | 4.1 結果のまとめ |
| 3. 国際間での連動性 | 4.2 残された課題 |
| 3.1 目的 | |

1. 序 章

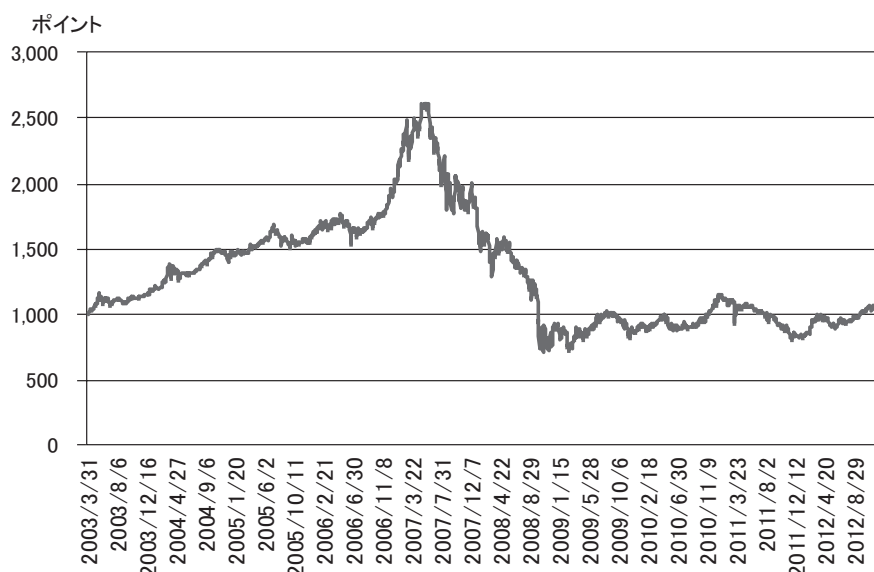
不動産投資信託 (REIT: Real Estate Investment Trust) は、投資家から集めた資金で、オフィスビルや商業施設、マンションなど複数の不動産を購入し、その賃貸収入や売買益を投資家に分配する商品である。日本における REIT はしばしば J-REIT と呼ばれ、会社型の投資信託に分類される。2001年9月10日、日本で初めての不動産投資信託として、日本ビルファンド投資法人とジャパンリアルエステイト投資法人が東京証券取引所に上場した。同取引所は、2003年3月31日を基準の1,000ポイントとして、同取引所に上場している REIT の全銘柄を対象とした東証 REIT 指数の公表を同年4月1日から開始した。この指数は日本における REIT 市場のベンチマ

ーケ的な役割を果たしてきた⁽¹⁾。

東証 REIT 指数は米国のサブプライム危機がある程度進行するまで、ほぼ一本調子で上昇を続けた⁽²⁾。HSBC (Hong Kong Shanghai Banking Corporation) が2007年2月7日に公表した決算に関する説明が市場に驚きを与えた。その内容は、2006年の米国における住宅ローンに対する引当額が105億ドルになるというものであった。この数字はアナリストの予想よりも20%多いものであったことから、サブプライムローンが大問題になるのでは、という懸念が市場に広まった。このため米国などでは REIT 関連指数が、東証 REIT 指数よりも下げに転じるのが早かった。

一方、図1.1が示すように、東証 REIT 指数は2007年5月31日に2,612.98ポイントという上場来高値をつけたが、その後、下落基調を辿った。BNP パリバ証券の資産運用子会

図1.1 東証 REIT 指数の推移



注：標本期間は2003年3月31日から2013年1月10日である。

社が、同年8月9日、資産担保証券関連の価格情報を得るのが困難になったとして資産の解約停止を公表したことを受けて、東証 REIT 指数は下落幅を拡大した。

米証券会社大手であるリーマン・ブラザーズが2008年9月15日に経営破たんした後は、REIT 投資法人の資金調達が困難になるとの懸念が強まった。ニューシティ・レジデンス投資法人が同年10月9日、資金調達が困難になったとして、東京地裁に会社更生法の適用を申請した。これが日本における上場 REIT 破たんの最初の例である。この破たんを受けて東証 REIT 指数は、同年10月28日に704.46ポイントという上場来安値の水準まで下落した⁽³⁾。

さらに日本レジデンシャル投資法人と日本コマーシャル投資法人という2つの REIT の設立母体となっているパシフィックホールディングスが資金繰りに行き詰まり、2009年3月10日、東京地裁に会社更生法の適用を申請した⁽⁴⁾。同年5月29日にはジョイント・リート投資法人の設立母体であるジョイント・コ

ーポレーションが、会社更生法の適用を申請した⁽⁵⁾。

その後、資金繰り負担が軽減されたことを受けて、東証 REIT 指数は徐々に回復軌道を辿った。2011年3月11日に起こった東日本大震災の後、東証 REIT 指数はしばらく低迷したが、緩やかに上昇を始めた⁽⁶⁾。自民党総裁の安倍晋三氏が2012年12月にデフレ脱却のための政策を公表したことを受けて、REIT 市場は活況の度合いを強めた。東証 REIT 指数は同年12月21日、1,110.13ポイントまで上昇し、東日本大震災前日の2011年3月10日に付けた1,092.29ポイントを超える水準を回復した。この背景には、デフレから日本経済を脱却させるために日銀がインフレ目標政策を導入するなどの思惑が市場に存在していた。日銀は2013年1月22日、CPI ベースでの上昇率を2%とする物価目標政策の導入を決めた⁽⁷⁾。

不動産証券化協会（2012）によると、2012年11月、日本における REIT の資産規模（保有物件の取得価格総額）が9兆円に到達した。

2011年6月に8兆円に到達してから1年5ヵ月での達成となり、資産規模拡大のペースは再び加速しつつある。この間に3件の新規上場があり、3,154億円(62物件)の増加要因となった。同年11月末時点でJ-REITが保有する資産は2,080物件・取得価格合計9兆284億円・鑑定評価額合計8兆6千億円となっている。

また、不動産証券化協会(2013)によると、2012年末の日本におけるREITの時価総額は、前年末の2兆9,413億円(34銘柄)から53.4%増加して4兆5,132億円(37銘柄)となった。同年のREIT市場において、新規上場(IPO)が再開された。2007年10月に上場した産業ファンド投資法人の後、日本におけるREITのIPOは長らく途絶えていたが、2012年4月、ケネディクス・レジデンシャル投資法人が先陣を切って4年半ぶりの上場を果たした。6月には東急プラザ表参道原宿を旗艦物件とするアクティビア・プロパティーズ投資法人が、11月には物流施設と商業施設に投資する大和ハウスリート投資法人が、さらに12月には物流施設特化型のGLP投資法人が上場した。

