

# 不動産の経済的価値に関する計量経済分析

—住宅の資産価値の向上のための価格変動メカニズムの解明—

Econometric analysis for economic values of real estates

— Study of the house price fluctuation for improving the value of the house —

令和3年度 博士論文

上野 賢一 (Kenichi Ueno)

< 目 次 >

第1章 序論	1
1. 1 研究の背景	1
1. 2 既往研究の系譜と本研究の位置づけ	3
1. 2. 1 更地 / 3	
1. 2. 2 自用の建物及びその敷地 / 4	
1. 2. 3 区分所有建物及びその敷地 / 4	
1. 2. 4 貸家及びその敷地 / 4	
1. 2. 5 公共施設 / 5	
1. 3 研究の方法	5
1. 3. 1 本論文の構成 / 5	
1. 3. 2 調査方法 / 6	
1. 4 本研究で用いる主な理論	7
1. 4. 1 ヘドニックアプローチ / 7	
1. 4. 2 Wheaton モデル / 9	
1. 4. 3 ファundamentalズアプローチ / 12	
第2章 更地における住宅地の価格形成要因に関する時系列的変化	16
2. 1 中心地からの距離と住宅地価格の関係性	16
2. 1. 1 はじめに / 16	
2. 1. 2 データとモデル / 17	
2. 1. 3 首都圏の推計結果 / 19	
2. 1. 4 首都圏における地価勾配曲線の時系列的な推移 / 20	
2. 1. 5 首都圏の地価勾配曲線の変動についての考察 / 24	
2. 1. 6 近畿圏・地方4県の推定結果 / 30	
2. 1. 7 近畿圏・地方4県の地価勾配曲線の変動 / 30	
2. 1. 8 近畿圏・地方4県と首都圏との地価勾配曲線の比較からの考察 / 33	
2. 1. 9 中心地からの距離と住宅地価格の関係性のまとめ / 35	

2. 2	その他の特性と住宅地価格の関係性	36
2. 2. 1	「駅からの距離」と住宅地価格との関係性	36
2. 2. 2	「下水道等」と住宅地価格との関係性	37
2. 3	更地における結論	39
第3章	自用の建物及びその敷地の価格に対して少子高齢化が与える影響	44
3. 1	世界と日本の住宅価格の比較	44
3. 1. 1	カナダの情勢について	44
3. 1. 2	その他の国の情勢について	50
3. 1. 3	世界の住宅価格の高騰の要因	51
3. 2	日本における少子高齢化と住宅の資産価格	52
3. 3	少子高齢化と住宅の資産価格に関する先行研究	53
3. 4	少子高齢化と住宅の資産価格との分析モデルとデータ	55
3. 4. 1	モデル	55
3. 4. 2	データ	56
3. 5	分析モデルによる推定結果	59
3. 6	結論	62
Appendix I、II / 64		
第4章	区分所有建物及びその敷地における価格弾力性	66
4. 1	はじめに	66
4. 2	新築マンション市場に関する先行研究	67
4. 3	新築マンション市場のモデルとデータ	69
4. 3. 1	モデル	69
4. 3. 2	データと単位根	70
4. 4	新築マンション価格と供給戸数の計量経済分析	73
4. 5	分析結果からの考察	77
4. 6	結語	80
Appendix / 83		

第5章 賃家及びその敷地にみる空室発生リスクに関する分析	85
5.1 本研究の背景・目的等	85
5.1.1 本研究の背景・目的	/ 85
5.1.2 本研究に関連する既往研究	/ 87
5.2 公表データ、既往研究による賃貸住宅の空き家の実態整理	88
5.2.1 要因別にみた賃貸住宅の空き家の発生状況	/ 88
5.2.2 賃貸住宅における放置空き家の発生リスク	/ 89
5.2.3 小括	/ 89
5.3 本調査研究の方法	89
5.3.1 内容・特色	/ 90
5.3.2 具体の調査方法・内容	/ 90
5.4 賃貸住宅の放置空き家発生リスクの実態の把握分析	93
5.4.1 アンケート調査結果の概要	/ 94
5.4.2 空き家の状況の事業者等ヒアリング	/ 98
5.5 賃貸住宅の放置空き家発生リスクの実態の計量分析	
5.5.1 先行研究	/ 99
5.5.2 推定の考え方と結果	/ 100
5.5.3 その他（留意点）	/ 103
5.6 英国の空き家の状況の関係者聴取り結果	103
5.7 結語	104
第6章 公共施設等の効率的整備に向けたVFMに関する分析	108
6.1 公共施設の配置と地価	108
6.2 日本のPFI事業におけるBTOとBOTに関する一考察	109
6.2.1 はじめに	109
6.2.2 先行研究	110
6.2.3 事業方式の現状と課題	111
6.2.4 事例分析：自治体へのヒアリング結果	114
6.2.5 計量分析による事業方式・事業分野別VFM	117
6.2.6 リスク分担から見た事業方式	119

6. 2. 7 結語	120
第7章 結論	122
7. 1 分析により得られた新たな知見の総括	122
7. 2 豊かな住生活に向けて	124
参考文献	126
謝辞	132

## 第1章 序論

### 1.1 研究の背景

住宅は、豊かな社会生活を送るための基本的な財である。かつて、住宅すごろくと言われた時代は、「フリダシは新婚時代の小さなアパート、子供が生まれる頃に少し広めの賃貸マンションに移り、やがて分譲マンションも手に入れ、それを売って一戸建てを手に入れたところでアガリ」であった。その購入した庭付き一戸建ての資産価値が、「土地神話」があった時代には上昇していたが、現在では多くの地域でその資産価値が著しく低下している。一方、平均寿命が延びたことで老後資金がより多く必要となり、老後生活が厳しい世帯が増加していることが、現代社会の閉塞感につながっていると考える。住宅は、生活のために必要不可欠な財でありながら、高価であることからアフォーダビリティ（取得可能性問題）が発生する性格を持つ財である<sup>1</sup>。このため、かつてから住宅の取得（購入、賃貸）を支援することは重要な政策目標であるが、購入後に資産価値が維持されること、理想をいえば向上することを目標とすることも豊かな生活を送るうえで非常に重要なことである。

地域によって住宅の資産価値が減少してきた社会的背景として考えられるのは、世界で最も早く進行している少子高齢化や、住宅ストックの充足が挙げられる。

高齢化率の推移を見ると、1990年に12.1%であった我が国の高齢化率は、2019年までの間に16.3ポイント上昇して28.4%に達し、平成の時代は急激な高齢化が進行した30年間であった。他方、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成29年推計）」によれば、2040年の高齢化率（推計）は35.3%と、2019年からの上昇は6.9%にとどまると見込まれている<sup>2</sup>。

出生については、合計特殊出生率が1974年に人口置換水準<sup>3</sup>を下回って以降は低下傾向にあり、1990年には前年の合計特殊出生率がひのえうまの年（1996年）を下回る1.57と発表され、「1.57ショック」と言われた。その後も合計特殊出生率の低下傾向は続き、2005年には過去最低の1.26を記録し、2019年の出生数は87万人と過去最少となった<sup>4</sup>。

