

COVID-19危機が用途別 J-REIT セクターに与えた影響： 危機前後における比較分析

明治大学商学部教授 伊 藤 隆 康

目 次

- | | |
|----------------|-------------------|
| 1. はじめに | 3.5 Granger 因果性検定 |
| 2. データ | 4. 分析結果 |
| 3. 分析手法 | 4.1 単位根検定 |
| 3.1 見せかけの回帰 | 4.2 共和分検定 |
| 3.2 非定常過程と定常過程 | 4.3 Granger 因果性検定 |
| 3.3 単位根検定 | 5. まとめ |
| 3.4 共和分検定 | |

要旨

COVID-19危機前後の用途別 REIT 市場（住宅、商業・物流、オフィス）を比較分析して、連動性と相互作用を検証した。パンデミック前には3つの用途別市場は連動して推移することはなかったが、パンデミック後には連動して推移した。相互作用に関しては、パンデミック前には確認できなかったが、パンデミック後には2つの因果関係が見出された。J-REIT の3つのセクターは、パンデミック前はコモントrendがなくセクター毎にプライスが成立していたが、パンデミック後は相互作用を伴いながらコモントrendによりプライスが成立していた。コモントrendは COVID-19危機が日本の不動産市場に与えた深刻なショックであると推測できる。また、日銀による追加的な金融緩和策がコモントrendを強めた。パンデミック後には不動産市場のショックが REIT 市場に伝播することで REIT 市場全体も影響を受け、セクター別の特徴がプライスに織り込まれる部分が少なかったとみられる。

1. はじめに

COVID-19パンデミックの発生は、2020年1月に入り中国で顕在化し、2月末にイタリア北部でも確認され、そこからヨーロッパの他の地域やアジア、アメリカの国々に急速

に広がった。パンデミックが激化するにつれ、世界の金融市場に激震が走った。例えば、株価は大きく下落し、国債の利回りは急上昇した。

この論文は、COVID-19危機下の J-REIT（不動産投資信託）市場に焦点をあてる。具体的にはパンデミックが J-REIT の用途別

市場（住宅、商業・物流、オフィス）に与えた影響を連動性と相互作用の観点から検証する。このためにパンデミック前と後の標本をそれぞれ用いて比較分析を行う。J-REIT 市場の価格は、2020年2月下旬頃からCOVID-19危機に関連するリスクを回避するために急激に下落し始めた。

パンデミック以降、不動産市場には大きな変化が生じた。日本を訪れる外国人観光客やビジネスパーソン数は激減した。これにより、ホテルで多くの空室が発生した。また、多くの企業は従業員をオフィスからオンライン作業にシフトしたため、オフィスの作業スペースを縮小することに着手した。一方、オンラインショッピングの旺盛な需要により、倉庫の需要は大幅に増加した。オンラインで仕事をする機会が増えたため、都市部から地方に居住空間を移した人もいる。

関連研究として、海外の REIT 市場の連動性やトランスミッションを分析した先行研究には、同種類の不動産を取得している REIT の連動性を調べた Chiang (2010)、同じ州における REIT の共変動を分析した Anderson and Beracha (2011) や国際間における7つの REIT 市場の連動性を検証した Zhou (2012)、米国の REIT 市場と海外 REIT 市場間におけるトランスミッションを分析した Akash and Sandip (2017) などがあげられる。

いずれの先行研究も自国内の用途別 REIT 市場の連動性やトランスミッションを分析していない。Ito (2018) は、共変動と相互作用の分析における唯一の先行研究である。Ito (2018) によれば、強力な金融政策の導入により、REIT と不動産市場は強気になる。共通の要因として積極的な金融政策は、共変動と相互作用に貢献している。本論文は、新型コロナウイルス感染症パンデミック下の J-REIT 市場を共変動と相互作用を分析する最初の論文として、独創性が強い。

COVID-19パンデミックの REIT への影響については、Akinsomi (2020) が引用される。

Akinsomi (2020) によれば、2020年1月から2020年5月までの期間におけるグローバル REIT および米国セクター REIT のパフォーマンスに対する COVID-19の影響を特定している。パンデミック中のほとんどのセクター REIT は、2020年5月現在の YTD リターンに基づく、多くの価値を失った。パンデミックの時期には、データ産業関連 REIT や倉庫関連 REIT などの REIT は例外的である。

2. データ

東京証券取引所は、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 市場のベンチマーク的な役割を果たしてきた⁽¹⁾。表1に2021年3月31日現在の REIT 指数構成銘柄における組み入れ時価総額上位10社を示した。