本稿では、以下に述べる2つの視点から日本におけるREIT市場に関する実証分析を遂行する。第一に、REIT指数と株価及び金利との関連性を計量分析し、REIT指数の決定要因に関するインプリケーションを得る。第二に、日本のREIT市場と海外のREIT市場との連動性を分析する。こうした視点からREIT市場を分析することについて、アカデミックな観点に加えて、実務的な観点から意義がある。東証REIT指数に連動した上場投資信託(ETF: Exchange Traded Fund)が取引されているため、日本におけるREIT市場を分析した本稿は、REITに連動したETFへの投資を検討する際のインプリケーションを提供すると予想される。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では、REIT指数と株価及び金利に焦点をあ

てる。第3章では、日本のREIT市場と海外のREIT市場との連動性を分析する。終章では、第2章から第3章で得られた分析結果と残された課題をまとめる。

2. 株価と金利の影響⁽⁸⁾

2.1 目 的

本章では、株価と金利が日本のREIT市場に与える影響に焦点を当てる。第一の視点は、株価がREIT市場に与える影響の検証である。Kapopoulos and Siokis (2005)は、不動産と株への投資に関する関係をあらわす一つとして、富効果(wealth effect)を挙げている。富効果が成立すれば、株価上昇で利益をあげた投資家は不動産市場への投資を増やす。言い換えれば、株価の上昇は不動産市場の上昇をもたらすことになる。Ross and Zisler (1991)やEnnis and Burik (1991)、Gyourko and Keim (1992)、Lean and Russel (2012)は、株式市場とREIT市場の相関は高いと述べる。

第二の視点は、金利がREIT市場に与える影響の検証である。REIT投資法人の資金調達には借入金比率(LTV)があるレベルに達するまで、借入という形で行われる。通常、この比率の上限を60%から70%に設定している投資法人が多い。このため金利上昇は、借入金利負担の増加という形で、経営に影響を及ぼす。先行研究の多くは、不動産市場やREIT市場は金利変動の影響を受けると指摘する。こうした先行研究には、Chen and Tzang (1988)やChan et al. (1990)、McCue and Kling (1994)、Muller Pauley (1995)、Liang and Webb (1995)、Ling and Naranjo (1997)、Brooks and Tsolacos (1999)、Mracus (2000)、He et al (2003)、Swanson et al (2002)、Liow et al (2003)、Chaney and Hoesli (2010)、Lean and Russel (2012)などが挙げられる。

本章は、先行研究に対して以下に述べるよ

うな3つの貢献が認められる。第一に、Su et al (2010) が日本の REIT 市場に関して株価や金利の関係から分析した唯一の先行研究であるが、彼らが分析対象とする標本期間はリーマン・ブラザーズの経営破たんやユーロ圏における財政危機は含まれていない。しかしながら本稿は、REIT 指数の公表開始の2003年3月31日から2013年1月10日を分析の対象とし、リーマン・ブラザーズの破たんや欧州債務危機などの信用不安が広がった時期を含んでいる。

第二に、東証 REIT 指数が2007年5月31日に最高値である2,612.98ポイントを付けた時点で標本全体を2分割して、株価と金利が REIT 市場に与えた影響を検証している。特に後半において、資金調達に困難を伴った時期があるため、金利の影響を標本の前半と後

半で比較分析する意義が大きい。第三に、金利の影響をより詳細に検討するため、6種類の金利を用いて分析している。具体的には日本国債2年物、5年物、10年物の利回りと円金利スワップ2年物、5年物、10年物のレートを用いている。He et al (2003) や Chen and Tzang (1988)、Allen et al (2000) などが指摘するように、不動産関連企業は資金調達手段として長期借入を行っているため、異なる金利の影響が REIT 市場に与える影響を検証することは意義深い。

2.2 データ

分析に用いているのは日次ベースの終値である。東証 REIT 指数を REIT 市場の価格として利用している。東証 REIT 指数は、東京証券取引所が算出・公表している時価総額加

表2.1 データの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
標本A					
REIT	1,536.35	351.30	1,000.00	2,612.98	1,523.58
TOPIX	1,304.93	288.17	773.10	1,816.97	1,184.20
J2Y	0.32	0.30	0.04	0.98	0.15
J5Y	0.79	0.34	0.15	1.51	0.67
J10Y	1.46	0.31	0.44	1.99	1.49
S2Y	0.42	0.32	0.09	1.12	0.25
S5Y	0.91	0.38	0.18	1.72	0.79
S10Y	1.55	0.37	0.43	2.25	1.55
標本B					
REIT	1,126.44	371.09	704.46	2,582.90	976.78
TOPIX	981.44	279.71	695.51	1,792.23	869.45
J2Y	0.34	0.28	0.09	1.08	0.20
J5Y	0.62	0.35	0.16	1.58	0.52
J10Y	1.24	0.28	0.69	1.97	1.28
S2Y	0.61	0.30	0.20	1.45	0.47
S5Y	0.81	0.37	0.26	1.80	0.71
S10Y	1.32	0.34	0.68	2.17	1.33

注：標本Aは2003年3月31日から2007年5月31日である。

標本Bは2007年6月1日から2013年1月10日である。

REIT は東証 REIT 指数、TOPIX は東証 TOPIX を示す。

J2Y、J5Y、J10Y は日本国債2年物、5年物、10年物利回りをそれぞれ示す。

S2Y、S5Y、S10Y は円金利スワップ2年物、5年物、10年物レートをそれぞれ示す。

重型の指数である。算出方法は2003年3月31日の時価総額を1,000ポイントとして、その後の時価総額を指数化したものである。

株価として TOPIX（東証株価指数）を用いている。TOPIX は東京証券取引所第1部上場の全銘柄を対象とする時価総額加重平均指数である。33業種の業種別株価指数も補助指数として算出されている。1968年1月4日を基準日とし、その日の時価総額を100として算出される。

金利として日本国債2年物、5年物、10年物の利回りと円金利スワップ2年物、5年物、10年物のレートをを用いている。国債と金利スワップのデータは三菱UFJ モルガン・スタンレー証券が提供しているものを用いる。

全体の標本期間は2003年3月31日から2013年1月10日である。分析のために東証REIT指数が2007年5月31日に最高値である2,612.98ポイントを付けた時点で標本を2分割する。前半を2003年3月31日から2007年5月31日とし、後半を2007年6月1日から2013年1月10日とする。前半を標本Aとし、後半を標本Bとする。標本Bは2007年8月の

