

RIPRESS

Working Paper No.57

不動産投資関連指数の時系列変動における特徴

鈴木 英晃

麗澤大学経済社会総合研究センター客員研究員

高辻 秀興

麗澤大学 経済学部 教授

平成25年3月31日

不動産投資関連指数の時系列変動における特徴

不動産・JREIT 直接不動産投資・JREIT ファンド＝レベル＝リターン

鈴木英晃* 高辻秀興†

1. 研究の背景と目的

不動産は一つの投資資産クラスとしてはもとより、その多資産ポートフォリオ内におけるそのリスク分散効果とリターン改善効果から長く多資産ポートフォリオの一部として組み込まれてきた。ある資産をその他の資産と比較することは、同資産の相対的特性を理解する上で欠かせないものである。現代ポートフォリオ理論において、ある資産のリスクやリターンが他資産クラスと比べ、どの程度の感度（センシティブティ）を示すのかを理解することは投資家がポートフォリオの構築や管理を考える上において重要となる。同じように投資媒体としての不動産の相対的なリスクやリターンの特性することは、多資産ポートフォリオを管理する投資家や管理者にとって不可欠であるといえる。

日本において不動産投資に関する知見は未だに乏しい。不動産のリターンの相対的動向を理解する上において、既往研究の多い U.S.や U.K.の結果を類推して考える場合も少なくない。これは日本市場におけるデータが容易に手に入らなかったことから、他国から得られた知見を通して日本の状況をおおよそ予想していた為である。しかしながら、安易に他国市場から得られた結果を経済状況の異なる国の市場に当てはめることは好ましくない。多くの先進国はある一定の成長を続けているにも関わらず、日本は長く物価が収縮（デフレーション）しており、その収縮期間は他の先進国とは比較にならないものである。そのような国々の事例を日本に当てはめてしまうことは誤った意思決定を引き起こしてしまう可能性が高い。特に実際の市場にいる投資家や資産管理者にとって、誤った情報を用いた意思決定は、その正当性を失わせるものである。不動産のポートフォリオにおける収益改善手段（リターン・エンハンサー）やリスク分散手段（リスク・ダイバーシファァー）としての役割、ポートフォリオに適した不動産の保有期間とその比率は大きく異なってしまう。また、日本には REIT 市場全体を網羅するような指数が揃っており、これら他国にはみられず先を行っている。つまり、日本が他国から知見を得るのではなく、日本が他国へ知見を与えることもできると考える。

これら不動産の持つ影響は時間の流れと共に変化するものであり時間の一部を捉える場面だけを捉えるのではなく、時間の経過とともに特徴を捉えていく時系列分析から読み解く必要がある。しかしながら、不動産投資データの時系列変動における特徴は、その関連資産と比較される

* Investment Property Databank Ltd. アナリスト，麗澤大学経済社会総合研究センター客員研究員
筆者の考えや意見は筆者の所属する組織のものではないことをここに記す。

† 麗澤大学経済学部教授

以前に、いまだに深く議論されていない。データの特徴はその後のモデルの選定や結果に大きく影響していくため、いかなる時系列分析を始める前には行われなければならない。

そこで、本論文では、不動産時系列データの特徴に関する知見を、その代替資産の関係性を勘案し、提供することを目的としている。特に直接不動産を積み上げて作成された不動産投資指数、JREIT 直接不動産投資指数、JREIT ファンド・レベル・リターン指数を不動産投資関連指数と位置づけ、分析を行う。

本論文の構成は次の通りである。第2章にて既往研究のレビューを行い、現在における国内外の不動産投資に関する知見を得る。第3章では、本研究にて用いるデータを説明する。第4章では、データの特徴を分析する。第5章ではこれら結果をまとめ、今後の課題を提起する。

本研究から得られた知見は以下である。相関係数を一見したところ、株式、国債、社債、REOC、JREIT 株式はそれぞれが強く相関しているにもかかわらず、不動産はそれら代替資産との相関が全くみられなかった。さらに、JREIT 直接不動産と JREIT ファンド・レベル・リターンに関しては、それらが JREIT 株式の根本的リターンであるにもかかわらず、JREIT 株式との相関を見ることはできなかった。これはあたかも不動産投資関連指数だけがほかの指数と独立して推移しているような印象を与えた。そこで、我々はこれら不動産投資関連指数の時系列確率過程に注目し、その特徴を捉えることにした。

従来から多くの研究にて用いられている ADF 検定・PP 検定は多くの次数を要求する結果を導き出し、他方で DF-GLS 検定・NP 検定・KPSS 検定ではそれよりも少ない次数を許した。また、たとえ同じ指数を用いた場合であっても、異なる次数の最適 ARIMA モデルは、あるものは分散不均一性を、あるものは分散の均一性を認識させる結果を与えることも見て取れた。つまり、次数により最適なモデルを組みなおす必要性はもとより、それに応じた分散不均一性の考慮も必要であることを示唆するものである。

2. 投資不動産と代替資産に関する既往研究の整理

不動産と代替資産の比較に関する研究は、日本国外において、特に U.S. と U.K. のデータを用いたものが多く行われてきた。早くに U.S. において行われた研究(Ibbotson & Siegel, 1984)では、多資産ポートフォリオにおける不動産の根本的な役割を分析した。彼らは 1960 年から 1982 年の間における株式、社債、国債、短期トレジャリー・ビル、そして物価変動率（インフレーション）の動向を比較した。同研究が採用している鑑定評価をベースにした不動産指数には平滑化 smoothing に関する議論があるものの、同研究は以下のことについて指摘した。トータル・リターン（以下、特に定める場合を除きリターンと記載する）において不動産は、株式と国債に対しあまり相関していない。不動産は物価変動率と 0.85 の高い相関を得ており、他の資産クラスよりも（トレジャリー・ビルを除き）物価変動の良い回避手段（インフレーション・ヘッジャー）である。この研究は不動産を多資産ポートフォリオに組み込むことの有益性を示唆したものである。

REIT(不動産投資証券)もまた不動産に関連した資産クラスであり、多くの研究はその特異性を理解することに重点を置いている。REITはその高い市場公開性と賃料ベースの収入から、流動性と分割可能性のより高い不動産の投資方法として理解されている。Giliberto (1990)は不動産とREITの共有する純不動産因子（pure real estate factor）について報告している。1978年から1989年において、不動産とREITのリターンには小さな相関しかみられないものの、株式と国債の影響を取り除いた後には共通因子（純不動産因子）を見ることができた。これは、REITが表面的には不動産の同等資産とは認識されないものの、REITへ投資することは、いくらかの不動産投資の要素を残すことを示している。しかし、Gilibertoの行ったような相関分析は、単に直線的な関係を述べるのみで、長期的な経済関係を説明していなかった。

Clascock *et al* (2000)は共和分分析（co-integration analysis）を用いて長期的な経済関係の説明した。不動産、国債、株式のリターンそして物価変動率を比較し、彼らは1990年代に発生したREITの根本的なシフトと他の資産クラスとの行動変化をレポートした。1972年から1991年の間、REITと株式の間に共通因子は認められなかったが、REITと国債には共和分関係 co-integrationが見られた。これは、1991年以前のREITが国債と共和分していることを報告するものである。しかし、1992年から1996年には、このREITと国債の共和分は消え、REITと株式との間に観測された。これはREITの共和分が国債から株式へとシフトしたことを表す。エクイティREITとモーゲージREITとの因果関係性も1992年後より見られなくなった。REITと物価変動率においても同様の結果が見られた。全体の観測期間を通してREITは不動産と共動しているものの、これらのことから、REITは1990年代初期に構造シフトを経験し、特にREITのリターン行動は株式のものに似てきたといえる。これは株式のみで構成されたポートフォリオの中に、REITにはあまりリスク・ダイバーシファァーとしての役割がないことを示唆する。

Clayton & MacKinnon (2001)はREITを含んだ不動産と他の資産クラスとの関係性を、より時間経年に動向変化に目を向けて分析した。データは1978年から1998年におけるREIT、不動産、小規模資本株式（スモール・キャピタル・エクイティ）、大規模資本株式（ラージ・キャピタル・エクイティ）、国債そして社債のトータル・リターンを用いた。彼らもまた1992年後に構造変化を見つけ、それをthe new REIT eraと呼んだ。彼らはREITのリターンのセンシティブリティが、大規模資本株式に対して観測期間を通して減少していることを見つけた。しかし、小規模資本株式に対してのセンシティブリティは増加しており、これは周期性もあることがわかった：REITが減退した市場（weak market）にある場合、リターンはREITが強い市場（strong market）にある場合よりも小規模資本株式に対するセンシティブリティが高い。REITの不動産に対するセンシティブリティは観測期間を通して増加していた。このREITリターンの経年変化性と周期性は多資産ポートフォリオのパフォーマンスに影響を与えるものである。

Lee (2003)は、どのような場面で不動産がポートフォリオのパフォーマンスを改善するものなのかをU.K.のデータ（1977年から2002年）を用いて研究した。不動産は約70%の場合に、ポートフォリオのリターンを損なうが、不動産は“ダウンスайд”においてパフォーマンスを改善し

たことを報告した。つまり不動産は一般的にポートフォリオの収益改善手段としての役割は低いものの，“ダウンスайд”においてその力を発揮するものであると指摘している。

また、Lee & Stevenson (2006)は、最適ポートフォリオが時間や保持期間に応じて変化する中で、不動産を組み入れる効用はどの程度の継続性（consistency）を有しているのかを研究した。不動産、株式、国債、トレジャリー・ビルを1977年から2002年までのU.K.のデータを用いて分析を行った結果、以下のようなことが指摘された：リターンを改善する場合やリスクを減少させる場合も含め、不動産は5年から25年の保持期間を通して最適ポートフォリオに組み込まれた。保持期間が長期化するほど、不動産がポートフォリオに与える影響は良くなっていく傾向があった。不動産は最適ポートフォリオ内の様々な場面に依りて収益改善手段（リターン・エンハンサー）やリスク分散手段（リスク・ダイバーシファァ）としての地位を変えていく。不動産の最適ポートフォリオ内におけるリターン・エンハンサーとしての役割はリスク・ダイバーシファァとしての役割よりも低い。この研究は、不動産はリスク・ダイバーシファァとして、多資産ポートフォリオ内で長期間保有される投資戦略において有益であることを示唆した。

しかしながら最適ポートフォリオはあくまで理論上におけるものであり、現実的でないという批判もある。つまり、現実には最適なポートフォリオは実現しないかもしれないということである。例えば、不動産のみで構成されたポートフォリオ（real estate portfolio）を想定した研究では、市場に対するトラッキング・エラーを、多くのアセット（約350個）を保持することで1%の範囲に抑えることができるものの（Callender *et al*, 2007），保有個数を増やすことによる限界効用を取引コストが現実的には上回らないことにより、ポートフォリオ内に実際に保有されている不動産は、このような研究が指摘する数よりも少ない場合が多い（Lee, 2005a）。つまり現実世界ではコストが限界効用を上回らないために理論で示されるものは実現しない可能性があるということである。

Lee (2005b)もまた、実際に保有されている多資産ポートフォリオは必ずしも効率的に構築されているとは限らないとの考えから、意図的に非効率なポートフォリオを作り出し、そこから不動産追加の影響を調べた。彼は1951年から2003年までの、不動産、大規模資本株式、小規模資本株式、長期国債、長期社債のU.S.データを用いた。その結果、不動産を既存の（非効率な）ポートフォリオへ組み込む場合、ほとんどの場合でその効用が認められたものの、際立った利益をあまり見出すことはなかった。さらにその効用は既存のポートフォリオの構成に応じて変化することもわかった。

これら上記の研究は多くの有益な知見を与えてくれる。

実物不動産投資は：

- i. ポートフォリオのリターンの改善やリスクの分散させるために有用であり、特にリスク分散に優れている。
- ii. ポートフォリオのリターンを改善する場面は限定的であるが、ダウンスайдにおいてはその役目を果たしてくれる。
- iii. 物価変動の回避手段（インフレーション・ヘッジァ）として機能することができる。

- iv. 不動産のリターンにおける，他の資産との関係性は経年変化する特性があるものの，長期的には多くの場合に最適ポートフォリオに組み込まれる継続的な有用性がある。

実物不動産投資とREITの関係は：

- v. REITへの投資は，実物不動産投資の要素をいくらか得るものであり，それがポートフォリオに与える影響もある。
- vi. REITのリターンの動向は，株式と似てきており，特に小規模資本株式に対して顕著であり，株式のみで構成されるポートフォリオ(equity portfolio)へREITを組み込むことによるリスク分散効果は高くない。
- vii. REITのリターンには構造変化が見られ，周期性が認められる：REITが弱い市場にある場合，強い市場にある場合よりも小規模資本株式に対するセンシティブティが高く，それがポートフォリオに与える影響もある。

しかし用いられているデータには批判もある。上記研究にて用いられている不動産データは鑑定評価を基礎とした指数（appraisal-based index）であり，それには生来的な問題が指摘されている。この問題については後の章で詳しく述べることにする。

日本市場におけるリートと不動産を含む他資産との関係の経年変化性は価格に関して行われたものがあるが，総合的な収益の議論にまでは進んでいなかった。Chiang, So, & Tang は日本のデータを用い，REIT と他の資産クラスとの価格関係性を，時間経年から起因する動向変化に目を向けた研究を行った。彼らは，Clayton & MacKinnon (2001)と同様の手法を用いて，2001年から2005年の価格データを用いアジア市場の一部として日本市場を分析した。その結果，JREIT（Japan Real Estate Investment Trust）は大規模資本株式及び小規模資本株式の両方よりも変動（volatility）が小さく，JREIT と不動産の関係性は観測期間を通して増加している。この結果は，前述 U.S.で得られた知見と合致するものであるが，同研究は検証に価格指数を用いた為，キャピタル・リターン（資本成長率）のみを捉えるものである。従ってインカム・リターンについての考慮が為されておらず，同資産のトータル・リターン動向から，多資産ポートフォリオに対する影響を理解するにはさらなる議論が必要となり，その要請は今後一層高まっていくものと予想される。

本研究では，この総合収益に関する分析に焦点を当てたデータを用いる今後の研究，現在整備されている不動産とその代替資産に関する時系列データの特徴を理解することを目的とする。つまり，不動産データを時系列分析する際に注意することはないか——ということである。

なお，本研究では従来用いられてきた資産区分をさらに細分した。JREIT と REOC（Real Estate Operating Companies，上場された不動産企業）の投資口総合収益の比較は，JREIT と不動産会社との対比として見た場合の知見を与えてくれる。また，本研究は JREIT が保有する不動産ポートフォリオそれ自体と投資口リターンとの比較にまで及ぶ。そして本研究の一番の独自性は，JREIT の保有する個別物件からポートフォリオの運用に関わる全ての投資行動を加味し推計した JREIT のファンド・レベル・リターンを用いている点である

