

中国不動産市場の経済分析

—中日米の国際的比較検証の視点から—

金 静之

同志社大学博士（商学）学位論文

目次

序章	p. 1
I 本論文の目的	
II 論文の構成	
第一章 中国不動産市場の現状	p. 6
I はじめに	
II 中国のマクロ経済	
2.1 GDP	
2.2 人口	
2.3 賃金	
2.4 消費水準	
III 中国不動産市場の分析	
3.1 中国不動産市場の発展	
3.2 一線都市の住宅市場	
IV 不動産企業の発展	
4.1 国有不動産企業	
4.2 不動産企業の投資構成	
4.3 不動産企業資金源	
V おわりに	
第二章 中日米不動産収益率の時系列分析	p. 29
I はじめに	
II 日中米不動産市場の現状	
2.1 中国不動産市場の現状	
2.2 日本不動産市場の現状	
2.3 アメリカ不動産市場の現状	
III 時系列データの特徴と先行研究	
3.1 ARCH型モデルの解説	
3.2 先行研究	

- IV 中日米不動産収益率の実証分析
 - 4.1 中国上海不動産収益率の実証分析
 - 4.2 日本不動産収益率の変動の実証分析
 - 4.3 アメリカ不動産収益率の変動の実証分析
 - 4.4 中日米の国際比較のまとめ
- V おわりに

第三章 中国上海不動産価格に関する実証分析・・・・・・・・・・・・・・・・ p. 51
 ーバブルの背景と経済政策効果についてー

- I はじめに
- II 上海不動産市場の分析
 - 2.1 上海不動産市場の発展
 - 2.2 重要な不動産政策のまとめ
- III 不動産バブル存在性の実証分析
 - 3.1 実証分析の概要
 - 3.2 データ
 - 3.3 実証結果と解釈
 - 3.3.1 実質データの場合 全期間
 - 3.3.2 実質データの場合 期間別 不動産市場の構造変化の実証
 - 3.3.3 名目データの場合
- IV おわりに

第四章 中国不動産価格と流動性についての実証分析・・・・・・・・・・・・・・・・ p. 73

- I はじめに
- II 中国の過剰流動性の現状
 - 2.1 過剰流動性を表す指標：マーシャルの k
 - 2.2 過剰流動性の原因の一つ：ホットマネーと海外直接投資
 - 2.3 過剰流動性と不動産業
 - 2.4 海外直接投資と不動産業
- III 中国不動産価格と流動性の実証分析（1）
 - ー不動産価格とマーシャルの k の実証分析
- IV 中国不動産価格と流動性の実証分析（2）

—不動産価格と海外直接投資の実証分析

V おわりに

第五章 J-REIT のパフォーマンスに関する実証分析・・・・・・・・・・・・・・・・ p. 94

—株市場、債券市場、不動産市場との比較視点から—

I はじめに

II J-REIT 市場の発展

III 先行研究

IV J-REIT と株市場、国債市場、不動産市場の比較

4.1 J-REIT と株市場、債券市場、不動産市場の比較

4.1.1 J-REIT と株市場の比較

4.1.2 J-REIT と債券市場の比較

4.1.3 J-REIT と不動産市場の比較

4.2 実証分析 I：ジェンセンのアルファによる J-REIT のパフォーマンス評価

4.2.1 ジェンセンのアルファとデータ

4.2.2 実証分析

4.3 実証分析 II：REIT 市場と株市場、国債市場、不動産市場の連動性

4.4 実証分析 III：CAMP モデルによる REIT の超過リターンの分析

4.5 結論と解釈

V おわりに

第六章 J-REIT に対する金融政策の分析と評価・・・・・・・・・・・・・・・・ p. 117

—イベント・スタディによる分析—

I はじめに

II 日銀の REIT に関する金融政策

2.1 包括緩和政策

2.2 量的・質的緩和政策

2.3 金融危機後 J-REIT 指数の推移

III 先行研究

IV 金融政策アナウンスメント効果の実証分析

4.1 J-REIT 全体のイベント・スタディ

4.2 要因分析

4.3	グルーピングによる分析	
4.4	解釈とまとめ	
V	おわりに	
第七章	中国不動産市場の課題	p. 144
	—日米不動産市場における動向との比較分析—	
I	はじめに	
II	日米バブルの比較	
2.1	中日米マクロ経済の比較	
2.2	日本バブル(1986年～1991年)	
2.3	アメリカの不動産バブル(2001年～2007年)	
2.4	バブルについてのまとめ	
III	中国不動産業の課題	
3.1	厳しい不動産コントロール政策	
3.2	都市間の二極分化	
3.3	曖昧な土地所有権の継続の手続き	
3.4	土地価格の高騰	
3.5	不動産企業の純利益の減少	
3.6	不良債権の問題	
IV	中国不動産市場の対策	
V	中国 REITs の現状	
5.1	中国の証券化市場	
5.2	中国 REIT 市場の現状	
5.3	鵬華前海万科 REITs について	
5.4	中国 REIT 市場設立の意義	
おわりに		p. 165
I	本論文のまとめ	
II	今後の課題	
参考文献リスト		p. 171

序章

I 本論文の目的

本論文では、中国不動産市場にバブルが存在しているか否かを実証的に考察した上で、バブルが生じる原因及び中国不動産市場の問題点を国際比較の視点から明らかにし、さらに、不動産価格を効率化させる諸条件を示すことを通じて、中国不動産市場全体の健全化のための必要な施策を考察する。

近年、中国の GDP が 6%前後で成長し、都市化が順調に進むと共に、賃金も年々増加し、中国の経済は緩やかに成長している。不動産企業の資金調達は銀行借入、社債、海外での債券発行、株式発行等の方法で資本コストが低下している。2014 年から 2015 年の調整期に、中央政府は預金準備率の引下げや住宅ローン規制の緩和政策を実施した。そして、人民元高の期待と不動産業における巨大な利益が国際資本の流入をもたらし、中国で過剰流動性の問題が深刻になっている。以上の状況は、日本の 80 年代のバブルの発生背景と極めて似ている。また、2016 年に不動産価格が急騰し、代表都市の住宅販売は歴史的な高い水準に達した。2016 年 9 月末から、各地方の政府による規制の強化が相次いでいる。中国では、厳しい不動産コントロール政策や資金流出の可能性等の影響で、不動産バブルの崩壊に対して懸念の声が高まっている。

世界のバブルの歴史によると、バブルの崩壊が資産価格の下落や金融機関の破綻等を通じて不況につながり、マクロ経済全体が停滞に陥る。そして、世界の他の国々にも影響を及ぼし、世界的な金融危機が起こる可能性が高くなっている。

本論文では、不動産バブルが生じる原因及び中国不動産市場の問題点の実証結果を踏まえ、中国不動産バブルの軟着陸対策を短期対策、長期対策および不動産企業のあり方の三つに分けて検討する。また、中国不動産企業にとって、過剰な債務問題を回避するために、資金を REITs などの方法で調達する傾向がある。流動性の高い REIT 市場の完備は、他の金融市場との裁定取引が働き、不動産市場の効率性が向上されるものと考えられる。本論文では、不動産市場における実証分析を通じて、不動産価格の変動要因と政策効果を明らかにした上で、今後の制度的な展開についても分析する。

II 論文の構成

本論文の構成は、以下の通りである。

第一章では、中国不動産業の発展の背景と現状を明確にすることを目的としている。この目的のため、はじめに中国のマクロ経済を GDP、人口、賃金（個人所得）と消費等の側面から概観する。次に、中国の不動産市場の発展を準備期、急成長期、調整期と急騰期の

四つの期間に分けてそれぞれの特徴を明らかにする。最後に、中国不動産企業の現状について、マクロ経済の動向と関連させて分析する。

同章の分析より、以下の内容が確認される。第一に、中国の GDP は世界第二位で、近年の成長率が 6%前後で推移している。不動産業の発展は GDP の成長を支えている。一方、中国の産業構造におけるサービス化の進展、都市化の進行と所得増加等のマクロ経済の成長も不動産業の発展を支えている。また、中国では所得が高ければ高いほど、不動産関連消費の割合が高いという傾向がある。第二に、直近の 13 年間に中国の多くの都市の住宅平均価格は約 4 倍にも上昇している。中国不動産市場の発展過程は、4 期に分けることができる。第一期（1978 年～1999 年）は、不動産が自由に売買できるよう不動産に関する法令整備が進んだ準備期である。第二期（2000 年～2013 年）は、不動産への投資価値が人々に認識され、不動産業が急成長した時期である。第三期（2014 年～2015 年）は、過剰不動産開発投資の影響で、不動産業は調整期に入った時期である。第四期（2016 年～現在）は、2016 年から現在に至るまでの時期で、不動産価格が急騰している時期である。第三に、国有企業の改革のため、中国不動産業における国有企業数は激減している。不動産企業は、住宅へ投資している資金の割合が 70%前後で安定している。不動産企業は銀行、社債、海外での債券発行、株式発行等のルートを通じて資金調達していることが明らかにされている。

第二章の目的は、中国不動産価格の変動の特徴を捉え、不動産価格の高騰の要因を検討し、中国不動産市場にバブルが存在しているか否かを判断することである。同章では、国際比較の視点から、中日米不動産収益率の時系列分析が行われる。具体的には、まず、中日米不動産市場の現状を整理した上で、ARCH 型モデルおよびその拡張モデルを用いて、三ヶ国の不動産価格収益率の変動について実証分析を行っている。

以上の分析を通じて、中国上海不動産市場とバブル形成期のアメリカ不動産市場には、ARCH 現象が発生していたことが見出された。その原因は、バブル形成期には、不動産価格の上昇とともに売買活動も急増し、短期的な投機的取引が増加したためである。このため、元々安定していた不動産価格の収益率は他の金融資産のように分散不均一性を有するようになったと考えられる。従って、中国不動産市場にバブルが存在している可能性が高いことが示される。さらに、中国不動産市場の価格変動に関して非対称性があり、市場に好材料が出れば投資家は非合理的に不動産を購入する一方、悪材料が出れば意図的に反応しないことが示される。これは、非合理的な投資が行われている証拠でもある。不動産価格の高騰の要因は投資家の非合理的な行動にあることが明らかにされる。一方、バブル崩壊後は不動産価格が下落し、短期間で売却よりも長期間保有することがより多くなったため ARCH 現象が生じなくなった。そのため、1996 年以降の日本不動産市場とバブル崩壊後のアメリカ市場では、ARCH 現象が見出されなくなったことが確認される。

第三章では、上海不動産市場を対象に、不動産価格にバブルが存在するか否かを単位根と共和分検定を通じて実証的に分析している。具体的には、まず、1998 年から 2012 年ま

での上海不動産市場について理論的に分析を行った。そして、政府の不動産市場への政策についてまとめている。最後に、単位根と共和分検定を通して、上海不動産市場にバブルがあるか否かについて実証分析を行った。

ここでは、2002年1月から2010年12月までの期間に上海不動産価格指数は可処分所得等の経済ファンダメンタルズとの間に共和分関係がなかったため、不動産バブルが存在することが確認された。次に、2007年9月に不動産市場に構造的な変化があったため全期間を2002年1月～2007年9月までと2007年10月～2010年12月までの二つの期間に分けて検証した。その結果、2007年9月までの前半の期間では上海不動産価格指数の変動は経済ファンダメンタルズの変動によって説明できるものでありバブルが存在していなかったことが明らかにされた。一方、後半の2007年10月以降は経済ファンダメンタルズから乖離しバブルが生じていたことが示され、2007年の構造的な変化が中国の不動産価格を大きく上昇させる要因になったことが確認された。

第四章では、不動産価格高騰の要因を実証的に分析している。特に、以下の二つの仮説を検証している。第一は、過剰な流動性が証券と不動産の急激な価格上昇（バブル）を引き起こした。第二は、外資の流入が中国の不動産価格の上昇に拍車をかけた。この分析目的のために、同章では中国不動産価格と流動性について実証的に分析した。具体的には、まず、中国の過剰流動性の現状をまとめ、不動産価格と過剰流動性を表す代理変数としてマーシャルの k を用い、単位根検定、Granger 因果関係検定とインパルス反応検定によって、中国不動産市場における不動産価格と過剰流動性の間の相互関係について分析した。さらに、全国新築不動産平均価格と不動産業へ投資した海外直接投資金額の月次データを用いて、中国不動産市場における全国新築不動産平均価格と海外直接投資の間の相互関係について実証分析した。

上記の分析により、流動性と不動産価格の間ではお互いに影響を与えているという因果関係にあることが導かれた。貨幣の流動性は経済発展にプラスの影響を与えた一方、過剰流動性は不動産価格の上昇をもたらした。また、長期的には不動産価格の上昇は流動性の増加をもたらすことも示された。不動産価格が上昇し始めた時、貨幣供給量の中で流動性の高い資金が不動産市場に流れ、不動産価格はさらに上昇する。人民元高と不動産価格の上昇を狙う外国からの投資も増加し、中国国内の過剰流動性をもたらすことが明らかになった。また、多くの研究では外資の流入が中国の不動産価格の上昇に拍車をかけたと主張しているが、本論文の実証結果からは不動産価格の高騰が海外からの直接投資の流入をもたらしたものであり、FDI の流入が中国の不動産価格の上昇に与えた影響は有意でないことを明らかにした。

第五章と第六章は、REIT 市場に関する実証分析を行っている。REIT 商品は収益が一般的に高く、流動性もあり、投資家にとって小口で不動産市場に投資できる。それゆえ、他の金融市場との裁定取引を通じて不動産市場の効率性が高まることが期待されている。また、REITs 等の資金調達の方法によって、不動産企業の過剰な債務問題を回避できること

も考えられる。2015年6月、中国证券监督管理委员会（证监会）は中国初の公募不動産投資信託である鵬華前海万科 REITs を発行した。現在、万科、万達、華潤置地、保利地産、龍湖集団、中海外と恒大地産等の大手の不動産会社は REIT 商品を発行する予定がある。この背景の下で、第五章と第六章では、J-REIT 市場の特性と金融政策に対する反応を測定し、将来の中国 REIT 市場を設立するための条件を明らかにする。

第五章では、株市場、債券市場、不動産市場との比較視点から、J-REIT のパフォーマンスに関する実証分析を行っている。具体的には、J-REIT 市場の推移をまとめた後、次の三種類の実証分析を行った。①J-REIT のリターンと株、債券、不動産収益率等との相関係数、平均値、標準偏差等を比較した上で、J-REIT のリスク・リターンの特性を考察する。②ジェンセンのアルファを用いて、J-REIT のリターンのパフォーマンスを評価する。③CAMP モデルによる REIT の超過リターンを分析し、Johansen の共和分検定を用いて、REIT と株市場、国債市場、不動産市場の連動性を検証する。

以上の分析によって、全期間で見ると REIT は他の金融商品に比べ、ハイリスク・ハイリターンであることが明らかになった。ジェンセンのアルファで評価した J-REIT のリターンのパフォーマンスにおいて、J-REIT はリスクに見合ったリターンを上げているが、期間によって異なる結果が現れることが示された。四つの市場に共和分関係が見られたため、REIT 市場、株市場、国債市場、不動産市場は中長期的に乖離せず安定的な関係で推移していることが明らかとなった。しかし、株式、国債、不動産の三つの市場変数は、J-REIT リターンの約 30%しか説明できないため、J-REIT 固有の要因が他にまだ存在していることが確認された。

第六章では、イベント・スタディの手法を用いて、金融危機後の J-REIT に関する金融政策の公表が J-REIT のリターンに与える影響を分析している。具体的には、まず、日銀が打ち出した「包括緩和政策」と「量的・質的金融緩和」政策の内容をまとめ、J-REIT 指数の推移と関連させて説明する。次に、イベント・スタディの手法を用い、J-REIT 買入に関する発表が各 J-REIT のリターンに与える影響を分析する。そして、その影響を要因分析で明らかにする。最後に、時価総額別 J-REIT と格付が高い J-REIT をグルーピングし、その超過収益率を分析することによって、政策の発表はグルーピングした J-REIT にアナウンスメント効果があるか否かを検証する。

同章の分析により、異なる金融政策の発表に対して REIT 市場の反応に差が見られることが分かった。また、全ての金融政策発表にアナウンスメント効果があるというわけではないことが明らかにされた。その原因は、政策発表の効果が東証 REIT 指数の中に既に織り込まれていたことにあると考えられる。REIT 指数の収益率変動についての要因分析により、三つの要因が析出された。第一に、買入に関する金融政策が発表された後、業績が良い J-REIT ほど市場から高く評価されている。第二に、時価総額の高い J-REIT は J-REIT の価値評価に有意なプラスの影響を与える。第三は、信用力の高い J-REIT はより高く評価されるということである。

第七章では、国際比較の視点から、中国、日本とアメリカの経済状況を比較し、日本の1990年代のバブルとアメリカの2008年の金融危機を踏まえ、中国不動産の現存の課題を整理し、中国不動産バブルの軟着陸対策を検討している。最後に、今後大きく発展すると期待されている中国 REIT 市場の現状についてまとめている。

現在の中国の不動産市場は、日本の90年代のバブル崩壊前の光景と類似している。そして、以下のような問題点がある。①厳しい不動産コントロール政策の実施、②都市間の二極分化、③曖昧な土地使用権継続の手続き、④土地価格の高騰、⑤不動産企業の純利益減少、⑥大量の不良債権である。さらに、不動産の今後の対策としては、短期対策、長期対策、不動産企業のあり方の三つに分けて検討している。また、中国 REIT の現状と中国 REIT 市場設立の意義をまとめている。

最後のおわりには、本論文で得られた分析結果を整理し、今後の研究と残された課題について整理している。

第一章 中国不動産市場の発展と現状

I はじめに

90年代以降、中国の経済は急成長し、2009年に中国のGDPが日本を超え世界2位となった。2012年以降、生産年齢人口の逓減と海外からの需要の低迷等の原因によって、中国の経済は減速した。IMFの予測によると、中国の実質GDP成長率は2016年に6.6%まで低下する見通しである。しかし、日本の0.51%とアメリカの1.578%のGDPの成長率より高い水準にある。

この背景の下で、現在中国人にとって最も関心が高いのは住宅問題である。近年の中国では、将来の不動産価格の値上がりを懸念して住宅等の不動産を急いで購入する人が増え、それがさらに不動産価格の上昇に拍車をかけている。わずか15年の間に、全国不動産販売平均価格は3倍にも上昇した。特に、2016年上半期緩和政策の環境の中で、住宅需要が高まり、一線と二線都市¹の好景気で、住宅販売は歴史的な高い水準に達した。一方、ある地域では不動産業が不況であり、空室率が高く産業の空洞化が深刻化している。建設現場は多く見られるが、建設が途中で中止され、販売センターを訪れる人がほとんどいないといった状況がある。夜になると、町はゴーストタウンの様相を呈している。

このように一線と二線都市はバブルの新たなステージに入り、一方、三線と四線都市は大量の在庫を抱え、価格が下落し続けることが中国不動産市場の現状である。

本章では、はじめに中国のマクロ経済をGDP、人口、賃金（個人所得）と消費等の側面から概観する。次に、中国の不動産市場の発展を準備期、急成長期、調整期と急騰期の四つの期間に分けてそれぞれの特徴を明らかにする。最後に、中国不動産企業の現状について、マクロ経済の動向と関連させて分析する。

II 中国のマクロ経済

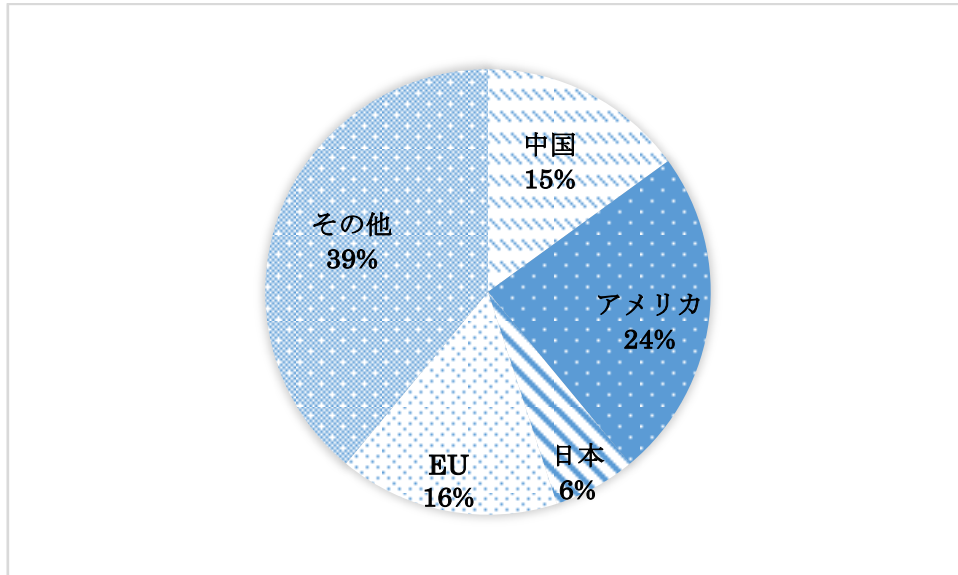
現在、世界各国から、中国の経済指標は全体として伸びが鈍化しているため、中国経済について厳しい見方が増えてきている。一方で、中国の経済は減速したとしても、先進国よりもある程度持続的に成長するとの見方も根強い。ここでは、GDP、人口、賃金（個人所得）と消費等の面から、近年の中国におけるマクロ経済の動向をまとめる。

1 中国の地級市以上の338都市の商業的魅力を分析し、一線都市、二線都市、三線都市、四線都市と五線都市に分けている。

2.1 GDP

図 1-1 は、2015 年度の実質 GDP 上位国の世界全体に占める比率を表している。

図 1-1 2015 年度実質 GDP の世界シェア



(データ出所) IMF, World Economic Outlook database (2016 年 4 月版) より作成。

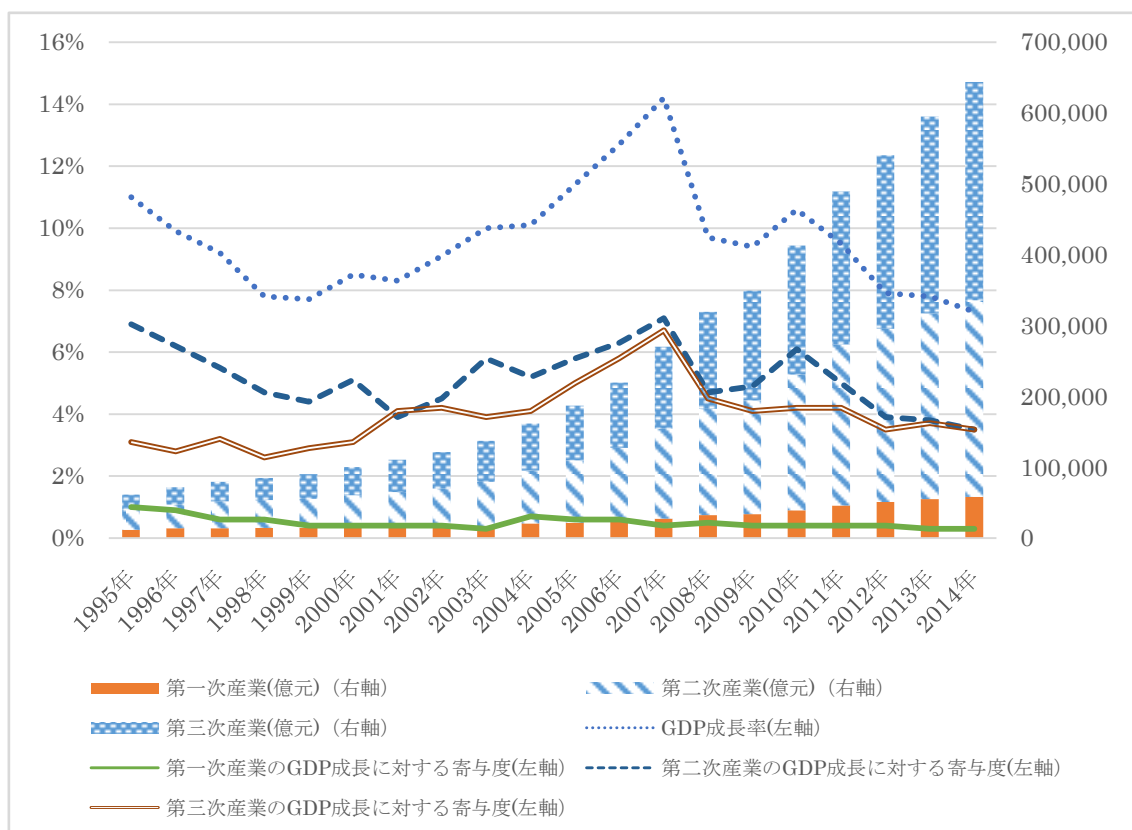
上図より、アメリカの実質 GDP は世界全体の約 24% を占め、実質 GDP の最大の国家であることが示されている。次いで中国が 15% を占め、世界第二位となっている。この二国だけで世界全体のおよそ 4 割を占めている。その後、日本、EU がそれぞれ 6% と 16% を占めている。IMF の World Economic Outlook Database のデータによると、2009 年に日本と中国の名目 GDP は逆転し、2010 年に中国の名目 GDP は日本を上回った。

図 1-2 は、1995 年から 2014 年にかけて、中国の名目 GDP の産業別成長の推移を表している。

2007 年、中国の名目 GDP の成長率は 14% まで上昇した。その後、サブプライム・ローンによる世界的な金融危機の影響を受け、GDP の成長率は上昇傾向から低下傾向に転じた。2008 年 11 月、中国の国務院の常務会議で世界的な金融危機による不景気の影響を避けるため、積極的な財政政策と金融緩和政策の施行が決められた。具体的には、経済の持続的な成長を保つため 2009 年からの 2 年間で 4 兆元のインフラ整備の計画が打ち出された。その結果、2009 年の名目 GDP 成長率を 9% 台に保つことができた。しかし、2012 年以降、生産年齢人口の逡減と海外からの需要の低迷等の原因によって、名目 GDP 成長率は 2012 年に 1995 年以来初めて 7% 台まで減少している。なお、2016 年上半期の GDP は前年同期比 6.7% 増となっている。英国の欧州連合 (EU) 離脱決定および世界的な経済成長の低迷の影響で、IMF の予測によると、中国の名目 GDP 成長率は 2016 年と 2017 年にそれぞれ 6.6% と 6.2% まで低下する見通しである。

また、この間に中国の産業構造のサービス化が進展したことが確認できる。90年代の半ばに、第二次産業のGDP成長の寄与度は第三次産業の約2倍になっている。しかし、その後、第三次産業の寄与度が拡大傾向になり、2014年に第三次産業はGDPの成長率に対して第二次産業と同様な寄与度を持っている。

図1-2 中国名目GDPの産業別成長

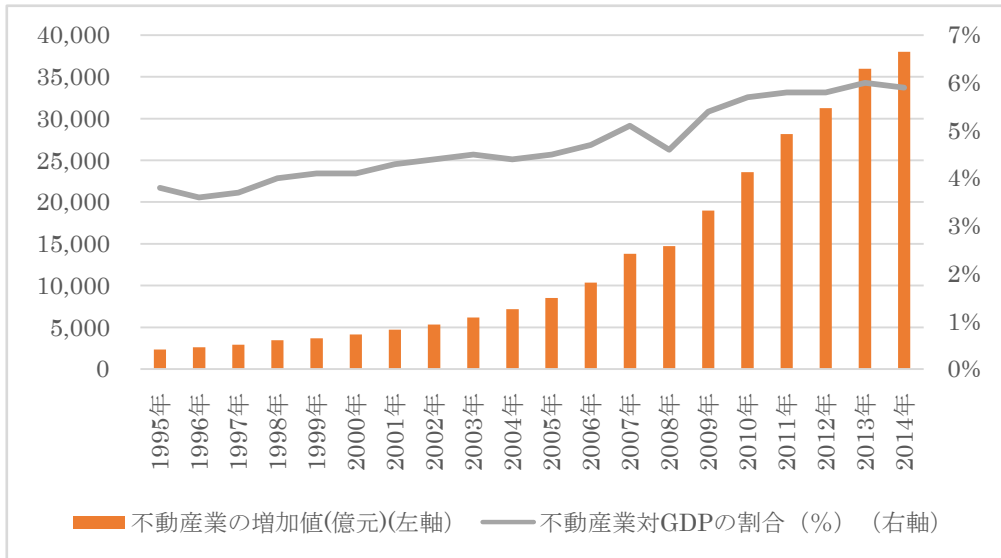


(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

2014年に中国の内需や海外の需要が共に低迷している中で、インフレ率が低下し、デフレに陥るリスクが高まり、投資、輸出、消費が減少し、経済成長の鈍化の兆しが見られた。設備投資は1月の17.7%から11月の9.4%まで減少し、不動産への投資も年始の19.8%から年末の11.9%まで下落した。CPI、PPIも低い水位で変動している。

図1-3は、不動産業の付加価値対GDPの割合と不動産業の付加価値の増加率を表している。2005年以降、不動産業の付加価値が急増し、1995年の2,354億元から2014年の38,001億元まで約16倍にも増加した。不動産業の付加価値対GDPの割合は、1996年の3.6%から2013年にピークの6%に達した。この20年間、不動産業の付加価値の増加率はGDPの成長率より速いことがわかる。不動産業は、GDPの成長を支える重要な産業であることが確認できる。

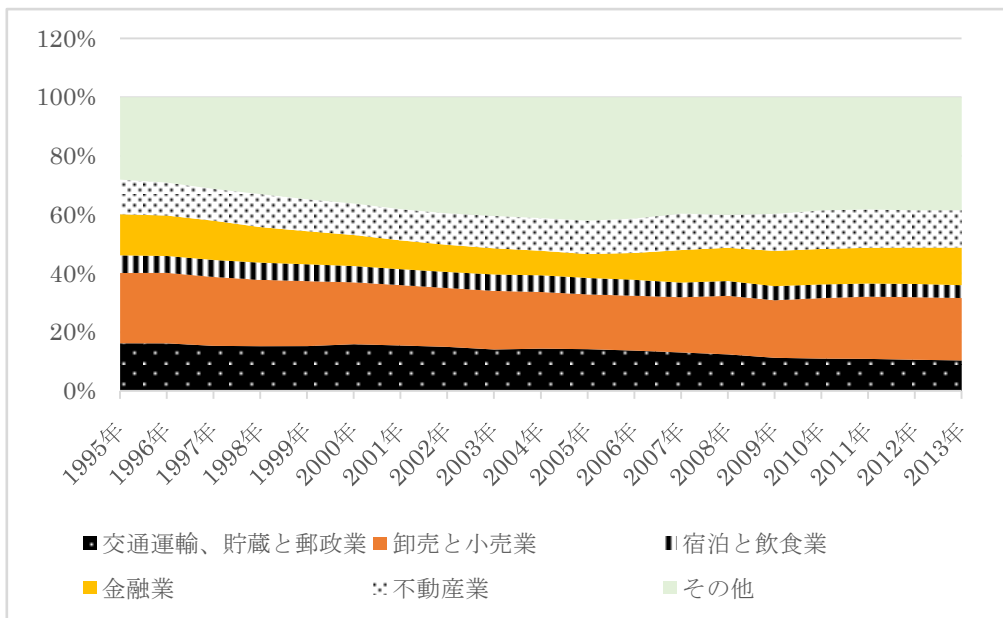
図 1-3 不動産業対 GDP の割合



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

図 1-4 は、第三次産業の付加価値を業種別で表している。

図 1-4 第三次産業の付加価値



(データ出所) 中国統計年鑑 2014 年版より作成。

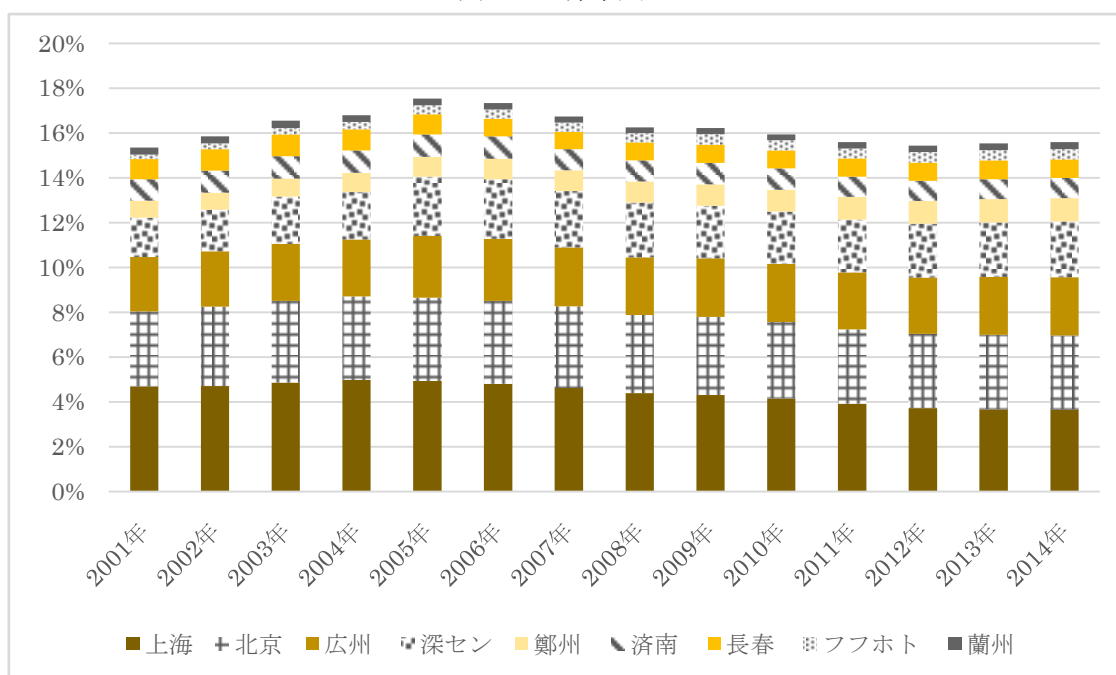
第三次産業の付加価値額は、交通運輸、金融と郵政業、卸売と小売業、宿泊と飲食業、金融業、不動産業とその他に分けて算出されている。この間、不動産業の付加価値の割合

は 11%から 13%までの間に安定している。従って、第三次産業は不動産と共に拡大傾向にあることがわかる。第三次産業と不動産は相互に影響している。不動産の発展することによって、新たなサービスや業種等の需要が増え、第三次産業の付加価値も増加する。国家統計局のデータによると、不動産価格が上昇している一線都市ほど第三次産業の比率は高い。そして、第三次産業の比率が高い都市は労働人口が増加するため、不動産への需要も増加する。

2016年4月25日、上海で経済メディアである第一財經週刊は新一線都市研究所の研究結果に基づいて2016年の中国都市商業魅力ランキングが発表された。ここでは中国の地級市²以上の338都市の商業的魅力を分析し、19の一線都市³、30の二線都市、70の三線都市、90の四線都市と129の五線都市の各都市ランキングを発表した。

ここで、国家統計局で公表している70都市の中で、北京・上海・広州・深センの四つの一線都市、鄭州・済南・長春の三つの二線都市、フフホト・蘭州の二つ三線都市（以下の都市別の分析もこの九つの都市のデータを利用する）のGDPデータを参照し、各都市対GDPの割合を図1-5で表している。

図 1-5 都市別の GDP



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

2 省と県の間にある行政単位。

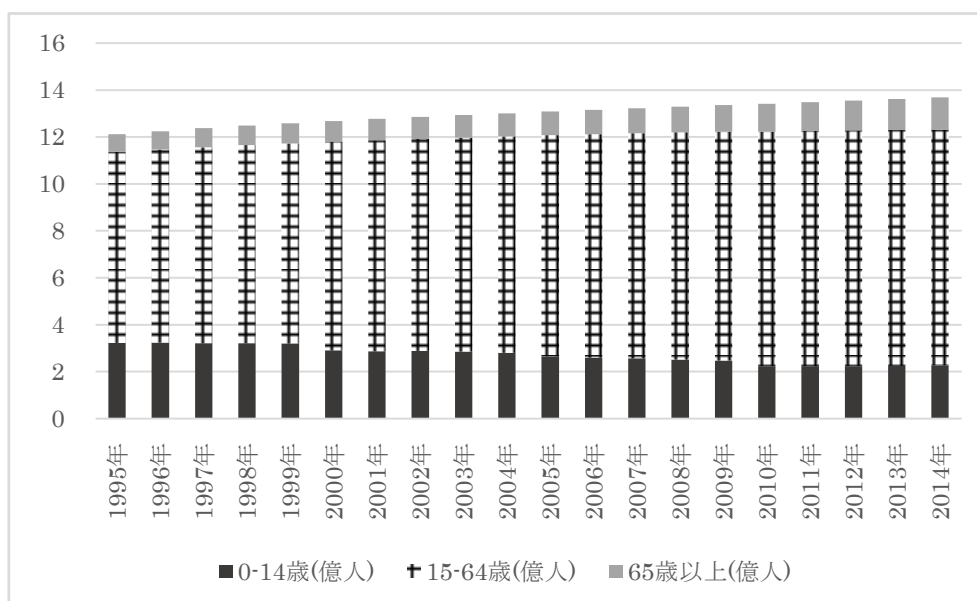
3 北京、上海、広州、深センの一線都市としての地位は揺るがず、15の新一線都市は上から順に、成都、杭州、武漢、天津、南京、重慶、西安、長沙、青島、瀋陽、大連、厦門、蘇州、寧波、無錫となった。

図 1-5 から、不動産価格が最も上昇している深センにおいて全国の中での GDP の割合が 2001 年の 1.76%から 2014 年の 2.59%まで上昇した。不動産価格の上昇率が第二位と第四位である北京と広州の GDP の割合はそれぞれ 3.3%~3.7%と 2.42%~2.59%の間で安定している。しかし、上海の GDP の割合は 2000 年代の初めに 4.7%であったが、その後、減少し続け、2014 年に 3.66%まで低下した。しかし、他の都市と比べると、すべての期間において上海の GDP の割合は最も大きいことがわかる。二線都市の中では、鄭州の GDP の割合が 0.75%~1.05%の間で徐々に成長し、済南と長春の GDP の割合は 0.9%前後に安定している。三線都市の中では、フフホトの GDP の割合は 0.19%から 0.45%まで 2 倍以上急成長した。

2.2 人口

図 1-6 は、1995 年から 2014 年までの 20 年間で、年齢別における中国の人口構成を表している。同図より、2014 年末に、中国の総人口数は約 13.7 億人に達し、前年度より 0.5% 増となった。1995 年以来、65 歳以上の人口数は増加し、2014 年に約 1.4 億人に達し、総人口数の 10.05%を占めている。これに対して、15 歳以下の人口数は 2011 年まで年々減少し、2014 年には 2.3 億人に減少して総人口数の 16.5%となった。15 歳から 64 歳までの人口数は増加し続けているが、2014 年に初めて減少し約 10 億人となった。

図 1-6 中国の人口構成



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

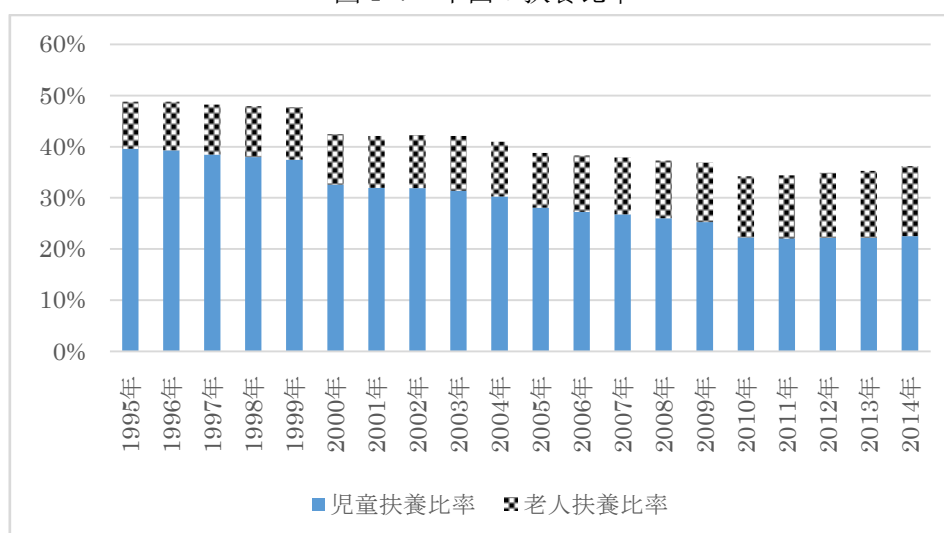
図 1-7 は、中国の扶養比率の推移を表している。児童扶養比率と老人扶養比率は、以下の式で計算されている。

児童扶養比率＝0～14 歳人口/15～64 歳人口

老人扶養比率＝65 歳以上人口/15～64 歳人口

図 1-7 より、人口総扶養比率は 2010 年までに減少し続けたが、その後、上昇し始め 2014 年に 36%まで上昇した。この間、児童扶養比率は継続的に減少し、それに対して老人扶養比率は継続的に増加している。そのため現在の中国では、少子化と高齢化問題に対する施策が重要な課題となっている。人口の増加が終わると、財政の負担と労働力の不足等の問題が起こる。その対策として、2013 年 12 月から、「一人っ子政策」が緩和された⁴。

図 1-7 中国の扶養比率



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

また、図 1-8 より、都市部人口数と農村人口数の推移から、中国の都市化の進行を確認することができる。同図より、中国の都市化は順調に進んでいることが示されている。2011 年に、都市化率は既に 50%を超えた。2014 年に、都市部人口数は約 7.5 億人で、前年度より 1,805 万人の増となり、全国人口の 54.77%を占めている。それに対して、農村人口数は約 6.2 億人で、前年度より 1,095 万人減となった。中国の政策目標では、2020 年には都市化率を 63%⁵まで引き上げることを目標としている。

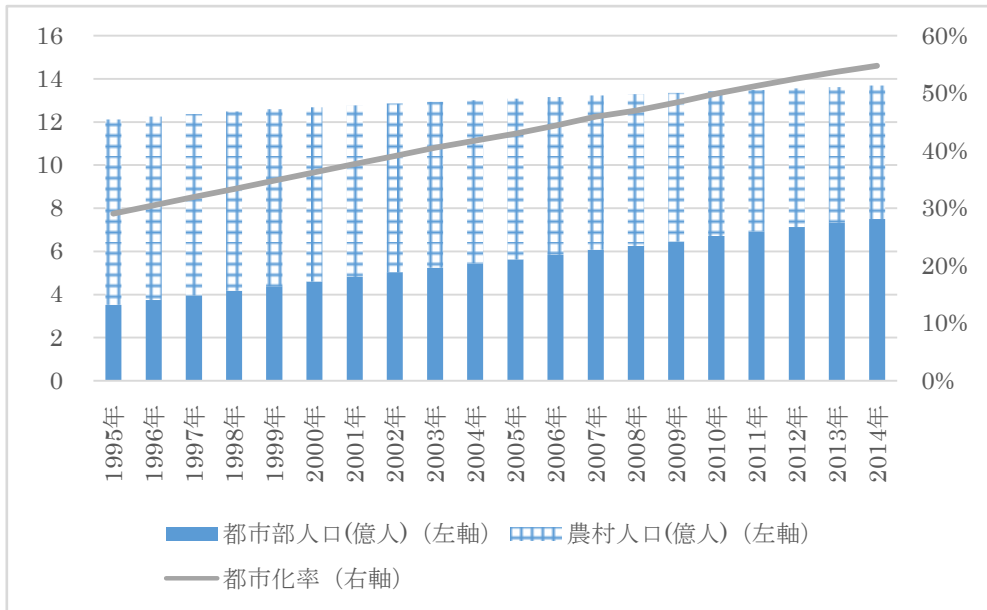
4 夫婦のどちらかが一人っ子の場合は、2人目の出産が認められるという方針である。

5 2014年3月16日、中国国務院より「国家新型都市化計画 (2014-2020)」が発表され、その中で、2020年まで常住人口の都市化率と都市部戸籍を持つ人の割合をそれぞれ約60%、45%まで引き上げ、農村から1億人を都市部に移転させるという目標がある。

中華人民共和国中央人民政府のHP「国家新型城镇化规划(2014-2020年)」より

(http://www.gov.cn/zhengce/2014-03/16/content_2640075.htm)

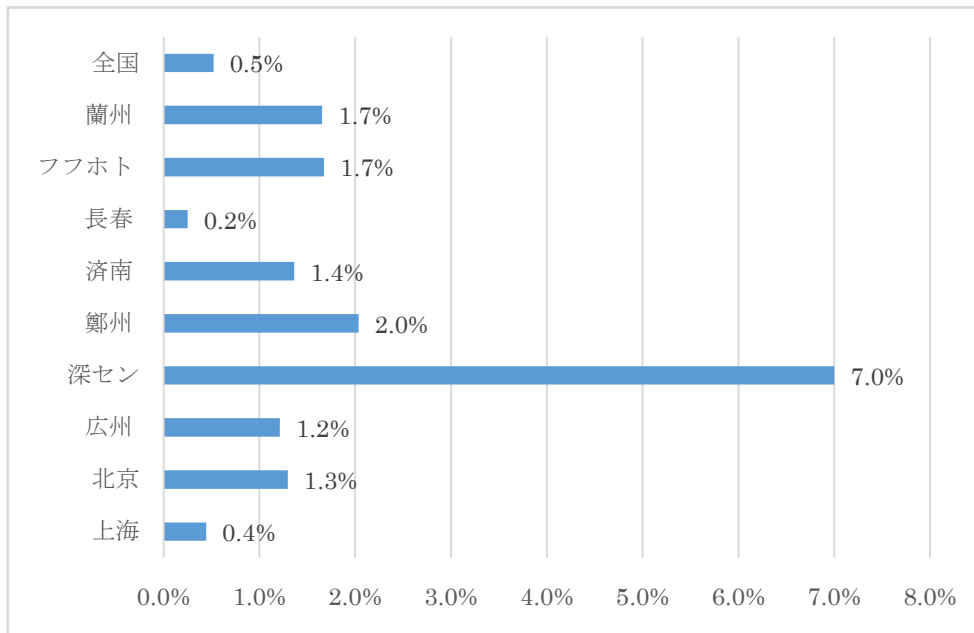
図 1-8 中国の都市化の進行



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

図 1-9 は、2014 年の各都市における人口の伸び率を表している。

図 1-9 2014 年各都市人口の伸び率



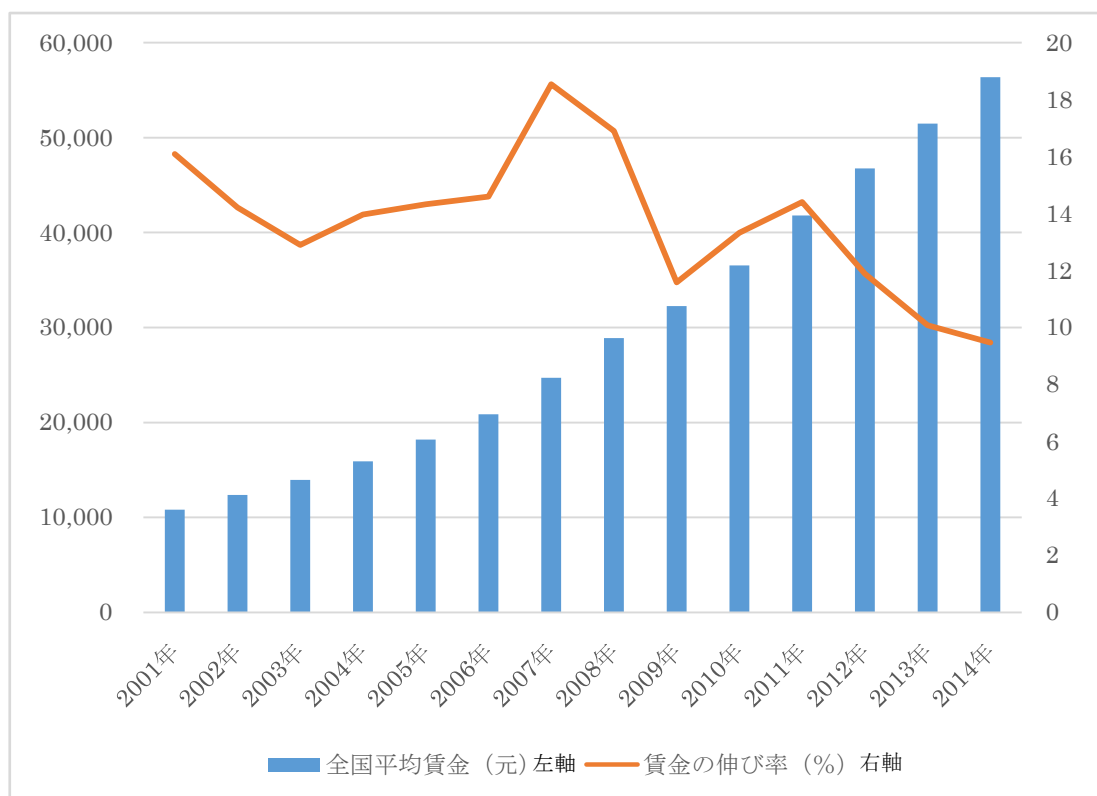
(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

一線都市の中で、深センの人口の伸び率が最も大きく7%を示している。深センの人口が増えることによって、不動産への需要が高まり不動産価格が高騰をした。9つの都市の中で、長春と上海を除く、他の都市の人口伸び率は、全国平均0.5%の水準を大きく上回っている。これも各都市GDPの成長傾向と概ね一致している。2014年に、国家国務院は超大都市の人口が過剰に集中している懸念から、人口規模を厳しくコントロールするという方針が採られている。

2.3 賃金

図1-10は、2001年から2014年までの中国全国の賃金の推移を表している。同図より、全国の平均賃金が年々増えていることが分かる。しかも、伸び率が10%から15%までの範囲の中で上下しつつ推移している。しかし、不動産価格の伸び率に賃金増加率が追い付いていない傾向にある。

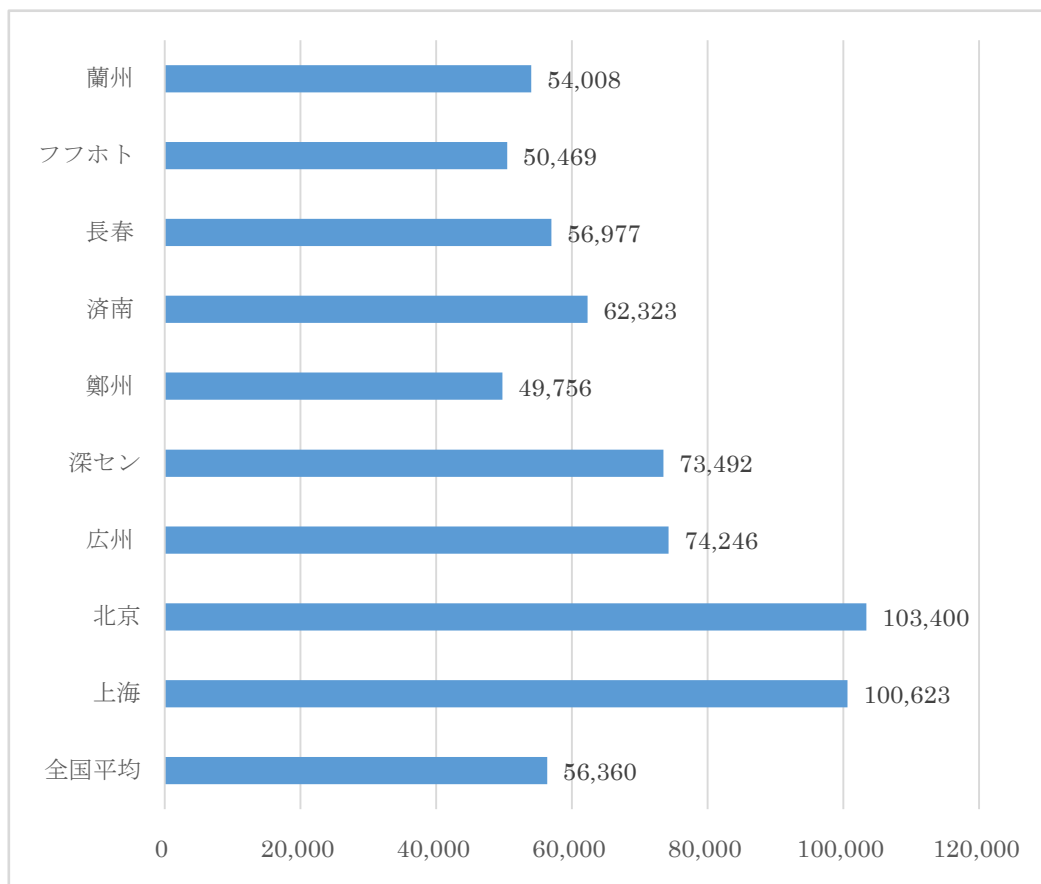
図1-10 中国全国賃金の推移



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

図1-11は、2014年の都市別の平均賃金を表している。同図より、平均賃金には各地域の格差が大きいことがわかる。

図 1-11 2014 年都市別の平均賃金（単位：元）



（データ出所）国家統計局 HP より作成。

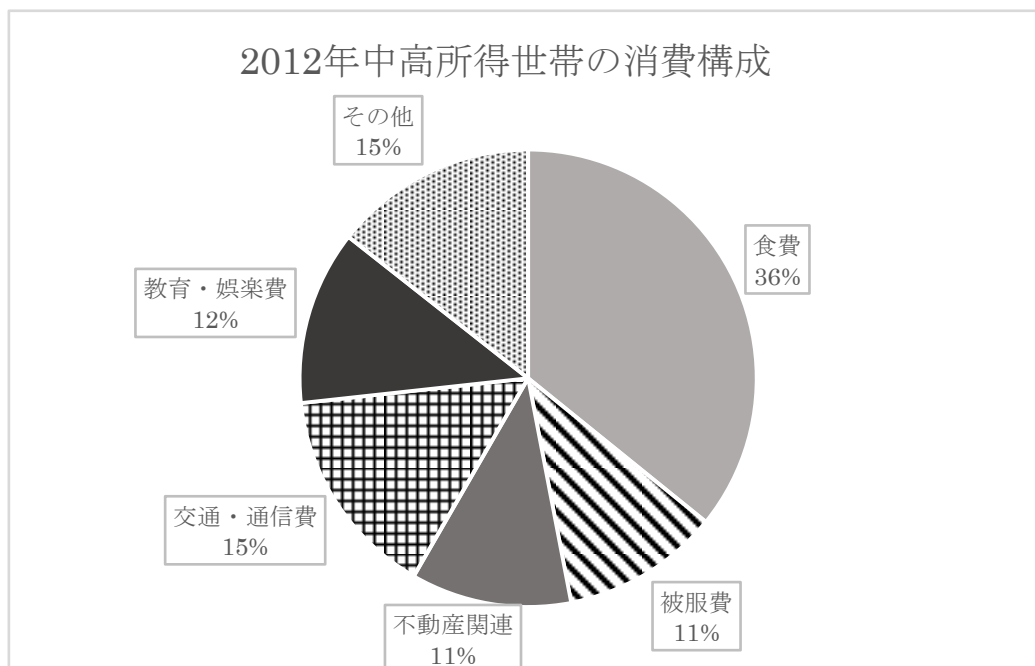
2.4 消費水準

国家統計局の都市社会経済調査では、世帯所得の高低によって、各都市部の世帯が計八つの組に分けられている。その分け方は、以下の通りである。

1. 最高所得世帯：都市部の世帯数の 10%を占める
2. 高所得世帯：都市部の世帯数の 10%を占める
3. 中高所得世帯：都市部の世帯数の 20%を占める
4. 中等所得世帯：都市部の世帯数の 20%を占める
5. 中低所得世帯：都市部の世帯数の 20%を占める
6. 低所得世帯：都市部の世帯数の 10%を占める
7. 最低所得世帯：都市部の世帯数の 10%を占める

2012 年中高所得世帯の消費構成が図 1-12 で表されている。表 1-1 は、2012 年度の各世帯不動産関連消費対総消費の割合を表している。所得が高ければ高いほど、不動産関連消費の割合は高いことがわかる。

図 1-12 中高所得世帯の消費構成



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

表 1-1 2012年各世帯不動産関連対総消費の割合

指標	2012年
中等所得世帯	11.06%
中高所得世帯	11.36%
高所得世帯	11.45%
最高所得世帯	12.33%

(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

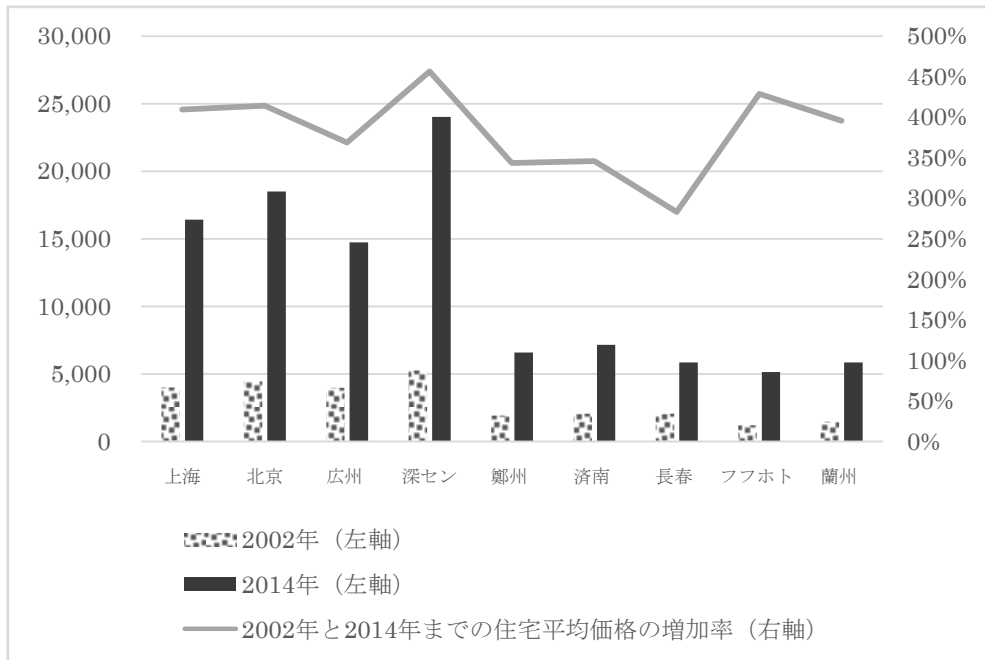
III 中国不動産市場の分析

3.1 中国不動産市場の発展

社会主義経済である中国においては、土地の所有権と使用権が分離されている。1982年に制定された現行憲法の第10条では、都市部の土地は、国家所有に属する。農村及び都市郊外区域の土地は、法律により国家所有に属すると定めるものを除いて、集団所有に属すると定めている。そのため、中国では、土地所有権の譲渡が許されないが、土地の使用権が土地の有償譲渡を通じて認められている。住宅地、オフィス地と商業用地の使用権がそれぞれ70年、50年、40年に設定され、使用権は残余期間が売買の対象となる。

図 1-13 は、2002年と2014年の各都市の住宅平均価格を表している。

図 1-13 2002 年と 2014 年都市別の住宅平均価格(単位: 元/平方メートル)



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

図 1-13 から、この 13 年間の間に上海、北京、広州と深センは住宅平均価格が約 4 倍にも増加していることがわかる。鄭州、済南と長春等の二線都市は住宅平均価格が約 3 倍に上昇した。フフホトと蘭州の住宅平均価格も約 4 倍に上った。しかし、一線都市と二、三線都市の住宅平均価格の差は大きい。2002 年、一線都市の住宅平均価格は二線都市の 2 倍近くなっているが、2014 年には、その差は約 3 倍となっている。これらより、一線都市と二、三線都市の不動産市場の格差は拡大していることが確認できる。

図 1-14 は、中国全国不動産販売価格と面積の推移を表している。ここで、図 1-14 を参照しながら、これまで中国の不動産市場はどのような経緯を通じて過去から現代に至ったかについて整理する。中国不動産市場の発展の過程は、以下のように 4 期に分けて論じることができる。第一期は、不動産が自由に売買できるように不動産業に関する法令整備が進んだ準備期である。第二期は、不動産への投資価値が人々に認識され、不動産業が急成長した時期である。第三期は、過剰不動産開発投資の影響で、不動産業は調整期に入り、調整の色が濃くなった時期である。第四期は、2016 年から現在に至るまでの時期で、不動産価格が急騰している時期である。

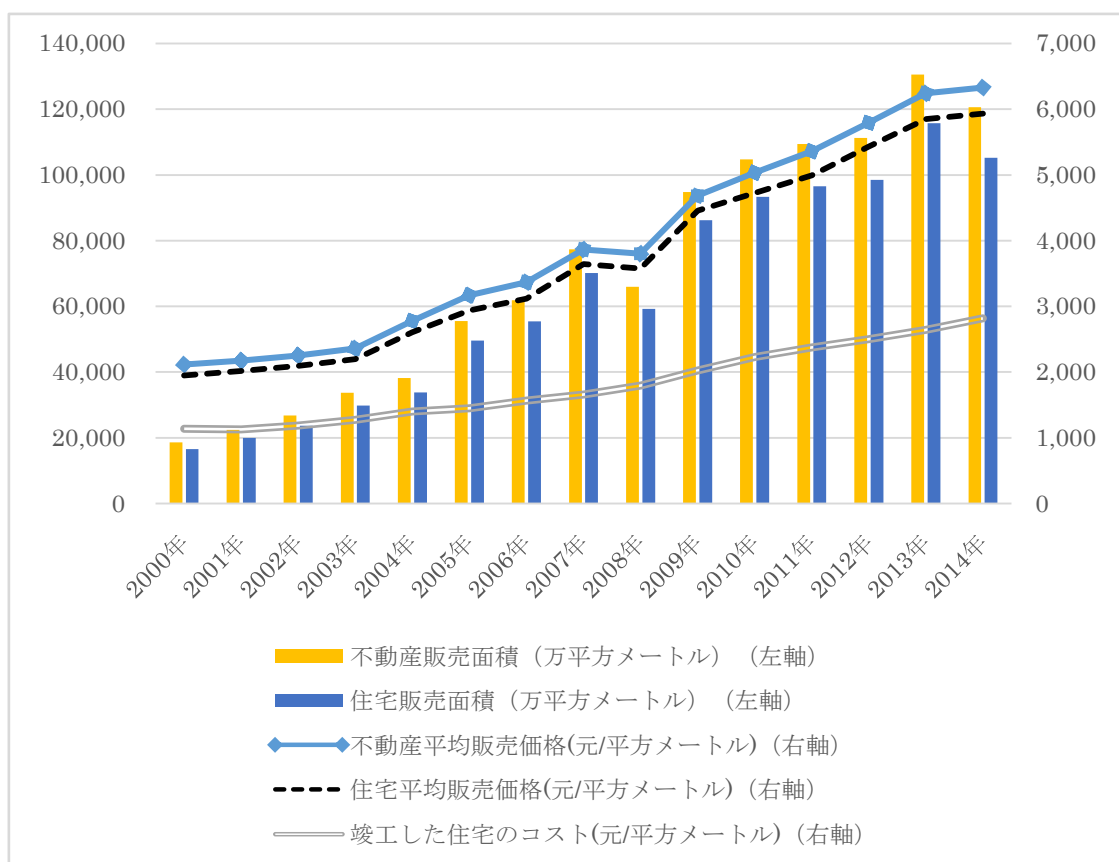
1. 準備期 (1978 年～1999 年)