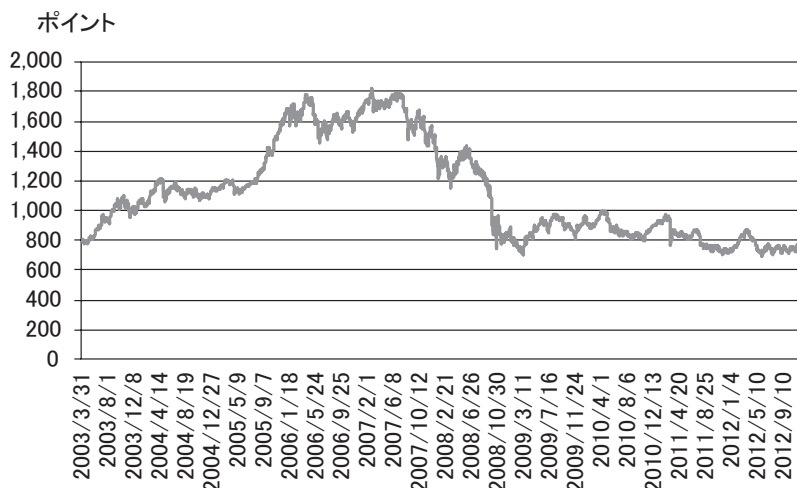
BNP パリバシヨックや2008年9月のリーマン・ブラザーズの経営破たん、2010年のギリシャ危機などの信用不安が顕在化した時期を含んでいる。分析対象のデータの記述統計を表2.1に記した。また、TOPIX、日本国債、金利スワップの推移を図2.1、図2.2、図2.3にそれぞれ記した。

2.3 分析の枠組みと結果

2.3.1 分析の枠組み

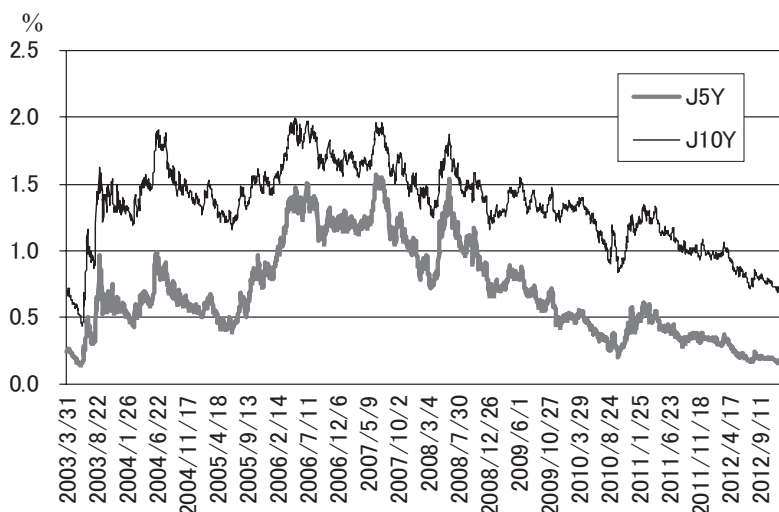
ここでREIT市場と株価、金利の関係を分析するための方法を提示する。式(2.1)にある形で、株価と金利を説明変数とし、REIT指数を目的変数として、最小二乗法(OLS: Ordinary Least Square)を用いて推計を行う。 ε_t に含まれる不均一分散と系列相関を調整するため、Newey and West (1987)にある方法を用いる。ラグ期間については、12を用いている。式(2.1)は株価と金利がREIT指数にどのくらいの影響を与えるのかを説明している。金利については、日本国債利回り2年物、5年物、10年物と金利スワップレート2年物、5年物、10年物の

図2.1 TOPIX の推移



注：標本期間は2003年3月31日から2013年1月10日である。

図2.2 JGB 利回りの推移

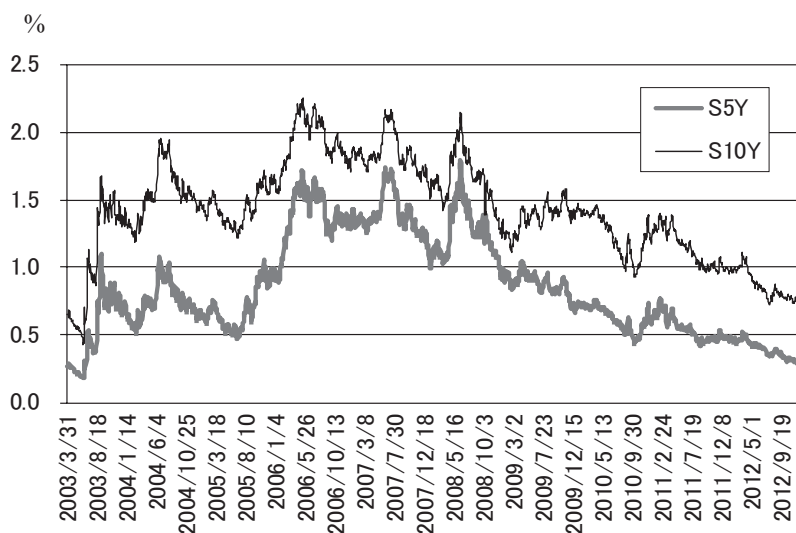


注：標本期間は2003年3月31日から2013年1月10日である。

J5Y は日本国債5年物利回り、J10Y は日本国債10年物利回りを示す。

データソースは三菱 UFJ モルガン・スタンレー証券である。

図2.3 スワップレートの推移



注：標本期間は2003年3月31日から2013年1月10日である。

S5Y は金利スワップ5年物レート、S10Y は金利スワップ10年物レートを示す。

データソースは三菱 UFJ モルガン・スタンレー証券である。

6種類を用いるため、各標本期間について6通りの回帰分析を行うことになる。このように6種類の金利を用いることで、REIT 指数

の各金利に対する感応度を比較分析することが可能となる。

$$\ln(Reit)_t = \alpha + \beta_1 \ln(TOPIX)_t + \beta_2 \ln(Interest Rate)_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

REIT = 東証 REIT 指数

TOPIX = TOPIX 株価指数

Interest Rate = 日本国債利回り 2 年物、5 年物、10 年物
金利スワップレート 2 年物、5 年物、10 年物

2.3.2 分析結果の解釈

OLS を用いた分析結果については、表2.2 にあるように 4 通りが想定される。すべての係数が統計的に有意であるという条件のもとで、ケース 2 の結果を得た場合、株価の上昇は REIT 指数の上昇につながり、金利の上昇は REIT 指数の下落につながるという、大半の先行研究と同じ結論を導くことが可能である。

表2.2 分析結果の解釈

ケース	β_1	β_2	株価の影響	金利の影響
1	正	正	正	正
2	正	負	正	負
3	負	正	負	正
4	負	負	負	負

表2.3 回帰分析の結果 (標本 A)

金利の種類	α	$\beta_1(TOPIX)$	$\beta_2(Interest Rate)$	R^2	SER
J2Y	0.562 (0.535)	0.939 (7.714)***	-0.024 (-0.620)	0.764	0.105
J5Y	-0.546 (-0.648)	1.093 (9.347)***	-0.126 (-3.098)***	0.779	0.102
J10Y	0.575 (-0.337)	0.948 (10.975)***	-0.117 (-2.598)***	0.771	0.105
S2Y	0.536 (0.587)	0.943 (7.679)***	-0.033 (-0.871)	0.764	0.105
S5Y	-0.575 (-0.695)	1.010 (9.514)***	-0.133 (-3.208)***	0.781	0.101
S10Y	0.470 (0.725)	0.963 (10.278)***	-0.111 (-2.469)***	0.771	0.104

