

J-REIT はインフレヘッジとなり得るか

法政大学 経営学部 経営学科 4年 小堤 広太郎
指導教員 山寄 輝

要旨

本稿では、グレンジャー因果性検定を用いて J-REIT リターンとインフレ、金融政策、実体経済との間にある因果関係を検証することにより、J-REIT がインフレヘッジとなり得るかを実証する。また、金融政策が大きく変化したアベノミクスを転換点と仮定し、サンプル期間を前後期に分けて分析を行う。分析の結果、J-REIT リターンは消費者物価指数と負の関係にあり、予想インフレ率と予想されていないインフレ率は有意な影響を示さなかったことがわかった。さらに、金融政策や実体経済は J-REIT リターンに有意な影響を与えていないことがわかった。一方、J-REIT リターンは金融政策や実体経済に一定の影響を与えていた。これらの結果は、日本のデフレ環境が J-REIT リターンの上昇を支え、非伝統的な金融政策が J-REIT を取り巻く市場環境を変化させたことを示唆している。また、J-REIT はインフレヘッジとなり得ないと結論付けた。

目次

- 1 はじめに
- 2 フィッシャー方程式
 - 2.1 フィッシャー方程式とは
 - 2.2 研究への応用
- 3 分析
 - 3.1 金融政策の代理変数について
 - 3.2 分析データ及び期間
 - 3.3 基本的分析及び定常性の確認
 - 3.4 分析手法
- 4 結果
 - 4.1 回帰分析
 - 4.2 グレンジャー因果性検定
 - 4.3 サブサンプル分析
- 5 考察
- 6 おわりに
- 7 参考文献
- 8 補論
 - 8.1 グレンジャー因果性検定の数理的基礎
 - 8.2 サブサンプル分析における補足

1 はじめに

本稿では、米国の先行研究である Glascock, Lu, and So(2002)に基づき、日本の市場環境における不動産投資信託 (J-REIT)ⁱがインフレヘッジⁱⁱとなり得るか、フィッシャー方程式ⁱⁱⁱの概念を適用し、検証する。

2001年9月10日に創設された J-REIT 市場は、当初2銘柄、時価総額約2,600億円であったものの、2025年11月末で58銘柄、時価総額17兆円を超える市場規模となっている^{iv}。米国 REIT 市場と比べると規模は劣るものの、日本の重要な市場として拡大・成長しており、先行研究と同様に分析が行えると判断した。

本稿で検証する J-REIT とインフレの関係であるが、一般に J-REIT の原資産である不動産はインフレヘッジとなることが知られている。しかし、米国の REIT 市場を対象とした先行研究では、REIT がインフレヘッジの役割を果たしていないと結論付けられており、後述するフィッシャーの理論がその論拠の出発点となっている。REIT がインフレヘッジとならない理由は金融政策が原因であり、FRB (Federal Reserve Board) の政策金利 (FFR : Federal Funds Rate) が密接に関係していると指摘されている。

本稿では、先行研究に倣い、J-REIT リターンとインフレ、金融政策、景気動向との因果関係をグレンジャー因果性検定 (Granger causality test)^vによって検証し、日本においてインフレヘッジが成り立つかを実証する。そして、分析期間内における重要な転換点を設定し、サブサンプル分析 (subsample analysis) を転換点前後の期間において行う。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、フィッシャー方程式の基本形と研究への応用について確認する。3節では、分析対象であるデータ及び期間について述べ、分析手法にも触れる。4節では分析結果をまとめ、5節では、その結果に基づいた考察を述べる。最後に、6節で本稿の結論をまとめる。なお、補論ではグレンジャー因果性検定の詳細について記述する。

ⁱ 不動産投資信託とは、投資家から集めた資金を実物資産である不動産に投資し、賃貸収入や売却益の一部を投資家に配当する金融商品である。日本では、英語表記 Real Estate Investment Trust の頭文字に Japan の J を加えて J-REIT と表記されることが多い。

ⁱⁱ インフレヘッジとは、インフレーションによる保有資産の相対的な価値減少を回避する行動であり、一般的に不動産や金、株式などへの買い替えが行われる。

ⁱⁱⁱ 2章で説明する。

^{iv} 不動産証券化協会, 2025, 「ARES J-REIT Databook」, 不動産証券化協会ホームページ, (2025年12月31日取得, <https://www.ares.or.jp/action/jreit/>) .

^v 3.3節で説明する。

2 フィッシャー方程式

2.1 フィッシャー方程式とは

フィッシャー方程式 (Fisher equation) とは、米国の経済学者 Irving Fisher が提唱した理論における、名目金利、実質金利、予想インフレ率 (期待インフレ率) の間の関係を表した方程式である。名目金利を i 、実質金利を r 、予想インフレ率を π^e とすると、フィッシャー方程式は次式の通り示される。

$$(1 + i) = (1 + r)(1 + \pi^e). \quad (1)$$

また、一般的には(1)式を近似した次式が用いられる。

$$i \approx r + \pi^e. \quad (2)$$

(2)式から分かるように、フィッシャーの理論において、名目金利は実質金利に予想インフレ率を加えることで表せる。これは、目に見えない実質金利を名目金利と予想インフレ率によって表せる、と言い換えることもできる。

