

2020年10月26日

一般社団法人 不動産流通経営協会研究助成報告書

研究課題

日本の非伝統的金融政策下における住宅価格に関する研究☆

研究代表者 明治大学 商学部 伊藤隆康

☆ 本研究は令和元年度一般社団法人不動産流通経営協会による研究助成を受けています。記して謝辞を述べたい。

目 次

第1章 はじめに	第4章 連動性とトランスマッション
1.1金融政策と不動産価格	4.1 目的
1.2不動産価格指数	4.2 分析に用いるデータ
1.3分析に用いるデータ	4.3 分析の枠組み
	4.4 分析結果
第2章 非伝統的金融政策	4.5まとめ
2.1 包括緩和政策	第5章 総括
2.2 量的質的緩和政策	5.1 結果のまとめ
2.3マイナス金利政策	5.2 残された課題
第3章 株価と金利の影響	
3.1 目的	参考文献
3.2 分析に用いるデータ	
3.3 分析方法と分析結果の解釈	
3.4 分析結果	
3.5まとめ	

第1章 はじめに

1.1 金融政策と不動産価格

金融政策の変更は不動産価格の変動をもたらす一因である。例えば、従来の理論に基づくと、金融緩和局面であれば市場の流動性が増加するのと同時に金利が低下し、金融機関による貸出が増加する。Taylor (2007)によれば、2000年以降の米連邦準備制度理事会(FRB: Federal Reserve Board)による低金利政策が、住宅市場のバブルを招いた。米国の住宅価格バブルの崩壊が証券化市場に負の影響を与え、2008年9月の大手投資銀行リーマン・ブラザーズの経営破綻に繋がった。この破綻を契機に金融危機が生じ、世界経済の下押し圧力が強まった。

リーマン・ショックの経験を踏まえて、物価や雇用の安定に加え、資産市場の安定を金融政策の目標にすべきとの意見が増えている。これまで中央銀行による資産市場との関わり合いについては、FRB ビューと BIS ビュー(国際決済銀行: Bank for International Settlement)で意見が対立している。FRB ビューは、金融政策は資産価格の上昇について対応すべきではなく、バブルが崩壊した後にアグレッシブな金融緩和を行えばよいというものである。

Bernanke and Gertler (1999, 2001)の見解によれば、金融政策は資産価格ではなく、物価を目標にすべきである。Bernanke(2002)は金融政策は物価を目標としてマクロ経済の安定を目指すべきであり、資産市場の安定は規制当局による監督等を通じて達成されるべきであると主張する。また、Christiano et al.(2008)はショックの誤認がバブルを引き起こすため、資産価格を金融政策の目的とするべきではないと述べる。さらに、Kohn(2009)は金融政策は投機的活動に影響する能力はほとんどなく、資産価格に対する“leaning against the wind 型”の金融政策は、中期的にみて不十分な経済成長の要因になり得ると指摘する。

一方、BIS ビューは、中央銀行は資産を政策目標の一部にして、バブルが発生することを回避すべきだという考え方である。また、プルーデンス政策だけでなく、金融政策としても十分な警戒が必要だと主張する。Borio and Lowe(2002)や Borio and White(2003)などの研究は、金融政策は物価と資産価格の安定を目指すべきであるとの立場をとる。また、Cecchetti et al.(2000)は資産価格の安定が物価の安定につながるとし、金融政策が資産価格の安定を目指すことが望ましいと述べる。

本稿では日本における住宅市場を対象にする。分析に際しては標本期間全体を伝統的金融政策(弱い非伝統的金融政策を含む)と強い非伝統的金融政策の期間に2分割して、金融政策の非対照的な影響を検証する。まず、金利と株価が住宅市場(東京都、愛知県、大阪府)

に与えた影響を分析する。続いて、住宅市場（東京都、愛知県、大阪府）の連動性とトランスマッション（市場間における影響の波及）を検証する。住宅価格として、国土交通省が公表する不動産価格指数（住宅総合）を用いる。

1.2 不動産価格指数

不動産価格指数（住宅）は全国の住宅（住宅地、戸建住宅及びマンション（区分所有））に関して、国土交通省が実施する「不動産の取引価格情報提供制度」により蓄積されたデータを活用し、個別物件の品質をヘドニック法によって調整して推計した指数である。年間約30万件の不動産の取引価格情報をもとに、全国・ブロック別・都市圏別・都道府県別に不動産価格の動向を指數化したものである。

不動産の取引価格情報提供制度とは、不動産市場の信頼性・透明性を高め、不動産取引の円滑化、活性化を図ることを目的とし、不動産取引当事者へのアンケート調査に基づく不動産の実際の取引価格等に関する情報を国民に対して提供する制度である。

また、所有権移転登記情報をもとに、不動産価格指数を補完するものとして、不動産の毎月の取引件数及び取引面積を示す「不動産取引件数・面積」も毎月公表している。不動産価格指数（住宅）では、商業用不動産を除く「住宅」を対象として、住宅地、戸建住宅、そしてマンション（区分所有）という3つの用途指数と、それらの加重平均値として住宅総合の指数を作成している。国土交通省土地・建設産業局（2016）が公表している「不動産価格指数（住宅）の作成方法」が不動産価格指数の詳細について記載している。

表 1.1 不動産価格指数（住宅）の概要

対象用途	・住宅総合・住宅地・戸建住宅・マンション（区分所有）※ ※主に中古を対象
対象地域	<ul style="list-style-type: none"> ・全国 ・ブロック別（北海道、東北、関東、北陸、中部、近畿、中国、四国、九州・沖縄の計9ブロック） ・都市圏別（南関東、名古屋、京阪神）・都道府県別（東京都、愛知県、大阪府）
対象取引	・民間部門による取引（公的主体による取引は除く）
算出期間	<ul style="list-style-type: none"> ・2008年4月より 都道府県別指数については、住宅総合及びマンション（区分所有）指数は2007年4月より、住宅地及び戸建住宅指数は1984年4月より）
基準時点	・2010年1月～12月までの算術平均値を100として基準化
算出頻度	・月次
推計方法	・ヘドニック法（時間ダミー変数法）
利用する情報	・不動産取引価格情報（アンケート調査による情報）
取引月から公表までの期間	<ul style="list-style-type: none"> 取引月から公表までの期間 ・約3ヶ月（公表後3ヶ月間は改訂を行う）
公表頻度	・毎月