注：標本 A は 2003 年 3 月 31 日から 2007 年 5 月 31 日である。

() 内の値は t 統計量である。

***、**、* はそれぞれ 1 %、5 % and 10 % の水準で有意であることを示す。

誤差項の系列相関と不均一分散は Newey and West (1987) の方法で調整済である。

REIT は東証 REIT 指数、TOPIX は東証 TOPIX を示す。

J2Y、J5Y、J10Y は日本国債 2 年物、5 年物、10 年物利回りをそれぞれ示す。

S2Y、S5Y、S10Y は円金利スワップ 2 年物、5 年物、10 年物レートをそれぞれ示す。

2.3.3 分析結果

標本 A の分析結果は、日本国債の 2 年物利回りと円金利スワップの 2 年物レートをを用いた分析以外、すべての場合において、株価と金利の係数は 1 % 水準で有意となった。株価の係数は正で、金利の係数は負であった。日本国債の 2 年物利回りと円金利スワップの 2 年物レートの係数はそれぞれ 10 % 水準でも有意とはならなかった。結果は表 2.3 に示した。標本 B の分析結果は、すべての分析において、株価と金利の係数は 1 % 水準で有意となった。株価の係数は正で、金利の係数は負であった。結果は表 2.4 に示した。

標本 A と標本 B の分析結果を比較すると、標本 B においては、株価の係数が標本 A よりも大きかった。金利の係数については、標本 B において、マイナスの値が大きかった。このことは信用不安が生じた期間を含む標本 B において、金利上昇の影響が REIT 市場に与えた影響が大きいことを示す。標本 B におい

ては、金利スワップの係数が国債の係数に比べてマイナスの幅が大きかった。また、国債と金利スワップの両方において、期間が長くなればなるほど、マイナスの幅が大きかった。

2.4 ま と め

本章では、株価と金利が日本の REIT 市場に与える影響を検証した。全体の標本期間は 2003 年 3 月 31 日から 2013 年 1 月 10 日である。分析のために東証 REIT 指数が 2007 年 5 月 31 日に最高値である 2,612.98 ポイントを付けた時点で標本を 2 分割する。前半を 2003 年 3 月 31 日から 2007 年 5 月 31 日とし、後半を 2007 年 6 月 1 日から 2013 年 1 月 10 日とする。前半を標本 A とし、後半を標本 B とする。標本 B には 2007 年 8 月の BNP パリバシヨックや 2008 年 9 月のリーマン・ブラザーズの経営破たん、2010 年のギリシャ危機などの信用不安が顕在化した時期を含む。

本章の結果は、海外の REIT 市場を分析し

表 2.4 回帰分析の結果（標本 B）

金利の種類	α	$\beta 1(\text{TOPIX})$	$\beta 2(\text{Interest Rate})$	R^2	SER
J2Y	-1.968 (-5.084)***	1.285 (23.875)***	-0.010 (-5.529)***	0.884	0.094
J5Y	-2.523 (-9.122)***	1.369 (34.909)***	-0.188 (-11.680)***	0.917	0.079
J10Y	-2.437 (-9.939)***	1.388 (38.251)***	-0.504 (-15.247)***	0.933	0.070
S2Y	-2.678 (-8.518)***	1.388 (31.363)***	-0.238 (-10.299)***	0.917	0.079
S5Y	-3.008 (-10.508)***	1.445 (35.330)***	-0.280 (-13.278)***	0.933	0.071
S10Y	-3.249 (-12.157)***	1.512 (38.018)***	-0.553 (-15.802)***	0.941	0.067

注：標本 B は 2007 年 6 月 1 日から 2013 年 1 月 10 日である。

() 内の値は統計量である。

***、**、* はそれぞれ 1 %、5 % and 10 % の水準で有意であることを示す。

誤差項の系列相関と不均一分散は Newey and West (1987) の方法で調整済である。

REIT は東証 REIT 指数、TOPIX は東証 TOPIX を示す。

J2Y、J5Y、J10Y は日本国債 2 年物、5 年物、10 年物利回りをそれぞれ示す。

S2Y、S5Y、S10Y は円金利スワップ 2 年物、5 年物、10 年物レートをそれぞれ示す。

た多くの先行研究と一致するものとなった。株価の上昇がREIT市場に正の影響を与えるとの結果は、富効果が成立し、株価上昇がREIT市場の上昇につながることを示す。標本Aと標本Bを比較すると、正の影響は標本Bの方が大きかった。Kapopoulos and Siokis (2005)などは、不動産への投資と株価の関係は富効果であらわされると指摘している。この点は、日本のREIT市場にも当てはまる。

金利の上昇がREIT市場に負の影響を与えるとの結果は、金利の上昇がREIT市場の下落につながることを示す。標本Aと標本Bを比較すると、負の影響は標本Bの方が大きかった。この点は、標本Bの期間において、リーマン・ブラザーズの経営破たんやユーロ圏における財政危機などの信用不安により、REIT投資法人の資金調達が困難になったことと平仄が合う。REIT投資法人の資金調達は借入金比率(LTV)があるレベルに達するまで、借入という形で行われる。He et al (2003)やChen and Tzang (1988)、Allen et al (2000)が示すように、不動産セクターは資金調達として、長期の負債に依存している。この点は、満期が長くなれば長くなるほど、負の係数は大きくなるという本章の結果と平仄を合わせている。

本章は金利のREIT市場に対する影響に関して、別の側面のインプリケーションを提供する。特に標本Bにおける負の影響に関して、日本国債利回りよりも金利スワップレートの方が大きくなっている。このことは、中長期借入の金利は国債利回りではなく、金利スワップレートを基準に決められることと平仄が合っている。また、中央銀行として日銀は、金融システムを安定させるために金利スワップレートの動向により注意を払う必要があることが示唆される。特にこの点は、金融危機などによって信用不安が広がり、REIT投資法人や不動産会社の資金調達が困難が生じている場合に当てはまる。

本章は東証REIT指標を用いて分析した

が、東証に上場している個々のREITの価格情報を用いて、株価や金利の影響を検証することで、日本のREIT市場に関して深い考察が得られる可能性が高い。この点は今後の課題としたい。

3. 国際間での連動性

3.1 目 的

従来、不動産は主として国内の需給関連の要因で価格が決定されるという見方が強かった。しかし、内閣府(2009)などが指摘するように、REIT市場が発達し、そこへ国内外からの資金が流入することで国際的な要因により、REITや不動産の価格が変動することが増えている。REIT市場では、公表されている投資口の時価や不動産が生み出すキャッシュフロー、不動産価格を求める収益還元価格などをベースにして、国際的な収益の比較が容易であるため裁定が働きやすい。このため実際にREIT市場が国際間で連動しているのかどうかを検証することには意義がある。本章では、北米、欧州、日本、オセアニアにおけるREIT市場の国際間での連動性を検証する。