このように高齢化や少子化が急速に進むと、生産年齢人口が減少し、年金生活者が増加することで、消費需要や住宅需要が減少することはいうまでもない。

一方、2018年の住宅ストックは世帯数に対して1.16倍であり、空き家は13.5%になっている<sup>5</sup>。この背景として、斎藤（2015）は、わが国の住宅事情とライフサイクルの変化を上げている。我が国の住宅事情は、第2次世界大戦後の大量の住宅不足の時代に420万戸住宅不足があ

り、3～4世帯のうち1世帯に住む家がなかったことから始まっている。この住宅不足を解消するために、戦後からの一定の期間につくられた住宅は量が求められ、質が低いストックが存在する。また、ライフサイクルの変化は、和室から洋室へ嗜好が変化したことをはじめ、家電製品や浴室が便利になるにつれて、より快適な生活を送ることができる住宅設備が常に変化してきている。さらに、2011年3月11日に発生した東日本大震災以降、地震・津波に強い耐震性のしっかりした建築物への需要が強くなっているとも考えられる。

このようななかで、不動産に起きている価格変動などを、不動産鑑定評価基準（国土交通省）の不動産の種類（図1-1参照）ごとに見ていくと様々な様相を示すようになっている。

更地については、都心と郊外で地価の変動率が異なる。2021年の都道府県地価調査を見ると、住宅地は全国で△0.5%、東京都で0.2%であるが、都区部1、4%、区部都心部<sup>6</sup>で2.0%、多摩地域では△0.8%、神奈川県△0.9%、埼玉県△0.2%、千葉県0.0%である。首都圏の都心ほど地価が上昇し、その周辺は下落している。この現象について「地価の二極化」という言葉が多く使われている<sup>7</sup>。

自用の建物及び敷地については、2000年頃から世界的な金利の低下に伴い日本を除く先進国を中心とした諸外国では住宅価格が上昇してきたが、対照的に日本では地方圏において長期間の下落が続いた。地価公示の住宅地価格を見ると、地方圏では1992年から2017年まで下落が続いていたが、三大都市圏では2007年、2008年に上昇し、さらに2014年から上昇し始めている<sup>8</sup>。このように、地方圏の下落はなぜ長期間続いたのか。

区分所有建物及びその敷地については、(株)不動産経済研究所の「全国マンション市場動向」によれば、新築マンション価格が首都圏において2020年1-3月期には7千万円を超えその後やや下落したものの、1991年までのバブル経済と言われる時期の新築マンション価格に相当する価格まで上昇している。決してアフォーダブルな価格水準とはいえない状況が続いていると言える。公益財団法人、東日本不動産流通機構の公表データの中古マンション市場の動向を見ると、2020年は、成約平均価格が、首都圏で3,599万円であり、平成25年頃から上昇傾向が続いており、その上昇率は中古戸建住宅の成約平均価格のものにかなり比べて高いが<sup>9</sup>、新築マンションと比べれば割安である。新築マンションのみなぜ高額で価格が著しく上昇するのか。

貸家及びその敷地については、総務省の「住宅・土地統計調査」によると2013年の空き家は約820万戸で総住宅に占める空き家の割合は13.5%で2013年からそれぞれ増加している。そのうち、「賃貸用の住宅」の空き家は約52%の429万戸を占め、また賃貸住宅の空き家率は約19%と、賃貸住宅の空き家は大きなボリュームを占め、空き家率も全体的な空き家率に比べ高

くなっている。空き家は長期間放置されたままであると周辺に悪影響を及ぼし、外部不経済をもたらすおそれがある。賃貸住宅の空き家の実態はどうなっているか。

最後に、住宅の資産価値に影響を与える不動産として公共施設があげられる。下水道・ガス・水道などの公共施設の有無が住宅の資産価値に大きく影響を与えるのはいうまでもない。近年、国や地方公共団体において、財政状況が厳しいなかで、老朽化した公共施設を更新、再編することが求められている。公共施設をどこに配置するか、公共施設の付加価値をどのように高めるかは、住宅の資産価値の維持・向上、まちづくりという観点からも重要であり研究対象にすべきものである。

本研究の目的は、このように様々な様相を示す不動産の経済的価値を本質的に決定づける不動産の種別及び類型に基づき、市場データを用いて住宅の価格変動メカニズムを明らかにすることである。具体的には、①更地、②自用の建物及びその敷地、③区分所有建物及びその敷地、④貸家及びその敷地の4つの不動産の種別及び類型に基づく考察に加え、住宅資産価値の維持向上を図るため、地域要因の一つである公共施設の整備の在り方に対し、当該整備の効率性に資するVFMの視点から考察することを目的とする。

## 1. 2 既往研究の系譜と本研究の位置づけ

この節では、不動産の類型ごとに起きている価格変動等について、既往研究で明らかになっていること、これに対し本研究は何を明らかにしようとしているのか、その限界はどこまでかをまとめる。

### 1. 2. 1 更地<sup>10</sup>

安藤（1995）は、バブル経済下における地価高騰に関し、東京圏、近畿圏において、まず都心において地価が高騰し、その周辺地域に波及する動きが、それまでの動きと異なることを地価勾配曲線によって明らかにした。山田（2012）は、地価勾配曲線を用いて1991年から2009年までの東京大都市圏全域に対する機能集約化の程度を明らかにした、しかし、最近における地価の二極化を含め、1970年から2016年までの長期にわたって、都心と周辺部との地価変動の関係性の変化を調べた研究はない。また、東京圏、近畿圏、地方圏などの圏域によって、この関係性が同一なのか、異なるのかなどを調べた研究はない。本論文は、地価勾配曲線によって、これらの課題を明らかにする。



### 1. 2. 2 自用の建物及びその敷地<sup>11</sup>

日本、特に地方圏において、バブル崩壊後から長期間、金利が低下しているにもかかわらず住宅価格が下落するという世界的に見ても特異な現象が生じた。この点に関し、Tákats(2012)や Saita, Shimizu and Watanabe(2016)は、生産年齢人口1人に対する老年人口の割合と住宅価格との関係に負の関係性があることを明らかにし、世界の中でも生産年齢人口1人に対する老年人口の割合が急激に高くなっていった日本、特に地方において、住宅価格を押し下げる力が働くことを説明できるようになった。しかし、既存研究では、全国の推計値を、大都市や地方都市も同じものとしてあてはめて将来推計を行っている<sup>12</sup>。生産年齢人口1人に対する老年人口の割合と住宅地価格の関係性は、どの地域でも同じなのであろうか。そうだとすれば、今後、高齢化が進行する大都市圏においても、これまでの地方圏と同様に、住宅地価格が大幅に下落する、いわゆるアセットメルトダウンが起こる懸念がある。本研究では、この課題を明らかにする。

### 1. 2. 3 区分所有建物及びその敷地<sup>13</sup>

定期的に新築マンション価格として公表される「マンション市場動向調査」は、供給者が設定する価格であり、中村・森田(2003)、藤澤(2010)によれば、この1戸当たりの平均価格は、供給者の価格への期待と在庫率(契約率)が大きく影響を及ぼしているとしている。1戸当たり価格は、在庫率に応じて戸当たり床面積を変更するか、設備仕様を変更することで、供給者が調整することができる。いわゆる販売戦略である。しかし、㎡当たり単価は、供給者が自らの意思で変更することが可能なかどうかは明らかになっていない。ストック市場では、ストックと需要条件から決定される市場価格から供給量を定めることがモデルの前提になっている。供給者は、この前提を変更することができるのかが明らかになっていない。また、年代別、地域別に、供給者が価格に及ぼす影響は変化しているか、供給の価格弾力性は変化しているかなどが明らかになっていない。本論文ではこれらの点を明らかにするものの、区分所有建物及びその敷地のうち、中古のマンションについては、本論文の分析の対象外とする。なお、中古のマンションは、新築マンション価格に影響を大きく影響を受けるとともに、住宅地価格のようにストック市場で価格が決定されていると考えられるので、新築マンション価格と、住宅地価格の価格変動メカニズムを明らかにすれば、類推して考えることは可能である。