出所：国土交通省のホームページ

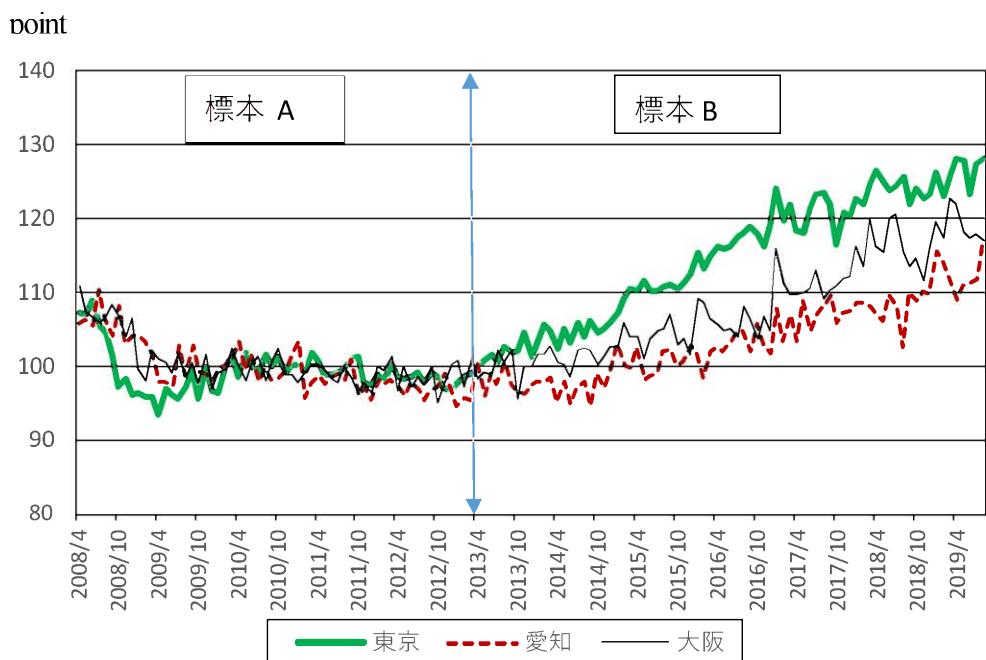
1.3 分析に用いるデータ

住宅価格として、不動産価格指数（住宅総合）の東京都、愛知県、大阪府（3章、4章）の月次ベースのデータを分析に用いる。株価としてTOPIX（東証株価指数）（3章）を用いる。TOPIXは東京証券取引所第1部上場の全銘柄を対象とする時価総額加重平均指数である。1968年1月4日を基準日とし、その日の時価総額を100として算出される。金利として、円金利スワップの20年物レート（3章）を用いる。データソースはいずれもRefinitiv社が提供するDatastreamである。株価と金利に関しては、月末の終値を利用する。

標本全体を異次元緩和政策の導入時点で2分割して分析する。2008年4月から2013年3月を標本Aとし、2013年4月から2019年8月を標本Bとする。標本Aでは2008年9月のリーマンショックや2010年10月からの日銀による包括緩和政策を含む。標本Bでは日銀は2013年4月4日、消費者物価の前年比上昇率2%をできるだけ早期に実現するため、マネタリーベースおよび長期国債・ETF(Exchange Traded Funds)の保有額を2年間で

2倍に拡大し、長期国債買入れの平均残存期間を2倍以上に延長するなど、量・質ともに次元の違う金融緩和を導入した。また、日銀は2016年1月29日、マイナス金利政策の採用を決めた。2016年9月21日からは従来の量的・質的金融緩和、マイナス金利付き量的・質的金融緩和を強化する形で、新たな金融緩和の枠組みである長短金利操作付き量的・質的金融緩和を実施した。分析に用いるデータの記述統計について表1.2に記載した。不動産価格指数（住宅）、TOPIX、金利スワップレート20年物の推移を図1.1、図1.2、図1.3にそれぞれ示した。

図1.1 不動産価格指数（住宅総合）



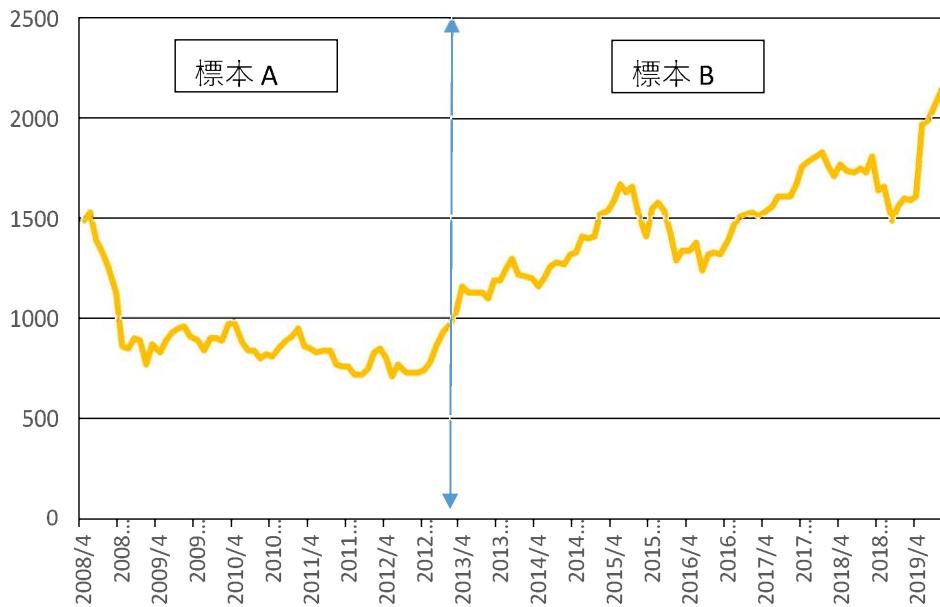
注：データソースは国土交通省である。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