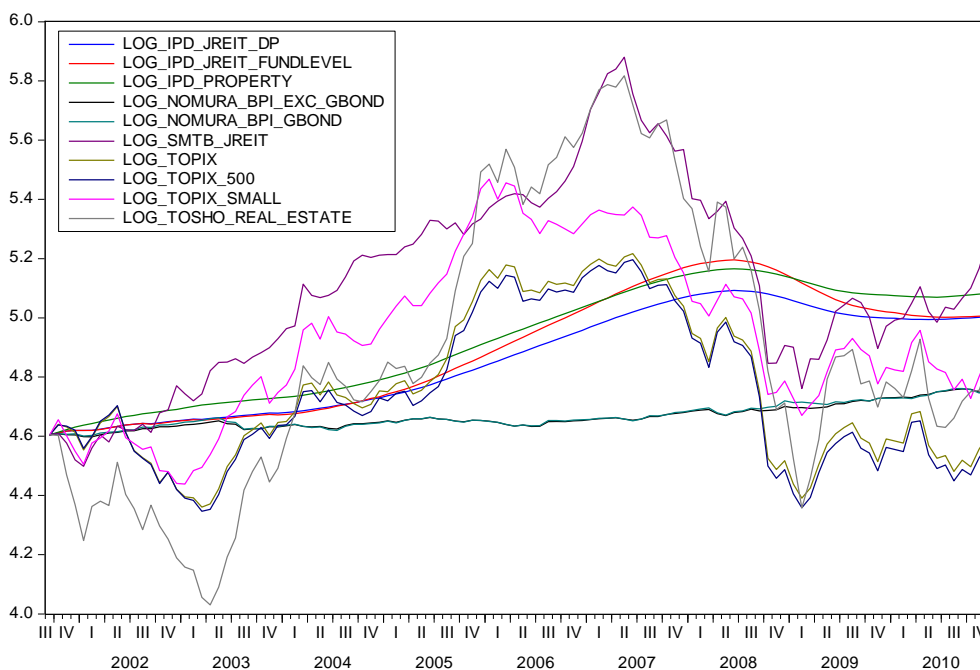
3. 研究対象とするデータ

本章では研究に用いる資産クラスのデータを議論する。特に不動産指数についてはその解釈に関してその含意を掘り下げる。

3.1 用いるデータの種類

株式指数には東京証券取引所の発行する「配当込TOPIX」を用いる。さらに詳細にわけて分析を行う場合、「配当込TOPIX500」と「配当込TOPIX small」を用いる。JREIT（日本不動産投資信託）には三井住友トラスト基礎研究所の「SMTRI J-REIT 総合指数」を、そしてリートとともにREOC（Real Estate Operating Companies，上場された不動産企業の株式）の動向も観測するため、「配当込東証業種別 不動産業」を採用した。債券には野村証券金融工学研究センター／金融市場調査部の「Nomura BPI 国債除く」，国債には「Nomura BPI 国債のみ」を採用した。不動産にはIPD日本の「IPD日本不動産投資指数」・「IPD日本JREIT直接不動産投資指数」・「IPD日本JREITファンド・レベル・リターン指数」を用いる。採用したものはすべて配当込もしくは総合収益を表す指数であり，本論文でリターンと言う場合，特段に言い換える場合を除き，この総合リターンを指す。用いる指数の観測期間は，2001年9月から2010年12月である。

図3.1.1 観測データ（自然対数）



3.2 不動産投資指数

不動産の指数には IPD ジャパンの不動産投資指数を用いるがその特性についてはいくつか述べておく必要がある。本指数は市場投資化によって実際に投資された不動産データの推移を集計しリターンを測定したもので、移動年次リターンを月次の頻度にて発表している。構成要素である不動産が実際の市場参加者によって投資された実際の不動産を用いて構築されていることから本研究では採用をした。さらに本研究ではこの移動年次リターンの元データとなっている月次リターンを IPD ジャパンより学術使用での提供を受け、それをを用いた分析を行う。IPD ジャパンの指数については、もう一つ「評価替え」という特徴がある。同社データベースのデータ収集先は不動産投資ファンドであるが、これらの鑑定評価や決算期は統一されていない。したがって、データベース内全てのデータが、完全に新たにアップデートされるまでには相当の時間を要する。データが完全にアップデートおらずとも指数は発行され続けるが、この「評価替え」によって絶えずある一定の過去数値が更新される恐れがある。今回は分析にあたり、この評価替えの影響のない、完全にデータがアップデートされた期間のみを分析に用いている。

同不動産総合収益指数は、インカム・リターンとキャピタル・リターン（資本成長率）の二つからなる。インカム・リターンは、期中に得られた収益から期中に生じた支出を差し引いた純収益が、当該不動産の資産価値と比較した場合における収益率を表す。キャピタル・リターンは、資本成長率とも呼ばれ、当期と前期の資産価値の変動を表す。IPD ジャパンの不動産投資指数（トータル・リターン）において適用されている投資不動産の総合収益率は以下の通りである（IPD Japan, 2012）。本研究では指数の自然対数をレベル・データとして用いることにより、幾何学的収益を考慮する。

指数に用いられている不動産総合収益率の計算式

$$TR_t = IR_t + CR_t \quad (1)$$

TR(Total Return): t 期の総合収益率

IR(Income Return): t 期のインカム・リターン

CR(Capital Return): t 期のキャピタル・リターン（資本成長率）

$$IR_t = \frac{NI_t}{CV_{t-1} + Cexp_t} \quad (2)$$

NI_t : t 期の純収益

CV_{t-1} : t-1 期の資産価値

$Cexp_t$: t 期の資本的支出

$$CR_t = \frac{CV_t - CV_{t-1} - Cexp_t + Crec_t}{CV_{t-1} + Cexp_t} \quad (3)$$

CV_t : t期の資産価値

$Crec_t$: t期の資本的収入

つまり，(1)式は以下のように表すことができる。

$$TR_t = \frac{CV_t - CV_{t-1} - Cexp_t + Crec_t + NI_t}{CV_{t-1} + Cexp_t} \quad (4)$$

本研究にて用いるリターン計算式

$$d\log x_i = \log x_i - \log x_{i-1} \doteq \frac{x_i - x_{i-1}}{x_{i-1}} \quad (5)$$

$d\log x_i$: 資産 x の i 期におけるリターン

当該不動産指数は，鑑定評価をベースとした不動産指数である。これは市場価格のプロキシとしての有用性が広く認識される一方で，多くの問題点も指摘されている。代表的なものとして平滑化 *smoothing* と時間差 *time lag* があり，これは市場で実際におこっている変動 *volatility* を上手く追跡することができていないという特性である。Clayton *et al* (2001)は平滑化について次のように報告した。U.S.の個別不動産の鑑定評価額には市場と比較して3四半期の遅れがあり，同じ不動産を継続的に評価している不動産鑑定士は，以前の評価価格をアンカリング *anchoring* することにより古い情報を使用する傾向がある。日本においても同様に，Shimizu & Nishimura (2006)が1975年から1999年の鑑定評価をベースとしている地価公示のデータには大きな平滑化が見られると指摘している。

McAllister *et al* (2003)は，鑑定士の動向とその行動が原因となった平滑化について報告した。鑑定会社とのインタビュー調査の結果，不動産の価値が減少していることが市場で読み取ることができているものの，市場から得られる動向証拠 *market evidence* が欠如している場合に，次の三つのシナリオを用いて主に評価額の調整を行う傾向を指摘した：①調整をしない，②調整を遅れて行う，③保守的に調整を行う。さらに彼らのクライアントは“変動 *volatility*”に対して用心深く，遅い調整 *slow adjustment* を好むこともインタビューの結果から得られた。McAllister *et al*はこの鑑定士の行動と評価の関係について計量分析をおこなっている。月次で評価替えが行われた1987年1月から2001年4月にかけてのIPD Monthly Indexを用いて，評価額の変動がそれぞれの四半期月（3月，6月，9月そして12月）によく見られ，その他の月よりも大きく変化することを指摘した。これは，いくつかの評価会社は毎月市場の情報を更新していると答えた一方で，他の評価会社が3ヵ月置きに更新していると答えたことと一致する。これらのほかにも，市場で起こった以下の

イベントに多くの鑑定士が反応できていなかったことを報告した：1980年代後半の市場盛況，1993年4月の市場回復，3回にわたる印紙税stamp dutyの改定。つまりこれらの結果から次のようなことが言える。鑑定士は市場の情報が欠如する中で，いかに評価額を市場の動向に見合うように評価額を調整していくかという状況にあり，実際に市場の証拠が得られるまでは控えめに行動をしている。そして中には市場の動向を上手く追跡することのできない鑑定士が数多く存在する。

これら平滑化の問題は個別不動産レベルにおいての影響は小さいものの，指数構築の為に集合化されると影響は大きくなることも報告されており（Brown & Matysiak, 2000, Bond *et al*, 2012），鑑定評価から派生するもの——本研究の場合は不動産指数——に対しても大きく影響を及ぼすものである。

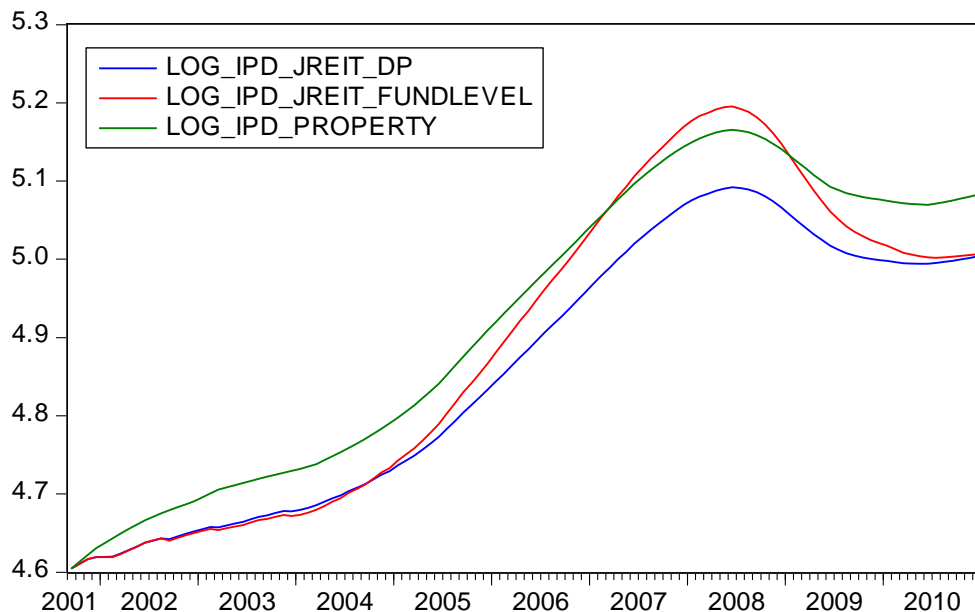
以上のように鑑定評価をベースとして不動産指数は生来的にその問題点を有しているために，その取扱いと得られた結果の解釈には注意する必要がある。上記に指摘されたような不動産指数の平滑化問題を，非平滑化desmoothingする方法は様々なものが提案されているもののその議論は未だ続いている。平準化を修正する方法はいくつかの提案がなされているが，その問題点も指摘されている。Key & Marcato (2007) は平準化を修正するために用いるモデルよりも用いるパラメーターがより重要だとしたし，Bond *et al*, 2012)は平滑化問題を解決する際に一般的に用いられるAR filtersは平滑化を誇張して捉えてしまうため適切ではなく，ARFIMAがより適切であると提案した。他にもヘドニック法を用いて品質の調整を行うものもある。Devaney & Martinez Diaz (2010) はUKデータを用いて取引データと指数をリンクさせる試みも行った。しかし，本研究は時系列データの特性に関する知見を得ることを範疇とするため，当該不動産指数の非平滑化は行わないものとする。

また同指数は継続直接投資不動産（スタンディング・インベストメント）のみを用いている。継続直接投資不動産とは，売却，購入，短期借地権取引，開発などの個別的要因が強いと判断される投資行動を除外した投資不動産の継続保有された状態における収益動向を示している。また機関投資家によって保有された資産が構成の大部分を占めるため，個々の不動産の規模が比較的大規模・中規模であることも指摘される。つまり同不動産指数は，継続保有運用された大規模・中規模の投資不動産の収益動向を示すものと解釈されるべきである。また，同指数を構成する構成要素である不動産は参入や脱落を繰り返しているため，サバイバル・バイアス（脱落バイアス）が存在する。これは絶えず銘柄が入れ替わる株式指数と同様である。

3.3 JREIT 直接不動産リターンと JREIT ファンド・レベル・リターン

本研究では、IPD日本のデータベースから、JREITのデータのみを抽出してJREITヴィークル自体のパフォーマンスに関わる月次リターンを通り推計した。

図3.3.1 異なる不動産指数（自然対数）の比較

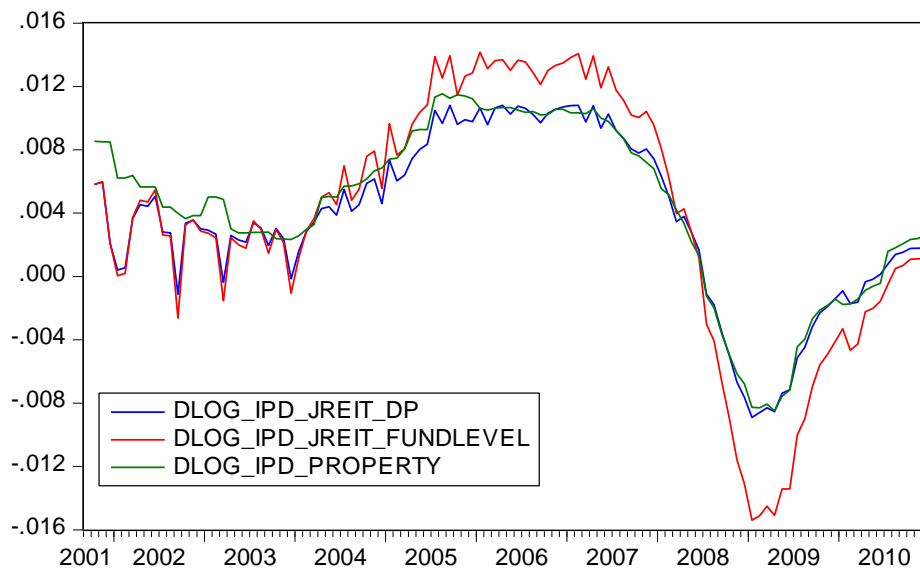


1つ目はJREIT不動産リターンである。これはIPDデータベースからJREITの直接不動産投資データのみを抽出しそのリターンを推計したものである。本リターン推計は、前指数のようにスタンディング・インベストメントのみを含むものではなく、JREITが公表する投資行動に関わる行動のすべてを含んだものである。つまり、これには前指数において除外されている売却、購入、開発等の投資行動が含まれたリターンの推計が示されている。