1978 年に鄧小平が最高指導者となり、改革開放政策を推進した。社会主義市場経済が開始され、不動産の私有化が打ち出された。その後、不動産が自由に売買できるように不動産業に関する法令整備が進んだ。社会主義である中国においては、土地の所有権と使用権

が分離されている。中国では、土地所有権の譲渡は許されないが、土地の使用権が土地の有償譲渡を通じて認められた。

1991年に、「中国住宅制度改革」により、マンションが自由に売買できるようになり、不動産業は新たな段階に入った。その後、賃金改革により所得が上昇し、国有住宅の販売や民営住宅の建設等が積極的に推進された。1999年、銀行ローンでマンションを購入できる制度が実施され、不動産業の発展は新たな舞台に進行した。

図 1-14 全国不動産販売価格と面積の推移



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

2. 急成長時期 (2000年～2013年)

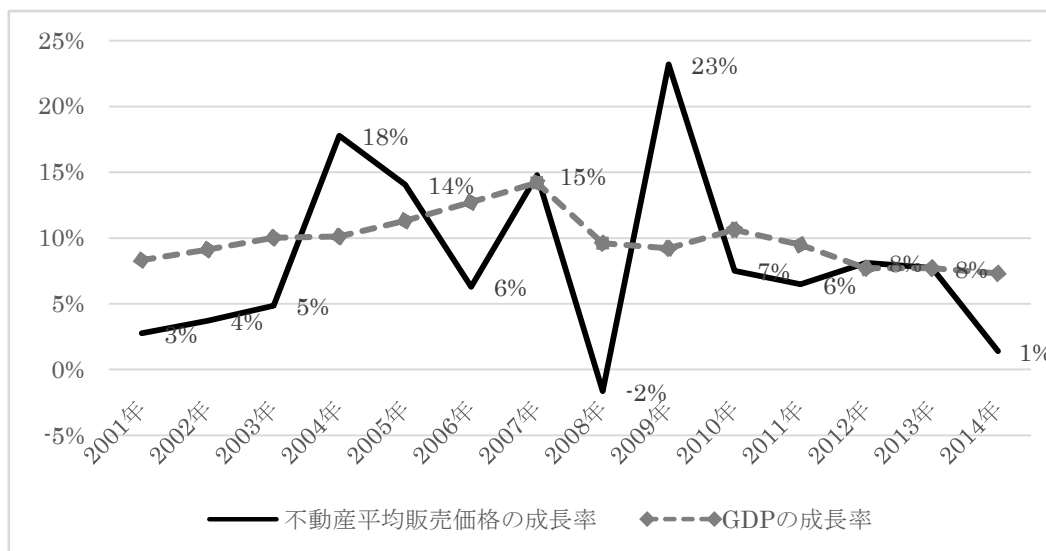
2000年から2013年にかけて、中国経済は大きく成長した。北京オリンピックや上海万博の影響を受け、不動産販売面積は約7倍にも増え、不動産販売価格は約3倍に上昇した。竣工した住宅のコスト対住宅販売価格の割合は年々減少している。2000年の住宅コストの割合は58.5%であったが、2013年に47.5%までに減少した。

図 1-15 は不動産平均販売価格の成長率と GDP の成長率を比較している。図 1-15 より、不動産平均販売価格の成長率は2004年、2005年、2007年と2009年に2桁台に達している。不動産平均販売価格の成長率が2桁台の成長率になった後、殆どは増加傾向から減少傾向

に転じている。その原因は、2005年、2007年、2009年に政府による三回の不動産コントロール政策が実施されたことになる。

2003年から2004年にかけて、不動産への投資価値が人々に認識され、加えて経済政策が追い風となり、全国不動産市場は繁栄化した。2004年、不動産平均販売価格の成長率は18%まで上昇した。2005年に、住宅価格の抑制策が始まり、住宅価格は国家のコントロールによって下落傾向に転じた。2006年の政府活動報告で、温家宝元総理は「都市不動産投資規模が大きくなり過ぎ、住宅価格は過度に上昇した。中国政府は、住宅市場のマクロコントロールを重要政策とする」⁶と述べた。2006年、GDPの成長率は不動産平均販売価格の成長率を上回っていた。2007年、不動産平均販売価格とGDPの成長率は15%であった。2007年9月「住宅ローン新政策」の発表は、政府による第2回目の不動産市場へのコントロールの発端となった。加えて、アメリカのサブプライム・ローンに端を発した世界的な金融危機の影響を受け、全国の不動産市場は最も困難な時期に入った。当時、不動産平均販売価格の成長率は初めてマイナスの値となった。2008年、政府は4兆元の景気刺激策を打ち出し、さらに、中国建設銀行は、商業の個人住宅ローン利率をローン基準利率の70%、頭金の最低額を総額の20%に変更した。そのため、2009年の下半期、不動産市場は再び好調となり、不動産平均販売価格の成長率は23%の最高値になっている。2009年末、政府による不動産市場への三回目のコントロールが始まった。その後、不動産平均販売価格の成長率はGDPの成長率とほぼ同じような動きを示している。

図1-15 不動産平均販売価格とGDPの成長率



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

6 「2006年政府活動報告」 pp. 1

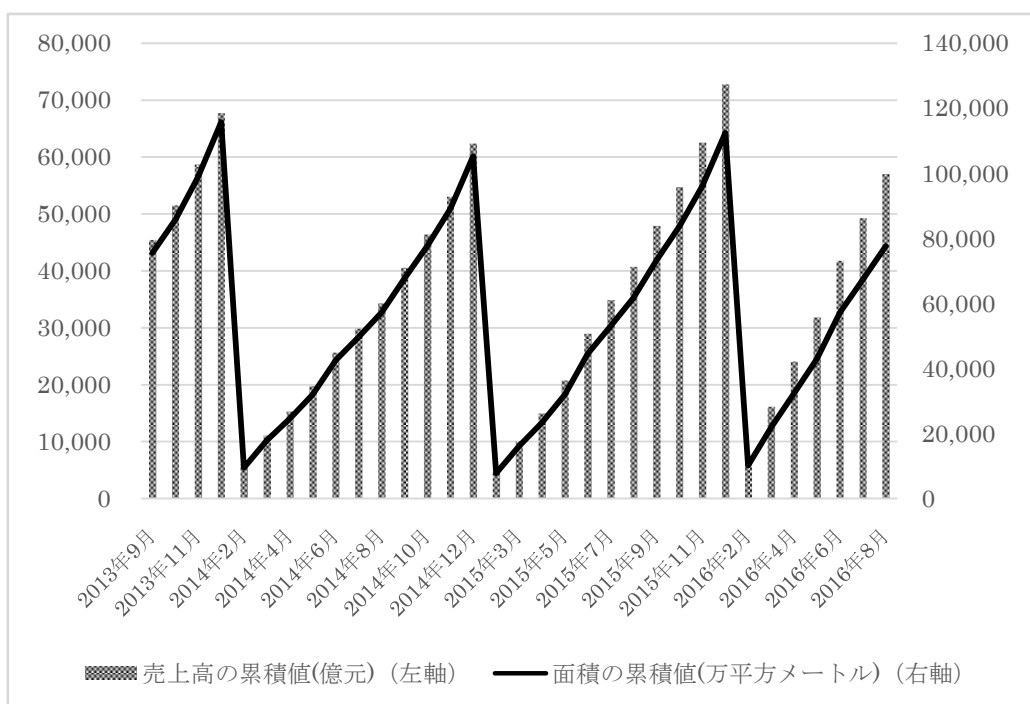
http://www.gov.cn/test/2009-03/16/content_1260216.htm

3. 調整期間（2014年～2015年）

2014年、中国の国内と海外の需要ともに低迷している中、インフレ率が低下しデフレに落ちるリスクが高まり、投資、輸出、消費の動向からも経済成長鈍化の兆しが見られた。不動産市場は2013年に上昇した後、2014年から調整期に入った。

図1-16は、2013年9月から2016年8月までの中国全国住宅の売上高と販売面積の月次推移を表している。

図1-16 中国全国住宅の売上高と販売面積の推移（2013.9-2016.8）

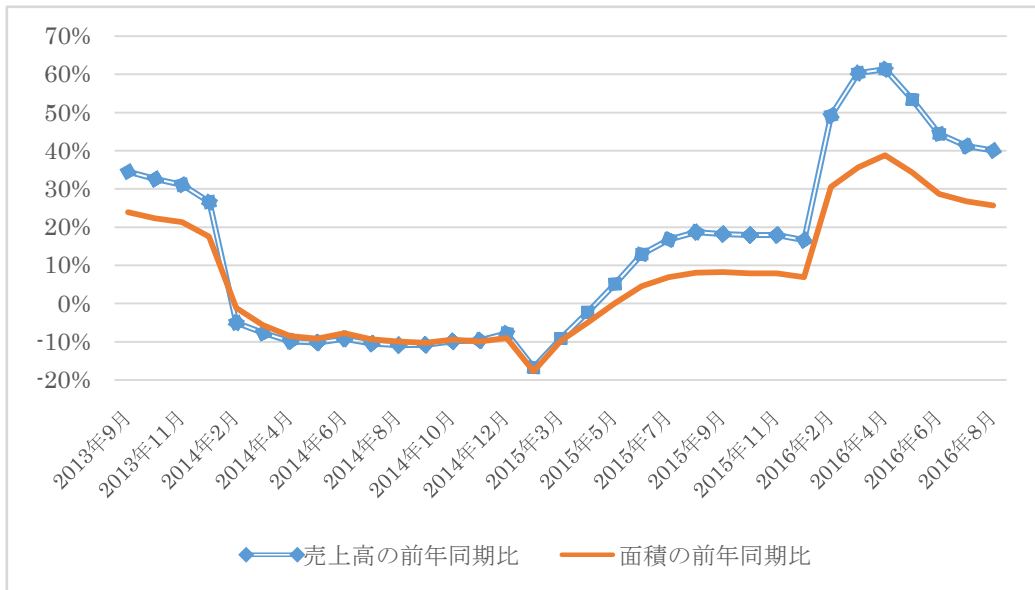


(データ出所) 国家统计局 HP より作成。

また、図1-17は2013年9月から2016年8月にかけて、中国全国住宅の売上高と販売面積の前年同期比を表している。図1-16と図1-17より、2014年の全国の住宅販売面積と売上高はそれぞれ9.1%と7.8%減となった。

2014年7月、北京、上海、広州、深センの住宅価格も初めて揃って下落した。但し、下げ幅は限定的である。住宅の平均価格は6月と比べ、70主要都市のうちに64都市が下落し、わずか2都市が上昇した。このような環境の中、海外も国内も不動産バブルの崩壊が見えはじめた。不動産市場の伸びが鈍化した主な原因は、2012年の後半から2013年までの間に住宅の過剰供給にあると考えられる。また、中央銀行による流動性の吸収も不動産市場の調整の原因となっている。

図 1-17 中国全国住宅の売上高と販売面積の前年同期比（2013.9－2016.8）



（データ出所）国家统计局 HP より作成。

そのため、不動産市場が安定的に成長するために、中央政府は預金準備率の引下げや「央五条」⁷等の緩和政策を実施した。2014年9月末、中央政府は「9.30」住宅ローン政策を実施し、3年に渡って行った住宅ローン規制を緩和した。このような政策は不動産市場が速やかに回復することにつながったと見られる。

2015年、不動産市場の調整が続き、投資の伸びが鈍化したため、不動産会社の新規着工や新規土地購入の意欲が低下した。住宅の在庫を消化するため、政府は需要側を対象とする不動産緩和策を多く打ち出した。中央銀行は預金準備率、政策金利を5回引き下げた。それと同時に、中央政府は頭金比率を引き下げ、購入時の税金や初期費用を減免し、需要を増やす方針を打ち出した。地方政府も需要を喚起するため、税金の減免、補助金給付等の政策を実施した。さらに、供給側からすると、金融市場の改革によって、实体经济への資金流入チャンネルを拡張し、不動産企業の融資状況を緩和した。

図1-17より、2015年4月に、売上高の前年同期比はマイナスからプラスに転じ、1ヶ月後、住宅の販売面積の前年同期比もプラスに転じた。2015年7月以降、住宅の売上高と販売面積の前年同期比はそれぞれ18%、8%前後に安定している。これに伴い、2015年後半、住宅価格が上昇している。

都市別に見ると、都市の間の差は依然として大きい。一線都市では住宅販売が著しく回復したが、一方、二線三線都市では住宅価格が引き続き下落している。ただし、下げ幅は縮小している。

7 「央五条」は中国人民銀行が個人住宅ローンの融資を確保するために打ち出され、不動産市場の安定化に重要な意義を持つ政策である。

4. 急騰期（2016年—現在）

2015年下半期の緩和政策の影響を受け、2016年上半期に住宅需要が高まり、代表都市の住宅販売価格は歴史的な高い水準に達した。百都市の住宅平均価格は半年で7.61%上昇した。特に、一線二線都市の住宅価格が激しく上昇した。

図1-17より、2016年に入ってから住宅の売上高と販売面積の前年同期比は大きく上昇し、その上昇率はそれぞれ49%、30%となっている。住宅への需要が急速に増加したことがわかる。しかし、2014年から2015年までの二年間、住宅開発は後退し、住宅の供給量が減少した。その結果、住宅販売価格が上昇し、住宅の売上高は急激に増加した。2016年4月に住宅の売上高と販売面積の前年同期比は、それぞれ最高値の61%、39%となっている。2016年8月、住宅販売面積は前年同期比25.6%増の77,484万平方メートルに達し、売上高は40%増の57,043億元となった。

住宅の販売面積や価格の急増のため、優良不動産企業の業績は急回復した。また、大型不動産企業は一線都市の土地投資に積極的に取り組み、土地価格の急騰をもたらした。特に、南京、蘇州等の土地価格の上昇が著しい。そして、全国各都市の土地価格も最高値が更新されている。2016年8月17日、上海静安区中興地域の土地競売で、最終の成約金額は110億元にも上り、土地の平均価格は14.3万元/平方メートルに達した。

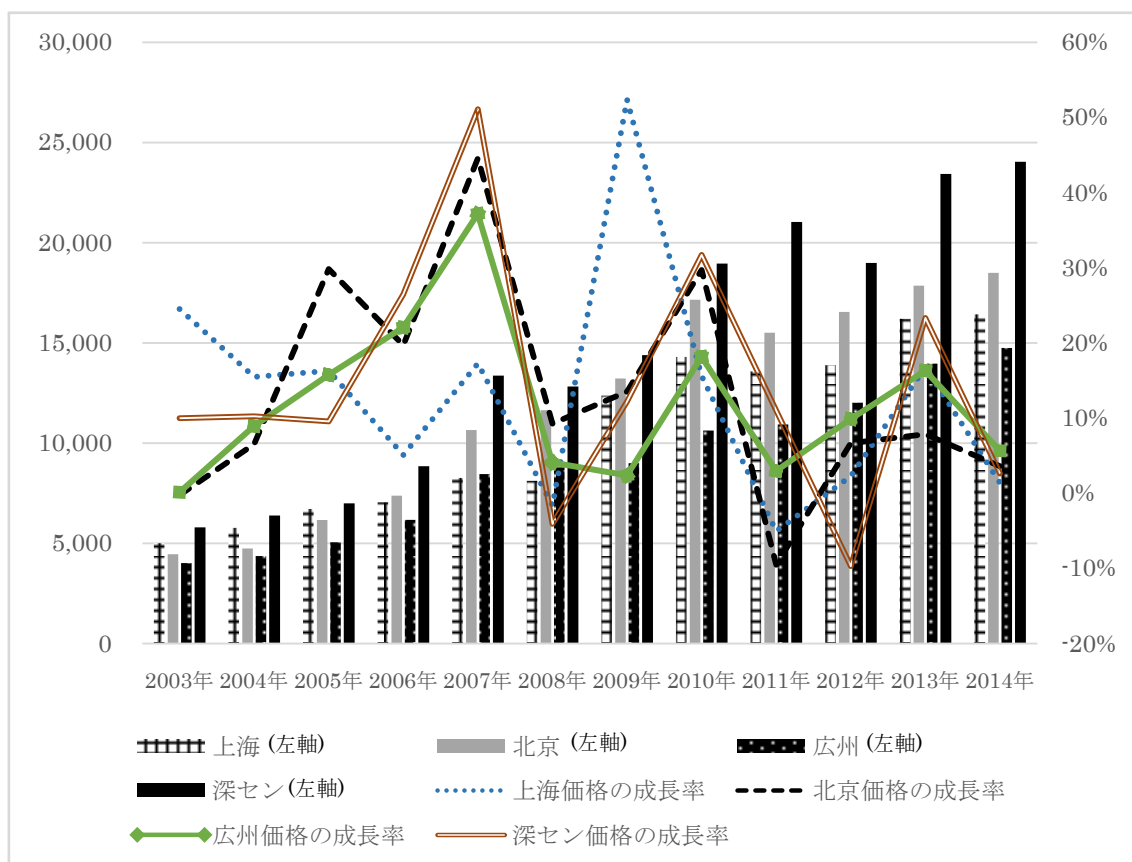
上海の不動産取引センターのデータにより、2016年8月22日から28日の間、上海の新築住宅の販売面積の前年同期比は93.02%増の55.57万平方メートルに達した。8月27日から4日連続新築住宅の契約件数が1,000件を超え、それぞれ1,056件、1,267件、1,066件、1,533件となった。上海中古住宅の契約件数の前年同期比は34%増の8,639件となった。平均価格は5.6%増の43,571元/平方メートルに上った。このように不動産業へのコントロール政策は住宅価格の上昇につながったと見られる。

中国不動産業の近年の発展は、以上のように要約できる。

3.2 一線都市の住宅市場

図1-18は、2002年から2014年までの一線都市の住宅平均価格の推移を表している。同図より、2003年における一線都市の住宅平均価格は、深セン、上海、北京、広州の順となっている。2006年、北京の住宅価格は20%上昇し第2位に上がった。二回目のコントロール政策を実施した2007年に、深センと北京の価格は約50%上昇した。三回目のコントロール政策を実施した2009年には上海の住宅価格も約50%増加した。つまり、一年間で住宅の売買金額は1.5倍になった。そして、2015年からこの四つの一線都市の価格の上げ幅は全国の水準より大きく超えた。2016年7月、70都市の中に不動産販売価格の上げ幅が10%を超えた都市の数は15都市で、その中では深センが一番高く上げ幅が41%となり、上海と北京の価格の上げ幅も20%以上を上回った。

図 1-18 一線都市の住宅平均価格の推移(単位: 元/平方メートル)



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

社会科学院金融研究所不動産金融研究センターの尹中立副センター長は、「深センの不動産価格の変化は、中国不動産市場分化の動向の縮図。市場の分化は、一線都市、二線都市、三線都市等の都市の間だけでなく、一線都市の内部でも起きている。北京、上海、広州、深センの一線都市は、これまでの不動産価格上昇の過程では、上昇幅がそろって大きく、その差はほとんどなかった。しかし、今年の深センの上昇幅は北京、上海をはるかに上回っていた。これは今までになかった現象」と分析する⁸。

深センをはじめとする一線都市は中国不動産神話として扱われている。

IV 不動産企業の発展

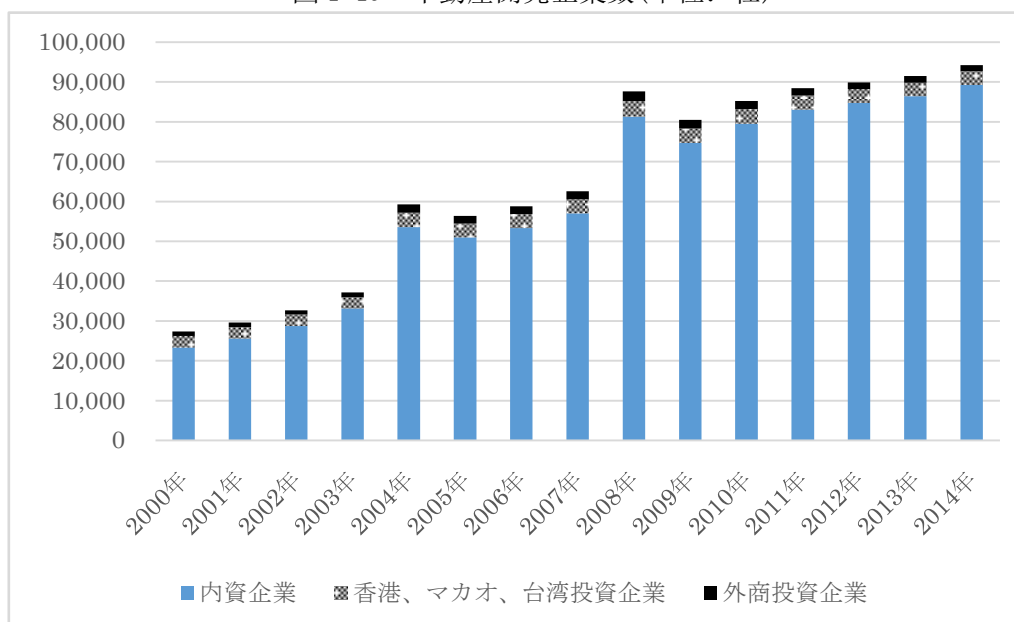
中国の不動産開発企業は、内資企業、香港・マカオ・台湾投資企業と外商投資企業の三種類に分けられる。内資企業というのは、国有資産、集体資産、中国国内の個人資産を利

8 「中国の住宅 2016 中期報告 不動産価格の上昇ペース鈍化へ」
<http://j.people.com.cn/n3/2016/0719/c94476-9088007.html>

用して設立した企業のことである。出資方法によって、内資企業は国有企業、集体企業、私営企業、聯営企業と株式企業の五つに分けられる。

図 1-19 は、2000 年から 2014 年までの不動産開発企業数の推移を表している。同図より、不動産企業数は 2000 年の 27,303 社から 2014 年の 94,194 社まで増加した。その中で、圧倒的に多いのは内資企業である。その数は 2000 年の 23,277 社（割合：85%）から 2014 年の 89,218 社（割合：95%）まで増加し、約 3.83 倍になった。これに対して、香港・マカオ・台湾投資企業と外商投資企業の割合は年々減少し、2014 年末に、その数はそれぞれ 3,414 社（割合：3.6%）と 1,565 社（割合：1.7%）となっている。

図 1-19 不動産開発企業数(単位：社)



（データ出所）国家统计局 HP より作成。

2016 年 8 月末に、中国内陸部に上場している不動産企業数は 125 社で、香港で上場している不動産企業数は 145 社である。

4.1 国有不動産企業

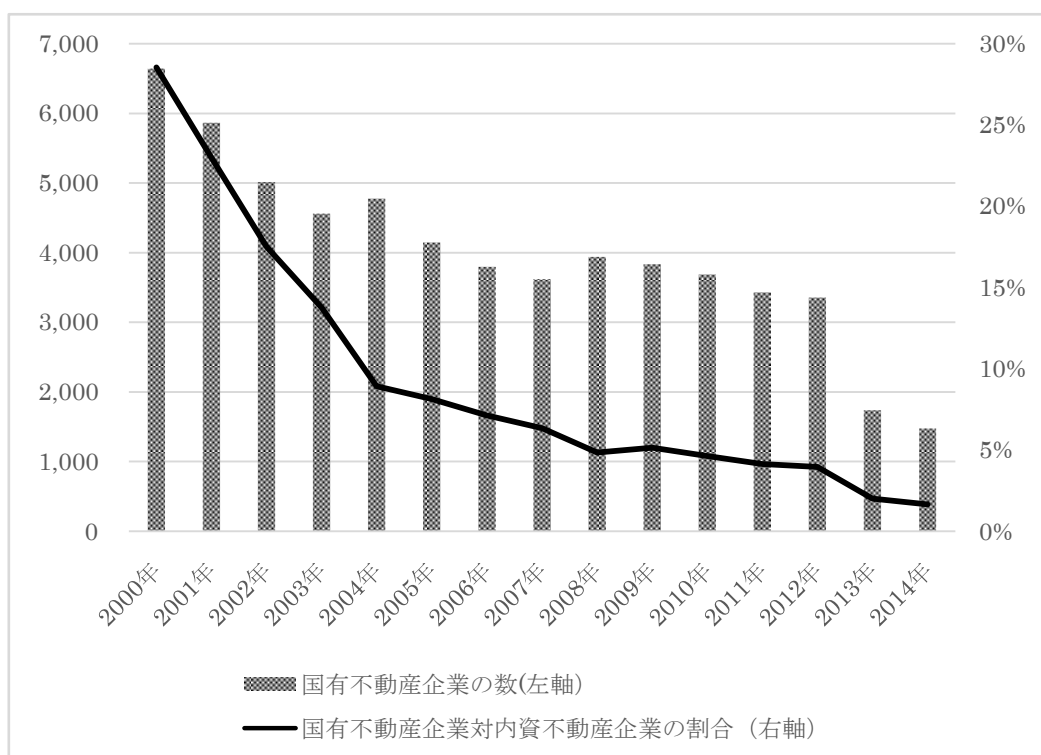
1980 年代から、国有企業の改革が推進された。小規模な国有企業が大胆に民営化され、大規模な国有企業は優良資産を取り出して株式会社化した。そのため、国有企業数は激減している。

図 1-20 は、2000 年から 2014 年までの国有不動産企業数の推移を表している。同図より、15 年間で国有不動産企業数は約五分の一まで減少し、その割合は 2000 年の 28.53% から 2014 年末の 1.65% まで激減し、2014 年末の数は 1,476 社となっている。

国有不動産企業は他の不動産企業より、幾つかの優位性がある。①土地が取得しやすいこと、②銀行からの融資の審査が通りやすいこと、③信用が高いこと、④政府関係部門より優遇されていること等である。しかし、市場競争意識が一般的な不動産企業と比べ相対的に低く、戦略決定のメカニズムが複雑であることもしばしば指摘されている。

中国の大規模な国有企業・国家支配企業としては、中糧不動産、保利不動産、招商不動産、中海不動産等が挙げられる。

図 1-20 国有不動産企業の数推移(単位: 社)

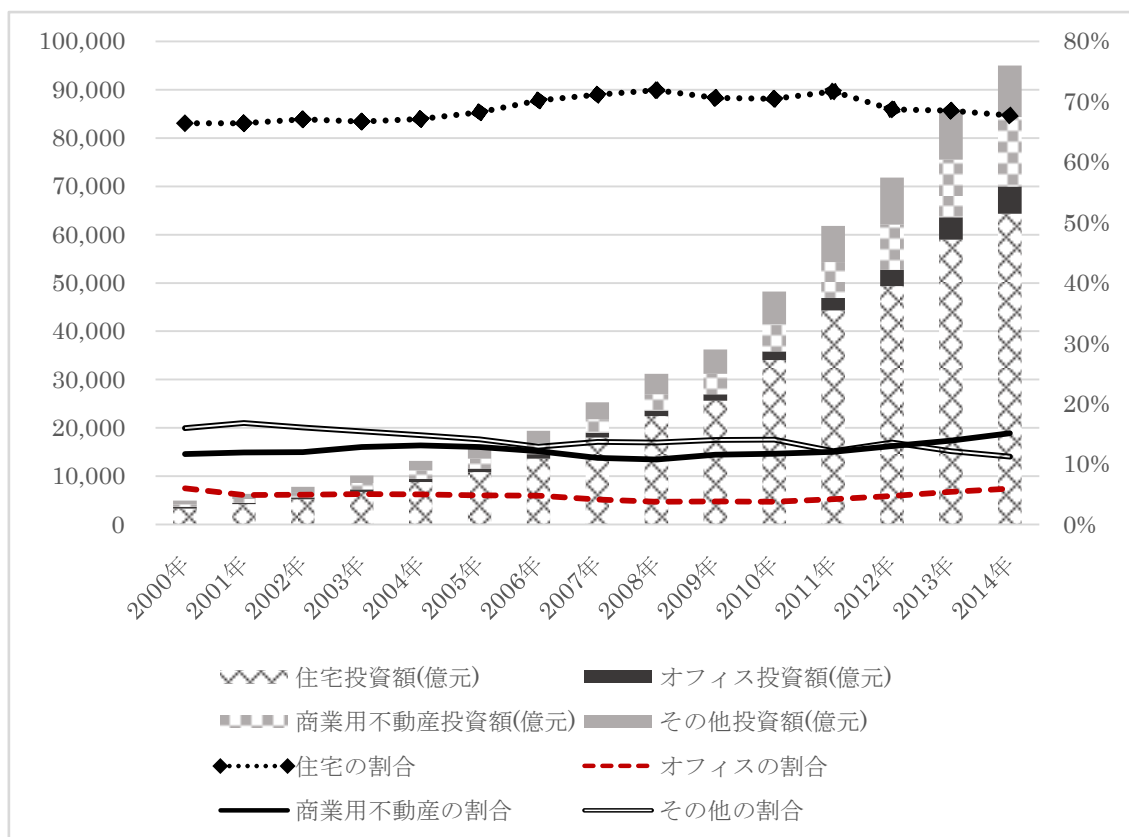


(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

4.2 不動産企業の投資構成

図 1-21 は、2000 年から 2014 年までの用途別の不動産企業の投資金額を表している。同図から、不動産業の発展とともに、不動産企業の投資金額が増加している。その中で、この 15 年間、住宅へ投資している資金の割合とオフィスへ投資している資金の割合はそれぞれ 70%、6%前後で安定している。それに対して、商業用不動産へ投資している資金の割合は徐々に増加し、2000 年の 11.6%から 2014 年の 15.1%まで増加した。今後も商業用不動産へ投資が増加する傾向にあると考えられている。

図 1-21 用途別の不動産企業の投資金額



(データ出所) 国家統計局 HP より作成。

4.3 不動産企業資金源

本節では、銀行、社債、海外での債券発行、不動産会社の株式発行、非標準化債権による融資から、不動産企業の融資状況を分析する。

1. 銀行：不動産会社はローン、理財商品、銀行の自己売買と委託ローンという四つのルートを通じ、銀行から融資を行う。表 1-2 は、銀行からの融資についてまとめたものである。

表 1-2 銀行からの融資

ルート	説明
ローン	銀行監督委員会により、2013 年、2014 年不動産企業のローンの残高はそれぞれ 4 兆 5,400 億円、5 兆 3,800 億円であり、2015 年の残高は 5 兆 6,300 億円である。2015 年のローンの伸びは鈍化した。

理財商品	「中債登」 ⁹ の開示したデータにより、2015 年末まで、銀行理財商品は債券、非標資産、権益類資産等を通して、実体経済に供給した資金は 15 兆 8,800 億元に達し、そのうち 9.68%の 1 兆 5,400 億元が不動産業界に流れた。
銀行の自己売買	銀行の自己売買のうち約 6 割は債券である。非標資産にかかわる資金は十数兆元と推測される。そのうち、不動産業界に流入した資金は理財商品を超えると予想されている。
委託ローン	銀行はリスクを負わないため、審査の基準が緩い。委託ローンを通して、不動産業界に流入した資金の規模は相当大きいと推測される(それについてのデータは開示がないため、正確に把握されていない)。

(データ出所) <http://www.21jingji.com/>に基づいている。

2. 社債: 2015 年 5 月から 2016 年 8 月の 16 ヶ月の間、不動産企業の社債融資額は 1 兆 2,000 億元を超えた。Wind のデータによると、不動産企業は証券取引所で発行した社債の金額は 1 兆 1,085 億元である。2015 年 AAA 格付の債券のクーポン金利は 4.5%~5.5%となり、2016 年同格付けの社債はほとんど 3%台の水準にあり、5 年 AA 格付けの社債の金利は約 6.5%である。
3. 海外での債券発行: 現段階では、国内資金の調達コストは低下しているため、海外で債券の発行額は大幅減少した。Dealogic の統計により、2016 年 8 月 30 日までの中国国内 21 社の不動産企業は、海外市場におけるドル建ての債券残高は 47.6 億ドルに達した。前年同期の海外市場におけるドル建ての債券残高は 26 社の不動産企業による 128.87 億ドルだった。現在多くの不動産企業は海外市場も開拓しているため、海外における資金調達のニーズは高まっている。そのため、長期的にみると、海外での債券による資金調達のトレンドはさらに続くものと考えられる。
4. 不動産企業の株式による融資: 不動産企業の株式による融資は、IPO、公募増資、割当増資等を用いている。これも資産負債率を低下させるための有効な方法である。増資を行うことによって、企業の純資産が増え、企業はさらにレバレッジをかけることができる。2016 年 8 月末まで、同年度に上場した不動産企業は 1,303 億元規模の増資を行った。
5. 非標準化債権による融資: 不動産企業の非標準化債権による融資の商品は、信託、私募ファンド、証券会社の資産管理の金融商品等である。

9 中債登は中央国債登記決済有限責任会社の略称である。中央国債登記決済有限責任会社は中国全国の債券市場に国債、金融債、企業債やその他の固定収益の証券を提供する国有独資金融機関である。

V おわりに

近年、中国の GDP が 6%前後で成長し、都市化が順調に進むと共に、賃金も年々増加し、中国の経済は緩やかに成長している。不動産企業の資金調達には銀行借入、社債、海外での債券発行、株式発行等の方法で資本コストが低下している。2014 年から 2015 年の調整期に、中央政府は預金準備率の引下げや住宅ローン規制の緩和政策を実施した。そして、人民元高の期待と不動産業における巨大な利益が国際資本の流入をもたらした。中国で過剰流動性の問題が深刻になっている。以上の状況は、日本の 80 年代のバブルの発生背景と極めて似ている。また、2016 年に不動産価格は急騰し、代表都市の住宅販売は歴史的な高い水準に達した。2016 年 9 月末から、各地方の政府による規制の強化が相次いでいる。中国では、厳しい不動産コントロール政策や資金流出の可能性等の影響で、不動産バブルの崩壊に対して懸念の声が高まっている。そのため、中国不動産市場にバブルが存在しているか否かを実証的に考察する必要がある。さらに、バブルが生じる原因及び中国不動産市場の問題点を国際比較の視点から明らかにする必要もある。

第二章 中日米不動産収益率の時系列分析

I はじめに

金融資産や不動産の価格およびそれらの収益率は時間とともに変化しているため不確実性がある。しかも、その金融資産や不動産を表す時系列の残差の頻度分布図から観察すると、尖度が大きく鋭いピークと長く厚い裾を持った分布となっていることが多い。これらのことより、分散不均一性の特徴を有していると判断できる。

本章では、ARCH 型モデルおよびその拡張モデルを用いて、中国、日本、アメリカの不動産価格収益率の変動について実証分析を行う。本実証分析の結論として、中国上海不動産市場とバブル形成期のアメリカ不動産市場には ARCH 現象が見出された。しかも、中国不動産市場に非対称性があり、市場に好材料が出れば、投資家は非合理的に不動産を購入する一方、悪材料が出れば、あまり反応しないことが示された。日本不動産市場とバブル崩壊後のアメリカ市場では、ARCH 現象が見出されなかった。つまり、通常の ARMA モデルで不動産収益率の変動を捉えることができる。

II 日中米不動産市場の現状

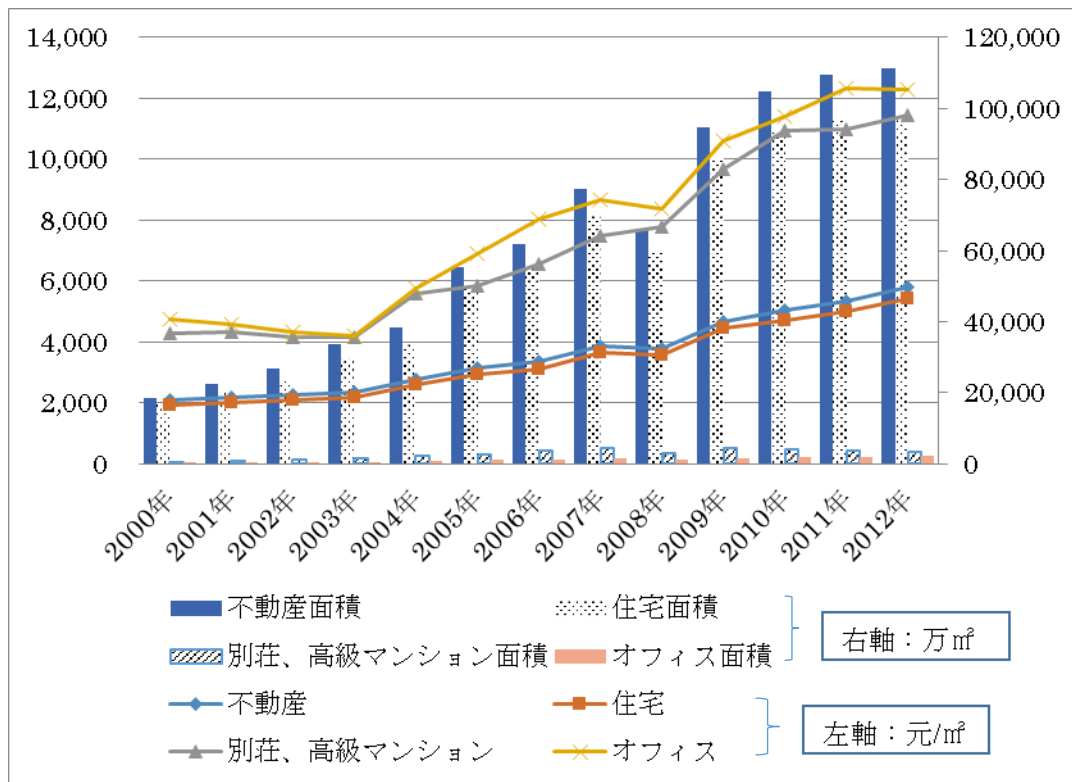
2.1 中国不動産市場の現状

90 年代末の中国不動産市場の改革により、不動産は中国語で「商品房」と呼ばれ、すなわち商品としての特性を持ち、自由に販売されるようになった。不動産の種類として、住宅、別荘、高級マンション、オフィスビルとその他に分かれる。図 2-1 は、2000 年から 2012 年にかけての種類別の不動産の平均売買価格および売買高の推移を表している。図 2-1 より、種類にかかわらず、この 12 年近くに不動産の平均売買価格は上昇し続けていることが分かる。売買高は、2007 年までは上昇傾向にあり、2008 年に平均価格とともに低下したが、2009 年から再び高い水準で上昇している。その上昇の傾向は、2012 年まで続いている。オフィス、別荘、高級マンションの平均売買価格は住宅平均価格の 2 倍になっている。しかし、不動産売買高の約 9 割は住宅で占めているため、不動産全体の平均売買価格も住宅平均価格とほぼ同じく動向している。しかも、一般市民の生活に関わっているのは住宅価格のため、本章はすべて住宅価格のデータを用いる。

なお近年、中国の不動産市場ブームは、沿海地区の大都市を中心に発生している。このため、本章は上海不動産市場に着目し、上海住宅価格の収益率の変動について実証する。

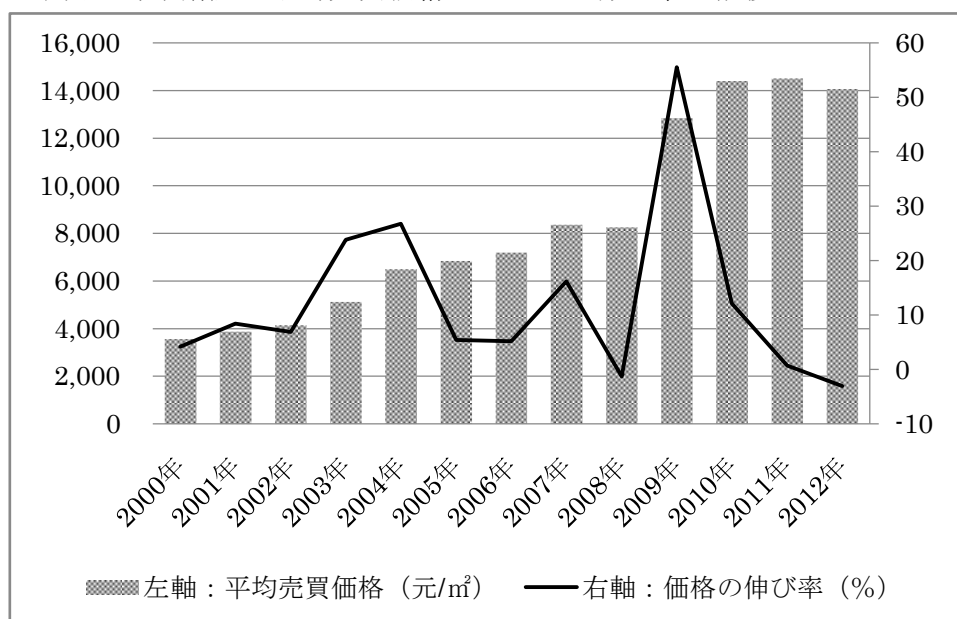
図 2-2 は、2000 年から 2012 年までの上海不動産の平均売買価格および伸び率の変化の推移を表している。

図 2-1 中国種類別の不動産の平均売買価格および売買高の推移（2000—2012）



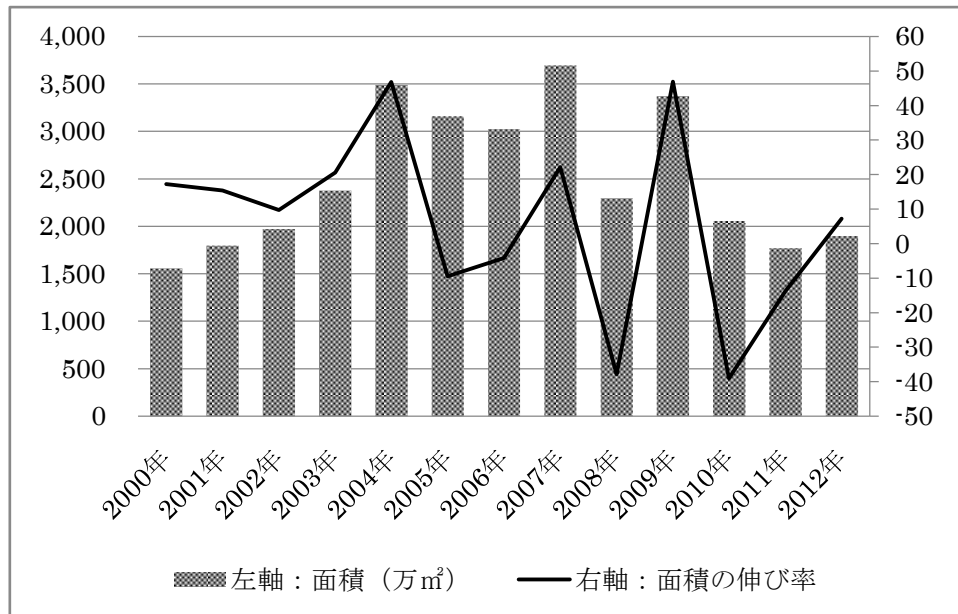
（データ出所）中国国家统计局 HP より作成。

図 2-2 中国上海不動産の平均売買価格およびその伸び率の推移（2000—2012）



（データ出所）上海統計局 HP より作成。

図 2-3 中国上海不動産の売買高およびその伸び率の推移（2000—2012）



（データ出所）上海統計局 HP より作成。

図 2-2 は、2000 年から 2012 年までの上海不動産の平均売買価格および伸び率の変化の推移を表している。図 2-3 は、2000 年から 2012 年までの上海不動産の売買高および伸び率の変化の推移を表している。

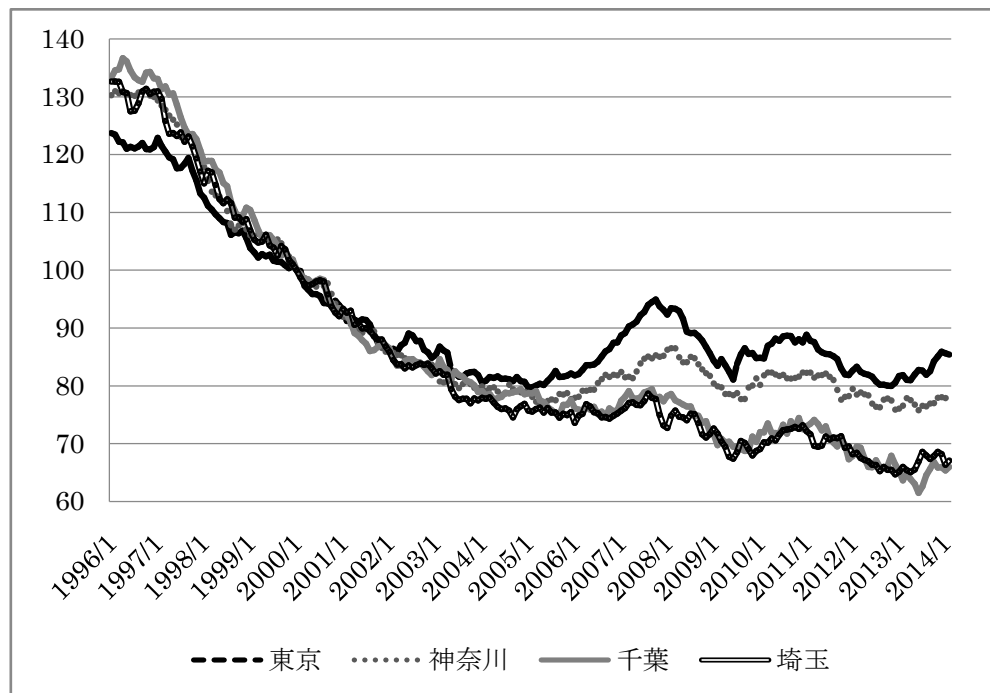
図 2-2 の上海不動産の平均価格と図 2-1 の中国全国の不動産の平均価格の動きを合わせてみると、二つの時系列データは両方ともに上昇しているが、上海の方が大きく変動していることが分かる。毎年の価格の伸び率は 2008 年、2012 年を除いて全部プラスの増加率である。2008 年に平均価格と売買高は両方低迷した原因は、2007 年 9 月『住宅ローン新政策』の発表をきっかけに政府による不動産市場への引締めのコントロールが始まり、加えて、アメリカのサブプライム・ローンに端を発した世界的な金融危機の影響と考えられている。しかし、平均価格は 2008 年にわずか 1.2% 低下した後が、2009 年に 55% までに反発し伸び率のピークに達した。売買高も -38% から 47% まで反発した。2009 年 12 月 14 日、『国四条』の発表により三度目の不動産市場への規制が始まった。その後、2010 年『国四条』の具体策として『国十条』が発表された。『国十条』は主に住宅購入を制限し、需要を減らす方針であった。この影響を受けて、2010 年の住宅売買高は 2009 年の 3,372 万平方メートルから 2,055 万平方メートルに大幅減少し、下げ幅は約 40% になった。購入制限のため上海不動産市場は家を購入する権利を持つ人が買えず、また購入するだけの余裕がある人が、買う権利を持たない状態になった。しかし、住宅の売買価格が減少したものの、2012 年までに一進一退の形でずっと 14,000 元/平方メートル前後で安定していた。売買高も 1,900 万平方メートル前後で維持されている。

2.2 日本不動産市場の現状

1985年のプラザ合意以降、日本では急速な円高が進み景気も減速した。この問題を解決するために、日本は金融緩和を行い、大量の資金は不動産市場に流入した。その結果、不動産価格は急増し、1985年から1991年までのわずか6年間で、不動産価格が5倍にも上り、年間上昇率が30%に達した。投機的な思惑が、極めて強かったことも不動産価格上昇の要因として挙げられる。その後、バブルが崩壊し、不動産価格は下がる一方である。

図2-4は、東京証券取引所のホームページで公表されている東証住宅価格指数（中古マンション・東京）、東証住宅価格指数（中古マンション・神奈川）、東証住宅価格指数（中古マンション・千葉）、東証住宅価格指数（中古マンション・埼玉）を示している。

図2-4 東京、神奈川、千葉、埼玉の住宅価格指数



(データ出所) 東京証券取引所 HP より作成。

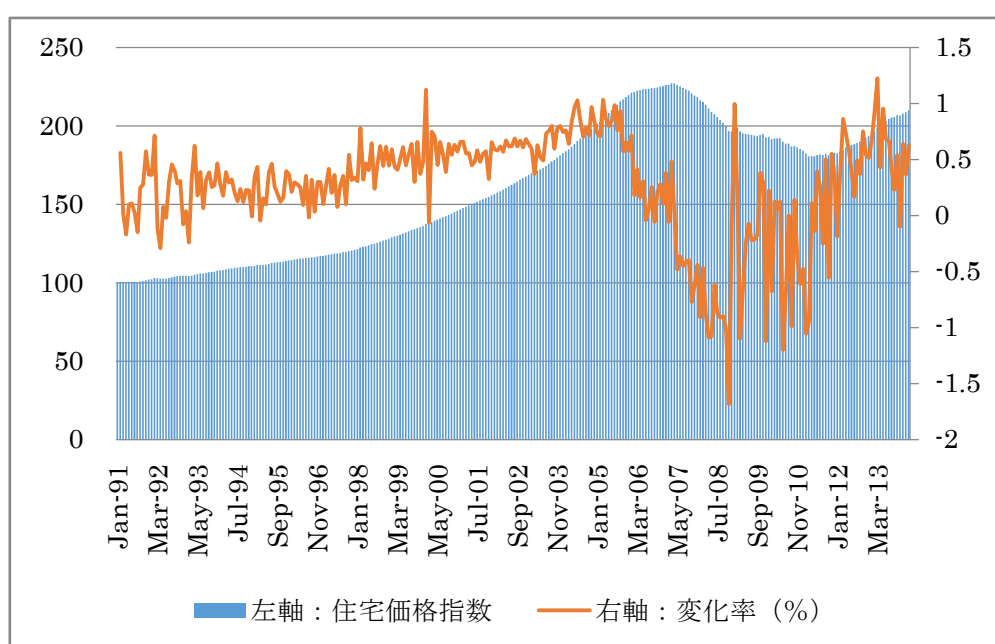
図2-4より、首都圏の各地方の住宅価格指数は、ほぼ同じ動きをしていることが分かる。1996年から2005年までには、住宅価格指数は低下し続けた。2005年に底につき、上昇の傾向に転じたが、2007年のアメリカのサブプライム問題の影響で、2008年初頭に再び低下し始めた。2年間をかけて金融危機のインパクトから乗り越えたが、2011年3月東日本大震災が起こった。その影響で、住宅価格指数は約10%低下した。

2.3 アメリカ不動産市場の現状

2007年に、サブプライム問題をきっかけにアメリカの不動産バブルが崩壊し、それとともに「100年に1度」と呼ばれた金融危機がアメリカで生じた。住宅バブルと金融資産バブルによるインパクトは、やがて世界中に影響を与えた。90年代からのアメリカ不動産市場と特に2000年以降のサブプライム問題を比較することによって、不動産価格の高騰をもたらしたメカニズムと不動産価格の収益率の変動要因を明らかにすることができる。

図2-5は、アメリカ住宅価格指数の推移を表している。

図2-5 アメリカ住宅価格指数の時系列データ（月次）



(データ出所) 米国連邦住宅金融庁 HP より作成。

図2-5より、1991年1月から2001年5月まで、約10年間に渡ってアメリカの価格指数は100から150まで上昇した。1990年代を通じて、アメリカの住宅価格は緩やかに上昇していた。2000年以降、ブッシュ政権による減税及び財政政策が打ち出された。その影響で、住宅価格指数の変化率は0.5%から0.8%までの範囲で変動した。2004年に入ると、価格指数の変化率は一気に0.8%を超え、1%前後で安定し、2005年1月に住宅指数は200を超えた。2005年9月以降には住宅価格指数は上昇したものの、変化率が大きく低下し、2006年6月にはついにマイナスに転じた。その後の約1年間、価格の指数はプラスになったりマイナスになったりし、2007年に住宅価格指数はピークの227.22を迎え、その後住宅価格は急速に値崩れを始めた。それによって、ローンの借り換えは以前より厳しくなった。変動金利型ローンの金利は切り上げられたので、弁済金の滞納が増加した。

サブプライム住宅ローンの債権を組み込んだ証券を所有していた金融機関は種類も数も

多数に上ったが、こうした証券は価値の殆どを失った。この結果、多くの銀行や政府系企業が資本の大幅な毀損を蒙り、世界的な信用収縮が起こった。金融危機に対応するためアメリカ政府と中央銀行は積極的な姿勢を取り、量的緩和などの政策を打ち出した。2009年1月から、住宅市場は落ち着き、価格の低下率は小さくなった。2011年5月に、住宅価格指数は底の180.65をついた。その後、2013年2月まで回復傾向にある。

III 時系列データの特徴と先行研究

一般的な線形モデルは、時系列データの分散が均一であることが求められる。しかし、現実の金融時系列データは、自己相関があるにもかかわらず、データの分散が時間とともに変化している傾向がある。しかも、金融時系列データを分析する際に、以下の特徴が当てはまる場合が多い。

1. Leptokurtosis：金融時系列の分布は、正規分布に比べると尖度が大きく裾が厚い分布に従うことである。これは、fat tailsとも呼ばれている。
2. Volatility clustering：ボラティリティ¹⁰が上昇（下落）した後には高い（低い）ボラティリティの期間が続くことであり、持続性を意味する。一般にこの特徴があれば、収益率時系列データの残差の二乗には自己相関が見られる。
3. Short memory：一定の期間中にショック（価格に影響を与えるニュースなど）の影響が消える性質のことである。短期記憶性とも呼ばれている。モデルのパラメータが定常性の条件を満たせば、ボラティリティは短期記憶性を持つということである。
4. Leverage effect¹¹：好材料と悪材料に対して、ボラティリティの反応が違うことである。特に株価の場合、上昇日の翌日よりも下落日の翌日の方が高いボラティリティが観測される傾向がある。非対称性とも呼ばれている。

上記の特徴を持っているモデルは、金融時系列データ分析で頻繁に利用されているARCH型モデルである。ここで、ARCH型モデルについて説明する。

3.1 ARCH型モデルの解説

1. ARCHモデル

10 ボラティリティは資産収益率の分散 (variance) あるいは標準偏差 (standard deviation) により定義され、ファイナンス理論では危険資産 (株式など将来の収益が不確定な資産) のリスクの指標として用いられる。

11 Black (1976) は、Leverage Effect という現象を以下のようにはじめて見出した。“adrop in the value of the firm will cause a negative return on its stock, and will usually increase the leverage of the stock. [...] That rise in the debt-equity ratio will surely mean a rise in the volatility of the stock” (Black(1976)pp.177-181)

Engle (1982) はボラティリティの変動を明示的に捉えるために、各時点のボラティリティを過去の予期しないショックの二乗の線型関数として定式化するARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルを提示した。

ARCHモデルとは、分散不均一性を示す時系列データに適用されるモデルである。ARCH (1) モデルのプロセスは以下のとおりである。

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1t} + \varepsilon_t \quad (2-1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2-2)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2-3)$$

(2-3) 式は条件付き分散の方程式で、ボラティリティ σ_t^2 は二つの部分があり、定数と (t-1) 期の残差 ε_{t-1} の二乗である。通常は、 ε_{t-1}^2 項をARCH項という。以上の特徴を持った回帰分析モデルはARCHモデルという。もしボラティリティ σ_t^2 が (t-1) 期の残差のみに依存する場合、ARCH(1)モデルをいう。一般的に、分散は多くの残差に依存する場合、

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (2-4)$$

と示され、ARCH(p)モデルとなる。

2. GARCH モデル

Bollerslev (1986) は、ボラティリティの説明変数に過去のボラティリティの値を加えて、GARCH (Generalized ARCH) モデルを提示した。ARCHよりも、一般的なモデルに拡張している。

最も簡単なGARCHモデルは、以下のようにGARCH(1, 1)モデルである。

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1t} + \varepsilon_t \quad (2-1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2-2)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2-5)$$

GARCH(1, 1)モデルの(2-5)式より、条件付き分散方程式は三つの部分から構成されている。定数、(t-1)期の残差の二乗、(t-1)期のボラティリティの二乗である。通常は σ_{t-1}^2 項をGARCH項という。一般的に、GARCHモデルには任意のARCH項とGARCH項を含むことが可能で、つまりGARCH(p, q)モデルとなる。

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (2-6)$$

GARCH (p, q)は、ボラティリティの変動を二つの部分に分けている。ボラティリティの過去の変動 σ_{t-i}^2 および外部のショック ε_{t-i}^2 である。 a_i と β_i は、変数の変動に与えた影響の強さを表している。GARCH(p, q)モデルの定常性の条件は、ARCH項とGARCH項の係数の和が一より小さいということである。つまり、

$$\text{定常性の条件 : } a_1 + \dots + a_p + \beta_1 + \dots + \beta_q < 1$$

となる。

3. ARCH-M モデル (ARCH-in-mean)

Engle、Lilien & Robins (1987) によるARCH-Mモデルは、(2-7)式の右側にリスク・プレミアムを表す項を加えている。

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1t} + b_2 g(\sigma_t) + \varepsilon_t \quad (2-7)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2-2)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (2-6)$$

$b_2 g(\sigma_t)$ はリスク・プレミアムのことである。 g の関数については、分析者によって σ_t^2 または σ_t が選択される。 σ_t の係数 b_2 がボラティリティの影響を表し、ゼロを上回る場合、リスクが大きくなるので、金融資産の収益率も上昇するということになる。 b_2 が負ならば、リスクが上昇するほど収益率が反対に低下することになる。

定常性の条件はGARCHモデルと同様であり、

$$\text{定常性の条件 : } a_1 + \dots + a_p + \beta_1 + \dots + \beta_q < 1$$

となる。

4. EGARCH モデル

投資家は良いニュースと悪いニュースに対する反応の敏感度が異なる。株価の場合、上昇日の翌日よりも下落日の翌日の方が高いボラティリティが観測される傾向がある。つま

り、“good news”よりも“bad news”の方が大きく反応する傾向がある。この経験的な事実に対処するために、Nelson (1991) はEGARCH (Exponential GARCH) モデルを構築し、非対称のGARCHモデルとして用いられている。

EGARCH (1, 1) モデルは以下の式で表わされる。

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1t} + \varepsilon_t \quad (2-1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2-2)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (2-5)$$

このモデルでは、ボラティリティの対数値を被説明変数としているため ω 、 α 、 β 、 γ に非負制約は必要としない。ここで γ がゼロに等しくない場合、非対称効果がある。もし γ がゼロより小さい場合、悪材料 ($\varepsilon_{t-1} < 0$) はボラティリティへの衝撃が $\alpha + |\gamma|$ 、好材料 ($\varepsilon_{t-1} \geq 0$) はボラティリティへの衝撃が $\alpha - |\gamma|$ である。一方 γ がゼロより大きい場合、悪材料はボラティリティへの衝撃が $\alpha - \gamma$ 、好材料はボラティリティへの衝撃が $\alpha + \gamma$ である。定常性の条件は、 $0 < \beta < 1$ となる。

上述のように、GARCHモデルを用いることによって経済変動の集合性、持続性および経済システムのボラティリティの変動を分析できる。ARCH-Mモデルは、リスクが高いほど収益率がどれほど高くなるかを検証できる。そして、EGARCHモデルは非対称効果を検証できる。

3.2 先行研究

不動産収益率時系列データを分析するため、まず ARCH モデルに対してサーベイし、それから ARCH モデルを用いた不動産市場の実証分析に関する先行研究をサーベイする。

まず、ARCHモデルによる先行研究は以下の通りである。

Engle (1982) は、ボラティリティの変動を明示的に捉えるために、各時点のボラティリティを過去の予期しないショックの二乗の線型関数として定式化する ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルを提示した。ARCHモデルは、とりわけ、為替と株価の変動要因を検証するため用いられている。

木村、渡辺 (2004) は、ARCHモデルを用いて、1996年から2001年にかけて6年間の日経株価収益率ボラティリティの変動特性について実証分析を行った。そこでは、日次収益率のボラティリティ変動をとらえるモデルとして、EGARCH-t モデルが最適であることを示している。

崔、劉 (2006) は、ARCH-Mモデルを用いて、価格水準を表すインフレ率と実質経済成長率との関連性に関する実証分析を行った。理論値と実現値との間の関連性を分析することによって、金融政策は経済政策に影響を与えることを明らかにした。

連蓮（2007）は、上海総合指数の収益率の変動について実証的に分析した。その結果、中国株市場収益率の時系列データの頻度分布には尖度が大きく鋭いピークと長く厚い裾という特徴があることが示された。ARCH系モデルとその拡張モデルの比較を通して、EGARCH（1, 1）モデルは中国株市場収益率を表すモデルとして適合性が最も高いことが分かった。つまり、中国株市場には非対称性効果があり、悪材料の影響は好材料より大きいことを確認できる。