### 1. 2. 4 貸家及びその敷地<sup>14</sup>

賃貸住宅の空き家は、そのボリュームの大きさにかかわらず、賃貸住宅として募集や管理が

なされず、あるいは入居者が長い期間なく、空室である状態が一定期間継続している賃貸住宅の実態は明らかではない。既往研究においても、このような賃貸住宅について研究しているものは、第5章で詳述するが非常に少ない。このため、本研究では、賃貸住宅の空き家についてアンケート調査を行い、その実態を分析することとした。

### 1. 2. 5 公共施設

公共施設の有無が住宅地価格に影響を与えることをヘドニックアプローチにより明らかにした研究は数多くがあるが、年代別や地域別にその影響度合いが変化しているかを調べた研究はあまりない。また、その変化に応じ、公共施設をどこに配置すべきかを論じた研究の蓄積も少ないので、本論文はその論点を明らかにする。また、近年、公共施設の経済的価値をVFM (the Value for Money) で測定することが可能となった。先行研究では、VFMが契約方式に応じ変化することを理論、実証の両面から明らかにしている。しかし、日本では、必ずしもVFMがより大きい契約方式が実際には採用されていない。本論文では、どのような契約方式のVFMがより大きくなるのか、なぜ、VFMが大きい契約方式が採用されていないかを明らかにする。

## 1. 3 研究の方法

### 1. 3. 1 本論文の構成

本論文では、目指すべき方向として、アフォーダブルな住宅の取得と住宅の資産価値の維持・向上の2つとする。本論文においてアフォーダブルな住宅の取得とは、家計の負担能力で無理のない範囲で住宅を取得することができることを意味する。なお、アフォーダブルな住宅とは、暮らしやすいコミュニティを持った住宅という意味で使っている研究<sup>15</sup>もある。

本論文は、第2章で更地、第3章で自用建物及びその敷地、第4章で区分所有建物及びその敷地、第5章で貸家及びその敷地、第6章で住宅の資産価値に影響を及ぼす公共施設について、1. 1、1. 2で述べた課題について分析を行う。最後に、第7章では、分析で得られた新たな知見を総括して、冒頭に述べた住宅の資産価値を維持するためにはどうしたらよいかという視点から、提言をまとめる。本論文の構成を図示すると、図1-1のようになる。

# 本論文の構成

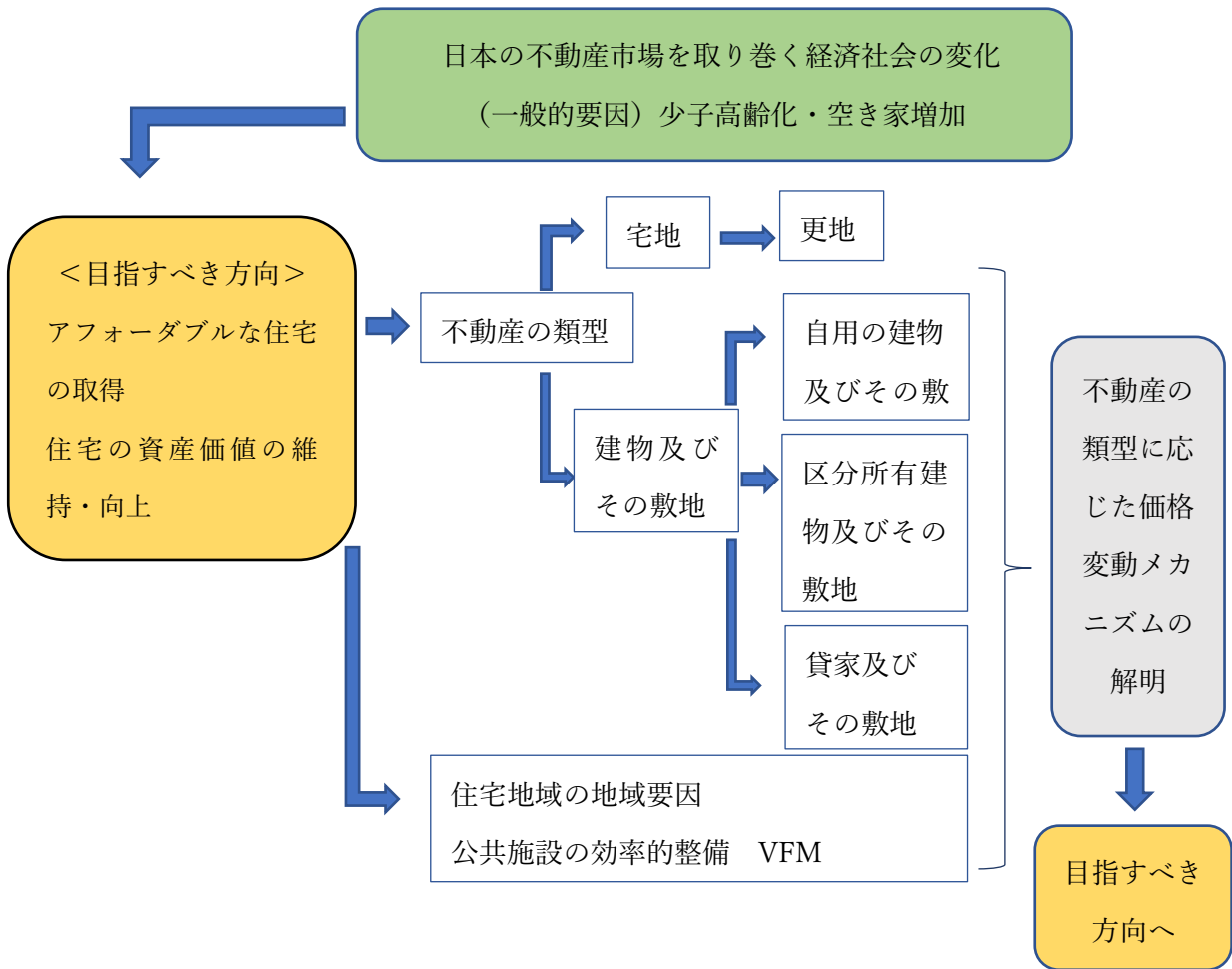


図 1-1 本論文の構成

## 1. 3. 2 調査方法

本研究では、公表されているデータの中で、社会的に関心の高いデータを中心に使用する。各章にデータの使用の詳細を記載するが、ここでは、使用するデータをあらかじめ述べておく。

第 2 章の更地では、毎年公表される地価公示の中の「沿線別駅周辺住宅地の公示価格例」<sup>16</sup>の首都圏、近畿圏のデータを用い、地方県は、標準地・基準地検索システム<sup>17</sup>のデータを用いる。