2つ目は、この直接不動産以外の投資行動を含めたリターンである。JREITは、不動産を主な投資目的物とする投資信託の形態であるが、それ以外の投資行動も行っている。いくつかのJREITには国債や株式等の不動産以外の資産も保有しており、借入金によりレバレッジ効果が得られている場合もある。正のリターンがでている場合は、借入金の影響により当該リターンが誇張されるが、負のリターン（損失）がでている場合にも同様に損失を誇張させてしまう。さらに留保している現金の影響を加味すると、この借入金レバレッジの影響度がさがる、つまり、景気時には誇張リターンを押し下げ、不景気時には誇張損失を緩和させる。最後にJREITを管理運用している運用会社に対する報酬や支出（ポートフォリオ・レベル・フィー&コスト）を考慮すると、これらは常にリターンに対して負の影響を与える。このようにリターンに関わる投資行動のすべてを考慮したJREITファンド・レベル・リターンは、JREITヴィークルそれ自体のリターン

を示すものである。下図からもわかるとおり，好景気時にはレバレッジ効果によりリターンが増幅され，不景気時には同効果により負のリターンが増幅されている。

図 3.3.2 月次リターン（自然対数の一階差）での不動産指数の比較



4. 時系列変動における特徴

4.1 指数間における相関

異なる指数間の基本的な知見を得るために相関分析を行う。相関係数は多資産ポートフォリオを構築・管理する際のリスク分散の指標として広く使われている。相関係数とは、一定期間における二つの資産リターン間の共分散をそれぞれの標準偏差で除したものと等しく、次の式で表すことができる：

相関係数計算式

$$r_{xy} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})/n}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2/n} \sqrt{\sum(y_i - \bar{y})^2/n}} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum(y_i - \bar{y})^2}} \quad (6)$$

r_{xy} : x と y の相関係数

i : 時間

n : データ个数

\bar{x} : x の平均

\bar{y} : y の平均

当該分析では短期間における資産リターンの相関を分析することを目的とするため、対象となる資産指数の対数の一階差を(5)式にあるように月次リターンとして表す。

その結果、株式、国債、社債、REOC、JREITはそれぞれ強く相関しているにもかかわらず、不動産はそれら代替資産との相関がみられなかった。さらに、JREIT直接不動産とJREITファンド・レベル・リターンに関しては、それらがJREITの根本的リターンであるにもかかわらず、JREIT株式との相関を見ることはできなかった。

表 4.4.1 指数間(1階差)の相関係数

Covariance Correlation	TOPIX	TOPIX 500	TOPIX small	Tosho Real Estate	SMTB JREIT	Nomura BPI exc. GovBond	Nomura BPI GovBond	IPD Propert	IPD JREIT DP	IPD JREIT FundLevel
TOPIX	1.0000									
TOPIX 500	0.9987**	1.0000								
TOPIX small	0.8982**	0.8754**	1.0000							
Tosho Real Estate	0.8104**	0.8034**	0.7774**	1.0000						
SMTRI JREIT	0.6189**	0.6141**	0.5849**	0.5405**	1.0000					
Nomura BPI exc. GovBond	-0.2795**	-0.2845**	-0.2090**	-0.2367**	0.0026	1.0000				
Nomura BPI GovBond	-0.3554**	-0.3603**	-0.2755**	-0.3056**	-0.0494	0.9680**	1.0000			
IPD Property	-0.1438	0.1497	0.0706	0.1223	0.0938	-0.1207	-0.0745	1.0000		
IPD JREIT DP	0.1395	0.1473	0.0482	0.1323	0.0867	-0.1137	-0.0808	0.9681**	1.0000	
IPD JREIT FundLevel	0.1319	0.1393	0.0453	0.1275	0.0830	-0.1184	-0.0816	0.9716**	0.9982**	1.0000

*10%での有意性を示す。 **5%での有意性を示す。

4.2 データの定常性の検定

前節において、不動産投資関連資産にはその他代替資産との相関を見ることができなかったが、時系列変動を見た場合には大きな違いはあるのだろうか。そこで本節では、各指数の定常性に焦点をあてて分析を行う。

(1) 検定の方法

対象とする時系列データが定常過程に従うかどうかの判断は、この今後の分析モデルの選択とその結果の解釈を左右する。そこでまず、各時系列データについて単位根検定を行い定常か非定常かを判定することにしよう。単位根検定には、ごく基本的な ADF 検定(Said & Dickey, 1984)と PP 検定(Phillips & Perron, 1988)とを用いる。一般にこれらの検定方法は検出力が弱いといわれる。しかし、ここではむしろ基本的な分析の一部と位置づけて、ひとまずこれらの検定方法で単位根検定を行ってみる。その結果、後に何か問題が生ずるようであれば、その検定方法の改善について後の節で再検討することにした。

ADF 検定では次のような 3 種の AR(p)モデル (Autoregressive Model, 自己回帰モデル) を想定し単位根が含まれていないかどうかを判定する。

- ① 定数項のみあり:
$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + u_t$$
- ② 定数項あり・トレンド項あり:
$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + bt + u_t$$
- ③ 定数項なし・トレンド項なし:
$$y_t = a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + u_t$$

一方 PP 検定は、特段にラグ次数 p を指定しないノンパラメトリックな方法である。ここでは、各時系列データについて、上の 3 種のケースで ADF 検定と PP 検定とを行った。また、非定常と判断された場合は階差をとって繰り返し検定を行った。つまり、レベルデータ、1 階差データ、2 階差データ・・・のように必要に応じて階差を深めて検定を行った。

(2) 検定結果の解釈

AR 過程を想定した場合において、すべてのデータにおいてレベル段階では非定常であった。これはそれぞれの原指数の自然対数をとったデータである。1 階差をとったときに定常となるデータは、TOPIX500, TOPIX small, 東証業種別不動産業指数, SMTRI JREIT 指数, SMTRI JREIT 指数, Nomura BPI (国債除く) 指数, Nomura BPI (国債のみ) 指数であった。

一方、IPD 不動産指数, IPD JREIT 直接不動産投資指数, IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数は 3 階差をとるまで非定常であるという結果になった。このことから、直接不動産指数および不動産ヴィークル収益指数には単位根過程があり、回帰分析に用いる際には 3 次以上の階差をとったものを使わない限り「見せかけの回帰」をもたらす恐れのあることが示唆される。

表 4.2.1 「定数項のみあり」のモデル

データ名	レベル	1階差	2階差	3階差
IPD 不動産投資指数	非定常	非定常	定常	定常
IPD JREIT 不動産投資指数	非定常	非定常	非定常	定常
IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数	非定常	非定常	非定常	定常
SMTRI JREIT 指数	非定常	定常	定常	定常
東証業種別不動産業指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIX 指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIX500 指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIXsmall 指数	非定常	定常	定常	定常
Nomura BPI（国債除く）指数	非定常	定常	定常	定常
Nomura BPI（国債のみ）指数	非定常	定常	定常	定常

(注) ADF 検定と PP 検定の両方で、有意水準 5%で「 H_0 単位根あり」が棄却されたら定常と判断。

表 4.2.2 「定数項あり・トレンドあり」のモデル

データ名	レベル	1階差	2階差	3階差
IPD 不動産投資指数	非定常	非定常	非定常	定常
IPD JREIT 不動産投資指数	非定常	非定常	非定常	定常
IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数	非定常	非定常	非定常	定常
SMTRI JREIT 指数	非定常	定常	定常	定常
東証業種別不動産業指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIX 指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIX500 指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIXsmall 指数	非定常	定常	定常	定常
Nomura BPI（国債除く）指数	非定常	定常	定常	定常
Nomura BPI（国債のみ）指数	非定常	定常	定常	定常

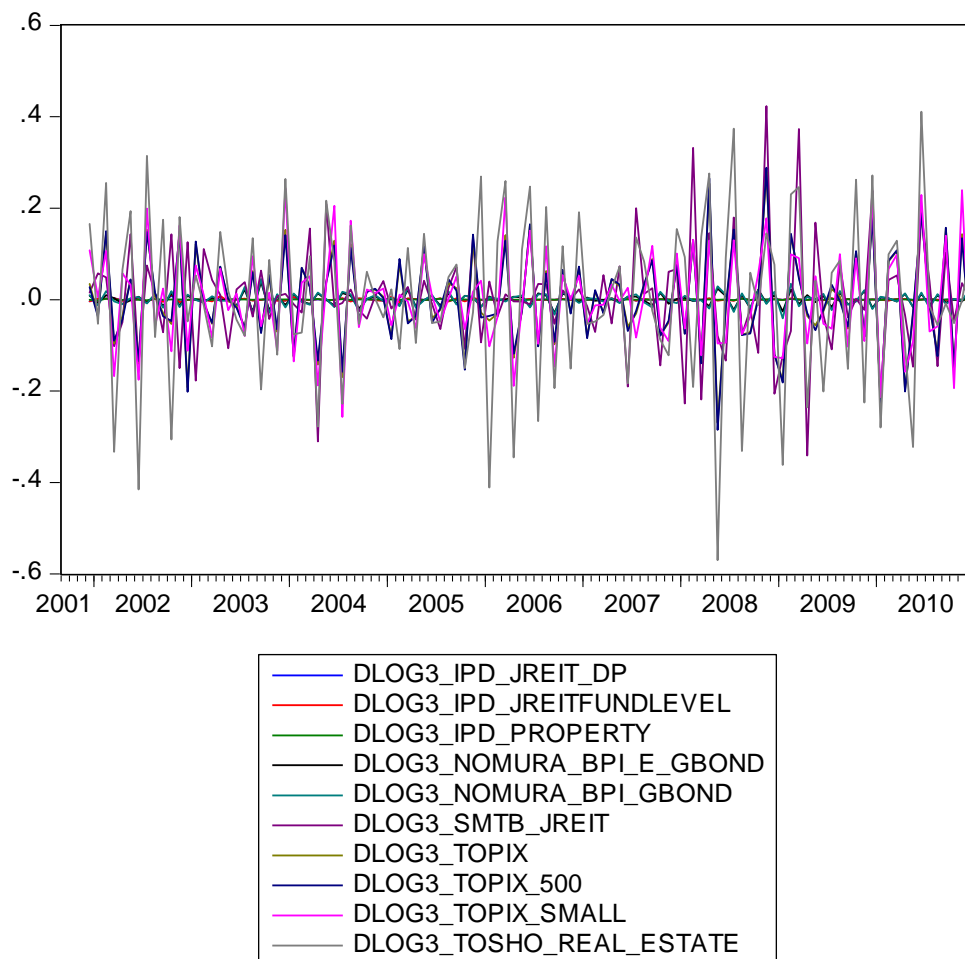
(注) ADF 検定と PP 検定の両方で、有意水準 5%で「 H_0 単位根あり」が棄却されたら定常と判断。

表 4.2.3 「定数項なし・トレンドなし」のモデル

データ名	レベル	1階差	2階差	3階差
IPD 不動産投資指数	非定常	非定常	定常	定常
IPD JREIT 不動産投資指数	非定常	非定常	定常	定常
IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数	非定常	非定常	定常	定常
SMTRI JREIT 指数	非定常	定常	定常	定常
東証業種別不動産業指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIX 指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIX500 指数	非定常	定常	定常	定常
TOPIXsmall 指数	非定常	定常	定常	定常
Nomura BPI（国債除く）指数	非定常	定常	定常	定常
Nomura BPI（国債のみ）指数	非定常	定常	定常	定常

(注) ADF 検定と PP 検定の両方で、有意水準 5%で「 H_0 単位根あり」が棄却されたら定常と判断。

図 4.2.4 各時系列データの変動(3階差)



4.3 ARIMA 過程によるモデル化

前節においてすべてのデータにはレベル段階において非定常性がある(和分過程が含まれている)ことがわかった。そこで本節では和分過程を含む ARIMA 過程を想定し，時系列モデルを推定してみよう。

対象とするのは，IPD 不動産投資指数，IPD JREIT 直接不動産投資指数そして IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数である。これは前節では2階差または3階差をとると定常になることが分かっている。ここでは3階差で十分に定常だとみなし，これに ARMA モデルを適用することで ARIMA モデルを推定することにしよう。

ARIMA($p,3,q$)モデルの次数をいくとおりか設定して推定した結果を下表に示す。このうちから，推定したモデルの係数が t 統計量でみて有意であるようなモデルで，かつ AIC が最小になるような ARIMA モデルを採択することにした。

その結果，IPD 不動産投資指数は ARIMA(2,3,0)が最適なモデルであることがわかった。IPD JREIT 不動産投資指数では，ARIMA(3,3,3)，IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数にあつては ARIMA(1,3,3)であることがわかった

表 4.3.1 IPD 不動産投資指数の ARIMA($p,3,q$)モデルの推定

過程	t-Statistic による係数の検定*	Durbin-Watson Stat	AIC	AIC による順位
ARIMA(1,3,0)	有意	2.249271	-11.63634	15
ARIMA(2,3,0)	有意	2.012581	-11.81972	4
ARIMA(3,3,0)	—	2.002691	-11.81562	5
ARIMA(0,3,1)	有意	2.154420	-11.75625	10
ARIMA(0,3,2)	—	2.002202	-11.75539	11
ARIMA(0,3,3)	—	2.259920	-11.69331	14
ARIMA(1,3,1)	—	1.900185	-11.75761	9
ARIMA(2,3,1)	—	1.986389	-11.80148	7
ARIMA(2,3,2)	—	1.981241	-11.78296	8
ARIMA(1,3,2)	—	1.894628	-11.74907	12
ARIMA(3,3,1)	—	2.059425	-11.85909	1
ARIMA(3,3,2)	—	1.993292	-11.84226	2
ARIMA(3,3,3)	—	2.019507	-11.83262	3
ARIMA(1,3,3)	—	1.925662	-11.72199	13
ARIMA(2,3,3)	—	2.071434	-11.80739	6

(注) 「 H_0 : 係数=0」を有意水準 5%で判定。有意でないとき"—"で表記した。網掛けのものを採用した。

表 4.3.2 IPD JREIT 不動産投資指数の ARIMA(p,3,q)モデルの推定

過程	t-Statistic による係数の検定*	Durbin-Watson Stat	AIC	AIC による順位
ARIMA(1,3,0)	有意	2.462279	-10.16707	15
ARIMA(2,3,0)	有意	2.125316	-10.29275	14
ARIMA(3,3,0)	有意	1.983980	-10.32613	13
ARIMA(0,3,1)	有意	2.044803	-10.47185	7
ARIMA(0,3,2)	—	1.937600	-10.41223	12
ARIMA(0,3,3)	有意	1.849233	-10.43649	11
ARIMA(1,3,1)	—	2.019667	-10.47093	8
ARIMA(2,3,1)	—	2.023421	-10.50059	2
ARIMA(2,3,2)	—	2.020435	-10.49759	3
ARIMA(1,3,2)	—	2.009334	-10.45255	10
ARIMA(3,3,1)	—	1.947178	-10.49472	4
ARIMA(3,3,2)	—	1.981362	-10.48200	6
ARIMA(3,3,3)	有意	2.060190	-10.77353	1
ARIMA(1,3,3)	—	2.102133	-10.48704	5
ARIMA(2,3,3)	—	1.970446	-10.46855	9