Jinchuan Ke、Zhe Chen、Rong Zhang（2008）は中国、アメリカ、英国、フランス、ドイツ、香港、台湾、日本の株市場の株価指数を用いて、ARCH型モデルでそれぞれの株価のボラティリティの変動の特徴を比較し、アジア、欧州と米州の株市場の特徴を比較検証した。外部のショックを受ければ、持続時間はアジアの方が一番長く、欧州の方が一番短い。その中で、上海株市場の場合はショックの持続時間が一番長く、180日に達した。非対称性を分析する際に、中国以外の株市場はマイナスのレバレッジ効果があった。つまり、悪材料の方が株価収益率に大きな影響を与えている。中国は上げ相場の関係で、悪材料の影響はあまりなかった。一方、好材料の場合は、投資家の期待を強め、自己実現的に上昇することが明らかにされた。以上より、中国の株市場における投資家は非合理的な特徴を有しているとまとめられる。

不動産バブルに関する研究は、数多く存在している。本章は不動産市場の国際比較を行うため、日本、中国とアメリカの近年の不動産に関する先行研究について説明する。

張（2011）は、中国の不動産ブームを考察する時に、1990年代の日本そしてサブプライム問題をきっかけに金融危機に直面したアメリカの不動産バブルを比較し、中国の不動産ブームについての特徴を示した。この分析結果では、中国の不動産ブームは2011年の段階において、調整が生じるとしても、それが1990年代の日本のような深刻な調整とはならない可能性が高いという結論が導き出されている。しかし、中国には、1980年代の日本と2008年のアメリカにはなかった問題点が存在している。第1は、地方政府の不動産開発に対するインセンティブの強さである。第2に、海外からの資金流入の存在である。

ARCHモデルによる不動産市場に関する研究は、以下の通りである。

姚、李（2009）はARCHモデルを用いて、中国不動産の政策リスクについて実証分析を行った。この中では、不動産の政策リスクが不動産業に与える影響を分析し、その結果に基づいて不動産の政策リスクを管理する具体的な対策を提案した。このモデルには、説明変数として貨幣供給量と不動産税を取り入れている。その結果、中国不動産の平均価格の変化を表示するモデルとして、ARCH（1）モデルの適合性が最も高いことが示された。また、金融政策と財政政策は、不動産市場へのコントロールの手段として有効的であることが実証された。しかしながら、年度のデータを用いたためサンプルの数が少ないことから、モデルの説明力は十分とは言えない。

徐（2006）は1997年から2005年にかけて、9年間の月次上海不動産価格指数データを用いて、上海不動産価格の変動要因に関する実証分析を行った。上海不動産価格収益率は、尖

度が大きく鋭いピークと長く厚い裾を持った分布となっていることがわかった。ARMA(24,6)–ARCH (1)、ARMA(24,6)–GARCH (1,1)、ARMA(24,6)–ARCH–M、ARMA(24,6)–TARCH (1,1) モデルで実証することによって、残差二乗の間の自己相関はなくなった。つまり、ARCH現象が解消された。しかし、ARMA(24,6)–ARCH–Mモデルの分析において、リスク・プレミアムを表す項の係数は有意ではない。ARMA(24,6)–TARCH (1,1) モデルの中で、非対称性を表す項の係数も有意ではない。ARCHモデルおよびその拡張したモデルを比較することによって、ARMA(24,6)–GARCH (1, 1) モデルが最も適合したことが分かった。

本章ではARCH型モデルを用いた上記の実証分析をベースにし、上海不動産の収益率の変動について実証分析を行う。

IV 日中米不動産収益率の実証分析

本節では、ARCH 型モデルを用いて、中国、アメリカと日本の不動産価格の収益率の変動についての実証分析を行い、三ヶ国の不動産市場における固有な特徴を明らかにする。さらに、三ヶ国間における国際的な比較検証を行う。

4.1 中国上海不動産収益率の実証分析

1. データ

ここでは2006年1月2日から2012年12月9日における361週分の上海不動産平均売買価格の週次データを用いる。データは、中国不動産インフォメーション集団CRICシステム¹²より収集している。CRICシステムのデータは、上海市不動産売買センターから導入している。

不動産価格の一階差分を取った値を不動産収益率とする。以下のように表される。

$$RE_t = \log(HP_t) - \log(HP_{t-1}) \quad (2-8)$$

RE_t : t期の上海不動産平均売買価格の収益率

HP_t : t期の上海不動産平均売買価格

HP_{t-1} : (t-1)期の上海不動産平均売買価格

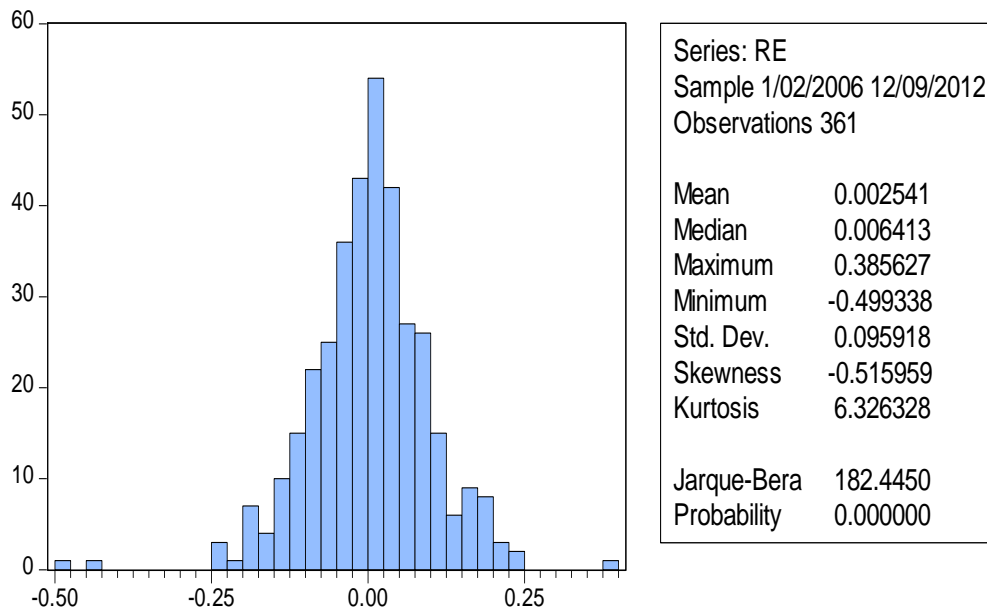
12 2004年7月、不動産市場を有効的に監督・管理するため上海不動産売買センターは不動産売買のインターネットにおける登録を義務付けた。同年7月から、すべての不動産売買の契約はインターネットにて行うことになった。そのため、売買価格、面積などのデータはリアルタイムで上海不動産売買センターの管理システムに入力され、最も正確な統計データと言われている。

2. 実証分析の概要

上海不動産の週次平均売買価格の収益率REの頻度分布は、図2-6で表している。頻度分布より、歪度¹³は-0.515959であり、サンプルは右に偏っている。尖度¹⁴は6.326328で、正規分布の3より大きいため鋭いピークと長く厚い裾を持った分布になっている。また、Jarque-Bera¹⁵値は182.4450となり、上海不動産の週次平均売買価格の収益率は正規分布に従っていないことがわかる。つまり、「leptokurtosis」という現象が存在している。

以上の結果から、ARCH モデルの変数の特徴が見られるため、ARCH モデルを用いることにした。

図2-6 上海不動産の週平均売買価格の収益率RE時系列データの頻度分布図



13 歪度 (skewness) とは、分布の非対称性を示す指標である。

14 尖度 (Kurtosis) とは、確率変数の確率密度関数や頻度分布のとんがり具合を表す値。正規分布と比べて、尖度が大きければ鋭いピークと長く太い裾を持った分布を持ち、尖度が小さければより丸みがかったピークと短く細い尾を持った分布であるという事が判断できる。

15 ボウマン・シェントンは正規性検定の指標

$$JB = n \frac{b_1^2}{6} + n \frac{(b_2 - 3)^2}{24}$$

は、帰無仮説が正規分布である下で自由度が2のカイ二乗分布に漸近的に従う。b1、b2は変数の歪度と尖度を表している。

3. 実証結果と解釈

初めに、収益率 RE 時系列データで単位根(ADF 検定)を行った。ADF 検定の結果は-11.15243 で 1%有意であるため帰無仮説が棄却され、収益率 RE 時系列データが収斂し定常過程であることが分かった。

収益率の時系列データの自己相関を検証するため、ここでは Ljung-Box 検定を使用した。Q 統計量の結果から、RE 時系列データは自己相関があるため自己回帰移動平均モデル(ARMA)を用いることにした。本分析では、ARMA(0, 1)モデルを用いている。回帰方程式は以下の通りである。

$$RE_t = 0.002101 + 0.16479RE_{t-1} + \varepsilon_t - 0.744323 \varepsilon_{t-1} \quad (2-9)$$

(1.84*) (2.04**) (-14.01**)

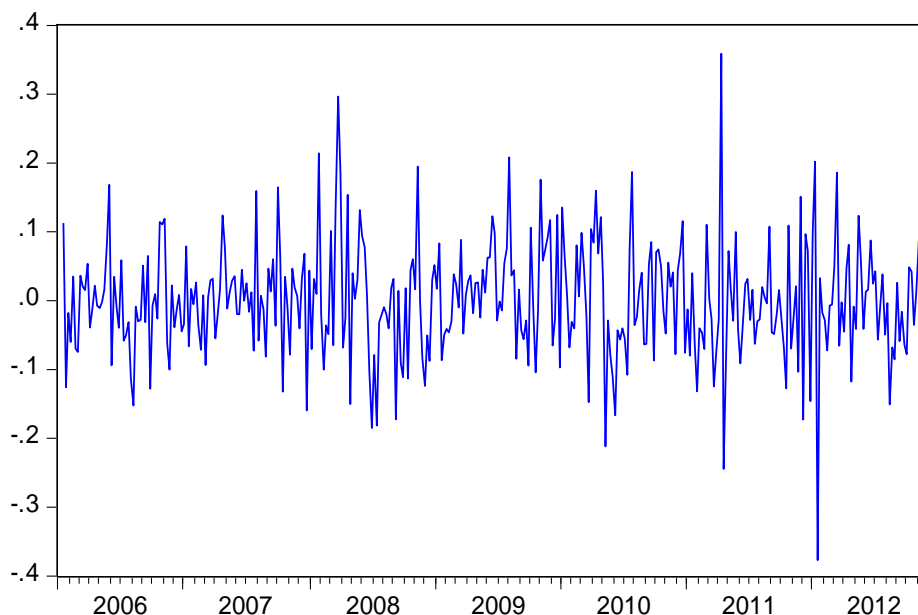
注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の結果から、5%の有意水準で前期の収益率は当期の収益率にプラスの影響を与えていることを確認できる。また、5%の有意水準で前期のショックは当期の収益率にマイナスの影響を及ぼす。

図2-7は、上記の回帰分析で求めた残差の時系列データを示している。

図 2-7 上海不動産価格収益率の残差の時系列データ



残差の時系列データより、ボラティリティ・クラスタリングという現象が存在していると考えられる。つまり、ボラティリティが高くなると、高い状態がしばらく続くことであり、一方ボラティリティが低下した後は低いボラティリティの期間が続くことである。

モデルの残差の時系列データにARCH現象が存在するか否かを検証する際に、二つの方法がある。ARCH-LM検証と残差の自己相関の検証である。

表2-1は、ARCH-LM検証の結果を示している。ARCH-LM検証の帰無仮説は、残差時系列データにARCH現象が存在しないということである。F統計量より、1%の有意水準で帰無仮説を棄却し、ARCH現象が存在するということになる。

表2-1 中国収益率時系列データの残差のARCH-LM検証の結果

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	5.422587	Prob. F(3,353)	0.0012
Obs*R-squared	15.72732	Prob. Chi-Square(3)	0.0013

上記のモデルについて、残差と残差の二乗の自己相関関係を検証した。この結果から、残差は著しい自己相関が見えず、一方残差の二乗に自己相関があることが示された。つまり、このモデルで、残差の自己相関関係がなくなったが、分散は時間とともに変化していることが分かる。それは、収益率の分散の不均一性あるいはARCH現象が存在する証拠である。

したがって、次にARCH型モデルを用いて分析する。

(1) GARCH (1, 1) モデル

残差の二乗は自己相関があるためGARCH (1, 1) を用いることにした。その方程式は、以下の通りである。

$$RE_t = 0.003098 + 0.259457 * RE_{t-1} + \varepsilon_t - 0.778226 \varepsilon_{t-1} \quad (2-10)$$

(2.39**) (2.37**) (-13.57**)

$$\sigma_t^2 = 0.004107 + 0.135537 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.341487 \sigma_{t-1}^2 \quad (2-11)$$

(4.71**) (4.366**) (3.31**)

注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の結果から、すべての変数は5%有意である。収益率の時系列データはARCH現象が存在する。ARCH項とGARCH項の係数 α_1 、 β_1 の合計は0.477024で、1より小さいためGARCH (1,

1) モデルは安定しており過去の変化による将来への影響は次第に小さくなる。つまり、短期的な記憶性が存在することが分かる。

(2) ARCH-Mモデル

次に、収益率はリスクの影響を受けるかどうかを調べるためARCH-Mを用いて分析した。結果については、以下の通りである。

$$RE_t = 0.01906 + 0.17145 * RE_{t-1} + \varepsilon_t - 0.75090 \varepsilon_{t-1} - 0.20263 \sigma_t \quad (2-12)$$

(1.22) (2.07**) (-14.87**) (-1.09)

$$\sigma_t^2 = 0.002853 + 0.213351 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.374354 \sigma_{t-1}^2 \quad (2-13)$$

(2.48**) (3.00**) (1.96*)

注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の結果より、リスク・プレミアム ($b_2 \sigma$) は有意ではない。これは、不動産市場で収益率の期待値がリスクと正の関係がないことを意味している。つまり、リスクが高いほど必ずしも高い収益率を得られるとは限らない。

(3) EGARCH (1, 1) モデル

さらに、非対称性を検証するために、EGARCH (1, 1) モデルを用いて分析した。結果は、以下の通りである。

$$RE_t = 0.00288 + 0.155934 * RE_{t-1} + \varepsilon_t - 0.734757 \varepsilon_{t-1} \quad (2-14)$$

(2.06**) (1.92*) (-15.41**)

$$\ln \sigma_t^2 = -4.300 + 0.199 \ln \sigma_{t-1}^2 + 0.324 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0.190 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (2-15)$$

(-2.74**) (0.65) (2.77**) (2.51*)

注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の結果は、非対称性効果が存在することを示している。 γ は0.190で、ゼロより大きい。悪材料が市場に出たとき、外部のショック(価格に影響を与えるニュースなど)によるボラティリティへの影響は0.134 ($\alpha - \gamma$)である。一方、好材料が市場に出たとき、外部

のショックによるボラティリティへの影響は0.514 ($\alpha+\gamma$)である。これは、上海不動産市場は悪材料に比べて好材料の方が影響は大きいことを意味する。

上記のモデルについて、残差と残差の二乗の自己相関関係を検証した。この結果から、残差と残差の二乗とともに自己相関がなかった。つまり、ボラティリティの変動は上記の方程式で表されていることが分かった。

モデルの適合度の分析ために、各個モデルのAIC(赤池情報量基準)¹⁶を比較した。結果については、表2-2で表している。

表 2-2 ARCH モ型モデルの適合度の分析

	ARMA	GARCH	ARCH-M	EGARCH
AIC	-2.134038	-2.145595	-2.166212	-2.182301

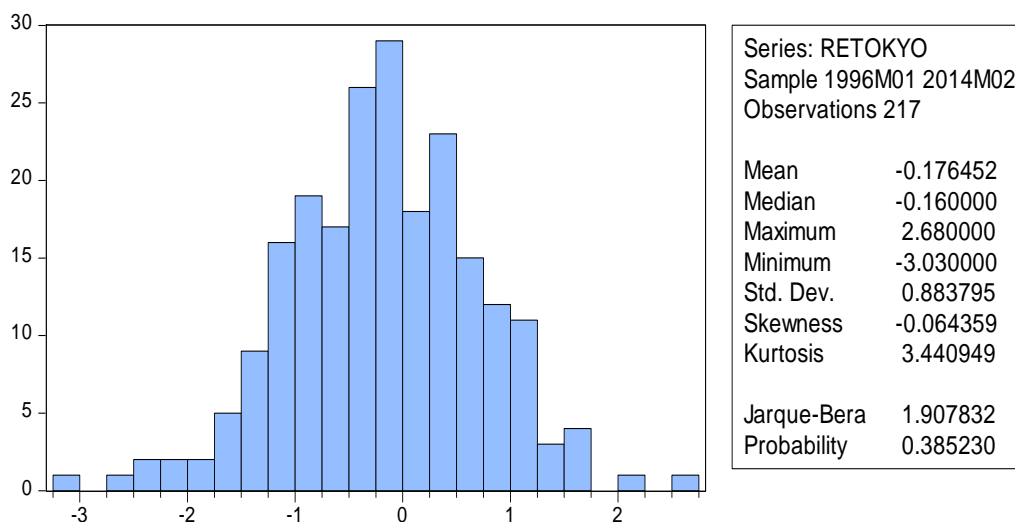
以上より、EGARCHモデルは最も適用していることが分かる。残差二乗の時系列データについて、自己相関を調べた結果、自己相関はなかった。

4.2 日本不動産収益率の変動の実証分析

1. データ

ここでは、東京証券取引所のホームページで公表されている東証住宅価格指数（中古マンション・東京）を用いて実証分析を行った。実証期間は1996年1月から2014年2月まで、およそ19年間である。

図 2-8 東京住宅収益率の頻度分布図



16 AICは、モデルの複雑さと、データとの適合度とのバランスを取るために使用される。値が小さいほど、適合性が高い。

東証住宅価格指数の一階差分を取った値を東京住宅収益率 (RETOKYO) と定義する。図2-8は東京住宅収益率の頻度分布を表している。頻度分布より、歪度は-0.064359であり、ゼロに近い。尖度は3.440949で、3に近い。正規分布とほぼ同じ分布になっている。また、Jarque-Bera値は1.907832となり、東京住宅収益率は正規分布に従うことが分かる。ARCH現象は、存在しない可能性が高いと考えられる。

2. 実証結果

東京住宅収益率 RETOKYO 時系列データで単位根(ADF 検定)を行った。ADF 検定の結果は-3.109907で1%有意であるため帰無仮説が棄却され、収益率 RETOKYO 時系列データは収斂し定常過程であることが分かった。

収益率の時系列データの自己相関を検証するため、Ljung-Box 検定を使用した。Q 統計量の結果から、RETOKYO 時系列データは自己相関があるため自己回帰移動平均モデル (ARMA) を用いることにした。結果は、下の式で示している。

$$\text{RETOKYO}_t = -0.063601 + 0.614582\text{RETOKYO}_{t-1} - 0.291441\mu_{t-1} - 0.359607\mu_{t-3} \quad (2-16)$$

(-1.82^{*})
(9.46^{**})
(-4.08^{**})
(-5.92^{**})

注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の結果より、1%の有意水準で前期の収益率は当期の収益率にプラスの影響を与えていることが分かる。次に、ARCH 現象を検証するために、ARCH-LM 検定を行った。結果は表2-3の通りで、帰無仮説は棄却できないため、東京住宅価格収益率の時系列データには、ARCH現象が存在しないという結論が得られた。

表 2-3 東京住宅価格収益率時系列データの残差の ARCH-LM 検定の結果

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.314819	Prob. F(3,206)	0.8147
Obs*R-squared	0.958403	Prob. Chi-Square(3)	0.8113

4.3 アメリカ不動産収益率の変動の実証分析

1. データ

ここで米国連邦住宅金融庁 (FHFA: Federal Housing Finance Agency) のホームページで

公表されている住宅価格指数データベースの中で全国の季節調整済のアメリカ住宅価格指数¹⁷を用いて実証分析した。時系列データは月次データの期間は、1991年1月から2014年2月までである。図2-5より、2007年4月にアメリカ住宅指数はピークに達していることが分かる。従って、分析の期間を1991年1月から2007年4月まで（バブル形成期）、2007年5月から2014年2月まで（バブル崩壊後）の二つに分けることにした。上述と同じ方法で、二つの期間をそれぞれ実証分析する。

2. 期間Iバブル形成期（1991年1月から2007年4月まで）

アメリカ住宅価格指数の一階差分を取った値をアメリカ住宅収益率REAMとする。まず、REAM時系列データに対して、ADF単位根検定を行った。その結果は帰無仮説を棄却できず、定常ではないことが分かった。非定常時系列データは直接に使われないので、一回差分を取って、アメリカ住宅収益率の変化率DREAMを用いた。DREAM時系列データに対して、単位根検定したt値は-17.10255であり、1%有意で帰無仮説が棄却され、DREAM時系列データは収斂し定常過程であることが分かった。

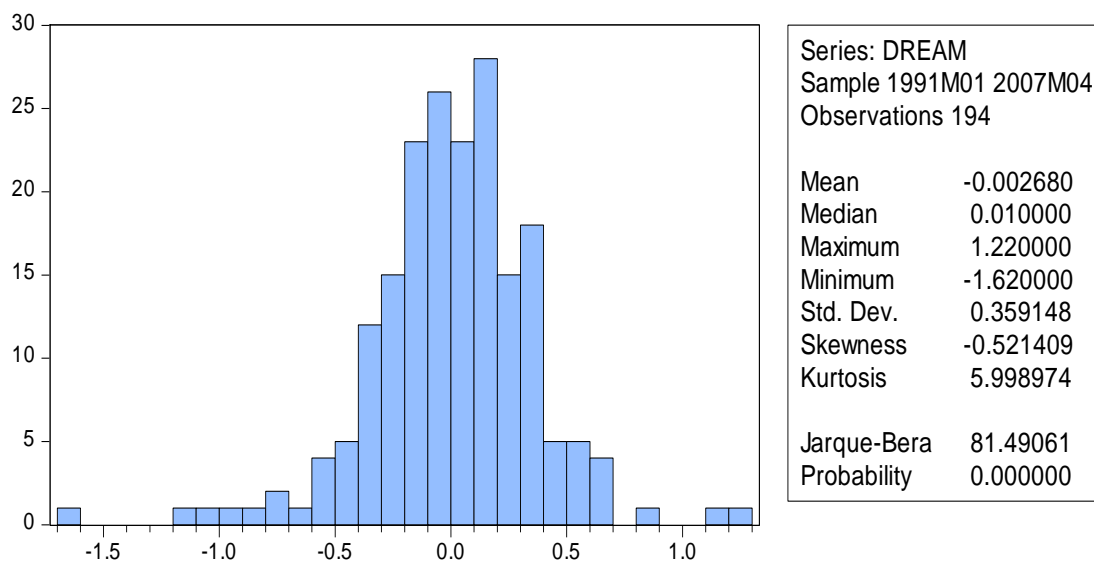
図2-9は、DREAM時系列データの頻度分布図を示している。この統計量より、この時系列データは尖度が高く裾が厚い非正規分布に従うことが分かる。ARCH現象が存在する可能性が高いと判断できる。

次に、ARMAモデルを用いて分析した。その結果、1%の有意水準で過去1期と2期の収益変動率は現時点の収益変動率に影響を与えていた。結果は残差の間に自己相関がないが、残差の二乗の間に自己相関が存在した。ARCH-LM検証により、F統計量は3.432642で、5%の有意水準で帰無仮説を棄却し、ARCH現象が存在することが示された。

17 The HPI is a broad measure of the movement of single-family house prices. The HPI is a weighted, repeat-sales index, meaning that it measures average price changes in repeat sales or refinancings on the same properties. This information is obtained by reviewing repeat mortgage transactions on single-family properties whose mortgages have been purchased or securitized by Fannie Mae or Freddie Mac since January 1975.

The HPI serves as a timely, accurate indicator of house price trends at various geographic levels. Because of the breadth of the sample, it provides more information than is available in other house price indexes. It also provides housing economists with an improved analytical tool that is useful for estimating changes in the rates of mortgage defaults, prepayments and housing affordability in specific geographic areas. (<http://www.fhfa.gov/DataTools/Downloads/>より)

図 2-9 アメリカ住宅収益率の変動率の頻度分布図 (1991年1月-2007年4月)



最後に、ARCH型モデルを用いて、ボラティリティの変動を明らかにする。

GARCH(1,1) モデルの結果は、以下の通りである。

$$\text{DREAM}_t = 0.01399 - 0.766233\text{DREAM}_{t-1} - 0.365745\text{DREAM}_{t-2} + \mu_t \quad (2-17)$$

(0.80) (-9.59**) (-4.44**)

$$\sigma_t^2 = 0.008633 + 0.263801\mu_{t-1}^2 + 0.647914\sigma_{t-1}^2 \quad (2-18)$$

(1.86*) (2.22**) (4.70**)

注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

(2-11)式より、残差二乗の係数と過去1期のボラティリティ二乗の係数の和は0.911715で、1より小さいので、この方程式は安定しているということが分かる。次に、残差に対して、ARCH-LM 検証をした。この結果、F 統計量は0.735860で帰無仮説が棄却できず、ARCH現象は解消されている。

ARCH-M モデルの場合、リスク・プレミアムを表す指標の係数の Z 統計量は0.181756で、帰無仮説を棄却できず有意ではない。EGARCH モデルの場合にも非対称性を表す指標の係数の Z 統計量は-0.139427で、帰無仮説を棄却できず有意ではない。

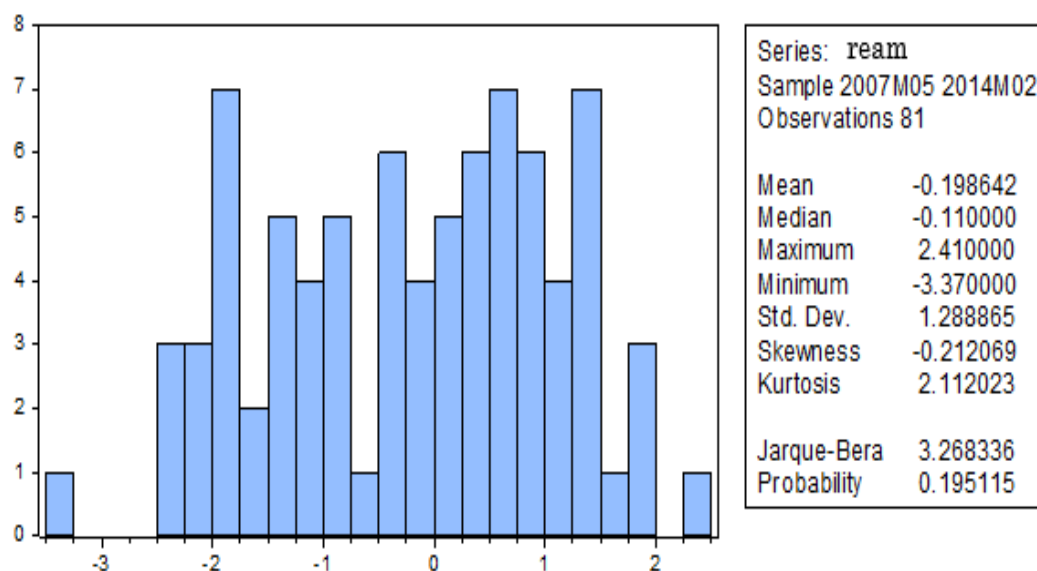
つまり、アメリカのバブル形成期において、分散不均一という特徴があるが、リスク・プレミアム効果と非対称性効果は生じていないと結論づけることができる。

3. 期間IIバブル崩壊後（2007年5月から2014年2月まで）

アメリカ住宅価格指数の一階差分を取った値をアメリカ住宅収益率 $ream$ とする。まず、 $ream$ 時系列データに対して、ADF 単位根検定を行ったところ、時系列データは安定しているということが分かった。

2007年5月以降のアメリカ住宅価格指数の収益率の頻度分布図は図2-10で表している。図2-10より、Jarque-Bera値は3.268336となり、帰無仮説を棄却できず、東京住宅収益率は正規分布に従うことがわかった。このため、ARCH現象は存在しない可能性が高いことがうかがえる。

図2-10 アメリカ住宅収益率の頻度分布図（2007年5月-2014年2月）



ここで、ARMAモデルでの実証分析の結果は以下の通りである。

$$ream_t = 0.042743 + 0.578159ream_{t-1} + 0.295945ream_{t-5} - 0.286364\mu_{t-1} \quad (2-19)$$

(0.48) (5.09**) (2.98**) (-2.02**)

注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の結果から、1%の有意水準で過去1期と5期の収益率は当期の収益率にプラスの影響を与えることが分かる。ARCH-LM検定を行った結果により、帰無仮説は棄却できず、アメリカ住宅価格収益率の時系列データには、ARCH現象が存在しないという結論を得ることができる。

4.4 中日米の国際比較のまとめ

これまでの三ヵ国の実証分析の結果をまとめると表2-4のようになる。

表2-4 中日米の実証結果のまとめ

国別	バブル形成		バブル崩壊後	
	アメリカ	中国	アメリカ	日本
時期	1991.01-2007.04	2006.01-2012.12	2007.05-2014.04	1996.01-2014.04
定常性	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
過去の影響	1期、2期	1期	1期、5期	1期
分散不均一性 (ARCH現象)	あり	あり	なし	なし
リスク・プレミアム	なし	なし		
非対称性	なし	あり(+)		
最適モデル	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)		

実証分析による結論は、以下の通りである。

1. 中国とアメリカの期間バブル形成期（1991年1月から2007年4月まで）には、ARCH現象が見い出された。時系列データには分散不均一性があるため、分布は正規分布と異なっており、裾が厚い分布に従っている。そして、ボラティリティ・クラスタリングと短期的な記憶性の特徴があることを確認した。つまり、ボラティリティが上昇（下落）してからも、高い（低い）ボラティリティの水準がしばらく続く傾向がある。しかし、一定の期間が経つとその影響はなくなる。
2. 上海不動産市場には、情報による非対称性がある。具体的に、好材料と悪材料の不動産市場への影響が異なっており、好材料の影響のほうが大きい。人々の材料に対する実際の反応は、以下の理論で解釈できる。市場に好材料が出た時、人々が速やかに動き出して不動産を購入しようとし、不動産価格の上昇をもたらす。一方、市場に悪材料が出た時、人々がすぐに不動産を手放さずに見極める姿勢をとり、不動産価格の下落幅は小さかったと考えられる。この特徴は株市場の株価収益率の変動とは異なる、

しかも、中国不動産市場独特な特徴である。つまり、中国の投資家は不動産に投資する際に、非合理的な行動をしていることが確認できる。

3. モデルおよびその拡張したモデルを比較することによって、中国上海不動産市場の場合にはEGARCH(1, 1)モデルが最も適合し、アメリカの場合にはGARCH(1, 1)モデルが最も適合した。
4. 三ヶ国の過去の収益率の変動は、現時点の収益率の変動に有意な影響を与えている。特に、1期前の収益率の変動は当期の収益率にプラスの影響を及ぼすことが示された。
5. 日本は90年代バブル崩壊後、住宅の価格は低下傾向が続いた。日本のこの時期の住宅収益率の時系列データとアメリカの期間IIバブル崩壊後(2007年5月から2014年2月まで)は同じように、ARCH現象が見い出されなかった。
6. アメリカ不動産市場に、株市場で通常に見られているリスク・プレミアム現象と非対称性現象は生じていない。その原因は、株市場の場合、短期あるいは投機的取引の多いことが考えられる。一方、不動産は資産と商品の二つの性質があり、商品としての使用価値があるため長期的投資が多い。したがって、バブル形成期の不動産市場には、ARCH現象があるが、リスク・プレミアム現象と非対称性現象は小さいと判断できる。しかし、バブル崩壊後、不動産価格は下落し、短期間で売買取引が長期間保有より多くなった。そのためバブル崩壊後、ARCH現象がなくなったと考えることができる。

IV おわりに

株市場と為替市場によく見られているARCH現象は不動産市場にも見出された。バブル形成期には、不動産価格の上昇とともに売買活動も急増し、短期的な投資あるいは投機的な取引が増えてきた。そのため、元々安定している不動産価格も金融資産のように分散不均一性が表れた。つまり、ボラティリティが上昇(下落)してからも、高い(低い)ボラティリティの水準がしばらく続くということである。

しかし、中国上海不動産市場を除く他の不動産市場には、株市場で通常に見られているリスク・プレミアム現象と非対称性現象は見られなかった。中国上海不動産市場に好材料が市場に流れると不動産価格は激しく反応し、一方悪材料の場合、反応はほとんどなかった。つまり、上海不動産市場には情報による非対称性があることを確認できる。具体的に、好材料と悪材料の不動産市場への影響が異なっており、好材料の影響のほうが大きい。それは、非合理的な投資を行っている証拠でもある。バブル崩壊後、不動産価格は下落し、短期間で売買取引よりも長期間保有することがより多くなったため、ARCH現象が生じなくなった。

第三章 中国上海不動産価格に関する実証分析 —バブルの背景と経済政策効果について—

I はじめに

2007年アメリカのサブプライム・ローンに端を発した世界金融危機の影響を受け、世界で有名な投資銀行リーマン・ブラザーズが経営破綻し、メリルリンチも買収されることになり、大手商業銀行 RBS などの欧州の大手銀行が続々と国有化された。サブプライム・ローン危機の影響は、アメリカから全世界に急速に拡大した。先進国の中で経済基盤の強い欧米であろうが、石油の豊富なドバイであろうが関係なく、金融危機の大きな打撃を受け経済状況が一気に悪化した。一方、中国は4兆元の景気刺激策などの政策により、経済成長率を8%台に保つことができた。この経済発展には、中国における不動産業の発展が寄与している。

1998年から2002年までの不動産業の回復期を経てから、中国住宅価格は年々大幅に上昇しており、とりわけ、中国の金融中心地である上海の不動産業の成長スピードは、全国一位となっている。住宅平均売買価格は、2000年の3,565元/平方メートルから2011年の14,503元/平方メートルにもなり、わずか11年の間で平均売買価格は4倍になった。不動産業の発展は経済成長の柱になる一方、家は中国のほとんどのサラリーマンにとって一生働いても買えないものとなり、すでに人民生活に関わる深刻な問題になっている。そのため、不動産業の急成長とともに、不動産バブルが存在するのではないか、またそのバブルはいつ崩壊するのかといった問題が非常に注目されている。

これまでの議論を整理すると、大きく二つに分けられる。一つは、金融業界と一部の学者を代表とするバブル論で、もう一つは、住宅建設部政策研究センターをはじめとする非バブル論である。意見が分かれたことの原因としては、バブルそのものの定義、およびバブルを表す変数の選別に違いがあるからである。

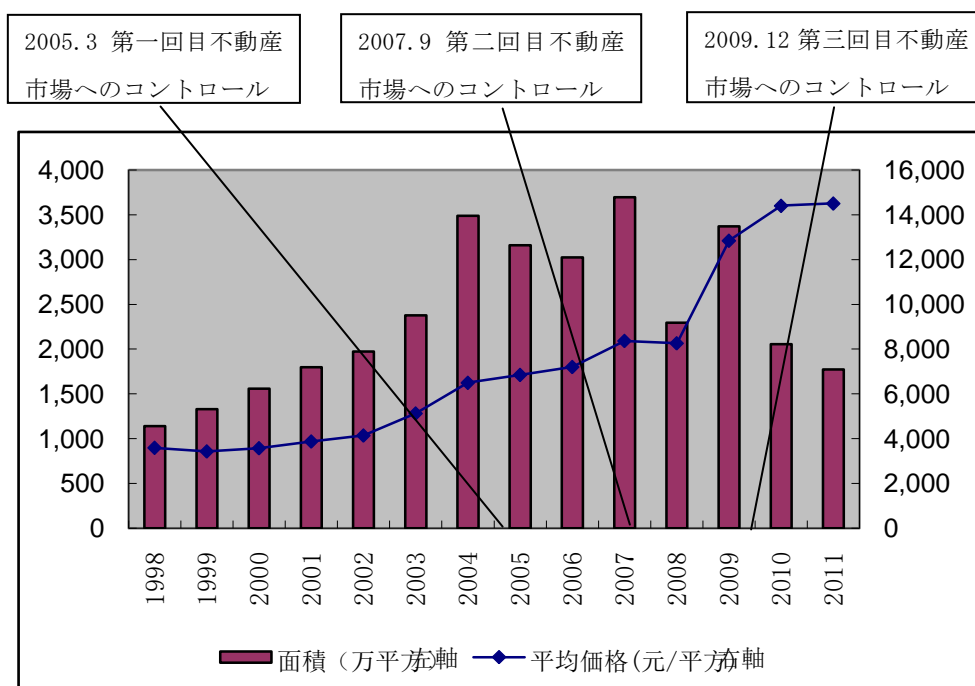
本章では、上海不動産市場を対象に、不動産市場にバブルが存在するか否かを実証分析で検証する。まず、1998年から2012年に至る上海不動産の市場価格の変動について経済学の視点から分析した。次に、政府の不動産市場へのコントロール政策についても整理してまとめた。また、王春雷(2011)にならって、上海不動産価格指数と経済ファンダメンタルズのデータとの間に相関関係があるか否かを検証した。仮に不動産価格の変動は経済ファンダメンタルズによるのであれば、バブルが存在しないといえる。一方、もし不動産価格の変動は経済ファンダメンタルズから離脱するのであれば、バブルが存在する可能性がある。経済ファンダメンタルズのデータとしては、可処分所得、貨幣供給量、住宅ローン金利、消費者物価指数を用いる。なお、それぞれの名目と実質データについて実証分析を行う。

II 上海不動産市場の分析

2.1 上海不動産市場の発展

1998年から2011年まで中国上海不動産の平均売買価格および面積の変化の経緯（上海統計年鑑より整理作成）は、図3-1で表している。

図3-1 中国上海不動産の平均売買価格および面積の変化の推移（1998—2011）



（データ出所）上海統計年鑑 HP より作成。

1998年は中国不動産市場、特に上海不動産市場にとって意義深い一年であった。中国不動産の市場化の方針として、『城鎮住宅制度の改革および住宅建築の加速に関する通知』が発表された。

1998年から2002年までの5年間は、不動産購入意識の回復の段階と言われている。福祉による住宅の分配政策の取り消しがきっかけとなり、住宅は正式に商品化された。この段階では、今まで建てられた住宅の消化がメインであり、全体的な平均売買高と価格は安定している。売買の面積は約1,000万平方メートル、平均売買価格は約3,500元/平方メートルであった。

2003年から2004年にかけて、上海の一人当たりGDPは5,000ドルを超えており、個人の消費・投資の水準を高めた。そして、不動産への投資価値は人々に認識され、加えて経済政策が追い風となり、上海不動産市場は繁栄した。住宅の売買高、平均売買価格は、それぞれ47%、27%増となった。こういった中、不動産市場への投機の動きが出てきた。例え

ば、虚偽の資料による住宅ローンの申込、頭金ゼロ（原則として認められない）などの行為だ。それは、政府による第一回目不動産市場へのコントロールの引き金だと考えられる。

2005年3月、政府による第一回目不動産市場へのコントロールの方針として、『国八条』が発表された。これによって、不動産市場は一気に冷え込んでいった。同年4月の住宅売買面積は126万平方メートル、3月より40.6%減少した。そして、需要供給比率は3月の1対1.05から4月の1対0.48に下落し、需要より供給がはるかに上回っている状態になった。同年5月の『新国八条』によって、上海不動産市場の売買高はさらに減少し、2006年第1半期にかけて下落のトレンドにあった。平均売買価格は、7,000元/平方メートルで一進一退の状態であった。

2006年『国六条』などの政策により、住宅購入への制限が緩和されたが、不動産投機者の譲渡にさらなる厳しい規制を課した。これを受けて、上海不動産市場は、低迷の中から少しずつ回復している。

不動産市場の回復とともに、2007年再び供給より需要が上回る状態になった。新しい物件のオープンの前、整理券を取得するため徹夜して並ぶのは当たり前であった。ある物件の価格は、毎日上昇し続けていた。しかしながら、図3-1から見ると、住宅の売買高は22%増加したものの、平均売買価格の上げ幅はそれ以上に大きくなった。それは、都心の高価の物件がなくなり、郊外の比較的割安の物件が売買されたからである。しかし、個別の物件からみると、ほとんど40%も値上げしていた。

2007年9月『住宅ローン新政策』の発表は、政府による第2回目不動産市場へのコントロールの発端となった。住宅売買高は低迷し、2008年の売買高が2007年より38%減少した。供給が需要より上回るため在庫住宅が増加し不動産価格の上値が重かった。加えて、アメリカのサブプライム・ローンに端を発した世界的な金融危機の影響を受け、上海不動産市場は最も厳しい時期に入った。

こういった中、2008年10月から12月にかけて、財務部、中央銀行、上海市政府はそれぞれ不動産市場を回復するための四つの政策を発表した。これによって、不動産市場は底入れになり上昇トレンドに転じた。

2009年の下半期、上海不動産市場は再び好調し、2009年の売買高、平均売買価格は2008年よりそれぞれ47%、56%増加した。特に平均売買価格は、一気に1万元/平方メートルを突破し13,000元/平方メートルにも達した。この現状により、家は一生働いても買えない夢となり、『民生』の問題が深刻になった。

2009年12月14日、『国四条』の発表により三度目の不動産市場への規制が始まった。その後、2010年『国四条』の具体策としての『国十条』が発表された。『国十条』は主に住宅購入を制限し、需要を減らす方針であった。この影響を受けて、2010年の住宅売買高は2009年の3,372万平方メートルから2,055万平方メートルに大幅減少し、下げ幅は約40%になった。購入制限のため上海不動産市場は家を購入する権利を持つ人が買えず、また購入するだけの余裕がある人が、買う権利を持たない状態になった。しかしながら、住宅の

売買高が減少したものの、平均売買価格は上昇しており、2011年まではずっと14,000元/平方メートルで一進一退の状態であった。

2.2 重要な不動産政策のまとめ

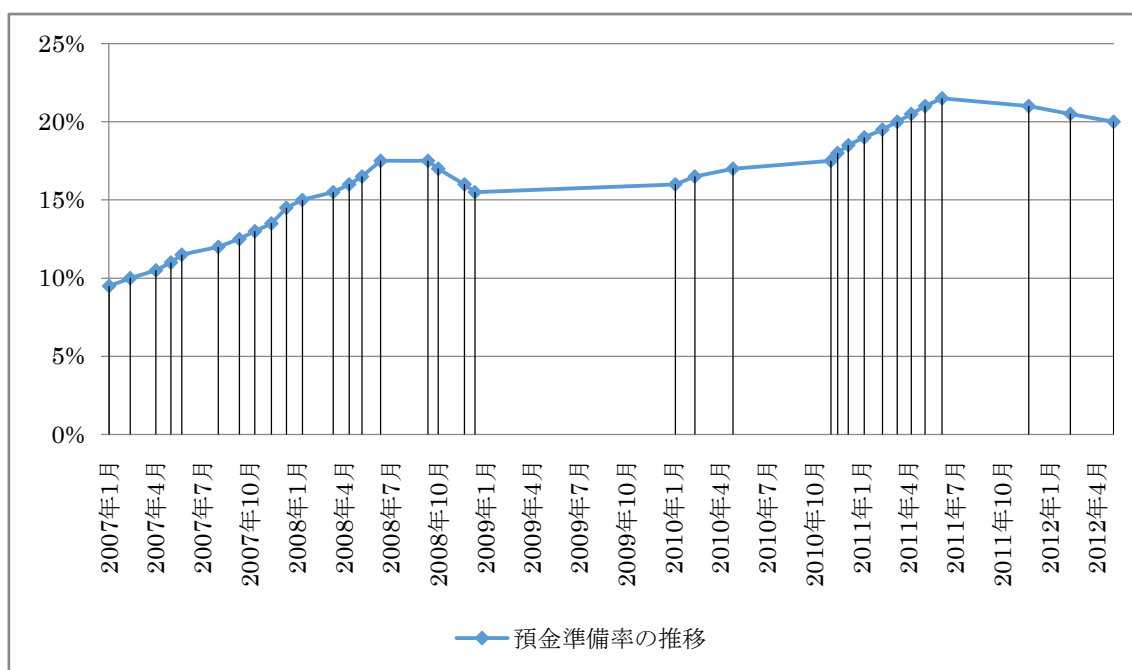
本節では、政府による不動産市場への政策を詳しく分析する。まず、金融政策、税金政策、購入制限政策などから説明する。次に、前節で述べたいくつかの重要政策と関連させて分析する。

1. 金融政策

(1) 預金準備率へのコントロール

2007年以前、預金準備率の操作はほとんど実施されなかった。しかし、その後は不動産価格に影響を与えるため、頻繁に変更した。

図 3-2 預金準備率の推移 (2007.1-2012.5)



(データ出所) 中国人民銀行 HP より作成。

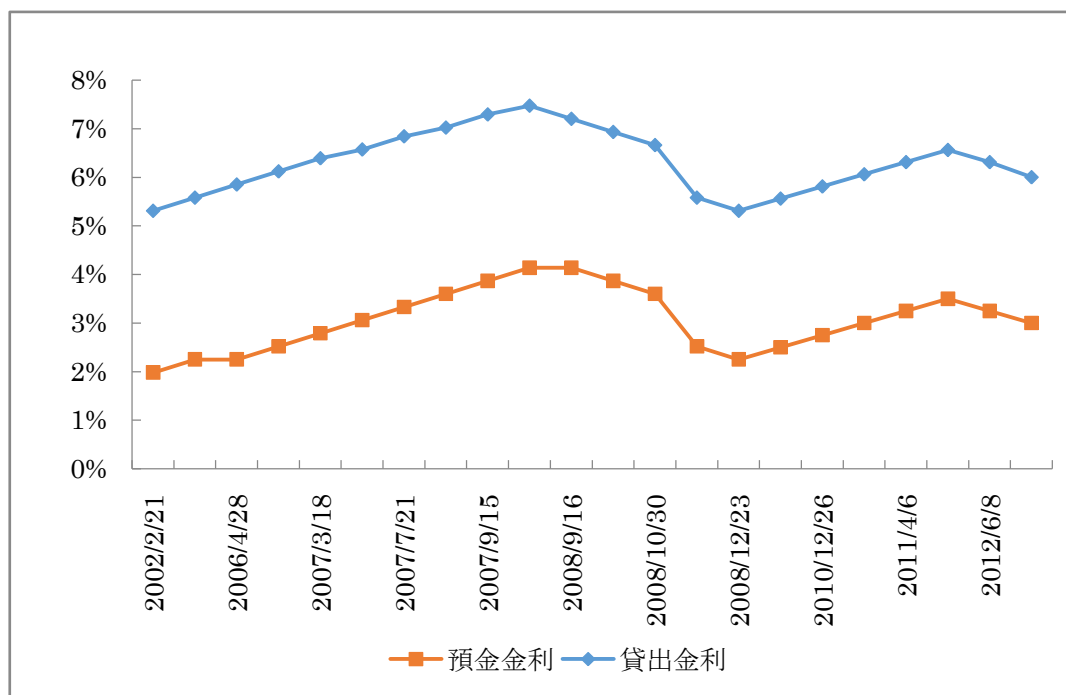
図 3-2 は 2007 年 1 月から 2012 年 5 月までの預金準備率の推移を表している。図 3-2 から、2007 年の不動産価格大幅の上昇を抑えるため中央銀行は頻繁に預金準備率を引き上げた。2008 年 10 月リーマン・ショックまでに預金準備率は 15 回も引き上げられており、9%から 17.5%に上昇した。2008 年の第四半期、リーマン・ショックの影響を受け低迷している不動産市場を活性化するため預金準備率を段階的に 15.5%まで引き下げた。15.5%の預金準備率は 2010 年 1 月まで続いた。その後、2009 年 12 月第三回目の不動産市場へのコント

ロールが始まったため預金準備率が引き上げられていった。その後、2011年11月までで、合計12回の引き上げがあり、異例の水準である21.5%に達していた。

(2) 政策金利へのコントロール

中央銀行は政策金利を調整することによって、不動産市場をコントロールした。

図 3-3 預金と貸出金利の推移



(データ出所) 中国人民銀行 HP より作成。

図 3-3 は 2002 年から 2012 年までの間、一年間の定期預金金利と貸出金利の推移を表している。第一回目不動産市場へのコントロール時 (2005 年 3 月)、中央銀行は金利を 2 回引き上げた。第二回 (2007 年) 時には、金利が 6 回も引き上げられた。一年間の貸出金利は、2006 年の 5.58% から 2007 年 12 月の 7.47% にも上昇した。2008 年中央銀行は金融緩和政策を実施し、2008 年 9 月 16 日から同年 12 月 23 日までの間に 6 回も政策金利を引き下げ、一年間の貸出金利は 5.31% まで下落した。その後、第三回目となる不動産市場へのコントロール (2010 年) が始まり、政策金利が再び引き上げられた。2010 年からは、合計 5 回 (毎回の引き上げ幅 0.25%) が行われた。

以下、次節の実証分析により、中央銀行による政策金利の引き上げは、投資の需要を抑制することに有効であるという結果が得られている。そして、不動産への投機を抑えることにより、不動産バブルの拡大にある程度歯止めをかけることが確認できた。

2. 税金政策

税金政策は不動産の譲渡費用を増加し譲渡益を減少することによって、不動産への投機を抑制し不動産価格を安定させる。中国不動産に関わる税金は、不動産取得税、個人所得税、そして営業税の三種類である。

不動産取得税：初めて 90 平方メートル以下の普通住宅を購入する場合は 1%、初めて 90 平方メートル以上の普通住宅を購入する場合は 1.5%、非普通住宅¹⁸の購入あるいは、2 回以上普通住宅を購入する場合は 3%とされている。

個人所得税：不動産の譲渡益には、譲渡益の 20%の個人所得税が課されている。取得原価が不明の場合、普通住宅である場合売却価格の 1%、非普通住宅である場合売却価格の 2%の個人所得税が課されている。

営業税：譲渡の際、購入から 5 年未満の場合、売却価格の 5.5%の営業税が課されている。5 年以上の場合、普通住宅である場合、営業税は免除され、非普通住宅である場合、譲渡益の 20%の営業税が課されている。

税金政策は不動産の取得費用を増加させたためある程度不動産投機者を減少させた。しかしながら、不動産価格の上昇と予想される中、税金による譲渡のコストの増加は、結局買い手の負担になり、不動産価格の高騰の要因にもなっていると考えられる。

3. 購入制限政策

2010 年、上海市政府は不動産価格の上昇に歯止めを食い止めるため最も有効である政策と言われた購入制限政策を実施した。政策の主な内容は、上海に戸籍をもつ住民のみが一世帯ごとに上海の不動産を 2 軒購入することができる。それ以外の国民（外国人を含む）は、一世帯ごとに上海の不動産の購入を一件に制限される。

不動産価格の上昇を抑制する効果からみると、住宅購入制限令の効果は著しい。購入制限政策によって、不動産投機者を市場から追い出し、供給と需要のバランスを回復させ不動産価格を安定させることを可能とした。図 3-1 から、2010 年の不動産売買高は 2009 年より約 40%減少し、2011 年は 2010 年よりも少なかった。ある報道によると、100 万の世帯が購入制限政策の影響を受け、購入の権利がなくなった。確かに購入制限政策の効果は大きかった。しかし、こういった政策が長引くと不動産市場の規模が縮小してしまい、マイナスの影響も大きいという点も否定できない。

18 非普通住宅とは

- ① 団地の容積率は 1.0 以下（1.0 を除く）。
- ② 一軒の建築面積が 160 平方メートル以上（または売買価格が 160 万元以上）。
- ③ 実際の売買価格は市場基準価格の 1.2 倍以上（1.2 倍を除く）。

以上の三つの条件にいずれに該当する場合は、非普通住宅と判断される。いずれも該当しない場合は、普通住宅と判断される。

Ⅲ 不動産バブル存在性の実証分析

3.1 実証分析の概要

Diba and Grossman (1988) は単位根検定で合理的なバブルが存在するか否かを検証した。Meese (1986)、Diba and Grossman (1988) は、バブル状態かどうかをより正確に判断するために、単位根検定した上で、共和分検定の必要性を主張している。その後、不動産バブルの研究の中では単位根検定と共和分検定を用いて幅広く応用されている。

資産価格決定理論により、資産価格は将来の期待配当の現在割引価値と無限の将来の資産価格の現在割引価値の和として決定される。不動産価格の場合は、家賃の収入を配当として代入する (Meese and Wallace, 1990)。実際の不動産価格は理論価格 (ファンダメンタルズ価格) より高ければ、バブルが存在する可能性が高く、不動産価格と家賃の間の長期的な均衡な関係がなくなる。このロジックに従うと、資産価格と家賃のデータを用いて、単位根検定と共和分検定でバブルの存在を検出できる。

しかし、家賃データの収集は困難である。多くの不動産は自宅として使われており、賃貸されているわけではないからである。賃貸の物件であっても、正確な家賃データを手に入れることは難しい。Poterba (1984) によると、不動産価格は収入、就職率などマクロ経済的な統計量と関係があるということである。したがって、家賃のかわりにマクロ的な統計量を用いて、バブルの存在を判断することができる。具体的には、もし不動産価格時系列とマクロ的な統計量時系列の間に共和分関係があればバブルが存在しないことになる。それに対して、共和分関係がなければバブルが存在することになる。

単位根と共和分検定の有効性は、経済ファンダメンタルズモデルの適合性に左右される。そのため、経済ファンダメンタルズモデルの適合性が低くなると単位根と共和分検定の有効性が失うことになりかねない。1990年代以来、研究者の用いている説明変数は、それぞれ異なっている。例えば、Levin and Wright (1997) は実質収入と実質利率を用いて基本価格のモデルを構築した。Roche (2001) は実質可処分所得、実質利率、純移民などの指標を経済ファンダメンタルズの変数として用いている。

中国不動産市場は非常に複雑であり、市場の参加者である中央銀行、地方政府、不動産会社、不動産購入者はお互いに牽制している。そのため、不動産価格を左右する要因が多くあり、価格を決める最終的な要因を確定することは非常に難しい。したがって、本章の経済ファンダメンタルズモデルの変数としては、王春雷 (2011) にならい入手できるデータを考慮したうえで、説明変数として、可処分所得、貨幣供給量、住宅ローン金利を用いている。

共和分検定の結果は経済ファンダメンタルズの変数の選別に左右されないように、不動産価格指数と経済ファンダメンタルズの変数との間に任意の組み合わせで共和分検定を行

うことにする。もし任意の組み合わせの間に共和分関係がなければ、不動産価格のバブルは存在することになる。

一般的な経済理論によれば、もし可処分所得が増えると不動産への購買力が上向き、不動産価格が上昇すると予想できる。このため、可処分所得と不動産価格指数の間に正の関係があると予想される。また貨幣供給量が増えれば、経済主体（一般法人、個人、地方公共団体等）が保有する通貨が増加し、不動産への投資も増加するため、不動産価格も上昇する。以上より、貨幣供給量と不動産価格指数の間に正の関係があると予想される。一方、貸付金利が上昇すればローンで不動産の購入コストが高くなり、需要が低くなるため不動産の価格を押し下げる。一方、貸付金利が下落すればローンで不動産の購入のコストが安くなり需要が高くなるため不動産の価格を押し上げる。そのため、住宅ローン金利と不動産価格指数の間に負の関係があると予想される。

王春雷（2011）は、実質のデータを用いている。本章では、名目と実質のデータともに実証分析した。実質データの場合、不動産価格指数、可処分所得、そして貨幣供給量を消費者物価指数で割って計算した。また、数量級の問題による誤差を考慮したうえで、以上で得た三つの変数の対数値を用いる。実質住宅ローン金利については、名目住宅ローン金利から消費者物価指数を引いて計算する。一方、名目データで実証分析を行う際、消費者物価指数を変数としてモデルに入れている。

3.2 データ

本章では2002年1月から2010年12月まで上海不動産価格指数とマクロデータの月次データを用いて、単位根検定と共和分検定で、上海不動産市場におけるバブルの存在性について実証分析する。各データについての詳細は以下の通りである。

被説明変数：

(1) 不動産価格指数

不動産価格指数とは中国不動産指数システム¹⁹から収集し整理した上海地方の不動産価格指数である。これは上海不動産鑑定士協会のホームページにおける適時開示情報から得たものである。

説明変数：

(1) 可処分所得

可処分所得は、上海地域の一人当たり可処分所得である。データは上海統計局のホームページにおける適時開示情報から得たものである。季節的な要因は収入に著しい影響を与えるので、X12の季節調整法²⁰で可処分所得のデータを整理する。

19 中国不動産システム（CREIS: China Real Estate Index System）は価格指数の形式で全国の各地の不動産市場の変化と現在の市場の状況を反映するシステムのことである。

20 季節調整法は、経済指標の季節変動を調整するために広く利用されているものであり、

(2) 貨幣供給量

貨幣供給量はM1（狭義のマネースtock）であり、流通している現金通貨と預金通貨（および要求払預金）を合計したものである。これは中国国家统计局のホームページからダウンロードしたデータである。

(3) 住宅ローン金利

住宅ローン金利は、担保あり名目金利マイナス政策的な金利変更と定義される。ここで、担保あり名目金利は商業銀行の五年間以上の住宅ローンの基準金利とする。データは中国人民銀行のホームページより収集したものである。

次に、中央銀行による政策的な金利変更は表 3-1 でまとめている。

表 3-1 政策的な金利変更

時間	政策的な金利変更
1999年9月	住宅ローン金利を元の水準から1割引き下げ
2005年3月	個人住宅ローン金利の下限を基準金利の90%に引き下げ
2006年8月	個人住宅ローン金利の下限を基準金利の85%に引き下げ
2008年10月	個人住宅ローン金利の下限を基準金利の70%に引き下げ
2010年11月	個人住宅ローン金利の下限を基準金利の85%に引き上げ

（データ出所）中国人民銀行HPより作成。

1999年9月、中国人民銀行は住宅ローン金利を元の水準から1割引き下げた。次に、2005年3月17日からは、住宅ローン金利の下限を基準金利の90%に引き下げた。また、2006年8月19日から、住宅ローン金利の下限を基準金利の85%にした。2008年リーマン・ショックの影響で、世界景気が減速した中、不動産市場を刺激するため中央銀行は再び住宅ローン金利を引き下げた。同年の10月27日、中央銀行は住宅ローン金利の下限を基準金利の70%に引き下げた。この結果、12月23日に住宅ローンの基準金利が底をつき5.94%となった。2010年、不動産市場の取引は盛んになり、同年の11月1日中央銀行は住宅ローン金利の下限を基準金利の85%に引き上げた。

以上より、この変数はある程度、政府による不動産市場へのコントロール政策として有効であることを表している。

(4) 消費者物価指数

消費者物価指数は、全国の世帯が購入する家計に係る財及びサービスの価格等を総合した物価の変動を時系列的に測定したものである。上海統計局ホームページからダウンロードしたデータを用いる。

現在、行政機関等で利用されている季節調整法は、X-12など4種類の季節調整法である。

3.3 実証結果と解釈

3.3.1 実質データの場合 全期間

実質データの場合、各変数を以下の通りに表す。

不動産価格指数（対数値）：ln hp

可処分所得（対数値）：ln pdi

貨幣供給量（対数値）：ln m1

実質住宅ローン金利：r

まず、四つの変数の時系列は単位根があるかどうかを検証するため ADF 検定を行った。単位根検定の結果については表 3-2 に示している。

表 3-2 実質データの単位根検定の結果（2002. 1-2010. 12）

変数	I(0)		I(1)		結論 I(1)
	t 値	p 値	t 値	p 値	
ln hp	-0.867576	0.795	-5.036238**	0	I(1)
ln pdi	-3.335929	0.0661	-13.42186**	0	I(1)
ln m1	-1.549073	0.8062	-9.647921**	0	I(1)
r	-2.102164	0.2443	-6.576163**	0	I(1)

注：**は 1% 有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 5% 有意で帰無仮説を棄却することを示す。

上記の結果により、四つの変数の時系列データに単位根があり、非定常時系列データ²¹であることがわかった。1 回差分を取った結果、1% 有意であり、単位根がなくなり定常時系列になった。つまり、I(1)²²過程である。

次に、共和分検定の結果は経済ファンダメンタルズの変数の選別に左右されないように、被説明変数である不動産価格指数と三つの説明変数可処分所得、貨幣供給量、実質住宅ロ

21 定常過程（Stationary process）とは、時間や位置によって確率分布が変化しない確率過程を指す。このため、平均や分散も時間や位置によって変化しない。例えば、ホワイトノイズは定常的である。定常性（Stationarity）は時系列の解析でも重要であり、時系列データを定常的なものに変換することがよく行われる。

22 I(d)は Integrated of order d の略である。非定常な時系列が d 階段の差分をとったときにはじめて定常になるとき、I(d)過程であるということである。

ーン金利それぞれと共和分検定を行う。三つの経済ファンダメンタルズ変数の組み合わせ方は7通²³で、以下のとおりである。

a) 二つの変数を組み合わせる場合

結果については表 3-3 に示されている通り、三つのケースにおいてすべて 5%の有意水準で共和分していなかった。

表 3-3 実質データの共和分検定の結果 二つの変数の場合 (2002. 1-2010. 12)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hp と ln pdi	H : r = 0	10. 30516	15. 49471	0. 258
		H : r ≤ 1	1. 080102	3. 841466	0. 2987
2)	ln hp と ln m1	H : r = 0	11. 78734	15. 49471	0. 1674
		H : r ≤ 1	0. 081239	3. 841466	0. 7756
3)	ln hp と r	H : r = 0	5. 063452	15. 49471	0. 802
		H : r ≤ 1	0. 329454	3. 841466	0. 566

b) 三つの変数を組み合わせる場合

表 3-4 に結果を示している通り、三つのケースにおいてすべて 5%の有意水準で共和分してなかった。

表 3-4 実質データの共和分検定の結果 三つの変数の場合 (2002. 1-2010. 12)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hp と ln pdi、ln m1	H : r = 0	19. 29009	29. 79707	0. 4722
		H : r ≤ 1	6. 180147	15. 49471	0. 6742
		H : r ≤ 2	2. 020522	3. 841466	0. 1552
2)	ln hp と ln pdi、r	H : r = 0	19. 21795	29. 79707	0. 4773
		H : r ≤ 1	4. 293617	15. 49471	0. 8785
		H : r ≤ 2	1. 043185	3. 841466	0. 3071