長期的な視点で考えると、自然利子率が実現し、予想インフレ率の変化が名目金利に影響を与えるため、実質金利には影響しない、という考えをフィッシャー効果 (Fisher effect) と呼ぶ^{vi}。この効果については、数多くの実証研究が行われており、Mishkin(1992) など、フィッシャー効果が長期的な視点で成り立つことを支持している研究も多い。

2.2 研究への応用

本稿では先行研究に倣い、フィッシャーの理論を J-REIT に適用する。(2)式の枠組みを J-REIT に置き換えて考えると、 t 期におけるフィッシャー方程式は、

$$R_t \approx r_t + \pi_t^e, \quad (3)$$

となる。ただし、 R_t と r_t はそれぞれ J-REIT の期待名目リターンと期待実質リターンであり、 π_t^e は t 期の予想インフレ率を表す。(3)式がフィッシャー効果のもとに成り立つと考えるのであれば、 π_t^e が上昇する時、 R_t も同様に上昇しなければならない。つまり、 π_t^e と R_t は正の相関となる必要がある。しかしこの理論に反して、米国における先行研究などは、 π_t^e が REIT のリターンと負の相関にあることを指摘しており、それを Glascock, Lu,

^{vi} 平田英明, 2021, 「フィッシャー効果」, 日本大百科全書 (ニッポニカ), (2025年12月31日取得, <https://japanknowledge.com/introduction/keyword.html?i=1784>) .

and So(2002)は *perverse inflation hedge* と表現している^{vii}。本来、不動産を原資産とする REIT はインフレヘッジとして機能するはずであり、この実証結果は理論と矛盾するように見える。これに対し同研究では、その負の相関が見せかけのもので、前述の通り金融政策が強く影響していることを示し、その影響を排除すれば REIT は本来のインフレヘッジとしての機能を保持している、と論じている。

本稿の目的は、これらの前提に基づき、J-REIT リターンと日本におけるインフレ率がどのような関係にあるのかを分析し、金融政策や実体経済が J-REIT リターンに与える影響について調査することである。また、インフレ率を予想インフレ率と予想されていないインフレ率に分解し、それぞれが J-REIT リターンに影響を与えているか、逆に影響を受けているのかについても調査する。さらに、サブサンプル分析を行うことで J-REIT を取り巻く市場環境がどう変化したかを分析し、最終的に J-REIT がインフレヘッジとなり得るかを結論付ける。

3 分析

3.1 金融政策の代理変数について

本研究の分析で大きな影響を与え得るのは、近年の日本における非伝統的な金融政策である。分析期間である 2003 年 4 月から 2025 年 8 月までの間、日本銀行の金融政策は、包括的な金融緩和政策（2010 年）、量的・質的金融緩和政策（2013 年）、そして長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策（2016 年）など、数多くの変遷がみられ、それに伴い日本銀行の操作目標も大きく変化してきた^{viii}。そのため、先行研究のように 1 つの指標だけを金融政策の代理変数とみなすことが難しいと判断し、本稿では 3 つの指標を金融政策の代理変数とみなして分析を行う。

1 つ目の指標は無担保コール O/N 物レート (TONA rate: Tokyo Overnight Average rate)^{ix} である。これは前述した米国の FFR に一番近い日本の金融政策に関する指標であり、2024 年 3 月より政策金利として機能している。しかし、非伝統的な金融政策の影響もあり、分析の全期間で日本銀行の操作目標として機能していたとはいえない。

2 つ目の指標はマネタリーベース (Monetary base)^x であり、2013 年に開始された量

^{vii} 同論文においては、実際のインフレ率と REIT リターンの負の相関なども *perverse inflation hedge* と表現している箇所がある。また、和訳する上で適切な日本語が定義されていないため、本稿では原文の表現をそのまま用いている。

^{viii} 日本銀行, 2024, 「金融市場調節方針の変遷を教えてください。」, 日本銀行ホームページ, (2025 年 12 月 31 日取得, <https://www.boj.or.jp/about/education/oshiete/seisaku/b42.htm>) .

^{ix} 無担保コールレート O/N 物レートとは、日本の金融機関が短期資金の貸借を行うコール市場における、約定日の翌営業日を返済日とする無担保での資金貸借にかかる金利である。

^x マネタリーベースとは、日本銀行券発行高に貨幣流通高と日本銀行当座預金を加えた合計値であり、日本銀行が直接的に供給した金額を指す。

的・質的金融緩和政策においては操作目標となっていた。また、この政策によって J-REIT を含むリスク資産の買い入れが行われたため、金融政策の重要な指標として注目する。

そして3つ目の指標は日本の10年物国債利回りである。これは2016年9月に導入された長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策において、イールドカーブ・コントロール^{xi}の操作目標となった。金利に大きく影響を受ける REIT を分析する上で、代表的な長期金利であることも踏まえ、本分析における指標の一つとする。

3.2 分析データ及び期間

本稿で用いるデータは以下の通りである。J-REIT については、一般社団法人不動産証券化協会 (ARES) より東証 REIT 指数 (配当込み) の月次データを入手した。またインフレを表す指標として、政府統計の総合窓口 (e-Stat) より、2020 年基準消費者物価指数 (生鮮食品及びエネルギーを除く総合) の月次データを入手した。そして金融政策の代理変数として、日本銀行より無担保コール O/N 物レート及びマネタリーベースのデータを入手し、財務省より日本の10年物国債利回り月次データを入手した。さらに、実体経済を表す指標として、内閣府より景気動向指数 (CI 一致) の月次データを入手した。そして上記のデータにおいて、2003 年 4 月から 2025 年 8 月までを分析のフルサンプル期間とした。