第 3 章の自用の建物及びその敷地では、国土交通省の「不動産取引価格情報検索」<sup>18</sup>のデータを用いる。国土交通省は、不動産価格指数を 4 半期ごとに公表しているものの、都道府県別

には公表していない。このため、各都道府県について4半期毎に、用途が住宅地である物件の㎡単価を単純平均して作成した。

第4章の区分所有建物及びその敷地では、(株)不動産経済研究所が作成している「マンション市場動向調査」を用いる。毎月、(株)不動産経済研究所が公表している首都圏、近畿圏の新築分譲マンション市場動向の資料編である。

第5章の貸家及びその敷地では、「住宅確保要配慮者に対する賃貸住宅の供給の促進に関する一部を改正する法律」により2017年10月からスタートした新たな住宅セーフティネット制度の登録住宅の情報を活用して、本調査研究で独自にアンケート調査を行った。

第6章の公共施設では、「PFI年鑑(2014年版)」<sup>19</sup>の公表数値を用いる。

## 1.4 本研究で用いる主な理論

### 1.4.1 ヘドニックアプローチ

本研究では、第2、5、6章でヘドニックアプローチを使用する。この節の解説は黒田・田淵・中村(2008)を参考にしている。

個々の住宅は、広さや間取り、建物構造、立地点、近隣環境などのさまざまな特性において異質性があり、その異質なものを組として販売される財であると考えることができる。

いま、住宅という合成財を次の特性ベクトルによって表現する。

$$h = [h_1, \dots, h_k, h_{k+1}, \dots, h_n] \quad (1)$$

ここで、 $(h_1, \dots, h_k)$  は広さや構造など住宅そのものの特性、 $(h_{k+1}, \dots, h_n)$  は都心までの時間や自然・社会環境など立地点固有の特性である。個々の住宅価格は、特性ベクトル $h$ の関数となるので、

$$P = p(h) \quad (2)$$

と表すことができる。このように財の質的な違いを考慮したモデルによる分析は、ヘドニックアプローチと呼ばれている。

これらの章で見るように住宅市場に関するデータがあれば、(2)式の関数系を特定化して、パラメーターを推定することによって、具体的な市場価格関数を得ることができる。その結果、各々の特性 $h_i$ の価格を知ることができる、具体的には特性の変化( $h_i^0 \rightarrow h_i^1$ )が市場価格に与える変化額は

$$\frac{P^1 - P^0}{h_i^1 - h_i^0} = \frac{P(h_1^0, \dots, h_i^1, \dots, h_n^0) - P(h_1^0, \dots, h_i^0, \dots, h_n^0)}{h_i^1 - h_i^0} \quad (3)$$

を計算すればよい。(3)式は、その特性の限界評価額（シャドープライス）と呼ばれている。例えば、都市の中心地からの距離 $h_i$ がごくわずかに中心地に近くなったとき、(3)式のシャドープライスは中心地までの距離がより近くなったことの限界的価値と考えることができる。

住宅需要者は、住宅情報等の住宅市場で観察される価格関数(2)を所与にして、自分にとって最適な住宅特性ベクトル $h$ をもつ住宅を予算制約のもとで選択する。ある効用水準を高く設定すると、住宅に支払うことのできる価格（＝付け値）は低下するし、逆に効用水準を低くすれば上がる。したがって、付け値関数は、住宅需要者がある効用水準を達成しなければならないとしたときに、住宅 $h$ に支払いうる最高の価格を表している。

図1-2には、第 $i$ 番目以外の特性を固定して、付け値関数 $\theta$ を $[\theta-h]$ 面に投影されたものが描かれており、高い効用水準には低い付け値関数が対応している。市場価格関数 $p(h)$ は、住宅を購入するときに支払わねばならない価格であるから、合理的な需要者は市場価格曲線上にあって最も高い効用水準を達成できる住宅 $h$ を選択するはずである。したがって、市場価格曲線と付け値曲線は接している。

現実には、住宅需要者の選好や所得は多様であるから、それぞれの需要増に応じて異なった付け値関数が数多く存在することになる。図1-2には、所得と嗜好の異なる需要者の付け値曲線 $\theta$ も描かれている。市場均衡の状態では、すべての需要者の付け値関数が市場価格関数に接していなければならない。前者は数多くあるのに対し、後者は1つであるから、市場価格関数はすべての付け値関数の包絡線になっていなければならない。

次に、住宅供給者の行動は、需要者の付け値関数に対応した供給者のオファー価格関数 $\phi$ を考えることができる。オファー関数は、ある技術条件をもつ住宅供給者が与えられた水準の利潤を達成するという条件のもとで提示できる最低の価格として定義される。付け値関数とは逆に、オファー関数上では住宅価格が高いほど利潤が高くなる。このことは、オファー関数が市場価格関数に上から接する点を住宅生産者が選択することになる。したがって、市場価格関数はオファー価格関数の下側の包絡線になっている。すなわち、市場価格関数は、多数の買い手の付け値関数と多数の売り手のオファー関数の双方の包絡線になっている。市場において観測可能なのは市場価格関数だけであるから、背後にある需要（付け値関数）と供給（オファー関数）の情報を得ることはできない。しかしながら、需要者の嗜好が同質と考えられる場合には、付け値関数は市場価格関数に一致する。逆に、供給者の技術が同質の場合には、オファー関数は市場価格関数に一致する。

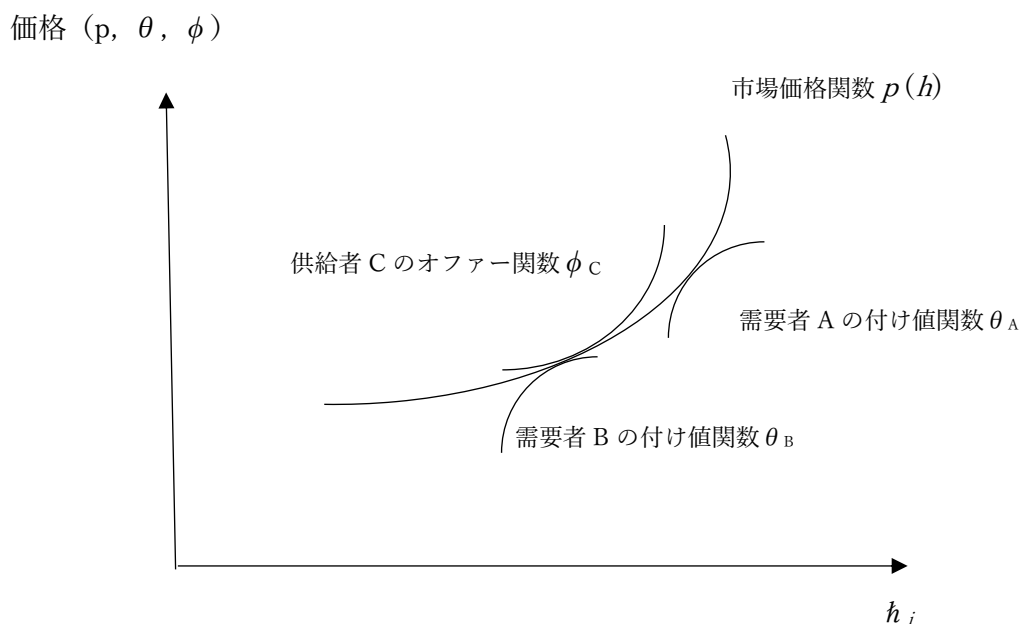


図 1-2 付け値関数とオファー関数、市場価格関数

#### 1. 4. 2 Wheaton モデル

第 2 章で用いる Wheaton モデル (1973) の考え方について説明する。この節の解説は、中川 (2008)、黒田・田淵・中村 (2008) を参考としている。