同取引所は2010年2月26日を1,000として、REIT の投資物件に着目した「用途別指数」の算出を開始し、オフィス、住宅、商業・物流の3種類ごとの指数をホームページで2010

**表1 REIT 指数構成銘柄
(組み入れ時価総額上位10社)**

銘柄	ウェイト
日本ビルファンド投資法人	6.76%
ジャパンリアルエステイト投資法人	6.03%
GLP 投資法人	5.24%
日本都市ファンド投資法人	5.20%
日本プロロジスリート投資法人	5.19%
野村不動産マスターファンド投資法人	4.97%
大和ハウスリート投資法人	3.91%
オリックス不動産投資法人	3.54%
アドバンス・レジデンス投資法人	3.04%
ユナイテッド・アーバン投資法人	2.93%

注：データ（2021年3月31日現在）の出所は東京証券取引所である。

表 2 用途別 REIT 指数の構成銘柄

指数構成銘柄(銘柄コード順)			
No.	コード	銘柄名	用途区分
1	2971	エスコンジャパンリート投資法人 投資証券	商業・物流等
2	2972	サンケイリアルエステート投資法人 投資証券	オフィス
3	2979	SOSIL A物流リート投資法人 投資証券	商業・物流等
4	2989	東海通リート投資法人 投資証券	商業・物流等
5	3226	日本アコモデーションファンド投資法人 投資証券	住宅
6	3234	森ヒルズリート投資法人 投資証券	オフィス
7	3249	産業ファンド投資法人 投資証券	商業・物流等
8	3269	アドバンス・レジデンス投資法人 投資証券	住宅
9	3278	ケネディクス・レジデンシャル・ネクスト投資法人 投資証券	住宅
10	3279	アクティビア・プロパティーズ投資法人 投資証券	オフィス
11	3281	GLP投資法人 投資証券	商業・物流等
12	3282	コンフォリア・レジデンシャル投資法人 投資証券	住宅
13	3283	日本プロロジスリート投資法人 投資証券	商業・物流等
14	3287	星野リゾート・リート投資法人 投資証券	商業・物流等
15	3290	Oneリート投資法人 投資証券	オフィス
16	3292	イオンリート投資法人 投資証券	商業・物流等
17	3295	ヒューリックリート投資法人 投資証券	オフィス
18	3296	日本リート投資法人 投資証券	オフィス
19	3298	インベスコ・オフィス・ジェイリート投資法人 投資証券	オフィス
20	3309	積水ハウス・リート投資法人 投資証券	オフィス
21	3451	トーセイ・リート投資法人 投資証券	オフィス
22	3453	ケネディクス商業リート投資法人 投資証券	商業・物流等
23	3455	ヘルスケア&メディカル投資法人 投資証券	商業・物流等
24	3459	サムティ・レジデンシャル投資法人 投資証券	住宅
25	3462	野村不動産マスターファンド投資法人 投資証券	オフィス
26	3463	いちごホテルリート投資法人 投資証券	商業・物流等
27	3466	ラサールロジポート投資法人 投資証券	商業・物流等
28	3468	スターアジア不動産投資法人 投資証券	オフィス
29	3470	マリモ地方創生リート投資法人 投資証券	商業・物流等
30	3471	三井不動産ロジスティクスパーク投資法人 投資証券	商業・物流等
31	3472	大江戸温泉リート投資法人 投資証券	商業・物流等
32	3476	投資法人みらい 投資証券	オフィス
33	3478	森トラスト・ホテルリート投資法人 投資証券	商業・物流等
34	3481	三菱地所物流リート投資法人 投資証券	商業・物流等
35	3487	CREロジスティクスファンド投資法人 投資証券	商業・物流等
36	3488	ザイマックス・リート投資法人 投資証券	オフィス
37	3492	タカラレーベン不動産投資法人 投資証券	オフィス
38	3493	伊藤忠アドバンス・ロジスティクス投資法人 投資証券	商業・物流等
39	8951	日本ビルファンド投資法人 投資証券	オフィス
40	8952	ジャパンリアルエステイト投資法人 投資証券	オフィス
41	8953	日本都市ファンド投資法人 投資証券	商業・物流等
42	8954	オリックス不動産投資法人 投資証券	オフィス
43	8955	日本プライムリアルティ投資法人 投資証券	オフィス
44	8956	NTT都市開発リート投資法人 投資証券	オフィス
45	8957	東急リアル・エステート投資法人 投資証券	オフィス
46	8958	グローバル・ワン不動産投資法人 投資証券	オフィス
47	8960	ユナイテッド・アーバン投資法人 投資証券	商業・物流等
48	8961	森トラスト総合リート投資法人 投資証券	オフィス
49	8963	インヴァンシブル投資法人 投資証券	商業・物流等
50	8964	フロンティア不動産投資法人 投資証券	商業・物流等
51	8966	平和不動産リート投資法人 投資証券	住宅
52	8967	日本ロジスティクスファンド投資法人 投資証券	商業・物流等
53	8968	福岡リート投資法人 投資証券	商業・物流等
54	8972	ケネディクス・オフィス投資法人 投資証券	オフィス
55	8975	いちごオフィスリート投資法人 投資証券	オフィス
56	8976	大和証券オフィス投資法人 投資証券	オフィス
57	8977	阪急阪神リート投資法人 投資証券	商業・物流等
58	8979	スターツプロシード投資法人 投資証券	住宅
59	8984	大和ハウスリート投資法人 投資証券	商業・物流等
60	8985	ジャパン・ホテル・リート投資法人 投資証券	商業・物流等
61	8986	大和証券リビング投資法人 投資証券	住宅
62	8987	ジャパンエクセレント投資法人 投資証券	オフィス