以降では、東証 REIT 指数、消費者物価指数、マネタリーベース、景気動向指数の月次変化率 (自然対数の第一差分) をそれぞれ $REIT$ 、 CPI 、 MB 、 CI と表し、無担保コール O/N 物レート、10 年物国債利回りの月次変化率 (前月比差分) をそれぞれ $TONA$ 、 YCC と表す。

次に、消費者物価指数を予想インフレ率と予想されていないインフレ率に分解するために、Fama and Gibbons(1984)の理論に基づき、Glascocock, Lu, and So(2002)が採用した手法を適用する。予想インフレ率については、名目金利から過去 12 ヶ月間の事後的な実質金利の単純移動平均を差し引くことで算出する。すなわち、 t 期における予想インフレ率は次式で表せる。

$$EI_t = TIBOR_{t-1} - \frac{1}{12} \sum_{s=t-1}^{t-12} [TIBOR_{s-1} - CPI_s]. \quad (4)$$

ただし、 EI_t は t 期における予想インフレ率であり、 $TIBOR_{t-1}$ は $t-1$ 期における名目金利、

^{xi} イールドカーブ・コントロールとは、短期金利をマイナス金利とし、長期金利である10年物国債金利が0%程度を推移するようにコントロールすることを指す。2023年7月まで徐々に金利変動幅が拡大され、2024年3月に解除された。

$TIBOR_{s-1} - CPI_s$ は事後的な実質金利を表す。なお、名目金利はリスクフリーレートとして TIBOR 一ヵ月物の平均月次データ^{xii}を採用する。また、 CPI_s はs期におけるCPIである。

さらに、予想されていないインフレ率は、(4)式を活用することで、 CPI_t と EI_t の差として次式で算出する。

$$UEI_t = CPI_t - EI_t. \quad (5)$$

ただし、 UEI_t はt期における予想されていないインフレ率である。なお、以降では予想インフレ率と予想されていないインフレ率の月次変化率（前月比差分）をそれぞれ EI 、 UEI で表す。

3.3 記述統計及び定常性の確認

本節では、分析手法を述べる前に分析で用いる各変数の基本統計量と相関関係を概観する。また、時系列データの分析を進める上で必要な各変数の定常性を確認する。

まず、基本統計量を表1で示している。表1によると、 YCC 、次いで $REIT$ において標準偏差が大きいことがわかる。また、金融政策の代理変数である $TONA$ 、 MB 、 YCC はそれぞれ異なる水準の基本統計量を持つことがうかがえる。

表 1 基本統計量

変数	平均値 ($\times 10^{-2}$)	標準偏差 ($\times 10^{-2}$)	最小値	最大値
$REIT$	0.603	4.984	-0.264	0.219
CPI	0.046	0.256	-0.011	0.021
$TONA$	0.177	2.714	-0.186	0.185
MB	0.709	1.785	-0.090	0.104
YCC	0.313	8.330	-0.213	0.439
CI	0.028	1.780	-0.117	0.058

注) 各変数は変化率を表す。

次に、各変数の相関関係を確認するため、表 2.1 から表 2.3 にt期からt-2期における相関行列を示す。

表 2.1 相関行列 (t期)

^{xii} 本データは、一般社団法人全銀協 TIBOR 運営機関より入手した。また、(4)式を算出するにあたって、各データは2002年4月から2025年8月までをサンプル期間としている。

	$REIT_t$	CPI_t	$TONA_t$	MB_t	YCC_t
CPI_t	0.011				
$TONA_t$	0.063	0.095			
MB_t	0.030	-0.035	-0.137*		
YCC_t	-0.096	0.034	0.068	-0.096	
CI_t	0.109	-0.057	0.202**	-0.084	0.085

注) **は1%水準、*は5%水準で統計的に有意であることを示しており、以後同様である。

表 2.2 相関行列 ($t-1$ 期)

	$REIT_t$	CPI_t	$TONA_t$	MB_t	YCC_t	CI_t
$REIT_{t-1}$		-0.031	0.164**	0.070	0.014	0.269**
CPI_{t-1}	-0.014		-0.052	-0.020	0.109	0.015
$TONA_{t-1}$	0.036	0.121*		-0.081	0.123*	0.211**
MB_{t-1}	0.019	0.047	-0.133*		-0.017	0.052
YCC_{t-1}	-0.049	0.084	0.121*	-0.119		0.050
CI_{t-1}	0.093	-0.012	0.203**	-0.017	0.003	

表 2.3 相関行列 ($t-2$ 期)

	$REIT_t$	CPI_t	$TONA_t$	MB_t	YCC_t	CI_t
$REIT_{t-2}$		-0.046	0.155*	0.052	0.078	0.237**
CPI_{t-2}	-0.152*		-0.043	-0.050	0.105	-0.069
$TONA_{t-2}$	0.018	0.190**		-0.121*	0.041	0.198**
MB_{t-2}	0.043	-0.002	-0.172**		-0.073	0.101
YCC_{t-2}	0.060	0.037	0.068	-0.077		0.072
CI_{t-2}	0.050	0.023	0.063	0.002	0.022	