ポイント

図1.2 TOPIX

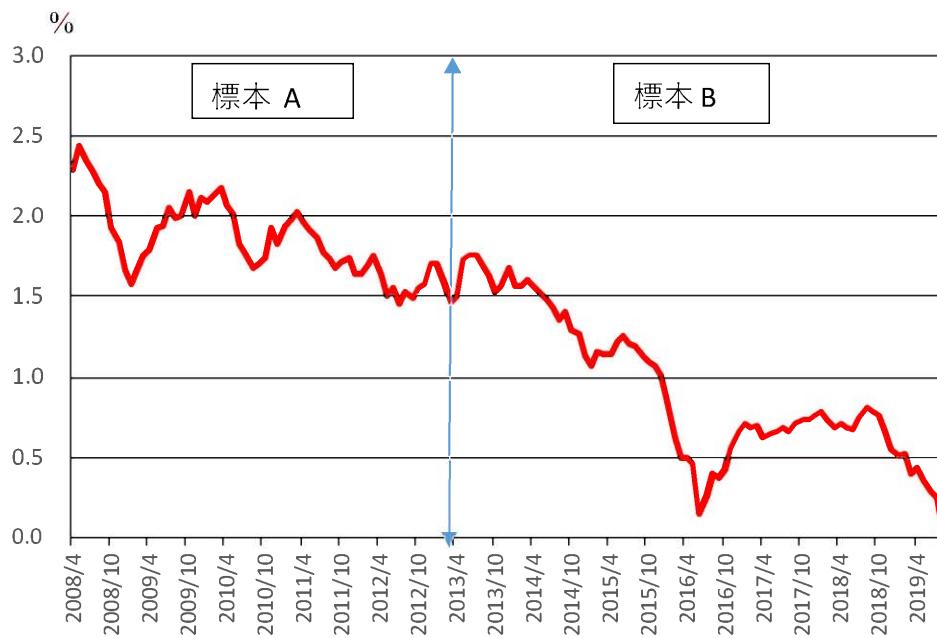


注:データソースはDatastreamである。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

図1.3 金利スワップレート20年物



注:データソースはDatastreamである。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

第2章 非伝統的金融政策

ここでは日銀が採用した非伝統的金融政策について述べる。包括的緩和政策は弱い非伝統的金融政策に分類され、量的・質的金融緩和政策とマイナス金利政策は強い非伝統的金融緩和政策に分類される。なお、本稿の4章と5章における分析において、包括的緩和政策は標本の前半に含め、量的・質的金融緩和政策とマイナス金利政策は後半に含めている。

2.1 包括的緩和政策¹

日銀の2010年10月5日及び10月28日付けの対外公表文を抜粋する形で、包括的緩和政策の内容についてまとめた。

(1) 包括的緩和政策の内容（2010年10月5日公表）

①金利誘導目標の変更

無担保コールレート（オーバーナイト物）を0～0.1%程度で推移するよう促す。

②「中長期的な物価安定の理解」に基づく時間軸の明確化

日本銀行は、「中長期的な物価安定の理解」に基づき、物価の安定が展望できる情勢になったと判断するまで、実質ゼロ金利政策を継続していく。ただし、金融面での不均衡の蓄積を含めたリスク要因を点検し、問題が生じていないことを条件とする。

③資産買入等の基金の創設

国債、CP、社債、指数連動型上場投資信託（ETF）、不動産投資信託（J-REIT）など多様な金融資産の買入れと固定金利方式・共通担保資金供給オペレーションを行うため、臨時の措置としてバランスシート上に基金を創設することを検討する。このため、議長は執行部に対し、資産買入等の基金の創設について具体的な検討を行い、改めて金融政策決定会合に報告するよう指示した。

(2) 包括的緩和政策・運営基本要領の内容（2010年10月28日公表）

① 基金の総額：35兆円程度

資産買入：5兆円程度

固定金利方式・共通担保資金供給オペレーション：30兆円程度

② 買入対象資産ごとの買入限度額

¹ 伊藤（2011）は包括的緩和政策が金融市場に与えた短期的な効果を検証している。

長期国債、国庫短期証券：3.5 兆円程度（うち、長期国債 1.5 兆円程度）

C P 等、社債等：それぞれ 0.5 兆円程度

指数連動型上場投資信託（ETF）：0.45 兆円程度（認可取得を条件とする）

不動産投資信託（J-REIT）：0.05 兆円程度（同上）

2.2 量的・質的緩和政策²

日銀の 2013 年 4 月 4 日付け対外公表文を抜粋する形で、量的・質的緩和の内容についてまとめた。

（1）量的・質的緩和の内容

日銀は消費者物価の前年比上昇率 2% の「物価安定の目標」を 2 年程度の期間を念頭に置いてできるだけ早期に実現するため、マネタリーベースおよび長期国債・ETF の保有額を 2 年間で 2 倍に拡大し、長期国債買入れの平均残存期間を 2 倍以上に延長するなど、量・質ともに次元の違う金融緩和を導入することを決定した。その内容の骨子は以下のとおりである。

①マネタリーベース・コントロールの採用

量的な金融緩和を推進する観点から、金融市場調節の操作目標を、無担保コールレート（オーバーナイト物）からマネタリーベースに変更し、金融市場調節方針を以下のとおりとする。マネタリーベースが、年間約 60～70 兆円に相当するペースで増加するよう金融市場調節を行う。

②長期国債買入れの拡大と年限長期化

イールドカーブ全体の金利低下を促す観点から、長期国債の保有残高が年間約 50 兆円に相当するペースで増加するよう買入れを行う。また、長期国債の買入れ対象を 40 年債を含む全ゾーンの国債としたうえで、買入れの平均残存期間を現状の 3 年弱 から国債発行残高の平均並みの 7 年程度に延長する。

③ETF、J-REIT の買入れの拡大

資産価格のプレミアムに働きかける観点から、ETF および J-REIT の保有残高が、それぞれ年間約 1 兆円、年間約 300 億円に相当するペースで増加するよう買入れを行う。

² 伊藤（2014）は量的・質的緩和政策が金融市場に与えた短期的な効果を検証している。また、伊藤（2015）は金融市場に与えた短期的な影響に関して、包括的緩和政策と量的・質的緩和政策を比較している。

④量的・質的金融緩和の継続

量的・質的金融緩和は、2%の物価安定の目標の実現を目指し、これを安定的に持続するためには必要な時点まで継続する。その際、経済・物価情勢について上下双方のリスク要因を点検し、必要な調整を行う。