注：データ（2021年3月31日現在）の出所は東京証券取引所である。

年6月21日から公表を始めた。

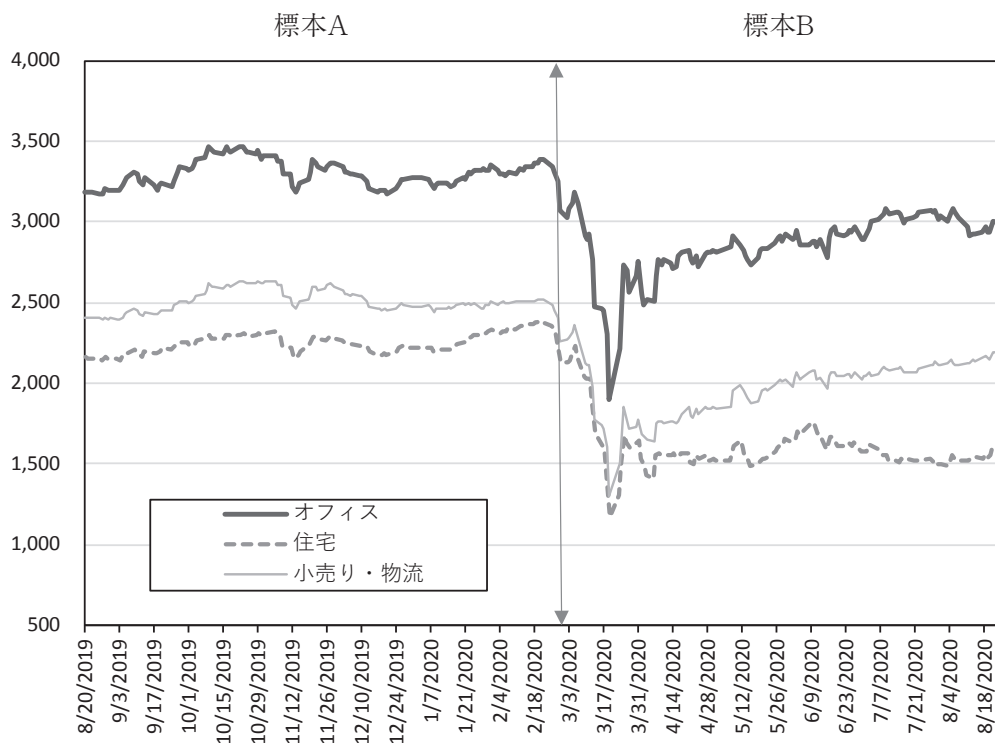
不動産証券化協会（2022）によると、2022年12月31日現在の保有不動産（取得価格ベース）の用途別金額（比率）は、オフィス8.63兆円（39.5%）、商業施設3.49兆円（15.9%）、住宅3.14兆円（14.3%）、物流施設4.39兆円（20.1%）、ホテル1.63兆円（7.5%）となる。また、物件数に関しては、オフィス1,027（22.6%）、商業施設570（12.5%）、住宅1,924（42.3%）、物流施設501（11.0%）、ホテル313兆円（6.9%）である。

用途別指数の構成銘柄は、各 REIT の投資対象物件の用途に基づいて東証 REIT 指数から選定される。この用途別指数は、オフィス、

住宅、小売・物流の3つのインデックスで構成されている。表2に2021年3月31日現在の用途別 REIT 指数の構成銘柄を示した。本論文ではこの東証 REIT 用途別指数を用いて分析する。全標本期間は2019年8月20日から2020年8月24日までである。