##### (1) モデルの前提

まず都市とは、中心業務地域 (CBD) を中心とした一定の広がりをもつ地域であり、CBD は広がりを持たない点で、都市の土地利用は住居地域だけで占められている。都市の周辺には農地や放牧地などの農業的土地利用が広がっている。

なお、都市内の土地を別の場所に住んでいる不在地主が所有しており、家計はこの不在地主に地代を払って、都市内に居住しているものとする。このため、家計は、都市に住むために、不在地主が行う土地の入札を勝ち抜いて、借地権を得なければならない。家計は所得や選好が同じ単一のタイプの家計のみを想定し、家計 B という。

家計 B は、CBD から  $t$  の距離の土地を借りる権利を獲得したことにより、単位距離当たり  $k$  の交通費を支払って、都心の CBD に通い、 $Y$  の所得を獲得する。家計 B は所得  $Y$  から、単位面積当たり  $r$  の地代を支払って敷地面積  $L$  の住宅サービスと、合成財  $Z$  の消費を行う。CBD への通勤費もここから支出される。敷地面積  $L$  は CBD からの距離  $t$  が大きくなるほど、つまり郊外に立地するほど大きくなる。

このとき、予算制約線は、

$$Y = Z + rL + kt \quad \rightarrow \quad Z = Y - rL - kt \quad (1)$$

この予算制約の下で、家計 B は効用関数  $U(Z, L)$  を最大化する。

$$U(t) = U(Z(t), l(t)) \quad (2)$$

(2) 付け値曲線

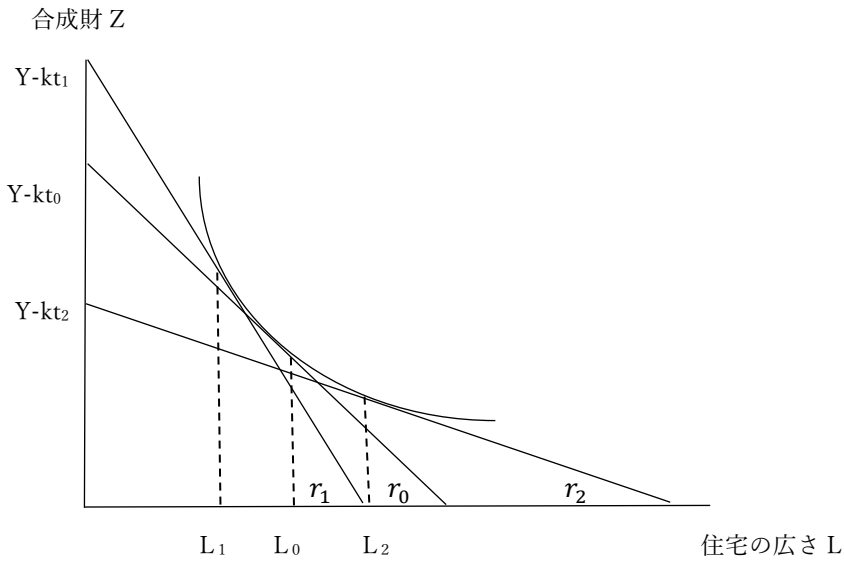


図 1-3 予算制約線と効用関数の最大化

付け値地代

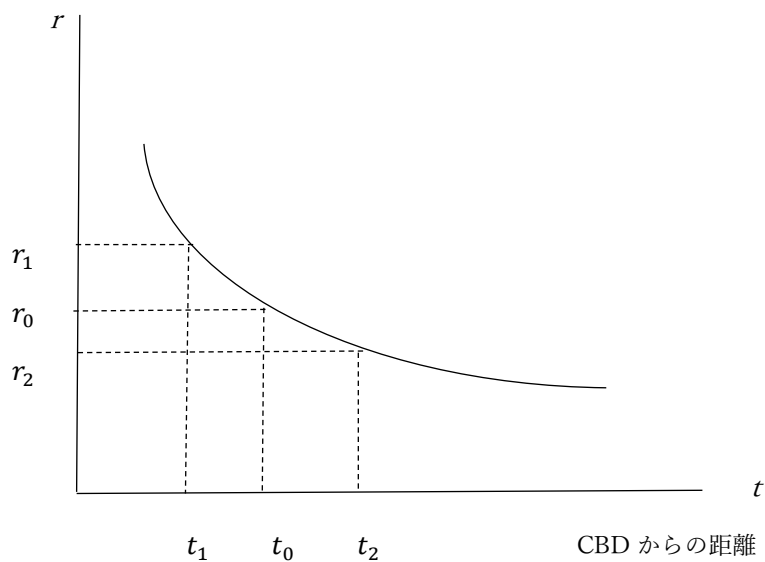


図 1-4 付け値曲線 (異なる地点で得られる地代)

図 1-3 は、0、1、2 地点で家計 B が効用を最大化した状態を示しており、それぞれの地点で地代  $r_0$ 、 $r_1$ 、 $r_2$  で不在地主に支払う。0、1、2 地点での CBD からの距離は  $t_0$ 、 $t_1$ 、 $t_2$  であり、

横軸を CBD からの距離、縦軸を地代として、プロットしていくと図 1-4 のような付け値曲線が得られる。消費者行動の理論により、図 1-3 のように無差別曲線と予算制約線とが接するところで最適化が達成される。図 1-3 の地点のいずれも、無差別曲線の勾配  $dZ/dL$  と無差別曲線の傾き  $-r_H(t)$  が等しくなっている (H は地点を指す)。

これは、(1)、(2) 式から効用を最大化すると、次の (3) 式のように合成財と住宅面積の需要関数が得られるということである。

$$\frac{dZ}{dL} = -r_H(t) \quad (3)$$

いま、立地点を  $dt$  だけ移動したときに、合成財の消費量、住宅地代、宅地面積の消費量、通勤費用がそれぞれ  $dZ$ 、 $dr_H$ 、 $dL$ 、 $k dt$  だけ変化したとする。

立地点にかかわらず所得は一定であるから、(2) 式を全微分して、

$$dZ + dr_H L + r_H dL + k dt = 0 \quad (4)$$

(4) 式に (3) 式を代入して、

$$dr_H L + k dt = 0 \quad (5)$$

が得られる。(5) 式は、立地均衡状態において、都市内のいたるところで消費者が支出する地代支払額の変化分と通勤費用の変化分が相殺されることを示している。

また、 $dr_H/dt = -k/L < 0$  であって、都心から離れるに従って地代関数は低下する。

$L$  は都心から離れるほど大きくなるので、 $dr_H/dt$  の絶対値は、都心から離れるほど小さくなる。

したがって、図 1-4 のように付け値曲線は、都心部で急勾配である付け値曲線は、郊外に向かうにつれて次第にゆるやかになる。

### (3) 開放都市・閉鎖都市モデル

Wheaton モデル (1973) では、開放都市モデル、閉鎖都市モデルに分けて、比較静学分析を行う。まず、開放都市モデルは、人口移動が自由であり、ある都市とその他の地域の間で効用水準の差があると、即座にその他の地域からの人口の流入又は流出が生じる世界を前提としている。開放都市モデルの場合、どの都市でも効用水準が同じ水準に規定されていて、所得や交通費が変化しても効用水準自体は変化しない。どの都市も図 1-3 で示されているように、効用水準が変化しない。