2.3マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策³

日銀の2016年1月29日付けの対外公表文を抜粋する形で、マイナス金利付き量的・質的緩和政策の内容をまとめた。

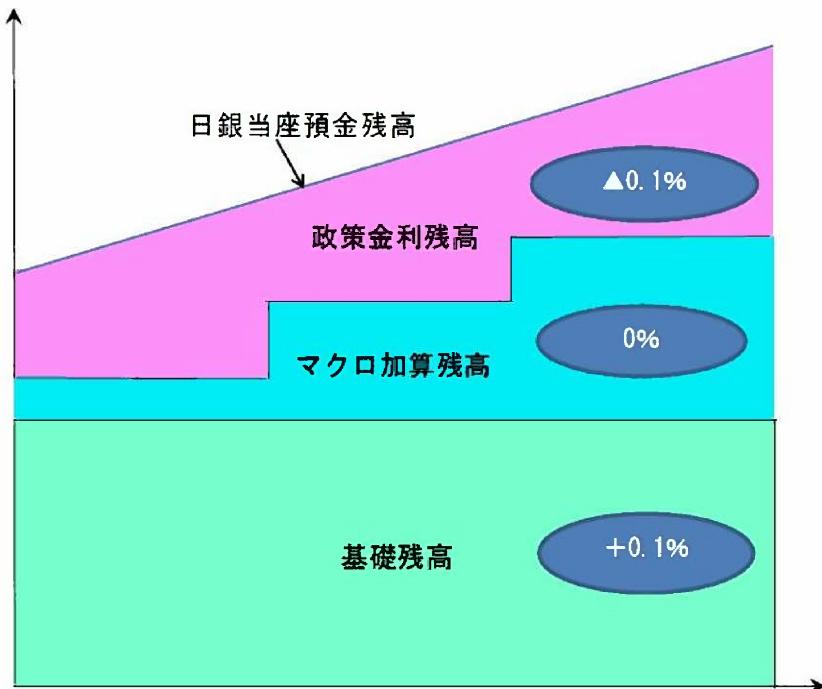
(1)金利：マイナス金利の導入

金融機関が保有する日本銀行当座預金に▲0.1%のマイナス金利を適用する。具体的には、図1.4にあるように日本銀行当座預金を3段階の階層構造に分割し、それぞれの階層に応じてプラス金利、ゼロ金利、マイナス金利を適用する。日銀が2016年1月29日に公表した資料によると、2015年1年間の当座預金平均残高は約220兆円で、所要準備に相当する約10兆円は従来通りゼロ金利が適用される。このため+1%が適用される基礎残高は約210兆円となる。なおマイナス金利導入当初に適用されるマクロ加算残高は、当初約40兆円（所要準備額約10兆円+貸出支援基金および被災地オペ約30兆円）である。

日銀の試算によれば、2月の準備預金積み期間における当座預金残高が260兆円であるとすると、▲0.1%が適用される政策金利残高は10兆円{260兆円-210兆円(+0.1%適用の基礎残高)-40兆円(0%適用のマクロ加算残高)}になる。日銀は基準平均残高に、全ての取引先につき一律の掛目（基準比率）を乗じることによりマクロ加算残高を計算する。当初の基準比率はゼロであるが、日銀は基準比率を3カ月の頻度で見直し、マクロ加算残高を修正している。

³伊藤（2017）はマイナス金利政策が金融市場に与えた短期的な効果を検証している。

図 1.4 日銀当座預金の 3 階層



注：データ出所は日銀。

(2)量：金融市场調節方針

次回金融政策決定会合までの金融市场調節方針に従い、マネタリーベースが、年間約 80 兆円に相当するペースで増加するよう金融市场調節を行う。

(3)「質」：資産買入れ方針

①長期国債について、保有残高が年間約 80 兆円に相当するペースで増加するよう買入れを行う。ただし、イールドカーブ全体の金利低下を促す観点から、金融市场の状況に応じて柔軟に運営する。買入れの平均残存期間は 7 年～12 年程度とする。

② ETF および J-REIT について、保有残高が、それぞれ年間約 3 兆円、年間約 900 億円に相当するペースで増加するよう買入れを行う。

③ CP 等、社債等について、それぞれ約 2.2 兆円、約 3.2 兆円の残高を維持する。

(4)マイナス金利付き量的・質的金融緩和の継続

日本銀行は、2%の物価安定の目標の実現を目指し、これを安定的に持続するために必要な時点まで、マイナス金利付き量的・質的金融緩和を継続する。今後とも、経済・物価のリスク要因を点検し、物価安定の目標の実現のために必要な場合には、量・質・金

利の3つの次元で、追加的な金融緩和措置を講じる。

2.4 イールドカーブ・コントロール政策

日銀は、2016年9月21日の決定会合において、従来の量的・質的金融緩和、マイナス金利付き量的・質的金融緩和」を強化する形で、新たな金融緩和の枠組みである「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」を導入した。

(1)長短金利操作（イールドカーブ・コントロール）

短期金利：日本銀行当座預金のうち政策金利残高に▲-0.1%のマイナス金利を適用する。

長期金利：10年物国債金利がゼロ%程度で推移するよう、長期国債の買入れを行う。

その際、金利は、経済・物価情勢等に応じて上下にある程度変動しうるものとし、買入れ額については、保有残高の増加額年間約80兆円をめどとしつつ、弾力的な買入れを実施する。

第3章 株価と金利の影響

3.1 目的

株価と金利が住宅価格に与える影響に焦点を当てる。第1の視点は、株価が住宅価格に与える影響の検証である。Kapopoulos and Siokis (2005)は、富効果 (wealth effect) が不動産と株への投資に関する関係をあらわすと指摘する。富効果が成立すれば、株価上昇で利益をあげた投資家は不動産市場への投資を増やす。言い換えば、株価上昇は不動産価格の上昇をもたらすことになる。Ross and Zisler (1991)や Ennis and Burik (1991)、Gyourko and Keim (1992)、Lean and Russel (2012)は、株式市場と不動産市場やREIT市場の相関は高いと述べる。

第2の視点は、金利が不動産市場に与える影響の検証である。REIT投資法人の資金調達は借入金比率 (LTV : Loan to Value) があるレベルに達するまで、借入という形で行われる。通常、この比率の上限を60%から70%に設定している投資法人が多い。また、不動産会社も同様に借入れ比率が高い企業が多い。このため金利上昇は、借入金利負担の増加という形でREIT投資法人や不動産会社の経営に影響を及ぼす。先行研究の多くは不動産市場やREIT市場は金利変動の影響を受けると指摘する。金利低下の恩恵は大きいが、上昇においては会社の経営は苦しくなる。また、個人が住宅を購入する際にも、借入れ金利の水準は重要な決定要因の一つである。

こうした先行研究には、He et al (2003)、Swanson et al(2002)、Liow et al (2003)、Chaney and Hoesli (2010)、Lean and Russel (2012)などが挙げられる。Chen and Tzang (1988)やAllen et al (2000)によれば、不動産関連企業は資金調達手段として長期借入を行っており、長期金利変動の影響が不動産市場に与える影響を検証することは意義がある。株価や金利の関係から日本の REIT 市場を分析した先行には、Su et al (2010) や Ito(2013)、Ito(2016)、Ito(2018)、Ito(2019)などがあげられる。

3.2 分析に用いるデータ（詳細 1 章）

不動産価格指数（住宅総合）の東京都、愛知県、大阪府の月次ベースのデータを分析に用いる。株価として TOPIX（東証株価指数）を用いる。金利として、円金利スワップの 20 年物レートを用いる。標本全体を異次元緩和政策の導入時点で 2 分割し、市場を分析する。2008 年 4 月から 2013 年 3 月を標本 A とし、2013 年 4 月から 2019 年 8 月を標本 B とする。