標本全体について、パンデミックが北イタリアで拡大する前と後の2つの部分に分けられる。第1期は2019年8月20日から2020年2月21日までの標本A、第2期は2020年2月25日から2020年8月24日までの標本Bである。サンプルBは、COVID-19パンデミック発生後の期間である。3つのシリーズの動きを図1に示した。記述統計量を表3に示した。

図1 用途別 REIT 指数



標本 A は2019年8月20日から2020年2月21日。

標本 B は2020年2月25日から2020年8月24日。

表 3 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 オフィス	3301.08	80.08	3171.54	3470.86	3297.97
REIT 住宅	2247.45	61.14	2141.12	2386.69	2241.29
REIT 商業・物流	2509.34	67.72	2391.33	2636.15	2497.96
標本B					
REIT オフィス	2869.55	204.93	1903.12	3347.93	2899.23
REIT 住宅	1627.73	198.69	1171.51	2351.40	1563.16
REIT 商業・物流	1989.33	191.99	1303.05	2490.91	2038.47

標本Aは2019年8月20日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月25日から2020年8月24日。

3. 分析手法

3.1 見せかけの回帰

一般に、変数間に存在する関係を分析するには、変数相互の回帰分析が利用される。しかし、非定常な確率変数が含まれている場合には、決定係数や t 値等の統計量が単純な分布に従わなくなるため、通常の検定は誤った結果を導く可能性がある。Granger and Newbold (1974) はこれを「見せかけの回帰」(Spurious Regression) の問題と呼んだ。さらに、Phillips (1986) は非定常なデータ分析に関して(1)決定係数が変数間の関係を示す目安とはならないことがある、(2)ダービン・ワトソン比の低い推計式は見せかけの関係の可能性がある—の2点を指摘している。Nelson and Plosser (1982) は米国の主要マクロ変数がトレンド回りに定常であるか、単位根を持つ非定常過程であるかを検定し、単位根の存在が棄却されないとの結果を示した。

3.2 非定常過程と定常過程

AR プロセスで表わされる時系列データは、(1)トレンドまわり、あるいは、一定の値を規則的に変動する定常過程、(2)トレンドまわり、あるいは、一定の値を不規則に変動する非定常過程——の2種類に分類できる。

以下に簡単な1次の自己回帰モデル AR(1)を用いる。

$$y_t = \theta y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

この AR(1)は、次式のように書き直せる。

$$(1 - \theta L)y_t = u_t \quad (2)$$

L はラグオペレーターと呼ばれ、時系列変数に掛けると1期遡る操作($Ly_t = y_{t-1}$)を行うものである。 $(1 - \theta L) = 0$ を特性方程式と呼び、その根は $L = 1/\theta$ である。自己回帰モデルでは特性方程式の根 L の絶対値が1より大きい時に定常過程となり、1以下の場合に非定常過程となる。非定常過程は、根が1未満の場合と1である場合で発散過程と単位根過程に分けられる。副島 (1994) によれば、発散過程はその形状から容易に判別でき、また、金融経済データでは発散していくものは珍しい。したがって、ここでの分析では発散過程を考慮せずに非定常過程を根が1である単位根のケースに限る。

p 次自己回帰モデル AR(p) は次のように表現可能である。

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p)y_t = u_t \quad (3)$$

特性方程式 $(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p)y_t$ は p 個の根を持つ。2次以上の自己回帰モデ

ル場合には虚数解も存在しうる。特性方程式の解 $L = \alpha + \beta i$ が複素平面の単位円 ($\alpha^2 + \beta^2 = 1$) 上にあるとき、単位根と定義される。

3.3 単位根検定

この論文では、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定と Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 検定を利用する。原データをチェックして、単位根が含まれているかどうかを検証する。続いて、一次差分のデータを分析して単位根かどうかを調べ、 $I(1)$ 過程であることを確認する。以下に ADF 検定と KPSS 検定について述べる。