(注) 「 H_0 : 係数=0」を有意水準 5%で判定。有意でないとき"—"で表記した。網掛けのものを採用した。

表 4.3.3 IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数の ARIMA(p,3,q)モデルの推定

過程	t-Statistic による係数の検定*	Durbin-Watson Stat	AIC	AIC による順位
ARIMA(1,3,0)	有意	2.501339	-9.548830	15
ARIMA(2,3,0)	有意	2.150469	-9.684605	14
ARIMA(3,3,0)	有意	1.969329	-9.721495	13
ARIMA(0,3,1)	有意	2.296120	-9.776731	12
ARIMA(0,3,2)	有意	1.990076	-9.800250	11
ARIMA(0,3,3)	有意	1.762022	-9.818560	8
ARIMA(1,3,1)	有意	1.994971	-9.826168	7
ARIMA(2,3,1)	—	2.020583	-9.839336	4
ARIMA(2,3,2)	—	2.009280	-9.831355	6
ARIMA(1,3,2)	—	1.997085	-9.807960	10
ARIMA(3,3,1)	—	1.959198	-9.831586	5
ARIMA(3,3,2)	—	1.966209	-9.815709	9
ARIMA(3,3,3)	—	1.969328	-9.935632	1
ARIMA(1,3,3)	有意	2.058115	-9.848025	3
ARIMA(2,3,3)	—	1.969746	-9.916693	2

(注) 「 H_0 : 係数=0」を有意水準 5%で判定。有意でないとき"—"で表記した。網掛けのものを採用した。

表4.3.4 採択されたIPD不動産投資指数のARIMA(2,3,0)モデル

Dependent Variable: DLOG3_IPD_PROPERTY

Method: Least Squares

Date: 03/02/13 Time: 20:23

Sample (adjusted): 2002M02 2010M12

Included observations: 107 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.19E-05	3.08E-05	0.386679	0.6998
AR(1)	-0.720248	0.088208	-8.165322	0.0000
AR(2)	-0.311628	0.088234	-3.531813	0.0006
R-squared	0.395232	Mean dependent var		2.28E-05
Adjusted R-squared	0.383602	S.D. dependent var		0.000825
S.E. of regression	0.000647	Akaike info criterion		-11.81972
Sum squared resid	4.36E-05	Schwarz criterion		-11.74478
Log likelihood	635.3551	Hannan-Quinn criter.		-11.78934
F-statistic	33.98343	Durbin-Watson stat		2.012581
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-.36-.43i	-.36+.43i		

表4.3.5 採択されたIPD JREIT不動産投資指数のARIMA(3,3,3)モデル

Dependent Variable: DLOG3_IPD_JREIT_DP

Method: Least Squares

Date: 03/13/13 Time: 00:03

Sample (adjusted): 2002M03 2010M12

Included observations: 106 after adjustments

Convergence achieved after 20 iterations

MA Backcast: 2001M12 2002M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.06E-06	1.57E-05	0.131583	0.8956
AR(1)	0.746002	0.103967	7.175376	0.0000
AR(2)	-0.328809	0.115801	-2.839430	0.0055
AR(3)	-0.290494	0.087887	-3.305310	0.0013
MA(1)	-2.030412	0.065926	-30.79816	0.0000
MA(2)	1.990448	0.077778	25.59123	0.0000
MA(3)	-0.835094	0.061757	-13.52232	0.0000
R-squared	0.696400	Mean dependent var		-1.01E-06
Adjusted R-squared	0.678000	S.D. dependent var		0.001890
S.E. of regression	0.001073	Akaike info criterion		-10.77353
Sum squared resid	0.000114	Schwarz criterion		-10.59764
Log likelihood	577.9972	Hannan-Quinn criter.		-10.70224
F-statistic	37.84784	Durbin-Watson stat		2.060190
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.56+.66i	.56-.66i	-.38	
Inverted MA Roots	.84	.59-.80i	.59+.80i	

表4.3.6 採択されたIPD JREITファンド・レベル・リターン指数のARIMA(1,3,3)モデル

Dependent Variable: DLOG3_IPD_JREITFUNDLEVEL

Method: Least Squares

Date: 03/14/13 Time: 20:59

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

MA Backcast: 2001M10 2001M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.84E-06	7.81E-06	-0.363829	0.7167
AR(1)	0.666424	0.172976	3.852707	0.0002
MA(1)	-1.764283	0.189661	-9.302319	0.0000
MA(2)	1.006748	0.233602	4.309669	0.0000
MA(3)	-0.242445	0.096547	-2.511176	0.0136
R-squared	0.584561	Mean dependent var		3.59E-05
Adjusted R-squared	0.568428	S.D. dependent var		0.002618
S.E. of regression	0.001720	Akaike info criterion		-9.848025
Sum squared resid	0.000305	Schwarz criterion		-9.723852
Log likelihood	536.7933	Hannan-Quinn criter.		-9.797677
F-statistic	36.23268	Durbin-Watson stat		2.058115
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.67			
Inverted MA Roots	1.00	.38-.31i	.38+.31i	

4.4 GARCHによるボラティリティ変動分析

ここではIPD不動産投資指数，IPD JREIT 直接不動産投資指数そしてIPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数の時系列変動に注目して，そのボラティリティの均一性・不均一性を分析することにする。

ここでいうボラティリティは，指数データの変動のうち，前節で採択したARIMA(2,3,0)モデルで確定的に予測できる部分に対し，予測不可能な個所としてなお残る残差の変動を表す標準偏差(または分散)のことを指している。このボラティリティには，一定の期間に変動が大きく持続する期間がある場合を指摘されており，これはボラティリティ・クラスタリング volatility clustering と呼ばれる。このボラティリティの変動をGARCHモデルで分析することにする。このGARCH分析は，ボラティリティに対するショックの持続性を図るARCH分析に過去のボラティリティを考慮したモデルでBollerslev (1986)によって提案された：

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \epsilon_{t-j}^2 \quad (7)$$

$\omega > 0, i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, q$

GARCH(p,q)の次数をいくとおりか設定して分析した結果，IPD不動産投資指数ではAICが最小となるモデルとしてGARCH(2,2)が採択された。しかし，推定された係数はARCH効果(Resid(-1)^2)が10%，その他が1%の有意水準で有意であった。つまり，「係数の値はゼロである可能性を排除でき，よってボラティリティは分析期間において不均一であるとみなせる」と解釈できる。IPD JREIT 直接不動産投資指数ではGARCH(0,2)が採択されたが，5%の有意水準で有意であり，同様に分散不均一性を認識できる。そしてIPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数に関しては，GARCH(1,1)が採択されたが，こちらも5%の有意水準で有意であり，分散不均一性が認識できた。

表 4.4.1 不動産投資関連指数のボラティリティのGARCH(p,q)モデルのAICとモデルの採択

IPD不動産投資指数		IPD JREIT不動産投資指数		IPD JREITファンド・レベル・リターン指数	
GARCH(0,1)	-11.78254	GARCH(0,1)	-10.84357	GARCH(0,1)	-9.959164
GARCH(0,2)	-11.79599	GARCH(0,2)	-10.85752	GARCH(0,2)	-9.966857
GARCH(1,0)	-11.78526	GARCH(1,0)	-10.60041	GARCH(1,0)	-9.830397
GARCH(1,1)	-11.76409	GARCH(1,1)	-10.77573	GARCH(1,1)	-10.03372
GARCH(1,2)	-11.81355	GARCH(1,2)	-10.79245	GARCH(1,2)	-10.00074
GARCH(2,0)	-11.78198	GARCH(2,0)	-10.66368	GARCH(2,0)	-9.829073
GARCH(2,1)	-11.77050	GARCH(2,1)	-10.76683	GARCH(2,1)	-9.998086
GARCH(2,2)	-11.84527	GARCH(2,2)	-10.74832	GARCH(2,2)	-9.980811

(注) 網掛けのモデルを採択した。

表4.4.2 IPD不動産投資指数のボラティリティの分析結果：GARCH(2,2)

Dependent Variable: LPRTYD3

Method: ML - ARCH

Date: 03/16/13 Time: 22:11

Sample (adjusted): 2002M02 2010M12

Included observations: 107 after adjustments

Convergence achieved after 73 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5)*\text{RESID}(-1)^2 + C(6)*\text{RESID}(-2)^2 + C(7)*\text{GARCH}(-1) + C(8)*\text{GARCH}(-2)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.92E-05	1.98E-05	-1.472548	0.1409
AR(1)	-0.873427	0.046628	-18.73165	0.0000
AR(2)	-0.595667	0.064614	-9.218798	0.0000
Variance Equation				
C	1.25E-07	3.84E-08	3.246900	0.0012
RESID(-1)^2	-0.034229	0.018633	-1.837028	0.0662
RESID(-2)^2	0.593077	0.123436	4.804722	0.0000
GARCH(-1)	0.523534	0.080277	6.521587	0.0000
GARCH(-2)	-0.309847	0.081836	-3.786213	0.0002
R-squared	0.320917	Mean dependent var		2.28E-05
Adjusted R-squared	0.307858	S.D. dependent var		0.000825
S.E. of regression	0.000686	Akaike info criterion		-11.84527
Sum squared resid	4.89E-05	Schwarz criterion		-11.64544
Log likelihood	641.7221	Hannan-Quinn criter.		-11.76426
Durbin-Watson stat	1.804535			
Inverted AR Roots	-0.44+0.64i	-0.44-0.64i		

表4.4.3 IPD JREIT不動産投資指数のボラティリティの分析結果：GARCH(0,2)

Dependent Variable: LREITD3

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 03/16/13 Time: 22:43

Sample (adjusted): 2002M03 2010M12

Included observations: 106 after adjustments

Convergence achieved after 55 iterations

MA Backcast: 2001M12 2002M02

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(8) + C(9)*GARCH(-1) + C(10)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-5.45E-06	2.05E-05	-0.265853	0.7904
AR(1)	-0.475394	0.128353	-3.703806	0.0002
AR(2)	-0.824958	0.071119	-11.59971	0.0000
AR(3)	-0.236595	0.111745	-2.117266	0.0342
MA(1)	-0.608266	0.096736	-6.287906	0.0000
MA(2)	0.915896	0.015502	59.08258	0.0000
MA(3)	-0.697578	0.093288	-7.477711	0.0000
Variance Equation				
C	3.65E-09	9.23E-10	3.958946	0.0001
GARCH(-1)	1.917906	0.035637	53.81735	0.0000
GARCH(-2)	-0.922669	0.033970	-27.16096	0.0000
R-squared	0.628526	Mean dependent var		-1.01E-06
Adjusted R-squared	0.606012	S.D. dependent var		0.001890
S.E. of regression	0.001187	Akaike info criterion		-10.85752
Sum squared resid	0.000139	Schwarz criterion		-10.60626
Log likelihood	585.4487	Hannan-Quinn criter.		-10.75568
Durbin-Watson stat	1.954114			
Inverted AR Roots	-.08-.88i	-.08+.88i	-.31	
Inverted MA Roots	.71	-.05+.99i	-.05-.99i	

表 4.4.4 IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数のボラティリティの分析結果：GARCH(1,1)

Dependent Variable: LFUNDD3

Method: ML - ARCH

Date: 03/16/13 Time: 22:44

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 65 iterations

MA Backcast: 2001M10 2001M12

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.11E-05	2.94E-05	-0.720425	0.4713
AR(1)	-0.864995	0.207060	-4.177501	0.0000
MA(1)	-0.135488	0.213090	-0.635827	0.5249
MA(2)	-0.498287	0.238693	-2.087568	0.0368
MA(3)	0.187210	0.144713	1.293665	0.1958
Variance Equation				
C	2.65E-09	3.45E-08	0.076573	0.9390
RESID(-1)^2	-0.059757	0.027623	-2.163290	0.0305
GARCH(-1)	1.045954	0.041525	25.18857	0.0000
R-squared	0.536355	Mean dependent var		3.59E-05
Adjusted R-squared	0.518349	S.D. dependent var		0.002618
S.E. of regression	0.001817	Akaike info criterion		-10.03372
Sum squared resid	0.000340	Schwarz criterion		-9.835040
Log likelihood	549.8207	Hannan-Quinn criter.		-9.953160
Durbin-Watson stat	2.028108			
Inverted AR Roots	-0.86			
Inverted MA Roots	.46-.15i	.46+.15i	-.79	

4.5 単位根検定・ARIMAモデル・GARCHモデルの再検討

(1) 単位根検定の再検討

先の4.2節で、IPD不動産投資指数、IPD JREIT不動産投資指数、IPD JREITファンド・レベル・リターン指数という3種類の不動産投資関連指数が1階差をとっただけでは定常にならないことを見た(表4.2.1, 表4.2.2, 表4.2.3)。さらにその結果は、2階差をとっても定常ではないかもしれないことを示唆している。

しかし実際には階差をとり過ぎれば過剰階差となって有用な情報を損失することになり好ましいことではない。そこでここでは、これら3つの指数データについて、改めて別の検定方法を用いて単位根検定をやり直してみることにしよう。

先に用いたADF検定、PP検定は帰無仮説「 H_0 : 単位根あり」を検定するものであった。一般にその検出力は弱いといわれている。つまり、単位根がなく定常過程が真であるとしても、検出力が弱いため帰無仮説「 H_0 : 単位根あり」を棄却できず、誤って非定常過程として採択してしまう危険性がある。そこでここでは、これらの検定を改良したDF-GLS検定(Elliott *et al*, 1996)とNP検定(Ng & Perron, 2001)、さらに視点を変えたKPSS検定(Kwiatkowski *et al*, 1992)を用いて検定をやり直してみることにする。DF-GLS検定は、ADF検定を改良したもので、同じく帰無仮説「 H_0 : 単位根あり」を検定するものである。NP検定は、PP検定を改良したもので、同じく帰無仮説「 H_0 : 単位根あり」を検定するものである。一方、KPSS検定は逆に帰無仮説「 H_0 : 単位根なし」を検定するものである。

なお、検定にかけるモデル式の仮定についてであるが、前節4.2では機械的に「定数項あり・トレンドあり」のケースを階差データに対しても適用した。しかしよく考えてみると時間 t を含むトレンド項が効くのは、原指数を意味するレベルデータに対してのことであろうと考えられる。つまり原指数の上昇基調などを表現するときには有効になるものであろう。一方、階差をとって収益率ベースの指標にしたときは、それが一方的に上昇基調などになるとは考え難い。こうした理由から、ここでは階差データに対しては「定数項あり・トレンドあり」のケースの検定を行わないことにした。