表 2.1 から表 2.3 で $t-2$ 期までの相関行列を比較したのは、各変数の公表ラグを考慮したためである。一例として $REIT$ と CPI を考えると、まず t 期の CPI が公表されるのは $t+1$ 期中の中旬から下旬であり、続いてその数値が J-REIT 市場で観測される。つまり、 CPI が $REIT$ の変動要因として顕在化するのには $t+2$ 期以降と考えられる。実際に、2 期間のラグがある $t-2$ 期の相関行列において $REIT_t$ と CPI_{t-2} の間に有意な負の相関 (-0.152) が観察できた (表 2.3)。

ここで分析対象である $REIT$ の相関関係について述べる。まず、 $REIT_t$ と各変数間で t 期においての有意な相関はみられず (表 2.1)、先行研究とは異なる結果となった。また、 $t-1$ 期では $REIT_{t-1}$ と $TONA_t$ 、 CI_t の間に正の相関がみられ (表 2.2)、これは $t-2$ 期においても同様である (表 2.3)。特に CI_t との間に正の相関が強いことから、J-REIT が実

体経済に正の影響を与えている可能性が高いといえる。また、前述の通り表 2.3 において $REIT_t$ と CPI_{t-2} の間に負の相関がみられるが、これは先行研究と整合的な結果であり、日本においても **perverse inflation hedge** が観測できることがわかる。

続いて、本稿で用いる各変数の定常性を確認するため、次式の自己回帰モデルを用いる。

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

ただし、 y_t 、 y_{t-1} はそれぞれ各変数の t 期、 $t-1$ 期における値であり、 α は定数項、 β は自己回帰係数、 ε_t は t 期における誤差項である。また、(6) 式を一般的に一次自己回帰モデル (AR(1) モデル) と呼ぶ。ここで、時系列データが定常である、と判断するためには、このモデルにおける β の絶対値 ($|\beta|$) が 1 未満である必要がある。これは、過去に発生した ε の影響が減衰する平均回帰的な特性を有するか、という判断基準としての役割を、 $|\beta| < 1$ が果たすためである。実際に各変数で検証した結果を表 3 で示す。

表 3 各変数の定常性検証

変数	$ \beta $	t 値	p 値	定常性
<i>REIT</i>	0.200	3.338	0.001	○
<i>CPI</i>	0.255	4.376	0.000	○
<i>EI</i>	0.271	-4.597	0.000	○
<i>UEI</i>	0.281	-4.771	0.000	○
<i>TONA</i>	0.341	5.923	0.000	○
<i>MB</i>	0.423	7.704	0.000	○
<i>YCC</i>	0.168	2.778	0.006	○
<i>CI</i>	0.394	6.986	0.000	○

検証の結果、各変数が定常性を満たしており、統計的にも有意であることがわかった。

3.4 分析手法

本節では、*REIT* と各変数及びインフレ指標の動的な関係を明らかにするための分析手順について、数式を用いて説明する。

まず、*REIT* を被説明変数とし、*CPI*、*EI* 及び *UEI* を説明変数とした回帰分析を行う。グレンジャー因果性検定の前段階として、各インフレ指標が *REIT* とどのような相互関係にあるのかをさらに検証し、先行研究との共通点を確認する。それぞれの式は次のように表せる。

$$REIT_t = \delta + \varphi CPI_t + v_t, \quad (7)$$

$$REIT_t = \alpha + \beta EI_t + \gamma UEI_t + \varepsilon_t. \quad (8)$$

なお、(7)、(8)式において、 δ 、 α はそれぞれ定数項を表し、 φ 、 β はそれぞれ回帰係数を表す。また、 v_t と ε_t はそれぞれ t 期における誤差項であり、他の変数は前述の通りである。これらの回帰分析の結果は表 4.1 から表 4.3 で示されている。なお、相関行列と同様に公表ラグを考慮し、 t 期から $t - 2$ 期までの結果を示している。

続いて、 $REIT$ と各変数間の動的な関係を分析するため、グレンジャー因果性検定を行う。この検定により、 $REIT$ に影響を与えている変数を特定することができる。具体的には、以下の回帰モデルを活用する。

$$REIT_t = \alpha + \beta REIT_{t-k} + \varepsilon_{a,t}, \quad (9)$$

$$REIT_t = \alpha + \beta REIT_{t-k} + \gamma X_{t-k} + \varepsilon_{b,t}, \quad (10)$$

$$X_t = \alpha + \beta X_{t-k} + \gamma REIT_{t-k} + \varepsilon_{c,t}. \quad (11)$$

まずは、 $REIT$ のラグ値のみを含む自己回帰式を制約モデル(9)として作成する。次に、制約モデルに特定のラグ変数を追加した非制約モデル(10)を作成する。そして、ここで追加された変数の係数が有意に 0 ではない場合、このラグ変数は $REIT$ に対してグレンジャー因果性を持つ、といえる^{xiii}。また、各変数が $REIT$ にどのような影響を与えているか特定するため、 $REIT$ を説明変数、各変数を被説明変数とし、同様のモデル(11)を用いて分析する。

なお、(9)、(10)、(11)式において、 α は定数項を表し、 β 、 γ は回帰係数を表す。また、 $\varepsilon_{a,t}$ 、 $\varepsilon_{b,t}$ 、 $\varepsilon_{c,t}$ はそれぞれ t 期における誤差項を表し、 X は $REIT$ 以外の比較する各変数を表す。また、ラグ次数を表す k については、 $k = 1, 2, 3$ と順次変化させて個別に推計を行う。これらの結果は表 5.1 及び表 5.2 で示されている。