3.3 分析の方法と結果の解釈

ここで住宅価格と株価、金利の関係を分析するための方法を提示する。(3.1)式にある形で、株価と金利を説明変数として、不動産価格指数を目的変数とし、最小二乗法（OLS：Ordinary Least Squares）を用いて推計を行う。 ε_t に含まれる不均一分散と系列相関を調整するため、Newey and West (1987)にある方法を用いる。ラグ期間については、12 を用いている。(3.1)式は株価と金利が不動産価格指数にどのくらいの影響を与えるのかを説明している。各標本期間について 3 通りの回帰分析を行うことになる。このための東京都、愛知県、大阪府における不動産価格指数（住宅総合）の株価と金利に対する感応度を比較分析することが可能となる。

$$\ln(\text{Property})_t = \alpha + \beta_1 \ln(\text{TOPIX})_t + \beta_2 \ln(\text{Interest Rate})_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Property=住宅価格、TOPIX=東証株価指数、Interest Rate=金利スワップ 20 年物

OLS を用いた分析結果については、表 3.1 にあるように 4 通りが想定される。すべての係数が統計的に有意であるという条件のもとで、ケース 2 の結果を得た場合、株価の上昇は住宅価格の上昇につながり、金利の上昇は住宅価格の下落につながるという、大半の先行研究と同じ結論を導くことが可能である。

表3.1 分析結果の解釈

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

3.4 分析結果

標本 A では株価は 3 都府県の住宅価格に関して、東京都と大阪府（1%水準）、愛知県（10%水準）で有意なプラスを示した。しかし、金利はプラスの符号（東京都と愛知県）、マイナスの符号（大阪府）を示したが、10%水準でも有意とはならなかった。結果は表 3.2 に示した。標本 B では、3 都府県の住宅価格に関して、株価は 1%で有意なプラス、金利は有意なマイナス（東京都と愛知県は 1%水準、大阪府は 5%水準）を示した。結果は表 3.2 にそれぞれ示した。

3.5 まとめ

この章では、株価と金利が住宅価格（東京都、愛知県、大阪府）に与えた影響に焦点を当てた。リーマンショックを含む 2008 年 4 月から 2013 年 3 月の期間において、3 都府県の住宅価格は株価からプラスの影響を受けて推移したが、金利の影響は確認できなかった。一方、2013 年 4 月から 2019 年 8 月の標本期間においては、3 都府県の住宅価格は株価からプラスの影響を受け、金利からマイナスの影響を受けて推移した。その影響は株価と金利とともに東京都の住宅価格の影響が最も大きかった。

2013 年 4 月に日銀総裁に黒田東彦氏が就任して、量的・質的緩和政策が導入され、株価は大きく上昇し中長期金利のイールドカーブの平坦化が進んだ。さらに日銀は 2016 年 1 月に日銀はマイナス金利政策を導入した。こうした日銀による積極的な金融緩和策は、3 都府県における住宅価格上昇に貢献したといえる。

表 3.2 回帰分析の結果

	α	$\beta_1(\text{TOPIX})$	$\beta_2(\text{金利})$	R^2	SER
標本 A					
東京	3.877 (14.782)*	0.106 (2.640)*	0.003 (0.933)	0.401	0.023
愛知	3.948 (14.605)*	0.090 (1.948)***	0.070 (0.320)	0.435	0.026
大阪	3.675 (23.831)*	0.144 (5.521)*	-0.011 (-0.243)	0.539	0.022
標本 B					
東京	2.725 (9.285)*	0.274 (6.692)*	-0.054 (-3.178)*	0.790	0.035
愛知	3.439 (14.168)*	0.163 (4.852)*	-0.037 (-3.907)*	0.704	0.028
大阪	2.869 (8.254)*	0.247 (5.068)*	-0.028 (-2.103)**	0.654	0.037

注：標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

括弧内の値はt値を示す。

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

TOPIXは東証TOPIX, 金利はスワップレート10年物をそれぞれ示す。

第4章 連動性とトランスマッショ

4.1 目的

本章では東京都、愛知県、大阪府における不動産価格指数（住宅総合）の連動性とトランスマッショ（影響の相互作用）を分析して、住宅市場の価格形成を検証する。日本において住宅価格の連動性を検証した先行研究は存在せず、本章は独自性が強い。さらに金融政策を考慮に入れて標本期間を2分割して分析を行い、政策効果の影響を比較するため独自性が強まる。

Kuang and Wang (2018)は文化的な共通性が不動産価格の共変動に関連していると結論付ける。Liow et al (2019)によれば、中国の不動産を分析して、中国の大都市における不動産の共変動は不安定で、時期によって結果は異なる。Miao et al(2010) は、米国の大西洋海岸であるニューヨーク、ボストン、ワシントン DC において不動産価格とボラティ

リティは連動していたと主張する。Yunus (2019)は、リーマンショックの前後で比較し、ショック後には一つの不動産セクターに対するショックは他の不動産セクターに対してより継続性が強くなっている。

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

4.2 分析に用いるデータ（詳細 1 章）

不動産価格指数（住宅総合）の東京都、愛知県、大阪府の月次ベースのデータを分析に用いる。

4.3 分析の枠組み

(1) 単位根検定

本稿では、単位根の検定方法として ADF (Augmented Dickey Fuller) 検定と KPSS (Kwiatowski Phillips Schmidt Shin Phillips and Perron) 検定を利用する⁴。ADF 検定は帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」としている。棄却値については、Fuller (1976) にあるものを利用する。一方、KPSS 検定は帰無仮説を「単位根が存在せず定常である」、対立仮説を「単位根が存在する」としている。さらに分析対象のデータが I(1) であることを確認するために、原系列から差分を取ったデータにつき、単位根検定を行う。

(2) 共和分検定

共和分検定を用いて、住宅価格（東京都、愛知県、大阪府）の連動性を検証する。共和分検定には Engle and Granger (1987) と Johansen (1988) の 2 種類がある⁵。例えば 3 変数の分析では、Engle and Granger の方法では共和分の数を決めるることはできないが、Johansen の方法では共和分の数が 1 つなのか、あるいは、2 つなのかを決めるこ

⁴ 単位根検定に関しては、Dickey and Fuller (1979)、Dickey and Fuller (1981)、Kwiatkowski et al (1992) を参照。

⁵ Engle and Granger (1987) と Johansen (1988)、川崎 (1992) を参照。

とができる。本稿ではこうした共和分の検定方法の特質を考慮し、かつ、分析対象のデータが I(1)であることを確認し、Johansen の共和分検定で連動性を検証する。

Johansen の方法では、(4.1) 式にあるように、 k 次の多変量自己回帰モデル (VAR : Vector Auto Regression) モデルを用いる。ここで X_t は p 変量の確率ベクトルであり、誤差項 u_t は平均 0、分散 $\Lambda(p \times p)$ の独立同一正規分布に従うとする。また、 X_t の各要素は I(1) であると考えられる。