さて、単位根検定の結果は次に示す表4.5.1, 表4.5.2, 表4.5.3のようになる。これをみると、まずIPD不動産投資指数(表4.5.1)については、2階差をとれば定常になるようである。実は、4.2節の検定でも、階差データにおける「定数項あり・トレンドあり」ケースを除けば、2階差で定常であることがすでに示されている。よって改めてここでも同じ結果が得られたことになる。

一方、IPD JREIT不動産投資指数(表4.5.2)とIPD JREITファンド・レベル・リターン指数(表4.5.3)については、1階差をとればほぼ定常であることがここでの検定で示されている。先の4.2節の検定では3階差をとらないと定常にならないと判断されたのと大きく異なっている。

表 4.5.1 IPD 不動産投資指数

検定の種類	検定統計量	レベル (定数項あり)	レベル (定数項・トレンドあり)	1階差 (定数項あり)	2階差 (定数項あり)
DG-GLS	t	— 非定常	* 定常	— 非定常	*** 定常
NP	MZa	— 非定常	*** 定常	— 非定常	*** 定常
	MZt	— 非定常	*** 定常	— 非定常	*** 定常
	MSB	— 非定常	*** 定常	— 非定常	*** 定常
	MPT	— 非定常	*** 定常	— 非定常	*** 定常
KPSS	LM	†††非定常	†† 非定常	† 非定常	= 定常

—：「H₀単位根あり」を棄却できない。非定常。
*：10%有意水準で「H₀単位根あり」を棄却。定常。
**：5%有意水準で同上。
***：1%有意水準で同上。
=：「H₀単位根なし」を棄却できない。定常。
†：10%有意水準で「H₀単位根なし」を棄却。非定常。
††：5%有意水準で同上。
†††：1%有意水準で同上。

表 4.5.2 IPD JREIT 不動産投資指数

検定の種類	検定統計量	レベル (定数項あり)	レベル (定数項・トレンドあり)	1階差 (定数項あり)	2階差 (定数項あり)
DG-GLS	t	— 非定常	— 非定常	* 定常	*** 定常
NP	MZa	— 非定常	*** 定常	** 定常	— 非定常
	MZt	— 非定常	*** 定常	** 定常	— 非定常
	MSB	— 非定常	*** 定常	** 定常	— 非定常
	MPT	— 非定常	*** 定常	** 定常	— 非定常
KPSS	LM	†††非定常	†† 非定常	= 定常	= 定常

—：「H₀単位根あり」を棄却できない。非定常。
*：10%有意水準で「H₀単位根あり」を棄却。定常。
**：5%有意水準で同上。
***：1%有意水準で同上。
=：「H₀単位根なし」を棄却できない。定常。
†：10%有意水準で「H₀単位根なし」を棄却。非定常。
††：5%有意水準で同上。
†††：1%有意水準で同上。

表 4.5.3 IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数

検定の種類	検定統計量	レベル (定数項あり)	レベル (定数項・トレンドあり)	1階差 (定数項あり)	2階差 (定数項あり)
DG-GLS	t	— 非定常	*** 定常	* 定常	* 定常
NP	MZa	— 非定常	*** 定常	*** 定常	— 非定常
	MZt	— 非定常	*** 定常	*** 定常	— 非定常
	MSB	— 非定常	*** 定常	** 定常	— 非定常
	MPT	— 非定常	*** 定常	*** 定常	— 非定常
KPSS	LM	†††非定常	†† 非定常	= 定常	= 定常

—：「H₀単位根あり」を棄却できない。非定常。
*：10%有意水準で「H₀単位根あり」を棄却。定常。
**：5%有意水準で同上。
***：1%有意水準で同上。
=：「H₀単位根なし」を棄却できない。定常。
†：10%有意水準で「H₀単位根なし」を棄却。非定常。
††：5%有意水準で同上。
†††：1%有意水準で同上。

(2) ARIMA モデルの再検討

3つの指数データについて和分次数が定まったので，引き続き ARIMA モデルを推定してみることにしよう。表 4.5.4 にいくつかのケースの推定結果の AIC をまとめた。これに基づいてモデルを選択するとともに，係数の t 検定についても検討した。

表 4.5.4 不動産投資関連指数の ARIMA(p,d,q)モデルの AIC とモデルの採択

IPD不動産投資指数	IPD JREIT不動産投資指数	IPD JREITファンド・レベル・リターン指数
ARIMA(0,2,1) -11.59623	ARIMA(0,1,1) -8.605107	ARIMA(0,1,1) -7.834070
ARIMA(0,2,2) -11.66782	ARIMA(0,1,2) -9.312862	ARIMA(0,1,2) -8.570446
ARIMA(0,2,3) -11.75034	ARIMA(0,1,3) -9.650005	ARIMA(0,1,3) -8.911661
ARIMA(1,2,0) -11.65302	ARIMA(1,1,0) -10.44754	ARIMA(1,1,0) -9.811300
ARIMA(1,2,1) -11.78496	ARIMA(1,1,1) -10.43390	ARIMA(1,1,1) -9.797042
ARIMA(1,2,2) -11.80304	ARIMA(1,1,2) -10.46782	ARIMA(1,1,2) -9.851783
ARIMA(1,2,3) -11.78927	ARIMA(1,1,3) -10.47484	ARIMA(1,1,3) -9.855876
ARIMA(2,2,0) -11.75534	ARIMA(2,1,0) -10.42621	ARIMA(2,1,0) -9.789347
ARIMA(2,2,1) -11.79842	ARIMA(2,1,1) -10.44223	ARIMA(2,1,1) -9.800459
ARIMA(2,2,2) -11.83564	ARIMA(2,1,2) -10.42962	ARIMA(2,1,2) -9.787061
ARIMA(2,2,3) -11.81773	ARIMA(2,1,3) -10.48899	ARIMA(2,1,3) -9.831347
ARIMA(3,2,0) -11.88992	ARIMA(3,1,0) -10.50946	ARIMA(3,1,0) -9.850260
ARIMA(3,2,1) -11.87169	ARIMA(3,1,1) -10.51458	ARIMA(3,1,1) -9.929770
ARIMA(3,2,2) -11.86080	ARIMA(3,1,2) -10.64948	ARIMA(3,1,2) -9.912308
ARIMA(3,2,3) -11.85216	ARIMA(3,1,3) -10.63151	ARIMA(3,1,3) -9.851022

(注) 網掛けのモデルを採択した。

IPD 不動産投資指数については AIC の最も小さい ARIMA(3,2,0)モデルを採択することができる。ただしその場合 AR(1)の係数の推定値については t 統計量が 5%有意水準を満たさない結果となっている(表 4.5.5)。しかしそう致命的なものではない。

IPD JREIT 不動産投資指数については同じく AIC の最も小さい ARIMA(3,1,2) モデルを採択することができる。係数の推定値も十分に有意である(表 4.5.6)。

IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数についてはやや注意を要する。これについても AIC が最小となる ARIMA(3,1,1)を採択したいが，分析結果によると推定された AR 過程の特性方程式の根の絶対値が 1 より小さいため定常な ARIMA 過程にならない(資料編 2(1))。次の順位の AIC の ARIMA(3,1,2)も同じ理由から定常とならない(資料編 2(2))。さらに次の ARIMA(3,1,3)は定常であるが係数の推定値が有意水準を満たさない(資料編 2(3))。結局 ARIMA(3,1,0)が，AIC も小さく係数の推定値も有意水準を満たし，AR 過程の特性方程式の根の絶対値が 1 より大きく

定常であるので，これを採択することとしたい(表 4.5.7)。

表 4.5.5 IPD 不動産投資指数の ARIMA(3,2,0)モデル

Dependent Variable: LPRTYD2

Method: Least Squares

Date: 03/10/13 Time: 00:21

Sample (adjusted): 2002M02 2010M12

Included observations: 107 after adjustments

Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.91E-05	0.000194	0.098580	0.9217
AR(1)	0.178951	0.090825	1.970288	0.0515
AR(2)	0.297881	0.088127	3.380142	0.0010
AR(3)	0.210365	0.090902	2.314183	0.0226
R-squared	0.312021	Mean dependent var		-3.41E-05
Adjusted R-squared	0.291983	S.D. dependent var		0.000739
S.E. of regression	0.000622	Akaike info criterion		-11.88992
Sum squared resid	3.99E-05	Schwarz criterion		-11.79000
Log likelihood	640.1108	Hannan-Quinn criter.		-11.84942
F-statistic	15.57128	Durbin-Watson stat		1.973596
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.84	-.33+.38i	-.33-.38i	

表 4.5.6 IPD JREIT 不動産投資指数の ARIMA(3,1,2)モデル

Dependent Variable: LREITD1

Method: Least Squares

Date: 03/10/13 Time: 00:22

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

MA Backcast: 2001M11 2001M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004154	0.004163	0.997785	0.3207
AR(1)	1.127003	0.076717	14.69041	0.0000
AR(2)	-0.790624	0.110064	-7.183320	0.0000
AR(3)	0.618196	0.076519	8.078976	0.0000
MA(1)	-0.267369	0.020196	-13.23894	0.0000
MA(2)	0.983362	0.010883	90.35934	0.0000
R-squared	0.956416	Mean dependent var		0.003559
Adjusted R-squared	0.954280	S.D. dependent var		0.005364
S.E. of regression	0.001147	Akaike info criterion		-10.64948
Sum squared resid	0.000134	Schwarz criterion		-10.50048
Log likelihood	581.0721	Hannan-Quinn criter.		-10.58907
F-statistic	447.6666	Durbin-Watson stat		2.037983
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.97	.08+.79i	.08-.79i	
Inverted MA Roots	.13+.98i	.13-.98i		

表 4.5.7 IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数の ARIMA(3,1,0)モデル

Dependent Variable: LFUNDD1

Method: Least Squares

Date: 03/10/13 Time: 00:23

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003504	0.006143	0.570455	0.5696
AR(1)	0.919764	0.093783	9.807390	0.0000
AR(2)	0.260877	0.126053	2.069589	0.0410
AR(3)	-0.207691	0.093787	-2.214483	0.0290
R-squared	0.954415	Mean dependent var		0.003586
Adjusted R-squared	0.953100	S.D. dependent var		0.007968
S.E. of regression	0.001726	Akaike info criterion		-9.850260
Sum squared resid	0.000310	Schwarz criterion		-9.750922
Log likelihood	535.9141	Hannan-Quinn criter.		-9.809982
F-statistic	725.8190	Durbin-Watson stat		2.110763
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.97	.44	-.49	

(3) GARCH モデルの再検討

次にボラティリティの変動を推定する GARCH モデルについて検討する。それぞれの指数について、上で推定された ARIMA モデルを適用しその残差に対し、GARCH モデルを適用した結果の AIC をまとめたものが表 4.5.8 である。ここでも AIC の最も小さいものをモデルとして採択する。

表 4.5.8 不動産投資関連指数のボラティリティの GARCH(p,q)モデルの AIC とモデルの採択

IPD不動産投資指数	IPD JREIT不動産投資指数	IPD JREITファンド・レベル・リターン指数
GARCH(0,1) -11.85375	GARCH(0,1) -10.77015	GARCH(0,1) -10.02228
GARCH(0,2) -11.87654	GARCH(0,2) -10.74976	GARCH(0,2) -10.00145
GARCH(1,0) -11.91054	GARCH(1,0) -10.65659	GARCH(1,0) -9.857101
GARCH(1,1) -11.90749	GARCH(1,1) -10.85913	GARCH(1,1) -9.971706
GARCH(1,2) -11.87287	GARCH(1,2) -10.86976	GARCH(1,2) -9.954552
GARCH(2,0) -11.90675	GARCH(2,0) -10.78099	GARCH(2,0) -9.852299
GARCH(2,1) -11.87650	GARCH(2,1) -10.73180	GARCH(2,1) -9.955249
GARCH(2,2) -11.86413	GARCH(2,2) -10.74781	GARCH(2,2) -9.936973

(注) 網掛けのモデルを採択した。

IPD 不動産投資指数については GARCH(1,0)が採択される(表 4.5.9)。しかしながら、説明変数の残差 2 乗の項の係数の値が有意水準 10%でも有意とはならない。つまり「係数の値=0」という帰無仮説を棄却できない。自由度調節済みの決定係数(R²値)も 0.3 と小さい。要するにうまく GARCH モデルが当てはまらない。このことは、ARIMA モデルが予測確定的に変化をなぞった後の残差については、ボラティリティの変動が不均一ではなく均一であることを示唆するものであろう。

IPD JREIT 不動産投資指数については GARCH(1,2)が採択される(表 4.5.10)。しかし 3 つの説明変数のすべてにおいて係数の値が有意ではない。ここから示唆されることも上と同じく、分析期間を通じてボラティリティは不均一ではなく均一ということであろう。なお、より正確には「すべての係数=0」という帰無仮説を検定すればよい。

IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数については GARCH(0,1)が採択される(表 4.5.11)。ここでは、説明変数のラグ付ボラティリティの係数が有意に効いていることが読み取れる。つまり、ボラティリティの変動は不均一であることになる。

表 4.5.9 IPD 不動産投資指数の GARCH(1,0)モデル

Dependent Variable: LPRTYD2

Method: ML - ARCH

Date: 03/10/13 Time: 00:21

Sample (adjusted): 2002M02 2010M12

Included observations: 107 after adjustments

Convergence achieved after 81 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-9.43E-05	0.000147	-0.642632	0.5205
AR(1)	0.114786	0.055194	2.079679	0.0376
AR(2)	0.288602	0.083553	3.454123	0.0006
AR(3)	0.191378	0.086853	2.203458	0.0276
Variance Equation				
C	3.88E-07	3.66E-08	10.60327	0.0000
RESID(-1)^2	-0.059362	0.044060	-1.347293	0.1779
R-squared	0.302465	Mean dependent var		-3.41E-05
Adjusted R-squared	0.282148	S.D. dependent var		0.000739
S.E. of regression	0.000627	Akaike info criterion		-11.91054
Sum squared resid	4.04E-05	Schwarz criterion		-11.76066
Log likelihood	643.2140	Hannan-Quinn criter.		-11.84978
Durbin-Watson stat	1.827749			
Inverted AR Roots	.79	-.34-.36i	-.34+.36i	

表 4.5.10 IPD JREIT 不動産投資指数の GARCH(1,2)モデル

Dependent Variable: LREITD1

Method: ML - ARCH

Date: 03/10/13 Time: 00:22

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 48 iterations

MA Backcast: 2001M11 2001M12

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1) + C(10)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001965	0.002323	0.845658	0.3977
AR(1)	1.542757	0.282295	5.465059	0.0000
AR(2)	-0.274259	0.534312	-0.513294	0.6077
AR(3)	-0.285390	0.258104	-1.105721	0.2688
MA(1)	-0.646301	0.283864	-2.276799	0.0228
MA(2)	0.103343	0.224164	0.461014	0.6448
Variance Equation				
C	1.17E-09	1.66E-08	0.070493	0.9438
RESID(-1)^2	-0.095054	0.063666	-1.493013	0.1354
GARCH(-1)	0.489578	0.719880	0.680084	0.4965
GARCH(-2)	0.565767	0.737797	0.766833	0.4432
R-squared	0.944767	Mean dependent var		0.003559
Adjusted R-squared	0.942060	S.D. dependent var		0.005364
S.E. of regression	0.001291	Akaike info criterion		-10.86976
Sum squared resid	0.000170	Schwarz criterion		-10.62142
Log likelihood	596.9671	Hannan-Quinn criter.		-10.76907
Durbin-Watson stat	1.943872			
Inverted AR Roots	.93-.09i	.93+.09i	-.32	
Inverted MA Roots	.36	.29		