最後に、このモデルを用いてサブサンプル分析を行う。本分析では、金融政策の変遷が重要な転換点であると仮定し、第二次安倍内閣（2012～2014）の日本再興戦略に伴うアベノミクス前後でサンプル期間を分ける。具体的には、経済政策として発表された「三本の矢」が、全て閣議決定された 2013 年 6 月の前後でサンプル期間を二つに分ける^{xiv}。これらの結果は表 6.1 及び表 6.2 で示されている。

^{xiii} 詳細は 8.1 節で説明する。

^{xiv} 参議院, 2013, 「日本再興戦略の概要と今後の課題」, 参議院ホームページ, (2025 年 12 月 31 日取得, https://www.sangiin.go.jp/japanese/annai/chousa/rippou_chousa/backnumber/2013pdf/20131001077.pdf) .

4 結果

4.1 回帰分析

本節では、(7)、(8)式による回帰分析を t 期から $t - 2$ 期で行った結果について、下表で示す。

表 4.1 回帰分析 (t 期)

変数	推定値	標準誤差	t 値	p 値
δ	0.006	0.003	1.915	0.057
φ	0.223	1.191	0.187	0.852
α	0.006*	0.003	1.977	0.049
β	0.248	0.995	0.249	0.804
γ	0.254	0.985	0.258	0.797

注1) 決定係数 (R^2) はそれぞれ上から、 $R^2 = 0.000$ 、 $R^2 = 0.000$ である。

注2) **は1%水準、*は5%水準で統計的に有意であることを示しており、以後同様である。

表 4.2 回帰分析 ($t - 1$ 期)

変数	推定値	標準誤差	t 値	p 値
δ	0.006	0.003	1.903	0.058
φ	-0.276	1.192	-0.231	0.817
α	0.006	0.003	1.912	0.057
β	1.677	0.987	1.699	0.090
γ	1.717	0.977	1.758	0.080

注) 決定係数 (R^2) はそれぞれ上から、 $R^2 = 0.000$ 、 $R^2 = 0.013$ である。

表 4.3 回帰分析 ($t - 2$ 期)

変数	推定値	標準誤差	t 値	p 値
δ	0.007*	0.003	2.278	0.024
φ	-2.953*	1.181	-2.501	0.013
α	0.006	0.003	1.839	0.067
β	-0.952	0.990	-0.962	0.337
γ	-1.041	0.980	-1.063	0.289

注) 決定係数 (R^2) はそれぞれ上から、 $R^2 = 0.023$ 、 $R^2 = 0.011$ である。

まず、(7)式によるREITとCPIの回帰分析結果であるが、 t 期と $t-1$ 期では回帰係数 φ が有意ではなく(表4.1、表4.2)、 $t-2$ 期において有意な負の値(-2.953)となった(表4.3)。これは表2.1から表2.3で示した相関分析の結果とも整合しており、先行研究におけるperverse inflation hedgeが日本においてもみられることを示唆している。また、(8)式によるREITとEI、UEIの回帰分析結果であるが、 t 期から $t-2$ 期まで有意な推定値は観察できなかった(表4.1から表4.3)。

4.2 グレンジャー因果性検定

本節では、(9)、(10)、(11)式によるグレンジャー因果性検定の結果を下表で示す。

表 5.1 グレンジャー因果性検定 (各インフレ指標)

	$REIT_t$	CPI_t	EI_t	UEI_t
$REIT_{t-1}$		-0.002	0.094	-0.095
$REIT_{t-2}$		-0.002	-0.057	0.057
$REIT_{t-3}$		0.002	-0.060	0.063
CPI_{t-1}	-0.309			
CPI_{t-2}	-2.959*			
CPI_{t-3}	-1.225			
EI_{t-1}	-0.052			
EI_{t-2}	0.097			
EI_{t-3}	-0.072			
UEI_{t-1}	0.060			
UEI_{t-2}	-0.101			
UEI_{t-3}	0.071			

注1) 表内の値は(10)式、(11)式における γ であり、行が説明変数、列が被説明変数を表す。

注2) **は1%水準、*は5%水準で統計的に有意であることを示しており、以後同様である。

表 5.2 グレンジャー因果性検定 (金融政策と实体经济)

	$REIT_t$	$TONA_t$	MB_t	YCC_t	CI_t
$REIT_{t-1}$		0.078*	0.020	0.051	0.082**
$REIT_{t-2}$		0.080*	0.015	0.226*	0.078**
$REIT_{t-3}$		0.071*	0.015	0.134	0.038
$TONA_{t-1}$	0.043				
$TONA_{t-2}$	0.028				
$TONA_{t-3}$	0.078				

MB_{t-1}	0.036
MB_{t-2}	0.117
MB_{t-3}	0.171
YCC_{t-1}	-0.018
YCC_{t-2}	0.039
YCC_{t-3}	0.007
CI_{t-1}	0.199
CI_{t-2}	0.128
CI_{t-3}	0.002

注) 表内の値は(10)式、(11)式における γ であり、行が説明変数、列が被説明変数を表す。

まず、表 4.3 でも観測されたCPIの負の回帰係数は、表 5.1 でも有意な負の回帰係数 (-2.959) としてみられ、 CPI_{t-2} と $REIT_t$ が逆の動きをしていると考えられる。しかし、先行研究で観測されたEI、UEIによるREITへの負の影響はみられなかった。また、REITは各インフレ指標に有意な影響を与えていないこともわかる。続いて表 5.2 をみると、金融政策や実体経済はREITに有意な影響を与えておらず、逆にREITはTONA、YCC、CIに対して正の影響を与えている。これらも先行研究とは異なる結果だといえる。