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \lambda + u_t \quad (4.1)$$

最大固有値検定とトレース検定の両方を用いる。検定には、Osterwald-Lenum (1992) が提供する棄却値を利用する。ここで共和分の関係が見つかれば、3 都府県の住宅価格は中長期的にはかい離せずに推移していくことになる。言い換えれば、東京都、愛知県、大阪府の住宅価格は共変動していたことになる。

(3) Granger 因果性の検定

最後に、Granger 因果性の検定により、分析対象の住宅価格が相互に影響し合っているのか否かを検証する。時系列分析では、非定常性の問題を回避するために、変化率に変換したデータを用いて Granger 因果性の検定が行われる。しかし、非定常な単位根を有するデータの差分や変化率をとって定常化することで、原データに含まれる情報が捨てられてしまうとの批判がある。

そこで Toda and Yamamoto (1995) は、分析対象のデータが単位根を持つ場合の VAR における Granger 因果性の検定方法を開発した。本稿では Toda and Yamamoto (1995) に従い分析対象のデータをそのまま用いて、本来のラグ期 p にもう 1 つのラグ項を加えた $p+1$ を取りトレンド項 t を加えて、(4.2)式から(4.4)式の形式で検定する。本来のラグ期の推計には BIC 基準を用いる。(4.2)式は大阪府と愛知県の住宅価格が東京都の住宅価格に影響を与えているか否かを検証している。

$$Tokyo_t = k_0 + \lambda_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i Aichi_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i Osaka_{t-i} + u_t \quad (4.2)$$

$$Aichi_t = k_0 + \lambda_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i Tokyo_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i Osaka_{t-i} + u_t \quad (4.3)$$

$$Osaka_t = k_0 + \lambda_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i Tokyo_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} Aichi \beta_i + u_t \quad (4.4)$$

4.4 分析結果

(1) 単位根検定

まず、分析対象の原系列のデータに関して、ADF 検定と KPSS 検定を実施した。ADF 検定におけるトレンド無し（標本 A の愛知県、大阪府）と（標本 B の東京都、愛知県、大阪府）を除くすべての検定において、分析対象の原系列データは単位根を有するとの疑いを排除できない。分析結果は、表 4.1 と表 4.2 にそれぞれ示した。次に、原系列から一次差分をとったデータに関して、ADF 検定と PP 検定を実施した。すべての検定において、一次差分をとったデータは、単位根を有しない定常であると判断できる。結果は表 4.3 と表 4.4 にそれぞれ示した。以上のことから、分析対象のデータはすべて I(1) であるといえる。

表4.1 単位根（ADF）検定の結果－原系列

変数	トレンド有り	トレンド無し
標本A		
東京	-0.358	-0.967
愛知	-1.014	-6.867*
大阪	-1.138	-8.110*
標本B		
東京	-2.085	-7.746*
愛知	-1.582	-7.746*
大阪	0.980	-5.761*

注：*は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は -2.86 (トレンド有り)、-3.41 (トレンド無し) である。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

表4.2 単位根（KPSS）検定の結果－原系列

変数	ラグ=3		ラグ=12	
	$\eta\mu$	$\eta\tau$	$\eta\mu$	$\eta\tau$
標本A				
東京	0.498*	0.359*	0.355*	0.092
愛知	3.592*	0.297*	0.797*	0.128
大阪	2.689*	0.525*	0.643*	0.177*
標本B				
東京	7.432*	0.600*	1.190	0.205*
愛知	6.554*	0.225*	1.159	0.142
大阪	6.755*	0.308*	1.154	0.175*

注：*は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は0.463(レベル定常)、0.146(トレンド定常)である。

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

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

表4.3 単位根（ADF）検定の結果－一次差分

変数	トレンド有り		トレンド無し	
標本A				
△東京	-6.754*		-5.619*	
△愛知	-13.275*		-11.639*	
△大阪	-7.315*		-9.661*	
標本B				
△東京	-12.469*		-11.803*	
△愛知	-9.189*		-9.472*	
△大阪	-12.872*		-11.486*	

注：*は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は-2.86(トレンド有り)、-3.41(トレンド無し)である。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

表4.4 単位根（KPSS）検定の結果－一次差分

標本A	ラグ=3		ラグ=12	
	η_{μ}	η_{τ}	η_{μ}	η_{τ}
△東京				
△愛知	0.116	0.054	0.199	0.105
△大阪	0.014	0.011	0.086	0.070
標本B	0.103	0.016	0.412	0.088
△東京	0.014	0.010	0.066	0.050
△愛知	0.057	0.012	0.295	0.070
△大阪	0.011	0.051	0.011	0.052

注：*は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は0.463(レベル定常)、0.146(トレンド定常)である。

η_{μ} はレベル定常を示す。 η_{τ} はトレンド定常を示す。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

(2) 共和分検定

Johansen の共和分検定（最大固有値検定、トレース検定）を実施したところ、標本 A と B において 3 都府県の住宅価格には住宅価格は共和分の関係にあり、かい離せず共変動を示した。分析結果は表 4.5 に示した。

表4.5 Johansenの共和分検定の結果

帰無仮説	対立仮説	検定統計量	5%棄却値	10%棄却値	検定統計量	5%棄却値	10%棄却値
			最大固有値検定	5%		5%	10%
標本A							
r = 0	r = 1	46.429*	22.00	19.77	61.937*	34.91	19.77
r ≤ 1	r = 2	11.267	15.67	13.75	15.500**	19.96	13.75
r ≤ 2	r = 3	4.240	9.24	7.52	4.240	9.24	7.52
標本B							
r = 0	r = 1	20.541**	22.00	19.77	37.720*	34.91	19.77
r ≤ 1	r = 2	11.401	15.67	13.75	17.179**	19.96	13.75
r ≤ 2	r = 3	5.777	9.24	7.52	5.777	9.24	7.52

注：*、**は5%水準、10%水準で有意であることを示す。

棄却値は Osterwald-Lenum (1992)からの引用である。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

(3)Granger 因果性の検定

Toda and Yamamoto (1995) による Granger 因果性の検定を実施したところ、標本 A ではすべての組み合わせにおいて、因果性が確認できなかった。一方、標本 B では東京都から大阪府に対する因果性が確認できた。

表4.6 Granger因果性検定の結果

変数	検定統計量
標本A	
東京 → 愛知	1.304
東京 → 大阪	1.387
愛知 → 東京	1.999
愛知 → 大阪	1.473
大阪 → 東京	0.733
大阪 → 愛知	0.611
標本B	
東京 → 愛知	0.483
東京 → 大阪	3.828*
愛知 → 東京	1.326
愛知 → 大阪	1.747
大阪 → 東京	1.233
大阪 → 愛知	1.831