表 4.5.11 IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数の GARCH(0,1)モデル

Dependent Variable: LFUNDD1

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 03/10/13 Time: 16:56

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 20 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002531	0.004263	0.593583	0.5528
AR(1)	1.040445	0.027923	37.26093	0.0000
AR(2)	0.224892	0.102274	2.198908	0.0279
AR(3)	-0.301452	0.077009	-3.914495	0.0001
Variance Equation				
C	-7.74E-08	2.70E-08	-2.865711	0.0042
GARCH(-1)	1.009788	0.008249	122.4167	0.0000
R-squared	0.953202	Mean dependent var		0.003586
Adjusted R-squared	0.951852	S.D. dependent var		0.007968
S.E. of regression	0.001748	Akaike info criterion		-10.02228
Sum squared resid	0.000318	Schwarz criterion		-9.873275
Log likelihood	547.2033	Hannan-Quinn criter.		-9.961866
Durbin-Watson stat	2.350617			
Inverted AR Roots	.94	.62	-.52	

5. まとめと今後の課題

(1) 不動産投資データの時系列変動における特徴は、その関連資産と比較される以前に、いまだに深く議論されていない。データの特徴はその後のモデルを選定や結果に大きく影響してくるため、いかなる時系列分析を始める前には行われなければならない。そこで、本論文では、不動産時系列データの特徴に関する知見を、その代替資産の関係性を勘案し、提供することを目的とした。

(2) 相関係数を一見したところ、株式、国債、社債、REOC、JREIT 株式はそれぞれが強く相関しているにもかかわらず、不動産はそれら代替資産との相関が全くみられなかった。さらに、JREIT 直接不動産と JREIT ファンド・レベル・リターンに関しては、それらが JREIT 株式の根本的リターンである一方で、JREIT 株式との相関さえも見ることができず、これらはあたかも不動産投資関連指数だけがほかの指数と独立して推移しているような印象を与えた。

(3) そこで、我々はこれら不動産投資関連指数の時系列確率過程に注目し、その特徴を捉えることにした。

まず、単位根検定・ARIMA 過程でのモデル化、GARCH による分散不均一性の検証を行った。従来の単位根検定である ADF 検定・PP 検定をでは 3 つの不動産投資関連指数は 2-3 次数をとらなければ定常とならなかった。そこで 3 次数を確保した後に、ARIMA 過程でモデル化したところ、条件付き分散不均一性、いわゆるボラティリティ・クラスタリングの発生が見られた。

しかし、ADF 検定、PP 検定は一般にその検出力は弱いといわれていることから、これら検定のみでの判断は不十分であると考え、それらを改良した DF-GLS 検定と NP 検定、さらに視点を変えた KPSS 検定を用いて検定をやり直してみた。その結果、1-2 の次数により定常過程を得ら

表 5.1 不動産投資指数

3 階差	ARIMA(2,3,0) $R^{2*}=0.3836$	GARCH(2,2)* $R^{2*}=0.3079$
2 階差	ARIMA(3,2,0) $R^{2*}=0.2920$	GARCH(1,0) $R^{2*}=0.2821$

*10%で有意 **5%で有意 ARIMA モデルはすべて 5%で有意である

表 5.2 JREIT 直接不動産指数

3 階差	ARIMA(3,3,3) $R^{2*}=0.6780$	GARCH(0,2)** $R^{2*}=0.6060$
1 階差	ARIMA(3,1,2) $R^{2*}=0.9543$	GARCH(1,2) $R^{2*}=0.9420$

*10%で有意 **5%で有意 ARIMA モデルはすべて 5%で有意である

表 5.3 JREIT ファンド・レベル・リターン指数

3 階差	ARIMA(1,3,3) $R^{2*}=0.5684$	GARCH(1,1)** $R^{2*}=0.5183$
1 階差	ARIMA(3,1,0) $R^{2*}=0.9531$	GARCH(0,1)** $R^{2*}=0.9519$

*10%で有意 **5%で有意 ARIMA モデルはすべて 5%で有意である

れることがわかった。ARIMAによりモデル化し、GARCHにより検証を行った結果 JREIT ファンド・レベル・リターン指数を除く、不動産投資指数と JREIT 直接不動産指数の両方で分散が一定であるとの結果を得た。

(4) もちろん検定の方法により異なる結果が出ることは言及するまでもないが、従来から多くの研究にて用いられている ADF 検定・PP 検定は多くの次数を要求する結果を導き出し、他方で DF-GLS 検定・NP 検定・KPSS 検定ではそれよりも少ない次数を許した。一般的には、次数を多くとればとるほど指数の持つ情報を失ってしまうと考えられていることから、DF-GLS 検定・NP 検定・KPSS 検定は可能な限り少ない次数を許す。これは、不動産関連資産と位置づけた指数が、比較的少ない階数で代替資産と比較することができることを示すものである。JREIT 直接不動産投資指数と JREIT ファンド・レベル指数については1階差を、不動産指数に関しては2階差をもって回帰分析をしても「見せかけの回帰」は発生せず、より短期の情報を有効に活用であるということを示唆している。

(5) また、たとえ同じ指数を用いた場合であっても、異なる次数の最適 ARIMA モデルは、あるものは分散不均一性を、あるものは分散の均一性を認識させる結果を与えることも見て取れた。つまり、次数により最適なモデルを組みなおす必要性はもとより、それに応じた分散不均一性の考慮も必要であることを示唆するものである。

(6) なお、モデルの当てはまりの良さという観点から自由度調整済み決定係数(R^{2*})に着目して補足すると次のことが言える。まず、JREIT 直接不動産指数(表 5.2)と JREIT ファンド・レベル・リターン指数(表 5.3)では、改良された単位根検定が1階差で定常だと示す通り、1階差の ARIMA モデルの方が3階差のモデルより決定係数が高く、当てはまりの良さを示している。それに対して、不動産投資指数(表 5.1)では、3階差の ARIMA(2,3,0)の方が、2階差の ARIMA(3,2,0)より当てはまりが良い。改良された単位根検定の結果によれば2階差でもよいと結論付けられたが、当てはまりの良さという観点からは3階差の方が良いことになる。いささか不整合のように思われるが、この点に関しては次のように考えられる。第1にそもそも単位根過程が含まれる場合、決定係数による評価が適切かどうか統計理論に立ち返って再検討する必要がある。第2に階差が異なるモデルの当てはまりの良さを評価するには、それぞれのモデルを用いて原指数のレベルで再推定し、実績値と比較してその平均二乗誤差で当てはまりを評価してやる必要がある。第3に3階差であれ2階差であれここでは決定係数が0.3~0.4と低くどちらのモデルも説明力が弱い。ここにはモデル化に際してのより根本的な理由があるのかもしれない。以上の観点はすべて残された課題である。

(7) 今回は相関係数を用いた分析を行ったが、それ自体は変数間の関係性を説明するものではなく長期的関係性の説明にも欠けている。これらを補うために、指数間の共和分関係やグレンジャー因果性等の関係性を説明できる分析が必要であると考え。また本論文では、一変数のみを用いた自己相関モデルを用いたが、多変数へ拡張した VAR や VGARCH などの多変量時系列分析を行うことにより、相互関係を考慮したモデル化が課題となる。

参考文献

- Bond, S., Hwang, S. and Marcato, G. (2012), *An analysis of commercial real estate returns: an anatomy of smoothing in asset and index returns*. *Real Estate Economics*, 40 (3).
- Brown, G. R., & Matysiak, G. A. (2000). Sticky Valuations, Aggregation Effects, and Property Indices. *Journal of Real Estate Finance and Economics* , 20 (1), 49-66.
- Callender, M., Deveney, S., Sheahan, A., Key, T. (2007). Risk Reduction and Diversification in UK Commercial Property Portfolios. *Journal of Property Research*, 24(4), pp.355-375.
- Chiang, Y., So, C., & Tang, B. (2008). Time- varying performance of four Asia-Pacific REIT. *Journal of Property Investment & Finance* , 26 (3), 210-231.
- Clascock, J. L., Lu, C., & So, R. W. (2000). Further Evidence on the Integration of REIT, Bond, and Stock Returns. *Journal of Real Estate Finance and Economics* , 20:2, 177- 194.
- Clayton, J., & MacKinnon, G. (2001). The Time-Varying Nature of the Link between REIT, Real Estate and Financial Asset Returns. *Journal of Real Estate Portfolio Management* , Vol. 7 (No. 1), 43-54.
- Clayton, J., Geltner, D., & Hamilton, S. W. (2001). Smoothing Commercial Property Valuation: Evidence from Individual Appraisals. *Real Estate Economics*, V29 (3), 337-360.
- Devaney, S. & Martinez Diaz, R. (2010). Transaction based indices for the UK commercial property market: exploration and evaluation using IPD data. University of Aberdeen Business School Working Paper Series, vol. 02, University of Aberdeen Business School, Aberdeen, pp. 1-18.
- Elliott, Graham & Rothenberg, Thomas J & Stock, James H, 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 64(4), pages 813-36, July.
- Giliberto, S. M. (1990). Equity Real Estate Investment Trusts and Real Estate Returns. *The Journal of Real Estate Research* , 259-263.
- Ibbotson, R., & Siegel, L. (1984). Real Estate Returns: A Comparison with Other Investments. *AREUEA Journal* , Vol. 12 (No. 3), 219-242.
- Key, T. & Marcato, G. (2007), Smoothing and Implication for Asset Allocation Choices, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 33 No. 5, pp. 85-99.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178, North-Holland.
- Phillips, P.C.B and P. Perron (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346
- Said E. and David A. Dickey (1984), Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, 599-607.
- Shimizu, C., & Nishimura, K. (2006) Biases in appraisal land price information: the case of Japan. *Journal of Property Investment & Finance* Vol. 24 No. 2, 2006 pp. 150-175.
- Lee, S. (2003). When Does Direct Real Estate Improve Portfolio Performance?. *Working Papers in Real*

- Estate & Planning*, 17/03, University of Reading, pp. 8.
- Lee, S. (2005a). The marginal benefit of diversification in commercial real estate portfolios. *Working Papers in Real Estate & Planning*. 04/05. Working Paper. University of Reading, Reading, pp.11.
- Lee, S. (2005b) *How often does direct real estate increase the risk-adjusted performance of the US mixed-asset portfolio?* *Working Papers in Real Estate & Planning*. 10/05. Working Paper. University of Reading, Reading. pp14.
- Lee, S. & Stevenson, S. (2006). Real Estate in the Mixed-Asset Portfolio: The Question of Consistency, *Journal of Property Investment & Finance*, 2006, 24:2, 123-135.
- McAllister P., Baum A., Crosby N., Gallimore P., and Gray A (2003). Appraiser behaviour and appraisal smoothing: some qualitative and quantitative evidence. *Journal of Property Research*, 20(3) 261-280
- Ng, Serena and Pierre Perron (2001), Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- IPD Japan (2012). Guide to the IPD Japan Monthly Index version 2.01. Retrieved 2nd Sep 2012 at <http://www.ipd.com/Portals/32/Guide%20to%20the%20IPD%20Japan%20Monthly%20Index%202%2001.pdf>

資料編1 —— ADF・PP 単位根検定の結果

1. IPD Property 指数

IPD Property 指数の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.835150	0.3613	-2.888669
PP*	-1.694156	0.4314	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.924238	0.3201	-2.888669
PP*	-1.513720	0.5231	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-3.094356	0.0299	-2.888669
PP*	-7.782098	0.0000	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-13.08529	0.0000	-2.888669
PP*	-25.85022	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.854963	0.1814	-3.451959
PP*	-0.147529	0.9935	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.325270	0.4165	-3.452358
PP*	-1.553283	0.8049	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-3.057535	0.1220	-3.452358
PP*	-7.782958	0.0000	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-13.02995	0.0000	-3.452358
PP*	-25.70629	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	1.201028	0.9405	-1.943853
PP*	2.702743	0.9983	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.433473	0.1408	-1.943853
PP*	-1.434545	0.1431	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-3.133800	0.0020	-1.943853
PP*	-7.777208	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-13.13704	0.0000	-1.943853
PP*	-25.97792	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

2. IPD JREIT Direct Property Index

IPD JREIT Direct Property Index の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.146014	0.6952	-2.889474
PP*	-1.276229	0.6387	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.990528	0.2906	-2.889474
PP*	-1.391849	0.5839	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.697998	0.0778	-2.889474
PP*	-11.31765	0.0000	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-10.04987	0.0000	-2.889474
PP*	-61.03095	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.649296	0.2599	-3.453601
PP*	-0.413992	0.9859	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.042286	0.5712	-3.453601
PP*	-1.447711	0.8413	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.654140	0.2579	-3.453601
PP*	-11.27236	0.0000	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-9.990848	0.0000	-3.453601
PP*	-65.00717	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	0.943672	0.9073	-1.943943
PP*	2.326270	0.9952	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.741191	0.0775	-1.943943
PP*	-1.302088	0.1772	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.705974	0.0072	-1.943943
PP*	-11.35410	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-10.11240	0.0000	-1.943943
PP*	-59.08394	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

3. IPD JREIT Fund Level Return Index

IPD JREIT Fund Level Return Index の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.288716	0.6327	-2.889474
PP*	-1.309884	0.6231	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.155443	0.2239	-2.889474
PP*	-1.418175	0.5710	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.515259	0.1148	-2.889474
PP*	-11.40934	0.0000	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-9.470638	0.0000	2.889474
PP*	-85.31351	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.229514	0.4681	-3.453601
PP*	-0.349922	0.9882	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.233293	0.4661	-3.453601
PP*	-1.513253	0.8193	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.475145	0.3397	-3.453601
PP*	-11.36780	0.0000	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-9.421513	0.0000	-3.453601
PP*	-87.44501	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	0.745360	0.8738	-1.943943
PP*	1.553596	0.9700	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.014116	0.0426	-1.943943
PP*	-1.376151	0.1560	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-2.523377	0.0119	-1.943943
PP*	-11.44408	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-9.528302	0.0000	-1.943943
PP*	-79.65310	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