交通費が何らかの技術革新により減少した場合を考えると、 $dr_H/dt = -k/L$  であるから  $dr_H/dt$  の絶対値はより小さくなる。したがって、図 1-4 の付け値曲線は、CBD における付け値地代が



同じ値であり、そこから全体的に上方へ移動した付け値曲線、つまり勾配がより緩やかな曲線になる。

閉鎖都市モデルでは、都市間における人口移動がないという世界を前提とする。この場合、所得や交通費が変化した場合、その影響を都市人口の変化で調節することはできないため効用水準の変化がもたらされる。その場合に、付け値曲線も開放都市モデルの場合と異なる変化をすることになる。閉鎖都市モデルのより詳しい説明は省略するが、本稿では、第2章で首都圏に人口が多く流入していた時代において付け値曲線を用いて所得の変動による地代の変化を説明するので、開放都市モデルを用いて所得の変動による付け値曲線の変化を説明する。

### 1. 4. 3 ファンダメンタルアプローチ

#### (1) マーケット・ファンダメンタルズ

第3章では住宅地価格をマクロ的に分析するが、地価の理論としてはファンダメンタルズアプローチが有用であり、黒田・田淵・中村（2008）に沿って簡潔に説明する。いま、金融市場と土地市場の間で資金移動が自由に行えるとする。各個人は、資産運用を行うべく合理的に行動するとする。その結果、マクロレベルにおいて、金融資産と土地資産の間で期待される収益が等しくなる、いわゆる裁定が働くと考えられる。これを式で表すと、 $P_t$ を  $t$ 期首の地価、 $i_t$ を  $t$ 期首から  $t$ 期末の債権利子率、 $r_t$ を  $t$ 期首から  $t$ 期末の地代とすると、債券と土地が完全な代替材であれば、裁定式

$$i_t P_t = r_t + (P_{t+1} - P_t) \quad (1)$$

が成立する。ここで、左辺は、債券として資産選択したときの利子による収益である。右辺は、土地として資産選択したときの、期首から期末までの地代収入と土地の値上がり益（地価の変化分）である。合理的な個人は、右辺の方が大きければ、土地を保有し続け、左辺の方が大きければ、土地を手放して債権を購入する。なお、土地保有税はないものとしている。

漸化式で表現された (1) 式を解くと、

$$P_t = \sum_{s=0}^{\infty} \frac{r_{t+1+s}}{(1+i)^{s+1}} \quad (2)$$

を得る。これは、 $i_t$ を地代の現在価値への割引率とすると、 $t$ 期の地価が地代収入の無限流列の現在価値の和によって定義されるということである。さらに、もし毎期の利子率と地代が一定であり、それらを  $i$ と  $r$ とすると、(2) 式は、

$$P_t = \frac{r}{i} \quad (3)$$

というシンプルな形となる。(2)、(3)式は、地価が地代の資本完全価格として表されている。なお、(2)式は、地代と利子率という土地市場の基礎的な要因によって地価水準が決定されることから、マーケットファンダメンタルズ(MF)と呼ばれる。(3)式において、利子率が4%から2%に変更されるとすると、計算上は地価が2倍になる。しかしながら、第3章でみるように、日本の住宅地価格はこの関係が近年あてはまらなくなっている。

## (2) 資産市場の土地

一般的には、地代は土地賃貸市場において決まり、利子率は金融市場において決まる。つまり、地価は2つの市場を通じて間接的に決定されるとみることができる。しかしながら、今日の日本において土地の賃貸市場はほとんど存在しない。土地の賃貸借よりも、土地そのものの売買が慣例である。したがって、地価を決定する要因については、土地という資産市場を新たに考えなければならない。

資産市場の均衡条件である(1)式は次式のように書き改める。

$$P_t = \frac{r_t}{1+i_t} + \frac{P_{t+1}}{1+i_t} \quad (4)$$

いま、 $t$ 期において予想する $t+1$ 期の土地価格 $P_{t+1}$ が、 $\theta_t$ をその期間の地価変動率として $(1+\theta_t)P_t$ であるとする。すると、(4)式は

$$P_t = \frac{r_t}{i_t - \theta_t} \quad (5)$$

の形に帰着される。ただし、 $P_t$ の収束のため、 $i_t > \theta_t$ を仮定する。1980年代後半から1990年代前半の地価の急騰は、(5)式において、利子率の低下、地価変動率の上昇によって、分母が極端に小さくなり $P_t$ が急上昇したことで、ある程度説明できる。また、 $t$ 期において予想する $t+1$ 期の $r_{t+1}$ が、 $\theta'_t$ をその期間の期待収益増加率として、 $r_{t+1} = (1+\theta'_t)r_t$ であるとする。この場合に(5)式は $\theta_t$ を $\theta'_t$ に置き換えた形で成立する。第3章ではこの式を使用する。

<注>

- 1 塩崎賢明（2006）を参照
- 2 令和2年版厚生労働白書より抜粋
- 3 人口置換水準は、人口を長期的に維持するのに必要な出生率の水準である。年によって変動するが、現在では2.07である。
- 4 2020年版厚生労働白書より抜粋
- 5 2018年住宅・土地統計踏査結果（総務省）  
[https://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2018/pdf/kihon\\_gaiyou.pdf](https://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2018/pdf/kihon_gaiyou.pdf)
- 6 区部都心部とは、千代田区、中央区、港区、新宿区、文京区、台東区、渋谷区、豊島区の各区。
- 7 2002年土地白書（国土交通省）において、「地価形成の個別化」という言葉が使われているが、この背景として、将来の地価上昇を期待した資産形成という観点が弱まり、個別に保有の必要性を判断する傾向が強まっていることが挙げられるとしている。
- 8 2021年版土地白書（国土交通省）P5  
<https://www.mlit.go.jp/statistics/content/001408969.pdf>
- 9 2021年版土地白書（国土交通省）P28、首都圏は、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県。
- 10 更地とは、建物等の定着物がなく、かつ、使用収益を制約する権利の付着していない宅地をいう。（不動産鑑定評価基準より）
- 11 自用の建物及びその敷地とは、建物所有者とその敷地の所有者が同一であり、その所有者による使用収益を制約する権利の付着していない場合における当該建物及びその敷地をいう。（不動産鑑定評価基準より）
- 12 例えば、三浦他（2014）には、「全国の住宅地の公示地価基準地点の現役世代負担率（生産年齢人口1人に対する老年人口の割合）の相関関係を清水が試算したところ、このまま現役世代負担率が上がり続けた場合、日本全体の地価を2010年から2040年にかけて毎年平均3.18%、30年で62%押し下げる効果をもつ。」「現役世代負担率の予測から住宅地価格を試算すると、2010年を1とした場合、最も下がるのは青森県で0.289、関東一円でもほぼ全域で3分の1になる。ちなみに、東京都は0.395である。」と記述されている。なお、「これは、実際にその金額になるというわけではなく、人口の減少と高齢化の進行によって住宅地価格を押し下げる圧力が働くということである。」としている。
- 13 貸家及びその敷地とは、建物所有者とその敷地の所有者とが同一であるが、建物が賃貸借