23 計算方法 : $C_3^1 + C_3^2 + C_3^3 = 7$

3)	ln hpとln m1、r	H : r = 0	18.74392	29.79707	0.5114
		H : r ≤ 1	2.658315	15.49471	0.9802
		H : r ≤ 2	0.01177	3.841466	0.9134

c) 四つの変数を組み合わせる場合

結果については表 3-5 で表している。不動産価格指数と可処分所得、貨幣供給量、実質住宅ローン金利の間に 5%の有意水準で共和分してなかった。

表 3-5 実質データの共和分検定の結果 四つの変数の場合 (2002.1-2010.12)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hpとln pdi、 ln m1、r	H : r = 0	47.61425	47.85613	0.0527
		H : r ≤ 1	14.73582	29.79707	0.7969
		H : r ≤ 2	3.836038	15.49471	0.9163
		H : r ≤ 3	0.144128	3.841466	0.7042

不動産価格指数は経済ファンダメンタルズ変数との共和分関係がなければ、住宅価格バブルが存在すると見られる。そのため、実質のデータによる結果から、上海不動産市場にはバブルが存在していることを確認できる。これは王春雷 (2011 年) の結果とは異なっている。

しかしながら、注目すべきことは四つの変数の組み合わせの時の結果である。P 値は 0.0527 になっている。もし p 値が 0.05 より小さい場合は、5%の有意水準で共和分関係があり、バブルは存在しないことになる。そのため、結果としてバブルは存在するが、相対的にみると、バブルが存在することは言い難いと理解できる。

3.3.2 実質データの場合 期間別 不動産市場の構造変化の実証

王春雷 (2011 年) は、2000 年 1 月から 2006 年 12 月までの上海不動産市場でバブルが存在するか否か実証分析した。前章で述べたように、2007 年 9 月『商業用不動産の信用管理に関する通知』の発表により、2 回目の不動産市場へのコントロールが始まった。加えて、アメリカのサブプライム・ローンによる世界的な金融危機の影響を受け、上海の不動産価格変化は新たな循環に入った。

そのため、上海不動産市場は 2007 年末に構造変化が起きた可能性が非常に高いと考えられる。これを考慮すると、分析の期間を 2002 年 1 月から 2007 年 9 月まで、2007 年 10 月か

ら 2010 年 12 月までの二つに分けることにした。上述と同じ方法で、二つの期間をそれぞれ実証分析する。

a) 2002 年 1 月から 2007 年 9 月まで

四つの時系列データをそれぞれ単位根検定と共和分検定で実証する。その結果は表 3-6 で表している。

表 3-6 実質データの単位根検定の結果 (2002. 1-2007. 9)

変数	I (0)		I (1)		結論
	t 値	p 値	t 値	p 値	I (1)
ln hp	-1. 988421	0. 5967	-1. 880526*	0. 0577	I (1)
ln pdi	0. 701582	0. 9914	-8. 789832**	0	I (1)
ln m1	-1. 472251	0. 5415	-10. 14538**	0	I (1)
r	1. 505875	0. 9992	-10. 9867**	0	I (1)

実質データの共和分検定の結果 (2002. 1-2007. 9)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hp と ln pdi	H : r = 0	6. 956094	15. 49471	0. 5828
		H : r ≤ 1	0. 747223	3. 841466	0. 3874
2)	ln hp と ln m1	H : r = 0	6. 377701	15. 49471	0. 6509
		H : r ≤ 1	1. 313186	3. 841466	0. 2518
3)	ln hp と r	H : r = 0	19. 0204	15. 49471	0. 0141*
		H : r ≤ 1	2. 618184	3. 841466	0. 1056

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hp と ln pdi、ln m1	H : r = 0	17. 50945	29. 79707	0. 6024
		H : r ≤ 1	5. 663902	15. 49471	0. 7348

		H : r ≤ 2	0.132977	3.841466	0.7154
2)	ln hp と ln pdi、r	H : r = 0	26.75605	29.79707	0.1077
		H : r ≤ 1	6.933571	15.49471	0.5854
		H : r ≤ 2	0.540208	3.841466	0.4623
3)	ln hp と ln m1、r	H : r = 0	24.64826	29.79707	0.1744
		H : r ≤ 1	6.710987	15.49471	0.6115
		H : r ≤ 2	1.677824	3.841466	0.1952

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hp と ln pdi、 ln m1、r	H : r = 0	43.71518	47.85613	0.1161
		H : r ≤ 1	17.51738	29.79707	0.6018
		H : r ≤ 2	6.398972	15.49471	0.6484
		H : r ≤ 3	1.178464	3.841466	0.2777

注：**は 1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

単位根検定の結果によると、すべての時系列データは I(1)過程である。共和分検定の結果によると、不動産価格指数と実質住宅ローン金利の間に一つの共和分関係が存在している。共和分の方程式は以下のとおりである。

$$\ln hp = -0.692393 * r + 10.49867 \quad (3-1)$$

(0.26459)

この結果は仮説通りであり、不動産価格指数と実質住宅ローン金利の間に負の長期的な関係がある。そして、共和分関係があることは、2002年1月から2007年9月までの間では上海不動産市場でバブルが存在しないことを示している。

b) 2007年10月から2010年12月まで

前の時期と同じ方法で、四つの時系列データをそれぞれ単位根検定と共和分検定で実証する。上記の結果は表 3-7 で表している。

表 3-7 実質データの単位根検定の結果 (2007.10-2010.12)

変数	I(0)		I(1)		結論
	t 値	p 値	t 値	p 値	
ln hp	-0.3117	0.9136	-2.454506**	0.0155	I(1)
ln pdi	-1.634036	0.7603	-6.283251**	0	I(1)
ln m1	-1.243961	0.8861	-4.104862**	0.0135	I(1)
r	-1.769237	0.3894	-3.262475**	0.0241	I(1)

実質データの共和分検定の結果 (2007.10-2010.12)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hp と ln pdi	H : r = 0	7.838472	15.49471	0.4828
		H : r ≤ 1	0.129659	3.841466	0.7188
2)	ln hp と ln m1	H : r = 0	22.61204	25.87211	0.1208
		H : r ≤ 1	6.436564	12.51798	0.407
3)	ln hp と r	H : r = 0	11.57062	15.49471	0.1787
		H : r ≤ 1	2.561847	3.841466	0.1095

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hp と ln pdi、ln m1	H : r = 0	23.4127	29.79707	0.2264
		H : r ≤ 1	4.238538	15.49471	0.8834
		H : r ≤ 2	0.060364	3.841466	0.8059
2)	ln hp と ln pdi、r	H : r = 0	19.45055	29.79707	0.4609
		H : r ≤ 1	3.092612	15.49471	0.9626
		H : r ≤ 2	0.279266	3.841466	0.5972

3)	ln hpとln m1、r	H : r =0	23.98014	29.79707	0.2013
		H : r ≤1	6.752356	15.49471	0.6066
		H : r ≤2	2.421978	3.841466	0.1196

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln hpとln pdi、 ln m1、r	H : r =0	41.90714	47.85613	0.1613
		H : r ≤1	16.41803	29.79707	0.6826
		H : r ≤2	3.319962	15.49471	0.9505
		H : r ≤3	0.078257	3.841466	0.7797

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

単位根検定の結果によると、時期を分けてからの時系列データは I(1)過程である。共和分検定の結果については、四つの変数の間にそれぞれの共和分関係が存在しない。それは、2007年10月から2010年12月までの間では上海不動産市場で構造的な変化が起き、不動産バブルが発生したことを意味している。

上述の結果は時期を分けない結果と比較すると、上海不動産市場の構造的な変化は不動産価格にバブルがあるかどうかの検証に影響を与えていることが分かった。2002年1月から2010年12月までの時期を対象とした結果では、不動産価格バブルが存在することが実証された。しかしながら、2007年10月までは上海不動産価格指数は経済ファンダメンタルズに一致しておりバブルはなかった。2007年10月以降は、経済ファンダメンタルズから離脱しバブルが生じた。これは、2007年10月以降、政府による不動産市場へのコントロール政策の効果がなかったことを意味している。

3.3.3 名目データの場合

名目データの場合は、データの実質化を行っていないため実質データの分析モデルにCPIを説明変数として導入した。名目データの場合、各変数は、以下の通りに表す。

不動産価格指数（対数値）：ln HP

可処分所得（対数値）：ln PDI

貨幣供給量（対数値）：ln M1

名目住宅ローン金利：NI

消費者物価指数：CPI

具体的な分析の結果は、以下のとおりである。

まず、変数の単位根検定を行う。その結果については表 3-8 で表しており、すべての時系列データは I(1)過程であった。

表 3-8 名目データの単位根検定の結果 (2002. 1-2010. 12)

変数	I(0)		I(1)		結論
	t 値	p 値	t 値	p 値	
ln HP	-3.128298	0.1052	-3.274104**	0.019	I(1)
ln PDI	-1.773897	0.7106	-10.81533**	0	I(1)
ln M1	-1.520778	0.8165	-10.28135**	0	I(1)
CPI	-1.864112	0.348	-11.43242**	0	I(1)
NI	-2.11569	0.239	-6.417713**	0	I(1)

注：**は 1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

次に、被説明変数不動産価格指数と四つの説明変数可処分所得、貨幣供給量、名目住宅ローン金利、消費者物価指数それぞれ共和分検定を行う。四つの経済基本変数の組み合わせ方は 15 通²⁴である。その共和分検定をした結果は表 3-9 から表 3-12 で表している。

表 3-9 名目データの共和分検定の結果 二つの変数の場合 (2002. 1-2010. 12)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln HPとln PDI	H : r = 0	8.603389	15.49471	0.4033
		H : r ≤ 1	0.46924	3.841466	0.4933
2)	ln HPとln M1	H : r = 0	13.72875	15.49471	0.0907
		H : r ≤ 1	0.879329	3.841466	0.3484

24 計算方法：C₄¹+ C₄²+ C₄³+ C₄⁴=15

3)	ln HPとCPI	H : r = 0	6.634735	15.49471	0.6205
		H : r ≤ 1	0.995559	3.841466	0.3184
4)	ln HPとNI	H : r = 0	5.793079	15.49471	0.7198
		H : r ≤ 1	0.39036	3.841466	0.5321

表 3-10 名目データの共和分検定の結果 三つの変数の場合 (2002.1-2010.12)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln HPとln PDI、 ln M1	H : r = 0	19.56995	29.79707	0.4525
		H : r ≤ 1	2.618467	15.49471	0.9815
		H : r ≤ 2	0.048229	3.841466	0.8261
2)	ln HPとln PDI、 CPI	H : r = 0	19.02184	29.79707	0.4914
		H : r ≤ 1	6.633828	15.49471	0.6206
		H : r ≤ 2	0.345749	3.841466	0.5565
3)	ln HPとln PDI、NI	H : r = 0	23.06464	29.79707	0.2429
		H : r ≤ 1	4.05297	15.49471	0.8992
		H : r ≤ 2	0.230468	3.841466	0.6312
4)	ln HPとln M1、 CPI	H : r = 0	22.82745	29.79707	0.2546
		H : r ≤ 1	7.549446	15.49471	0.5148
		H : r ≤ 2	0.292258	3.841466	0.5888
5)	ln HPとln M1、NI	H : r = 0	21.29113	29.79707	0.3397
		H : r ≤ 1	3.627351	15.49471	0.9313
		H : r ≤ 2	0.52041	3.841466	0.4707
6)	ln HPとCPI、NI	H : r = 0	15.77612	29.79707	0.7279
		H : r ≤ 1	6.180614	15.49471	0.6742

		H : $r \leq 2$	0.676368	3.841466	0.4108
--	--	----------------	----------	----------	--------

表 3-11 名目データの共和分検定の結果 四つの変数の場合 (2002.1-2010.13)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln HPとln PDI、 ln M1、CPI	H : $r = 0$	38.58115	47.85613	0.2773
		H : $r \leq 1$	19.37915	29.79707	0.4659
		H : $r \leq 2$	3.954005	15.49471	0.9072
		H : $r \leq 3$	0.010354	3.841466	0.9187
2)	ln HPとln PDI、 ln M1、NI	H : $r = 0$	49.67184	47.85613*	0.0334
		H : $r \leq 1$	18.04202	29.79707	0.5629
		H : $r \leq 2$	3.499502	15.49471	0.9397
		H : $r \leq 3$	0.000828	3.841466	0.9781
3)	ln HPとln M1、 CPI、NI	H : $r = 0$	37.13359	47.85613	0.3413
		H : $r \leq 1$	17.37213	29.79707	0.6125
		H : $r \leq 2$	3.170460	15.49471	0.9587
		H : $r \leq 3$	0.173708	3.841466	0.6768

注：*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

表 3-12 名目データの共和分検定の結果 五つの変数の場合 (2002.1-2010.13)

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	ln HPとln PDI、	H : $r = 0$	76.45088	69.81889*	0.0134

	ln M1、CPI、NI	H : r ≤ 1	39.09686	47.85613	0.2564
		H : r ≤ 2	17.40899	29.79707	0.6098
		H : r ≤ 3	3.936871	15.49471	0.9086
		H : r ≤ 4	0.020482	3.841466	0.8861

注：*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の結果によると、二つの変数を組み合わせる場合は四つのケースにおいてすべて5%の有意水準で共和分してなかった。また、三つの変数を組み合わせる場合は六つのケースにおいてすべて5%の有意水準で共和分してなかった。

四つの変数を組み合わせる場合は共和分検定の結果については表 3-11 で表している。5%の水準で、不動産価格指数と可処分所得、貨幣供給量、名目住宅ローン金利の間に共和分関係があることがわかった。共和分の方程式は以下のとおりである²⁵。

$$\ln HP = 18.28 \ln PDI - 11.32 \ln M1 - 0.83 \ln NI \quad (3-2)$$

(-3.79) (-2.53) (-0.16)

以上の結果によると、可処分所得は不動産価格指数にプラスの影響を与え、名目住宅ローン金利は不動産価格指数にマイナスの影響を及ぼしており、仮説と一致している。一方、貨幣供給量は不動産価格指数にマイナス影響を与え、貨幣供給量の増加は不動産価格の下落をもたらすことになり仮説と反対である。

五つの変数の共和分検定の結果については、表 3-12 で表している。この結果より、五つの変数の間に一つの共和分関係が存在している。共和分方程式は以下のとおりである。

$$\ln HP = 24.47 \ln PDI - 15.54 \ln M1 - 1.08 \ln NI + 1.47CPI \quad (3-3)$$

(-2.84) (-0.19) (-3.33) (-4.26)

この結果によると、可処分所得、名目住宅ローン金利、消費者物価指数による不動産価格指数への影響は仮説どおりになり、一方貨幣供給量は不動産価格指数にマイナス影響を及ぼし仮説と反対であった。

以上の結果から、不動産価格指数は可処分所得との間に長期的な正の関係がある。人々の収入が増加すると、不動産への需要が高まる。加えて、不動産そのものの価値を保つことができ、不動産市場への投資が増えることによって、さらに不動産の価格が上昇する。

25 括弧の中に標準偏差を示している。

上海不動産価格指数は住宅ローン金利との間に負の長期的な関係がある。そのため、政府による金利の引き上げ、引き下げ政策には効果があると考えられる。

不動産価格指数は、消費者物価指数との間に長期的な正の関係がある。これは、近年中国経済の高度成長による消費者物価指数の上昇が不動産価格の高騰をもたらしたことを意味する。

不動産価格指数は、貨幣供給量との間に負の長期的な関係がある。これは、通説とは異なっている。その原因についての説明は以下のとおりである。

2007年の不動産市場は非常に活発であり、土地の値段および不動産の価格は高値を更新し続けていた。この背景において、2007年9月27日、政府は2回目の不動産市場へのコントロール政策を実施した。その結果、2008年の上半期不動産市場が冷えて売買高も大きく減少した。需給関係においても、供給が需要を上回っており、不動産価格は従来のうなぎ上りから横ばいに転じた。加えて、中央銀行は2008年の上半期で預金準備率を5回も引き上げて、徹底的な金融引き締め政策を実施していた。さらに、サブプライム・ローンによる世界的な金融危機の影響を受け、2008年の下半期上海不動産市場は完全に冷え込み、売買高とともに価格も下落していった。

2008年11月、国務院の常務会議で世界的な金融危機による不景気の影響を避けるため2008年上半期からの金融引き締め政策を調整し、積極的な財政政策と金融緩和政策の施行を決めた。具体的に、経済の持続的な成長を保つため2009年からの2年間4兆元のインフラ整備の計画が打ち出された。その結果、2009年度の新規融資の残高は9.6兆元に達した。

政府の金融緩和政策によって、貨幣の供給量が次第に増加していった。しかし、不動産市場はまだサブプライムの影響から回復しておらず、不動産価格の下落は続いていた。そのため、不動産価格指数は貨幣の供給量との間に負の関係が生じたと考えられる。

しかし、単位根検定と共和分検定という手法は長期的な関係を調べる時に用いられる。長い間には、構造変化が起こる可能性が高い。したがって、バブルが短い期間に起こり崩壊していたとすると、この方法では識別することができない。名目のデータからバブルが存在しないという結果になったものの、実証分析の結果通り、2007年10月に構造的な変化が発見されなかったという可能性が高いと考えられる。

IV おわりに

本章の目的は、上海不動産市場を対象に、不動産市場にバブルが存在するか否かを実証分析で検証することである。

実質データの分析の結果によると、全期間2002年1月から2010年12月までの間に上海不動産価格指数は経済ファンダメンタルズデータとの間に共和分関係がなかった。つまり、不動産バブルが存在することが実証された。2007年9月に不動産市場に構造的な変化があったため、期間を分けて分析した結果、2007年9月前上海不動産価格指数の変動は経済フ

ファンダメンタルズによるものでありバブルではなかったことが検証された。それに対して、2007年10月以降は経済ファンダメンタルズから離脱しバブルが生じていたことが明らかにされた。

一方、名目データの分析の結果では、上海不動産価格指数は経済ファンダメンタルズと長期的に共変関係があるため上海不動産市場のバブルがなかったことが確認された。また、不動産価格指数は可処分所得、消費者物価指数と長期的な正の関係があり、住宅ローン金利、貨幣供給量と長期的な負の関係があることが実証されている。

第四章 中国不動産価格と流動性についての実証分析

I はじめに

近年中国の高度経済成長とともに、貨幣供給量も大幅に増加している。貨幣供給量の指標M2の伸び率はGDPの伸び率を上回っており、貸出と預金の差額は毎年平均増加率が26.8%にも上り、過剰流動性の問題が深刻になった。一方、中国の不動産業の発展とともに、不動産の価格も高騰した。全国新築不動産の平均価格は2000年1月の2,269元/平方メートルから2013年2月の7,030元/平方メートルまで上昇した。わずか13年の間で3倍以上も上昇した。不動産は一般の人々にとって購入するのが困難なものになった。高田（2010）では、主要国の拡張的な金融政策、国際的な不均衡、企業の実物投資の低迷などいくつかの構造的要因が相まり、とりわけアジア通貨危機以降の国際金融市場には過剰な流動性が供給されたと主張している。過剰な流動性は、銀行信用の膨張を促し、投資家のリスク取り入れを活発化させ、低金利政策と相俟って証券利回りの傾向的低下をもたらし、証券と不動産の急激な価格上昇（バブル）を引き起こした。本章では、過剰流動性と不動産価格の相関について実証分析を行い、不動産価格の変動要因を明らかにする。

近年、多くの研究は外国投資の増加が中国の過剰流動性をもたらしたと出張している。外資とは、外国投資の略称で、外国からの国際資本のことである。「外国」の定義としては、欧米などの先進国のことで、香港、マカオ、台湾などの地域も含まれている。近年、人民元高の予想の中で、国際資本は直接投資、証券投資、およびその他の投資（違法可能性ある）の形で、中国に流入している。そのため、人民元のドルペッグ制の下で、中国の外貨準備高が大幅に急増した。国際資本の流入は、学習効果、協同効果をもたらした一方、外資の大量流入は中国金融政策の有効性にマイナスの影響を与えた。また、外資の投資先はメーカー、貿易などの産業から不動産業に移り、不動産価格の暴騰をもたらしている。不動産価格の上昇は、国際資本の大量流入がもたらしたものであるのかどうか、不動産価格の上昇と国際資本の流入の間にどのような因果関係があるのかについて検証する必要がある。そのため、本章では、外国直接投資と不動産価格の連動性について実証分析を行う。

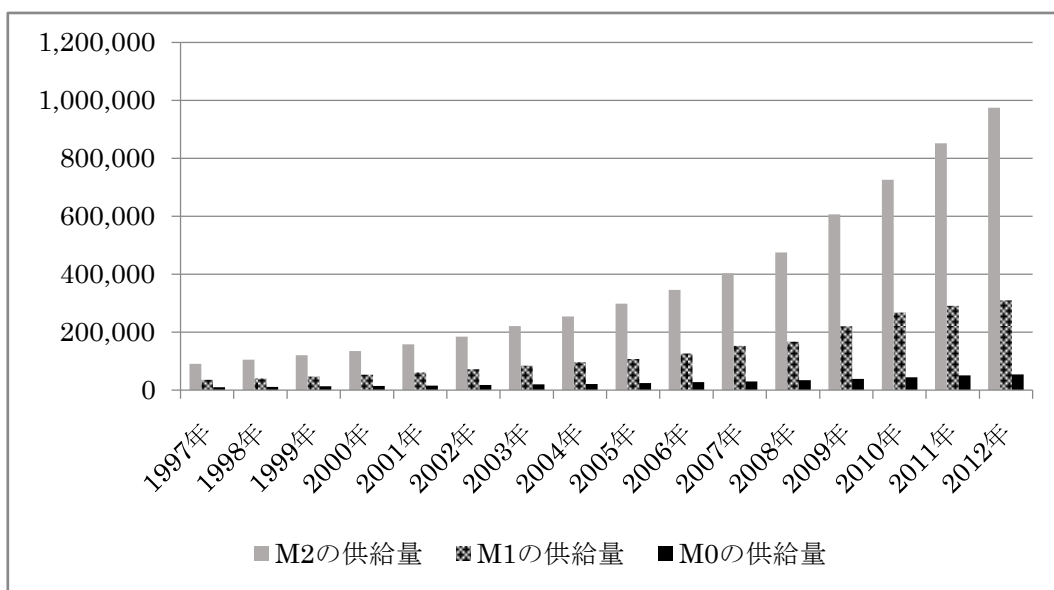
II 中国の過剰流動性の現状

近年、中国は「過剰流動性」の状態にあると指摘されている。過剰流動性は、中国の経済発展に著しい影響を与えた。高田（2010）では、主要国の拡張的な金融政策、国際的な不均衡、企業の実物投資の低迷などいくつかの構造的要因が相まり、とりわけアジア通貨危機以降の国際金融市場には過剰な流動性が供給されてきたと主張している。過剰な流動性は、銀行信用の膨張を促し、投資家のリスク取り入れを活発化させ、低金利政策と相俟

って証券利回りの傾向的低下をもたらし、証券と不動産の急激な価格上昇（バブル）を引き起こした。そのため、中国の流動性と不動産の価格との連動性についての研究が必要である。

図4-1は1997年から2012年までのM0、M1、M2を示している。図4-1より、貨幣供給量を表す指標M0、M1、M2はいずれも増加した。特に、M2は90年代後半から2012年にかけて、10兆元から約10倍の97.4兆元にも増加した。中国は世界で最も多いM2を有する国になった。この十五年間、M1の供給量も10倍になり3万億元に達した。

図4-1 貨幣供給量の推移（1997-2012）（単位：億元）



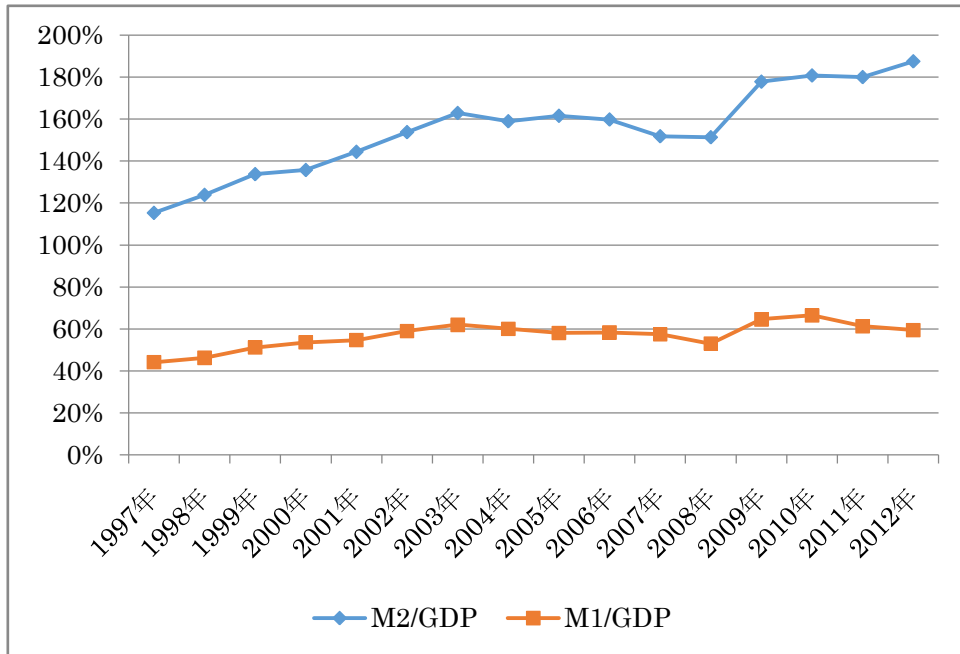
（データ出所）中国統計局 HP より作成。

2.1 過剰流動性を表す指標：マーシャルの k ²⁶

いうまでもなく、近年中国の貨幣供給量は急増している。しかし、貨幣供給量の増加は、過剰流動性とは言えない。貨幣の過剰流動性は、均衡貨幣供給量を超えたことをいうことである。ここで、貨幣供給量は均衡の程度を超えたか否かを測るために、マーシャルの k を用いている。本章では、M1とM2におけるマーシャルの k を用いて分析する。図4-2は、1997年から2012年までの間のマーシャルの k の推移を示している。図4-2より、2009年にマーシャルの k は大幅に伸びたことが分かる。特に k_2 の増加は目立っている。 k_1 、 k_2 それぞれを見ると、65%、178%になっている。同時に、米国は12%と60%、日本は92%と144%、欧州は24%と44%になっている。2012年末、中国のM1とM2のマーシャルの k は、それぞれ59%と188%である。

26 マーシャルの k は M/GDP (名目マネーサプライを名目GDPで割ったものである) である。過剰流動性の一つの指標である。

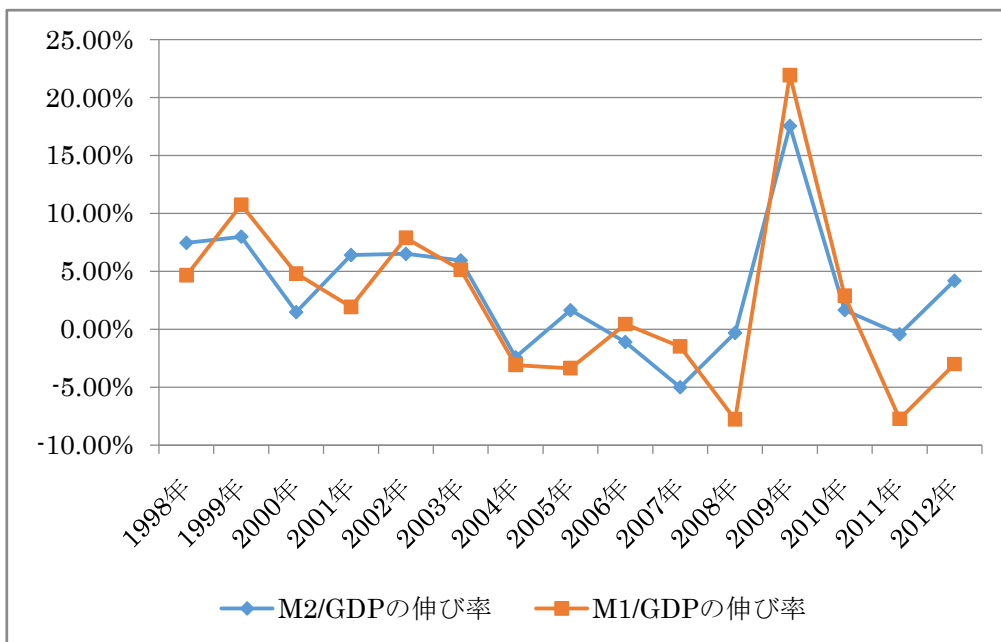
図 4-2 マーシャルの k の推移 (1997-2012)



(データ出所) 中国統計局 HP より作成。

図 4-3 は、1998 年から 2012 年までのマーシャルの k の伸び率を示している。

図 4-3 マーシャルの k の伸び率 (1998-2012)

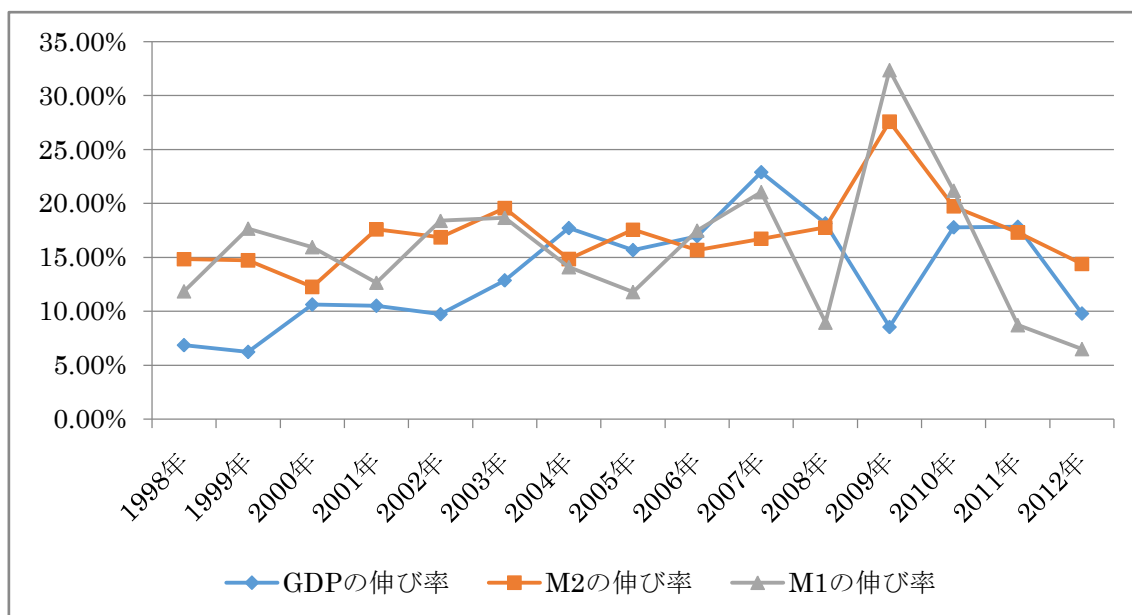


(データ出所) 中国統計局 HP より作成。

図4-3より、2003年までは、正の値をとっていた。一方、2004年以降急にマイナスになった。M1、M2の対GDP比の伸び率は、それぞれ-3.08%、-2.42%であった。その後2008年にかけて、マーシャルのk1のマイナスが続き、2008年は-7.78%に低下した。k2の変化率はプラスになったりマイナスになったりし、2007年は-5%まで低下した。2009年k1、k2は再び急増し、それぞれ21.93%、17.53%になった。その後、k1、k2はまた下落し、2011年にk1はマイナスになり、k2は0~5%の間で変動した。

図4-4は、貨幣供給量とGDPの伸び率を示している。2003年前に貨幣供給量の増加率は14%~20%の間で変化した。GDPの伸び率は年々増加し、1999年の6.25%から2003年には12.87%に上昇した。また、2003年から2004年まで、貨幣供給量の増加率は20%から15%まで低下した。一方、GDPの伸び率は17.71%に上昇した。そのため、2004年マーシャルのkの伸び率はマイナスになった。2004年までは、中国の高度経済成長の下で、銀行貸出の増加、貿易の活発化が貨幣供給量の増加、マーシャルのkの上昇をもたらした。2003年以降、中央銀行は信用リスクを防ぐため、金融引き締めを実施した。特に銀行の貸出に対して、厳しい規制をかけた。その影響を受け、2003年以降の貨幣供給量の増加率が緩くなった。図4-4より、2009年マーシャルのkの変化率急増の原因が確認できる。それは、中国政府の4兆元の景気刺激策で、直接的に、また間接的に貨幣供給量を増加させたからである。一方、金融危機の影響でGDPの伸び率は2008年の18.15%から2009年には8.55%まで低下した。そのため、マーシャルのkの伸び率は異常に変化した。

図4-4 貨幣供給量とGDPの伸び率（1998-2012）



(データ出所) 中国統計局 HP より作成。

2.2 過剰流動性の原因の一つ：ホットマネーと海外直接投資

ホットマネーと海外直接投資²⁷は、過剰流動性に与えた影響も大きい。金融危機後、グローバルな金融緩和で、世界的な過剰流動性をもたらした。インフレが予想されている。そういった中、国際資本はエネルギー輸出国、中国を代表する新興国に流入した。新興市場の豊富な労働力、巨大な市場は外国投資を招いた。そのため、中国の貿易黒字が拡大し、2013年ピークの2,597億ドルの貿易黒字になり、2012年より284億ドル増加した。貿易黒字は外資の流入をもたらした。同時に人民元を発行しなければならず、過剰流動性の問題が深刻になった。また、人民元高の予想の中で、世界中のホットマネーは海外直接投資、証券投資、銀行融資などの形で中国に流入した。そのため、中国は経常収支の黒字、資本収支の黒字といった稀な双子の黒字になった。外貨準備の大幅の増加は、貨幣供給量を増加させた。近年、中国は輸入と輸出を均衡させ、小幅の黒字を目指したが、しかし、長期的な輸出優遇政策で、また外国投資を誘致することで外貨準備は増える一方である。中国人民銀行のデータによると、2013年9月末における、中国の外貨準備は3.66兆ドルに達した。同年の6月末と比べて、1,600億ドル増加した。また、中国の預金金利の自由化以来、金利を下げるため、さらにホットマネーの流入を緩和させるためにも、中央銀行は貨幣供給量を増加させた。そのため、過剰流動性につながった。

2.3 過剰流動性と不動産業

理論分析では、過剰流動性と不動産価格は以下のような因果関係が見られる。まず、過剰流動性による大量発行された貨幣は、物やサービスの価格を上昇させる。フィッシャーの交換方程式 $MV=PQ$ から、過剰流動性は方程式の右辺を増加させ、不動産供給量が一定のままであれば、その価格が上昇する。そして、過剰の流動性による低金利は、不動産会社への貸出、個人の住宅ローンの増加をもたらした。不動産取引が活発になり、不動産価格の上昇につながった。また、消費者の「上がるほど買う」心理で、不動産への需要を高めたことが、不動産価格暴騰の要因としても考えられる。以上のように、過剰流動性は不動産業に流れ込み、不動産価格を上昇させた。

2.4 海外直接投資と不動産業

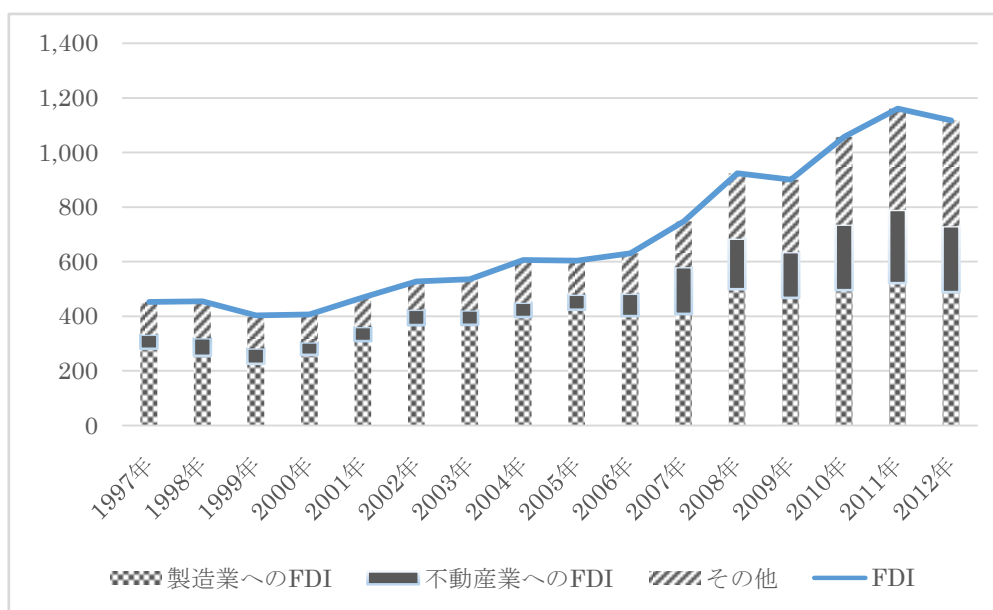
図4-5は1997年から2012年までの海外直接投資金額、製造業へ投資した海外直接投資金額、および不動産業へ投資した海外直接投資金額の推移を示している。

図4-5より、海外直接投資の金額は2009年、2012年を除き、前年より増加している。2009年海外直接投資金額の減少は、理由が二つあると考えられる。第一は、2008年金融危機後経済まだ回復していない中、投資意欲が低かったからである。第二は、中国国内労働力、

27 海外直接投資 (FDI、Foreign Direct Investment)。

土地などのコストが上昇することで、中国への投資の魅力が弱くなり、製造業はベトナム、インドなどの東南アジアへ移転したことである。2009年以降の2年間、グローバルな量的緩和と中国の高度経済成長の予想下で、海外直接投資が再び増加に転じ2011年にはピークの1,160億ドルに達した。製造業への海外直接投資金額は、2011年には521億ドルのピークに達した。不動産業への国際資本の投資金額は、2005年までは50億ドルの規模で、2005年以降急増し2007年171億元に達した。さらに、2011年にはピークの269億元にも上り、7年間で約5倍になった。

図 4-5 産業別の海外直接投資金額（1997-2012）（単位：億ドル）



（データ出所）中国統計局 HP より作成。

表 4-1 は海外直接投資の中で不動産業へ投資した海外直接投資の割合を示している。不動産業 FDI の構成比率を示している。

表4-1 不動産業FDIの構成比率

year	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年
不動産業 FDI の構成比率	11.42%	14.10%	13.86%	11.44%	10.96%	10.74%

year	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年
不動産業 FDI の構成比率	9.79%	8.79%	8.98%	13.06%	22.86%	20.12%

year	2009年	2010年	2011年	2012年
不動産業 FDI の構成比率	18.66%	22.68%	23.17%	21.59%

（データ出所）中国統計局 HP より。

表 4-1 より、2005 年まで 10%前後だが、2005 年からの 2 年間急増し、2007 年に 22.86% に達している。2007 年以降は、20%前後の水準を維持した。2011 年にピークの 23.17% に達し、不動産業へ投資した海外直接投資の金額が増加しつつあることが分かった。

以上の図 4-5 と表 4-1 より、大量の海外直接投資は不動産業に流入していることが分かる。このような資金は不動産業を発展させている。このことによるメリットは多く考えられる。例えば、1) 資本を供給し、不動産業の資本不足を補助すること；2) 不動産の供給と需要を拡大すること；3) 不動産業の競争を強化すること；4) 中国国内の銀行の信用リスクを抑えること；5) 先進的な技術を輸入し、市場を整備することである。一方、マイナスの影響もある。例えば、1) 貨幣政策の独立性と有効性を失うこと；2) 供給バランスを崩すこと；3) 国際収支の不均衡化への進行ことである。そのため、海外直接投資と不動産の価格の間に、どのような連動性があるのかを解明する必要がある。

III 中国不動産価格と流動性の実証分析 (1)

――不動産価格とマーシャルの k の実証分析

1. 先行研究

過剰流動性とは、実質貨幣供給量は均衡水準を上回ることである。多くの研究では、過剰流動性を表す指標として貨幣供給量、銀行貸出・預金の差額、そしてマーシャルの k (M/GDP) など用いていることが多い。戴 (2010) は 2001 年から 2008 年までの過剰流動性、土地価格、不動産価格の四半期データを用いて、その三者の関係について分析した。Granger 因果検定、共和分検定、単位根検定の結果により、過剰流動性は不動産価格より先に土地価格の上昇をもたらしたを検証している。なお、流動性を測る指標として、M2/GDP を用いている。

Sylvain Gouteron、Daniel Szpiro (2005) は、M/GDP を用いて、ユーロ圏、アメリカ、日本、イギリスの 1980 年代以来の過剰流動性と資産価格の関係について分析した。Rasmus Ruffer、Livio Stracca (2006) は、M/GDP を用いて 1980 年代以来のグローバルな過剰流動性について研究した。Walter Orth、Ralph Setzer (2008) は、OECD 国家の過剰流動性と不動産価格について分析した。Chen (2008) は、M/GDP で中国の過剰流動性について実証分析を行った。Chen (2008) は、1990 年から 2007 年にかけて中国の貨幣供給量の伸び率が名目 GDP を大幅に上回ったことは過剰流動性の問題が深刻になったことを意味すると主張している。多くの研究では、通貨を供給しすぎたことが過剰流動性をもたらした結論を付けている。

2. データ

本節では 2001 年 1 月から 2013 年 10 月までの全国新築不動産平均価格と貨幣供給量と GDP のデータの月次データを用いて、単位根検定、Granger 因果関係検定とインパルス反応検定

で、中国不動産市場における不動産価格と過剰流動性との相互関係について実証分析する。各データについての詳細は以下の通りである。

(1) 全国新築不動産平均価格 (HP)

データの連続性と有効性を考慮した上で、ここでは中国統計局の公表された中国全国新築不動産の販売面積と売上高の時系列データを用いる。そして、不動産価格は以下の式で計算する。

$$HP = \text{全国新築不動産の売上高} / \text{販売面積}$$

季節的な要因は不動産価格に著しい影響を与えるので、X12²⁸の季節調整法で全国新築不動産平均価格のデータを整理する。

(2) 過剰流動性 (K)

本章では過剰流動性を表す指標として、マーシャルのkを用いる。貨幣供給量とGDPのデータは中国統計局で公表されたM1、M2と名目GDPの時系列データを用いる。GDPの時系列データは季節の影響を受けているので、まずGDPに対してX12の季節調整法で整理する。次に、マーシャルのkとしては貨幣供給量を名目GDPで割ったもので以下のように定義する。

$$K1 = M1 / GDP$$

$$K2 = M2 / GDP$$

分散の不均一性問題を回避するため、三つ変数に対数を取るようになる。つまり、各変数を以下の通りに表す。

全国新築不動産平均価格 (対数値) : LNHP

過剰流動性 k1 (対数値) : LNK1

過剰流動性 k2 (対数値) : LNK2

3. 実証結果

本節ではLNHPとLNK1、LNK2の間それぞれの関係を検証する。

(1) LNK1とLNHP

第一に、二つの変数の時系列は単位根があるかどうかを検証するためADF検定を行った。単位根検定の結果については表4-2に示している。

28 季節調整法は、経済指標の季節変動を調整するために広く利用されているものであり、現在、行政機関等で利用されている季節調整法は、X-12など4種類の季節調整法である。

表4-2 LNK1とLNHPの単位根検定の結果

変数	I(0)		I(1)		結論
	t 値	p 値	t 値	p 値	
LNK1	-1.268535	0.6436	-19.5239**	0.0000	I(1)
LNHP	-3.110463	0.1076	-2.14855**	0.0309	I(1)

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

上記の結果により、LNK1時系列の検定統計量は「-1.268535」であり、その確率値は「0.6436」なので帰無仮説は採択され、単位根を持つという帰無仮説が採択される。1階差分を取った結果、検定統計量は「-19.5239」であり、その確率値は「0」なので帰無仮説は廃棄され、1%有意で単位根がなくなり定常時系列になった。つまり、I(1)過程が成立している。同様の分析を行うと、LNHP時系列はI(1)過程であることが分かった。

第二に、Granger因果関係検定を通じて、過剰流動性と不動産価格の相互関係を調べる。ラグ数を確定するために、AIC（赤池情報量基準）値を用いた。その結果によると、ラグ数は5の時にAIC値は最も小さい値となった。そのため、Granger因果関係検定をする時に、ラグ数は5まで取った。その結果は表4-3の通りである。

表4-3 LNK1とLNHPの Granger因果関係検定の結果

lags	Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
1	LNK1 does not Granger Cause LNHP	165	8.04574	0.0051**
	LNHP does not Granger Cause LNK1		11.7469	0.0008**
2	LNK1 does not Granger Cause LNHP	164	4.59387	0.0115**
	LNHP does not Granger Cause LNK1		3.60182	0.0295**
3	LNK1 does not Granger Cause LNHP	163	3.87806	0.0104**
	LNHP does not Granger Cause LNK1		1.11584	0.3445
4	LNK1 does not Granger Cause LNHP	162	4.63183	0.0015**
	LNHP does not Granger Cause LNK1		1.85717	0.1208
5	LNK1 does not Granger Cause LNHP	161	3.14372	0.01**

	LNHP does not Granger Cause LNK1		3.10739	0.0107**
--	----------------------------------	--	---------	----------

注: **は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

上記の結果より、ラグ数は1の時に「過剰流動性LNK1から新築不動産平均価格LNHPへの因果関係がない」という帰無仮説は、P値が0.0051であることから有意水準5%で棄却される。一方、「新築不動産平均価格LNHPから過剰流動性LNK1への因果関係がない」という帰無仮説は、P値が0.0008であることから有意水準5%で棄却される。したがって、両者とも因果関係があった。また、ラグ数は2と5の時にも、帰無仮説は有意水準5%で棄却されるので、何れも因果関係があったことが分かった。しかし、ラグ数は3と4の時に「過剰流動性LNK1から新築不動産平均価格LNHPへの因果関係がない」という帰無仮説は有意水準5%で棄却される。一方、「新築不動産平均価格LNHPから過剰流動性LNK1への因果関係がない」という帰無仮説は有意水準5%で採択される。したがって、過剰流動性LNK1から新築不動産平均価格への一方向の因果性が見いだされる。

第三に、インパルス反応検定を通じて、過剰流動性と不動産価格の相互関係を検証した。その結果は図4-6の通りである。

図4-6 LNK1 と LNHP のインパルス反応検定の結果

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

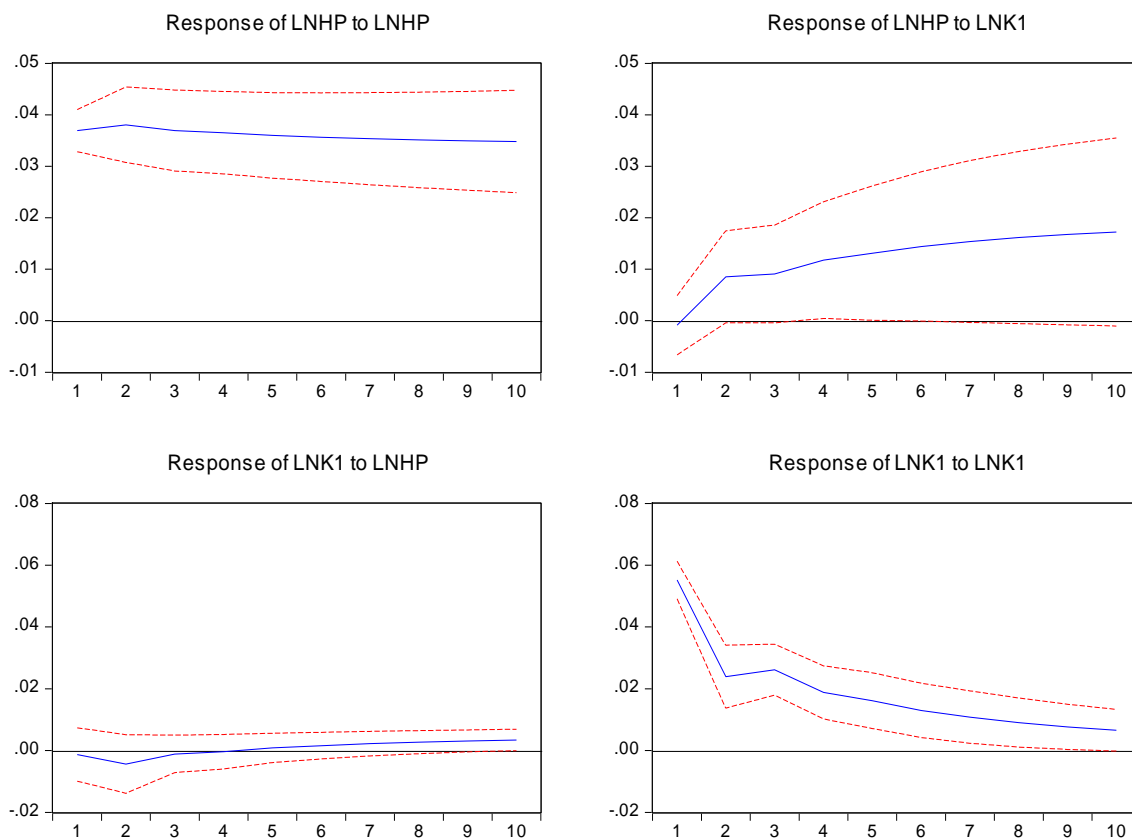


図4-6のLNK1とLNHPのインパルス反応検定の結果より、

- ① 過剰流動性LNK1のショックに対して、新築不動産平均価格LNHPの反応は第1ヵ月ゼロで、第2ヵ月0.01になり、その後0.015の水準にある。流動性のショックに対して、不動産価格の反応は敏感かつ持続的である。
- ② 新築不動産平均価格LNHPのショックに対して、過剰流動性LNK1の反応は第1ヵ月ゼロで、第2ヵ月マイナスになった。第10ヵ月の反応は0.004だった。これは、貨幣の流動性の反応は不動産価格からの影響が低いことを意味する。また、不動産のショックに対して、流動性の負の反応は不動産業が流動性を吸収したことを示している。

(2) LNK2 と LNHP

まず、各変数の単位根検定を行う。その結果については表4-4で表している。この結果により、二つの時系列データはI(1)過程であることが分かった。

表4-4 LNK2とLNHP単位根検定の結果

変数	I(0)		I(1)		結論
	t 値	p 値	t 値	p 値	
LNK2	0.862355	0.9948	-20.12222**	0.0000	I(1)
LNHP	-3.110463	0.1076	-2.148552*	0.0309	I(1)

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

次に、Granger因果関係検定する前に、ラグ数を確定するために、AIC（赤池情報量基準）値を用いた。その結果、ラグ数は4の時にAIC値は最も小さい値となった。そのため、Granger因果関係検定をする時に、ラグ数は4まで取った。LNK2とLNHPのGranger因果関係検定の結果は以下の表4-5の通りである。

表4-5 K2とLNHPのGranger因果関係検定の結果

lags	Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
1	LNK2 does not Granger Cause LNHP	165	3.34585	0.00692**
	LNHP does not Granger Cause LNK2	165	15.0007	0.0002**

2	LNK2 does not Granger Cause LNHP	164	1.90003	0.1529
	LNHP does not Granger Cause LNK2	164	2.61969	0.076
3	LNK2 does not Granger Cause LNHP	163	1.79731	0.15
	LNHP does not Granger Cause LNK2	163	0.6108	0.609
4	LNK2 does not Granger Cause LNHP	162	1.19322	0.3161
	LNHP does not Granger Cause LNK2	162	0.53199	0.7124

注: **は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

上記の結果より、ラグ数は1の時に「過剰流動性LNK2から新築不動産平均価格LNHPへの因果関係がない」という帰無仮説は、P値が0.00692であることから有意水準5%で棄却される。一方、「新築不動産平均価格LNHPから過剰流動性LNK2への因果関係がない」という帰無仮説は、P値が0.0002であることから有意水準5%で棄却される。したがって、両者とも因果関係があった。

最後に、LNK2とLNHPのインパルス反応検定を行った。結果は図4-7で示している。

図 4-7 LNK2 と LNHP のインパルス反応検定の結果

Response to Generalized One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

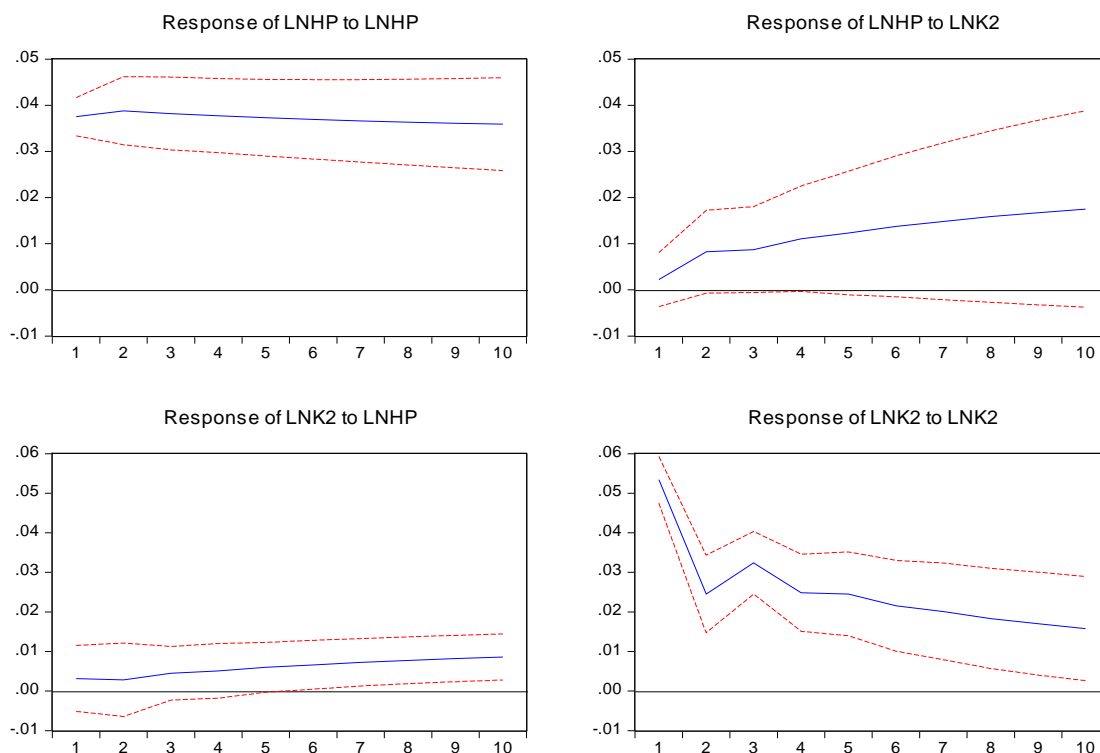


図4-7のLNK2とLNHPのインパルス反応検定の結果より、

- ① 過剰流動性LNK2のショックに対して、新築不動産平均価格LNHPの反応は次第に大きくなり、最終的に0.015の水準にある。それは、 k_1 の反応とほぼ一致した。
- ② 新築不動産平均価格LNHPのショックに対して、過剰流動性LNK2の反応は0.008の水準にある。これにより、不動産価格の上昇は過剰流動性をもたらしたことを意味する。過剰流動性LNK1と異なった結果になった。

4. 解釈

- (1) Granger因果関係検定の結果から、過剰流動性と新築不動産平均価格の間に両方向因果関係がある。つまり、流動性の変化と不動産の価格お互いに影響を与える。
- (2) インパルス反応検定の結果から、新築不動産平均価格LNHPは流動性のショックに対して反応が比較的に大きい。一方、流動性指標は新築不動産平均価格LNHPのショックに対して反応が低い。この結果は、Granger因果関係検定により実証された（ラグ数は3と4の時は過剰流動性 k_1 から新築不動産平均価格への一方向の因果性が見いだされる。つまり、過剰流動性 k_1 から新築不動産平均価格への因果関係のほうが強い。）。
- (3) 過剰流動性の指標 k_1 は新築不動産平均価格LNHPのショックに対して負の反応が出たが、三ヵ月目から反応が正になり続ける。それは、短期的には、不動産業が貨幣市場の過剰の流動性を吸収したが、長期的には流動性をもたらしたことを意味する。一方、過剰流動性の指標 k_2 は正の反応を示しており、それは不動産業が過剰流動性をもたらしたことを意味する。このような結果になったのは、 M_1 と M_2 の以下の定義から解釈できる。

M_1 : 現金通貨 (M0) + 企業預金 + 軍隊預金 + 農村預金 + 個人クレジットカード類預金

M_2 : M_1 + 住民預金 + 企業定期預金 + 外貨預金 + 信託類預金

2013年、一家族は初めて新築住宅を買う時に頭金が全額の約2割から3割で、二回目新築住宅を買う時に頭金は全額の約5割から7割になった。そして、住宅を購入する際全額現金で支払いすることも多い。そのため、不動産価格が上昇するとき、住むための購入や投機などで現金を使用するので、 M_1 が減少しある程度流動性を吸収した。不動産価格の上昇は外国直接投資をもたらすため、 M_2 の中の外貨預金が増加する。また、家を買うため預金する人も多いため、不動産価格が上昇し始めたとき、 k_1 の反応が負で k_2 の反応が正になる。

IV 中国不動産価格と流動性の実証分析 (2)

— 不動産価格と海外直接投資の実証分析

近年、中国高度経済成長と人民元高の予想の背景の中で、国際資本は直接投資、証券投資などを通して中国に流入している。そのため、中国の外貨準備高が急増した。2013年6月末、外貨準備高が3.5兆ドルにも達しており、世界で外貨準備高が最も多い国になった。外国投資家による不動産業への投資は年々増加し、投資額が投資先の中で2番目となった。

国際資本はキャピタルゲインを狙い、中国不動産への投資を行った。そのため、不動産への需要を高めて、不動産価格が高騰した。さらに、不動産投資の巨大な利益は、外国投資家による中国不動産への投資に拍車をかけた。以上のように、不動産価格の上昇と海外直接投資の増加が互いに影響を与えたように見えるが、しかし、実際に中国不動産の価格と海外直接投資の間どのような関係があるのか検証する必要がある。そのため、本節では海外直接投資と中国不動産価格のお互いの影響について実証分析を行う。

外資とは、外国投資の略称で、外国からの国際資本のことである。「外国」の定義としては、欧米などの先進国のことで、香港、マカオ、台湾などの地域も含まれている。改革開放のはじめの時、国際資本の投資先は主に通信設備、コンピューターなどの電子設備製造業であった。その後、1998年住宅福祉配布制度の廃止をきっかけに、不動産業への国際資本の投資が大幅に増加した。また、不動産業への外国投資の制限を設けておらず、地方政府の国際資本の誘致も追い風となった。特に、地方政府が割安で土地の使用権を譲渡することや外国資本による不動産の転売の際に替管理制度の不備で、国際資本が中国不動産投資の形で自由移動できるようになった。

1. 先行研究

劉晴(2006)では、上海住宅価格の上昇はある程度、上海不動産業へ投資する海外直接投資の増加をもたらした。しかし、FDIの増加は上海住宅価格の上昇に影響を与えていなかった。劉晴は1996年から2005年のデータを用いて、海外直接投資による上海不動産価格への影響について共和分検定とGranger検定を行った。その結果、海外直接投資と上海不動産価格の間に共和分関係があった。また、Granger検定結果により、不動産価格から海外直接投資への一方向の因果性が見いだされた。一方、海外直接投資から不動産価格への一方向の因果性が見えなかった。つまり、上海住宅価格の上昇はある程度、上海不動産業へ投資した海外直接投資の増加をもたらした。しかし、上海不動産業へ投資した海外直接投資の増加は上海住宅価格の上昇に影響を与えていなかった。

Min liang and Sunghoon Yoon(2011)は、アメリカ商業不動産市場へ投資した海外直接投資の決定要因について実証分析した。特にアメリカ商業不動産市場へ投資した海外直接投資に影響をおよぼす要因と外国投資家の投資地方の選好について検証した。2002年から

2006年までのパネルデータを用いて、モデルを構築し、GDP、GDPの成長率、全国投資レベル、為替レート、利子率は主要な先進国からアメリカへのFDIにどのように決定しているのかについて検証した。この結果では、国の経済成長は外国投資よりもむしろ国内投資を促進していることが確認された。

大野早苗(2008)は、国際的過剰流動性と中国住宅市場のバブルの関係について実証分析を行った。そこでは、海外資本流入から住宅販売への影響が顕著であり、海外直接投資などの資本流入形態により国際的過剰流動性が中国の住宅市場に流入していた可能性が示唆された。また、都市商業銀行などの新興銀行の融資が急増している状況から、海外資本流入の影響に加えて、間接的経路により住宅市場の過熱化が進んだ可能性も示された。

2. データ

本節では2003年2月²⁹から2012年12月まで全国新築不動産平均価格と不動産業へ投資した海外直接投資金額の月次データを用いて、単位根検定、共和分検定、インパルス反応検定とGranger因果関係検定により、中国不動産市場における全国新築不動産平均価格と海外直接投資の間の相互関係について実証分析する。各データについての詳細は以下の通りである。

(1) 全国新築不動産平均価格 (HP)

データの連続性と有効性を考慮した上で、ここでは中国統計局の公表された中国全国新築不動産の販売面積と売上高の時系列データを用いる。そして、不動産価格は以下の式で計算する。

全国新築不動産平均価格 = 全国新築不動産の売上高 / 販売面積
季節的な要因は不動産価格に著しい影響を与えるので、X12の季節調整法で全国新築不動産平均価格のデータを整理する。

(2) 不動産業へ投資した海外直接投資金額 (RFDI)

海外直接投資金額のデータは中国商務部で公表する月次データを用いる。表4-1から、海外直接投資の総額の内、毎年不動産業へ投資した海外直接投資の割合は一定ではないことが分かった。海外直接投資金額のデータを直接に用いると、分析の結果に影響を及ぼす

29 金晓敏(2008)は不動産業へ投資した海外直接投資を四段階に分けている。

第一段階(1985~1991年): 萌芽期

第二段階(1992~1997年): 発展段階

第三段階(1998~2002年): 安定期

第四段階(2003~): 高度成長期

本章では、2003年2月からの高度成長期において、海外直接投資と不動産価格の相関について分析する。

可能性が高い。また、不動産業へ投資した海外直接投資金額は年次データしかないので、本節では不動産業へ投資した海外直接投資金額を以下の式で定義する。

不動産業へ投資した海外直接投資金額 = FDI × FDI 不動産の構成比率 (表 4-1)

不動産業へ投資した海外直接投資金額の季節要因を取り除き、RFDI に季節調整を行った。

分散の不均一性問題を回避するため、二つ変数に対数を取ることになる。

つまり、各変数を以下の通りに表す。

全国新築不動産平均価格 (対数值) : LNHP

不動産業へ投資した海外直接投資金額 (対数值) : LNRFDI

3. 実証結果

まず、二つの変数の時系列は単位根があるかどうかを検証するため ADF 検定を行った。単位根検定の結果については表 4-6 に示している。

表 4-6 LNHP と LNRFDI 単位根検定の結果

変数	I (0)		I (1)		結論
	t 値	p 値	t 値	p 値	
LNHP	-2.738569	0.2234	-8.773703**	0.0000	I (1)
LNRFDI	-1.226856	0.6612	-15.40348**	0.0000	I (1)

注：**は 1% 有意で帰無仮説を棄却することを示す。

上記の結果により、二つの変数の時系列データに単位根があり、非定常時系列データであることがわかった。1 階差分を取った結果、1% 有意であり、単位根がなくなり定常時系列になった。つまり、I(1) 過程である。

次に、LNHP と LNRFDI の時系列に共和分検定を行った。検定方法としては E-G テスト³⁰を応用した。LNHP を被説明変数、LNRFDI は説明変数として、最小二乗法で回帰分析を行う。その誤差に ADF 検定を行った。

結果は表 4-7 で示している。表 4-7 から、結果は 1% 有意であり、帰無仮説が棄却される。LNHP と LNRFDI の間に共和分関係があることが分かった。

30 E-G (Engle-Granger) テスト: まず二つの変数の定常性を検証する。非定常性変数は OLS 回帰分析を行い、誤差に ADF 単位根検定を行う。もし誤差時系列が定常であれば、つまり、帰無仮説が棄却されたら、二つの変数の間に共和分しているということである。

表4-7 LNHPとLNRFDIの残差のADF検定結果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.699171	0.0072**
Test critical values:	1% level	-2.584539	
	5% level	-1.943540	
	10% level	-1.614941	

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

次に、Granger因果関係検定する前に、ラグ数を確定するため、AIC（赤池情報量基準）値を用いた。この結果、ラグ数は3の時にAIC値は最も小さい値となった。そのため、Granger因果関係検定をする時に、ラグ数は3まで取った。LNHPとLNRFDIのGranger因果関係検定の結果は、以下の表4-8の通りである。

表4-8 LNHPとLNRFDIのGranger因果関係検定の結果

lags	Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
1	LNRFDI does not Granger Cause LNHP	119	0.14243	0.7066
	LNHP does not Granger Cause LNRFDI		12.5973	0.0006**
2	LNRFDI does not Granger Cause LNHP	118	0.18544	0.831
	LNHP does not Granger Cause LNRFDI		4.17964	0.0177**
3	LNRFDI does not Granger Cause LNHP	117	0.37348	0.7723
	LNHP does not Granger Cause LNRFDI		2.48582	0.0644*

注：**は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の Granger 検定結果から、全国新築不動産平均価格から海外直接投資への一方向の因果性が見いだされる。一方、海外直接投資から全国新築不動産平均価格への一方向の因果性が見えなかった。

また、インパルス反応検定を通じて、海外直接投資と全国新築不動産平均価格の相互関係を検証した。その結果は図4-8の通りである。

図4-8 LNHPとLNRFDIのインパルス反応検定の結果

Response to Generalized One S.D. Innovations ?2 S.E.