4. SMTRI JREIT 指数

SMTRI JREIT 指数の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.607159	0.4755	-2.887909
PP*	-1.630372	0.4638	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.189462	0.0000	-2.887909
PP*	-8.365902	0.0000	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.133471	0.0000	-2.890037
PP*	-29.09050	0.0001	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.525543	0.0000	-2.890327
PP*	-21.98050	0.0000	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.404971	0.8544	-3.451184
PP*	-1.409803	0.8530	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.205548	0.0000	-3.451184
PP*	-8.350340	0.0000	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.109308	0.0000	-3.454471
PP*	-29.01544	0.0001	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-5.808490	0.0000	-3.456805
PP*	-21.87656	0.0000	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	0.788370	0.8818	-1.943768
PP*	0.736699	0.8723	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.149654	0.0000	-1.943768
PP*	-8.343779	0.0000	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.161115	0.0000	-1.943974
PP*	-29.14872	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.571025	0.0000	-1.944039
PP*	-22.08261	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

5. 東証業種別不動産業指数

東証業種別不動産業指数の単位根検定結果
 （レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は
 Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.736018	0.4104	-2.888411
PP*	-1.345301	0.6064	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.029390	0.0000	-2.887909
PP*	-8.064438	0.0000	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.868888	0.0000	-2.889753
PP*	-30.05848	0.0001	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.360968	0.0000	-2.891550
PP*	-54.62739	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel
 method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.549743	0.8061	-3.451959
PP*	-1.260976	0.8921	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.008896	0.0000	-3.451184
PP*	-7.976660	0.0000	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.811777	0.0000	-3.454032
PP*	-29.94375	0.0001	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.325546	0.0000	-3.456805
PP*	-54.32053	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel
 method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	0.0078951	0.7058	-1.943768
PP*	0.064477	0.7013	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.062518	0.0000	-1.943768
PP*	-8.098518	0.0000	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.905397	0.0000	-1.943974
PP*	-30.110741	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.399159	0.0000	-1.944175
PP*	-54.96215	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel
 method, Newey-West Bandwidth, Intercept

6. TOPIX 指数

TOPIX 指数の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.442828	0.5587	-3.490772
PP*	-1.441169	0.5596	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-7.751577	0.0000	-2.887909
PP*	-7.861611	0.0000	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.549231	0.0000	-2.890037
PP*	-19.14029	0.0000	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.844083	0.0000	-2.890926
PP*	-37.74326	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.368012	0.8650	-3.451184
PP*	-1.328934	0.8755	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-7.745197	0.0000	-3.451184
PP*	-7.847495	0.0000	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.515016	0.0000	-3.454471
PP*	-19.03771	0.0000	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.800210	0.0000	-3.455842
PP*	-37.52367	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-0.123020	0.6391	-1.943768
PP*	-0.081500	0.6534	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-7.767172	0.0000	-1.943768
PP*	-7.895759	0.0000	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.592347	0.0000	-1.944006
PP*	-19.24497	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.881209	0.0000	-1.944105
PP*	-37.95094	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

7. TOPIX500

TOPIX500 指数の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.458498	0.5509	-2.887909
PP*	-1.447664	0.5564	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-7.736809	0.0000	-2.887909
PP*	-7.843753	0.0000	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.529469	0.0000	-2.890037
PP*	-19.02474	0.0000	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.806660	0.0000	-2.890926
PP*	-37.25089	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.399196	0.8561	-3.451184
PP*	-1.358191	0.8677	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-7.727516	0.0000	-3.451184
PP*	-7.827904	0.0000	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.495293	0.0000	-3.454471
PP*	-18.92482	0.0000	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.762938	0.0000	-3.455842
PP*	-37.03308	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-0.161909	0.6255	-1.943768
PP*	-0.123621	0.6389	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-7.771811	0.0000	-1.943768
PP*	-7.877519	0.0000	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.572538	0.0000	-1.944006
PP*	-19.12988	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.843459	0.0000	-1.944105
PP*	-37.45702	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

8. TOPIX small 指数

TOPIX small 指数の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等は Akaike Info Criterion により自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.413595	0.5732	-2.887909
PP*	-1.492335	0.5339	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.224131	0.0000	-2.887909
PP*	-8.226619	0.0000	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.655430	0.0000	-2.890037
PP*	-34.11721	0.0001	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.563703	0.0000	-2.891550
PP*	-75.19903	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.204494	0.9043	-3.451184
PP*	-1.175740	0.9101	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.240633	0.0000	-3.451184
PP*	-8.240633	0.0000	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.615851	0.0000	-3.454471
PP*	-32.92025	0.0001	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.522170	0.0000	-3.456805
PP*	-74.87717	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	0.235367	0.7527	-1.943768
PP*	0.310882	0.7738	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-8.252290	0.0000	-1.943768
PP*	-8.273748	0.0000	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.697353	0.0000	-1.944006
PP*	-34.19331	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.601387	0.0000	-1.944175
PP*	-75.29329	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

9. Nomura BPI（国債除く）指数

Nomura BPI（国債除く）指数の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等はAkaike Info Criterionにより自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	0.383956	0.9815	-2.887665
PP*	0.433398	0.9836	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-9.963462	0.0000	-2.887909
PP*	-9.956857	0.0000	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.027410	0.0000	-2.890623
PP*	-90.20136	0.0001	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.704739	0.0000	-2.891550
PP*	-146.0206	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.406973	0.8538	-3.450807
PP*	-1.533258	0.8123	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-10.01520	0.0000	-3.451184
PP*	-10.00468	0.0000	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.008355	0.0000	-3.455376
PP*	-93.26536	0.0001	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.661051	0.0000	-3.456805
PP*	-152.3959	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	2.713388	0.9984	-1.943741
PP*	2.680983	0.9982	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-9.436636	0.0000	-1.943768
PP*	-9.471817	0.0000	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.067401	0.0000	-1.944072
PP*	-89.68788	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.738547	0.0000	-1.944175
PP*	-135.9374	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

10. Nomura BPI（国債のみ）指数

Nomura BPI（国債のみ）指数の単位根検定結果（レベルデータ，定数項のみ，ラグ次数等はAkaike Info Criterionにより自動選択）

定数項のみ

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-0.130036	0.9425	-2.887665
PP*	-0.139008	0.9415	-2.887665

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-10.19979	0.0000	-2.887909
PP*	-10.19664	0.0000	-2.887909

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.215174	0.0000	-2.890623
PP*	-79.60610	0.0001	-2.888157

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.79579	0.0000	-2.891550
PP*	-103.0485	0.0001	-2.888411

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

定数項とトレンドあり

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-1.837564	0.6798	-3.450807
PP*	-1.888173	0.6540	-3.450807

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-10.19850	0.0000	-3.451184
PP*	-10.19847	0.0000	-3.451184

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.198024	0.0000	-3.455376
PP*	-78.31323	0.0001	-3.451568

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.754966	0.0000	-3.456805
PP*	102.0514	0.0001	-3.451959

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

なし

Level	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	2.218388	0.9936	-1.943741
PP*	2.309773	0.9950	-1.943741

1 st Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-9.836870	0.0000	-1.943768
PP*	-9.835710	0.0000	-1.943768

2 nd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.254779	0.0000	-1.944072
PP*	-79.96125	0.0000	-1.943796

3 rd Difference	t-Statistic	Prob.	5% Level
ADF	-6.834032	0.0000	-1.944175
PP*	-103.2526	0.0000	-1.943824

*Phillips-Perron test statistic, Bartlett kernel method, Newey-West Bandwidth, Intercept

資料編 2 ——IPD JREIT ファンド・レベル・リターン指数の ARIMA モデル

(1) ARIMA(3,1,1) AR 過程の特性方程式の根の絶対値が 1 より小さいため不採択

Dependent Variable: LFUNDD1

Method: Least Squares

Date: 03/22/13 Time: 15:27

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 26 iterations

MA Backcast: 2001M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005290	0.001039	5.090038	0.0000
AR(1)	1.772683	0.095621	18.53864	0.0000
AR(2)	-0.558431	0.190157	-2.936681	0.0041
AR(3)	-0.222070	0.096743	-2.295448	0.0237
MA(1)	-0.979426	0.025166	-38.91812	0.0000
R-squared	0.958672	Mean dependent var		0.003586
Adjusted R-squared	0.957067	S.D. dependent var		0.007968
S.E. of regression	0.001651	Akaike info criterion		-9.929770
Sum squared resid	0.000281	Schwarz criterion		-9.805597
Log likelihood	541.2076	Hannan-Quinn criter.		-9.879422
F-statistic	597.3091	Durbin-Watson stat		2.022195
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.00+.08i	1.00-.08i	-.22	
	Estimated AR process is nonstationary			
Inverted MA Roots	.98			

(2) ARIMA(3,1,2) AR過程の特性方程式の根の絶対値が1より小さいため不採択

Dependent Variable: LFUNDD1

Method: Least Squares

Date: 03/22/13 Time: 15:27

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Convergence achieved after 53 iterations

MA Backcast: 2001M11 2001M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005268	0.001102	4.779566	0.0000
AR(1)	1.615608	0.385283	4.193305	0.0001
AR(2)	-0.245865	0.764206	-0.321726	0.7483
AR(3)	-0.378528	0.381701	-0.991688	0.3237
MA(1)	-0.824166	0.412037	-2.000225	0.0481
MA(2)	-0.152364	0.405626	-0.375626	0.7080
R-squared	0.958715	Mean dependent var		0.003586
Adjusted R-squared	0.956692	S.D. dependent var		0.007968
S.E. of regression	0.001658	Akaike info criterion		-9.912308
Sum squared resid	0.000280	Schwarz criterion		-9.763301
Log likelihood	541.2646	Hannan-Quinn criter.		-9.851891
F-statistic	473.7298	Durbin-Watson stat		2.018304
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.00+.08i	1.00-.08i	-.38	
	Estimated AR process is nonstationary			
Inverted MA Roots	.98	-.16		

(3) ARIMA(3,1,3) 係数が有意でないため不採択

Dependent Variable: LFUNDD1

Method: Least Squares

Date: 03/22/13 Time: 15:27

Sample (adjusted): 2002M01 2010M12

Included observations: 108 after adjustments

Failure to improve SSR after 20 iterations

MA Backcast: 2001M10 2001M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003273	0.005574	0.587193	0.5584
AR(1)	0.382817	0.293903	1.302530	0.1957
AR(2)	0.911868	0.054077	16.86231	0.0000
AR(3)	-0.343315	0.284371	-1.207281	0.2301
MA(1)	0.525225	0.280610	1.871722	0.0641
MA(2)	-0.159719	0.286999	-0.556515	0.5791
MA(3)	0.314988	0.098285	3.204837	0.0018
R-squared	0.956911	Mean dependent var		0.003586
Adjusted R-squared	0.954352	S.D. dependent var		0.007968
S.E. of regression	0.001702	Akaike info criterion		-9.851022
Sum squared resid	0.000293	Schwarz criterion		-9.677180
Log likelihood	538.9552	Hannan-Quinn criter.		-9.780535
F-statistic	373.8341	Durbin-Watson stat		2.036785
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.96	.38	-.95	
Inverted MA Roots	.24-.51i	.24+.51i	-1.00	

資料編 3 ——分析に用いた EViews のプログラム

本論文の再現可能性を示すため、4.5 節内の IPD JREIT ファンドレベル・リターン指数での分析プログラムを例として掲載する。

```
'#*****  
'#  
'# JREIT ファンドレベル・リターン指数の単位根検定・ARIMA モデル・GARCH モデル  
'#  
'# (1) IPD JREIT ファンドレベル・リターン指数: ipd_jreit_fundlevel  
'# (2) 以下のプログラム中のコメント個所で、->の右にあるのは出力側のワークファイル  
'# "garch-fund.wf1"に作成したオブジェクト名を表す。  
'#  
'#*****  
  
'.. ファイルをオープンする  
  
wfoopen datasetworking.wf1 'ワークファイル" datasetworking.wf1"を読み込む。  
pageselect Original 'Original ページをアクティブにする。  
  
'.. IPD JREIT ファンドレベル・リターン指数(ipd_jreit_fundlevel)を対数変換して、階差をとる  
  
series lfund = @log( ipd_jreit_fundlevel) '原指数"ipd_jreit_fundlevel"の自然対数をとって、lfund とする。  
series lfundd1 = D( lfund ) 'lfund の 1 階差をとって、lfundd1 とする。  
series lfundd2 = D( lfund, 2 ) 'lfund の 2 階差をとって、lfundd2 とする。  
series lfundd3 = D( lfund, 3 ) 'lfund の 3 階差をとって、lfundd3 とする。  
  
'.. 変数の折線グラフを描く  
  
freeze(lfund_line) lfund.line '変数 lfund の折線グラフを描く。 -> lfund_line  
freeze(lfundd1_line) lfundd1.line '変数 lfundd1 の折線グラフを描く。 -> lfundd1_line  
freeze(lfundd2_line) lfundd2.line '変数 lfundd2 の折線グラフを描く。 -> lfundd2_line  
freeze(lfundd3_line) lfundd3.line '変数 lfundd3 の折線グラフを描く。 -> lfundd3_line  
  
'.. ADF-GLS 検定 ...  
'  
' (注) ADF-GLS 検定では「定数項なし・トレンドなし」というオプションはない。  
' 「トレンドあり」オプションはレベルでのみ意味があると考え、階差では用いない。  
  
freeze(lfund_uroot_dfgls_const) lfund.uroot( const, dfgls) 'レベル。定数項あり。 -> lfund_uroot_dfgls_const  
freeze(lfund_uroot_dfgls_trend) lfund.uroot( trend, dfgls) 'レベル。トレンドあり。 -> lfund_uroot_dfgls_trend  
  
freeze(lfundd1_uroot_dfgls_const) lfundd1.uroot( const, dfgls) '1 階差。定数項あり。 -> lfundd1_uroot_dfgls_const  
freeze(lfundd2_uroot_dfgls_const) lfundd2.uroot( const, dfgls) '2 階差。定数項あり。 -> lfundd2_uroot_dfgls_const  
freeze(lfundd3_uroot_dfgls_const) lfundd3.uroot( const, dfgls) '3 階差。定数項あり。 -> lfundd3_uroot_dfgls_const  
  
'.. KPSS 検定 ...  
'  
' (注) KPSS 検定では「定数項なし・トレンドなし」というオプションはない。  
' 「トレンドあり」オプションはレベルでのみ意味があると考え、階差では用いない。  
  
freeze(lfund_uroot_kpss_const) lfund.uroot( const, kpss) 'レベル。定数項あり。 -> lfund_uroot_kpss_const  
freeze(lfund_uroot_kpss_trend) lfund.uroot( trend, kpss) 'レベル。トレンドあり。 -> lfund_uroot_kpss_trend  
  
freeze(lfundd1_uroot_kpss_const) lfundd1.uroot( const, kpss) '1 階差。定数項あり。 -> lfundd1_uroot_kpss_const
```

freeze(lfundd2_uroot_kpss_const) lfundd2.uroot(const, kpss) '2 階差。定数項あり。 -> lfundd2_uroot_kpss_const
freeze(lfundd3_uroot_kpss_const) lfundd3.uroot(const, kpss) '3 階差。定数項あり。 -> lfundd3_uroot_kpss_const

'... NP 検定 ...