に供されている場合における当該建物及びその敷地をいう。(不動産鑑定評価基準より)

- 14 区分所有者及びその敷地とは、建物区分所有者等に関する法律第2乗第3項に規定する専有部分並びに当該専有部分に係る同条4項に規定する共用部分の共有持分及び同条第6項に規定する敷地利用権をいう。(不動産鑑定評価基準より)
- 15 東京圏：<https://www.mlit.go.jp/totikensangyo/content/001391189.pdf>  
大阪圏：<https://www.mlit.go.jp/totikensangyo/content/001391198.pdf>
- 16 ブラック・マイケル、伊藤潤一(2005)
- 17 <https://www.land.mlit.go.jp/landPrice/SearchServlet?MOD=2>
- 18 <https://www.land.mlit.go.jp/webland/servlet/MainServlet>
- 19 特定非営利活動法人PFI・PPP協会が発刊しており、国立国会図書館に所蔵されている。

## 第2章 更地における住宅地の価格形成要因に関する時系列的変化

### 2. 1 中心地からの距離と住宅地価格の関係性

#### 2. 1. 1 はじめに

平成28年の地価公示によれば、全国の全用途平均の変動率が8年ぶりに上昇に転じた。地価公示が始まってからバブル崩壊までは地価はほとんど毎年上昇しており、バブル崩壊後に地価が上昇したのは、2006年、2007年、そして今回の2回である。東京圏では、2016年の住宅地は0.5%上昇しているなかで、東京都区部の上昇が2.8%、さらに区部都心部が4.6%上昇と、局所的な上昇となっている。2018年の住宅地も第1章で述べたとおり地価の二極化と言われる状況になっている。このような変動はなぜ生じたのか。また、このような変動が生じたときに、都心の地価が上昇しているのか、郊外の地価が上昇しているのか。これらの地価の変動について、都心からの距離と地価との間の関係（以下「地価勾配曲線」という。）の変化を見ながら調べる方法がある。

地価勾配曲線の先行研究としては、柏谷(1987)において、東京都及び埼玉県、つまり首都圏西部の各地域について、地価公示から各市区町村別に住宅地の地価平均値（万円/㎡）を求め、都心からの時間距離（分）と関係においてプロットした。この曲線の傾きは年度（1970年、1976年、1985年）によって、あまり変わっておらず、1985年の都心中心部分を除けば、大体同じような恰好になっているとしている。また、西村(1990)によれば、柏谷(1987)の実証研究を示し、いわゆる「地価勾配曲線」に関する実証研究は昭和60年頃までは、土地の相対価格が安定していたことを示唆しているとしている。

その後、安藤(1995)において、東京圏・大阪圏における商業地・住宅地の全ての地点を基に地価関数を作り、都心からの時間距離に対する地価曲線の変動を描くことにより、バブル期において地価高騰が都心から周辺地へ波及していく状況を示している。山田(2012)では、JR東京駅を中心とする1km毎の圏域を設定し、圏域内に含まれる標準地の平均地価から距離対別の地価を算出することによって、1991年から2009年までを対象として地価と都心（JR東京駅）からの距離との関係を回帰曲線で表し、東京大都市圏全域に対する機能集約化の程度を明らかにしている。

これらの先行研究においては、バブルが発生した時期や崩壊した時期など一定期間における地価勾配曲線の動きを捉えているが、地価公示が始まった1970年から現在に至るまでの地価勾配曲線の長期間の変動を説明しているものではない。

本稿では、首都圏における地価勾配曲線が、地価公示が始まった 1970 年から現在に至るまで時系列的にどのように変化してきたかについて概観し、仮に変化があれば、どのような要因により変化してきたのかを調べ、住宅地の地価の変動について考察することを目的とする。次に、地価勾配曲線の変動について、首都圏と近畿圏・地方 4 県とを比較して、地域的に差異がないか、差異があるとすればその要因を探ることとする。

## 2. 1. 2 データとモデル

各先行研究において、データの取り方を工夫しており、その理由として地価公示の標準地は、制度発足時の 1970 年には 970 地点であったが、2016 年において 25,270 地点となっている。その間、土地利用の変化等に合わせかなりの標準地が地点替えされている。このため、できる限り同じ地点あるいは類似の地点で都心からの距離と地価との関係を観測することにより、データによるバイアスが生じないようにする必要がある。同一の地点又は類似の地点の地価を 1970 年まで遡ることができるのは、住宅地の標準地であるため、住宅地の地価勾配曲線を調べることとし、商業地の地価は、住宅地の地価勾配曲線への影響に関して用いることとする。データは、首都圏においては、国土交通省が毎年公表している「沿線別駅周辺住宅地の公示価格例」<sup>1</sup>の地点とその地価を使用している。これらの住宅地の地点は、各沿線の主要な駅からおおむね 1 km であり、第一種低層住居専用地域の戸建て住宅の敷地など同質性の高いものである。この地点の地価を 1970 年まで遡って調べていくが、地点替えがある場合には、駅から 1 km の類似の住宅地の地点に代替した。駅そのものがない場合には、価格への影響が大きいので、サンプルから外した。

各地点の地価と各地点の東京都心（2016 年の地価公示で最高価格地である銀座 4 丁目交差点）からの距離との関係をヘドニックアプローチにより重回帰分析を行った。推定モデルは、「住宅地の地価（円/m<sup>2</sup>）」を被説明変数（Y）として、推定式を以下のとおりとした。なお、ダミー変数の内容は表 2-1 に示す。

$$\ln(Y) = \alpha + \beta_1 (\text{中心からの距離}(km)) + \beta_2 (\text{駅からの距離}(km)) + \beta_3 (\text{地積}(m^2)) + \beta_4 (\text{前面道路の幅}(m)) + \beta_5 (\text{下水道等ダミー}) + \beta_6 (\text{共同住宅ダミー}) + \beta_7 (\text{用途地域ダミー})$$

(表 2-1) ダミー変数の内容

ダミー変数	内 容
下水道等ダミー	下水道・ガス・水道のいずれかでもないもの：0、全てあるもの：1
建物属性ダミー	住宅：0、共同住宅：1
用途地域ダミー	第1・2低層住居専用地域（S51～H6では第1種住居専用地域、S45では住居専用地区）を0、それ以外を1

近畿圏の推計において使用したデータは、国土交通省が毎年公表している「沿線別周辺住宅地の公示価格例」<sup>2</sup>の地点の公示価格である。1970年まで遡ろうとしたが、1970年はデータが少ないため1976年から調べた。地点替えがある場合には、駅から1km程度の類似の住宅地に代替した。駅そのものがない場合には、価格への影響が大きいためサンプルから外した。なお、ここまでの方法は、首都圏の場合と同じである。しかし、近畿圏の「沿線別周辺住宅地の公示価格例」では、首都圏のサンプルと異なり、共同住宅のサンプルがほとんど含まれていない。このため、観察年における地価公示の共同住宅の地点を全て加えた。店舗や事務所が併設されていない共同住宅のサンプル数は、最も多い2016年でも58と少ないため、全て加えることとした<sup>3</sup>。