4.3 サブサンプル分析

本節では、2003年4月から2013年5月をサンプル期間の前期、2013年6月から2025年8月を後期としてサブサンプル分析を実施する。グレンジャー因果性検定を行った結果を表 6.1 及び表 6.2 で示す。

表 6.1 サブサンプル分析 ($X_{t-k} \rightarrow REIT_t$)

被説明変数	説明変数	期間	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	
$REIT_t$	CPI_{t-k}	前	-4.485	-9.597**	-4.597	
		後	1.696	-0.248	0.372	
	EI_{t-k}	前	-0.036	0.114	-0.095	
		後	-0.204	-0.085	0.137	
	UEI_{t-k}	前	0.040	-0.118	0.091	
		後	0.245	0.065	-0.100	
	$TONA_{t-k}$	前	0.140	0.170	0.068	
		後	-0.078	-0.141	0.085	
		MB_{t-k}	前	0.043	0.062	0.110
			後	0.002	0.334	0.501*

	YCC_{t-k}	前	-0.024	0.082	0.024
		後	-0.031	-0.044	-0.033
	CI_{t-k}	前	0.131	0.200	0.152
		後	0.193	0.040	-0.100

注1) 表内の値は(10)式における γ である。

注2) **は1%水準、*は5%水準で統計的に有意であることを示しており、以後同様である。

表 6.2 サブサンプル分析 ($REIT_{t-k} \rightarrow X_t$)

被説明変数	説明変数	期間	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$
CPI_t	$REIT_{t-k}$	前	0.000	0.000	0.006
		後	-0.004	-0.005	-0.004
EI_t		前	0.142	-0.079	-0.084
		後	0.020	-0.011	-0.046
UEI_t		前	-0.142	0.080	0.089
		後	-0.020	0.009	0.046
$TONA_t$		前	0.125**	0.132**	0.148**
		後	-0.016	-0.024	-0.052
MB_t		前	0.036	0.045	0.038
		後	0.000	-0.041	-0.056*
YCC_t		前	0.147	0.331*	0.208
		後	-0.130	0.018	-0.025
CI_t	前	0.028	0.035	0.075**	
	後	0.180**	0.145**	-0.032	

注) 表内の値は(11)式における γ である。

まず、表 6.1 からは $REIT_t$ と CPI_{t-2} の負の関係が前期では顕著にみられるのに対し、後期には消失していることがわかる。またフルサンプル分析では、 $REIT$ に金融政策の影響はみられなかったが、後期において $REIT_t$ と MB_{t-3} の間に正の関係が確認できた。続いて表 6.2 からは、表 5.2 で観測された $REIT$ が $TONA$ 、 YCC に与える正の影響は、前期では確認できたが後期において消失したことがわかる。さらに、 $REIT$ が CI に与える影響については、前期では $t-3$ 期で正の関係がみられたのに対し、後期では $t-1$ 期と $t-2$ 期で正の関係が確認できた。

5 考察

本節では、研究の出発点であるフィッシャーの理論を鑑みつつ、分析結果の考察を述べる。まず、J-REIT と各インフレ指標の結果であるが、表 4.3、表 5.1、表 6.1 で示した通り、 $t-2$ 期において消費者物価指数が J-REIT リターンに負の影響を与えることが全ての分析結果でみられた。ただし、表 6.1 でみられるように、サンプル期間後期（2013 年 6 月～2025 年 8 月）ではその影響は消失した。この背景には、日本のデフレ環境と J-REIT の持つ債券に類似した特徴があると考えられる。サンプル期間前期（2003 年 4 月～2013 年 5 月）は日本がデフレ下にあり^{xv}、名目金利は低く、予想インフレ率はマイナスの状態が続いた。その中で、収益の 9 割以上を分配することで課税が免除される、J-REIT の分配金の仕組みは安定性が高く^{xvi}、実質金利も低く抑制されていたため、J-REIT が投資家に選好されていたと推察できる。つまり、デフレ下で J-REIT 価格が上昇したことにより、J-REIT リターンとインフレに逆の関係がみられた可能性は高いといえる。これは、デフレ解消に向けて名目金利を固定するような異次元緩和的な政策がとられた後期において、その関係性が消失したこととも整合している。またこれは、予想インフレ率の上昇が政策金利の上昇リスクとして REIT リターンに負の影響を与え、*perverse inflation hedge* を引き起こしたとする Glascock, Lu, and So(2002)の主張とも整合的である。しかし、予想インフレ率及び予想されていないインフレ率が有意な説明変数であるとはいえなかった。

次に、J-REIT と金融政策との関係であるが、表 5.2 から分かるように金融政策は J-REIT リターンに有意な影響を与えておらず、先行研究で観測された負の影響はみられなかった。これは、非伝統的な金融政策が大半を占める分析期間において、金融政策の代理変数が一意に定まらないことが原因の一つであると推察される。ただし、表 6.1 をみると後期において $t-3$ 期のマネタリーベースの変化が J-REIT リターンに正の影響を与えていることがわかり、日本銀行がマネタリーベースを増加させる際に行った J-REIT の買い入れが要因となっている可能性がある。また、J-REIT が金融政策に与える影響に関していえば、特に TONA は表 5.2 及び表 6.2 で示されているように、全ラグ ($k = 1,2,3$) において有意な正の影響を J-REIT から受けているが、後期にはその影響が消失している。これは、前期において J-REIT リターンの上昇が短期金利の上昇に繋がったことを示唆している。また、後期において非伝統的な金融政策により名目金利が固定されたことで、TONA に対して J-REIT の持っていた先行性は失われたと推察される。