(1) DF (Dickey/Fuller) 検定と ADF (Augmented Dickey/Fuller) 検定

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」とする。Fuller (1976) や Dickey and Fuller (1979)、Dickey and Fuller (1981) による単位根の有無に関する検定の研究では、時系列が $AR(1)$ に従っている単純な場合を考えている。

$$y_t = \theta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

このような自己回帰モデルに最小二乗法を適用した θ の推計値を $\hat{\theta}$ とすると $|\hat{\theta}| < 1$ の時、 $T^{1/2}(\hat{\theta}_{OLS} - \theta)$ が正規分布に漸近する。このため $t = (\hat{\theta}_{OLS} - \theta) / SE(\hat{\theta}_{OLS})$ は漸近的に標準正規分布に法則収束し、通常の t 値に基づく検定が可能である。ところが $\theta = 1$ の場合、 $T(\hat{\theta}_{OLS} - 1)$ が漸近的にウィナー過程を用いて表現される確率変数の分布に従うことがわかっているが、小標本で解析的にこの分布型を求めることは困難である。そこで、いくつかの有限な標本数について、Dickey はモンテカルロ・シミュレーションで求めた $T(\hat{\theta}_{OLS} - 1)$ と t 値の分布表を用いて検定を可能にした。これを Dickey/Fuller 検定 (DF 検定) と呼び、最小二乗法を適用するだけの簡便な方法であるためよく利用されている。

現実のデータを $AR(1)$ で推計した場合、誤差項に強い正の相関が残る場合が多く、 u_t に

関する独立性の仮定を満たしていない。1 次の自己回帰モデルで説明できる場合は比較的まれであるため、前節の手法より一般的な p 次のモデルに対応するよう拡張が必要である。 p 次の自己回帰モデル

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p) y_t = u_t \quad (5)$$

は以下の形に変形できる。

$$y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

これは(5)式に階差のラグを加えた形であり、(6)式が単位根を持つとき $\rho = 1$ となるため、(6)式を最小二乗法で回帰すれば、 t 値や $T(\hat{\theta}_{OLS} - 1)$ について漸近的には DF 検定と同じ漸近分布を用いて検定できることが Dickey と Fuller によって示された。これを Augmented Dickey/Fuller 検定という。自己回帰モデルに定数項やトレンド項が入った場合も同じように検定でき、DF 検定と同様に簡単に検定できるため頻繁に利用される。ADF 検定のラグの決定方法に関しては、AIC 基準、SBC 基準が代表的である。

(2) KPSS (Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定

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」とする ADF 検定とは異なり、Kwiatkowski et al. (1992) によれば、KPSS 検定は ADF 検定と逆に、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」とする。ある変数 y_t がトレンド変数 t 、ランダムウォーク変数 $x_t \sim I(1)$ 、定常的な誤差項 $u_t \sim I(0)$ の3つの和として以下のように表す。

$$y_t = \xi t + x_t + u_t \quad (x_t = x_{t-1} + u_t) \quad (7)$$

y_t がトレンド回りに定常的であるとの帰無仮説が成立するためには、 u_t の分散が0となる必要がある。というのは、このとき $x_t - x_{t-1}$ は一定となり、 x_t はトレンド回りで定

常となって、 $I(1)$ の変数がなくなるためである。(7)式で回帰の残差 $\hat{u}_t$ のラグ付き値を用いて、以下のラグランジュ乗数型の検定統計量を計算する。

$$\eta_\tau = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(k) \quad (8)$$

ここで

$$S_t = \sum_{i=1}^T \hat{u}_i$$

$$s^2(k) = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^k w(s, k) \sum_{t=s+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-s} \quad (9)$$

であり

$$w(s, k) = 1 - s / (k + 1)$$

は Bartlett の window である。検定統計量が棄却値より大なら、帰無仮説は棄却される。 $\xi = 0$ の時、 x_t は一定となり、 y_t がレベル回りで定常的であるとの帰無仮説が棄却されない。この場合の検定統計量 η_u も同様に得られる。

3.4 共和分検定

本稿では、データが非定常 $I(1)$ 変数であることを確認した上で、Johansen (1988) による共和分検定を実施する。Johansen は k 次ベクトル自己回帰 (VAR: vector autoregression) モデルを使用した分析を提案した。まず、 p 変量のベクトル X_t に対して、次のような k 次のラグ項を持つ VAR モデルについて想定する。

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \lambda + u_t \quad (10)$$

ここで、 X_t の p 個の要素すべてが $I(1)$ 変数とする。また、 u_t は平均 0、分散 Λ の独立同一分布に従う誤差項であり、さらに λ は定数項である。上式を以下のように階差表現することができる。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi \Delta X_{t-k} + \lambda + u_t \quad (11)$$

ここで、

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad (i = 1, \dots, k-1)$$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_k$$

である。

X_t のすべての要素が $I(1)$ 変数であるという仮定の下では、(10)式の ΠX_{t-1} は $I(0)$ となる必要がある。このことは行列 Π のランクが

$$0 \leq \text{rank}(\Pi) < p$$

を満たすことと同値である。ここで、 X_t の要素が共和分の関係に有る場合には、

$$0 < \text{rank}(\Pi) < p$$

となり、行列 Π は PXr (r は $\text{rank}(\Pi)$) の行列の a と β を用いて

$$\Pi = \alpha \beta'$$

と表現が可能となることに Johansen は注目した。これを用いると最終的に(11)式は

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' \Delta X_{t-k} + \lambda + u_t \quad (12)$$