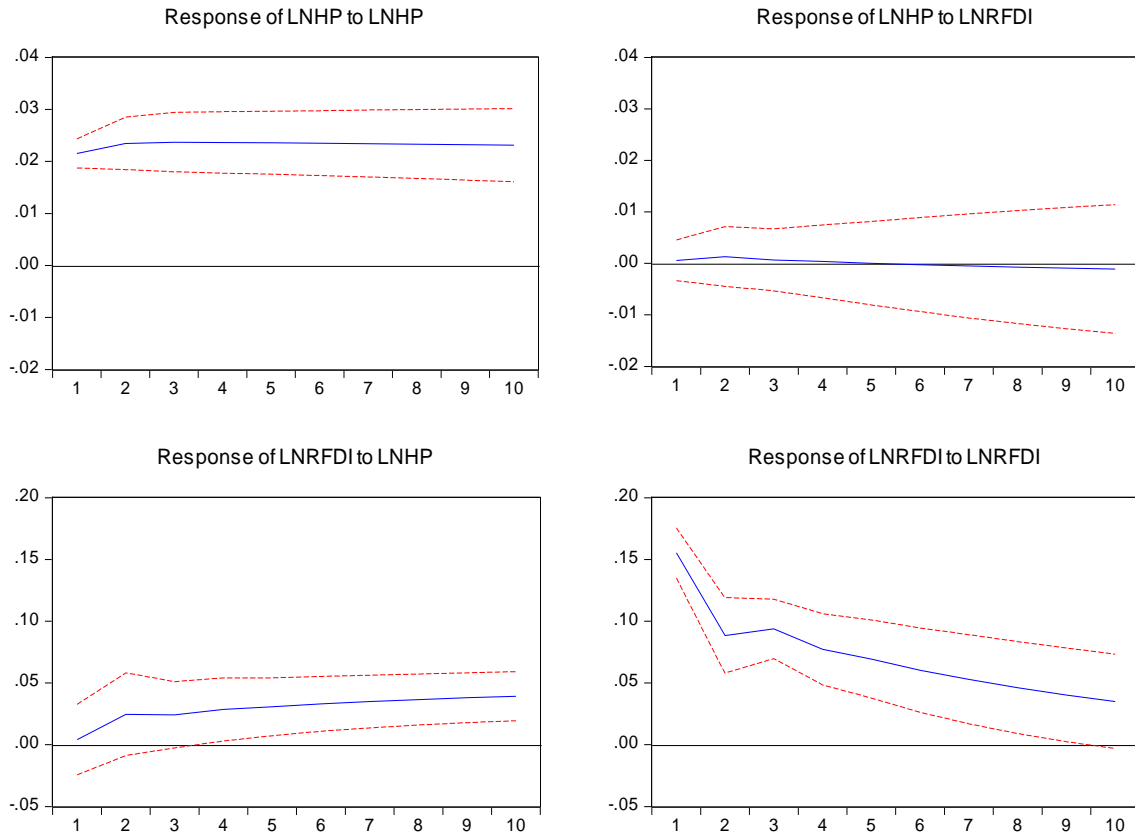


図4-8のLNHPとLNRFDIのインパルス反応検定の結果より、以下のことが確認できた。

- ① 海外直接投資のショックに対して、全国新築不動産平均価格の反応はゼロに近い。
- ② 全国新築不動産平均価格のショックに対して、海外直接投資はすぐ反応し、そして反応が次第に強まる。不動産価格の上昇は海外直接投資の増加をもたらしたことを意味する。

4. 解釈

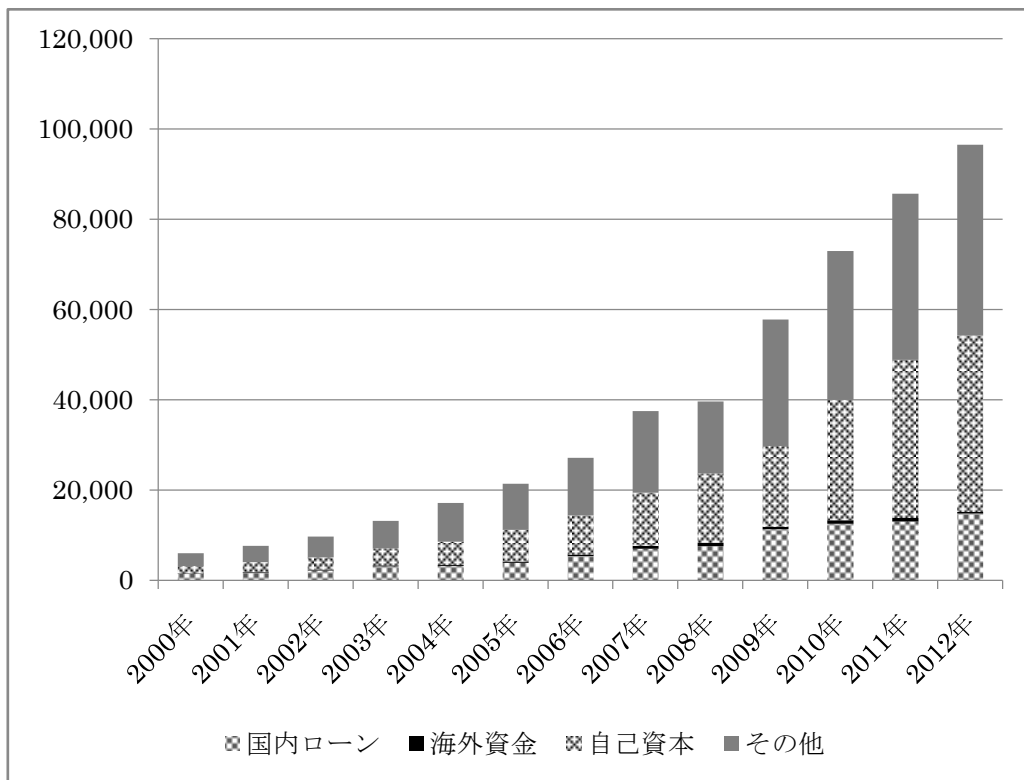
- (1) 実証分析の結果により、全国新築不動産平均価格から海外直接投資への一方向の因果性が見いだされる。さらに、不動産価格の上昇が海外直接投資の増加に与える影響が長期的にある。近年、中国不動産価格の暴騰は、不動産投資の巨大な利益をもたらした。国際資本は人民元高を狙うと同時に、リターンが高い業界にも積極的に投資している。不動産業への投資は通信情報業に次いで投資額が2番目の業界になった。不動産業に投資した理由は、その業界の高い利益率である。財務省の調査によると、

不動産業以外の業界の平均利益率は10%を下回って、7%~8%が多い。一方、2005年の不動産開発会社の平均利益率は26.79%にも達した。また、最近10年不動産価格は4倍も上昇しているため、不動産業の巨大な利益は国際資本の流入をもたらした。

(2) 海外直接投資から不動産価格への一方向の因果性が見えなかった。不動産価格への影響は限定的である。その原因は二つある。

① 図4-9は2000年から2012年までの不動産業へ投資した資金源を示している。資金源の内、海外資金は2000年の168.7億元から2009年にピークの790.68億元に達した。量的には増えたが、資金の全額からみると、海外資金はほんのわずかだということが分かった。

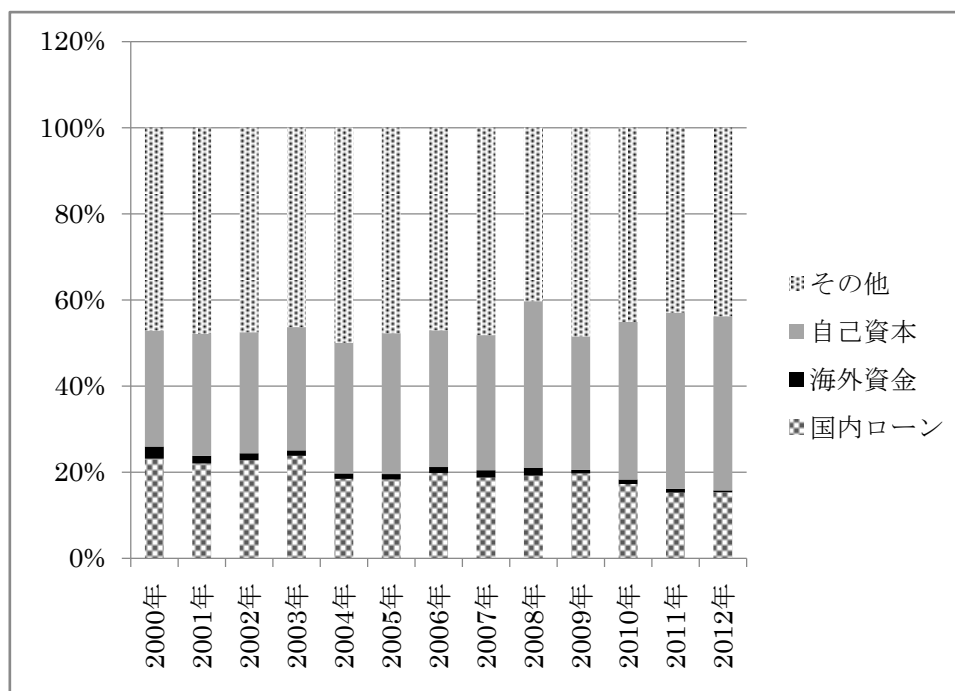
図4-9 不動産業へ投資した資金源別の投資金額（2000-2012）（単位：億元）



(データ出所) 中国統計局 HP より作成。

図4-10は不動産業へ投資した資金源別の構成比率を示している。つまり、不動産業へ投資した資金の中で、それぞれの資金源の構成比率のことである。図4-10より、海外資本の割合は0.42%から2.81%までの区間の中で上がったり下がったりして変動していることが分かった。

図 4-10 不動産業へ投資した資金源別の構成比率（2000-2012）



（データ出所）中国統計局 HP より作成。

不動産業へ投資した資金の内、海外直接投資の割合は表 4-9 で示している。表 4-9 より、近年不動産業へ投資した FDI の構成比率は減少一方である。2000 年にピークの 2.25% で、その後、1% 前後で動き、2012 年に底につき 0.37% となった。そのため、海外直接投資は新築不動産業に与えた影響は大きくないと考えることができる。

表 4-9 不動産業へ投資した資金源 FDI の構成比率

year	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年
海外直接投資	2.25%	1.38%	1.27%	0.88%	0.83%	0.80%	1.12%

year	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年
海外直接投資	1.30%	1.60%	0.70%	0.92%	0.80%	0.37%

（データ出所）中国統計局 HP より。

- ② 国際資本は中国に流入する際、二つの経路がある。第一は、供給側の要因である。中国国内の不動産会社は、銀行などの資金面の関係で融資の枠が限られており、開発のコストが高まっている。そのため、国内不動産会社による新規開発の面積、

件数には限界がある。国際資本は中国国内の不動産会社を買収して、新たな開発を行う。物件を供給することによって、不動産価格を下げる効果がある。第二は、需要側の要因である。キャピタルゲインを狙った国際資本は、不動産物件に直接投資し、需要を高めて不動産価格の上昇に拍車をかけた。以上のように、プラスとマイナスの要因が相殺し、海外直接投資の増加が不動産価格の上昇をもたらしたとは一概に言えない。

そのため、海外直接投資から不動産価格への一方向の因果性が見えなかったと判断できる。

- (3) 海外直接投資のメリットとしては、不動産業に資金供給することで不動産業の発展を促進し、不動産業の競争力を高めた。また、国際資本流入に伴う外国先端の技術、経営理念の導入は、中国不動産市場の発展にもつながったと考えられる。一方、デメリットとしては、中国の国際収支のバランスをくずし、人民元高に拍車をかけた。そのため、中国金融政策の独立性と有効性が弱まった。また、外資による高級住宅の大量開発は中国不動産市場の需要供給関係に大きな影響を与えた。

V おわりに

貨幣の流動性は経済発展にプラスの影響を与えた一方、過剰流動性は不動産価格の上昇をもたらした。不動産価格が上昇し始めたとき、貨幣供給量の中で流動性の高いものが吸収され、それに対して、外国直接投資、住民の預金が増加する。長期的に、不動産価格の上昇は流動性の増加をもたらす。そのため、流動性と不動産価格の間ではお互いに影響を与えているという結論になった。多くの研究では外資の流入は中国の不動産価格の上昇に拍車をかけたと主張されているが、本章の実証結果から見ると、不動産価格の高騰は海外直接投資の流入をもたらしたが、FDIの流入は中国の不動産価格の上昇に与えた影響は少ない。以上の結果を踏まえ、中国政府は流動性を合理的な範囲以内に抑えるよう、金融、法律、政策あらゆる方面で対策を講じるべきである。とりわけ、国際資本による不動産への投資をコントロールしながら、中国不動産市場の健全な発展を確保すべきである。

第五章 J-REIT のパフォーマンスに関する実証分析

一株市場、債券市場、不動産市場との比較視点から一

I はじめに

不動産投資信託（REIT: Real Estate Investment Trusts）は、一般投資家から調達した資金を異なる地域や異なるタイプの不動産（オフィスビル、住宅、商業施設、物流施設、ホテル、シニア住宅、インフラ施設等）に投資する金融商品である。投資先不動産の賃貸収益や売却益は、REIT の収益源として投資家に分配される。不動産賃料収入は一般的に安定している。加えて、配当可能な利益の 90% を超える額を投資家に分配する等の要件を満たすことで法人税がほぼ免除されるため、REIT は配当利回りが高く、長期安定の投資先とみなされている。REIT 商品は株式と同様に証券取引所に上場され、証券会社を通じて売買可能である。そのため、投資家にとっては小口で不動産市場に投資できる。しかも、投資家のポートフォリオのリスク分散にも貢献する新たな投資先として評価されている。

REIT はミドルリスク・ミドルリターンであり、リスク・リターンの特性として株式と債券の中間にあると考えられるが、J-REIT 市場創設以来、REIT のリスク・リターンの特性は大きく変化してきた。本章の目的は J-REIT と株市場、国債市場、不動産市場を比較したうえで、REIT のリスク・リターンの特性とパフォーマンスを考察することである。加えて、実証分析によって J-REIT と株市場、国債市場、不動産市場の三つの市場との連動性について検証する。

本章の構成は以下の通りである。まず、第 1 節では、東証 REIT 指数を用いて、2001 年 9 月から 2015 年 2 月までの日本版 REIT である J-REIT 市場の推移をまとめている。第 2 節では、REIT のリスク・リターンの特性とパフォーマンスに関する先行研究を整理する。第 3 節では、まず、J-REIT のリターンと株、債券、不動産収益率等との間の相関係数、平均値、標準偏差等を比較した上で、J-REIT のリスク・リターンの特性を考察する。また、ジェンセンのアルファを用いて、J-REIT のリターンのパフォーマンスを評価する。次に、CAMP モデルによる REIT の超過リターンを分析し、Johansen の共和分検定を用いて、REIT と株市場、国債市場、不動産市場の連動性を検証する。最後に第 4 節では、本章のまとめと今後の課題について述べる。

II J-REIT 市場の発展

不動産市場への資金供給の新たな回路を作るために、日本に独特な REIT 市場が開設された。J-REIT は会社型の投資信託に分類される。2001 年 9 月 10 日に、日本ビルファンド投

資法人とジャパンリアルエステイト投資法人は、初めての不動産投資信託として東京証券取引所に上場した。2003年4月1日に、東京証券取引所で上場しているREITの全銘柄を対象とした東証REIT指数の公表が開始された。この指数はJ-REIT市場のベンチマーク的な役割を果たしてきた。図5-1と図5-2はそれぞれ東証REIT指数(配当なし)³¹の推移と東証REIT指数(配当込)の推移を表している。図5-3は東証REIT指数銘柄数と時価総額の推移を表している。

図5-1と図5-3より、2003年3月から2007年5月までの約4年間、東証REIT指数はほぼ一本調子で上昇を続け、2007年5月31日にピークの2,612.98ポイントに達し、銘柄数と時価総額もそれぞれ最初の2本、2,463億円から41本、68,152億円まで上昇した。市場規模は約28倍にまで拡大した。この約4年間は「金融安定期」とも言える。

その後、アメリカのサブプライム・ローンに端を発した世界的な金融危機の影響を受け、本格的な価格下落局面を迎え、東証REIT指数は急激に下落した。2008年10月28日には、東証REIT指数は最安値の704.46ポイントとなった。ピーク時から約マイナス73%下落した。図5-3より、時価総額も2008年11月に25,276億円まで減少し、ピークの時より約マイナス62.9%下落した。2008年10月9日には、ニューシティ・レジデンス投資法人がJ-REITとして初めて民事再生手続開始を申請し、銘柄数はその後も減少した。そのため、2007年6月から2008年12月までは「金融不安期」とも言える。

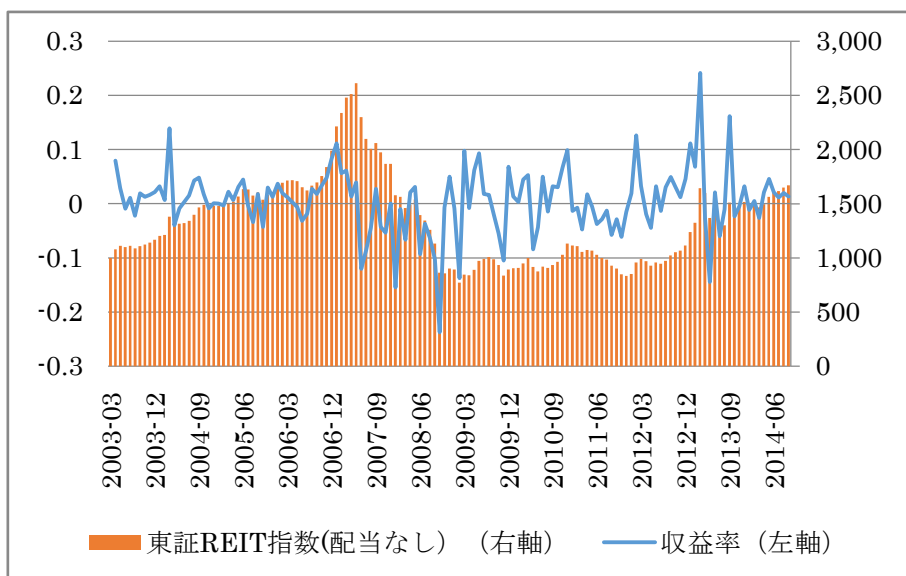
2008年12月に政府によるREIT向け救済案の報道後、東証REIT指数は下落基調から持ち直した。その後、不動産市場安定化ファンドの設立やスポンサー交代・合併を通じた市場再編を行い、特に低価格の銘柄で懸念されていた李ファイナンスに従うデフォルトリスクが後退し、J-REIT市場の信用不安が一旦落ち着いた。しかし、不動産賃貸市況の低迷により収益は減少し、金利及び融資コストが増加し、REIT市場の見通しが厳しくなった。市場再編期待と不動産市場の先行き不透明感が抵抗する状態になっているため、2010年9月まで、東証REIT指数は900から1000ポイントまでの範囲で上がったり下がったりしながらも、時価総額は徐々に増加し3兆円に達した。

2010年10月5日に、日銀の追加金融緩和の金融政策として、資産買入の基金を創設しREITを買入対象に含むことを発表した。買入限度額が500億円であり、時価総額3兆円のREIT市場にとっては小さい比率だが、日銀からの有力な買い支えは市場に一定の影響を与えた。その後、安定的な上昇基調となっていたが、2011年3月11日東日本大震災と原発の影響を受け、REITの公募増資及び物件取得は一旦中止になり、REIT市場の見通しは再び不

31 東証REIT指数は、東京証券取引所に上場している不動産投信(J-REIT)全銘柄を対象とした「時価総額加重型」の指数である。算出方法は、基準時を2003年3月31日の終値に置き、その日の時価総額を1,000として、その後の時価総額を指数化したものである。有償増資、新規上場、上場廃止等、市況以外の要因による時価総額の変動に影響されないよう時価総額を修正し、指数の連続性が確保されている。

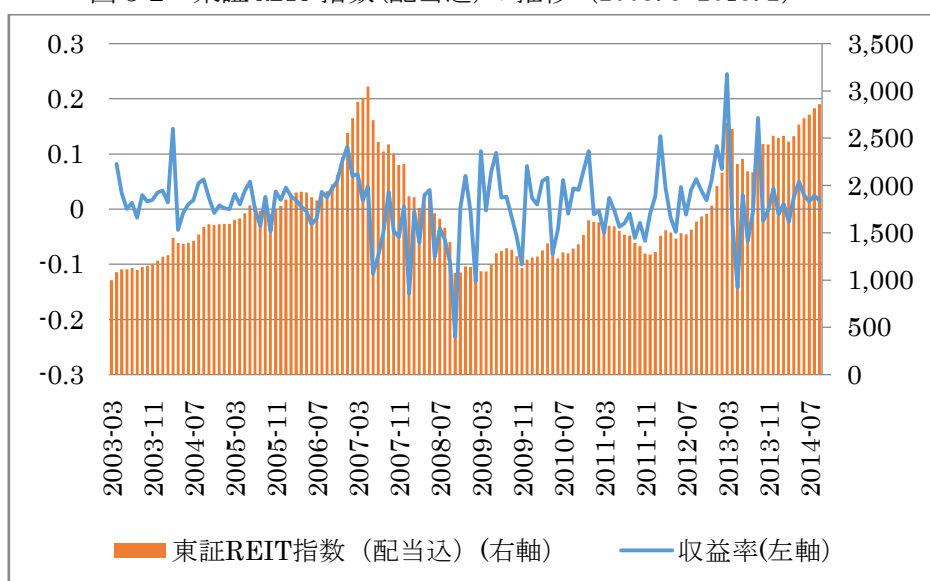
透明になった。2011年第3四半期に、米国の債務上限問題と欧州の債務危機は深刻化した。2011年末まで、時価総額と東証REIT指数は減少する一方である。東日本大震災前3.67兆円に上った時価総額は3兆円以下の2.94兆円まで減少し、東証REIT指数は834ポイントまで、銘柄数は34個まで低下した。その間、日銀から為替介入追加緩和政策が発表され、欧米の債務危機の懸念が後退したことに加え、2012年1月からREITは下落基調に歯止めが掛かった。

図5-1 東証REIT指数(配当なし)の推移(2003.3-2015.2)



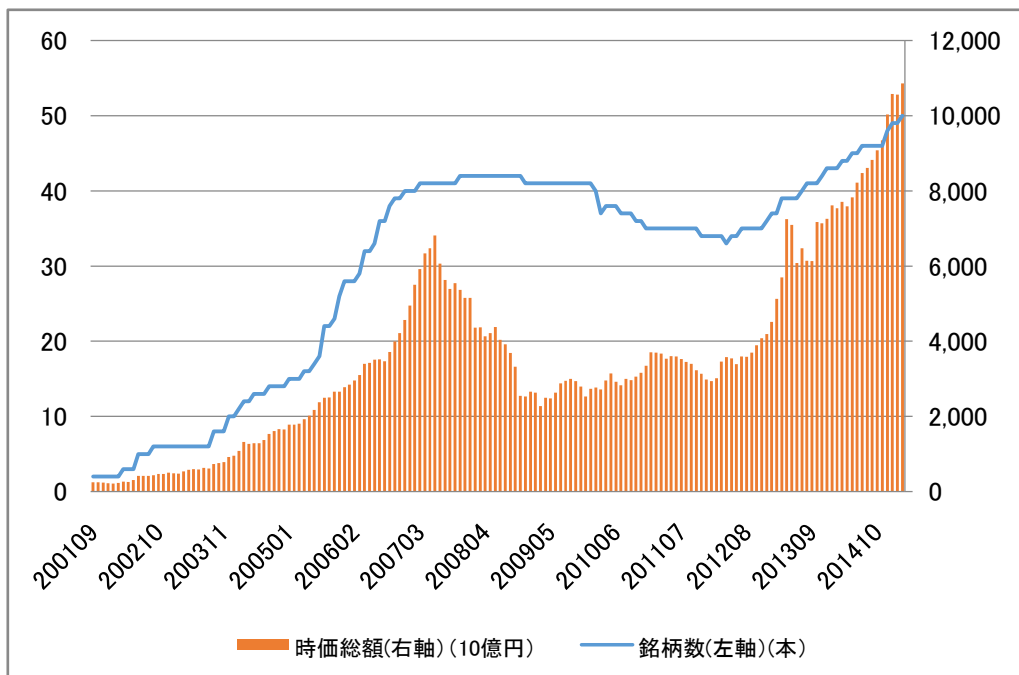
(データ出所) ARES J-REIT Databook より作成。

図5-2 東証REIT指数(配当込)の推移(2003.3-2015.2)



(データ出所) ARES J-REIT Databook より作成。

図 5-3 東証 REIT 指数銘柄数と時価総額の推移 (2001.9-2015.2)



(データ出所) ARES J-REIT Databook より作成。

2012年12月、自民党総裁の安部氏が脱デフレの政策を公表し、更なる金融緩和姿勢を示し、REIT市場は敏感に反応し、東証REIT指数は一気に1,100ポイントを超え1,115ポイントになった。時価総額は2012年10月から2012年12月までわずか3ヵ月で4兆円から5兆円に達した。銘柄数は2012年3月の最小個数33本から12月の37本まで増加した。その後、上昇の基調になり、早いスピードで増加した。2015年2月まで、東証REIT指数は1,905.61ポイントで、時価総額は10.86兆円、銘柄数は50本にまで増加した。2009年1月から2015年2月までは「政策支援後の回復期」とも言える。

III 先行研究

J-REITのパフォーマンスを分析するため、まずJ-REITのリスク・リターンの特性に関する論文をサーベイし、それからJ-REITと他の市場の連動性に関する実証分析の先行研究をサーベイする。

第一に、J-REITのリスク・リターン特性に関する研究として、以下の先行研究が挙げられる。三菱UFJ信託銀行の受託運用部(2013)はJ-REITのリターンに影響を与えられとされる不動産、株式、債券(金利)の三つの要因を用いて2003年4月から2012年10月までのJ-REITのリターンへの影響を検証した。株式、債券、不動産の三つの市場を表す説明変数としては、TOPIX(配当込み)指数、NOMURA BPI総合指数と三鬼商事が公表している東京

都心5区のオフィス平均募集賃料を取り上げ、被説明変数としては配当込み東証REIT指数を用いている。分析期間は配当込み東証REIT指数が公表されている2003年4月から2012年10月までを対象としている。さらに、分析期間を三つに分けて検証している。それぞれ、2003年4月から2007年6月までの市場拡大期、2007年7月から2008年11月までの信用不安期と2008年12月から2012年10月までの市場安定・政策支援期と名付けている。全期間から見ると、J-REITのリターンは株式、債券、不動産の三つのファクターで約45%を説明できる結果となっている。株式と債券はJ-REITのリターンに有意な影響を与えたが、不動産については必ずしも有意な結果とはなっていない。期間別の結果としては、株式はJ-REITのリターンに有意な正の影響を与えたが、債券と不動産は期間によって、異なった結論になることが明らかにされた。

また、住信基礎研究所(2007)は、マルチファクター・モデルを用いて、J-REITのトータル・リスクをシステムティック・リスクとスペシフィック・リスクに分解した。株式、債券、不動産の三つの市場ファクターを使って、J-REITのリターン変動を説明している。この論文ではJ-REIT(STBRI J-REIT 総合インデックス)を、株式(配当込みTOPIX)、債券(NOMURA BPI 総合リターン)、不動産(三鬼商事が公表している東京都心5区オフィスビル平均賃料変化率)を説明変数とし、各指数の月次リターンを用いて回帰分析を行った。2001年10月から2007年2月までの全分析期間を通じて、株式と債券はJ-REITリターンに対して有意であるが、説明力は7%程度で弱い。一方、不動産市場に市況変化が起ったため、J-REITと不動産の相関は分析期間によって大きく異なった。2001年10月から2004年11月までの外部成長期³²では、J-REITと不動産は負の相関になったのに対して、2004年12月から2007年2月までの年内部成長期³³では正の相関が強まっている。特に、内部成長期では、不動産は株式と債券の合計以上にJ-REITリターンに重要な影響を与えていることが示されている。

さらに、大橋・紙田・森(2003)は、2001年9月14日から2003年3月28日までの週次データを用いて、J-REITのリスク・リターンについて分析を行っている。その結果、J-REITは概ねリスクに見合ったフェアなリターンを生み出していたことが明らかにされている。これまで、金融市場の連動性に関する研究は株を対象にした論文が多く存在しているが、REITとの連動性を実証した先行研究の数は少ない。J-REITと他の市場の連動性に関する分析として、以下の先行研究が挙げられる。大橋・紙田・森(2003)は、市場開設からしば

32 外部成長とは低い資金調達コストで高い利回りが期待できる不動産を新規に取得することによる成長である。不動産を新規取得することによって、リートの規模が拡大し、リスクも分散でき、成長に繋がる。

33 内部成長とは保有している不動産を活用することによる成長である。例えば、保有不動産の稼働率の上昇や賃料の上昇、あるいは、経費コストの削減や資金調達のコストを下げることによる成長を意味する。

らくの間、J-REIT リターンは株価一般のリターンと強い連動性を示したが、2002 年半ばからその連動性は低下したことを明らかにしている。そして、独自の変動を強めつつ、債券や電力・ガスといった公益株に代表される高配当利回り・低ベータ（景気との低相関性）株式のリターンとの連動性も上昇していることを確認している。

また、伊藤（2013）は Johansen 共和分検定を用いて、REIT 市場の国際間での連動性を検証した。その結果、2003 年 3 月 31 日から 2007 年 2 月 7 日までの期間では北米、欧州、日本、オセアニアの四つ市場の REIT 指数は共和分の関係にあり、中長期的には乖離することなく推移していることが明らかになった。一方、2007 年 2 月 8 日から 2012 年 8 月 9 日の期間では四市場の REIT 指数に関して、共和分の関係は一つも見出されなかったため、リーマン・ブラザーズの経営破たんやユーロ圏の財政危機のように金融市場が混乱した時代には、四市場の REIT 指数は中長期的には乖離して推移したことが示されている。

IV J-REIT と株市場、国債市場、不動産市場の比較

J-REIT 市場創設以来、REIT のリスク・リターンの特性は大きく変化してきた。時期によって、他の資産との相関性が異なり、収益（リターン）とボラティリティの変動（リスク）も異なる。J-REIT は元々株式と債券の間にあるミドルリスク・ミドルリターンの資産特性があると期待されていた。本節では、まず、REIT と株式、国債、不動産の三つの市場をそれぞれ比較する。次に、J-REIT のパフォーマンス評価を実証分析する。最後に、CAMP モデルによる REIT の超過リターンを分析し、Johansen の共和分検定を用いて、REIT と株市場、国債市場、不動産市場の連動性を検証する。

資産価格に関するこれまでの研究の多くが月次データを用いてなされているため、本章で利用するデータは、2003 年 3 月から 2015 年 2 月までの月次データを用いている。J-REIT を代表する指数は、東証 REIT 指数（配当込）と東証 REIT 指数（配当なし）の二つである。日本の REIT は不動産投資への利益の 90% を現金の形で投資家に配布するので、配当が高いというメリットが事実である。そのため、本章はこの二つの指数を用いて、それぞれ分析することにした。東証 REIT 指数を一回差分した時系列データは REIT の収益率（リターン）になり、以下の通りに表す。

東証 REIT 指数（配当込）リターン： $reit-i$

東証 REIT 指数（配当なし）リターン： $reit$

リーマン・ショックの前後には東証 REIT 指数が大きく変化したので、2003 年 4 月から 2015 年 2 月までの全期間を 2003 年 4 月から 2007 年 5 月まで、2007 年 6 月から 2008 年 12 月まで、2009 年 1 月から 2015 年 2 月までの三つに分け、以下の通りに表す。

全期間：2003.04-2015.02

期間 I :2003.04-2007.05（金融安定期）

期間 II :2007.06-2008.12（金融不安期）

期間Ⅲ：2009.01-2015.02（政策支援 回復期）

4.1 J-REIT と株市場、債券市場、不動産市場の比較

4.1.1 J-REIT と株市場の比較

REIT と株市場を比較するために、TOPIX と東証業種別株価指数（33 業種）のデータを収集し、一回差分を取り、配当込と配当なしの東証 REIT 指数のリターンの相関係数、平均値と標準偏差を算出した。

表 5-1 は 2003 年 4 月から 2015 年 8 月までの J-REIT と 33 業種別の株式指数のリスクとリターンを表している。まず、REIT の基本統計量をみる。表 5-1 より、どの期間にもかわらず、2 種類の東証 REIT 指数は TOPIX より平均値が大きいことが分かる。つまり、J-REIT は高配当の特徴がある。期間Ⅰは金融安定期で、J-REIT の発展も順調のため、リスクは最も小さい。期間Ⅱにはリーマン・ショックの影響で世界的な金融不安が拡大したため、J-REIT への打撃も大きかった。そのため、この時期の REIT はハイリスク・ローリターンと変化した。期間Ⅲに入ると、日銀による金融緩和政策と REIT への政策支援を受け、REIT は回復の道を辿った。そのため、この時期のリターンは正になり、リスクも期間Ⅱより小さくなった。

一般的に、REIT は債券と株の間ミドルリスク・ミドルリターンの資産と設定されているが、実は期間により異なる結果が出ている。平均の値でみると、全期間では、REIT は第 5 位であるが、上位 5 位の中で REIT の標準偏差は最も小さいことが分かった。期間Ⅰでは、REIT は第 6 位であるが、その上位 6 位の中で標準偏差は最も小さい。期間Ⅲでも、REIT は上位 4 位の中で標準偏差は最も小さい。つまり、金融安定期と回復期には、REIT 商品は相対的にローリスク・ハイリターンの特性を持っていることが確認できる。

表 5-1 J-REIT と業種別の株式指数のリスクとリターン（2003.4-2014.8）

期間	全期間 (2003.4-2014.8)		期間Ⅰ (2003.4-2007.5)		期間Ⅱ (2007.6-2008.12)		期間Ⅲ (2009.1-2014.8)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
reit-i	0.94	6.00	2.31	3.51	-4.76	7.18	1.52	6.26
reit	0.55	5.98	2.00	3.49	-5.19	7.12	1.08	6.23
topix	0.47	5.10	1.62	3.91	-3.57	6.60	0.76	4.92
水産・農林業	0.11	4.93	0.54	5.77	-0.99	6.45	0.10	3.64
鉱業	0.49	7.83	2.63	7.01	-3.16	9.35	-0.07	7.59
建設業	0.51	5.21	1.57	4.88	-2.39	7.17	0.54	4.54
食料品	0.20	3.39	0.76	2.93	-1.41	4.18	0.23	3.36
繊維製品	0.16	5.12	1.23	4.96	-3.24	6.47	0.31	4.45

パルプ・紙	0.02	5.46	0.36	4.13	-0.48	8.91	-0.09	5.17
化学	0.14	4.82	0.82	3.90	-2.85	6.44	0.47	4.69
医薬品	-0.24	4.62	0.21	4.77	-0.67	4.37	-0.46	4.62
石油・石炭製品	0.26	5.65	1.78	4.34	-3.33	8.07	0.14	5.31
ゴム製品	0.04	7.10	-0.05	8.41	-2.90	7.62	0.93	5.63
ガラス・土石製品	0.35	6.41	1.96	5.15	-5.08	8.53	0.69	5.83
鉄鋼	0.65	7.22	2.54	6.37	-4.85	9.25	0.79	6.48
非鉄金属	0.60	7.35	2.48	6.50	-5.74	9.40	0.99	6.40
金属製品	0.05	6.00	0.32	5.20	-3.73	7.52	0.90	5.76
機械	0.28	6.47	1.27	4.96	-4.60	9.67	0.91	5.82
電気機器	0.08	5.94	0.59	4.57	-4.04	7.89	0.86	5.83
輸送用機器	0.27	6.84	0.83	5.40	-4.53	9.22	1.21	6.56
精密機器	-0.37	6.89	0.71	5.04	-3.53	9.53	-0.28	7.05
その他製品	0.05	5.44	0.95	5.17	-2.71	7.13	0.17	4.92
電気・ガス業	0.09	3.84	1.14	2.60	-0.86	4.17	-0.42	4.35
陸運業	0.16	4.08	0.67	3.68	-1.75	3.56	0.33	4.38
海運業	0.58	9.54	3.11	7.31	-3.78	14.40	-0.07	8.90
空運業	0.23	6.36	0.44	5.20	-2.70	4.78	0.89	7.29
倉庫・運輸関連業	0.36	5.96	1.74	5.34	-3.57	7.06	0.44	5.67
情報・通信業	-0.15	5.17	0.00	5.91	-2.72	5.59	0.45	4.24
卸売業	-0.03	5.02	0.46	4.79	-2.72	6.94	0.36	4.37
小売業	-0.09	4.76	-0.14	5.56	-2.01	5.14	0.48	3.87
銀行業	0.01	4.79	1.12	4.22	-2.54	5.22	-0.09	4.84
証券、商品先物取引業	0.20	10.18	1.35	9.29	-5.62	8.38	0.98	10.82
保険業	-0.27	7.02	1.81	6.14	-4.74	5.55	-0.54	7.43
その他金融業	0.39	8.74	0.54	7.13	-5.48	11.13	1.91	8.50
不動産業	0.73	8.47	2.04	6.69	-6.22	9.21	1.70	8.62
サービス業	-0.02	4.79	0.21	4.55	-2.81	4.91	0.59	4.71

(出所) 東証統計月報データより作成。

表 5-2 は 2003 年 4 月から 2015 年 8 月までの J-REIT と 33 業種別の株式リターンの相関係数を表している。表 5-2 より、東証 REIT 指数配当込と配当なしのリターンの時系列は相関係数が 1 で完全に相関し、他の時系列との相関係数もほぼ同じ結果になっている。

TOPIX との相関は、全期間で見ると 0.49 と高いものの、最初の期間 I には相関が 0.15 で

低かった。金融不安期に入ると、株からの影響を受け、相関係数が0.63まで増加した。期間IIIには、0.42に低下している。他の業種別の時系列との相関係数を見ると、ほぼ同じ動き方をしていることが分かった。その原因は以下のように考えている。J-REITは、創設当初は時価総額が小さかったが、その後、成長した一方で独自に変動していた。大橋、紙田、森（2003）は、小型と低流動性といった特徴を持つJ-REITは同様の特徴を持つ東証2部株式と似通った価格変動をしていた時期があることを主張している。さらに、米国REITに関する研究では、REITのリターンの特性が時期によって、新興小株と高い相関を持つことも確認されている。リーマン・ショック後、米国に端を発した世界的な混乱の影響で日本の株市場・不動産市況は低迷し、買い主体である外国投資家はJ-REIT商品を株のように大量に売った。国内の投資家も売りに転じたことも加えて、REITのリターンは株価と同じように下落した。そのため、株市場との相関は上昇した。期間IIIに入ると、政府・日銀からの政策支援を受け、TOPIXより不動産業との相関の方が高く0.5となった。

REITとの相関度が一番高い産業は倉庫・運輸関連業である。特に、期間IIIには相関係数は0.63まで上った。倉庫業は倉庫保管・港湾運送等物流がイメージされるが、多くの倉庫会社は優良な不動産をたくさん保有し、大手ディベロッパーとの不動産開発や不動産賃貸による収益も確保している。三菱倉庫の平成25年10月31日に発表された第2四半期連結の決算短信を見てみると、全体の売上げは97,361百万円であり、その内訳は倉庫・港湾運送等の物流事業で79,296百万円、不動産事業で18,065百万円となっているが、セグメント利益は倉庫・港湾運送等の物流事業3,196百万円、不動産事業で4,777百万円と物流事業よりも不動産事業の方が多くの利益を稼いでいる。つまり、倉庫・運輸関連業の会社はJ-REITのように運営されている特徴がある。河合（2014）は、2013年6月末から2014年6月末までの間に、J-REITのセクター別パフォーマンスをみると、物流セクターが26.7%と最も高いリターンとなったことが示されている。以上の原因より、倉庫・運輸関連業はREITとの相関が高くなっていると考えられる。

表5-2 J-REITと業種別の株式指数の相関係数（2003.4-2014.8）

期間	全期間 (2003.4-2014.8)		期間I (2003.4-2007.5)		期間II (2007.6-2008.12)		期間III (2009.1-2014.8)	
	reit-i	reit	reit-i	reit	reit-i	reit	reit-i	reit
reit	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
topix	0.49	0.49	0.15	0.13	0.63	0.64	0.42	0.42
水産・農林業	0.28	0.27	0.11	0.11	0.55	0.54	0.26	0.26
鉱業	0.43	0.43	0.15	0.14	0.66	0.67	0.39	0.39
建設業	0.43	0.43	0.34	0.33	0.64	0.64	0.30	0.30
食料品	0.46	0.46	0.32	0.31	0.71	0.71	0.37	0.37

繊維製品	0.49	0.49	0.21	0.20	0.63	0.64	0.47	0.47
パルプ・紙	0.31	0.30	0.04	0.03	0.76	0.76	0.18	0.18
化学	0.47	0.47	0.11	0.10	0.68	0.68	0.42	0.42
医薬品	0.31	0.31	0.12	0.13	0.67	0.67	0.32	0.32
石油・石炭製品	0.44	0.44	0.18	0.17	0.64	0.64	0.33	0.33
ゴム製品	0.36	0.36	0.21	0.21	0.49	0.49	0.40	0.40
ガラス・ 土石製品	0.45	0.45	0.21	0.20	0.56	0.57	0.33	0.33
鉄鋼	0.47	0.47	0.28	0.26	0.66	0.67	0.35	0.35
非鉄金属	0.45	0.45	0.16	0.15	0.65	0.66	0.34	0.34
金属製品	0.42	0.41	0.34	0.33	0.56	0.56	0.30	0.30
機械	0.46	0.46	0.17	0.16	0.51	0.51	0.42	0.42
電気機器	0.48	0.48	0.16	0.16	0.64	0.64	0.42	0.41
輸送用機器	0.42	0.42	0.14	0.15	0.55	0.56	0.34	0.34
精密機器	0.35	0.35	-0.02	-0.02	0.52	0.53	0.31	0.30
その他製品	0.48	0.48	0.07	0.06	0.70	0.71	0.52	0.52
電気・ガス業	0.25	0.25	0.22	0.22	0.68	0.67	0.09	0.09
陸運業	0.47	0.47	0.22	0.21	0.78	0.78	0.44	0.45
海運業	0.50	0.50	0.40	0.38	0.57	0.58	0.46	0.46
空運業	0.26	0.26	0.19	0.19	0.29	0.30	0.21	0.21
倉庫・ 運輸関連業	0.56	0.56	0.23	0.21	0.52	0.51	0.63	0.64
情報・通信業	0.40	0.40	0.23	0.24	0.81	0.81	0.32	0.32
卸売業	0.45	0.44	0.21	0.20	0.69	0.70	0.38	0.38
小売業	0.35	0.35	0.11	0.11	0.66	0.66	0.36	0.36
銀行業	0.40	0.40	0.09	0.08	0.63	0.64	0.35	0.35
証券、 商品先物取引業	0.46	0.45	0.21	0.20	0.49	0.50	0.48	0.48
保険業	0.29	0.30	0.08	0.07	0.21	0.22	0.27	0.27
その他金融業	0.45	0.45	0.11	0.10	0.67	0.68	0.39	0.39
不動産業	0.51	0.52	0.15	0.15	0.58	0.58	0.50	0.51
サービス業	0.47	0.47	0.18	0.17	0.72	0.73	0.45	0.45

(データ出所) 東証統計月報データより作成。

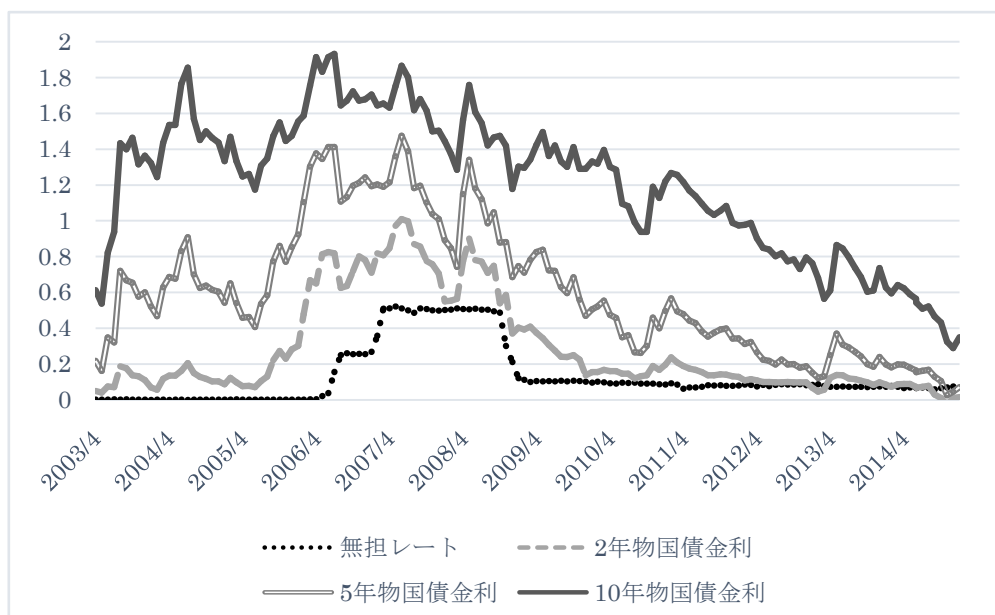
4.1.2 J-REIT と債券市場の比較

J-REIT の多くは年 2 回決算を行う際に投資家に対して分配金を支払う。配当可能な利益の 90%を超える額を分配する等の一定の条件を満たせば、実質的に法人税がかからず、内部留保もないので、収益がほぼそのまま分配金として出される。そのため、REIT は安定分配の特性を持っている。ここで、金利の変動が REIT に与える影響を分析する。金利として無担保コールレート、2 年物国債金利、5 年物国債金利、10 年物国債金利を用いる。無担保コールレートのデータは日本銀行の HP で公表されている。国債金利のデータは財務省の HP で公表されている。

REIT 投資法人の資金調達には借入金比率があるレベルに達するまで、借入という形で行われる。そのため、金利が上昇すると、REIT 投資法人の借入コストが増え収益が低下し、REIT 価格を低下させるので、金利と J-REIT のリターンはマイナス相関と想定される。国債金利と REIT のリターンも負の相関にあると考えられる。その原因は、国債金利が上昇すれば、資金はローリスクの国債へ転移するからである。特に不景気の時にその傾向がある。

図 5-4 は 2003 年 4 月から 2015 年 2 月までの無担保コールレート、2 年物国債金利、5 年物国債金利、10 年物国債金利の推移を表している。2006 年 5 月まで、ゼロ金利政策が実施され、無担保コールレートは殆ど動いていなかった。2 年物、5 年物、10 年物国債金利は似たような動き方をしている。期間 I には、国債金利は徐々に上がったが、金融危機の前後には高い水準で推移し、期間 III に入ると下降基調を続けてきた。

図 5-4 無担保コールレート、2 年物、5 年物、10 年物国債金利の推移(単位：%)



(データ出所) 日本銀行 HP、財務省 HP より作成。

表 5-3 は無担保コールレート、2 年物、5 年物、10 年物国債金利と REIT の基本統計量と

相関係数を表している。表 5-3 より、どの期間にもかわらず、REIT のリスクは国債より高いことが分かる。全期間で見ると、予想通りで、金利と REIT の間には負の相関になっている。しかし、期間を分けてみると、期間Ⅱと期間Ⅲにはマイナス相関しているが、期間Ⅰには REIT のリターンは無担保コールレート、2 年物、5 年物国債金利との間にプラス相関で、10 年物国債金利との間ではゼロに近い負の相関している。以下では、日本銀行による無担保コールレートに対して実施した金融政策をまとめている。

1. 2006 年 3 月に、日本銀行から金融市場調節の操作目標を日本銀行当座預金残高から無担保コールレートに変更した上で、次回金融政策決定会合までの金融市場調節方針を「無担保コールレートを概ねゼロ%で推移するよう促す。」と決定した。
2. 2006 年 7 月に、ゼロ金利政策を解除し、「無担保コールレートを 0.25%前後で推移するよう促す」と決定した。
3. 2007 年 2 月に、「無担保コールレートを 0.5%前後で推移するよう促す」と決定した。
4. 2008 年 10 月に、「無担保コールレートを 0.3%前後で推移するよう促す」と決定した。
5. 2008 年 12 月、「無担保コールレートの誘導目標を 0.2%引き下げ、0.1%前後で推移するよう促す」と決定した。

以上より、無担保コールレートは 2006 年 3 月から 2007 年 5 月までの間に上昇した。しかし、J-REIT の投資法人は調達期間の長期化と調達金利の固定化を重視する。という方針の下で、金利上昇の影響は相対的に小さい。この間に REIT 価格も大幅に上昇したため、期間Ⅰには、REIT と無担保コールレートは 0.335 の高い水準で相関し、一方、国債金利との間はゼロに近い相関であった。

表 5-3 金利と REIT の基本統計量と相関係数（2003.4-2015.2）

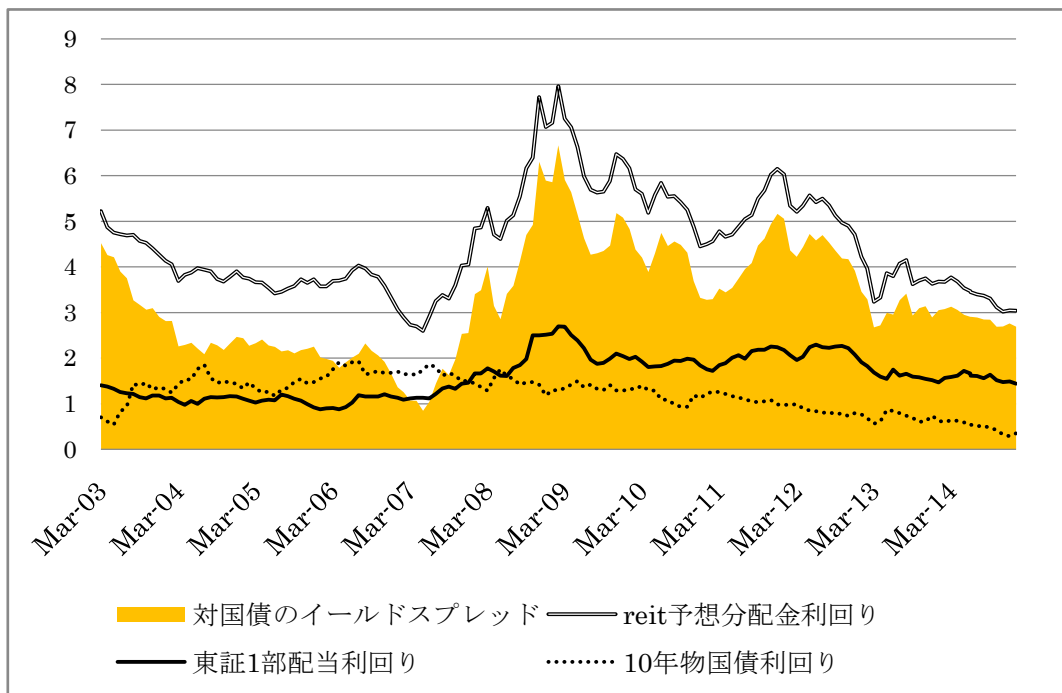
項目		無担保レート	2 年物国債	5 年物国債	10 年物国債	reit-i	reit
全期間	平均	0.132	0.286	0.606	1.205	1.014	0.626
	標準偏差	0.163	0.276	0.378	0.401	5.898	5.879
	reit-i との相関	-0.288	-0.221	-0.193	-0.176	1.000	
	reit との相関	-0.289	-0.219	-0.191	-0.176	0.999	1.000
期間Ⅰ	平均	0.074	0.330	0.810	1.473	2.312	1.997
	標準偏差	0.148	0.302	0.344	0.294	3.511	3.492
	reit-i との相関	0.327	0.151	0.040	-0.086	1.000	
	reit との相関	0.335	0.158	0.044	-0.084	0.998	1.000
期間Ⅱ	平均	0.476	0.727	1.060	1.532	-4.758	-5.188
	標準偏差	0.079	0.167	0.212	0.172	7.183	7.120
	reit-i との相関	-0.372	-0.008	-0.031	-0.121	1.000	
	reit との相関	-0.350	0.012	-0.012	-0.101	1.000	1.000

期間Ⅲ	平均	0.083	0.143	0.351	0.941	1.619	1.192
	標準偏差	0.013	0.089	0.198	0.316	6.040	6.012
	reit-i との相関	-0.038	-0.172	-0.170	-0.156	1.000	
	reit との相関	-0.053	-0.183	-0.182	-0.170	1.000	1.000

(データ出所) 日本銀行 HP、財務省 HP より作成。

図 5-5 は 2003 年 4 月から 2015 年 2 月までの REIT、株、国債利回、REIT 対国債イールドの推移を表している。図 5-5 より、REIT の「高配当」の特性は再び明らかにされている。2003 年 3 月から 2008 年 8 月までの間に東証 1 部配当利回りは 1% から 2% までの範囲で安定しているが、その後、一気に 2.5% 辺りに上昇し、それからは 2% 前後で安定している。10 年物国債利回 REIT のイールドスプレッドから見ると、2004 年 2 月から 2006 年 8 月までの間に 2% 前後に安定してしたが、その後 REIT 価格の上昇によって、J-REIT の予想配当利回りが低下し、対国債のイールドスプレッドが急に縮小した。期間Ⅱに入ると、J-REIT 価格の暴落に対して、予想配当利回りは一本調子で上昇し、2009 年 2 月にピークの 6.665% に達した。2012 年以降、J-REIT は安定的な上昇基調となったので、イールドスプレッドは徐々に低下し、2015 年 2 月に 2.691% となった。

図 5-5 REIT、株、国債利回 REIT 対国債イールドの推移(単位: %)



(データ出所) ARES 不動産証券化協会 HP より作成。

4.1.3 J-REIT と不動産市場の比較

REIT は投資家から集めた資金で不動産を購入し、その賃貸収益と売買益を投資家に分配する商品である。そのため、もし不動産の価格が高騰すれば、REIT の保有物件の原資産価値が増加し、REIT の価格も上昇する。また、REIT が保有している物件の占有率と賃料が上昇すれば、REIT の賃貸収益が増えることになり REIT 価格も上昇する。そのため、REIT 価格と実物不動産価格、占有率、賃料の間に正の相関があると予想される。

ここで、以下のデータを不動産市場の代理変数として利用する。

1. 不動研住宅価格指数³⁴：実物不動産価格の代理変数として利用し、日本不動産研究所のHPで公表されている。この指数は2015年1月より公表され、株式会社東京証券取引所の「東証住宅価格指数」を引き継ぐもので、公益財団法人東日本不動産流通機構より提供された首都圏既存マンション（中古マンション）の成約価格情報を活用し、同一物件の価格変化に基づいて算出された指数である。
2. 占有率：ARES 不動産証券化協会のHPで公表されている占有率（Occupancy Rate）のデータを用いる。これはREITの各ファンドの個別保有不動産の全体の占有率である。
3. 平均賃料単価³⁵：ARES 不動産証券化協会のHPで公表されているオフィス平均賃料単価（Average Rent）のデータを用いる。REITの各ファンドが保有しているオフィスからの賃貸収入÷総賃貸面積で計算される。

図5-6、図5-7、図5-8はそれぞれ2003年3月から2015年2月までのREIT指数と不動研住宅価格指数（以下、住宅指数で略する）、占有率、平均賃料単価（以下、平均賃料と略する）の推移を表している。表5-7は、REIT指数と住宅指数、占有率、住宅指数の相関係数を示している。

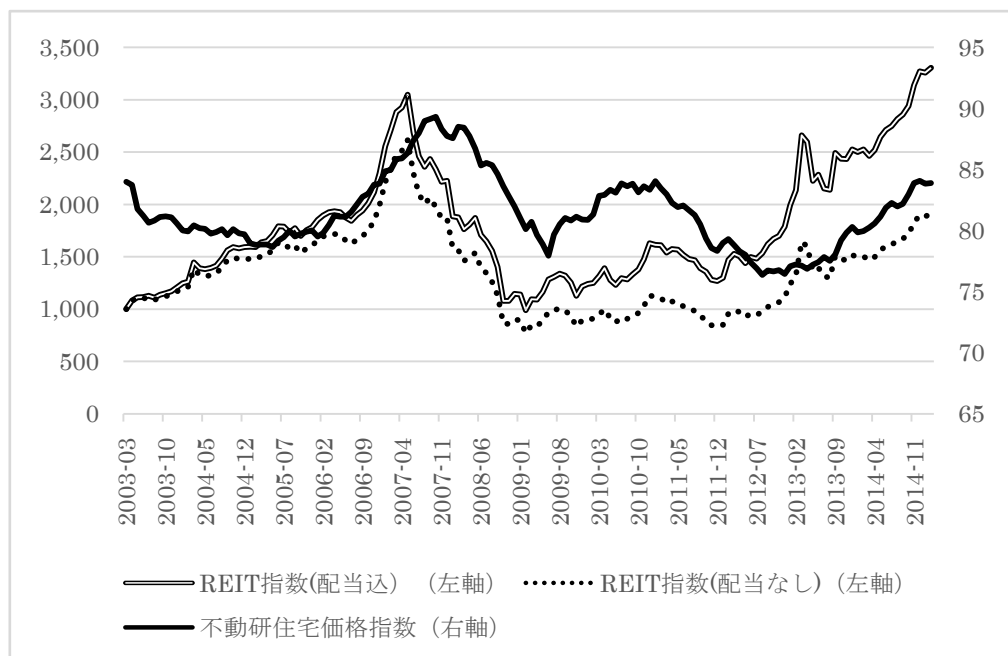
表5-4より、REITと住宅指数の間に、予想通りで正の相関がある。図5-6より、REIT指数は住宅指数より早めに動いているように見える。期間Ⅰ、期間Ⅱに0.5以上の相関があるが、期間Ⅲには相関係数が約0.1まで下落した。REIT指数と占有率の間に、どの期間にもかかわらず、予想通り高いプラスの相関がある。占有率が高い水準で維持することによって、賃料が安定し、分配金も確保できる。しかし、REIT指数と平均賃料の間には負の相

34 「不動研住宅価格指数とは、公益財団法人東日本不動産流通機構より提供された首都圏既存マンション（中古マンション）の成約価格情報を基に、同質性を有する物件が2度売買された時のデータペアにより既存マンションの価格変化を指数化したものである。2000年1月の指数値を100とする。各月末までに成約した価格に基づいて算出した指数値が当該月の2ヵ月後に公表されている。」（日本不動産研究所HPより引用）