続いて、J-REIT と実体経済の関係であるが、表 5.2 と表 6.2 から分かるように、実体

^{xv} 日本銀行, 2003, 「経済・物価の将来展望とリスク評価(2003 年 4 月)」, 日本銀行ホームページ, (2026 年 1 月 9 日取得, <https://www.boj.or.jp/mopo/outlook/gor0304.htm>) .

^{xvi} 三菱 UFJ 信託銀行, 2013, 「J-REIT のリターン特性について」, 三菱 UFJ 信託銀行ホームページ, (2026 年 1 月 9 日取得, https://www.tr.mufg.jp/houjin/jutaku/pdf/u201301_1.pdf) .

経済の代理変数である景気動向指数が J-REIT に有意な影響を与えているとはいえない。しかし、J-REIT は景気動向指数に有意な正の影響を与えており、表 6.2 から、前期では $t-3$ 期、後期においては $t-1$ 期と $t-2$ 期で有意な影響があることがわかる。この結果から、J-REIT の持つ実体経済への波及効果が迅速化したといえる。その理由としては、J-REIT 市場の成熟化や情報の伝達力向上など様々な要因が考えられるが、前述の通り金融政策を考慮に入れるのであれば、異次元緩和による高い流動性が波及効果の迅速化に繋がったとも解釈できる。少なくとも、J-REIT が実体経済の先行指標として機能していることは結果から明確であり、後期においてもそれが消失していない点を考えると、現在もなお J-REIT 及び不動産が景気の先行きを測る存在になり得ている可能性は高い。

これらの考察を踏まえ、J-REIT がインフレヘッジとなり得るか、という当初の疑問に立ち返ると、本分析期間において J-REIT はインフレヘッジとなり得なかった、と結論付けられる。先行研究で示された *perverse inflation hedge* が各分析で観察され、J-REIT に金融政策が深く関わっていることを示唆する結果も多く出たが、金融政策の有意な影響は確認できず、フィッシャーの理論で示された J-REIT リターンとインフレの正の関係は本分析においてみられなかったといえる。ただ、金融政策の変遷によって各変数の影響力が変化した事実は、今後 J-REIT リターンの特性がさらに変わる可能性があることも示唆している。また、補足分析として行った消費者物価指数を被説明変数とするサブサンプル分析において有意な結果が確認できたため、補論にて述べる。

6 おわりに

本稿では、J-REIT がインフレヘッジとなり得るかを検証した。その結果、米国の実証研究と同様の結果が日本においても確認された。フィッシャーの理論に反する結果となった要因として、非伝統的な金融政策が市場全体に大きな影響を与えていたことが挙げられる。

2024 年 3 月以降、日本は金利のある世界へと着実に歩みを進めている。そのため、現在の日本の市場は大きな過渡期にあり、今後 J-REIT を取り巻く環境も大きく変化していくであろう。その中で J-REIT がどのような成長を遂げるのか、果たしてインフレヘッジとなり得る市場へと変貌するのか、今後も注目していきたい。

7 参考文献

- Eugene F. Fama, Michael R. Gibbons, 1982, “Inflation, real returns and capital investment,” *Journal of Monetary Economics*, 9(3):297-323.
- Frederic S. Mishkin, 1992, “Is the Fisher effect for real?: A reexamination of the relationship between inflation and interest rates,” *Journal of Monetary Economics*, 30(2):195-215.
- John L. Glascock, Chiuling Lu and Raymond W. So, 2002, “REIT Returns and Inflation: Perverse or Reverse Causality Effects?,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24(3):301-317.

データ取得先

- 一般社団法人不動産証券化協会, 2025, 「Jリート統計情報」, 一般社団法人不動産証券化協会ホームページ, (2025年12月31日取得, <https://www.ares.or.jp/action/jreit/>) .
- 政府統計の統合窓口 (e-Stat), 2025, 「消費者物価指数 / 2020年基準消費者物価指数 / 長期時系列データ 品目別価格指数 全国 月次」, (2025年12月31日取得, https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?stat_infid=000032103842) .
- 一般社団法人全銀協 TIBOR 運営機関, 2025, 「全銀協 TIBOR レート」, 一般社団法人全銀協 TIBOR 運営機関ホームページ, (2025年12月31日取得, <https://www.jbatibor.or.jp/rate/>) .
- 日本銀行, 2025, 「無担保コール O/N 物レート (毎営業日)」, 日本銀行 時系列統計データ検索サイト, (2025年12月31日取得, [https://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=\\$nme_a000&lstSelection=FM01](https://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=$nme_a000&lstSelection=FM01)) .
- 日本銀行, 2025, 「マネタリーベース」, 日本銀行ホームページ, (2025年12月31日取得, <https://www.boj.or.jp/statistics/boj/other/mb/index.htm>) .
- 財務省, 2025, 「国債金利情報」, 財務省ホームページ, (2025年12月31日取得, https://www.mof.go.jp/jgbs/reference/interest_rate/index.htm) .
- 内閣府, 2025, 「統計表一覧：景気動向指数 結果」, 内閣府ホームページ, (2025年12月31日取得, <https://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di.html>) .