' (注) NP 検定では「定数項なし・トレンドなし」というオプションはない。
' 「トレンドあり」オプションはレベルでのみ意味があると考え、階差では用いない。

freeze(lfund_uroot_np_const) lfund.uroot(const, np) 'レベル。定数項あり。 -> lfund_uroot_np_const
freeze(lfund_uroot_np_trend) lfund.uroot(trend, np) 'レベル。トレンドあり。 -> lfund_uroot_np_trend

freeze(lfundd1_uroot_np_const) lfundd1.uroot(const, np) '1 階差。定数項あり。 -> lfundd1_uroot_np_const
freeze(lfundd2_uroot_np_const) lfundd2.uroot(const, np) '2 階差。定数項あり。 -> lfundd2_uroot_np_const
freeze(lfundd3_uroot_np_const) lfundd3.uroot(const, np) '3 階差。定数項あり。 -> lfundd3_uroot_np_const

'... ARIMA モデルの推定

equation ARIMA01.ls lfundd1 C MA(1)
equation ARIMA02.ls lfundd1 C MA(1) MA(2)
equation ARIMA03.ls lfundd1 C MA(1) MA(2) MA(3)
equation ARIMA10.ls lfundd1 C AR(1)
equation ARIMA11.ls lfundd1 C AR(1) MA(1)
equation ARIMA12.ls lfundd1 C AR(1) MA(1) MA(2)
equation ARIMA13.ls lfundd1 C AR(1) MA(1) MA(2) MA(3)
equation ARIMA20.ls lfundd1 C AR(1) AR(2)
equation ARIMA21.ls lfundd1 C AR(1) AR(2) MA(1)
equation ARIMA22.ls lfundd1 C AR(1) AR(2) MA(1) MA(2)
equation ARIMA23.ls lfundd1 C AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3)
equation ARIMA30.ls lfundd1 C AR(1) AR(2) AR(3)
equation ARIMA31.ls lfundd1 C AR(1) AR(2) AR(3) MA(1)
equation ARIMA32.ls lfundd1 C AR(1) AR(2) AR(3) MA(1) MA(2)
equation ARIMA33.ls lfundd1 C AR(1) AR(2) AR(3) MA(1) MA(2) MA(3)

'... ARIMA モデルを評価するための AIC の一覧表 ...

Table(15,2) arima_AIC
arima_AIC(1,1) = "ARIMA(0,1,1)"
arima_AIC(2,1) = "ARIMA(0,1,2)"
arima_AIC(3,1) = "ARIMA(0,1,3)"
arima_AIC(4,1) = "ARIMA(1,1,0)"
arima_AIC(5,1) = "ARIMA(1,1,1)"
arima_AIC(6,1) = "ARIMA(1,1,2)"
arima_AIC(7,1) = "ARIMA(1,1,3)"
arima_AIC(8,1) = "ARIMA(2,1,0)"
arima_AIC(9,1) = "ARIMA(2,1,1)"
arima_AIC(10,1) = "ARIMA(2,1,2)"
arima_AIC(11,1) = "ARIMA(2,1,3)"
arima_AIC(12,1) = "ARIMA(3,1,0)"
arima_AIC(13,1) = "ARIMA(3,1,1)"
arima_AIC(14,1) = "ARIMA(3,1,2)"
arima_AIC(15,1) = "ARIMA(3,1,3)"
arima_AIC(1,2) = ARIMA01.@AIC
arima_AIC(2,2) = ARIMA02.@AIC
arima_AIC(3,2) = ARIMA03.@AIC
arima_AIC(4,2) = ARIMA10.@AIC
arima_AIC(5,2) = ARIMA11.@AIC
arima_AIC(6,2) = ARIMA12.@AIC
arima_AIC(7,2) = ARIMA13.@AIC

```
arima_AIC( 8,2) = ARIMA20.@AIC
arima_AIC( 9,2) = ARIMA21.@AIC
arima_AIC(10,2) = ARIMA22.@AIC
arima_AIC(11,2) = ARIMA23.@AIC
arima_AIC(12,2) = ARIMA30.@AIC
arima_AIC(13,2) = ARIMA31.@AIC
arima_AIC(14,2) = ARIMA32.@AIC
arima_AIC(15,2) = ARIMA33.@AIC

ARIMA30.makeresids arima30res          'ARIMA(3,1,0)の残差系列を求める
freeze(arima30res_line) arima30res.line '残差のグラフを描く

'.. GARCH モデルの推定 ...

equation GARCH01.arch(0,1) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)
equation GARCH02.arch(0,2) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)
equation GARCH10.arch(1,0) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)
equation GARCH11.arch(1,1) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)
equation GARCH12.arch(1,2) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)
equation GARCH20.arch(2,0) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)
equation GARCH21.arch(2,1) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)
equation GARCH22.arch(2,2) lfundd1  C AR(1) AR(2) AR(3)

'.. GARCH モデルを評価するための AIC の一覧表 ...

Table(8,2) garch_AIC
garch_AIC(1,1) = "GARCH(0,1)"
garch_AIC(2,1) = "GARCH(0,2)"
garch_AIC(3,1) = "GARCH(1,0)"
garch_AIC(4,1) = "GARCH(1,1)"
garch_AIC(5,1) = "GARCH(1,2)"
garch_AIC(6,1) = "GARCH(2,0)"
garch_AIC(7,1) = "GARCH(2,1)"
garch_AIC(8,1) = "GARCH(2,2)"
garch_AIC(1,2) = GARCH01.@AIC
garch_AIC(2,2) = GARCH02.@AIC
garch_AIC(3,2) = GARCH10.@AIC
garch_AIC(4,2) = GARCH11.@AIC
garch_AIC(5,2) = GARCH12.@AIC
garch_AIC(6,2) = GARCH20.@AIC
garch_AIC(7,2) = GARCH21.@AIC
garch_AIC(8,2) = GARCH22.@AIC

freeze(garch01test) GARCH01.ARCHtest(4)  '係数=0(分散均一)のテスト

wfsave garch-fund.wf1
```


経済社会総合研究センター Working Paper 発行一覧

No.	発行年月日	題名 / メンバー
1	2001/04/29	■品質を考慮した中古マンションの価格モデルの推定 [小野 宏哉・高辻 秀興・清水 千弘]
2	2002/03/01	■国家の在り方に関わる基本問題 -日本国家の戦略的危機管理を考える- [大貫 啓行]
3	2002/04/01	■首都圏中古マンション市場を対象とする品質調整住宅価格指数の開発 -市場の構造変化と指数の接続- [小野 宏哉・高辻 秀興・清水 千弘]
4	2002/03/12	■日本のアイデンティティと外交政策 [ロナルド A・モース]
5	2002/03/15	■イスラムの拡大と21世紀の国際社会理解の為に -イスラム拡大が引き起こす諸問題- [保坂 俊司]
6	2002/03/27	■地理情報システムでの利用を考慮した地域経済環境データベースの構築 [籠 義樹・高辻 秀興]
7	2002/03/31	■Real Options研究の現状 [高辻 秀興・小野 宏哉・佐久間 裕秋・籠 義樹]
8	2002/09/25	■技術革新と景気循環システム [永井 四郎]
9	2002/10/22	■地方自治体財政の現状分析 -普通会計ベースで見た全国団体別財政力比較- [佐久間 裕秋]
10	2003/03/06	■財政赤字、公債と家計消費 [中村 洋一]
11	2004/02/01	■地方自治体財政の現状分析 -普通会計ベースで見た全国団体別財政力比較- 平成12年度決算 [佐久間 裕秋]
12	2004/03/01	■デフレーション下の経済政策 [永井 四郎]
13	2004/03/20	■産学共同プロジェクト ~論理的企業風土確立に向けての組織改革~ [中野 千秋・山田 敏之・福永 晶彦・野村 千佳子・長塚 皓右]
14	2004/03/25	■私立大学財務の脆弱性と安定性 [浦田 広朗]
15	2004/03/25	■インフォーマルな金融システムの発展と政府の役割 -「合会」(無尽)の発展における公的対応に関する日中比較研究- [陳 玉雄]
16	2004/03/25	■生命表形式による労働力と就業構造の分析:1987-2002年 [別府 志海]
17	2004/07/10	■日本ベンチャーキャピタル産業の発展プロセスとインプリケーション [李 宏舟]
18	2004/11/25	■Conjunct method of deriving a hedonic price index in a secondhand housing market with structural change [小野 宏哉・高辻 秀興・清水 千弘]
19	2005/03/01	■地方自治体財政の現状分析 -普通会計ベースで見た全国団体別財政力比較- 平成14年度決算 [佐久間 裕秋]
20	2006/03/25	■Incorporating Land Characteristics into Land Valuation for Reconstruction Areas [小野 宏哉・清水 千弘]
21	2007/02/15	■土地利用の非効率性 -東京都区部・事務所市場の非効率性の計測- [清水 千弘・唐渡 広志]
22	2007/02/18	■モンゴルにおける国際援助の経済効果、人口ボーナス [セリーテル・エリデネツール]
23	2007/02/20	■大正時代初期の宇都宮太郎 -参謀本部第二部長として- [櫻井 良樹]
24	2007/03/31	■東アジアにおける企業家活動と地域産業の発展に関する研究 [佐藤 政則・陳 玉雄・連 宜萍・丘 紫吟]
25	2007/11/29	■Change in house price structure with time and housing price index -Centerd around the approach to the problem of structural change- [清水 千弘・高辻 秀興・小野 宏哉・西村 清彦]
26	2007/11/29	■炭素税による温暖化対策の不確実性 [清水 透・小野 宏哉]
27	2008/03/31	■『人民日報』からみた「改革・開放」 -中国の国際情勢認識と経済制度- [佐藤 政則・陳 玉雄]
28	2008/03/31	■中国の環境問題を考える [三瀧 正道・陳 玉雄・金子 伸一・汪 義翔]
29	2008/12/25	■近代日中関係の担い手に関する研究(中清派遣隊) -漢口駐屯の日本陸軍派遣隊と国際政治- [櫻井 良樹]
30	2009/01/25	■Econometric Approach of Residential Rents Rigidity -Micro Structure and Macro Consequences- [Chihiro Shimizu]

No.	発行年月日	題名 / メンバー
31	2009/03/27	■日本の経営は“意欲的労働力”の創出にとって効果的か – “理念共有化” 仮説の提唱 – [大場 裕之]
32	2009/03/31	■サブプライム問題以降の大きな変化と世界経済、オバマ政権の経済外交政策 [成相 修]
33	2009/03/31	■「銭荘」の発展と衰退 – 「中国式銀行」の衰退要因に関する試論 – [陳 玉雄]
34	2009/04/13	■Investment Characteristics of Housing Market – Focusing on the stickiness of housing rent – [清水 千弘]
35	2010/02/01	■What have we learned from the real estate bubble? [清水 千弘]
36	2010/02/01	■Structural and Temporal Changes in the Housing Market and Hedonic Housing Price Indices [清水 千弘・高辻 秀興・小野 宏哉・西村 清彦]
37	2010/02/12	■日本の経営の海外移転は成功しているのか – 職務意識による理念共有化仮説の検証：メキシコ進出日系M社工場の事例を中心に – [大場 裕之]
38	2010/03/31	■中国の社区を考える [汪 義翔・三瀧 正道・金子 伸一・陳 玉雄]
39	2010/03/14	■日本の雇用形態の多様化に関する研究調査 [成相 修・佐藤 純子]
40	2010/07/01	■Will green buildings be appropriately valued by the market? [Chihiro Shimizu]
41	2011/03/10	■緊張が増す朝鮮半島と日本 – 「2010 東アジア共同体への課題」プロジェクト研究報告 – [成相 修・金 泌材]
42	2011/03/31	■自動車リコール届出による不具合データの収集および整理 – 報告書 – [長谷川 泰隆]
43	2012/01/31	■内外国債市場と高橋是清：1897～1931 [佐藤 政則・永廣 顕・神山 恒雄・武田 勝・岸田 真・邊 英治]
44	2012/03/31	■中国における伝統的文化の再評価と産業化・国際化 [三瀧 正道・汪 義翔・金子 伸一・陳 玉雄]
45	2012/03/31	■市民の環境意識と環境配慮行動への取り組みの現状 – 千葉県柏市の事例 – [籠 義樹]
46	2012/05/01	■都市基盤整備財源はどのように調達すべきか？ – 都市の老朽化への対応と開発利益還元 – [清水 千弘]
47	2012/05/08	■売却／購入過程における住宅価格 – 募集価格と成約価格 – [清水 千弘・西村 清彦・渡辺 努]
48	2012/10/15	■Biases in commercial appraisal-based property price indexes in Tokyo – Lessons from Japanese experience in Bubble period – [Chihiro Shimizu, Kiyohiko, G. Nishimura, Tsutomu Watanabe]
49	2012/10/15	■Commercial Property Price Indexes for Tokyo – Transaction-Based Index, Appraisal-Based Index and Present Value Index – [Chihiro Shimizu, W. Erwin Diewert, Kiyohiko, G. Nishimura, Tsutomu Watanabe]
50	2012/10/15	■The Estimation of Owner Occupied Housing Indexes using the RPPI: The Case of Tokyo [Chihiro Shimizu, W. Erwin Diewert, Kiyohiko, G. Nishimura, Tsutomu Watanabe]
51	2012/10/15	■Office Investment Market Becoming More Selective – Selection of the Winning Market in Tokyo's 23 Wards – [Chihiro Shimizu]
52	2012/11/17	■住宅価格指数の具備すべき条件 – 国際住宅価格指数ハンドブックの論点を踏まえて – [清水 千弘]
53	2013/01/01	■不動産投資リターンはどのように決まるのか？ – 資産価格・不動産収益と割引率のマイクロストラクチャの推計 – [清水 千弘]
54	2013/01/26	■戦前日本の経済道徳 – その形成に関する試論 – [道徳経済一体論研究会 編]
55	2013/03/29	■1932年日銀引受国債発行はどのようにして始まったのか – 大蔵省・日本銀行・シンジケート銀行からの考察 – [佐藤 政則・永廣 顕]
56	2013/03/31	■「共創空間」で地球を旅しよう ～ライフスタイルの再発見～ [大場 裕之]

[問い合わせ先]

〒277-8686 千葉県柏市光ヶ丘2-1-1
麗澤大学経済社会総合研究センター
Tel:04-7173-3761 / Fax:04-7173-1100
<http://ripess.reitaku-u.ac.jp/>

掲載されている論文、写真、イラスト等の著作権は、麗澤大学経済社会総合研究センター及び執筆者にあります。これらの情報は著作権法上認められた場合を除き、無断で転載、複製、翻訳、販売、貸与などの利用をすることはできません。