35 「平均賃料単価（千円/m²・月）の算出方法：各ファンドの個別保有不動産について、当期における賃貸事業収入の実績値及び当期末における総賃貸面積によって算出した指数値が、当期中毎月継続すると仮定し、各月について個別保有不動産の総賃貸面積で加重平均をとった月次データを算出する。」（ARES不動産証券化協会HPより引用）

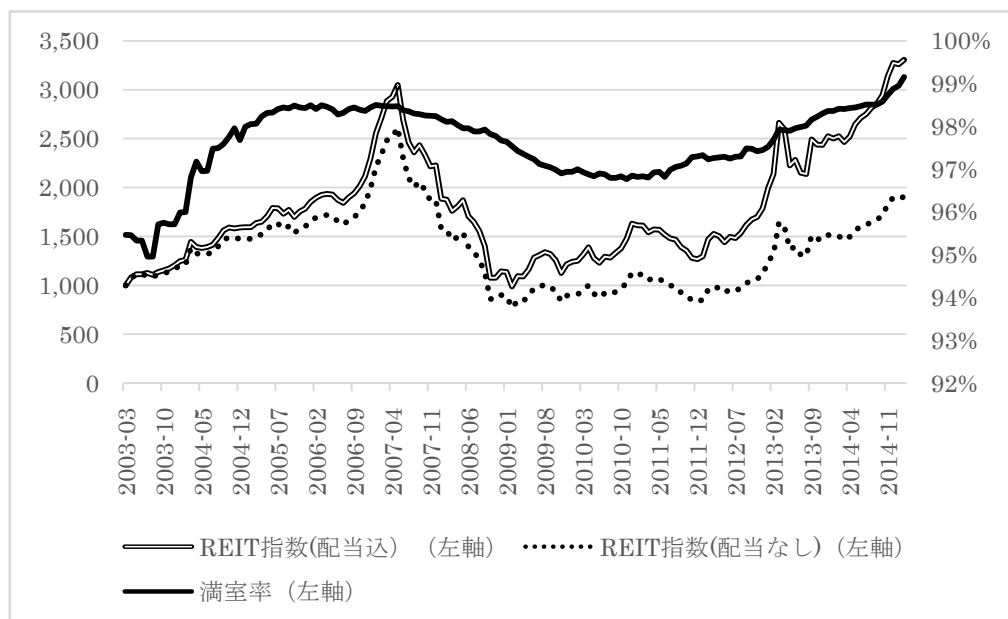
関がある。特に、期間Ⅱに相関係数はマイナス0.94となっている。

図 5-6 REIT 指数と不動産住宅価格指数の推移 (2003.3-2015.2)



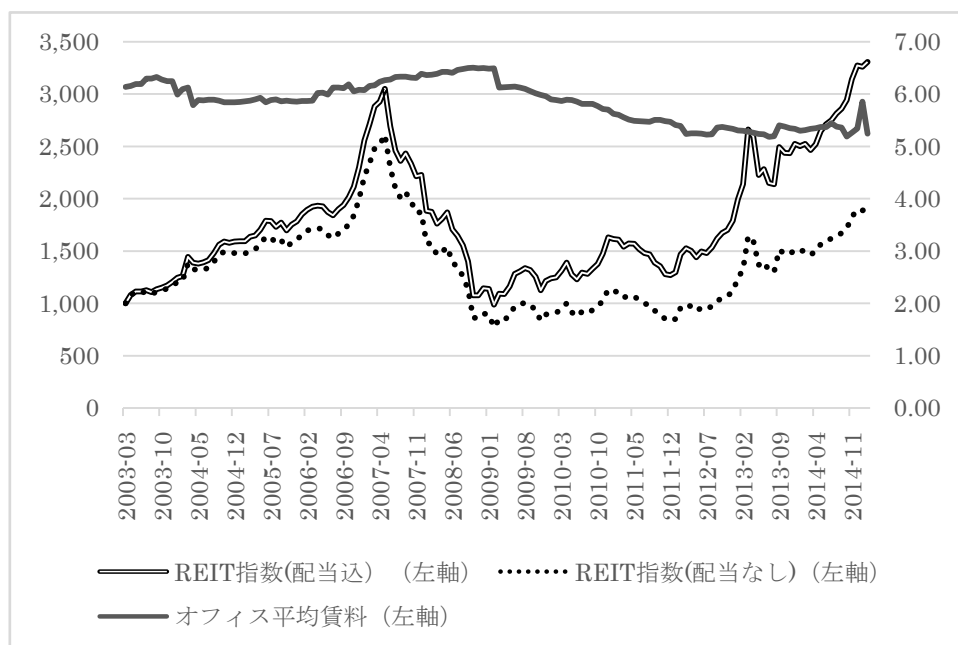
(データ出所) 日本不動産研究所 HP より作成。

図 5-7 REIT 指数と占有率の推移 (2003.3-2015.2)



(データ出所) ARES 不動産証券化協会 HP より作成。

図 5-8 REIT 指数と平均賃料の推移 (2003.3-2015.2)



(データ出所) ARES 不動産証券化協会 HP より作成。

表 5-4 REIT 指数と不動産住宅価格指数、占有率、平均賃料単価の相関係数

項目	全期間		期間 I		期間 II		期間 III	
	REIT 指数 (配当込)	REIT 指数 (配当なし)	REIT 指数 (配当込)	REIT 指数 (配当なし)	REIT 指数 (配当込)	REIT 指数 (配当なし)	REIT 指数 (配当込)	REIT 指数 (配当なし)
住宅指数	0.252	0.432	0.595	0.589	0.856	0.856	0.080	0.128
占有率	0.745	0.681	0.766	0.759	0.956	0.960	0.915	0.899
平均賃料	-0.320	0.136	0.006	-0.004	-0.942	-0.946	-0.600	-0.530

図 5-8 より、期間 II に、金融危機の影響で、REIT 指数は急に下落したが、平均賃料は徐々に上昇した。その原因は賃貸契約期間が長いと考えられる。REIT の場合、一般的にオフィス等不動産の賃貸契約は大体 2-5 年程度で、郊外型の大型物件の商業施設の契約期間は凡そ 20 年である。金融危機発生後、REIT 指数は大きく影響を受けたが、REIT の各ファンドが保有している物件の賃料は契約のままで殆ど変らなかった。2-3 年後(期間 III)、金融不安定の影響が出て、賃料は徐々に下落した。しかし、期間 III には、REIT は支援政策を受け回復した。そのため、期間 III には REIT 指数と平均賃料の相関係数はマイナス 0.6 となっている。

4.2 実証分析 I：ジェンセンのアルファによる J-REIT のパフォーマンス評価

4.2.1 ジェンセンのアルファとデータ

J-REIT のリターンのパフォーマンスを評価するために、ジェンセンのアルファ³⁶を用いて分析する。ジェンセンのアルファは CAPM に基づく評価式であり、以下の回帰式を推定する。

$$\alpha = r_{\text{reit}} - (r_f + \beta (r_{\text{topix}} - r_f)) \quad (5-1)$$

ここで、

r_{reit} は東証 REIT 指数（配当なし）の月次リターン

r_f は無担保コールレート

r_{topix} は TOPIX（配当なし）の月次リターン

$r_{\text{topix}} - r_f$ は無リスクレートに対する TOPIX の超過リターンで、 $r_f + \beta (r_{\text{topix}} - r_f)$ は期待リターン、 α はジェンセンのアルファを示している。

もし α がゼロと等しい場合に、CAPM の意味でリスクに見合ったリターンを上げているということを意味する。もし α はゼロより大きい場合、リスクに見合った以上のリターンを上げているということである。もし α はゼロより小さい場合、リスクに見合うリターンを上げていないということである。

4.2.2 実証分析

まず、TOPIX と REIT の超過リターンの時系列は単位根があるかどうかを検証するため ADF 検定を行った。単位根検定の結果については表 5-5 に示している。表 5-5 より、二つの変数の時系列データは 1% 有意で単位根はなく、定常時系列であることが分かる。つまり、I(0) 過程である。

表 5-5 TOPIX と REIT の超過リターンの時系列の単位根検定の結果

項目	全期間	
	t-Statistic	Prob.*
REIT 超過リターン	-9.358338**	0
TOPIX 超過リターン	-8.846418**	0

注：**は 1% 有意で帰無仮説を棄却することを示す。

36 Jensen の alpha はパフォーマンスの評価尺度の一つで、「ジェンセンの α (アルファ)」と呼ばれている。実現されたポートフォリオのリターンと期待リターンの差、あるいは、ポートフォリオをとったリスクから期待されるリターンに対する超過リターンと定義されている。

次に、最小二乗法を用いて、回帰式を推定する。期間別の結果は表 5-6 で示している。この結果より、期間によって異なる結果が出ている。全期間に関するジェンセンの α の値は有意ではないため、 α が 0 と等しく、J-REIT はリスクに見合ったリターンを上げていることが分かった。一方、期間 I はジェンセンの α の値が 1%有意水準で正となっているため、リスクに見合った以上のリターンを上げていることが確認できる。一方、期間 II はジェンセンの α の値が 10%有意水準で負となっているため、リスクに見合うリターンを上げていないことが分かる。期間 III のジェンセンの α の値は 0 と区別できず、J-REIT はリスクに見合ったリターンを上げていることを理解できる。

表 5-6 期間別ジェンセンの α の値の推定結果

期間別	α 値	t 統計量	Prob.*	有意性	Jensen`s α	結論
全期間	0.236	0.544	0.587	有意ではない	0	リスクに見合ったリターンを上げている
期間 I	1.759	3.343	0.002	1%有意	正	リスクに見合った以上のリターンを上げている
期間 II	-2.875	-1.873	0.078	10%有意	負	リスクに見合うリターンを上げていない
期間 III	0.662	1.019	0.312	有意ではない	0	リスクに見合ったリターンを上げている

4.3 実証分析 II：REIT 市場と株市場、国債市場、不動産市場の連動性

本節では2003年3月から2015年2月までのREIT指数(配当なし)とTOPIX指数(配当なし)、2年物国債金利、住宅指数の月次データを用いて、単位根検定と共和分検定を行い、REIT市場と株市場、国債市場、不動産市場の連動性について実証分析する。各データについての詳細は以下の通りである。

東証REIT指数(配当なし)：REIT

東証株価指数Tokyo Stock Price Index：TOPIX

2年物国債金利：J2Y

不動研住宅価格指数：HPI

まず、四つの変数の時系列には単位根があるかどうかを検証するため ADF 検定を行った。単位根検定の結果については表 5-7 に示している。表 5-7 より、四つの変数の時系列データに単位根があり、非定常時系列データであることがわかった。1 回差分を取った結果、1%有意であり、単位根がなくなり定常時系列となった。つまり、I(1)過程である。

表 5-7 単位根検定の結果 (2003. 3-2015. 2)

変数	I(0)		I(1)		結論
	t 値	p 値	t 値	p 値	I(1)
REIT	-1.410823	0.5755	-8.950293**	0	I(1)
TOPIX	-1.335488	0.612	-9.440944**	0	I(1)
J2Y	-1.217235	0.6661	-10.92228**	0	I(1)
HPI	-3.012766	0.1327	-2.71785**	0.0068	I(1)

注：**は 1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

次に、Johansenの共和分検定を用いて、REITと株市場、国債市場、不動産市場の連動性を検証する。表5-8はREITと三つの変数それぞれとの共和分検定を行った結果である。表5-9は四つの変数の間に共和分検定をした結果である。この結果より、四つの市場間に共和分関係が見い出されたため、REIT市場、株市場、国債市場、不動産市場は中長期的に乖離せずに推移し、連動していることが明らかになった。

表5-8 共和分検定の結果 二つの変数の場合

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	REIT と TOPIX	H : $r = 0$	14.071 *	15.495	0.081
		H : $r \leq 1$	2.218	3.841	0.1364
2)	REIT と J2Y	H : $r = 0$	8.028	15.495	0.4625
		H : $r \leq 1$	2.809 *	3.841	0.0937
3)	REIT と HPI	H : $r = 0$	19.200 **	15.495	0.0132
		H : $r \leq 1$	7.321 **	3.841	0.0068

注：**は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

表 5-9 共和分検定の結果 四つの変数の場合

		帰無仮説	統計量	5%臨界値	p 値
1)	REIT と TOPIX、J2Y、 HPI	H : $r = 0$	49.446 **	47.856	0.0352
		H : $r \leq 1$	27.922 *	29.797	0.081
		H : $r \leq 2$	13.312	15.495	0.1038
		H : $r \leq 3$	4.051 **	3.841	0.0441

注：**は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

4.4 実証分析Ⅲ：CAMP モデルによる REIT の超過リターンの分析

ここでは、CAMP モデルを用いて、住信基礎研究所（2007）で分析されているモデルを参考にし、株式、国債、不動産の超過リターンは J-REIT の超過リターンをどれだけ説明できるかを実証する。回帰式は以下の通りである。

$$r_{reit} - r_f = c + \alpha (r_{topix} - r_f) + \beta (r_{j2y} - r_f) + \gamma (r_{hpi} - r_f) + \varepsilon \quad (5-2)$$

ここで、

r_{reit} : REIT（配当なし）のリターン

r_f : 無リスク金利で無担保コールレートを用いる

r_{topix} : TOPIX（配当なし）のリターン

r_{j2y} : 2年物国債金利の変化率

r_{hpi} : 住宅価格の収益率

まず、単位根検定を行う。その結果、四つの変数の時系列データは 1% 有意で単位根はなく、定常時系列であることが分かる。つまり、I(0) 過程である。表 5-10 は実証分析の結果を示している。この結果より、全期間で見ると、TOPIX と不動産価格の超過リターンは 5% の有意水準で REIT の超過リターンに正の影響を与えている。国債の t 値から見ると、結果は有意ではないので、帰無仮説を棄却できず係数はゼロと等しい。期間Ⅱと期間Ⅲには、TOPIX の超過リターンは 5% の有意水準で REIT の超過リターンに正の影響を与えている。決定係数は、期間Ⅰの時はかなり小さいが、期間Ⅱの時は急に 0.41 まで上昇し、期間Ⅲには 0.2 である。

表 5-10 実証分析の結果

		係数	t 値	P 値
全期間	$r_{topix} - r_f$	0.555 **	6.466	0.000
	$r_{j2y} - r_f$	-0.012	-1.188	0.237
	$r_{hpi} - r_f$	1.343 *	2.303	0.023
	c	0.403	0.926	0.356
	R-squared	0.282		
期間Ⅰ	$r_{topix} - r_f$	0.156	1.199	0.237
	$r_{j2y} - r_f$	-0.014	-0.997	0.324
	$r_{hpi} - r_f$	0.950	1.089	0.282
	c	1.840 **	3.442	0.001
	R-squared	0.054		
期間Ⅱ	$r_{topix} - r_f$	0.691 *	2.653	0.018

	$r_{j2y} - r_f$	0.006	0.056	0.956
	$r_{hpi} - r_f$	-0.411	-0.242	0.812
	c	-3.152	-1.572	0.137
	R-squared	0.410		
期間Ⅲ	$r_{topix} - r_f$	0.504 **	3.740	0.000
	$r_{j2y} - r_f$	-0.011	-0.863	0.391
	$r_{hpi} - r_f$	1.007	1.156	0.251
	c	0.628	0.947	0.347
	R-squared	0.199		

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

4.5 結論と解釈

REIT はミドルリスク・ミドルリターンであり、リスクとリターンの特性としては株式と債券の間にあると考えられるが、4.1節の分析により、期間により異なった結果が得られた。表 5-11 は REIT 市場、株市場、債券市場、不動産市場のリスクとリターンを整理し、表 5-12 では高い順にソートしている。表 5-11 より、全期間で見ると、REIT は他の金融商品に比べ、ハイリスク・ハイリターンであることが明らかになった。

期間Ⅰには、REIT のリターンは一番高いが、リスクは TOPIX より低い。J-REIT の創立後、安定的な金融市場における外部成長と内部成長により、REIT 指数は右肩上がりに上昇した。その間に、不動産市場は回復し、賃料と占有率も上昇した。さらに、J-REIT の投資法人は調達期間の長期化と調達金利の固定化を重視するという方針の下、金利上昇の影響は相対的に小さかった。REIT の予想分配金利回りは、3.5%~4%の間に安定して推移した。このため、REIT は安定的な高い分配金利回りの金融商品として投資家に認識された。期間Ⅰには、REIT 指数は株式や債券や住宅価格指数と同じの方向の価格変動している（つまり、REIT 指数からみると、株市場、債券市場、不動産市場と連動している）。しかし、J-REIT は他の資産との相関が低く、REIT 指数のリターンは独自に変動する部分が多いため、株式、国債、不動産の三つの市場変数は J-REIT リターンの約 5%しか説明できていない。さらに、TOPIX に比べ、ローリスク・ハイリターンの特性になった。それは、ジェンセンのアルファがゼロと等しく、REIT はリスクに見合った以上のリターンを上げている結論と一致している。

期間Ⅱには、サブプライム問題に端を発した世界的な金融危機による金融不安は J-REIT 市場にも広まった。REIT はハイリスク・ローリターンに転じ、株式より収益率が低くなった。そのため、期間Ⅱはジェンセンの α の値が 10%有意水準で負となり、リスクに見合うリターンを上げていないことが分かった。株との相関性が高まり、TOPIX との相関係数は一気に 0.63 まで増加した。しかし、REIT のリターンは債券と不動産の相関は低かった。そのため、この期間には、実証分析Ⅲにより、TOPIX のリターンは REIT のリターンに 5%の水準で有意になっているが、債券と不動産のファクターは有意ではない結果になっている。株式、国

債、不動産の三つの市場変数は J-REIT リターンの約 41%を説明できる。その原因は以下のように考えられる。債券については、金融不安の時に、資金は安全資産である国債にシフトする傾向があるが、REIT の場合に投資主体の 50%を占めている外国人は REIT 商品売り越しに転じ、資金が自国に戻した結果と考えられる。不動産については、図 5-6 より、住宅指数は REIT 指数に遅行しているためと思われる。

期間Ⅲには、政府による支援政策を受け、特に不動産市場安定化ファンドの設立やスポンサー交代・合併を通じた市場再編が行われ、日銀は REIT を買入対象とした。従って、この期間には、REIT のリターンは最も大きくなったが、同時にリスクも最も高かった。そのため、期間Ⅲのジェンセンの α の値は 0 と区別できず、J-REIT はリスクに見合ったリターンを上げていることが分かった。実証分析Ⅲより、期間Ⅱと同じように、TOPIX のリターンは REIT のリターンに 5%の水準で有意な影響を与えているが、債券と不動産のファクターは有意ではない結果になっている。しかし、株式、国債、不動産の三つの市場変数は J-REIT リターンの説明力は 20%まで低下した。REIT は金融不安の影響で、債券や不動産の代替投資としての特性が薄まり、より株式に近づいたことが明らかとなった。

表 5-11 REIT 市場、株市場、債券市場、不動産市場のリスクとリターンの特徴

		REIT(配当込)	REIT(配当なし)	TOPIX	2年物	無担保コール	住宅指数
リターン	全期間	1.014	0.626	0.58	0.286	0.132	0.00186
	期間Ⅰ	2.312	1.997	1.617	0.33	0.074	0.057801
	期間Ⅱ	-4.758	-5.188	-3.568	0.727	0.476	-0.27
	期間Ⅲ	1.619	1.192	0.943	0.143	0.083	0.03387
リスク	全期間	9.409	5.879	5.053	0.276	0.163	0.725
	期間Ⅰ	3.511	3.492	3.912	0.302	0.148	0.622
	期間Ⅱ	13.223	7.12	6.596	0.167	0.079	0.863
	期間Ⅲ	6.04	6.012	4.829	0.089	0.013	0.746

表 5-12 REIT 市場、株市場、債券市場、不動産市場のリスクとリターンの高い順

リターン高い順	全期間	REIT(配当込)	REIT(配当なし)	TOPIX	2年物	無担保コール	住宅指数
	期間Ⅰ	REIT(配当込)	REIT(配当なし)	TOPIX	2年物	無担保コール	住宅指数
	期間Ⅱ	2年物	無担保コール	住宅指数	TOPIX	REIT(配当込)	REIT(配当なし)
	期間Ⅲ	REIT(配当込)	REIT(配当なし)	TOPIX	2年物	無担保コール	住宅指数
リスク高い順	全期間	REIT(配当込)	REIT(配当なし)	TOPIX	住宅指数	2年物	無担保コール
	期間Ⅰ	TOPIX	REIT(配当込)	REIT(配当なし)	住宅指数	2年物	無担保コール
	期間Ⅱ	REIT(配当込)	TOPIX	REIT(配当なし)	住宅指数	2年物	無担保コール
	期間Ⅲ	REIT(配当込)	REIT(配当なし)	TOPIX	住宅指数	2年物	無担保コール

V おわりに

本章は REIT 市場と株市場、債券市場、不動産市場の比較を通じて、REIT と三つ市場の関係を明らかにした。REIT はミドルリスク・ミドルリターンであり、リスク・リターンの特性として株式と債券の間にあると考えられるが、全期間で見ると、REIT は他の金融商品に比べ、ハイリスク・ハイリターンであることが明らかになった。ジェンセンのアルファで評価した J-REIT のリターンのパフォーマンスは、全期間で見ると、J-REIT はリスクに見合ったリターンを上げているが、期間によって異なる結果が出ることを示された。四つの市場に共和分関係が見られたので、REIT 市場、株市場、国債市場、不動産市場は中長期的に乖離せずに安定的に推移していることが明らかとなった。しかし、株式、国債、不動産の三つの市場変数は J-REIT リターンの約 30%しか説明できないため、他の要因がまだ存在していることが分かる。

最後に、今後の課題について述べよう。まず、株式、国債、不動産以外の要因についても検討したい。また、本章は REIT 指数を用いて、REIT 全体のリスク・リターンの特徴を分析したが、J-REIT の特徴についての理解をさらに深めるために、運用資産の用途別、地域別、銘柄別等の方法で J-REIT ファンドを分類し、それぞれ分析する必要があるだろう。次に、2009 年 1 月以降、REIT 市場を回復させるために、政府による REIT 向け救済案や日銀による REIT を含む資産買入の基金を創設すること等の救済政策が打ち出されたが、その政策の有効性について分析する必要と考えられる。

さらに、日本における REIT 価格の変動要因の更なる解明を図ることによって、中国で適用できる REIT 商品を検討することは中国不動産市場の健全化に不可欠であろう。

第六章 J-REIT に対する金融政策の分析と評価

ー イベント・スタディによる分析ー

I はじめに

J-REIT 市場は、2001 年 9 月からスタートし大きく成長してきた。しかし、サブプライム・ローンの問題の影響を受け、本格的な価格下落局面を迎えた。景気不況の影響で、東証 REIT 指数は底をついた。REIT 市場を回復するために、日銀は 2010 年 10 月 5 日の政策委員会における金融政策決定会合で、「包括緩和政策」を打ち出した。そして、2013 年 4 月 4 日に、日銀は「量的・質的金融緩和」を導入した。実際に、「包括緩和政策」と「量的・質的緩和政策」は J-REIT 市場にどのように影響しているのであろうか。この目的意識の下で、本章では、「包括緩和政策」と「量的・質的緩和政策」に関する発表が J-REIT のリターンに与える影響をイベント・スタディの手法を用いて分析する。本章では、日銀の金融政策が REIT 市場に与える短期的な影響に焦点を当て、政策効果の有効性について分析する。本実証分析により、各金融政策の発表内容によって、REIT 市場の反応が異なることが示され、本章ではその要因についても明らかにする。

本章の構成は以下の通りである。第二節では、日銀が打ち出した「包括緩和政策」と「量的・質的金融緩和」政策の内容をまとめ、J-REIT 指数の推移と関連させて説明する。第三節では、本章に関する先行研究を整理する。第四節では、イベント・スタディの手法を用い、J-REIT の買入に関する発表が各 J-REIT のリターンに与える影響を分析する。そして、その影響を要因分析で明らかにする。最後に、時価総額別 J-REIT と格付が高い J-REIT をグルーピングし、その超過収益率を分析することによって、政策の発表はグルーピングした J-REIT にアナウンスメント効果があるか否かを検証する。

以上の分析で、金融政策の発表が J-REIT の市場価格にどのように反映されているかが明確となり、J-REIT 価格の変動について理解を深めることが期待される。

II J-REIT に関する日銀の金融政策

金融危機後、REIT 市場を回復するために、日銀は 2010 年 10 月 5 日の金融政策決定会合で、「包括緩和政策」を打ち出した。そして、2013 年 4 月 4 日に、日銀が「量的・質的金融緩和」を導入した。ここで、この二つの金融政策において J-REIT に関する部分を整理する。

2.1 包括緩和政策

日銀は、2010年10月5日の政策委員会・金融政策決定会合において、金融緩和を一段と強力に推進するため、包括緩和政策を打ち出した。具体的に以下の三つの措置を実施することとした³⁷。

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

日銀は、「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）等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、臨時的措置として、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。

J-REITは買入の対象として資産買入等の基金の中に包括された。J-REITに関する買入は以下のように実施された。

- 1) 日銀は2010年10月5日の金融政策決定会合で、J-REIT等多様な金融資産の買入れを行うことを決定する。
- 2) 日銀が2010年10月28日の金融政策決定会合で、J-REITの買入残高を0.05兆円程度にすることを決定する。
- 3) 日銀が2010年11月5日の金融政策決定会合で、「指数連動型上場投資信託・不動産投資信託買入等の概要」を発表した。その中、J-REITの買入対象について以下のよう
に決めた。
(ア) J-REITの中でAA格相当以上のもので、信用力その他に問題のないもの。
(イ) J-REITについては、取引所で売買の成立した日数が年間200日以上あり、かつ年間の
売買の累計額が200億円以上であること。
(ウ) J-REIT投資口にあっては、銘柄別の買入限度は、当該銘柄の発行済投資口の総数の5%
以内であって、日銀による買入れが銘柄毎の時価総額に概ね比例して行われるよう日
銀が別に定める上限とした。
- 4) 日銀が2010年12月16日において、初めて市場からREITを購入し、購入金額は22億
円であった。

37 出所：日本銀行のHPで公表された2010年10月5日の「「包括的な金融緩和政策」の実施について」である。

(https://www.boj.or.jp/announcements/release_2010/k101005.pdf)

日銀は異例である J-REIT 等のリスク資産の買入が「呼び水」となり、投資家からの市場参加度を高めることを目指した。

2.2 量的・質的緩和政策

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。このため、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倍以上に延長する等、量・質ともに次元の違う金融緩和を行うことを決定した。その中で、J-REIT に関する内容は以下の通りである。

1. 日銀が 2013 年 4 月 4 日の金融政策決定会合で、量的・質的金融緩和政策を導入した。ETF、REIT の買入の拡大については、資産価格のプレミアムに働きかける観点から、ETF および 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った。
2. 日銀が 2014 年 10 月 31 日の金融政策決定会合で、量的・質的金融緩和政策を拡大した。J-REIT の保有残高の増加額を年間 300 億円から 900 億円に引き上げた。
3. 日銀が 2015 年 12 月 18 日の政策委員会・金融政策決定会合で、量的・質的金融緩和政策を補完するための諸措置を導入した。J-REIT 銘柄別の買入限度額を各銘柄の発行済投資口の総数の「5%以内」から「10%以内」に引き上げた。

日銀は機関投資家からリスク資産投資の拡大がポートフォリオ・リバランス効果を引き起こすことを目指している。ポートフォリオ・リバランスは、中央銀行が政策目標を達成するために政策金利やマネー・ベースを変更し、民間金融機関を中心に投資ポートフォリオを変更させることである。民間金融機関は、リターンを期待できる金融商品を購入し、ポートフォリオの再構成を行う。最初は、長期国債との期待収益率の相関が高い社債やローン等へ向けられる。次に、相対的に期待収益の高い株式、REIT、不動産、投信、海外投融資等のリスク資産運用へのポートフォリオをシフトすると考えられる。従って、投資家がリスク性資産への選好も高めることが期待された。

2013 年に入ると、日銀が国債買入れを大きく増やす中、日銀以外の主体が全体として国債保有を減らし、貸出のほか、株式・投信や社債への投資を増加させる動きが強まった³⁸。

白井 (2014) によると、2013 年 4 月の量的・質的金融緩和導入後、ポートフォリオ・リバランス・チャンネルを通じて、一部の地方金融機関が不動産貸出、投信投資、海外投融資を積極化している他、金融機関による J-REIT への投資や中小企業融資も増えていることを明らかにしている。

リバランス政策は具体的には日銀による多額の国債の買入と株式 ETF の買入であり、それらは国債利回りを一段と下げ、株価を大幅に上昇させた³⁹。

表 6-1 は日銀による J-REIT の買入金額の推移を表している。2015 年 1 年間で 921 億円の

38 齋藤、法眼、西口 (2014) 参照

39 岩田 (2014) 参照

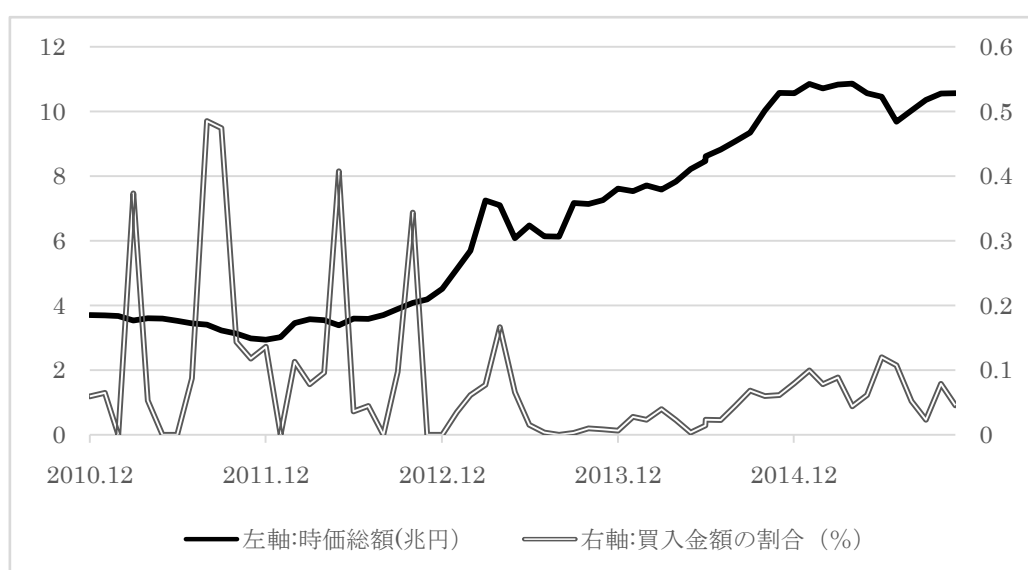
買い入れが実施された。図 6-1 は 2010 年 12 月から 2015 年 12 月まで、J-REIT の時価総額と日銀による J-REIT の買入金額の割合を示している。図 6-1 から、毎月の買入は J-REIT の時価総額と比べると少ないことが分かった。

表 6-1 日銀による J-REIT の買入金額 (2010/12/16-2015/12/31) (億円)

	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
1 月		24	0	18	21	84
2 月		0	39	35	18	108
3 月		132	28	56	30	84
4 月		19	34	118	18	96
5 月		0	138	40	3	48
6 月		0	13	10	12	65
7 月		30	16	2	20	125
8 月		165	0	0	20	104
9 月		153	38	2	41	52
10 月		45	140	7	64	24
11 月		35	0	6	60	83
12 月	22	40	0	5	65	48
年度合計	22	643	446	299	372	921
合計	22	665	1,111	1,410	1,782	2,703

(データ出所) 日本銀行 HP より作成。

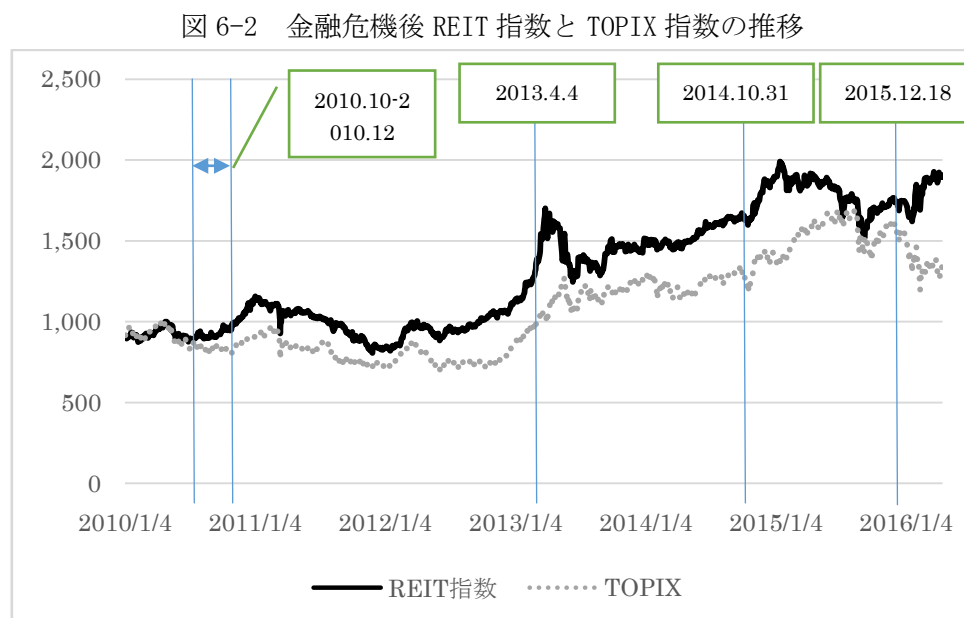
図 6-1 時価総額と買入金額の割合



(データ出所) 日本銀行 HP より作成。

2.3 金融危機後 J-REIT 指数の推移

図 6-2 は、金融危機後東証 REIT 指数と TOPIX 指数の推移を表している。



(データ出所) J-REIT. JP の HP より作成。

図 6-2 より、2010 年 10 月から 12 月までの間、東証 REIT 指数は上昇基調であった。2013 年 4 月からは、消費税増税、追加緩和期待の後退と米国株市場の暴落等を背景に東証 REIT 指数は大幅に下落した。2014 年 10 月の前半は欧米の株価下落や香港の民主化デモの関係で、世界的に景気の先行き不透明感が表われ、東証 REIT 指数は大きな下落局面となった。しかし、10 月の後半は、米国相場の反転や好調な国内企業業績等の要因で東証 REIT 指数は反発した。2015 年 12 月に、欧州中央銀行の金融政策が市場の期待を下回ったことや原油安が背景にあり、TOPIX 指数は下落し続けた。それに対して、東証 REIT 指数は 18 日の追加緩和補完措置発表の刺激策を受け、大幅に上昇し、同月後半には 1,750 ポイント付近で安定的に推移した。

III 先行研究

金融政策のアナウンスメント効果を分析するため、まず、「包括緩和政策」と「量的・質的金融緩和」政策の効果に関する先行研究をサーベイし、次にイベント・スタディの手法を用いた J-REIT 市場に関する先行研究をサーベイする。

まず、「包括緩和政策」と「量的・質的金融緩和」政策の効果に対してサーベイを行う。この二つの金融政策の効果に関する先行研究は数多く存在している。しかし、その中の多

くはマクロ的な研究である。

松本（2013）は、輸入原材料の存在を明示的に考慮した総需要・総供給分析のマクロ・モデルを用いて、金融緩和のアナウンスメント効果について理論的に考察した。この結果によると、ゼロ金利政策が実施されていることを前提として、金融緩和のアナウンスは、予想物価水準を上昇させることにより、実質利子率を低下させ実質為替レートが上昇（自国通貨を実質的に減価）することを通じて、実質所得水準と物価水準の双方を上昇させ、デフレからの脱却を実現することを可能にすることを示している。

日本銀行企画局（2015）は「量的・質的金融緩和」が金融・経済に与えた政策効果について検証した。この分析によると、まず、2%の「物価安定の目標」の発表と大規模な金融緩和により予想物価上昇率が上昇し、巨額の長期国債の買入れによって、イーールドカーブが全体にわたって下方シフトさせたことを導出している。それによって、実質金利が低下する。この実質金利の低下効果が民間需要を刺激し、景気が好転するという政策効果の波及メカニズムが存在することを明らかにしている。この論文では、実質金利の低下幅についても計測されている。四つの異なる検証方法を用いた推計結果によると、「量的・質的金融緩和」は2014年10～12月期までの累積で、実質金利（10年物金利換算）を1%ポイント弱押し下げた効果があったことを示している。

白井（2014）は、量的・質的金融緩和政策は長期国債買入れのシグナリング・チャンネル、長期国債買入れのポートフォリオ・リバランス・チャンネルと長期国債買入れのインフレ期待チャンネルという三つの波及経路で実体経済に影響を与えると主張している。

これらの先行研究の中で、金融政策が株市場とJ-REIT市場に与える影響を検証した論文としては、米澤（2016）や伊藤（2015）等が挙げられる。

米澤（2016）は、日銀による国債、株式ETF購入保有が実際に株価に影響を与えたかを実証的に確認している。株式ETF購入保有が開始された以降で期間を二つに分けて検証している。前期は2002年1月から2010年11月までであり、後期は2010年12月から2015年8月までである。被説明変数は株価（東証一部のPBR）で、説明変数はROE、国債保有額、株式保有額である。本分析によって、ROEの効果に関しては前半、後半共に有意で安定していることが明示された。国債買入の効果については、期間によって大きく異なることが示されている。前期に相関係数がプラスで、後期に入ると相関係数がマイナスに転じたことが分かった。株式購入保有効果については予想に反して有意ではなかった。つまり、株式ETFの購入も株価に対しては有意な効果は持っていないことがわかる。すなわち、2010年12月以降株価上昇の原因は日銀金融政策の実施ではなく、ROEの上昇に帰されたとの結果である。

千田隆（2006）は、イベント・スタディによって、金融政策のアナウンスメント効果を実証した。日銀による国債購入目標金額引き上げの発表は国債利回りを引き下げる効果があったが、日銀の声明により株価が変化したという明確な証拠はないことが明らかにされている。

伊藤（2011）は、2010年12月30日の資産価格は日銀による買入前の2010年10月1日の資産価格より上昇したか否かを検証した。本分析より、東証REIT指数の収益率が上がったことが確認され、包括緩和政策の呼び水効果があったと結論付けている。また、伊藤（2014）は同じ方法で量的・質的金融緩和が金融市場に与えた短期的な効果を検証した。その結果、J-REIT市場に対する効果は認められなかった。そして、伊藤（2015）は買入日の後場終値から前場終値を引いた値の平均値を分析することによって、REITの買入当日における市場の反応を分析した。その結果によると、日銀の買入は短期的には有効であったと主張している。

欧米における金融政策とJ-REIT市場の関係を分析した先行研究も多く存在する。Fatnassi et al (2014)はイギリスで実施された通貨政策がREIT市場に与える影響を検証した。この結果によると、拡張的な通貨政策はブーム市場の場合にだけ影響があると主張している。この分析より、イギリスのREIT市場が効率的でないことが確認された。Bredin et al (2007)とBredin et al (2011)は米国における予想外の金融政策変更とJ-REIT市場の関係を実証した。その結果、金利市場への影響を通じて予想外の金融金利変更がJ-REIT商品の収益率とボラティリティに有意な影響を与えると明らかにされた。

次、イベント・スタディの手法を用いたJ-REIT市場に関する先行研究をまとめる。

J-REITに関するイベント・スタディを行った先行研究としては、大橋（2004）が挙げられる。大橋（2004）は、2001年9月のJ-REIT市場開設以降から2004年3月までのデータを用いて、イベント・スタディの手法で、上場時に取得予定が公表されていない新規の物件取得に関する発表がJ-REITのリターンに与える影響を分析した。その結果、新規物件の取得の発表に対し、J-REITのリターンは概ね正の反応をするものの、その反応は公表以前に始まっていることが確認された。このことは、物件取得に関する情報が公表前に市場に伝わっている可能性を示唆している。その特徴を探るため、グルーピングの方法で追加的な分析を行っている。まず、三つの期間（2001年9月から2002年8月までを第1期、2002年9月から2003年8月までを第2期、2003年9月から2004年3月までを第3期）に分けて分析した結果、2003年9月以降物件取得の公表前にリターンが反応するという現象は顕著になったことが確認された。さらに、取得物件の地域を東京とそれ以外に分け検証した。その結果、東京以外の物件より東京の物件の場合に反応が顕著なことが示されている。最後に、取得する資産を不動産と信託受益権に分類し、発表に対するリターンの反応を分析した。この結果、取得資産が不動産である場合より信託受益権である場合に顕著に現れることも観察された。しかし、これらは2003年9月以降になって顕著になったという時期的変化を反映している可能性が高いと示されている。

大橋・澤田・大坪（2012）は、金融危機以降四つのイベント⁴⁰を対象とし、異なる属性の

40 ① リーマン・ブラザーズの経営破綻（2008年9月15日）

② ニューシティ・レジデンス投資法人（NCR）の経営破綻（2008年10月9日）

スポンサーを持つグループ間で J-REIT 価格の反応に有意な差が見出されるかどうか、イベント・スタディの手法を用いて分析した。この論文では、スポンサー企業の業歴と財務状態を示す指標、長期有利子負債比率（借り換えリスクを示す指標）、J-REIT の格付けとそれぞれグルーピングして分析した。その結果、J-REIT 自体の信用リスクの高低に関わらず、スポンサーの業歴の長短が J-REIT に関する投資家に有意な差を生み出す傾向を示している。

J-REIT に関する政策評価分析に関する先行研究は、菅谷・東出（2009）が挙げられる。菅谷・東出（2009）は、税制改正大綱発表のアナウンスメント効果を測定した。この結果によると、各 J-REIT の株主が税制改正に対してプラスの評価をしていることがわかる。そして、要因分析の結果、減損リスクが上昇すれば、J-REIT のリターンを押し下げ、さらに、スポンサーの規模の小さい J-REIT がより高く評価されることが示されている。以上より、J-REIT 市場では、開示情報を重視した価格形成が行われていると主張されている。

金融危機後実施された緩和政策が J-REIT 市場に与えるアナウンスメント効果の検証は既存研究にはないため、本章の分析は義深いと位置付けることができる。

IV 金融政策アナウンスメント効果の実証分析

本章では、「包括緩和政策」と「量的・質的緩和政策」が J-REIT 市場に与える短期的な影響をイベント・スタディの手法を用いて分析を行う。具体的には、以下のイベントに注目し、金融危機以降実施された金融政策が J-REIT 市場に与える影響を検証する。

包括緩和政策の場合：

- ① イベント I：2010 年 10 月 5 日：「包括緩和政策」の導入
- ② イベント II：2010 年 10 月 28 日：J-REIT 買入金額の決定
- ③ イベント III：2010 年 11 月 5 日：J-REIT 買入対象の発表
- ④ イベント IV：2010 年 12 月 16 日：初めての買入実施日

量的・質的緩和政策の場合：

- ⑤ イベント V：2013 年 4 月 4 日：「量的・質的金融緩和」の導入
- ⑥ イベント VI：2014 年 10 月 31 日：「量的・質的金融緩和」の拡大
- ⑦ イベント VII：2015 年 12 月 18 日：「量的・質的金融緩和」の補完

4.1 J-REIT 全体のイベント・スタディ

1. データ

-
- ③ 国交省「住宅・不動産市場活性化のための緊急対策」発表・「危機対応円滑化業務」適用による REIT 支援（2008年12月15日）
 - ④ 政府「経済危機対策」発表・J-REIT 支援策（不動産市場安定化ファンド、株式取得機構による取得）（2009年4月10日）

多くのイベント・スタディは個々の対象に対するイベントが独立に起きる反応を推計する研究であるが、本章は金融政策に関する発表がすべての J-REIT に与える影響を同時に分析する。ここで、イベント・スタディの対象企業は、各イベント日において上場していた J-REIT 銘柄である⁴¹。用いたデータの詳細は以下の通りである。

- **東証 REIT 指数:** 東京証券取引所ホームページより入手したデータを用いた。
- **J-REIT 投資口価格:** ヤフー・ファイナンスから収集し整理した J-REIT 投資口価格の日次データ(終値)である。

(<http://stocks.finance.yahoo.co.jp/>)

2. イベント・スタディの手法

イベント・スタディの手法としては、CAPM モデルを用いて、イベントが生じなかった場合の収益率(normal return)を推定し、実際の収益率との差を超過収益率(abnormal return)として計算し、その平均超過収益率の有意性の結果によってイベントのアナウンスメント効果を評価する。

まず、J-REIT 企業の投資口価格を用いて、以下の CAPM モデルの推定を行う。ここで、アナウンスメント日は、上記イベント発表の当日とする。推定ウィンドウは、イベント日の 65 取引日前から 6 取引日前までの 60 日間とする。

$$R_t^i = \alpha^i + \beta^i R_t^M + \mu_t^i \quad (6-1)$$

R_t^i : t 時点における REIT の日次収益率

R_t^M : t 時点における市場ポートフォリオ（東証 REIT 指数）の日次 収益率

α^i : 個別 REIT 独特の要因を表す指標

β^i : 個別 REIT と市場ポートフォリオとの連動性を表す指標

μ_t^i : 誤差項

ここで、

41 各イベント日において上場 J-REIT 投資法人の銘柄数：

- ① 2010年10月5日： 36銘柄
- ② 2010年10月28日： 36銘柄
- ③ 2010年11月5日： 36銘柄
- ④ 2010年12月16日： 35銘柄
- ⑤ 2013年4月4日： 39銘柄
- ⑥ 2014年10月31日： 46銘柄
- ⑦ 2015年12月18日： 52銘柄

$$R_t^i = \frac{p_t^i - p_{t-1}^i}{p_{t-1}^i} \quad (6-2)$$

$$R_t^M = \frac{p_t^M - p_{t-1}^M}{p_{t-1}^M} \quad (6-3)$$

p_t^i : t 時点における J-REIT 投資口価格の終値

p_t^M : t 時点における東証 REIT 指数の終値

である。

次に、最小二乗法でパラメータを推定する。イベント・ウィンドウにおける日次ノーマル・リターンを(6-4)式で推計する。ここで、イベント・ウィンドウは、イベント日の5取引日前から10取引日後までの16日間とする。超過収益率(AR_t^i)と累積超過収益率($CAR^i(t_1, t_2)$)は(6-5)、(6-6)式のように計算される。

$$\hat{R}_t^i = \hat{\alpha}^i + \hat{\beta}^i R_t^M \quad (6-4)$$

$$AR_t^i = R_t^i - \hat{R}_t^i \quad (6-5)$$

$$CAR^i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t^i \quad (6-6)$$

REIT に対するイベント効果を検証するにあたっては、(6-7)、(6-8)式で算出される平均超過収益率(\overline{AR}_t)と平均累積超過収益率($\overline{CAR}(t_1, t_2)$)が統計的に有意にゼロでないかどうかを t 検定によって実証する。

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_t^i \quad (6-7)$$

$$\overline{CAR}(t_1, t_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR^i(t_1, t_2) \quad (6-8)$$

N: J-REIT 投資法人の銘柄数。

このモデルに基づき、帰無仮説「イベントは J-REIT 価格へ影響を与えず、平均超過収益率はゼロである」と置き、検定を行う。

3. 仮説

J-REIT や ETF の買入について、白川元日銀総裁は 2010 年 11 月 29 日の発表で、「日銀の買入れが「呼び水」となって市場参加者の投資姿勢が積極化することになれば、リスク・マネーの仲介の円滑化に繋がり、企業の資金調達環境がさらに改善していくことが期待できる」⁴²と述べている。J-REIT の買入に関する発表はプラスなショックなので、市場にポジ

42 「最近の金融経済情勢と金融政策運営——名古屋での各界代表者との懇談における挨拶——」

タイプの影響を及ぼす。故に、J-REIT の平均超過収益率は有意な正の値が出ると考えられる。

ここで、以下のように第一の仮説を設定する。

仮説1：J-REIT の買入に関する発表は J-REIT の価格を上昇させる。

4. 実証結果

表 6-2 と表 6-3 では、七つの J-REIT 買入に関する発表がすべての J-REIT に同時に与える影響を分析するために、J-REIT 全体に対してイベント日の 5 取引日前から 10 取引日後までの 16 日間の平均超過収益率を算出した。

表 6-2 「包括緩和政策」J-REIT 全体の平均超過収益率

日	イベントⅠ 2010.10.5		イベントⅡ 2010.10.28		イベントⅢ 2010.11.5		イベントⅣ 2010.12.16	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
t-5	0.030	0.111	-0.077	-0.357	0.241	1.268	-0.147	-0.767
t-4	0.301	1.448	0.535**	2.100	0.213	1.012	-0.104	-0.940
t-3	-0.257	-1.544	-0.164	-1.037	0.113	0.355	-0.066	-0.319
t-2	-0.371	-1.464	-0.256	-1.243	-0.150	-0.648	0.217	1.050
t-1	0.139	0.759	0.259	0.966	-0.765 **	-3.462	1.091 **	3.292
t	-0.061	-0.273	0.247	1.249	-0.205	-1.008	-0.852 **	-2.612
t+1	-1.460 **	-3.747	0.198	0.898	-0.108	-0.375	-0.302	-1.358
t+2	-0.232	-1.228	0.093	0.291	-0.228	-1.239	-0.828 **	-2.618
t+3	0.176	0.807	-0.152	-0.630	0.452 *	1.926	0.482 **	2.438
t+4	-0.177	-0.750	-0.775**	-3.504	0.269	1.142	0.197	0.876
t+5	-0.118	-0.689	-0.218	-1.113	-0.051	-0.221	0.132	0.657
t+6	0.145	0.741	-0.116	-0.399	-0.042	-0.241	-0.331	-1.369
t+7	-0.296	-1.677	-0.234	-1.286	-0.003	-0.007	-0.121	-0.508
t+8	0.008	0.043	0.446	1.913	0.052	0.300	0.203	1.254
t+9	-0.078	-0.493	0.266	1.133	0.669 **	2.489	0.000	0.002
t+10	-0.217	-1.620	-0.062	-0.263	0.292	1.568	0.063	0.244

注：**は 1% 有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 5% 有意で帰無仮説を棄却することを示す。

表 6-3 「量的・質的金融緩和」 J-REIT 全体の平均超過収益率

日	イベントⅤ 2013.4.4		イベントⅥ 2014.10.31		イベントⅦ 2015.12.18	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
t-5	-0.179	-0.477	-0.132	-1.028	0.026	0.214
t-4	-0.171	-0.525	-0.246	-1.964	-0.371 **	-2.440
t-3	0.107	0.221	-0.060	-0.943	-0.069	-0.463
t-2	-1.083 **	-3.210	0.116	0.900	-0.257	-1.346
t-1	-0.157	-0.450	-0.113	-0.919	0.012	0.077
t	-0.506 **	-2.193	-0.299	-1.360	-0.530 **	-2.838
t+1	-0.761	-1.744	0.443	1.282	-0.005	-0.034
t+2	0.276	0.812	-0.042	-0.231	-0.245	-1.894
t+3	-0.286	-1.018	-0.201	-1.149	-0.178	-1.166
t+4	-0.052	-0.296	0.336	1.445	-0.402 **	-2.614
t+5	-0.818 **	-2.928	0.098	0.503	0.824 **	4.856
t+6	-0.239	-0.974	0.039	0.277	0.117	0.864
t+7	-0.486 **	-2.439	-0.299	-1.720	0.153	1.942
t+8	0.156	0.502	0.031	0.230	0.044	0.404
t+9	-0.266	-1.534	-0.281	-2.010	-0.223	-1.834
t+10	-0.188	-0.944	-0.030	-0.183	-0.150	-1.122

注：**は 1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

イベントⅠについては、イベント日の一日後に平均超過収益率が 1%の水準で有意に負の値となっている。有意な正の値がないので、日銀から包括緩和政策を打ち出したという声明のアナウンスメント効果がなかったということが分かる。

イベントⅡについては、イベント日の 4 取引日前に 1%の水準で有意に正の値となっているが、イベント日の後には正の値がなかった。つまり、金融緩和をさらに推し進めるため、REIT 等の多様な金融資産の買入れを行い、J-REIT に対して 500 億円程度を買入するという声明のアナウンスメント効果はなかったということが確認できる。

イベントⅢについては、イベント日の 3 取引日後(2010 年 11 月 10 日)と 9 取引日後(2010 年 11 月 18 日)にそれぞれ 5%と 1%の有意水準で平均超過収益率はゼロであるという帰無仮説が棄却され、正の値となっている。これは、J-REIT 法人 1 口当たりの買入限度額と対象となる J-REIT の銘柄選定について明確に公表された後、その日に J-REIT 価格が上昇したことを示している。

イベントⅣについては、イベント日の1取引日前と3取引日後に1%の水準で有意に正の値となっているが、イベント日の当日と2取引日後に1%の有意水準で負の値となっている。つまり、日銀が初めて市場からREITの購入を実施したことはJ-REITの価格を上昇させることもあれば、J-REIT価格を下落させることもある。

イベントⅤ、イベントⅥとイベントⅦについては、いずれも5%の水準で有意な正の値となっていないので、「量的・質的金融緩和」のアナウンスメント効果がなかったということが示された。

図6-3と表6-4は、イベントⅢとイベントⅣの平均累積超過収益率 $\overline{CAR}(0, i)$ を表している。

図6-3 イベントⅢとイベントⅣのCAR

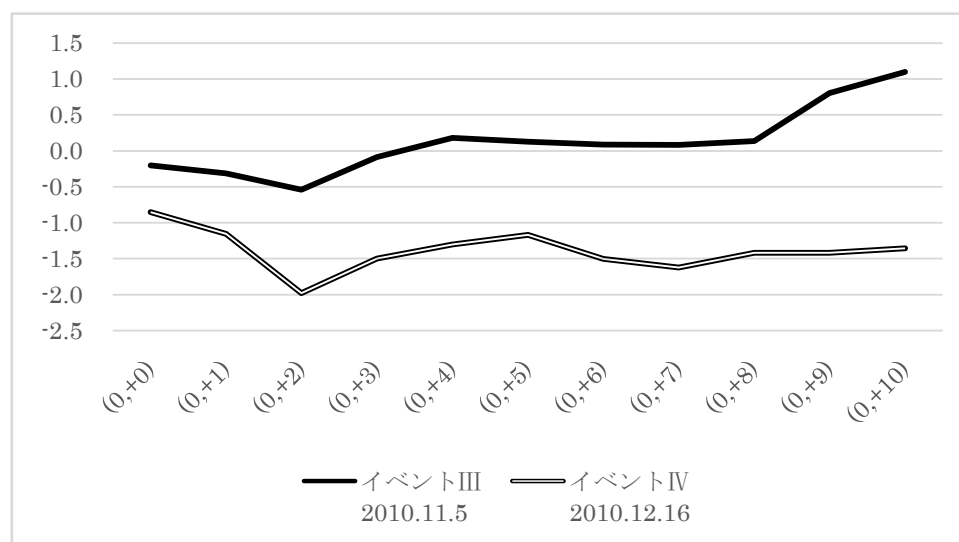


表6-4 イベントⅢとイベントⅣのCARの有意性の検定

	イベントⅢ 2010.11.15			イベントⅣ 2010.12.16		
	CAR	t 値	P 値	CAR	t 値	P 値
CAR(0,+0)	-0.205	-1.008	0.320	-0.852**	-2.612	0.013
CAR(0,+1)	-0.314	-0.733	0.468	-1.154**	-2.985	0.005
CAR(0,+2)	-0.542	-0.992	0.328	-1.982**	-3.553	0.001
CAR(0,+3)	-0.090	-0.179	0.859	-1.500**	-3.083	0.004
CAR(0,+4)	0.179	0.379	0.707	-1.303**	-2.834	0.008
CAR(0,+5)	0.128	0.257	0.799	-1.171**	-2.759	0.009
CAR(0,+6)	0.086	0.149	0.882	-1.502*	-2.574	0.015
CAR(0,+7)	0.084	0.129	0.898	-1.623*	-2.606	0.014

CAR(0,+8)	0.136	0.195	0.847	-1.420*	-2.120	0.041
CAR(0,+9)	0.805	1.087	0.285	-1.420*	-2.101	0.043
CAR(0,+10)	1.097	1.419	0.165	-1.356	-1.844	0.074

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

図6-3から、イベントIIIの公表後J-REIT価格が継続的に上昇していることがわかる。しかし、表6-4の正規性の検定において、すべての平均累積超過収益率 $\overline{CAR}(0, i)$ は統計的に有意とはならなかった。それに対して、イベントIVの均累積超過収益率 $\overline{CAR}(0, i)$ は統計的に有意となっていたが、-1.5%のところに維持していることがわかる。つまり、イベントIIIとイベントIVのアナウンスメント効果が有意にあるとは言えない。

以上の分析により、J-REITの買入に関する発表はJ-REIT全体の価格を上昇させるという仮説は成立しないことが確認された。

4.2 要因分析

1. モデルと仮説

前節で、2010年11月5日のイベントIIIは全体のJ-REITに対してアナウンスメント効果があるとは言えないが、イベント日の3営業日後の平均超過収益率AR(3)は5%の水準で有意に正の値となっていることが分かった。ここでは、2010年11月10日J-REIT全体の平均超過収益率を用いて、それはいかなる要因によって形成されているのかを実証分析で検証する。

2010年10月5日の総裁記者会見の時に、白川方明元日銀総裁は、「日銀が買う以上、幾つかの要素を勘案する必要がある。例えば、価格情報が利用できるか、公正な価格でその金融資産を買えるか、つまり価格の透明性が大事である。また、ある程度市場の規模がないと購入対象になりにくい。一方で、中央銀行としてとれるリスク、財務の健全性という面からどれだけのリスク量があるかも、勘案すべき要素になる⁴³」と述べた。ここで、日銀からの買入の要素について三つのキーワードが現れた。それは価格の透明性、市場の規模と財務の健全性である。

J-REITは、投資先不動産の賃貸収益や売却益等の配当可能な利益の90%を超える額を投資家に分配するのが基本なので、一般的な株より透明性を持っていると言える。ここで、J-REIT投資法人業績の変動を反映できる指標ROE（自己資本利益率）を各REITの有価証券報告書から収集し、透明性の代理変数として用いる⁴⁴。

43 出所：2010年10月6日公表された総裁記者会見要旨より。

44 2010年11月5日前公表された有価証券報告書を利用している。ROEのデータが直接に表示されていない場合、以下の計算式で算出する。

J-REITの時価総額は個々J-REITの市場の規模を表しているため、市場規模の代理変数として用いる。ここでは、Japan-ReitのホームページからダウンロードしたJ-REIT市況月次レポートから収集したデータを扱う。数字の桁の問題による誤差を考慮した上で、時価総額対数値を用いる。

格付は各企業の財務データ等の情報を基づいて格付会社から公表したものであるため、財務の健全性の代理変数として用いる。格付は各企業の財務情報等の定量データの収集と分析だけでなく、格付機関独自の調査の下で格付委員会による総合判断を経て決定されたものである。そのため、異なる格付機関は企業の同じ財務情報や経営指標等に基づいて格付を行っても同じ格付になるとは限らない。ここでは、金融庁から指定を受けている五つの格付機関のうち、格付投資情報センター（R&I）と日本格付研究所（JCR）の二つ格付機関が格付を行っている60社REIT企業の格付データを収集した。ここでは、以下の表6-5のように格付を数量化して分析する。

表6-5 格付の数量化

BBB+以下	A-	A	A+	AA-	AA	AA+
0	1	2	3	4	5	6

(データ出所) 各J-REIT銘柄のHPでIR情報より作成。

要因分析を行うため、以下の回帰モデルを設定した。

$$AR_i = \beta_0 + \beta_1 ROE_i + \beta_2 MARKET_i + \beta_3 GRADE_i + \mu_i \quad (6-9)$$

AR_i : 2010年11月10日J-REIT全体の平均超過収益率

ROE_i : 各J-REITの自己資本利益率

$MARKET_i$: 各J-REITの時価総額

$GRADE_i$: 各J-REITの数量化した格付

μ_i : 誤差項

ROEという指標は企業の運営成績を表している。ROEは株主から集めた資金をどれだけ効率的に運用し利益を上げたかを示す。そのため、ROEが高いJ-REITは株主から高く評価され、価格をより大きく上昇させると考えられる。

機関投資家はJ-REITへの市場参加者として高い割合を占めている。保田(2013)は、機関投資家は時価総額がある一定以上の銘柄にしか投資をしないという内規を設けているところが多いことを明らかにしている。機関投資家は規模の大きい企業に対する持分割合が

$$ROE = \text{当期純利益} / (\text{期首純資産額} + \text{期末純資産額}) \div 2$$

相対的に大きいことが確認できる⁴⁵。従って、より時価総額の高い企業は投資家からより多く資金を集め、イベントに対して価格がより敏感に反応すると予想できる。

2010年11月5日総裁記者会見の時、日銀はJ-REITの買入対象が信用力その他に問題のないものAA格相当以上のものと発表した。波及効果から考えると、最初に格付が高いJ-REITに波及し、順々に格付低いJ-REITに影響を及ぼすと思われる。そのため、格付が高いJ-REITは価格がより強めに上昇すると考えられる。

ここで、以下のように第二の仮説を設定する。

仮説 2-1: ROEが高いJ-REITは価格がより大きく上昇する。

仮説 2-2: 時価総額が高いJ-REITは価格がより大きく上昇する。

仮説 2-3: 格付が高いJ-REITは価格がより大きく上昇する。

2. 実証結果

四つの変数には単位根があるかどうかを検証するためADF検定を行った。単位根検定の結果は、四つの変数の時系列データに単位根がなく、定常時系列となっていることが分かった。そして、2010年11月10日J-REIT全体の平均超過収益率の要因について、回帰分析の推定結果を示すと、表6-6のようになる。

表 6-6 平均超過収益率の回帰分析 (推定結果)