と書き直される。ここで β' は共和分ベクトルを表わしており、 $\beta' X_{t-k}$ は誤差修正項であり $I(0)$ を満たす。

Johansen の尤度比検定では、(12)式のように ECM 表現された VAR モデルに対して、共和分が r 個存在する (行列 Π のランクは r) という帰無仮説のもとで推定されたモデルの尤度と対立仮説の下でのモデルの尤度との比によって、逐次的に r が検定される。この際の対立仮説には、

- ① 共和分の数を検討しない ($\text{rank}(\Pi) \leq p$) タイプ (トレース検定)
- ② モデルの冗長性を問うために共和分の数をも 1 つ増やした ($\text{rank}(\Pi) \leq r+1$) タイプ (最大固有値検定) がある。

Johansen 共和分検定は、オフィス、住宅、商業・物流の 3 種類の用途別指数に適用される。共和分関係を検証するために、最大固有値検定とトレース検定が実行される。共和分関係が見出された場合は、オフィス、住宅、商業・物流の 3 種類の用途別指数は長期均衡

で動いていると結論付けられる。言い換えれば、オフィス、住宅、商業・物流の3種類の用途別指数は共変動していたことになる。

3.5 Granger 因果性検定

Granger (1980) 因果性の検定とは、変数 x と y の間で、 x が y を説明するのか、 y が x を説明するのか、あるいは相互に説明しあっているのかを知るための検定である。 x と y が定常性をもつ時系列変数であるとき、以下の(13)式と(14)式を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて F 検定を行う。その結果、(13)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 y の過去の動きが x を説明していることになる。同じく、 F 検定を用いて(14)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 x の過去の動きが y を説明していることになる。

$$x_t = \kappa_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (13)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i=1,2,\dots,p)$$

$$y_t = \varsigma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (14)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i=1,2,\dots,p)$$

通常の時系列分析では、非定常性の問題を回避するために、変化率に転換したデータを用いて Granger 因果性の検定が行われる。しかし、変化間に共和分のある場合には、変化率を用いた検定は定式化に誤りがあることが指摘されている。Toda and Yamamoto (1995) は、単位根をもつかもしれない VAR における Granger 因果性の検定方法を開発した。

彼らによれば、 y から x 、 x から y への影響について、帰無仮説 H_0 がそれぞれ検定される。ただし、 x と y について、本来のラグ期 p にもう1つのラグ項を加えた $p+1$ をとり、トレンド項 t を加えて推計する。

$$x_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (15)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i=1,2,\dots,p)$$

$$y_t = \varsigma_0 + \eta t + \sum_{i=1}^{p+1} \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (16)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i=1,2,\dots,p)$$

(15)式と(16)式を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて F 検定を行う。その結果、(15)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 y の過去の動きが x を説明していることになる。同じく、 F 検定を用いて(16)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 x の過去の動きが y を説明していることになる。

上記のモデルを本論文に適用すると次に述べる通りとなる。(17)式は住宅と商業・物流がオフィスに与える因果性を検証している。元のラグ数には、赤池情報量基準 (AIC) を用いる。

$$\text{Office}_t = k_0 + \lambda_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i \text{Residential}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i \text{Retail}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i \text{Office}_{t-i} + u \quad (17)$$

$$\text{Residential}_t = k_0 + \lambda_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i \text{Office}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i \text{Retail}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i \text{Residential}_{t-i} + u \quad (18)$$

$$\text{Retail}_t = k_0 + \lambda_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i \text{Office}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i \text{Residential}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i \text{Retail}_{t-i} + u \quad (19)$$

4. 分析結果

4.1 単位根検定

住宅、商業・物流、オフィスの用途別 REIT 指数の原系列データを用いて、標本期間ごとに ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定および KPSS (Kwiatowski/Phillips/Schmidt-Shin) 検定を実施した。その結果、両標本で2つの単位根検定により、3つの変

数が非定常変数であるとの結論を得た。結果は表4と表5に示した。

次に、原系列から差分をとったデータについて、標本期間ごとに2つの単位根検定で検証した。その結果、両標本で差分をとったデータは定常であることが確認できた。結果は表6と表7に示した。これまでの分析から、分析に用いるデータは $I(1)$ であると結論付けることが可能である。