これまで金融市場の連動性に関しては株を対象にしたForbes and Rigobon (2002)やMorana and Beltratti (2008)、Rua and Nunes (2009)など、多くの先行研究が存在する。一方で、REIT市場の国際間での連動性を検証した先行研究の数は少ない。代表的なものであるZhou (2012)は、REITの国際間における収益率とボラティリティの連動性に焦点を当てて、結果は対象とする標本期間等により、異なるとしている。REITの連動性はAnderson and Beracha (2011)やKevin (2010)、Milunovich and Trück (2013)などにあるように、同じ国における異なるREITの間で検証されることがこれまで多かった。

3.2 データ

REIT 指数の国際間での連動性を検証するため、GPR (Global Property Research) 250 REIT 指数を用いる。具体的には北米、欧州、日本、オセアニアの日次データを利用する。GPR 250 REIT 指数は、Global Property Research 社が公表するもので、REIT の性格を有する投資法人192社を対象にしている。全体の標本期間は2003年3月31日から2012年8月9日である。海外では米国のサブプライムローンに関する問題の影響が日本よりも早めに出ていたため、標本を2007年2月8日で2分割する。前半は2003年3月31日から2007年2月7日とし標本Aとする。後半は2007年2月8日から2012年8月9日とし標本Bとする。

HSBC (Hong Kong Shanghai Banking Corporation) が2007年2月7日に公表した決算に関する説明が市場に驚きを与えた。その内容は、2006年の米国における住宅ローンに対する引当額が105億ドルになるというものであった。この数字はアナリストの予想よりも20%多いものであった。この時点で、サブプライムローンが大問題になるのでは、という懸念が市場に広まったことを背景に、世

界的に REIT や不動産の価格の下落が始まった。

3.3 分析の枠組み

3.3.1 単位根検定

本稿では、このための検定方法として ADF (Augmented Dickey Fuller) 検定と KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin) 検定を利用する。ADF 検定は帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」としている。一方、KPSS 検定は ADF 検定とは逆に、帰無仮説を「単位根が存在せず定常である」、対立仮説を「単位根が存在する」としている。さらに分析対象のデータが $I(1)$ であることを確認するために、原系列から差分を取ったデータにつき、単位根検定を行う。

3.3.2 共和分検定

共和分検定を用いて、REIT 市場の国際間での連動性を検証する。共和分検定には Engle and Granger (1987) と Johansen (1988) の2種類がある⁽⁸⁾。例えば3変数の分析では、Engle and Granger の方法では共和分の数を決めることはできないが、Johansen の方法

表3.1 REIT 指数の記述統計

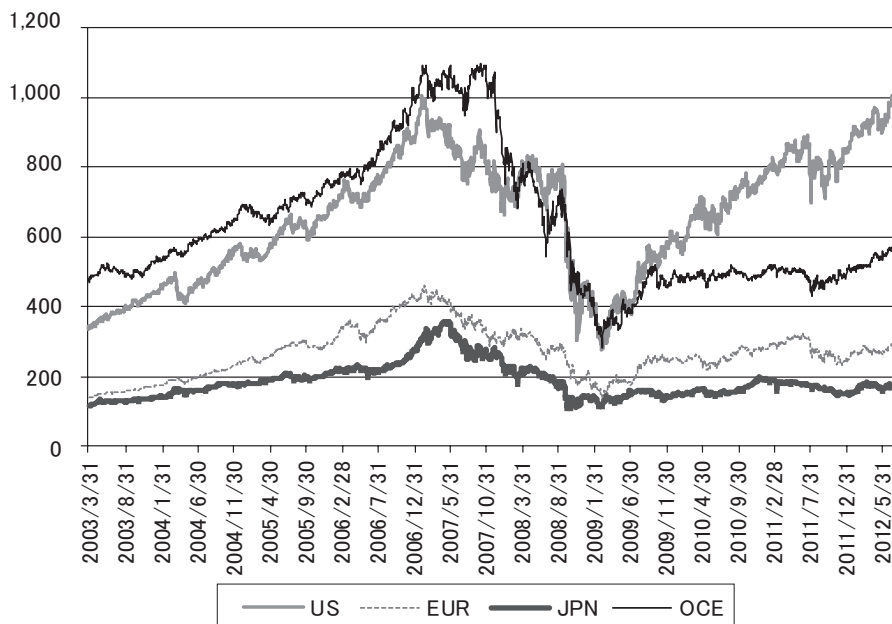
変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
標本A					
US	579.40	155.32	333.00	1,003.77	555.80
EUR	254.51	81.35	137.08	450.22	244.27
JPN	181.58	39.90	113.34	305.50	179.11
OCE	672.06	140.52	471.71	1,071.65	661.19
標本B					
US	718.02	172.12	273.32	1,004.99	760.33
EUR	275.11	61.01	130.34	457.80	269.37
JPN	186.10	56.05	107.71	356.50	169.83
OCE	603.57	217.96	283.73	1,096.88	500.98

注：標本A = 2003年3月31日から2007年2月7日である。

標本B = 2007年2月8日から2012年8月9日である。

US は北米、EUR は欧州、JPN は日本、OCE はオセアニアを表す。

図3.1 REIT 指数の推移



注：標本A = 2003年3月31日から2007年2月7日である。

標本B = 2007年2月8日から2012年8月9日である。

USは北米、EURは欧州、JPNは日本、OCEはオセアニアを表す。

データソースはGPR 250 REIT Indexである。

では共和分の数か1つなのか、あるいは、2つなのかを決めることができる。

本稿ではこうした共和分の検定方法の特質を考慮し、かつ、分析対象のデータがI(1)であることを確認して、4市場（北米、欧州、日本、オセアニア）のREIT指数を用いて、Johansenの共和分検定で連動性を検証する。

Johansenの方法では、式(3.1)にあるように、k次のVARモデルを用いる。ここで X_t はp変量の確率ベクトルであり、誤差項 u_t は平均0、分散 Λ (p×p)の独立同一正規分布に従うとする。また、 X_t の各要素はI(1)であると考えられる。

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + u_t \quad (3.1)$$

この方法で、4市場（北米、欧州、日本、オセアニア）のREIT指数の連動性を検証する。また、検定には最大固有値検定とトレース検定の両方を用いる。ここで共和分の関係が見つければ、4市場（北米、欧州、日本、オセアニア）のREIT指数は中長期的にはかい離せずに推移していたことになる。言い換えれば、REIT価格は、北米、欧州、日本、オセアニアでは共変動していたことになる。

Stock and Watson (1988)は、総時系列数がn個であれば、(n-p)個のI(0)コンポーネントとp個のI(1)のコモントレンドからなると指摘する。また、Hall et al (1992)によれば、I(1)のコモントレンドを $W(t_1) \dots W(t_n)$ 、I(0)コンポーネントを $A(i, t)$ とすると、分析対象の時系列データは以下のように表現できる。

$$R(1,t) = A(1,t) + b_1 W(t_1)$$

$$R(2,t) = A(2,t) + b_2 W(t_1) + b_2 W(t_2)$$

.....