		1	2	3
透明性の代理変数 ROE	Coefficient	0.114 *		
	Std. Error	0.066		
	t-Statistic	1.729		
	Prob.	0.093		
市場規模の代理変数 MARKET	Coefficient		0.745 **	
	Std. Error		0.207	
	t-Statistic		3.590	
	Prob.		0.001	
財務健全の代理変数 GRADE	Coefficient			0.375 **
	Std. Error			0.142
	t-Statistic			2.643
	Prob.			0.013
Constant	Coefficient	-0.995 **	-8.596 **	-1.753 **

45 出所：保田（2013）「株式の所有構造とペイアウト政策の関係性」

Std. Error	0.388	2.277	0.561
t-Statistic	-2.563	-3.775	-3.125
Prob.	0.015	0.001	0.004
R-squared	0.081	0.275	0.179
Adjusted R-squared	0.054	0.254	0.154

注：**は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

この結果より、ROE は 10%の有意水準で平均超過収益率に正の影響を与えていることが分かる。これは、仮説 2-1 と整合的である。また、時価総額は 5%の有意水準で平均超過収益率に正の影響を与えている。このことから、仮説 2-2 と整合的である。さらに、格付は 5%の有意水準で平均超過収益率に正の影響を与えている。これは、仮説 2-3 と整合的であることを表している。

4.3 グルーピングによる分析

1. 仮説

前節で、仮説 2-2 と仮説 2-3 が実証的に確認された。つまり、時価総額が高い J-REIT と格付が高い J-REIT はイベントの発表に対して価格が大きく上昇する。そこで、J-REIT 全体のイベント・スタディの結果について七つのイベントはいずれもアナウンスメント効果がなかったが、ここから、時価総額別の J-REIT の間に差があるかどうか、格付が高い J-REIT だけを取り出してアナウンスメント効果があるかどうかを実証的に分析する。

ここでは、イベント・スタディの手法を用いて、以下のような第三の仮説を検証する。

仮説 3-1: J-REIT の買入に関する発表に対して時価総額別の J-REIT 超過収益率の間に差がある。

仮説 3-2: J-REIT の買入に関する発表は格付が高い J-REIT の価格を上昇させる。

2. 仮説 3-1 の実証

時価総額上位 10 位の J-REIT 銘柄と時価総額下位 10 位の J-REIT 銘柄の超過収益率の間に有意な差があるか否かをイベント・スタディの手法で検証する。表 6-7 と表 6-8 は、時価総額が高いグループ（上位 10 位）と低いグループ（下位 10 位）の間の平均超過収益率差を表している。

表 6-7 「包括緩和政策」時価総額による平均超過収益率差

日	イベントⅠ 2010.10.5		イベントⅡ 2010.10.28		イベントⅢ 2010.11.5		イベントⅣ 2010.12.16	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
t-5	0.675	1.037	0.117	0.129	0.328	0.376	0.664	1.519
t-4	-0.673	-0.953	-1.240	-1.696	-0.292	-0.414	0.434	1.319
t-3	0.955*	2.324	-0.448	-1.019	-0.830	-0.837	1.527 *	2.988
t-2	1.797**	3.551	0.459	1.422	0.190	0.300	-0.312	-0.672
t-1	-0.689	-1.536	0.012	0.016	-0.082	-0.103	-1.389	-1.498
t	-0.609	-1.199	0.462	0.554	0.634	0.985	0.742	1.266
t+1	1.844	1.654	-0.180	-0.297	0.870 **	3.466	0.446	0.845
t+2	0.474	0.646	-1.085	-0.911	1.610 **	5.360	2.471**	3.818
t+3	0.213	0.326	0.236	0.386	-1.450 *	-2.705	-0.915	-1.893
t+4	0.319	0.387	0.707	0.815	-0.562	-1.144	0.023	0.036
t+5	0.577	1.425	1.317 **	3.312	1.045 *	2.634	0.087	0.188
t+6	-0.149	-0.257	1.284	1.961	0.633	1.849	1.622 *	2.992
t+7	0.673	1.364	1.158 **	6.008	-0.616	-0.486	-0.227	-0.274
t+8	0.662	1.161	-2.099**	-3.384	0.686	1.839	-0.100	-0.418
t+9	0.754	1.628	-0.527	-0.945	-0.294	-0.463	0.583	1.137
t+10	0.548	1.334	0.147	0.238	-0.506	-1.089	0.464	0.759

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

表 6-8 「量的・質的金融緩和」時価総額による平均超過収益率差

日	イベントⅤ 2013.4.4		イベントⅥ 2014.10.31		イベントⅦ 2015.12.18	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
t-5	-0.640	-0.660	0.763	2.236	0.332	1.961
t-4	0.561	0.477	0.902 **	2.924	0.931**	3.830
t-3	-2.921 *	-2.279	-0.010	-0.038	1.350	2.087
t-2	1.419	1.324	-0.473	-1.366	-0.489	-0.980
t-1	0.242	0.389	0.093	0.243	0.773	0.798
t	0.544	0.703	0.906 *	2.390	0.372	0.633
t+1	0.542	0.383	0.453	0.408	0.733 *	2.276

t+2	-0.435	-0.419	0.658	0.930	0.938 *	2.447
t+3	-0.581	-0.897	-0.352	-0.636	0.032	0.078
t+4	0.306	0.527	-0.173	-0.283	0.764	2.109
t+5	0.494	0.525	-0.262	-0.686	-1.963 **	-3.457
t+6	0.422	0.874	-0.230	-0.627	-0.030	-0.067
t+7	-0.594	-1.002	0.902	1.877	-0.548	-2.257
t+8	-1.471	-1.617	-0.704	-2.142	-0.287	-0.785
t+9	0.261	0.453	0.908	2.228	0.296	1.047
t+10	-0.155	-0.321	-0.301	-0.482	0.592	3.070

注：**は1%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

表 6-7 と表 6-8 から、イベント V を除く、イベント I、II、III、IV、VI、VII についてはいずれも 1%か 5%有意水準で正の差が存在し、時価総額の高低によって J-REIT のリターンに有意な差が生じていることが分かった。このことより、仮説 3-1 が満たされていることが示された。

3. 仮説 3-2 の実証

ここで、各 J-REIT 銘柄の HP で IR 情報（決算短信・有価証券報告書）の中で格付に関する情報を収集し、2010 年 10 月 5 日と 2013 年 4 月 4 日の二つの時点直前に J-REIT 格付の状態を表 6-9 のようにまとめた。表 6-9 から、「包括緩和政策」と「量的・質的金融緩和」を実施する前に AA の格付を持っている J-REIT の数が少ないので、2016 年 4 月 30 日の時点で AA の格付を持っている J-REIT をグルーピングすることにする。グルーピングの結果は、「包括緩和政策」が実施された際に格付が高い J-REIT の数は 10 銘柄で、「量的・質的金融緩和」の時に格付が高い J-REIT の数は 12 銘柄である。

AA の格付を持っている J-REIT の超過収益率は有意な正の値があるか否かをイベント・スタディの手法で検証する。具体的には、まず、七つのイベントの平均超過収益率を計算する。そして、平均超過収益率は有意に正の値であれば、平均累積超過収益率を算出する。最後に平均累積超過収益率の有意性を検定する。

表 6-10 と表 6-11 は、格付が高い J-REIT の平均超過収益率を表している。図 6-4 は、格付が高い J-REIT の平均累積超過収益率 $\overline{CAR}(0, i)$ を表している。表 6-12 は、格付が高い J-REIT の CAR の有意性を検定した結果を表している。

表 6-9 J-REIT の格付

格付	「包括緩和政策」	「量的・質的金融緩和」
	2010.10.5 直前	2013.4.4 直前
AA	4	6
AA-	10	11

A+	6	10
A	5	3
A-	2	2
BBB+	0	3
BBB	3	0
BB+	1	0
BB	1	0
格付ない	4	4
合計	36社	39社

(出所) 各 J-REIT 銘柄の HP で IR 情報より作成。

表 6-10 「包括緩和政策」格付が高い J-REIT の平均超過収益率

日	イベントⅠ 2010.10.5		イベントⅡ 2010.10.28		イベントⅢ 2010.11.5		イベントⅣ 2010.12.16	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
t-5	0.313	0.635	0.050	0.144	0.501*	1.878	0.126	0.356
t-4	-0.155	-0.619	0.009	0.013	0.189	0.807	-0.005	-0.026
t-3	0.107	0.313	-0.215	-0.559	-0.428	-1.105	-0.223	-0.591
t-2	-0.627	-1.614	-0.300	-1.359	0.431*	2.217	-0.342	-1.094
t-1	0.013	0.106	0.273	0.754	0.069	0.124	0.765	1.095
t	-0.585	-1.383	0.515 *	1.889	0.083	0.208	-0.150	-0.243
t+1	-1.194	-1.131	0.163	0.661	0.498	1.372	0.188	0.389
t+2	-0.159	-0.585	-0.463	-1.238	0.142	0.810	-0.005	-0.009
t+3	-0.097	-0.284	0.431 *	2.071	-0.029	-0.073	0.614	1.535
t+4	0.146	0.426	0.054	0.096	-0.227	-0.569	-0.398	-1.831
t+5	0.465	1.504	0.063	0.157	-0.421**	-2.519	0.003	0.015
t+6	0.016	0.079	0.485	1.326	-0.189	-0.815	-0.086	-0.513
t+7	-0.003	-0.011	0.133	0.775	0.107	0.414	-0.059	-0.131
t+8	0.061	0.219	-0.037	-0.095	0.222	0.869	0.055	0.161
t+9	-0.155	-0.431	-0.230	-0.572	0.599	1.061	-0.033	-0.086
t+10	-0.397	-1.821	-0.438 **	-2.733	0.750 **	2.814	0.499	1.117

注: **は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

表 6-11 「量的・質的金融緩和」格付が高い J-REIT の平均超過収益率

日	イベントV 2013.4.4		イベントVI 2014.10.31		イベントVII 2015.12.18	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
t-5	-0.042	-0.048	0.138	0.580	-0.201	-1.342
t-4	-0.813	-1.426	0.253	1.089	0.218	1.216
t-3	-1.292	-1.188	-0.027	-0.418	-0.161	-0.739
t-2	-0.809	-1.153	-0.048	-0.222	-0.211	-0.843
t-1	-0.184	-0.231	-0.412	-1.382	-0.005	-0.018
t	-0.229	-0.578	-0.253	-0.535	-0.206	-0.521
t+1	-0.270	-0.293	0.027	0.031	0.392	1.081
t+2	-0.463	-0.666	0.891**	2.298	0.075	0.289
t+3	-1.076	-1.506	0.420	1.629	0.160	0.665
t+4	0.273	0.572	0.046	0.104	-0.064	-0.251
t+5	-0.546	-0.752	0.160	0.319	0.363*	1.704
t+6	-0.654	-1.432	-0.258	-1.144	-0.114	-0.725
t+7	-0.773	-1.747	0.211	0.693	0.051	0.234
t+8	-0.932	-1.423	-0.072	-0.281	-0.172	-0.781
t+9	-0.210	-0.464	-0.040	-0.221	0.078	0.505
t+10	-0.158	-0.378	0.330	0.993	-0.263	-1.019

注：**は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

図 6-4 格付が高い J-REIT の平均累積超過収益率

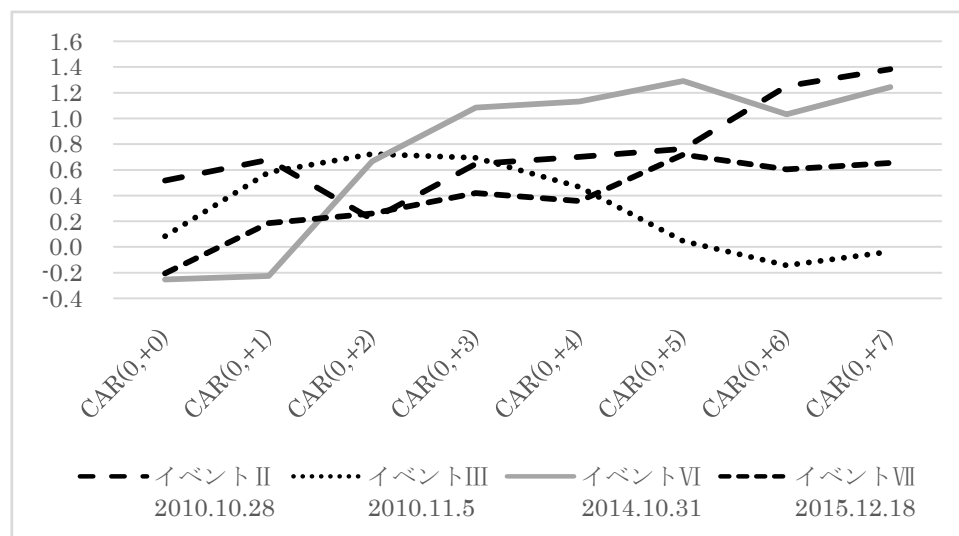


表 6-12 格付が高い J-REIT の CAR の有意性の検定

	イベント II 2010.10.28		イベント III 2010.11.5		イベント VI 2014.10.31		イベント VII 2015.12.18	
	CAR	Value	CAR	Value	CAR	Value	CAR	Value
CAR(0,+0)	0.515*	1.889	0.083	0.208	-0.253	-0.535	-0.206	-0.521
CAR(0,+1)	0.678	1.642	0.581	0.910	-0.226	-0.239	0.186	0.577
CAR(0,+2)	0.215	0.547	0.723	1.011	0.665	0.669	0.261	0.504
CAR(0,+3)	0.646*	1.959	0.694	1.055	1.084	1.240	0.421	0.820
CAR(0,+4)	0.700	1.367	0.467	0.728	1.130	0.897	0.356	0.644
CAR(0,+5)	0.763	1.611	0.046	0.072	1.291	0.827	0.719	1.509
CAR(0,+6)	1.249*	1.946	-0.142	-0.222	1.032	0.668	0.605	1.259
CAR(0,+7)	1.381*	1.878	-0.035	-0.053	1.243	0.793	0.655	1.622

注：**は 5%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

*は 10%有意で帰無仮説を棄却することを示す。

以上の図表から、イベント I、イベント IV とイベント V については、有意な値ではないので、これらのイベントは格付が高い J-REIT に対してアナウンスメント効果を有していないということが分かった。

イベント II については、イベント日の当日と 3 取引日後に 10%の有意水準で平均超過収益率はゼロであるという帰無仮説が棄却され、正の値となっている。この日、金融緩和をさらに推し進めるため、REIT 等多様な金融資産の買入れを行い、J-REIT に対して 500 億円程度を買入するという声明が公表された。その日に格付が高い J-REIT の価格が上昇したことを示している。

イベント III については、イベント日の 2、5 取引日前とイベント日の 10 取引日後にそれぞれ 10%と 5%の有意水準で正の値となっている。これは、J-REIT 法人 1 口当たりの買入限度額と対象となる J-REIT の銘柄選定について明確に公表される前に、格付が高い J-REIT の価格も既に上昇していたということを意味している。

イベント VI については、イベント日の 2 取引日後に 5%の水準で有意に正の値となっている。つまり、J-REIT の保有残高の増加額を年間 300 億円から 900 億円に引き上げるという発表は格付が高い J-REIT の価格を上昇させたことを示している。

イベント VII については、イベント日の 5 取引日後に 10%の水準で有意に正の値となっている。つまり、J-REIT 銘柄別の買入限度額を「5%以内」から「10%以内」に引き上げるといふ声明は格付が高い J-REIT の価格に影響を与えているが、効果が遅れて現れるということが示された。

イベント II、III、VI、VIIの平均累積超過収益率を表した図 6-4 から、四つのイベント日

後に最初の三日間の CAR は何れも上昇し、その後、四つのイベントの CAR は全てゼロを上回った。そのため、この四つのイベントはアナウンスメント効果があるように見える。しかし、CAR の有意性を検定した結果では、イベント II しか 10% の水準で有意に正の値となっていないので、イベント II は格付が高い J-REIT に対してアナウンスメント効果があったが、イベント III、VI、VII のアナウンスメント効果が必ずしもあるとは言えないということが確認された。

4.4 解釈とまとめ

4.1 節の分析により、J-REIT の買入に関する発表は J-REIT の価格を上昇させるという仮説は成立していない。その原因は、政策発表の効果が東証 REIT 指数の中に織り込まれていることであると考えている。

多くの J-REIT を対象にしたイベント・スタディの先行研究の中、市場ポートフォリオの日次収益率としては TOPIX 指数の収益率を用いている。最初に、本章も TOPIX 指数の収益率を用いて (6-1) 式で、パラメータ α と β を推定したが、半分以上の各 J-REIT 銘柄の α と β は統計的に有意ではない結果になっている。金 (2015) は、J-REIT と株式、国債、不動産の三つの市場の関係を検証した。この結果によると、2009 年以降 TOPIX のリターンは REIT のリターンに 5% の水準で有意な影響を与えているが、債券と不動産のファクターは有意ではない結果になっている。しかし、株式、国債、不動産の三つの市場変数は J-REIT リターンの説明力が 20% まで低下したと示している。そのため、(6-1) 式には東証 REIT 指数を市場ポートフォリオの代理変数として用いている。

しかし、もし政策のアナウンスメント効果が東証 REIT 指数の中に織り込まれていたとすると、各 J-REIT に対するアナウンスメント効果は検出できない可能性がある。ここで、同じイベント・スタディ手法で、(6-1) 式の中に TOPIX 指数を市場ポートフォリオの代理変数として用いて、イベント日の東証 REIT 指数の超過収益率を導出した。その結果は、表 6-13 の通りである。表 6-13 より、イベント II とイベント IV を除く、他の五つのイベント日の当日に、東証 REIT 指数は高い正の超過収益がみられた。

表 6-13 東証 REIT 指数の AR (0)

日		AR(0)
包括緩和政策	2010.10.5	1.933
	2010.10.28	-2.482
	2010.11.5	0.292
	2010.12.16	-2.089
量的質的金融緩和	2013.4.4	2.671
	2014.10.31	1.666
	2015.12.18	2.016

表 6-14 は前節の分析結果をまとめた表である。

表 6-14 分析結果のまとめ

	REIT 指数	J-REIT 銘柄全体		時価上下位の差	高い格付	
	AR(0)	AR	CAR	AR	AR	CAR
イベントⅠ	+	なし	なし	あり	なし	なし
イベントⅡ	-	なし	なし	あり	あり	あり
イベントⅢ	+	あり	なし	あり	あり	なし
イベントⅣ	-	あり	なし	あり	なし	なし
イベントⅤ	+	なし	なし	なし	なし	なし
イベントⅥ	+	なし	なし	あり	あり	なし
イベントⅦ	+	なし	なし	あり	あり	なし

表 6-14 から、異なる金融政策の発表に対する REIT 市場の反応に差が見られた。図 6-2 より、包括緩和政策を打ち出した後、2010 年 10 月から 12 月までの間に、東証 REIT 指数は引き続き上昇基調となっていたことが分かる。

2010 年 10 月 5 日、J-REIT を買入対象に含むとの発表を受け、当日に東証 REIT 指数の超過収益は正になり、6 日の東証 REIT 指数は 977.17 にまで上場し、5 月以来の高値水準となった。特に、ジャパンリアルエステイト投資法人や日本ビルファンド投資法人等時価総額の高い銘柄の投資口価格の上昇が顕著に表れた。そのため、イベントⅠには、各 J-REIT 銘柄に対するアナウンスメント効果が見出されていないが、REIT 指数から見ると、イベントの発表が REIT 市場全体にアナウンスメント効果があったと判断できる。しかも、時価上下位のグループの間に超過収益は有意な差が生じている。つまり、高い時価の J-REIT の方が価格は上昇している。それは現実の J-REIT の動き方と一致している。

2010 年 10 月 28 日、J-REIT の買入限度額が 500 億円と発表され、投資家は買入額の規模が期待を下回ると予想し、J-REIT 価格は下落局面に入った。そのため、イベントⅡには東証 REIT 指数の超過収益は負になり、各 J-REIT 銘柄において、イベントの発表が REIT 市場にアナウンスメント効果が表れなかった。一方、日銀の買入額 500 億円は規模こそ小さいが、「呼び水」効果で市場に有力な買い支えになり、時価総額の高い J-REIT と格付が高い J-REIT は反応し、それに対するプラスのアナウンスメント効果が存在した。

2010 年 11 月 5 日、買入要件が AA 格付相当以上の銘柄と発表された。対象銘柄の指数上昇をはじめとし、中旬以降は買入対象以外の銘柄へも上昇が波及した。そのため、イベントⅢには、REIT 指数から見ると、イベントの発表が REIT 市場全体にアナウンスメント効果が表れた。さらに、高い時価の J-REIT の方が価格は上昇している。格付が高い J-REIT に

対して、アナウンスメント効果があったとはいえないが、AR(-5)とAR(-2)には有意な正の値があった。そのため、格付が高いJ-REITの価格が上昇したが、公表の内容は事前に漏れている可能性がある。

2010年12月16日、日銀が初めてJ-REITを買入れた後、投資家からの利益確定売りが生じた。イベントIVには、イベントの発表がREIT市場にアナウンスメント効果がみえず、J-REIT価格は調整局面にあった。AR(-1)とAR(+3)が有意な正の値となったため、投資家が利益を確定するためにイベントの当日にJ-REITを売ったが、イベント前後に今後の好調を期待し、J-REIT価格は上昇したと考えられる。この時、高い時価のJ-REITの方が価格は上昇している。

2013年4月より、消費税増税、追加緩和期待の後退と米国株市場の暴落等を背景に東証REIT指数は大幅に下落し始めた。4月4日、日銀が年間300億円のREIT買入れ枠の追加を発表した。それをきっかけに一旦戻す場面はあった。そのため、イベントVには、各J-REIT銘柄に対するアナウンスメント効果が見出されていないが、REIT指数から見るとイベントの発表がREIT市場全体にアナウンスメント効果があった。

2014年10月31日、日銀がJ-REITの年間買入金額を従来の3倍の900億円に引き上げた発表の影響を受け、TOPIXを上回り、前日比+58.97ポイントと2014年度最大の上げ幅となり、終値は1,716.55となった。そのため、イベントVIには、各J-REIT銘柄に対するアナウンスメント効果が見出されていないが、REIT指数から見るとイベントの発表がREIT市場全体にアナウンスメント効果があったと論じることができる。この時も、高い時価のJ-REITの方が価格は上昇している。格付が高いJ-REITに対するアナウンスメント効果があるとは言えないが、AR(0)が有意に正の値となっているので、当日にアナウンスメント効果があったということが確認された。

2015年12月18日、日銀はJ-REITの買入限度額を従来の発行済投資口の5%以内から10%以内へ引き上げることを発表した。その発表は、日銀がJ-REIT買入枠があっても実質的に買入できなくなるという懸念が解消された。これにより東証REIT指数が安定的に1,750ポイントまで回復した。そのため、イベントVIIには、REIT指数から見ると、イベントの発表がREIT市場全体にアナウンスメント効果があったとすることができる。この時も、高い時価のJ-REITの方が価格は上昇している。格付が高いJ-REITのAR(+1)とAR(+2)が有意に正の値となっているので、発表した後一日目と二日目にアナウンスメント効果が現れたということが示された。

4.2節では、金融政策を公表時の各J-REIT銘柄の超過収益率の要因を分析した。日銀から買入対象になるJ-REITには三つのポイントが求められている。それらは、価格の透明性、市場の規模と財務の健全である。

第一に、要因結果から分かるとおり、買入に関する金融政策が発表された後、業績が良いJ-REITは市場から高く評価されている。配当割引モデルにより、J-REITの株価を決定するのは企業の既存の株式に対する将来の一株当たりの期待分配金である。J-REITの配当可

能な利益の 90%を超える額を投資家に分配する特徴がある。業績が良い企業というのは株主による出資金等を利用して、より高い利益を生み出している企業のことである。得た利益は一定の比率で投資家に分配する。そのため、業績が良い企業は高い分配金が確保できる。そのため、業績が良い J-REIT は日銀の「呼び水」効果によって、市場の買入対象になり、価格が上昇し超過収益が生まれた。

第二に、時価総額の高い J-REIT は J-REIT の価値評価に有意なプラスの影響を与えていたことが見出された。物江（2015）は、時価総額が大きい企業は、時価総額が小さい企業より経営体力があり、ESG 情報開示にかけるリソースも多く有している、ESG 情報開示に対する意識が高い、等の事情が影響している可能性があるろうと示唆している。時価総額の高い企業はより高い情報開示の意識を持ち、より多くの企業情報を公開し、情報非対称性が少なくなる可能性がある。経営者と投資家の間に情報非対称性が存在する時に、投資家は情報非対称性が低い企業を選ぶ傾向があるので、金融政策を発表した後、J-REIT に投資する際に情報非対称性が低い時価総額の高い J-REIT を買入する。従って、時価総額別のグループの間に平均超過収益の差が生じたと言えらる。

第三に、信用力の高い J-REIT はより高い評価をされていたことが明らかにされた。2010 年 11 月 5 日、日銀の対外公表文の中で、信用力その他の問題のない AA 格相当以上の J-REIT は買入対象として決定された。2010 年 12 月から日銀は AA 格相当の銘柄を買入れしてきた。市場の投資家は日銀の動きを見ながら投資を行うので、「呼び水」効果の影響が最初に格付の高い J-REIT に及び、その後、格付の低い銘柄に波及する可能性があると考えられる。そのために、J-REIT の格付と平均超過収益の間に有意な正の関係が生じたと言える。

IV おわりに

本論では、金融政策のアナウンスメントに対する J-REIT 銘柄の株価反応をイベント・スタディの手法を用いて実証的に分析した。この結果によると、異なる金融政策の発表に対して REIT 市場の反応に差が見られることが分かった。また、全ての金融政策発表のアナウンスメント効果があるというわけではないことが明らかにされた。その原因は、政策発表の効果が東証 REIT 指数の中に織り込まれていることであると考えている。イベント日の東証 REIT 指数の超過収益率の結果は、イベントⅡとイベントⅣを除く、他の五つのイベント日の当日に、東証 REIT 指数は高い正の超過収益がみられた。つまり、REIT 指数から見ると、イベントⅠ、Ⅲ、Ⅴ、Ⅵ、Ⅶの発表が REIT 市場全体にアナウンスメント効果があったと判断できる。REIT 指数の収益率変動についての要因分析により、超過収益が析出された要因は三つがある。第一に、買入に関する金融政策が発表された後、業績が良い J-REIT ほどは市場から高く評価されている。第二に、時価総額の高い J-REIT は J-REIT の価値評価に有意なプラスの影響を与える。第三に、信用力の高い J-REIT はより高く評価をされる。

この他にも投資家の投機行動や国内と国際のマクロ経済面の状況等と関係があると考えられる。従って、今後の研究課題としては、これらの外部要因を計測した上で、J-REIT に関する金融政策を評価する。

第七章 中国不動産市場の課題

一日米不動産市場における動向との比較分析―

I はじめに

2016年9月27日、スイスのUBSは2016年度の全世界不動産バブル指数を発表した。このレポートは各国の経済成長に反映して過剰な価格の高騰がみられ、バブルが弾ける可能性が高い都市を報告している。レポートによると、バブルのリスクがある都市として、1位のバンクーバーから6位の香港が取り上げられている。バンクーバーは昨年のロンドンに代わり、世界の中で不動産バブル崩壊のリスクが最も高い都市となった。2005年以降、バンクーバーの不動産価格は249%上昇した。香港のランキングは、去年の第2位から第6位にまで下がった。東京は12位であり、不動産価値が過大評価されているという結果が示されている。レポートで取り上げられている18都市中、14位のシンガポールから17位のシカゴまでの都市は経済に見合った不動産価格の都市である。不動産価値が過小評価されている都市は18位のミラノであった。このインデックス得点は、不動産価格対所得の比、不動産価格対賃貸料の比、不動産価格の変動率、建設投資対GDPの比率と対GDPの比率五つ変数の加重平均である。一方、中国内陸部の都市はUBSの研究対象外となっている。中国内陸部の都市が研究対象になれば、その結果は変わるだろう。

2016年3月に、イギリス系不動産総合コンサルティング会社であるナイト・フランクは2016年の「ウェルス・レポート」を発表した。このレポートの中で、100都市を対象とした「国際豪邸⁴⁶指数」が発表され、トップ10の都市は順にモナコ、香港、ロンドン、ニューヨーク、シドニー、ジュネーブ、シンガポール、上海、パリ、北京であった。また、住宅投資のホットスポットとして、ロサンゼルス、上海、東京の千代田等が挙げられている。

本章では、国際比較の視点から、中国、日本とアメリカの経済状況を比較し、日本の1990年代のバブルとアメリカの2008年の金融危機を踏まえた上で、中国不動産業の現存の課題を整理し、中国不動産バブルに対する対応策を検討する。最後に、今後大きく発展すると期待されている中国REIT市場の現状についてまとめる。

II 日米バブルの比較

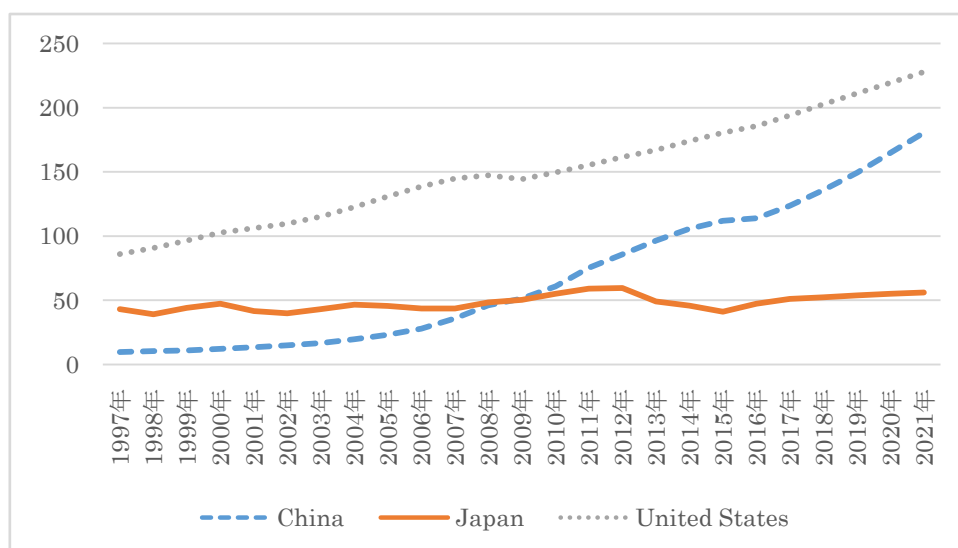
2.1 中日米マクロ経済の比較

現在、中国・日本・アメリカは、GDPの規模で世界のトップスリーであり、世界経済

46 豪邸とは、各都市において価格ランキングのトップ5%の不動産である。

に重要な役割を果たしている。図 7-1 は、1997 年から 2021 年における中日米の名目 GDP の推移を表している。図 7-1 より、アメリカの GDP は世界第 1 位であることがわかる。2009 年に、中国の GDP は日本を超え世界第 2 位となった。1997 年、中国、日本、アメリカの GDP の総額比は、1 対 4.48 対 8.92 であり、2015 年になるとその比率が 1 対 0.37 対 1.61 となっている。さらに、2021 年になるとその比率は 1 対 0.31 対 1.26 まで変化していくと IMF が予想している。3 ヶ国の GDP の推移を表す線の傾きより、3 ヶ国の経済成長率の差は極めて大きいことが示されている。IMF の予想によると、中国の GDP は 6% 前後で成長していく。それに対して、日本とアメリカの GDP の成長率はそれぞれ 0.5% と 1.6% 前後の水準で推移する。つまり、中国とアメリカの間の差が縮小していくこととなる。その一方で、少子化・高齢化等の影響で、日本の経済が徐々に成長しているが、成長のスピードは中国とアメリカより若干遅くなっていることが分かる。

図 7-1 中日米の名目 GDP の推移（単位：億ドル）



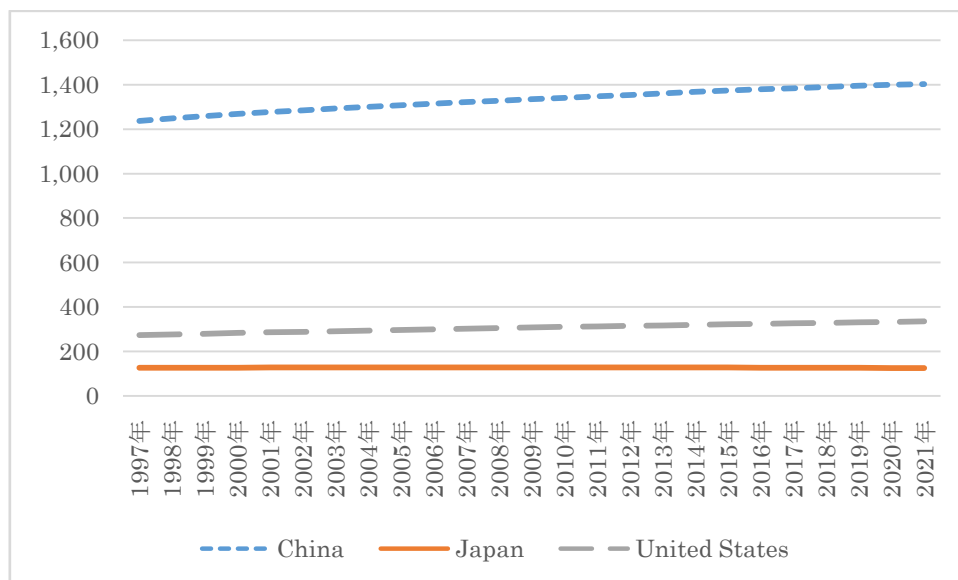
（データ出所）IMF , World Economic Outlook Databases（2016.4 版）より作成。

*2016 年からは予想値である。

図 7-2 と図 7-3 は、それぞれ 1997 年から 2021 年における中日米の人口の推移と 3 ヶ国の一人当たりの GDP の推移及び推計を表している。図 7-2 より、中国の人口とその増加率はアメリカと日本より圧倒的に多いことが示されている。中国とアメリカの人口の推移の曲線は右上がりとなっているが、日本の曲線はほぼ横ばいとなっている。2015 年、中国の人口は日本の人口の約 10.8 倍で、アメリカの人口の約 4.3 倍である。図 7-3 より、19 年間（1997～2015）の間に、中国の一人当たりの GDP は 10 倍以上増加し、アメリカの一人当たりの GDP は約 1.78 倍増となっている。それに対して、日本の 2015 年の一人当たりの GDP は 1997 年より若干低下した。そのため、2015 年の日本と米国の一人当

りの GDP はそれぞれ中国の 4 倍と 6.9 倍である。中国の一人当たりの GDP はかなり増加したが、先進国と比べると依然として低いことが明らかである。

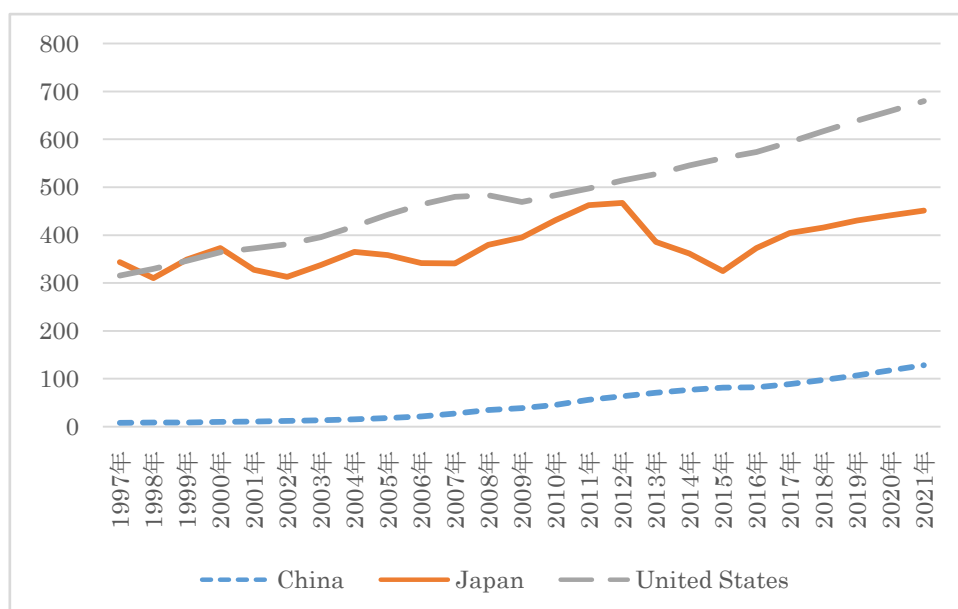
図 7-2 中日米の人口の推移 (単位: 百万人)



(データ出所) IMF, World Economic Outlook Databases (2016.4 版) より作成。

*2016 年からは予想値である。

図 7-3 中日米の一人当たりの GDP の推移(単位: 百ドル)

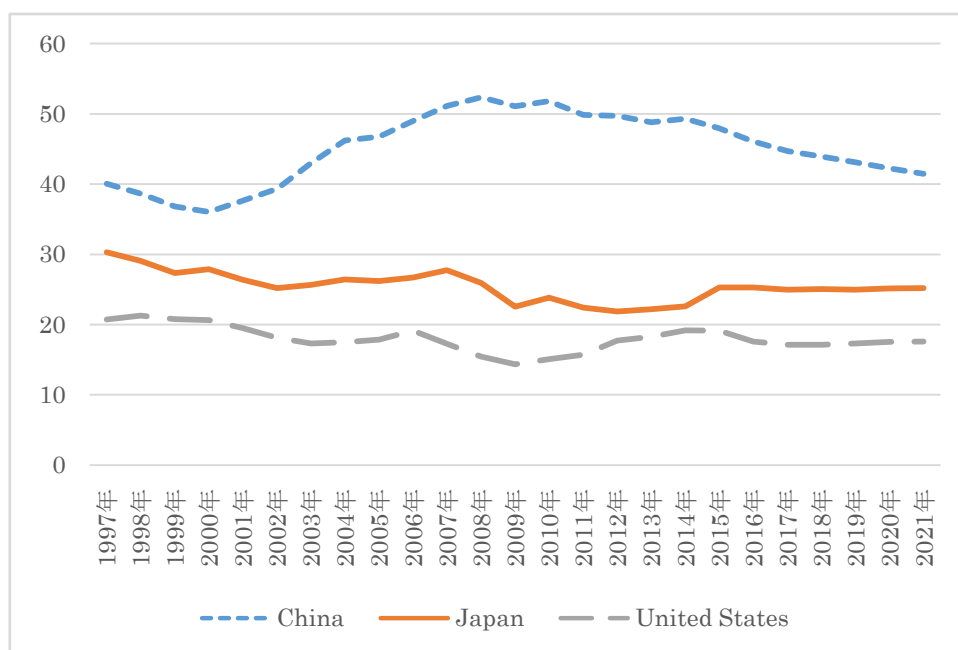


(データ出所) IMF, World Economic Outlook Databases (2016.4 版) より作成。

*2016 年からは予想値である。

図 7-4 は中日米の国民貯蓄対 GDP の割合を表している。同図より、アメリカの貯蓄対 GDP の値は最も低く、15%~20%までの範囲で安定している。アメリカは低い貯蓄率と高消費の国であることが分かる。日本は 2008 年に金融危機と 2011 年の大震災の影響で、一時的に約 21.9%まで低下したが、2015 年に 25.3%まで増加した。それに対して、中国の貯蓄率が極めて高く、中国人には預金の選好があることが分かる。中国の貯蓄対 GDP の値は 2000 年の 36%から年々増加した。元々、収入が低い中国人は生活に必要な消費以外の資金を銀行に預金するという習慣がある。2008 年に最高値の 52.3%に達した。金融危機の影響で、株市場等の投資市場が不安定になり、投資家が危険回避的な行動をとり銀行の預金が増加した。加えて、政府の 4 兆元の景気刺激政策によって人々の収入が相対的に増加した。IMF の予想によると、貯蓄対 GDP の比率はこれから減少する傾向にあるとされている。

図 7-4 中日米の国民貯蓄対 GDP の割合（単位：％）



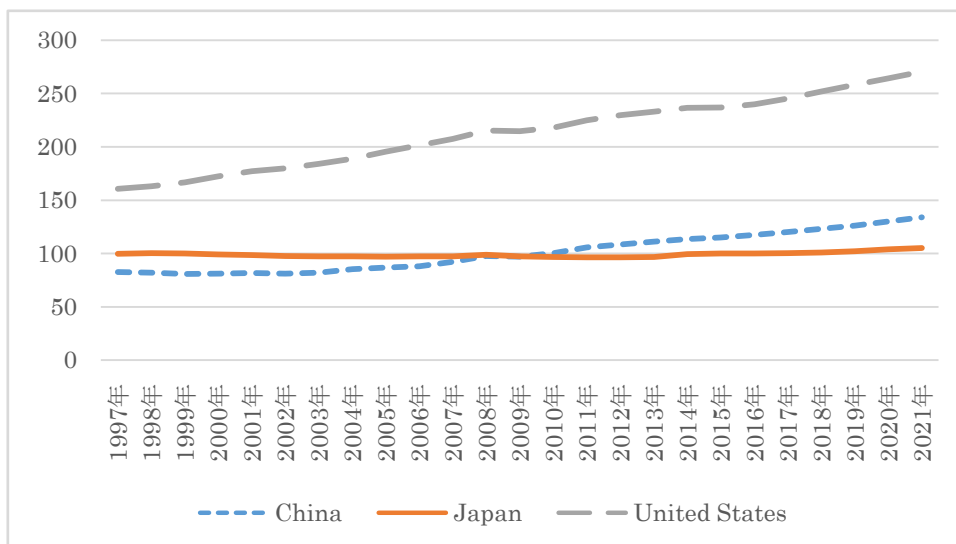
（データ出所）IMF , World Economic Outlook Databases（2016.4 版）より作成。

*2016 年からは予想値である。

図 7-5 と図 7-6 はそれぞれ中日米の消費者物価指数の推移と中日米のインフレ率の推移を表している。図 7-5 より、中国とアメリカの消費者物価指数は年々上昇し、それに対して、日本の消費者物価指数は安定している。図 7-6 より、2008 年以前にアメリカのインフレ率は 1.5%~3.4%の間で変動している。2009 年に 3 ヶ国のインフレ率は、マイナスとなり物価が下落した。2010 年以降、インフレ率の変動幅は以前より大きくなった。近年、速いスピードで経済発展している中国はインフレ率が 1.4%~2.6%の間で安定してい

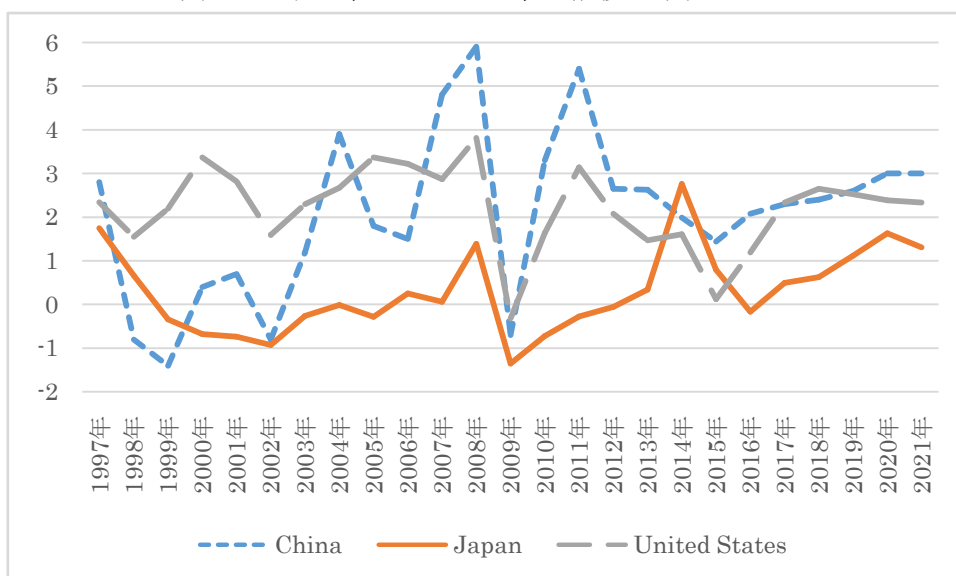
る。中国の経済は緩やかに成長していることが確認できる。日本の場合は、2012年にデフレから脱却し、2015年に0.8%に達した。

図 7-5 中日米の消費者物価指数の推移



(データ出所) IMF, World Economic Outlook Databases (2016.4版) より作成。
*2016年からは予想値である。

図 7-6 中日米のインフレ率の推移 (単位: %)



(データ出所) IMF, World Economic Outlook Databases (2016.4版) より作成。
*2016年からは予想値である。

近年、中国の経済は成長し、国民の所得も増加し、物価も安定な水準で上昇してきた。

しかし、中国の製品は付加価値が低く、環境汚染等の問題が深刻化している。高度先端技術の領域では、中国の競争力は先進国の日本とアメリカの足元にも及ばない。しかも、現在の中国では、労働力の不足、少子化、高齢化等の問題が起こっている。それと共に、賃金の上昇の影響で、労働集約型産業の企業は人件費が低い国へ移行する傾向も現れた。中国では市場経済への改革が依然として必要となっている。

2.2 日本バブル(1986年～1991年)

以上のマクロ経済動向を確認した上で、日本とアメリカでバブルが発生し、そして崩壊したプロセスを具体的に考察する。

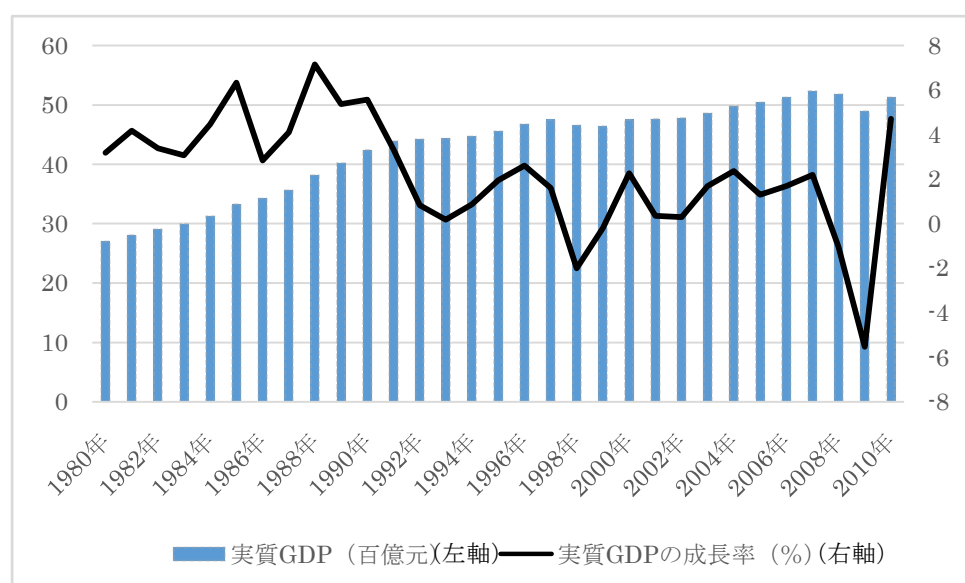
バブルに至るまでは五つの段階がある。第一段階には、新技術の革新や金利の低下等の要因で景気が大好況となる。第二段階には、資産価格が上昇し始める。第三段階には、投資家が合理性を失う。第四段階には、政府が不動産コントロール政策を実施する。第五段階には、資産価格が暴落し、大量の倒産が発生してパニックが広がる。

本節では、以上の五つの段階に分けてバブル現象とその崩壊について分析する。

1. 第一段階

1980年代、日本の経済規模はイタリア、フランス、イギリス、ドイツを相次いで超えアジア第一位となり、アメリカに次ぎ世界の第二位の経済大国となった。当時、日本の経済規模はアメリカの約半分に相当し、外貨準備は世界全体の約半分に達した。1985年、アメリカに代わり日本は世界最大の債権国となった。日本の投資家はアメリカの銀行とスーパーを続々と買収し、ニューヨークのシンボルのロックフェラービルまで買収された。

図 7-7 日本の実質 GDP の推移 (1980 年～2010 年)



(データ出所) IMF, World Economic Outlook Databases (2016.4 版) より作成。

図 7-7 は、1980 年から 2010 年にかけて日本の実質 GDP の推移を表している。同図より、日本の実質 GDP の成長率は 1980 年の 3.2% から 1985 年の 6.3% まで上昇した。1980 年代半ばまでの日本経済は大きく拡大したことが分かる。

2. 第二段階

1985 年 9 月プラザ合意後、日本円が大幅に上昇し、3 年間で対米ドルの上げ幅は 86.1% に達した。円高による輸出への影響に対応するため、日本政府は内需拡大策として金融緩和政策を行った。1986 年 1 月から 1987 年 2 月までの間に、日本銀行は政策金利を 5% から 2.5% まで 5 回引き下げた。その間、1985 年から 1990 年までの M2 の伸び率は 8% から 12% に上昇した。1986 年の金融自由化に伴い、企業は多くの社債を発行し資金調達を行った。低金利下の流動性過剰の背景の下で、大量の資金が株市場、不動産市場に流れ込んだ。投資家は、銀行から借り入れた資金を収益の高い株式や不動産に投資した。このため、資産価格が上昇し始めた。

3. 第三段階

不動産価格の上昇は、住宅ローンの急増をもたらした。銀行は不動産業に投資したと同時に、住宅ローンを大量に貸出し、さらに担保無しのローンでも貸出した。そのため、土地への投機ブームが広がった。1984 年から 1989 年の間、銀行の住宅ローンの平均伸び率は同期間の貸出総額の伸び率を遥かに超えた。1986 年から 1991 年まで、銀行住宅ローンの残高は倍に増加した。さらに、プラザ合意後、円高は進んだ。このような環境の中で、海外から資金が日本の不動産市場、株市場へ大量に流入した。そのため、不動産価格と株価が急騰し、このことがますます海外からの資本流入を誘発した。

土地価格と株価の上昇に伴い、企業の借入れの担保が増え、含み益も膨らんだ。そこで、企業はさらに借入れを行い、調達した資金を再び株市場、不動産市場に投資した。この繰り返しで、不動産価格は上昇する一方だった。表 7-1 は GDP と株価、不動産価格の推移を表している。表 7-1 より、1985 年から 1990 年までの間に、東京の不動産総額と株式時価総額はそれぞれ 176 兆円から 517 兆円までと 169 兆円から 478 兆円までに増加した。これに対して、GDP は同じ時期に 324 兆円から 434 兆円にしか増加していない。不動産価格の上昇は、日本の実体経済を反映しているとは言えず、バブルが生じていたことが確認できる。

表 7-1 GDP と株価と不動産価格の推移（単位：兆円）

年度	GDP	株価	不動産総額
1985	324	169	176
1986	338	230	280
1987	354	301	449

1988	377	394	529
1989	403	527	521
1990	434	478	517
1991	457	373	504
1992	484	297	428

(データ出所) 野口悠紀雄『バブルの経済学』日本経済新聞社、p. 23。

注：1. 株価は東京証券取引所に一部上場されている企業の総価格を示す。

2. 不動産価格は東京における住宅用の総資産を示す。

4. 第四段階

高騰していた不動産価格をコントロールするために、金融引き締め政策が実施されることとなった。日本銀行は1989年から5回連続政策金利を引き上げた。政策金利は、1987年2月の2.5%から1990年8月の6%に上昇した。同時に、M2の伸び率は大幅に低下した。更に、不動産への貸出と土地取引に厳しい規制が課せられた。1987年7月、財務省は各金融機関に対して、住宅ローンの伸び率を総貸出の伸び率以下に抑えるよう業務指導を行った。その影響を受け、住宅ローンの伸び率は大幅に低下した。1991年、日本の商業銀行は実質的に不動産業への新規融資を控えた。

5. 第五段階

不動産規制による地価の急下落は、株市場バブルの崩壊をもたらした。株価の急落に伴い、多くの銀行、企業、証券会社は巨大な損失を抱えた。企業の倒産により大量の不動産が市場に売り出され、供給が需要を超えて不動産価格が大きく下落した。それと同時に、円高が一服し、国際資本の流出が増えた。1991年、不動産市場の巨大なバブルの崩壊が東京から日本全国に波及し不動産価格は暴落した。

2.3 アメリカの不動産バブル（2001年～2007年）

2001年に、ITバブルが崩壊し、アメリカ経済は後退期に入った。経済を刺激するため、ブッシュ政府は人々が家を取得するための促進政策を採った。当時、富裕層の住宅への需要はほぼ飽和の状態にあったため、政府は中低収入、あるいは固定収入のない人々に目を付けた。アメリカ政府は法律を修正し、低所得層への融資を行うよう金融機関に要求した。同時に、FRBは政策金利を13回引き下げた。政策金利は2001年の6.5%から2003年6月の1%に下落した。このような環境の中、低所得層の不動産購入の需要が刺激され、不動産への投機も生じた。担保としての住宅の価格は上昇する一方であったため、デフォルトが起きても、銀行は差し押さえた物件が売却できる。不動産価格の上昇のため、銀行はさらに貸出の条件を緩和し、貸出の規模を拡大した。投機行為は、不動産価格を押し上げた。

2003年、インフレへの懸念で、FRBは2004年6月から政策金利を1%から5.25%まで17回にわたって引き上げた。金利の上昇により、返済が遅れデフォルトが大幅に生じた。同時に、不動産の販売が停滞し、不動産価格は下落し始め、より多くのデフォルトをもたらした。

アメリカで、サブプライム・ローンを発行した金融機関は住宅ローン会社である。住宅ローン会社は銀行と異なり、預金の取り扱いができないため、以下の二つの方法で資金を調達した。

第一に、資産の証券化である。大量のローンをRMBSの商品に証券化して市場に売却した。流動性を取得したと同時に、一部のリスクも市場に転換した。第二に、貨幣市場の短期資金を調達して、30年以上のローンの貸し出しに充てた。そのため、デフォルトが起き、連鎖反応によって世界的な金融危機をもたらした。

2.4 バブルについてのまとめ

不動産への需要は一般的に二つの要因がある。第一は家族と一緒に住むためや企業を運営するための居住の需要である。居住の需要はGDP、人口の構成、都市化の進展、所得等の環境と密接な関係がある。第二は投機需要である。投機需要は流動性、金利、頭金等の状況と関係がある。市場で非合理的な投機需要が過剰に増え、不動産の価格はファンダメンタルズ価格から乖離するとバブルが生じる。

バブルが生じた後、二つの経路に従う可能性がある。一つ目は不動産バブルが徐々に大きくなり、不動産業の発展が他の産業をけん引し景気が良くなり、ファンダメンタルズも上昇するとバブルが無くなる。二つ目は、不動産バブルが急速に大きくなり、加えて何らかの原因で、不動産が売れなくなると、不動産バブルは崩壊するしかない。表7-2では、日本とアメリカのバブルの発生背景と崩壊要因について整理している。

表7-2 日本とアメリカのバブルのまとめ

	発生背景	崩壊要因
日本バブル	1. 好景気 2. 金融緩和、低金利 3. 円高による国際資本の流入 4. 流動性の過剰	1. 金利の上昇 2. 住宅ローン規制で融資が困難化 3. 土地取引への制限
アメリカバブル	1. 低金利 2. サブプライム・ローン	1. 金利の上昇 2. サブプライム・ローンのデフォルト 3. 金融機関の倒産

III 中国不動産業の課題

日本とアメリカの経験を比較した上で、中国不動産業の課題を検討する。近年、中国のGDPが6%前後で成長し、都市化が順調に進み、賃金も年々増加傾向にあり、中国の経済は緩やかに成長している。不動産企業の資金調達には銀行借入、社債、海外での債券発行、株式発行等の方法で資本コストが低下している。2014年から2015年の調整期に、中央政府は預金準備率の引下げや住宅ローン規制の緩和政策を実施した。第四章の分析により、人民元高の期待と不動産業の巨大な利益が国際資本の流入をもたらした。中国には過剰流動性の問題が深刻になっていることが明らかにされた。以上の状況は、日本の80年代のバブルの発生背景と極めて似ている。しかも、2016年に不動産価格は急騰し、代表都市の住宅販売は歴史的に高い水準へ達した。これを受けて、2016年9月末から、各地方の政府による規制強化が相次いでいる。

以下では、中国不動産業に存在する問題を検討する。これらの問題は、中国不動産バブル崩壊の要因となる可能性が高いと考えられる。

3.1 厳しい不動産コントロール政策

2015年3月から、上海と深センをはじめとする不動産価格が高騰している都市に対して、不動産コントロール政策を実施した。その政策は各都市の政府が自らの都市の特徴によって決定され、投機家に影響を与えるものである。この政策によって、購入制限、頭金制限、住宅ローン制限、土地価格制限が頻繁に行われた。具体的には、以下の通りである。

購入制限政策とは、要求される条件が満たされない場合に投資家が不動産を購入する権利を失うという政策である。上海、深セン、北京、広州、天津、合肥、アモイ、杭州、南京、昆山等の都市がこのような購入制限政策を導入した。

頭金制限政策とは、不動産の有無と住宅ローンの有無によって、頭金を引き上げる比率が決定される政策である。上海、深セン、北京、広州、アモイ、合肥、南京、武漢、昆山等の都市で頭金制限政策が導入された。

住宅ローン制限政策とは、保有している不動産の数が規定される軒数を超える場合に貸出金利引き上げ、あるいは銀行から住宅ローンの申請が受け入れないという政策である。上海、深セン、広州、武漢、合肥、済南、無錫、天津、背景、昆山、南京、杭州、蘇州等の都市がこの住宅ローン制限政策を導入した。

土地価格制限政策とは、土地価格の上昇率が一定の範囲内を超えることができない政策である。例えば、2016年4月25日に南京は、主な市街地を対象に年間の価格上昇率を8~12%に制限するルールを導入した。

ここで、不動産価格が最も高騰した深センで実施された不動産コントロール政策をまとめる。2016年10月4日、深セン政府は、不動産市場の安定的な発展を促進するための措置を発表した。以下は、主な内容の要約である。

- ① 深セン市の戸籍を有している場合には、住宅1軒まで購入できる。
- ② 深セン市の戸籍を有していない場合に、個人所得税を納めた履歴が5年以上または社会保険がある者は住宅1軒まで購入できる。
- ③ 住宅を有しない、かつ住宅ローンを受けた履歴のない場合には、頭金の比率を30%以上とする。
- ④ 住宅を有しない、ただ住宅ローンを受けた履歴のある場合には、頭金の比率を50%以上とする。
- ⑤ すでに住宅1軒を有する場合には、頭金の比率を70%以上とする。

2016年9月30日から2016年10月7日にかけて、約1週間の間に、北京、深セン、天津、蘇州、成都、鄭州、無錫、濟南、合肥、武漢、珠海、東莞、福州などの19都市で不動産コントロール政策が実施された。不動産コントロール政策は過熱感が出ている中国不動産市場に急ブレーキをかけるが、大幅に落ち込む可能性もある。

3.2 都市間の二極分化

2013年から、中国の不動産市場に都市間の分化進行や好不調等のアンバランスが現れ、2015年に中央政府は不動産市場を安定的に成長するために緩和政策が実施されたが、都市間の差は更に拡大した。一線、二線都市では地価が急速な上昇を続けている、それに対して、四線、五線のある都市は不動産業が不況であり、空室率が高く産業の空洞化が深刻化している。既に、不動産バブルが崩壊した都市も現れた。

2006年から、石炭産業の資金に支えられたオールドスでは不動産価格が急上昇した。1年の間に、住宅販売平均価格は1,500元/平方メートルから5,000~6,000元/平方メートルまで上昇した⁴⁷。新築の住宅が発売された当日に、さながら住宅が略奪されるような光景が見られた。2011年のバブル崩壊の前に、オールドスの住宅販売平均価格は約13,000元/平方メートルに達した。しかし、石炭価格の大幅な値下がりによって、資金源がなくなったオールドスの不動産業は崩壊した。住宅販売平均価格は3,000元/平方メートルまで下落し、オールドス市カンバシ新区は中国最大のゴーストタウンとして世界的に注目された。

都市間の二極分化の大きな原因は、都市化の進展である。都市化の進展によって、人は農村から都市へ、四線、五線都市から一線、二線、三線都市へ移行する。大都市は就職の機会、完備した医療施設、教育の良さ等の条件で優秀な人材を招き、不動産への需要も増加する。そのため、都市間の二極分化は避けられない問題であり、都市別に規制をかける必要がある。

47 「2016年住宅価格の動向に関する最新動向：「ゴーストタウン」オールドス不動産を在庫処分するために「住宅切符」の導入へ」（2016年房价走势最新消息：“鬼城”鄂尔多斯楼市去库存出台“房票”）

http://www.southmoney.com/redianxinwen/201610/771234_2.html

3.3 曖昧な土地所有権の継続の手続き

社会主義経済である中国においては、土地の所有権と使用権が分離されている。1982年に制定された現行憲法の第10条では、「都市部の土地は、国家所有に属する。農村及び都市郊外区域の土地は、法律により国家所有に属すると定めるものを除いて、集団所有に属する」と定めている。そのため、中国では、土地所有権は中国政府に所有し、譲渡することが許されない。しかし、土地の使用権が土地の有償譲渡を通じて、不動産開発企業に譲ることができる。その譲渡期限は土地の性質によって異なり、住宅の場合が70年、総合地の場合が50年、商業地の場合が40年である。一方、不動産の所有権は建物が存在する限り永遠に不動産を売買した個人と法人が所有する。

この土地使用期限が切れる場合には、2007年に改定された「土地管理法」により、二つの対応方法がある。継続を希望する者は土地使用金を追加の形で払い、土地使用期間を延長する。継続しない場合は国家が土地と建物を回収し、国家が所有者への補償を行う。

1990年代に不動産が自由に販売されてから、凡そ25年経過し、約15年後に一部の商業地の土地使用期限を迎える。「土地管理法」は申請の手続きや追加金の金額等の問題が明確に公開されてないため、土地使用期限の問題に国民の懸念も大きく、一つの社会問題となっている。