表4 ADF 検定 (原系列)

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
REIT オフィス	0.635	-2.639
REIT 住宅	1.086	-2.296
REIT 商業・物流	0.390	-2.719
標本B		
REIT オフィス	-0.495	-5.335*
REIT 住宅	-1.329	-5.834*
REIT 商業・物流	-0.283	-6.077*

注：*は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は-2.86 (トレンドなし)、-3.41 (トレンドあり)。

標本Aは2019年8月20日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月25日から2020年8月24日。

表5 KPSS 検定 (原系列)

変数	Lag=0		Lag=6	
	η_{μ}	η_{τ}	η_{μ}	η_{τ}
標本A				
REIT オフィス	1.146*	1.225*	0.196	0.209*
REIT 住宅	3.642*	1.189*	0.618*	0.228*
REIT 商業・物流	1.942*	1.979*	0.312	0.362*
標本B				
REIT オフィス	3.248*	0.552*	0.610*	0.118
REIT 住宅	2.771*	1.006*	0.514*	0.189*
REIT 商業・物流	3.132*	0.971*	0.543*	0.181*

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) である。

η_{μ} はレベル定常性。 η_{τ} はトレンド定常性。

標本Aは2019年8月20日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月25日から2020年8月24日。

表 6 ADF 検定 (一次差分)

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
△REIT オフィス	-10.214*	-9.674*
△REIT 住宅	-9.281*	-8.790*
△REIT 商業・物流	-6.267*	-6.003*
標本B		
△REIT オフィス	-5.112*	-5.469*
△REIT 住宅	-4.865*	-5.292*
△REIT 商業・物流	-4.600*	-4.268*

注：*は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は-2.86 (トレンドなし)、-3.41 (トレンドあり)

標本Aは2019年8月20日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月25日から2020年8月24日。

表 7 KPSS 検定 (一次差分)

変数	Lag=3		Lag=12	
	η_{μ}	η_{τ}	η_{μ}	η_{τ}
標本A				
△REIT オフィス	0.114	0.107	0.091	0.086
△REIT 住宅	0.139	0.125	0.101	0.092
△REIT 商業・物流	0.205	0.110	0.147	0.081
標本B				
△REIT オフィス	0.186	0.088	0.195	0.097
△REIT 住宅	0.405	0.098	0.319	0.103
△REIT 商業・物流	0.059	0.137	0.068	0.138

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) である。

η_{μ} はレベル定常性。 η_{τ} はトレンド定常性。

標本Aは2019年8月20日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月25日から2020年8月24日。

4.2 共和分検定

Johansen の共和分検定を用いて、標本期間ごとに住宅、商業・物流、オフィスの用途別 REIT 指数の連動性を検証した。サンプル

Aには共和分関係が存在しないことの結果を得た。しかし、サンプルBには2つの共和分関係が見出された。分析結果は表8に示した。

表 8 Johansen 共和分検定

Null	Alternative	Test Statistics	5% Critical Value	Test Statistics	5% Critical Value
Maximal Eigenvalue Test				Trace Test	
Sample A					
$r = 0$	$r = 1$	15.220	22.00	21.554	34.91
$r \leq 1$	$r = 2$	6.288	15.67	6.033	19.96
$r \leq 2$	$r = 3$	0.913	9.24	0.767	9.24
Sample B					
$r = 0$	$r = 1$	23.606*	22.00	44.669*	34.91
$r \leq 1$	$r = 2$	17.439*	15.67	22.235*	19.96
$r \leq 2$	$r = 3$	5.678	9.24	5.081	9.24

注：*は5%水準で有意であることを示す。

棄却値は Osterwald-Lenum (1992) からの引用である。

標本 A は2019年8月20日から2020年2月21日。

標本 B は2020年1月25日から2020年8月24日。

4.3 Granger 因果性検定

Toda and Yamamoto (1995) による Granger 因果性検定を用いて、標本期間ごとに相互作用を検証した。サンプル A の3つの用途

別指数間で因果関係は確認できなかったが、サンプル B では2つの因果関係が見出された。結果は表9に示した。

表 9 Granger 因果性検定

変数	検定統計量
標本A	
REIT オフィス → REIT 住宅	1.176
REIT オフィス → REIT 商業・物流	0.657
REIT 住宅 → REIT オフィス	0.754
REIT 住宅 → REIT 商業・物流	1.465
REIT 商業・物流 → REIT オフィス	0.762
REIT 商業・物流 → REIT 住宅	0.324
標本B	
REIT オフィス → REIT 住宅	3.133*
REIT オフィス → REIT 商業・物流	0.760
REIT 住宅 → REIT オフィス	0.804
REIT 住宅 → REIT 商業・物流	1.608
REIT 商業・物流 → REIT オフィス	0.245
REIT 商業・物流 → REIT 住宅	2.555**