$$R(n,t) = A(n,t) + b_n W(t_1) + b_n W(t_2) \dots b_n W(t_n)$$

この場合、分析対象の時系列データは、中長期的な変動はコモントrend $W(t_1) \dots W(t_n)$ に依存する。例えば分析対象の時系列データがイールドカーブの場合、変動要因となる $W(t_n)$ の具体的な変数としては、インフレやマネーサプライの伸び率、投資、為替レートの変動などがあげられる。

3.4 分析結果

3.4.1 単位根検定

ADF 検定と KPSS 検定を行った。現系列のデータに関して、単位根を有するとの結論が出た。結果は表3.2、表3.3に示した。続いて、現系列の一次差分を取ったデータに関して、ADF 検定と KPSS 検定を実施した。ADF 検定では、すべての変数について 5 %水準で「単

位根を有する」との帰無仮説を棄却できた。結果は表3.4に示した。

一方、KPSS 検定では、一部の変数について 5 %水準の検定で、「単位根が存在せず定常である」との帰無仮説が棄却された。しかし、1 %水準の検定では、「単位根が存在せず定常である」との帰無仮説は棄却できなかった。結果は表3.5に示した。こうしたことから分析対象のデータは、I(1)であると判断して差し支えないと考える。

3.4.2 共和分検定

Johansen の共和分検定を実施したところ、標本Aでは4つの REIT 指数は共和分の関係にあり、中長期的にはかい離することなく推移していた。4つの変数で分析して、共和分の関係が3つ見出されたため、1つのコモントrendによって、4つの REIT 市場は変動していたことになる。一方、標本Bでは4つの REIT 指数に関して、共和分の関係は1つも見出されなかった。したがって、リーマン・ブラザーズの経営破たんやユーロ圏の財政危

表3.2 ADF 検定の結果—原系列

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
US	3.822	-0.848
EUR	4.109	-1.263
JPN	4.462	1.363
OCE	4.094	0.001
標本B		
US	-0.361	-1.822
EUR	-1.514	-2.313
JPN	-1.807	-1.708
OCE	-2.210	-0.958

注：* は 5 %水準で有意であることを示す。

5 % 棄却値 = -2.88 (トレンドなし)、-3.43 (トレンド付き)

標本A = 2003年3月31日から2007年2月7日である。

標本B = 2007年2月8日から2012年8月9日である。

US は北米、EUR は欧州、JPN は日本、OCE はオセアニアを表す。

表3.3 KPSS 検定の結果—原系列

変数	Lag=2		Lag=9	
	$\eta\mu$	$\eta\tau$	$\eta\mu$	$\eta\tau$
標本A				
US	32.292*	3.340*	9.781*	1.039*
EUR	31.857*	3.713*	9.677*	1.181*
JPN	31.423*	0.992*	9.582*	0.322*
OCE	31.145*	3.727*	9.469*	1.177*
標本B				
US	11.359*	0.374*	1.219*	0.136
EUR	12.466*	0.463*	1.215*	0.165*
JPN	21.670*	0.491*	1.083*	0.179*
OCE	27.030*	0.978*	0.695*	0.331*

注：* は 5 % 水準で有意であることを示す。

5 % 棄却値は 0.463 (レベル定常性)、0.146 (トレンド定常性)。

$\eta\mu$ レベル定常性を示す。 $\eta\tau$ はトレンド定常性を示す。

標本 A = 2003 年 3 月 31 日から 2007 年 2 月 7 日である。

標本 B = 2007 年 2 月 8 日から 2012 年 8 月 9 日である。

US は北米、EUR は欧州、JPN は日本、OCE はオセアニアを表す。

表3.4 ADF 検定の結果—一次差分

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
US	-27.702*	-21.983*
EUR	-6.208*	-14.768*
JPN	-29.590*	-15.833*
OCE	-30.187*	-30.622*
標本B		
US	-13.906*	-14.068*
EUR	-20.750*	-20.831*
JPN	-11.693*	-11.978*
OCE	-9.661*	-9.957*

注：* は 5 % 水準で有意であることを示す。

5 % 棄却値 = -2.88 (トレンドなし)、-3.43 (トレンド付き)

標本 A = 2003 年 3 月 31 日から 2007 年 2 月 7 日である。

標本 B = 2007 年 2 月 8 日から 2012 年 8 月 9 日である。

US は北米、EUR は欧州、JPN は日本、OCE はオセアニアを表す。

表3.5 KPSS 検定の結果—一次差分

変数	Lag=2		Lag=9	
	$\eta\mu$	$\eta\tau$	$\eta\mu$	$\eta\tau$
標本A				
US	0.321	0.081	0.352	0.089
EUR	0.378	0.061	0.323	0.055
JPN	0.397	0.166*	0.469*	0.202*
OCE	0.515*	0.092	0.568*	0.105
標本B				
US	0.386	0.044	0.482	0.056
EUR	0.390	0.054	0.482	0.068
JPN	0.274	0.043	0.331	0.053
OCE	0.424	0.042	0.593*	0.061

注：* は 5 % 水準で有意であることを示す。

5 % 棄却値は 0.463 (レベル定常性)、0.146 (トレンド定常性)。

1 % 棄却値は 0.739 (レベル定常性)、0.216 (トレンド定常性)。

$\eta\mu$ レベル定常性を示す。 $\eta\tau$ はトレンド定常性を示す。

5 % 棄却値で有意であるものは、1 % 水準で有意性がなくなる。

標本 A = 2003 年 3 月 31 日から 2007 年 2 月 7 日である。

標本 B = 2007 年 2 月 8 日から 2012 年 8 月 9 日である。

US は北米、EUR は欧州、JPN は日本、OCE はオセアニアを表す。

表3.6 Johansen の共和分検定の結果

帰無仮説	対立仮説	検定統計量	5% 棄却値	検定統計量	5% 棄却値
最大固有値検定			トレース検定		
標本A					
$r = 0$	$r = 1$	49.892*	24.159	90.927*	40.175
$r \leq 1$	$r = 2$	24.905*	17.797	41.034*	24.276
$r \leq 2$	$r = 3$	13.246*	11.225	16.039*	12.321
$r \leq 3$	$r = 4$	0.027	4.130	2.793	4.130
標本B					
$r = 0$	$r = 1$	20.656	24.159	35.064	40.175
$r \leq 1$	$r = 2$	8.954	17.797	14.408	24.276
$r \leq 2$	$r = 3$	5.453	11.225	5.454	12.321
$r \leq 3$	$r = 4$	0.001	4.130	0.001	4.130

注：* は 5 % 水準で有意であることを示す。

棄却値は Osterwald-Lenum (1992) から引用した。

標本 A = 2003 年 3 月 31 日から 2007 年 2 月 7 日である。

標本 B = 2007 年 2 月 8 日から 2012 年 8 月 9 日である。

機のように金融市場が混乱した時代には、4つのREIT指数は中長期的にはかい離して推移したといえる。

3.5 ま と め

本章では、北米、欧州、日本、オセアニアにおけるREIT市場の国際間での連動性を検証した。2007年2月7日までの米国におけるサブプライム問題が顕在化する前は、1つのコモントレンドをベースに、4つのREIT市場が共変動を示していた。一方、2007年2月8日から始まる米国のサブプライム問題が顕在化し、リーマン・ブラザーズの破たんやユーロ圏におけるソブリン危機が生じた時期において、4つのREIT市場は共変動を示すことはなかった。