注：*は5%水準で有意であることを示す。

ラグ期間に関しては、AICに1を足した。

標本Aは2008年4月から2013年3月である。

標本Bは2013年4月から2019年8月である。

4.5 まとめ

この章では、3都府県の住宅価格（東京都、愛知県、大阪府）の連動性とトランスマッショニングを検証した。リーマンショックを含む2008年4月から2013年3月の期間において、3都府県の住宅価格は共変動を示した。また、2013年4月から2019年8月の標本期間ににおいても3都府県の住宅価格は共変動していた。トランスマッショニングについては、前半では影響の相互作用は確認できなかったが、後半では東京都から大阪府の住宅価格で影響が確認できた。以上の分析から、日銀が強い非伝統的な金融政策を導入していた期間では、政策

効果を反映して東京都から大阪府に住宅価格の上昇が波及しながら、日本の3都府県の住宅価格が併に変動して上昇した。

第5章 総括

5.1 結果のまとめ

本稿では、3都府県（東京都、愛知県、大阪府）の住宅価格について、株価や金利からの影響や共変動とトランスマッisionからの住宅価格形成を分析した。3章では、株価と金利が住宅価格（東京都、愛知県、大阪府）に与えた影響に焦点を当てた。リーマンショックを含む2008年4月から2013年3月の期間において、3都府県の住宅価格は株価からプラスの影響を受けて推移したが、金利の影響は確認できなかった。一方、2013年4月から2019年8月の標本期間においては、3都府県の住宅価格は株価からプラスの影響を受け、金利からマイナスの影響を受けて推移した。その影響は株価と金利ともに東京都の住宅価格への影響が最も大きかった。

4章では、3都府県の住宅価格（東京都、愛知県、大阪府）の運動性とトランスマッisionを検証した。リーマンショックを含む2008年4月から2013年3月の期間において、3都府県の住宅価格は共変動を示した。また、2013年4月から2019年8月の標本期間においても、3都府県の住宅価格は共変動していた。トランスマッisionについては、前半では影響の相互作用は確認できなかったが、後半では東京都から大阪府の住宅価格で影響が確認できた。2013年4月に日銀総裁に黒田東彦氏が就任して、量的・質的緩和政策が導入され、株価は大きく上昇し中長期金利のイールドカーブの平坦化が進んだ。さらに日銀は2016年1月に日銀はマイナス金利政策を導入した。こうした日銀による積極的な金融緩和策により、東京都から大阪府に住宅価格の上昇が波及したことがきっかけで、3都府県における住宅価格は上昇しながら共変動したといえる。

これは量的・質的緩和政策やマイナス金利政策という強力な非伝統的な金融緩和政策が共通要因をもたらし、3都府県の住宅を上昇させた結果である。共通要因の内容を検討すると、株価上昇や長期金利の低下、資産デフレ期待の減退などが、住宅価格にプラスをもたらした要因であると考えられる。このためマクロ経済面からは、中古住宅市場の取引が活発化する環境が推進されたと考えられる。

5.2 残された課題

本稿では3都府県（東京都、愛知県、大阪府）の住宅について、株価や金利からの影響や共変動とトランスマッチションからの住宅価格形成を分析した。興味深い実証結果を得られたが、いくつかの課題も残した。次に述べる3点を課題として指摘したい。第一に、マイナス金利政策の期間だけを分析していないことがあげられる。これは統計処理の問題があつて、月次のデータを用いるため、推定の問題を排除するには5年程度（月次で60カ月）の期間が必要であると考えられるためである。

第二に、本稿では日銀の強力な非伝統的な金融政策によって3都府県の住宅価格が共変動しながら上昇したというプラスの効果を得たが、一方、東京都の都心部においては、住宅価格の一部が過度に上昇し、バブル的な現象が生じた面を否定できない。このため非伝統的な政策を住宅価格のバブルという点から分析する必要がある。住宅価格の過度の上昇は住宅取引に負の影響を与える懸念があるためである。

第三に、2020年3月以降、日本でも新型コロナウイルス（COVID-19）が猛威を振るっている。不動産市場に構造的な変化をもたらす可能性があるこのパンデミックが、住宅価格に与えた影響を検証する必要がある。

参考文献

第1章

- Bernanke, B. and M.Gertler (2001), "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?. *American Economic Review*, Vol.91 ,No2, pp.253–257.
- Bernanke, B. and Gertler, M. (1999), "Monetary Policy and Asset Price Volatility," *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, Vol.84, No.4, pp.17–52.
- Bernanke, B. (2002), "Asset-Price ‘Bubbles’ and Monetary Policy," Speech given before the New York Chapter of the National Association for Business Economics, New York, October 15.
- Borio, C and Lowe, P. (2002), "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus," *Working Paper 114, Bank of International Settlements*.
- Borio, C and White, W. (2003), "Whither Monetary and Financial Stability: The Implications of Evolving Policy Regimes," *Proceedings -Economic Policy Symposium* -

Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, 131-211.

Cecchetti, S., Genberg, H., Lipsky, J. and Wadhwani, S. (2000), "Asset Prices and Central Bank Policy," *The Geneva Reports on the World Economy*, Vol. 2.

Christiano, L., Motto, R., Ilut, C. and Rostagno, M (2008), "Monetary Policy and Stock Market Boom-Bust Cycles," *Working Paper 955, European Central Bank*.

Kohn,D.L.(2009), " Monetary Policy Research and the Financial Crisis: Strengths and Shortcomings, " *At the Federal Reserve Conference on Key Developments in Monetary Policy, Washington, D.C.*

Taylor, J. B. (2007), "Housing and Monetary Policy", *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City*, pages 463-476paper

国土交通省土地・建設産業局(2016), 不動産価格指数（住宅）の作成方法

<https://www.mlit.go.jp/common/001205031.pdf>

第 2 章

伊藤隆康(2011), 「日銀の包括緩和政策に関する短期的な効果の検証」『新潟大学経済論集』, 第 90 号, pp.237-247.

伊藤隆康(2014), 「日銀による量的・質的緩和政策の金融市场に対する短期的な効果の検証」『新潟大学経済論集』第 96 号, pp.149 - 156.

伊藤隆康(2015), 「非伝統的な金融政策が市場に与えた短期的な効果の検証－包括緩和政策と量的・質的緩和政策の比較」『平成 26 年度 貯蓄・金融・経済 研究論文集』ゆうちょ財団, pp.10 - 18.