注：*は5%水準で有意であることを示す。

**は10%水準で有意であることを示す。

標本 A は2019年8月20日から2020年2月21日。

標本 B は2020年2月25日から2020年8月24日。

5. ま と め

この論文は COVID-19 危機が J-REIT の用途別セクターに与えた影響に焦点を当てて、パンデミック前後の用途別 REIT 市場(住宅、商業・物流、オフィス)を比較分析して連動性と相互作用を検証した。

パンデミック前には共和分関係が存在しないことを示している。しかし、パンデミック後には2つの共和分関係が確認できた。このことからパンデミック前には3つの用途別市場は連動して推移することはなかったが、パンデミック後には連動して推移したといえる。相互作用に関しては、パンデミック前には確認できなかったが、パンデミック後には2つの因果関係が見出された。

パンデミック前は J-REIT の3セクターが相互に波及することなく独立して動いていた。しかし、J-REIT の3つのセクターは、パンデミックの後、2つの相互作用を伴って連動して推移した。

J-REIT の3つのセクターは、パンデミック前はコモントrendがなくセクター毎にプライスが成立していたが、パンデミック後はコモントrendと相互作用を伴いながらプライスが成立し、3つの用途別市場は連動して推移したと考えられる。コモントrendは COVID-19 危機が日本の不動産市場に与えた深刻なショックであると推測できる。また、日銀による追加的な金融緩和策がコモントrendを強めた。

パンデミック後には不動産市場のショックが REIT 市場に伝播することで REIT 市場全体も影響を受け、セクター別の特徴がプライスに織り込まれる部分が少なかったとみられる。この分析は日本のみに焦点を当てているが、国際比較に拡大する余地がある。このことは今後の課題としたい。

【参考文献】

- 副島豊 (1994)、「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』、第13巻第4号、97-129。
- 不動産証券化協会 (2022)、*ARES J-REIT Databook* <https://j-reit.jp/statistics/>
- Akash, D. and D. Sandip (2017), "Examining the Dynamic Linkages of Performance and Volatility of REIT Returns", *Journal of Wealth Management*, Vol.19, No.4, 104-114.
- Akinsomi, O. (2021), "How Resilient are REITs to a Pandemic? The COVID-19 Effect", *Journal of Property Investment & Finance*, Vol.39, No.1, 19-24.
- Anderson, C. and E. Beracha (2011), "Local Comovement in REIT Returns: Implications for Portfolio Performance", *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol.17, No.2, 113-25.
- Chiang, K. (2010), "On the Comovement of REIT Prices", *Journal of Real Estate Research*, Vol.32, No.2, 187-200.
- 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*, Vol.74, No.366, 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, No.4, 107-1072.
- Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Inc. New York, USA.
- Granger, C. W. J (1980), "Testing for Causality : A Personal Viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.2, 329-352.
- Granger, C. W. J and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics",

- Journal of Econometrics*, Vol.2, No.2, 111-120.
- Ito, T. (2013), "The Impact of Stock Price and Interest Rate on the REIT Market in Japan," *International Journal of Business*, Vol.18, No.4, 359-369.
- Ito, T. (2016), "The Reaction of Japanese REIT Market to Interest Rate and Stock Price: Comparative Analysis of the Periods before and after Abenomics," *International Journal of Monetary Economics and Finance*, Vol.9, No.2, 102-114.
- Ito, T. (2018), "Co-Movement and the Transmission of the Japanese REIT Market in Different Property Sectors: A Comparative Analysis of Different Monetary Policy Regimes," *International Journal of Bonds and Derivatives*, Vol.4, No.1, 63-73.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, Nos.2-3, 231-254.
- 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*, Vol.54, Nos.1-3, 159-178.
- Nelson, C.R and C.I.Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, 139-162.
- Phillips, P.C.B. (1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.33, No.3, 311-340.
- Philips, P.C.B and P.Perron, (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, No.2, 335-46.
- Su, M., C.Huang, and T.Pai, (2010) "The Hybrid Characteristic of REIT Returns: Evidence from Japanese and US States Markets," *Journal of Real Estate Literature*, Vol.18, No.1, 77-98.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, Vol.66, Nos.1-2, 225-250.
- Zhou, J. (2012), "Multiscale Analysis of International Linkages of REIT Returns and Volatilities", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.45, No.4, 1062-1087.

【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。

(いとう・たかやす)