こうしたことから標本の前半において、世界の不動産やREIT市場に資産を振り分けている投資家は価格が割安となった市場への投資を活発化させるなどして、世界的に裁定が働くことで、REIT市場が共変動したと考えられる。一方、後半においては相次ぐ金融危機を受けて、流動性の枯渇に直面した投資家が、割安になっても資金を流入させることができなかったことで、REIT市場の価格発見機能が喪失したとみられる⁽⁹⁾。この程度が各市場で異なることから、4つの市場が共変動を示さなくなったと解釈できる。

本章ではGPR社が公表するREIT指数を用いたが、他社や取引所が公表するREIT指数を用いて検証をしても同様な結果を得ることができるかどうか、興味深いところである。この点は今後の課題としたい。

4. 終 章

4.1 結果のまとめ

第2章では、株価と金利が日本のREIT市場に与える影響を検証した。全体の標本期間は2003年3月31日から2013年1月10日である。分析のために東証REIT指数が2007年5

月31日に最高値である2,612.98ポイントを付けた時点で標本を2分割する。前半を2003年3月31日から2007年5月31日とし、後半を2007年6月1日から2013年1月10日とする。前半を標本Aとし、後半を標本Bとする。標本Bには2007年8月のBNPパリバショックや2008年9月のリーマン・ブラザーズの経営破たんや2010年のギリシャ危機などの信用不安が顕在化した時期を含む。

本章の結果は、日本以外のREIT市場を分析した多くの先行研究と一致するものとなった。株価の上昇がREITに正の影響を与えるとの結果は、富効果が成立し、株価上昇がREIT市場の上昇につながることを示す。標本Aと標本Bを比較すると、正の影響は標本Bの方が大きかった。金利の上昇がREIT市場に負の影響を与えるとの結果は、金利の上昇がREIT市場の下落につながることを示す。標本Aと標本Bを比較すると、負の影響は標本Bの方が大きかった。

この点は標本Bの期間において、リーマンブラザーズの経営破たんやユーロ圏における財政危機などの信用不安により、REIT投資法人の資金調達が困難になったことと平仄が合う。REIT投資法人の資金調達は借入金比率(LTV)があるレベルに達するまで、中長期ベースの借入という形で行われる。このことは、満期が長くなれば長くなるほど、負の係数は大きくなるという本稿の結果と平仄を合わせている。

本章は金利のREIT市場に対する影響に関して、別の側面のインプリケーションを提供する。特に標本Bにおける負の影響に関して、日本国債利回りよりも金利スワップレートの方が大きくなっている。このことは、中長期借入の金利は国債利回りではなく、金利スワップレートを基準に決められることと平仄が合っている。また、中央銀行として日銀は、金融システムを安定させるために金利スワップレートの動向により注意を払う必要があることが示唆される。特にこの点は、金融危機

などによって信用不安が広がり、REIT 投資法人や不動産会社の資金調達に困難が生じている場合に当てはまる。

第3章では、北米、欧州、日本、オセアニアにおける REIT 市場の国際間での連動性を検証した。2007年2月7日までの米国におけるサブプライム問題が顕在化する前は、1つのコモントレンドをベースに、4つの REIT 市場が共変動を示していた。一方、2007年2月8日から始まる米国のサブプライム問題が顕在化し、リーマン・ブラザーズの破たんやユーロ圏における財政危機が生じた時期において、4つの REIT 市場は共変動を示すことはなかった。

こうしたことから標本の前半において、世界の不動産や REIT 市場に資産を振り分けている投資家は価格が割安となった市場への投資を活発化させるなどして、世界的に裁定が働くことで、REIT 市場は共変動したと考えられる。一方、後半においては相次ぐ金融危機を受けて、流動性の枯渇に直面した投資家が、割安になっても資金を流入させることができなかったことで、REIT 市場の価格発見機能が喪失したとみられる。この程度が各市場で異なることから、4つの市場が共変動を示さなくなったと解釈できる。

4.2 残された課題

第2章では、日本における REIT 市場の価格として、東証 REIT 指標を用いて分析した。しかし、東証に上場している個々の REIT の価格を用いて、株価や金利の影響を検証することで、日本の REIT 市場に関して深い考察が得られる可能性が高い。この点は今後の課題としたい。第3章では、GPR 社が公表する REIT 指数を用いたが、他社や取引所が公表する REIT 指数を用いて検証をしても同様な結果を得ることができるかどうか、興味深いところである。この点は今後の課題とした。

本研究では十分に検証できなかった、日

銀が包括緩和政策によって REIT を買入れた影響などについては研究の余地が大きい。Bernanke and Gertler (2001) は、中央銀行が一般物価に加えて資産価格を目標にすることに否定的なモデルを提示しているが、日本のようにデフレが長期間続いた経済において、資産価格を下支えすることに有効性があることは言うまでもない。

しかし、REIT 市場は株式市場に比べて規模が小さいため、日銀の買入が REIT 市場を歪めてしまう可能性を否定できない。また、日銀の REIT 買入日における東証 REIT 指数の価格や収益率の変動を分析することで、日銀の買入が REIT 市場に与えた影響をより詳細に検証できる可能性がある。こうした点の検証は、今後の課題としたい。

【参考文献】

1 章

不動産証券化協会 (2007)、J-REIT 市場の変遷と展望に関する報告書－J-REIT 誕生からの5年間のデータを活用した分析・検討－。

不動産証券化協会 (2012)、J-REIT REPORT Vol. 37。

不動産証券化協会 (2013)、J-REIT REPORT Vol. 38。

日本銀行ホームページ

(<http://www.boj.or.jp/>)

日本取引所グループホームページ

(<http://www.jpx.co.jp/>)

伊藤隆康 (2010)、「日銀の包括緩和政策に関する短期的な効果の検証」『新潟大学経済論集』第90号、pp.237-247。

2 章

日本銀行ホームページ

(<http://www.boj.or.jp/>)

日本取引所グループホームページ

(<http://www.jpx.co.jp/en/index.html>)