他の参考文献は脚注に記載の通りである。

8 補論

8.1 グレンジャー因果性検定の数理的基礎

本稿で用いたグレンジャー因果性検定は、ある時系列変数 x の過去の値が、別の変数 y の将来の予測に寄与するかどうかを統計的に判定する手法である。ただ、この検定はあくまで時間的な先行性や予測への寄与を示すものであり、この寄与をグレンジャーの因果性という。ここで、以下に一般的な検定手順を示す。なお、本文中で用いたモデルにおいても基本的な手法は同様である。

まず、 x から y への因果性を検定する場合、次式のような2つの自己回帰モデルを想定する。

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_{a,t}, \quad (12a)$$

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \varepsilon_{b,t}. \quad (12b)$$

ただし、両式において α は定数項、 β と γ は回帰係数を表し、 k はラグ次数、 $\varepsilon_{a,t}$ と $\varepsilon_{b,t}$ は誤差項（残差）を表す。なお、それぞれのモデルの推定パラメータ数を k_a 、 k_b とする。ここで、サンプル数を N とすると、帰無仮説 H_0 及び対立仮説 H_1 は次のように定義される。

$$H_0: \sum_{t=1}^N (\varepsilon_{a,t})^2 = \sum_{t=1}^N (\varepsilon_{b,t})^2, \quad (13)$$

$$H_1: \sum_{t=1}^N (\varepsilon_{a,t})^2 > \sum_{t=1}^N (\varepsilon_{b,t})^2. \quad (14)$$

グレンジャー因果性検定における H_0 は、 x の過去の値が y に対して統計的に有意な影響を与えない、という仮説であり、 H_1 は、少なくとも一つのラグにおいて x は y に対して影響を与える、という仮説である。そのため、(13)、(14)式で示されている通り、(12)式の残差平方和を比較することによって H_0 が棄却された場合、 x から y へのグレンジャー因果性が存在する、とみなすことができる。

なお、仮説検定にはF検定を用いる。また、検定統計量のF値は次式で算出される。

$$F = \frac{\{\sum_{t=1}^N(\varepsilon_{a,t})^2 - \sum_{t=1}^N(\varepsilon_{b,t})^2\}/(k_b - k_a)}{\sum_{t=1}^N(\varepsilon_{b,t})^2/(N - k_b)} \quad (15)$$

ただし、 $k_b - k_a$ は分子の自由度、 $N - k_b$ は分母の自由度をそれぞれ表す。算出された F 値は、自由度($k_b - k_a, N - k_b$)のF分布に従うので、設定した有意水準を上回る場合に帰無仮説 H_0 は棄却される。

8.2 サブサンプル分析における補足

ここでは、 CPI を被説明変数、金融政策を説明変数として行ったサブサンプル分析の結果を表7で示す。なお、多変量によるグレンジャー因果性検定ではない点に注意を要する。また、ここで用いたモデルは(9)、(10)式を応用した次式であり、数式内の変数は本文の通りである。

$$CPI_t = \alpha + \beta CPI_{t-k} + \varepsilon_{a,t}, \quad (16)$$

$$CPI_t = \alpha + \beta CPI_{t-k} + \gamma X_{t-k} + \varepsilon_{b,t}, \quad (17)$$

$$X_t = \alpha + \beta X_{t-k} + \gamma CPI_{t-k} + \varepsilon_{c,t}. \quad (18)$$

表7 サブサンプル分析（上部： $X_{t-k} \rightarrow CPI_t$ 、下部： $CPI_{t-k} \rightarrow X_t$ ）

被説明変数	説明変数	期間	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$
CPI_t	$TONA_{t-k}$	前	0.014*	0.017**	0.005
		後	0.003	0.018	0.018
	MB_{t-k}	前	0.008	-0.003	-0.009
		後	-0.009	-0.016	-0.002
	YCC_{t-k}	前	0.002	0.002	-0.001
		後	0.003	-0.001	0.005
$TONA_t$	CPI_{t-k}	前	-2.498*	-2.193	-0.661
		後	-0.320	-0.064	1.051
MB_t	CPI_{t-k}	前	-0.012	-0.937	-0.792
		後	-0.168	-0.217	0.088
YCC_t	CPI_{t-k}	前	6.686	6.422	-4.716
		後	1.797	3.244	2.073

注1) 表内の値は(17)、(18)式における γ である。

注2) **は1%水準、*は5%水準で統計的に有意であることを示す。

この分析結果から、前期においてCPIはTONAから正の影響を受けていることがわかり、名目金利が固定された後期ではその影響力が消失している。また、TONAは前期においてCPIに負の影響を与えている。フィッシャーの理論に沿って考えると、通常、物価の上昇は金利の上昇を引き起こすため、この結果は同理論に反しているといえる。

しかし本文で指摘した通り、日本がデフレ下にあり、需要が低迷していたことを考えると、たとえ物価の上昇がみられても一時的であると判断され、金利上昇圧力がかからなかったことが推察される。J-REITにも同様の影響が波及していたとすると、J-REITがインフレヘッジとなり得なかったのは日本の特殊な経済状況が要因であった可能性がある。