3.4 土地価格の高騰

表7-3は、2015年8月から2016年8月までの不動産開発会社が地方政府から購入した土地の面積と金額の推移を表している。

表7-3 不動産開発会社が購入した土地の面積と金額

指標	土地購入面積 (万平方メートル)	土地購入面積 変化率(%)	土地購入金額 (億元)	土地購入金額 変化率(%)
2015年8月	14116.01	-32.1	4293.88	-24.6
2015年9月	15890	-33.8	4916.13	-27.5
2015年10月	17847.41	-33.8	5794.12	-25.2
2015年11月	19893.72	-33.1	6408.53	-26
2015年12月	22810.79	-31.7	7621.61	-23.9
2016年2月	2235.6	-19.4	705.09	0.9
2016年3月	3576.58	-11.7	1164.65	3.7
2016年4月	5113.65	-6.5	1568.09	-0.2
2016年5月	7196.09	-5.9	2295.28	4.7
2016年6月	9501.89	-3	3159.13	10.2
2016年7月	11167.16	-7.8	3848.17	7.1
2016年8月	12922	-8.5	4632	7.9

(データ出所) 国家統計局のHPより。

表7-3より、2016年1月から8月にかけて、不動産開発企業の土地購入面積は12,922万平方メートルで、前年同期比で8.5%減少し、下げ幅が1~7月期より0.7%拡大した。土地の販売総金額は4,632億元で、前年同期比7.9%増となった。したがって、不動産開発会社が地方政府から購入した土地所有権の値段が高騰していることが分かる。特に、南京、蘇州等都市の土地価格の上昇が著しい。そして、全国各都市の土地価格も最高値が更新されている。2016年8月17日、上海静安区の中興地域の土地競売で、最終金額は110億元にも上り、土地の平均価格は14.3万元/平方メートルに達した。土地価格の継続的な上昇により、土地取得コストが販売価格より高いケースが生じ、不動産開発企業のリスクも高まっている。

3.5 不動産企業の純利益の減少

中国不動産協会、中国不動産評価センター及び中房网は本土市場および香港市場に上場している270社の不動産企業を評価し、2016年中国不動産上場企業総合ランキングを発表した。本節では、総合ランキング30位⁴⁸までの企業をサンプルとして取り出し、各企業の2016年6月30日の第二四半期の季报で公表された財務データの中から、営業収入前年同期比率、純利益前年同期比率、純資産収益率、総資産負債比率を表7-4にまとめている。

表7-4より、上位30社の中で六つの不動産企業は収入が増加したが、収益は低下した。そして、10社の不動産企業は利益が増加したものの、利益の増加幅は収入の増加幅より著しく低下していることが分かる。一線都市、また一部の二線都市で、急騰した土地のコストは、不動産企業の低金利によるコスト削減の効果が相殺された。そのため、不動産企業の利益は減少する一方である。多くの不動産企業の総資産負債率は、業界平均の59.79%より高い。2015年の金融緩和は不動産企業に巨大の資金を供給した。不動産企業は高いレバレッジをかけて、土地を大量に取得していた。

表7-4 トップ30社不動産企業の財務データ

	不動産企業	コード	営業収入 前年同期比率 (%)	純利益 前年同期比率 (%)	純資産 収益率 (%)	総資産 負債比率 (%)
1	万科	000002.SZ	48.8	10.42	5.42	80.6
2	中国海外発展	00688.HK	57.6	54.86	10.02	51.11
3	緑地控股	600606.SH	25.63	16.88	8.57	88.36
4	恒大不動産	03333.HK	38.1	-24.9	4.11	81.79

48 第5位万達商業(03699.HK)は上場廃止となったので、作成したリストの中から外している。

5	保利不動産	600048.SH	30.23	0.21	6.47	74.86
6	チャイナ・リソーシズランド	01109.HK	60.8	69.4	6.65	67.63
7	富力不動産	02777.HK	127.9	53	5.32	77.83
8	碧桂園	02007.HK	49.7	10.8	8.05	78.2
9	華夏幸福	600340.SH	4.34	30.54	21.94	84.6
10	世茂不動産	00813.HK	6	26.8	5.93	66.77
11	招商蛇口	001979.SZ	11.25	113.33	7.94	71.33
12	龍湖不動産	00960.HK	15.2	-10.5	6.57	67.11
13	金地グループ	600383.SH	73.13	49.39	2.39	68.19
14	融創中国	01918.HK	16.8	-85.2	0.38	82.78
15	遠洋不動産	03377.HK	-47.7	-34.5	3.36	67.55
16	雅居樂不動産	03383.HK	30.5	-59.2	1.78	65.27
17	金科株式会社	000656.SZ	100.27	42.27	5.1	83.89
18	新城控股	601155.SH	3.96	85.67	6.87	82.81
19	旭輝控股グループ	00884.HK	74.1	37.3	6.48	78.99
20	緑城中国	03900.HK	22.9	-18	2.49	75.74
21	中国金茂	00817.HK	-24.8	-46.9	4.01	65.18
22	中南建設	000961.SZ	50.98	-24.27	2.92	82.84
23	陽光城	000671.SZ	-8.82	-46.35	1.42	82.61
24	建業不動産	00832.HK	-17	39.8	3.76	82.71
25	藍光発展	600466.SH	38.92	105.99	0.24	82.3
26	金隅株式会社	601992.SH	29.85	73.82	4.68	68.05
27	栄盛発展	002146.SZ	24.37	25.83	6.29	81.55
28	首開株式会社	600376.SH	66.33	1.82	3.62	77.65
29	上実城開	00563.HK	-22.4	4211.8	2.51	68.76
30	龍光不動産	03380.HK	33.1	2.4	8.46	71.21

(データ出所) 各上場企業の第二四半期に季報より作成。

3.6 不良債権の問題

2016年、中国の銀行で不良債権の残高が増加し、中国の銀行業監督管理委員会は、2016年3月末の中国の銀行の不良債権残高が1兆3,900億元で、1年前に比べて41.7%増加したと発表した。融資全体に占める不良債権の比率は1.75%で0.36ポイント上昇した。不良債権ではないが、将来の元利払いにリスクがある「要注意」に分類される潜在的な不良債権は別途3兆2,000億元にも上った。

表7-3より、多くの大手の不動産企業は総資産負債比率が高いため、将来不動産価格が下落する際に過剰な債務を抱え、損失が拡大する可能性も高い。

IV 中国不動産市場の対策

ここでは、前節でまとめた中国不動産業の課題を踏まえ、中国不動産バブルの軟着陸対策を検討する。2016年後半、中国不動産価格と土地価格の上昇にブレーキをかけるために、多くの都市で不動産コントロール政策が実施された。さらに、人民元が10月1日から特別引き出し権（SDR）の構成通貨に入った。多くのエコノミクスはこれが人民元安につながると指摘した。中国では、過酷な不動産コントロール政策や資産流出の可能性等の影響で、不動産バブルの崩壊に対して懸念の声が高まっている。

世界のバブルの歴史によると、バブルの崩壊が資産価格の下落や金融機関の破綻等の不況につながり、マクロ経済全体は停滞に陥る傾向がある。そして、世界の他の国にも影響を及ぼし、世界的な金融危機が起こる可能性が高い。

表7-5では、本論文の中で指摘した中国不動産業の問題点、実証分析によって得られた結論およびその問題点への対策をまとめている。

不動産業の軟着陸対策としては、短期的対策、長期的対策、不動産企業のあり方の三つに分けて検討する。

1. 短期的対策:

中国不動産市場には、情報の非対称性がある。市場に好材料が出た時、人々が非合理的な行動をとり、速やかに動き出して不動産を購入しようとし、不動産価格の上昇をもたらす。そのため、不動産価格が上昇すればするほど、不動産への需要が増加する。一方、2014年からの調整期に不動産開発量が減少したため、不動産の在庫と新築の量は追いつかない状態になっている。加えて、不動産企業は利益を最大化するために、意図的に不動産を販売しようとしめない。そのため、不動産価格が上昇すると、逆に不動産の供給を減少させようとする。このため、不動産価格がさらに上昇し悪循環に陥った。

上記の悪循環から脱出するためには、三つの政策が考えられる。具体的には、以下の通りである。

第一に、購入制限、頭金制限、住宅ローン制限等の不動産への投機需要を抑制するコントロール政策である。このような政策が実施されると、多くの人々は将来の不動産価格が下落すると予想する。そして、投機者の資金運用コストが増加し収益も減少する。従って、不動産への投機需要が減少する。しかし、不動産価格が一気に落ち込み、バブルは崩壊するリスクもある。

第二に、中国内陸部でのREIT市場の設立である。REITが投資家から調達した資金を不動産に投資し、賃貸収益や売却益を投資家に分配するため収益は一般的に安定している。そして、REIT商品は株式と同様に証券取引所に上場され、証券会社を通じて売買でき不動産商品より流動性が高い。投資家は小口で不動産市場に投資できるため、より合理的な投資行動を取る可能性が高い。

表 7-5 中国不動産業の問題点とその対策

出所	問題と結論	対策
第一章	中国の GDP が 6%前後での成長 都市化の進行 所得の増加 物価の安定 労働力の不足、少子化、高齢化等の問題	1.中国経済の安定成長 2.人口政策
第二章	中国不動産市場には、情報の非対称性がある。 中国の投資家は不動産に投資する際に、非合理的な行動をしていることが確認された。	1.非合理的な行動、投機行動を抑制する政策
第三章	不動産価格は可処分所得と消費者物価指数との間に長期的な正の関係がある。 不動産価格は住宅ローン金利との間に負の長期的な関係がある。	1.不動産バブルの軟着陸対策 2.金利政策の有効性
第四章	過剰流動性と不動産価格の間ではお互いに影響を与えている。 不動産価格から海外直接投資への一方向の因果性が見いだされる。	1.過剰流動性対策
第七章	不動産コントロール政策の実施 都市間の二極分化 曖昧な土地所有権の継続の手続き 土地価格の高騰 不動産企業の純利益の減少 不良債権の問題	1.土地所有権の継続手続きの明確化 2.土地政策 3.不動産企業の改革

第三に、土地政策である。取得する土地所有権の値段に上限額を設定すべきである。取得する土地の価格が減少すれば、不動産企業のコストが低下し、不動産販売価格も下がる。そして、土地の取得コストが販売価格より高いケースがなければ、不動産価格が高騰する予想も低下していくと考えられる。

以上の三つのルートを通じて、不動産価格の高騰の予想が低下し、不動産への投機需要も減少できる。したがって、不動産価格が上昇したとしても、供給が増え、需要が減少することによって調整される。以上より、適切な均衡点に着地することが可能と考えられる。

2. 長期的対策:

長期的に、不動産への供給・需要は、マクロ経済と資金の流動性及び土地の供給政策と

関係がある。

第一に、マクロ経済の安定的な発展である。少子化、高齢化等の人口問題の対策を取り、都市化が順調に進めば、不動産への需要が増える。第三章の実証分析によると、不動産価格は可処分所得と消費者物価指数との間に長期的な正の関係がある。可処分所得が増加すれば、購買力が増加し、不動産価格も上昇する。物価が安定な水準で推移することは、不動産価格の安定的な上昇とつながる。そのため、マクロ経済が安定すれば、不動産価格が上昇しても、不動産バブルの崩壊に至らない。

第二に、資金の過剰流動性政策である。金融政策によって、過剰流動性をコントロールできる。具体的には、金利政策と貨幣の供給量を通じて、不動産への売買コストに影響を与える。そして、インフレ期待に影響を与えることによって、不動産への需要が変わり、不動産価格を安定化させることができる。このことは、第二章で金利政策の有効性として確認できたものである。

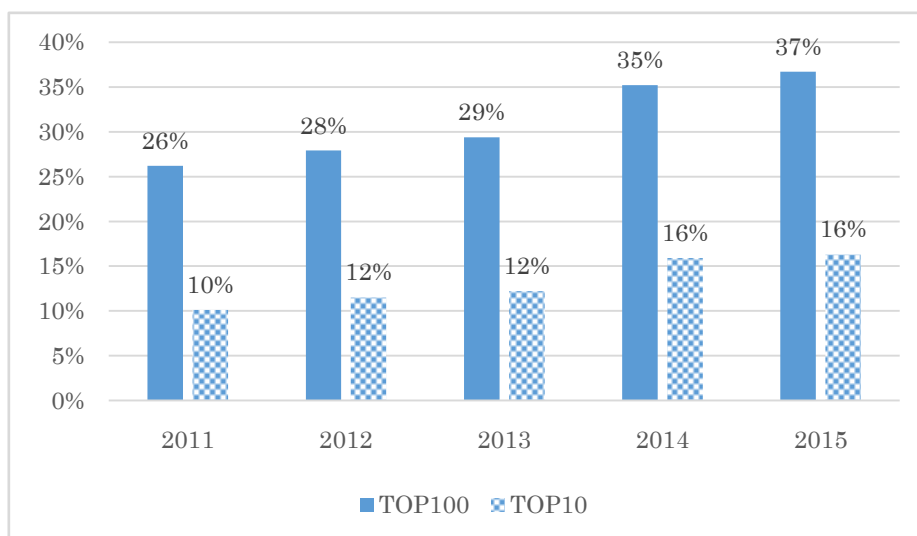
第三に、土地政策である。長期的には、一線、二線、三線都市の土地の供給を増加すべきである。中国の土地の所有権は中国政府に有するものである。そのため、土地の供給は限定的である。不動産への需要が一定の場合には、土地の供給を増やすと、供給曲線がシフトし不動産価格が下落することになる。

以上の三つのルートを通じて、長期的に不動産価格の安定化を図ることができる。

3. 不動産企業のあり方:

図 7-8 は、2011 年から 2015 年における、トップ 100 とトップ 10 の不動産企業の売上金額対全不動産業の売上金額の割合を表している。

図 7-8 トップ 100、トップ 10 の不動産企業の売上対全産業の割合



(データ出所) 2016 中国不動産企業百選研究成果レポートより作成。

2016年中国不動産企業百選研究成果レポートによると、2015年トップ100の不動産企業の売上金額が32,032億円で、市場割合の約36.7%に占めている。トップ10の不動産企業の売上金額が14,241億円で、トップ100の約44.5%を占め、市場全体の約16.3%を占めている。図7-8より、その割合は年々上昇傾向にある。つまり、トップ10の不動産企業の規模は徐々に拡大しているということが分かる。

トップの不動産企業は、不動産業界全体の地位向上を目指している。しかし、土地取得コストの上昇と共に、不動産開発企業のリスクも高まっている。そのため、資金調達コストの低下が不動産企業の課題となっている。同時に、過剰な債務問題にも注意すべきである。

表7-6は、2015年TOP100不動産企業が外部の資源を利用した成長戦略の経路を表している。不動産企業は買収合併、REITs、不動産ファンド等の方法によって、コストを下げる成長戦略をとっている。将来不動産価格が下落する際に過剰な債務問題を回避するために、必要な資金をREITsなどの方法で調達する傾向になると考えられる。

表 7-6 TOP100 不動産企業の成長戦略の経路

外部資源の整合	合併+買収
	戦略提携で外部資金を導入する
	国有企業再編
遊休資産の活用	資産証券化
	スピンオフ上場 ⁴⁹

2016年9月末から実施される各地方政府の規制強化によって、しばらくの間は不動産取引が不活発になると予想される。この期間を利用し、中国マクロ経済が安定を保ちつつ堅調に成長すれば、不動産のファンダメンタルズ価格は上昇する。実際の不動産価格がファンダメンタルズ価格から乖離せず連動すると、不動産バブルの崩壊を回避できる可能性が高くなる。これは、中国不動産業の順調な発展と資するものとなる。

V 中国 REITs の現状

REITs 市場の設立は中国不動産業の課題となるため、本節では、中国 REITs の現状について紹介する。

5.1 中国の証券化市場

2005年に、中国で資産の証券化が開始された。しかし、リーマン・ショックの影響によ

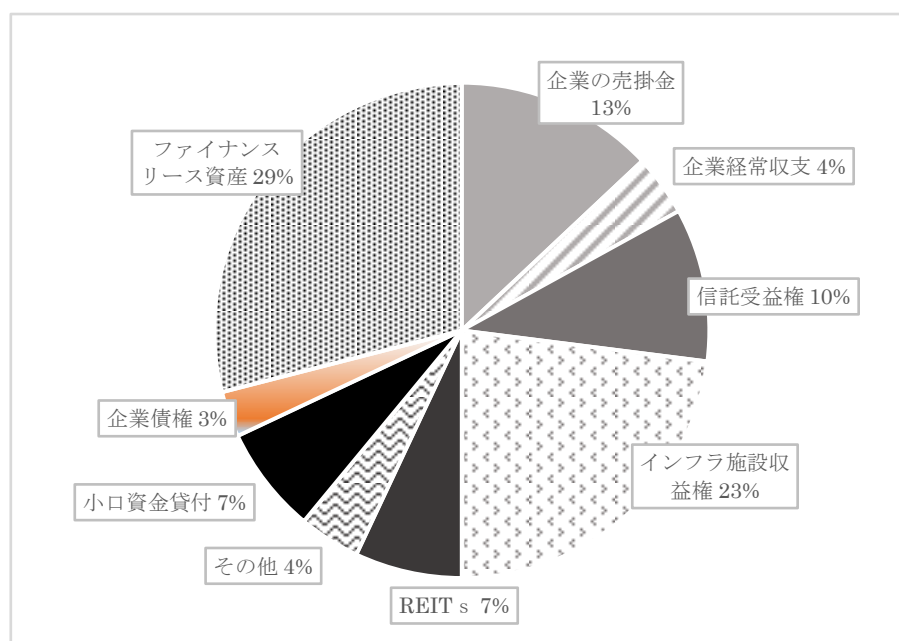
49 スピンオフとは、親会社の株主に対して、切り離された子会社の株式を全て配当として分配する手法のことである。分離された子会社は、独立した上場会社として株市場で取引される。

って一旦休止された。その後、2011年に証券化商品の発行が再開された。2014年から中国の証券化市場が大きく成長し、証券化の発行高は急速に回復している。2015年までの2年間で前の9年間の発行総量よりも6倍多く、合計9,000億元の証券化商品が発行された。市場規模は、2013年末よりも約15倍に増加した。

2015年、高収益金融投資商品の不足により、証券化市場の規模は拡大した。2015年の中国の証券化市場の規模は7,178.89億元で、前年より128%増加した。この中で、信用貸付資産証券化商品の規模は4,719.67億元で、前年より88%増加し証券化市場全体の約66%を占めている。特定資産証券化（以下「企業ABS」）のストックは2,300.32億元で、前年同期に比べて394%増加し、証券化市場全体の約32%を占めている。

図7-11は、2015年における企業ABSの発行状況を表している。同図より、不動産投資信託（REITs）商品は130.85億元が発行され、企業ABSの規模の約7%を占めている。

図7-11 2015年企業ABSの発行統計



（データ出所） IMF, World Economic Outlook database（2016年4月版）より作成。

5.2 中国 REIT 市場の現状

2005年11月25日に、香港でThe link REITが上場され市場取引が開始された。現時点では、合計11銘柄が取引されている。表7-7は、香港リートの一覧を表している。この中で、中国内陸のみに投資している銘柄は YueXiu REIT、RREEF China Commercial Trust、Hui Xian REIT、New Century REIT と Spring REIT の五つである。

表 7-7 香港リートの一覧

銘柄		上場日	投資対象
0823.HK	The Link REIT	2005/11/25	香港と中国
0808.HK	Prosperity REIT	2005/12/16	香港
0405.HK	YueXiu REIT/GZI REIT	2005/12/21	中国
2778.HK	Champion REIT	2006/5/24	香港
0435.HK	Sunlight REIT	2006/12/21	香港
01881.HK	Regal REIT	2007/3/30	香港
0625.HK	RREEF China Commercial Trust	2007/6/22	中国
0778.HK	Fortune REIT	2010/4/20	香港
87001.HK	Hui Xian REIT	2011/4/29	中国
1275.HK	New Century REIT	2013/7/10	中国
01426.HK	Spring REIT	2013/12/5	中国

2003 年から、深セン証券取引所は不動産投資信託に関する研究をスタートした。REITs 商品を開発するために、深セン証券取引所は不動産会社や中国証券監督管理委員会等の関係部門と共同に商品を開発し、制度を検討してきた。

2014 年 5 月 21 日、中信証券「中信啓航専項資産管理計画」は深セン証券取引所で上場し、中国内陸部初の取引所で上場した私募 REITs である。2015 年 2 月 6 日に蘇寧雲創私募債は、深セン証券取引所で上場し、中国初の貿易商業不動産を裏付けとする私募 REITs である。この REITs は機関投資家向けであり、一回の引受金額が 100 万元を上回らなければならない。また、2015 年 12 月 8 日に招商証券株式会社が主導した「招商創融-天虹デパート（1 期）資産支持専項計画」が公表され、将来深セン証券取引所で上場する計画がある。この REITs は中国初の国有不動産 REITs となる。しかし、以上の REITs 商品に対して個人の投資家は参加できない。

2015 年 6 月、中国証券監督管理委員会（証監会）は中国初の公募不動産投資信託（REIT）である鵬華前海万科 REITs を発行した。現在、万科、万達、華潤置地、保利地産、龍湖集団、中海外と恒大地産等大手の不動産会社が REIT 商品を発行する予定である。

5.3 鵬華前海万科 REITs について

2015 年 6 月、中国証券監督管理委員会（証監会）は中国初の公募不動産投資信託（REIT）である鵬華前海万科 REITs を発行した。鵬華前海万科 REITs は期間 10 年のクローズ混合型ファンドで、設立後深セン取引所で取引でき、将来流通市場で売買できるようになる。公募規模は 30 億元であったが、実際の応募は 49 億元に達した。この REIT は不動産開発会社、万科企業が手掛ける深センのオフィスビルから構成された。30 億元の内、15 億元は

「万科前海企業公館」の賃料収入の権利で、残りの15億元が固定収益類の債券の購入である。鵬華前海万科 REITs は毎年少なくとも一回は現金の形で、配当可能な利益の90%を超える額を投資家に分配する。

基金が設立されてから、10年間の閉鎖運営期間に入り、投資家は発行期間の引受の外に、二級市場を通じて取引ができる。10年間の運営期間が終了すれば、鵬華前海万科 REITs を上場開放式基金（LOF）に自動的に転換し、基金名が「鵬華豊鋭債券型証券投資ファンド（LOF）」に変更され、前と同じく深セン証券取引所で売買が行われる。

5.4 中国 REIT 市場設立の意義

REIT 商品に開発は多のメリットがあり、中国の不動産市場及び中国のマクロ経済にとって、以下のような意義があると考えられる。

1. 投資家の視点から：REIT が投資家から調達した資金を不動産に投資し、賃貸収益や売却益を投資家に分配するため、投資家にとって収益は一般的に安定している。加えて、配当可能な利益の90%を超える額を投資家に分配する等の要件を満たすことで法人税がほぼ免除されるため、REIT は配当利回りが高く、長期安定の投資先とみなされている。また、REIT 商品は株式と同様に証券取引所に上場され、証券会社を通じて売買可能である。そのため、投資家にとっては小口で不動産市場に投資できる。しかも、投資家のポートフォリオのリスク分散にも貢献できる。
2. 不動産市場の発展の視点から：投資家による非合理的な不動産市場への投機行動が抑制され、より効率的な不動産市場ができる。公募 REITs は高い流動性を有しているので、不動産市場と証券市場を活性化できる。
3. 銀行の視点から：公募 REITs は不動産企業の「アセット・ライト」戦略を促進し、銀行システムのリスクを抑えることが期待される。
4. 政府と研究機関の視点から：多くの REITs は公開市場で取引を行い、オフィスと商業用不動産を裏付けとして商品化されている。そのために、REITs の価格等の情報は不動産市場を監視する指標として、政府経済政策決定部門、学術研究機関等の研究機関で利用できる。このため、不動産価格の合理性を図ることができ、不動産市場の健全化に貢献することができると考えられる。

おわりに

I 本論文のまとめ

近年、中国不動産業の発展とともに、不動産価格は高騰している。とりわけ、中国の金融中心地である上海は、住宅平均売買価格が2000年の3,565元/平方メートルから2011年には14,503元/平方メートルへと約4倍の水準にまで上昇した。不動産業の急成長に伴い、中国の多くの国民にとって住宅の購入が困難となり深刻な問題と化している。

本研究の目的は、中国不動産市場を研究対象にして、国際比較の視点から不動産価格を分析し、その価格変動の要因を実証的に明らかにすると共に、現在の不動産市場の特徴と問題点について分析することによって、中国不動産市場全体の健全化のために必要な施策をまとめることである。さらに、不動産価格を効率化させる一つの対策としてREIT市場を取り上げ、J-REITのパフォーマンスと金融政策に対する反応を検証する。最後に、日本の1990年代のバブルとアメリカの2008年の金融危機を踏まえた上で、中国不動産業の現存の課題を整理し、今後の不動産業のあり方と制度の展開について分析する。

本論文は、大きく四つの部分から構成されている。まず、第一章、第二章及び第三章では、中国不動産業の発展の背景と現状を紹介し、中国不動産価格の変動の特徴を捉え、中国不動産市場にバブルが存在しているか否かを検定した。また、第二章、第三章及び第四章では、不動産価格の高騰の要因を様々な側面から実証分析によって明らかにした。さらに、第五章及び第六章では、不動産市場の効率性を向上させる手段としてREIT市場を取り上げ、J-REITのパフォーマンスと金融政策に対する反応を検証した。最後に、第七章では、不動産バブルが生じる原因及び中国不動産市場の問題点を確認した後、中国不動産バブルの対策を短期対策、長期対策、不動産企業のあり方の三つに分けて検討した。以上の分析によって、中国不動産市場の現状と特徴が把握できるとともに、今後の中国不動産市場全体の健全化のために必要な施策を検討することができるということに、本研究の意義がある。

本論文の分析結果は、以下の通りである。

1. 中国不動産市場におけるバブルの存在について。

- (1) はじめに、マクロ経済の背景と不動産の発展について整理した。第一章の分析により、2015年の中国の実質GDPは世界第二位であり、世界全体の約15%を占めていることが確認された。2015年からはGDPの成長率は前年より低下し、中国経済について厳しい見方が増えてきている。さらに、人口の増加が終わることによって、今後、財政の負担と労働力の不足等の問題が起こるという懸念がある。中国の政府にとっては、少子化と高齢化問題に対する施策が重要な課題となっている。しかし、中国の経済が減速したとしても、GDPの成長率は6%前後で持続的に成長している。そして、中国の産業構造におけるサービス化の進展、都市化の進行と所得の増加等

のマクロ経済の成長も不動産業の発展を支えている。また、中国では所得が高ければ高いほど、不動産関連消費の割合が高いという傾向がある。

この背景の下で、不動産価格は高騰してきた。1978年から1999年までの準備期における社会主義市場経済が開始し、不動産の私有化が打ち出され、不動産が自由に売買できるように不動産業に関する法令整備が進んだ。2000年から2013年までの急成長時期で、中国経済が大きく成長し、不動産平均販売価格の成長率は2004年、2005年、2007年と2009年に2桁台に達している。上昇している不動産価格を抑えるために、2005年、2007年、2009年に政府による三回の不動産コントロール政策が実施された。2009年の三回目の不動産コントロール政策を実施した後、不動産平均販売価格の成長率はGDPの成長率とほぼ同様な動きを示している。2014年に、中国の内需や海外の需要ともに低迷している中、中国の経済成長鈍化の兆しが見られた。不動産業は、前期の過剰不動産開発投資と中央銀行からの流動性の吸収の影響を受け調整期に入った。2014年9月末、政府が住宅ローン規制を緩和し、不動産企業が銀行、社債、海外での債券発行、株式発行等のルートを通じて資金調達し、不動産市場は徐々に回復の道に辿り着いた。2016年から急騰期に入り、住宅販売は歴史的な高い水準に達した。これに対して、2016年9月に厳しい不動産へのコントロール政策が実施された。

- (2) 日本とアメリカの価格収益率の変動についての実証分析を通じて、中国不動産価格の変動の特徴を捉え、中国不動産市場にバブルが存在しているか否かを検定した。第二章の分析より、日本不動産市場とバブル崩壊後のアメリカ市場では、ARCH現象が見出されなくなったことが確認された。その原因は、バブル崩壊後、不動産価格が下落し短期間で売買よりも長期間保有することが増加していることにある。一方、中国上海不動産市場とバブル形成期のアメリカ不動産市場には、株市場や為替市場でARCH現象が発生していたことが見出された。その原因は、バブル形成期には、不動産価格の上昇とともに売買活動も急増し、短期的な投機的取引が増加したためである。このため、元々安定していた不動産価格の収益率は他の金融資産のように分散不均一性を有するようになったと考えられる。従って、中国不動産市場にバブルが存在している可能性が高いことが示された。
- (3) 第三章では、単位根と共和分検定を通じて、中国不動産市場にバブルが存在するか否かを検証した。同章の分析より、2002年1月から2010年12月までの期間に上海不動産価格指数が経済ファンダメンタルズデータとの間に共和分関係がなかったため、不動産価格が経済ファンダメンタルズ価格から乖離し、不動産バブルは存在していたことが実証された。単位根検定と共和分検定という手法は長期的な関係を調べる時に用いられる。長い間には、構造変化が起こる可能性が高い。不動産市場に構造的な変化について実証した結果、2007年9月に構造的な変化があったことが示された。そのため、全期間を2002年1月～2007年9月までと2007年10月～2010

年 12 月までの二つの期間に分けて検証した。その結果、2007 年 9 月以前の上海不動産価格指数の変動が経済ファンダメンタルズによるものであり、バブルはなかったことが実証された。それに対して、2007 年 10 月以降に、不動産価格が経済ファンダメンタルズから乖離し、バブルが生じていたことが明らかにされた。

2. 不動産価格高騰の要因について。

- (1) 第二章の分析より、上海不動産市場には、情報による非対称性があることが明らかにされた。具体的に、好材料と悪材料の不動産市場への影響が異なっており、好材料の影響の方が大きい。人々の材料に対する実際の反応は、以下のように解釈できる。市場に好材料が出た時、人々が速やかに動き出して不動産を購入しようとし不動産価格の上昇をもたらす。一方、市場に悪材料が出た時、人々がすぐに不動産を手放さずに見極める姿勢をとったため、不動産価格の下落幅は小さかったと考えられる。この特徴は、株市場の株価収益率の変動とは異なっている。しかも、中国不動産市場独特な特徴である。つまり、中国の投資家は不動産に投資する際に、非合理的な行動をしていることが確認された。
- (2) 第三章の分析より、不動産価格指数は、消費者物価指数との間に長期的な正の関係があることが示された。これは、近年中国経済の高度成長による消費者物価指数の上昇が不動産価格の高騰をもたらしたことを意味する。また、上海不動産価格指数は住宅ローン金利との間に負の長期的な関係があることが確認された。そのため、政府による金利の引き上げ、引き下げ政策には効果があることが明らかになった。
- (3) 第四章の分析より、過剰流動性と新築不動産平均価格の間に両方の因果関係があることが示された。つまり、流動性の変化と不動産の価格は、お互いに影響を与えていることを意味する。インパルス反応検定の結果から、不動産価格は流動性のショックに対する反応が大きい。この結果、過剰流動性は不動産価格の高騰をもたらした。一方、流動性指標は不動産価格のショックに対する反応が低い。さらに、過剰流動性の指標 k_1 は不動産価格のショックに対して負の反応が出たが、三ヵ月以降になると反応が正になり続ける。つまり、短期的には不動産業が貨幣市場の過剰な流動性を吸収したが、長期的には不動産価格の上昇をもたらすことが確認できた。また、不動産価格の高騰が海外からの直接投資の流入をもたらした。しかし、海外直接投資から不動産価格への一方向の因果性が検出されなかったため、不動産価格への影響は限定的であることが明らかにされた。

3. J-REIT の特性について。

- (1) REIT はミドルリスク・ミドルリターンであり、リスクとリターンの特性としては株式と債券の間にあると考えられるが、第五章の分析により期間により異なった結果が得られた。全期間で見ると、REIT は他の金融商品に比べ、ハイリスク・ハイ

リターンであることが明らかになった。ジェンセンのアルファで評価した J-REIT のリターンのパフォーマンスにおいて、J-REIT はリスクに見合ったリターンを上げているが、期間によって異なる結果が現れることが示された。

- (2) REIT 市場、株市場、国債市場及び不動産市場の四つの市場に共和分関係が見られたため、四つの市場には中長期的に乖離せず安定的な関係で推移していることが明らかとなった。しかし、株式、国債、不動産の三つの市場変数は、J-REIT リターンの約 30%しか説明できないため、J-REIT 固有の要因が他にまだ存在していることが確認された。
- (3) 第六章の分析により、全ての金融政策発表にアナウンスメント効果があるというわけではないことが明らかにされた。その原因は、政策発表の効果が東証 REIT 指数の中に既に織り込まれていたことにあると考えられる。REIT 指数の収益率変動についての要因分析により、超過収益の要因として三つが析出された。第一に、買入に関する金融政策が発表された後、業績が良い J-REIT ほど市場から高く評価されている。第二に、時価総額の高い J-REIT は J-REIT の価値評価に有意なプラスの影響を与える。第三は、信用力の高い J-REIT はより高く評価されるということである。

4. 中国不動産バブルの対策について。

- (1) <短期的対策>中国不動産市場には情報の非対称性があるため、不動産価格が上昇すればするほど不動産への需要が増加する。一方、不動産開発量の減少及び不動産企業が意図的に不動産を販売しようとしなないことによって、不動産価格がさらに上昇し悪循環に陥った。その悪循環から脱出するためには、三つの政策が考えられる。具体的には、以下の通りである。

第一に、購入制限、頭金制限、住宅ローン制限等の不動産への投機需要を抑制するコントロール政策である。このような政策が実施されると、投機者の資金運用コストが増加し収益も減少する。

第二に、中国内陸部での REIT 市場の設立である。投資家は小口で不動産市場に投資できるため、市場の効率性が促進できる。

第三に、土地政策である。これは、取得する土地所有権の価格に上限額を設定することである。

以上の三つのルートを通じて、不動産価格の高騰の期待が低下し、不動産への投機需要も減少する。したがって、不動産価格が上昇したとしても、供給が増え、需要が減少することによって調整され、適切な均衡点に着地することが可能と考えられる。

- (2) <長期的対策>長期的に、不動産への供給・需要は、マクロ経済動向と資金の流動性及び土地の供給政策と関係がある。

第一に、マクロ経済の安定的な発展が必要である。少子化、高齢化等の人口問題

の対策を取り、都市化が順調に進めば不動産への需要が増える。可処分所得が、増加すれば不動産価格も上昇する。物価が安定な水準で推移することは、不動産価格の安定的な上昇とつながる。

第二に、資金の過剰流動性政策である。金利政策と貨幣の供給量を通じて、不動産への売買コストに影響を与える。そして、インフレ期待に影響を与えることによって、不動産への需要が変わり不動産価格を安定化させることができる。

第三に、長期的な土地政策である。長期的には、一線、二線、三線都市の土地の供給を増加すべきである。不動産への需要が一定の場合には、土地の供給を増加させることによって、供給曲線がシフトし不動産価格が下落することになる。

- (3) <不動産企業のあり方>近年、トップ10の不動産企業の規模は徐々に拡大している。トップの不動産企業は、不動産業界全体の地位向上を目指している。しかし、土地取得コストの上昇と共に、不動産開発企業のリスクも高まっている。そのため、資金調達コストの低下が不動産企業の課題となっている。同時に、過剰な債務問題にも注意すべきである。

また、不動産企業は買収合併、REITs、不動産ファンド等の方法によって、コストを下げる成長戦略をとっている。将来不動産価格が下落する際に過剰な債務問題を回避するために、資金がREITsなどの方法で調達する傾向になると考えられる。

II 今後の課題

本論文の目的は、中国不動産市場の健全化のために、現在の不動産業及び不動産企業の問題点を明らかにし、今後の対策について検討することである。最後に、今後の課題について述べる。

まず、バブルの存在を分析するために、単位根と共和分検定を通じて実証した。単位根と共和分検定の有効性は、経済ファンダメンタルズモデルの適合性に左右される。本論文では可処分所得、貨幣供給量、住宅ローン金利と消費者物価指数を用いて分析した。しかしながら、不動産価格の変化には上記四つの変数で経済ファンダメンタルズを説明しきれない部分がある。今後の研究において、内生変数としての土地価格の理論分析、失業率、人口増加率などを組み入れた上で、外部要因である外国からの直接投資、在中外国人による不動産投資の影響についても議論することが求められる。不動産価格の変動要因に関して、更なる解明が必要である。

また、第五章と第六章では、日本のREIT市場を研究対象にして実証分析を行った。今後の研究において、REIT商品の特性をより深く解明するために、株式、国債、不動産以外の要因についても検証したい。また、中国で適用できるREIT商品を検討するために、シンガポール、アメリカ、カナダ等の他の国のREIT市場とも比較し、制度的な分析をすることが必要不可欠であろう。

最後に、本論文では、政府により実施された不動産コントロール政策をまとめた。しか

し、政策の有効性についての実証分析は住宅ローン制限政策の検証に限定されており、不動産への投機需要を抑える購入制限政策と頭金制限政策の分析が行われていない。購入制限と頭金制限等の不動産コントロール政策は、不動産市場に与える影響が大きく、これについては今後の課題としたい。

参考文献

(日本語文献)

- 浅原大介 (2007) 「不動産投資信託 (J-REIT) の事業効率格差に関する考察—規模の経済性、事業効率性と投資口パフォーマンスへの影響—」 『ニッセイ基礎研所報』 (ニッセイ基礎研究所) Vol. 46, pp. 32-77.
- 生田長人 (1999) 「最近の土地政策について」 『日本不動産学会誌』 (日本不動産学会) Vol. 13, No. 4, pp. 7-23.
- 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』 (新潟大学) No. 90, pp. 237-247.
- 伊藤隆康 (2013) 「日本の REIT 市場に関する実証分析—株価と金利の影響及び国際間における連動性の検証」 『信託研究奨励金論集』 (信託協会) No. 34, Vol. 11, pp. 144-162.
- 伊藤隆康 (2014) 「日銀による量的・質的緩和政策の金融市場に対する短期的な効果の検証」 『新潟大学経済論集』 (新潟大学) No. 96, pp. 149-156.
- 伊藤隆康 (2015) 「日銀の金融政策が REIT 市場に与えた影響の検証」 『不動産流通経営協会研究助成報告書』 (不動産流通経営協会)
- 稲垣博史 (2010) 「中国の不動産バブル懸念について—ファンダメンタルズからの論点整理—」 『みずほアジア・オセアニアインサイト』 (みずほ総合研究所)
- 稲垣博史 (2011) 「アジアで不動産バブル発生しているか」 『みずほアジア・オセアニアインサイト』 (みずほ総合研究所)
- 岩田一政・日本経済研究センター (2014) 『量的・質的金融緩和：政策の効果とリスクを検証する』 日本経済新聞出版社
- 大橋和彦・紙田純子・森政治 (2003) 「J-REIT のリスク・リターン分析—市場開設から 2003 年 3 月までの週次データによる分析—」 『国土交通政策研究』 (国土交通政策研究所) 第 27 号.
- 大橋和彦・澤田考士 (2004) 「J-REIT リターンのイベント・スタディー—新規物件取得の発表に対する J-REIT のリターンの反応—」 『国土交通政策研究』 (国土交通政策研究所) 第 35 号.
- 大橋和彦・紙田純子・永井輝一 (2005) 「J-REIT のリターンの分析—2001 年 9 月から 2004 年 3 月までの週次データによる分析—」 『国土交通政策研究』 (国土交通政策研究所) 第 36 号.
- 大橋和彦・澤田考士・大坪嘉章 (2012) 「J-REIT 収益率へのスポンサー企業の影響—イベント・スタディによる分析—」 『J-REIT 商品特性研究会』 (不動産証券化協会) 成果論文
- 小川一夫・北坂真一 (1998) 『資産市場と景気変動：現代日本経済の実証分析』 日本経済

新聞社

- 大野早苗 (2008) 「中国の住宅市場ブームと流動性との関係」『武蔵大学論集』(武蔵大学) Vol. 56, No. 2, pp. 33-84.
- 米澤康博 (2016) 「ポートフォリオ・リバランスとその効果」『証券経済研究』(日本証券経済研究所) No. 93, pp. 113-125.
- 翁邦雄・白川方明・白塚重典 (2000) 「資産価格バブルと金融政策：1980年代後半の日本の経験とその教訓」『金融研究』(日本銀行) Vol. 19, No. 4, pp. 261-322.
- 河合延昭 (2014) 「2014年上期のJ-REIT市場と今後の展望」『資本市場』(資本市場研究会) No. 348, pp. 48-55.
- 刈屋武昭・佃良彦・丸淳子 (1989) 『日本の株価変動：ボラティリティ変動モデルによる分析』東洋経済新報社
- 菅谷いつみ・東出一三 (2009) 「J-REIT 税制改正の政策評価と政策提言」『GraSPP Working Paper Series The University of Tokyo』 GraSPP-P-09-004. (東京大学公共政策大学院)
- 川口有一郎・久武昌人 (2005) 「日本版不動産投資信託 (J-REIT) —その価格形成の妥当性と今後の課題—」RIETI 経済産業研究所のHPより
(http://www.rieti.go.jp/jp/events/05031801/pdf/3-1_kawaguchi_j.pdf)
- 関辰一 (2012) 「中国の不動産バブル崩壊リスクは極めて小さい」『環太平洋ビジネス情報RIM』(日本総研) Vol. 12, No. 45, pp. 52-66.
- 木村俊一・渡辺岳夫 (2004) 「株価収益率ボラティリティの変動特性に関する実証分析」『経済学研究』(北海道大学) Vol. 54, No. 3, pp. 67-86.
- 清水千弘 (2011) 「不動産バブルの教訓」『日本不動産学会誌』(日本不動産学会) Vol. 25, No. 1, pp. 29-38.
- 金静之 (2013) 『(修士論文) 上海不動産市場バブルに関する実証分析』(同志社大学) .
- 金静之 (2013) 「中国上海不動産価格に関する実証分析—バブルの背景と経済政策効果について—」『商学論集』(同志社大学) Vol. 48, No. 1, pp. 45-71.
- 金静之 (2014) 「中国不動産価格と流動性についての実証分析」『商学論集』(同志社大学) Vol. 48, No. 2, pp. 74-102.
- 金静之 (2014) 「中日米不動産収益率の時系列分析—国際比較の視点から—」『商学論集』(同志社大学) Vol. 49, No. 1, pp. 47-76.
- 金静之 (2015) 「J-REITのパフォーマンスに関する実証分析—株市場、債券市場、不動産市場との比較視点から—」『社会科学』(同志社大学) Vol. 45, No. 3, pp. 55-80.
- 金静之 (2016) 「J-REITに関する金融政策の効果と評価—イベント・スタディによる分析—」『商学論集』(同志社大学) Vol. 51, No. 1, pp. 1-38.
- 侯岩峰 (2006) 「J-REITにおける内部成長」三井住友トラスト基礎研究所のHPより
(http://www.smtri.jp/report_column/report/index_10.html)
- 侯岩峰 (2008) 「J-REITのリスク要因分析—サブプライム問題前のリスク・リターン特性

- を再確認するー」三井住友トラスト基礎研究所のHPより
 (http://www.smtri.jp/report_column/report/index_10.html)
- 齋藤雅士・法眼吉彦・西口周作 (2014) 「日本銀行の国債買入れに伴うポートフォリオ・リバランス：資金循環統計を用いた事実整理」『日銀レビュー』2014年6月, pp. 1-5.
- 澤田考士 (2010) 「10年目に入り、新たなステージを迎えたJ-REIT市場」『ARES』（不動産証券化協会）Vol. 47, pp. 14-25.
- 白井さゆり (2014) 「量的・質的金融緩和政策とポートフォリオ・リバランス」『資本市場』（野村証券）No. 350, pp. 4-11.
- 須賀昭一・朝倉ゆき (2012) 「中国の住宅価格の地域別実態と国際比較ー中国不動産市場は過熱しているのか？ー」『マンスリー・トピックス』（内閣府）No. 006, pp. 1-8.
- 鈴木英晃・高辻秀興 (2013) 「不動産投資関連指数の時系列変動における特徴」『麗澤大学経済社会総合研究センターWP』（麗澤大学）No. 57, pp. 1-55.
- 住信基礎研究所 (2007) 「J-REIT のリスク要因に関する実証の研究報告書」TR トラスト未来フォーラムのHPより
 (<http://trust-mf.or.jp/business/download.php>)
- 住信基礎研究所 (2010) 「金融危機後の J-REIT のリスク要因変化及び海外REIT の実態に関する研究ーJ-REIT 市場の健全な発展に向けてー」Rトラスト未来フォーラムのHPより
 (<http://trust-mf.or.jp/business/download.php>)
- 妹尾芳彦・塩屋公一・嶋原啓倫 (2009) 「バブル及びデフレについてー基本的概念と歴史的事実を中心にー」『New ESRI Working Paper Series』（内閣府経済社会総合研究所）No. 9, pp. 1-43.
- 千田隆 (2006) 「ゼロ金利下における金融政策のアナウンスメント効果：金融政策当局による政策金利変更効果と声明効果」『広島大学経済論叢』（広島大学）Vol. 30, No. 1, pp. 11-24.
- 高田太久吉 (2010) 「金融危機の要因としての過剰流動性」
 (<http://takuyoshi.sakura.ne.jp/index.php>)
- 竹澤直哉・佐治広基・竹澤伸哉 (2005) 「J-REIT 市場のファンドパフォーマンスと資産運用属性に関する初期分析」『社会科学ジャーナル』（国際基督教大学社会科学研究所）Vol. 56, pp. 83-95.
- 照山博司 (200) 「VAR による金融政策の分析：展望：動学的マクロ経済学」『財務省財務総合政策研究所・フィナンシャル・レビュー』（財務総合政策研究所）No. 9, pp. 74-140.
- 成田和弥・本山真 (2013) 「J-REIT のリターンの要因についてー運用資産の用途、地域、規模の観点からー」日興リサーチセンターのHPより
 (<http://www.nikko-research.co.jp/library/681/>)
- 成田佳奈子・官松野栄明・西畑知明・広田真一・鈴木久美・宇田川大輔 (2009) 「不動産

- 価格の形成過程に関する実験研究」『国土交通政策研究』（国土交通省）
No. 84, pp. 1-35.
- 日本銀行企画局（2015）「量的・質的金融緩和」：2年間の効果の検証」『日銀レビュー』
（日本銀行）2015-Jan-8, pp. 1-6.
- 永野護（2015）「スポンサー企業をもたらす J-REIT 資金調達活動への影響の研究」『信託研究奨励金論集』（信託協会）No. 36, pp. 39-61.
- 野口悠紀雄（1992）『バブルの経済学：日本経済に何が起こったのか』日本経済新聞社
- 能登秀晴・森寛太（2009）「J-REIT 市場に見る流動性リスクと価格形成」『証券アナリストジャーナル』（日本証券アナリスト協会）Vol. 47, No. 6, pp. 61-71.
- 平勝廣（1994）「80年代日本におけるバブルの発生とその背景」『同志社商学』（同志社大学）Vol. 45, No. 5, pp. 229-256.
- 符衛民（2006）「中国の土地所有制度」『千葉大学社会文化科学研究』（千葉大学）
No. 12, pp. 99-108.
- 藤田哲雄（2014）「中国における証券化市場の再開と今後の課題」『環太平洋ビジネス情報』（日本総研）Vol. 14, No. 53, pp. 99-116.
- 福島隆彦（2011）『中国バブル経済はアメリカに勝つ—アジア人どうし戦わず』ビジネス社
- 松本直樹（2013）「金融緩和のアナウンスメント効果」『追手門経済論集』（追手門学院大学）Vol. 48, No. 1, pp. 1-17.
- 丸川知雄（2013）「中国の国有企業—「問題」から「パワー」に転換したのか—」『JRI レビュー』（日本総研）Vol. 3, No. 4, pp. 4-20.
- 三井秀俊（2008）「ARCH 型モデルによる規制緩和・規制強化による金融市場の構造変化の検証法」『紀要』（日本大学）No. 38, pp. 125-131.
- 細野薫・杉原茂・三平剛（2001）『金融政策の有効性と限界：90年代日本の実証分析』東洋経済新報社
- 宮尾龍蔵（2006）『マクロ金融政策の時系列分析：政策効果の理論と実証』日本経済新聞社
- 物江陽子（2015）「ESG 情報開示における日本企業の評価—グローバル時価総額上位 500 社の調査から見た傾向と課題—」『大和総研』 pp. 1-12.
(<http://www.dir.co.jp/research/report/esg/esg-report/2015.html>)
- 三菱 UFJ 信託銀行 受託運用部（2013）「J-REIT のリターン特性について」三菱 UFJ 信託銀行の HP より
(http://www.tr.mufg.jp/houjin/jutaku/pdf/u201301_1.pdf)
- 山口義行（2009）『バブル・リレー：21世紀型世界恐慌をもたらしたもの』岩波書店
- 吉岡孝昭・山田浩之（2002）「戦後日本の地価変動の時系列分析」『日本不動産学会誌』（日本不動産学会）Vol. 16, No. 2, pp. 54-64.

吉川卓也 (2012)「リーマン・ショックと日本の家計の金融資産選択」『中村学園大学短期大学部研究紀要』(中村学園大学) No. 44, pp. 137-149.

(中国語文献)

崔暢・劉金全 (2006)「我国估计投机泡沫分析—基于非线性协调整关系的实证检验」(「非線形モデルによる中国における投機バブルに関する実証分析」)『财经科学』Vol. 11, pp. 25-30.

昌忠澤 (2010)「房地产泡沫、金融危机与中国宏观经济政策的调整」(「不動産バブル、金融危機と中国のマクロ的な経済政策の調整」)『经济学家』Vol. 7, pp. 67-76.

鄧永亮 (2010)「人民币升值、汇率波动与房价调控」(「人民元高、為替レートのボラティリティと不動産価格に関する実証分析」)『经济与管理研究』No. 6, pp. 43-50.

丁丹紅 (2010)「浅议中国房地产业利用外资的现状与对策研究」(「不動産業に流入する外
の現状と対策についての研究」)『中国房地产金融』No. 2011, Vol. 2, pp. 24-27.

丁烈云 (2002)「房地产周期波动与预警研究」(「(博士論文) 不動産周期的な変動と早期警報に関する研究」) 华中师范大学

寶爾翔・李洪涛 (2007)「中国房地产价格泡沫形成因素分析」(「中国の不動産価格バブルの形成要因に関する分析」)『中国社会科学院研究生院学报』Vol. 1, pp. 40-45.

豊雷・苗田・蔣妍 (2011)「中国土地供应管理对住宅价格波动的影响」(「中国の土地供給管理は住宅価格の変動に対する影響に関する研究」)『经济理论与经济管理』Vol. 2, pp. 33-40.

賀建清 (2009)「流动性过剩与房地产泡沫关系的实证分析」(「不動産バブルで過剰流動性の関係についての実証分析」)『新疆社会科学(汉文版)』Vol.3, pp.22-35.

江河 (2011)「基于 GARCH 模型的上证综指日收益率波动特征研究」(「GARCH モデルによる上海総合指数収益率の変動の実証分析」)『西安财经学院学报』Vol. 24, No. 5, pp. 25-30.

姜春海 (2005)「中国房地产市场投机泡沫实证分析」(「中国不動産市場の投機バブルに関する実証分析」)『管理世界』Vol. 12, pp.71-84.

侯怡 (2007)「上海外商投资房地产的实证研究」(「外国投資による上海不動産業に関する実証分析」)『武汉金融』No. 1, pp. 47-49.

胡健穎・蘇良軍・金賽男・姜万軍 (2006)「中国房地产价格有几成泡沫」(「中国不動産価格にはどのぐらいのバブルが存在するのかに関する研究」)『管理世界』Vol. 7, pp. 7.

況偉大 (2008)「中国住房市场存在泡沫吗」(「中国の住宅市場にはバブルが存在するか否か」)『世界经济』Vol. 12, pp.3-13.

李瑞 (2006)「我国房地产领域外资流入管理政策问题探讨」(「中国不動産業に流入する外資の管理政策問題について」)『金融发展研究·评论集萃』No. 12, pp. 82-84.

李世銀・楊倩 (2007)「我国学术界关于股票市场泡沫的研究: 文献综述及展望」(「中国学

- 界の視点からみる株式市場のバブル：文献レビューと展望)『教学与研究』Vol. 12, pp. 80-85.
- 連蓮 (2007)「ARCH 族模型对上证指数收益波动性的实证研究」(「ARCH 型モデルによる上海総合指数の収益率の変動についての実証分析」)『JOURNAL OF CHANGCHUN FINANCE COLLEGE』No. 4, pp. 24-27.
- 梁云芳・高鉄梅 (2006)「我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析」(「中国の住宅価格の変動の要因に関する実証分析」)『管理世界』Vol. 8, pp. 76-82.
- 梁云芳・高鉄梅・賀書平 (2006)「房地产市场与国民经济协调发展的实证分析」(「不動産市場の実証分析と国民経済の協調的な発展に関する実証分析」)『管理世界』Vol. 8, pp. 74-84.
- 劉霞輝 (2006)「世界上没有只涨不落的房地产价格」(「世界でただ上昇するだけ下ろさない不動産は存在しない」)『经济管理』Vol. 21, pp. 6-8.
- 劉晴・鄭基超 (2006)「上海市房地产业外商直接投资的实证研究」(「国際資本の中国上海の不動産業への投資に関する実証分析」)『自然科学版』Vol. 17, pp. 32-40.
- 陸却非・葛丰 (2011)「我国房地产投资信托基金系统性风险的转化机制及其预警」(「中国不動産投資信託のシステムティック・リスクの転化仕組みと早期発見」)『上海经济研究』No. 2, pp. 92-97.
- 陸却非・徐莉 (2010)「房地产投资信托基金系统性风险特征实证研究及对金融创新的启示」(「不動産投資信託のシステムティック・リスクに関する実証研究と金融技術革新」)『研究发展与管理』Vol. 22, No. 5, pp. 113-119.
- 歐陽琦 (2008)「中国房地产泡沫实证研究」(「中国の不動産バブルの実証分析」)『浙江工商大学学报』Vol. 3, pp. 12-27.
- 沈英英 (2008)「基于线性回归的房地产价格影响因素分析」(「線形回帰モデルによる不動産価格に影響を及ぼす要因分析」)『市场周刊 理论研究』Vol. 1, pp. 28-30.
- 万倫来・陳希希 (2006)「FDI 与我国房地产增长关系的实证分析—来自上海 1980-2004 的经验证据」(「FDI と上海不動産業の成長に関する実証分析」)『产业经济研究』No. 137, pp. 47-52.
- 王春雷 (2011)『住宅市场价格泡沫及预警机制研究』(『住宅市場価格バブルと早期警戒メカニズム』)经济管理出版社
- 王家庭・季凱文・武鵬 (2008)「我国房地产投资中的 FDI 与房地产业增长关系的实证研究」(「FDI と不動産業の成長に関する実証分析」)『管理评论』No. 12, Vol. 21, pp. 3-8.
- 王潔静 (2004)「外商直接投资对房地产业的影响」(「修士論文」海外直接投資による不動産業への影響についての研究) 同济大学
- 王蕾 (2011)「我国城市房地产泡沫的实证分析—以北京、西安、呼和浩特为例」(「中国の都市の不動産バブルの実証分析—北京、西安、フフホト」)『西安财经学院学报』

Vol. 24, No. 5, pp. 90-98.

- 徐琳 (2006) 「基于 ARIMA 和 ARCH 类模型的上海房价走势和波动性研究」(「(修士論文) ARIMA と ARCH 型モデルによる上海不動産価格の変動についての研究」) 上海大学
- 楊淑萍 (2009) 「基于 ARCH 模型的我国宏观经济系统内生波动性分析」(「ARCH モデルによる中国のマクロ経済システムの変動に関する実証分析」) 『经济纵横统计与决策』 No. 15, pp. 103-105.
- 楊軍俠 (2010) 「外资进入我国房地产领域的影响研究」(「不動産業に流入する外資による影響についての研究」) 『新财经 (理论版)』 No. 4, pp. 31-36.
- 姚鳳閣・李式姣 (2009) 「基于 ARCH 模型的我国房地产业政策性风险的实证分析」(「ARCH モデルによる中国不動産の政策リスクについての実証分析」) 『中国管理科学』 Vol. 17, pp. 302-305.
- 張家平 (2008) 「房价与汇率变动相关关系的实证研究」(「住宅価格、インフレ率および為替レートに関する実証分析」) 『房地经济・建筑经济』 Vol. 10, pp. 35-37.
- 張洋舟 (2009) 「我国房地产投资信托基金分散投资风险实证分析」(「中国不動産投資信託の分散投資効果に関する実証分析」) 『中国商界 Business China』 No. 7, pp. 202-203.
- 張亜麗・梁云芳・高鉄梅 (2011) 「预期收入、收益率和房价波动—基于 35 个城市动态面板模型的研究」(「パネルモデルによる 35 個都市の期待収益、利回りと価格変動の関係についての実証分析」) 『财贸经济』 Vol. 1, pp. 122-129.
- 周京奎 (2006) 「利率、汇率调整对房地产价格的影响—基于理论与经验的研究—」(「利子率、為替レート、不動産価格に関する実証分析」) 『理论探索』 No. 329, pp. 3-6.

* (注) 中国語文献の日本語訳タイトルは筆者によるものである。

(英語文献)

- Belke, A. Orth, W. and Setzer, R. (2010) "Liquidity and the Dynamic Pattern of Asset Price Adjustment: A Global View," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34, No. 8, pp. 1933-1945.
- Black, F. (1976) "Studies in Stock Price Volatility Changes," *Proceedings from the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp. 177-181.
- Bollerslev, T (1986) "A Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307-327.
- Bredin, D. O'Reilly, G. and Stevenson, S. (2007) "Monetary Shocks and REIT Returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 35, No. 3, pp. 315-331.
- Bredin, D. O'Reilly, G. and Stevenson, S. (2011), "Monetary Policy Transmission and Real Estate Investment Trusts," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 92-102.

- Kalok, C. McQueen, G. R. and Thorley, S. (1998) "Are There Rational Speculative Bubbles in Asian Stock Markets?" *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.6, pp.125-151.
- Natalya, D. and Dickens, R. (2004) "REIT and REOC Systematic Risk Sensitivity," *Journal of Real Estate Research*, Vol.26, No.3, pp.237-254.
- Diba, B.T. and Grossman, H.I. (1988) "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices," *American Economic Review*, Vol.78, No.3, pp.520-530.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Engle, R.F. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of UK Inflation," *Econometrica*, Vol.50, No.4, pp.987-1008.
- Engle, L and Robins (1987) "Estimating Time Varying Risk Premia In The Team Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.391-407.
- Fatnassi, I. Slim, C. Ftiti, Z. and Maatoug, A.B. (2014) "Effects of Monetary Policy on the REIT Returns: Evidence from the United Kingdom," *International Business and Finance*, Vol.32, pp.15-26.
- Gyourko and Nelling (1996) "Systematic Risk and Diversification in the Equity REIT Market," *Real Estate Economics*, Vol.24, No.4, pp.493-515.
- Liu, H. Zhang, Z. Q. and Zhao, Q. (2009) "The Volatility of the Index of Shanghai Stock Market Research Based on ARCH and Its Extended Forms," *Discrete Dynamics in Nature and Society*, Vol.2009, pp.1-9.
- Keiko, I. (2001) "Foreign Direct Investment in Japan Empirical Analysis Based on Establishment and Enterprise Census," *RIETI Discussion Paper Series 01-E-002*.
- Kim H. and Lee S. (2001) "Real estate price bubble and price forecasts in Korea," *Paper Presented at the Asia Real Estate Society Fifth Annual Conference, Beijing*, Vol.1, pp.12-30.
- James K.J. (2012) "Foreign Direct Investment In the United States: An Economic Analysis," *Specialist In International Trade and Finance*. (CRS Report for Congress)
- Ke, J.C. Chen, Z. and Zhang, R. (2008) "Comparative Analysis of International Stock Market Volatility with ARCH Model," *IEEE Computer Society*, Vol.2008, No.130, pp.494-497.
- Kevin, C.H.C. (2010) "On the Comovement of REIT Prices," *Journal of Real Estate Research*, Vol.32, pp.187-200.
- Kim H. and Lee S. (2001) "Real Estate Price Bubble and Price Forecasts in Korea," *Paper Presented at the Asia Real Estate Society Fifth Annual Conference, Beijing*, Vol.1, pp.12-30
- Levin E.J. and Wright R.E. (1997) "The Impact of Speculation on House Prices in the United Kingdom," *Economic Modelling*, Vol.14. pp. 567-585.
- Meese R. and Wallace N. (1994) "Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I

- Leave My House in San Francisco,” *Journal of Urban Economics*, Vol.35, No.3, pp.245-266.
- Liang, M. (2011)“The Determinants of Foreign Direct Investment in U.S Real Estate: An Empirical Analysis,” *Massachusetts Institute of Technology*, pp.1-52. 修士論文
- Nelson (1991) “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,”*Econometrica*, Vol.59, No.2, pp.347-370.
- Poterba J. (1984) “Tax Subsidies to Owner- Occupied Housing: An Asset Market Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.99, No.4, pp.729-752.
- Johansen, R.(1988)“Statistical Analysis of Cointegration Vectors,”*Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp. 231-254.
- Rasmus Ruffer, R. and Stracca, L. (2006)“What is Global Excess Liquidity, and Does it Matter,” *European Central Bank Working Paper Series*, No.696, pp.1-52.
- Roche M.J.(2001) “The Rise in House Prices in Dublin: Bubble, Fad or Just Fundamentals,” *Economic Modelling*, Vol.18. pp. 281-295.
- Goueron, S. and Szpiro, D. (2005)“Excess Monetary Liquidity and Asset Prices,” *Banque de France Working Paper 131*, pp.1-53.
- Orth, W. and Setzer, R. (2008)“Global Liquidity and House Prices: A VAR Analysis for OECD Countries,” *21st Australasian Finance and Banking Conference 2008 Paper*, Vol.37, pp.1-30.
- Alam, Z. Siddique, N. and Masukujjaman(2013) “Forecasting Volatility of Stock Indices with ARCH Model,” *International Journal of Financial Research*, Vol.4, No.2, pp.126-143.
- IMF(2016)“Regional Economic Outlook : Asia and Pacific Building on Asia’s Strengths during Turbulent Times ,”*Regional Economic Outlook April 2016*.