伊藤隆康(2017), 「マイナス金利政策導入の短期的効果に関する検証」『平成 28 年度 貯蓄・金融・経済 研究論文集』ゆうちょ財団, pp.1 - 8.

第 3 章

Akimov, A., Stevenson, S., and Zagonov, M. (2015), "Public Real Estate and the Term Structure of Interest Rates: A Cross-Country Study," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 51, No. 4, pp. 503-540.

Chaney, A., and Hoesli, M. (2010), "The Interest Rate Sensitivity of Real Estate," *Journal of Property Research*, Vol. 27, No. 1, pp. 61-85.

- Chan, K. F., Treepongkaruna, S., Brooks, R., and Gray, S. (2010), "Asset Market Linkages: Evidence from Financial, Commodity and Real Estate Assets," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35, No. 6, pp. 1415-1426.
- Coskun, Y., Atasoy, B.S., Morri, G., and Alp, E. (2018), "Wealth Effects on Household Final Consumption: Stock and Housing Market Channels," *International Journal of Financial Studies*, Vol. 6, No. 2, pp. 1-32.
- Gokmenoglu, K., and Hesami, S.(2019), "Real Estate Prices and Stock Market in Germany: Analysis Based on Hedonic Price Index," *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 12, No. 4, 687-707.
- Heaney, R., and Sriananthakumar, S. (2012), "Time-varying Correlation between Stock Market Returns and Real Estate Returns," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 19, No. 4, pp. 583-594.
- Ito, T. (2013), "The Impact of Stock Price and Interest Rate on the REIT Market in Japan," *International Journal of Business*, Vol.18, No.4, pp.359–369.
- Ito, T. (2016), "The Reaction of Japanese REIT Market to Interest Rate and Stock Price: Comparative Analysis of the Periods before and after Abenomics," *International Journal of Monetary Economics and Finance*, Vol.9, No.2, pp.102-114.
- Ito,T. (2018), "Comparison of Determinants in the Different Property Sectors of Japanese REIT Market under Non-Traditional Monetary Policy Regimes," *International Journal of Financial Markets and Derivative*,Vol.6,No.4,pp.365-375.
- Japan Exchange Group (JPX) (2019), <https://www.jpx.co.jp/english/markets/indices/topix/>
- Kakes, J., and Van den End, J.W. (2004), "Do Stock Prices Affect House Prices? Evidence for the Netherlands," *Applied Economic Letters*, Vol. 11, No. 12, pp. 741-744.
- Kapopoulous, P., and Siokis, F. (2005), "Stock and Real Estate Prices in Greece: Wealth versus 'Credit-Price' Effect," *Applied Economics Letters*, Vol. 12, No. 2, pp. 125-128.
- Lean, H.H., and Smyth, R.(2014), "Dynamic Interaction between House Prices and Stock Prices in Malaysia," *International Journal of Strategic Property Management*, Vol. 18, No. 2, pp. 163-177.
- Liow, K.H., and Ye, Q. (2018), "Regime-Dependent Linkages between Securitized Real Estate Market and Major Financial Markets: Some International Evidence," *Pacific Rim Property Research Journal*, Vol. 24, No. 3, pp. 225-247.

- Lin, T.C., and Lin, Z. (2011), "Are Stock and Real Estate Markets Integrated? An Empirical Study of Six Asian Economies," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 19, No. 5, pp. 571-585.
- Liu, H.H., and Chen, S.H. (2016), "Nonlinear Relationships and Volatility Spillovers among House Prices, Interest Rates and Stock Market Prices," *International Journal of Strategic Management*, Vol. 20, No. 4, pp. 371-383.
- Martins, A.M., Serra, A.P., and Martins, F.V. (2016), "Real Estate Market Risk in Bank Stock Returns: Evidence for 15 European Countries," *International Journal of Strategic Property Management*, Vol. 20, No. 2, pp. 142-155
- Newey, W.K., and West, K.D. (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp. 703-708.
- Su, M., Huang, C. and Pai, T. (2010), "The Hybrid Characteristic of REIT Returns: Evidence from Japanese and US States Markets," *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 18, No. 1, pp. 77-98.
- Wen, L., and Hao, Q. (2013), "Consumer Investment Preferences and the Chinese Real Estate Market," *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 6, No. 2, pp. 231-243.

第 4 章

- Akash, D., and Sandip, D. (2017), "Examining the Dynamic Linkages of Performance and Volatility of REIT Returns," *Journal of Wealth Management*, Vol. 19, No. 4., pp. 104-114.
- Anderson, C., and Beracha, E. (2011), "Local Comovement in REIT Returns: Implications for Portfolio Performance," *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 17, No. 2, pp. 113-25.
- Chiang, K. (2010), "On the Comovement of REIT Prices," *Journal of Real Estate Research*, Vol. 32, No. 2, pp. 187-200.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp. 107-1072.
- Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Inc. New York, USA.

- Ito, T. (2018), "Co-Movement and the Transmission of the Japanese REIT Market in Different Property Sectors: A Comparative Analysis of Different Monetary Policy Regimes," *International Journal of Bonds and Derivatives*, Vol. 4, No. 1, pp. 63-73.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, Nos. 2-3, pp. 231-254.
- Kuang, W., and Wang, Q. (2018), "Cultural Similarities and Housing Market Linkage: Evidence from OECD Countries," *Frontiers of Business Research in China*, Vol. 12, No. 2, pp. 1-
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, Nos. 1-3, pp. 159-178.
- Liow, K.H., Zhou, X., Li, Q., and Huang, Y.T. (2019), "Comovement of Greater China Real Estate Markets: Some Time Scale Evidence," *Journal of Real Estate Research*, Vol. 41. No. 3, pp. 473-512.
- Miao, H., Ramchander, S., and Simpson, M.W. (2010), "Return and Volatility Transmission in US Housing Markets," *Real Estate Economics*, Vol. 39, No. 4, pp. 701-741.
- Osterwald-Lenum, M., (1992), "Practitioners' Corner: A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, pp. 461-472.
- Su, M., Huang, C., and Pai, T. (2010), "The Hybrid Characteristic of REIT Returns: Evidence from Japanese and US States Markets," *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 18, Iss. 1, pp. 77-98.
- Toda, H. Y., and Yamamoto, T. (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol. 66, Nos. 1-2, pp. 225-250.
- Yunus, N. (2019), "Dynamic Linkages Among US Real Estate Sectors Before and After the Housing Crisis," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 58, No. 2, pp. 264-289.
- Zhou, J. (2012), "Multiscale Analysis of International Linkages of REIT Returns and Volatilities," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 45, No. 4, pp. 1062-1087.
- 川崎 能典(1992), 「Johansen の共和分検定について」『金融研究』, 第 11 卷 第 2 号, pp.97-129