Allen, M.T., J. Madura, and T.M. Springer

- (2000), "REIT Characteristics and the Sensitivity of REIT Returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21, 141-52.
- Brooks, C. and S.Tsolacos (1999) "The Impact of Economic and Financial Factors on UK Property Performance," *Journal of Property Research*, 16, 139-52.
- Chan, K., P.Hendershott, and A.Sanders (1990), "Risk and Return on Real Estate: Evidence from Equity REITs," *Real Estate Economics*, 18, 431-52.
- Chaney, A. and M. Hoesli (2010), "The Interest Rate Sensitivity of Real Estate," *Journal of Property Research*, 27, 61-85.
- Chen, K. and D.Tzang (1988), "Interest-Rate Sensitivity of Real Estate Investment Trusts," *Journal of Real Estate Research*, 3, 13-22.
- Ennis, R. and P. Burik (1991), "Pension Fund Real Estate Investment Under a Simple Equilibrium Pricing Model," *Financial Analyst Journal*, 47, 20-30.
- Gyourko, J. and D.B.Keim (1992), "What Does the Stock Market Tell Us About Real Estate Returns?" *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 20, 457-485.
- He, T.L., J.R.Webb, and F.C.N.Myer (2003), "Interest Rate Sensitivities of REIT Returns," *International Real Estate Review*, 6, 1-21.
- Ito, T. (2013), "The Impact of Stock Price and Interest Rate on the REIT Market in Japan," *International Journal of Business*, 18, 359-369.
- Kapopoulos, P. and F.Siokis (2005), "Stock and real estate prices in Greece: Wealth versus credit price' effect", *Applied Economics Letters*, 12, 125-128.
- Lean, H. H. and S.Russel (2012), "REITS Interest Rates and Stock Prices in Malaysia," *International Journal of Business & Society*, 13, 49-62.
- Liang, Y. and J Webb (1995), "Pricing of Interest Rate Risk for Mortgage REITs," *Journal of Real Estate Research*, 10, 461-469.
- Ling, D. and N.Naranjo (1997), "Economic Risk Factors and Commercial Real Estate Returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, 283-307.
- Liow, K.H., J.T.L. Ooi, and L. K. Wan (2003), "Interest Rate Sensitivity and Risk Premium of Property Stocks," *Journal of Property Research*, 20, 117-132.
- Marcus, A., J. Madura and T. Springer (2000), "Characteristics and the Sensitivity of REIT Returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21, 141-152.
- McCue, T. and J. Kling (1994), "Real Estate Returns and Macroeconomy : Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust Data 1972-1991," *Journal of Property Research*, 9, 277-288.
- Muller, G. and K.R.Pauley (1995), "The Effect of Interest-Rate Movements on Real Estate Investment Trusts," *Journal of Real Estate Research*, 10, 319-325.
- Newey, W.K. and K.D.West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- Ross, S. and R. Zisler (1991), "Risk and Return in Real Estate," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 4, 175-190.
- Swanson, Z., J. T. Casey, and K. Michael (2002), "Risk Premium Sensitivity and Interest Rates," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24, 319-330.
- Su, M., C.Huang and T.Pai (2010), "The

- Hybrid Characteristic of REIT Returns: Evidence from Japanese and U.S. States Markets,” *Journal of Real Estate Literature*, 18, 77-98.
- 3 章
- 内閣府(2009)、平成21年度年次経済財政報告。
- 川崎能典 (1992)、「Johansen の共和分検定について」『金融研究』、第11巻第2号、97-129。
- Anderson,C. and E.Beracha (2011), “Local Comovement in REIT Returns: Implications for Portfolio Performance, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 17, 113-25.
- Dickey,D.A. and W.A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey,D.A. and W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, 107-1072.
- Engle,R.F. and C.W.J. Granger,1987.Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
- Forbes,J.K. and R.Rigobon, (2002), “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements,” *Journal of Finance*, 57, 2223-2261.
- Fuller,W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley & Sons, Inc.
- Hall,A.D.,H.M.Anderson and C.W.J.Granger (1992), “A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields,” *Review of Economics and Statistics*, 74, 116-126.
- Johansen,S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegrated Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Ito,T. (2010), “Global Financial Crisis and US Interest Rate Swap Spreads,” *Applied Financial Economics*, 20, 37-43.
- Kevin,C (2010), “On the Comovement of REIT Prices,” *Journal of Real Estate Research*, 32, 187-200
- Kwiatkowski,D., P.C.B Phillips, P.Schmidt, and Y.Shin, (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- MacKinnon,J. (1991), “Critical Values for Cointegration Tests,” Engle,R.F and Granger,C.W.J. ed, *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. Oxford University Press, 267-276.
- Milunovich,G. and S.Trück (2013), “Regional and Global Contagion in Real Estate Investment Trusts : The case of the financial crisis of 2007-2009,” *Journal of Property Investment and Finance*, 31,53-77.
- Morana,C. and A. Beltratti (2008), “Comovements in International Stock Markets,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18, 31-45.
- Rua,A. and L.C. Nunes (2009), “International Comovement of Stock Market Returns: A Wavelet Analysis,” *Journal of Empirical Finance*, 16, 632-639
- Stock,J.H. and M.W.Watson (1988), “Testing for Common Trends,” *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- Zhou,J. (2012), “Multiscale Analysis of International Linkages of REIT Returns and Volatilities,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 45, 1062-87.
- 4 章
- Bernake, B and M.Gertler (2001), “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?” *American Economic Review*,

91, 253-257.

(いとう たかやす)

【注】

- (1) 株式会社東京証券取引所グループと株式会社大阪証券取引所は、互いに現物市場とデリバティブ市場という異なる得意分野を持ち、補完関係が成立する両社が経営統合を行い、2013年1月1日付で合併し、日本取引所グループが発足した。詳細は (<http://www.jpx.co.jp/>) を参照。
- (2) J-REIT 市場の誕生からの5年間については、不動産証券化協会 (2007) が参考になる。
- (3) ニューシティ・レジデンス投資法人は、賃貸住宅を投資対象とし、首都圏を中心に約100件のマンションなどを保有していた。資産規模は約2,100億円であり、2004年12月に東京証券取引所に上場した。
- (4) 同年3月末までに借換用の資金が確保できたため、2つのREIT投資法人は存続した。日本レジデンシャル投資法人は2010年3月2日、新設合併によりアドバンス・レジデンス投資法人として上場された。また、日本コマーシャル投資法人は2010年12月1

日、ユナイテッド・アーバン投資法人と合併した。

- (5) ジョイント・リート投資法人は存続し、2010年2月19日、積水ハウスとスプリング・インベストメントが新スポンサーになることが公表され、同年6月30日、積水ハウス・S I投資法人に商号を変更した。
- (6) 日銀は2010年10月28日、市場からREITを買入れることを決めた。このこともREIT市場を支えた。詳しくは (<http://www.boj.or.jp/>) を参照。伊藤 (2010) が2010年10月1日から12月30日の間で包括緩和政策の効果を検証し、REITや株式市場などにプラスの効果があったと結論付けている。
- (7) 当日の対外公表文章等は (<http://www.boj.or.jp/>) を参照。
- (8) 本章の分析結果は、Ito (2013) をベースにしたものである。
- (9) Engle and Granger (1987) と Johansen (1988)、川崎 (1992) を参照。
- (10) Ito (2010) はリーマン・ブラザーズの破たん後に、米国の金利スワップ市場では価格発見機能が喪失したために、マイナスのスプレッドが生じたと指摘する。