地方県として、東北地方、北陸地方、四国地方、九州地方から、都市ガス供給地域を含む市町村において地点数が50以上ある、青森県、富山県、香川県、熊本県(以下、「地方4県」という。)を選んだ。首都圏、近畿圏のほとんどが都市ガス供給地域であるという条件と合わせるために都市ガス供給地域を含む市町村に限った。また、離島については、圏内の中心地を起点とする交通体系とは異なる交通体系を有することがあるため、対象から外した。推計において使用したデータは、2016年、2008年、1994年における都市ガス供給地域を含む市町村の住宅地の公示地価である。ただし、2016年の熊本県の公示地価は、熊本地震発生時より前のデータである。

推定モデルは、「住宅地の公示地価（千円/㎡）」を被説明変数（Y）として、ヘドニックアプローチにより以下のように重回帰分析を行った。

$$\ln(Y) = \alpha + \beta_1 (\text{中心からの距離}^*(km)) + \beta_2 (\text{近畿圏の府県庁所在地からの距離}(km)) \\ + \beta_3 (\text{駅からの距離}(km)) + \beta_4 (\text{地積}(m^2)) + \beta_5 (\text{前面道路の幅}(m)) \\ + \beta_6 (\text{下水道等ダミー}) + \beta_7 (\text{共同住宅ダミー}) + \beta_8 (\text{用途地域ダミー})$$

\* 中心からの距離は、近畿圏は大阪駅、青森県は青森駅、富山県は富山駅、香川県は香川駅、熊本県は熊本駅とした。

近畿圏のみ説明変数に「府県庁所在地からの距離」を加えた。近畿圏は、「府県庁所在地からの距離」を説明変数に加えることで決定係数が高くなり、他の説明変数に与える影響も小さいためである。なお、ダミー変数は、表 2-1 と同じものを使用した。

### 2. 1. 3 首都圏の推計結果

柏谷(1987)で調べた 1970 年、1976 年、1985 年と地価高騰期の 1988 年、地価暴落期の 1994 年、その後地価に変動があった、2008 年、2010 年、2016 年時点において推計を行った結果は、表 2-2 のとおりである。推定結果を見ると、「中心からの距離」、「下水道等ダミー」は、観察したすべての年において高い相関が見られた。特に、「中心からの距離」は、すべての年において 1%水準で有意であった。「地積」、「駅からの距離」、「建物属性」もほとんどの年において高い相関が見られた。

次に、駅からの距離を 1 km、地積を 200 m<sup>2</sup>、全面道路幅 6 m、下水道等はすべて有り、戸建て住宅、第 1・2 種低層住居専用地域（1976 年から 1994 年では第 1 種住居専用地域、1970 年では住居専用地区）という条件の下で、地価 (Y) の自然対数と中心からの距離 (X) との関係式を年代毎に求める。例えば、2016 年においては、次式が求められる。

$$\ln(Y) = 13.36 - 0.033X$$



(表 2—2) 首都圏の推定結果

	2016年	2010年	2008年	1994年	1988年	1985年	1976年	1970年
切片	12.86*** (0.26)	12.87*** (0.26)	13.10*** (0.26)	13.18*** (0.17)	14.02*** (0.26)	12.84*** (0.15)	11.80*** (0.15)	11.34*** (0.14)
中心からの距離	-0.033*** (0.003)	-0.033*** (0.003)	-0.034*** (0.003)	-0.023*** (0.002)	-0.038*** (0.004)	-0.026*** (0.002)	-0.026*** (0.002)	-0.030*** (0.003)
駅からの距離	-0.430*** (0.166)	-0.406*** (0.150)	-0.458*** (0.146)	-0.22** (0.094)	-0.28** (0.135)	-0.104 (0.08)	-0.078 (0.054)	-0.044 (0.066)
地積	0.001*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.016*** (0.001)	0.001*** (0.001)	0 (0.001)	0.001** (0.001)
前面道路幅	0.038 (0.031)	0.008 (0.029)	0.011 (0.03)	0.003 (0.022)	-0.001 (0.029)	0.002 (0.017)	0.040** (0.02)	-0.006 (0.017)
下水道等有無	0.565*** (0.165)	0.471*** (0.150)	0.466*** (0.152)	0.143** (0.061)	0.336*** (0.091)	0.216*** (0.054)	0.285*** (0.064)	0.262*** (0.074)
建物属性	0.231 (0.176)	0.326** (0.144)	0.381*** (0.145)	0.316** (0.143)	-	-	-	-
用途地域	-0.127* (0.076)	-0.065 (0.071)	-0.129* (0.071)	0.059 (0.054)	-0.324 (0.329)	0.108 (0.265)	-0.020 (0.057)	-0.18** (0.078)
自由度調								
整済 R <sup>2</sup>	0.73	0.74	0.76	0.76	0.73	0.78	0.76	0.76
F 検定	0	0	0	0	0	0	0	0
観測数	129	129	129	121	121	114	111	69

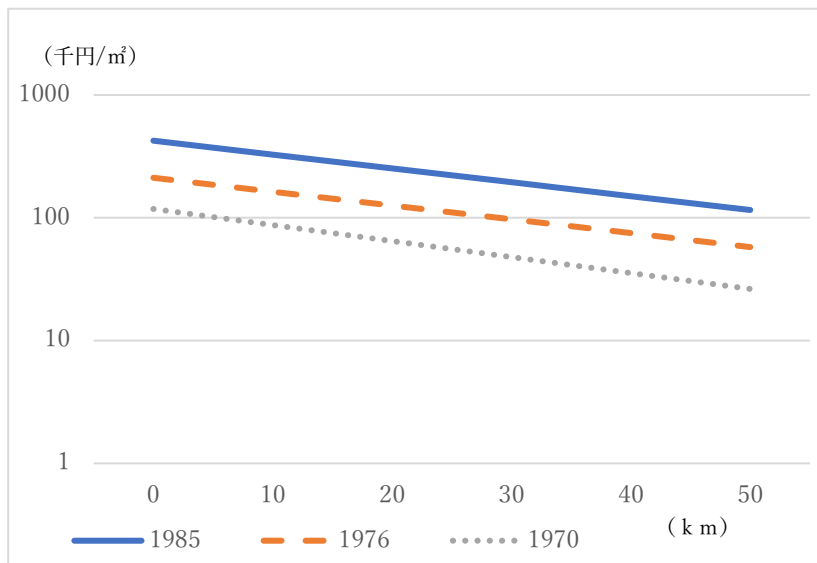
(注 1) \*\*\*、\*\*、\* はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

(注 2) 括弧内の数値は標準偏差

#### 2. 1. 4 首都圏における地価勾配曲線の時系列的な推移

前節で求めた結果をグラフ化する場合には、視覚的にわかりやすいよう指数関数にしてデータを算出した。その年代の曲線の推移について一般的に地価に影響があるとされる経済指標から説明を試みる。まず、1970年、1976年、1985年の結果を50km圏域までグラフ化すると、図2-1になり、全地点の地価がほぼ平行に上昇している。柏谷(1987)にお

いて、曲線の傾きは年度（1970年、1976年、1985年）によってあまり変わっておらず、大体同じような恰好になっている形状と同じであることが明らかになった。



(図 2 - 1) 地価勾配曲線の推移 (1970年・1976年・1985年)

(注) 縦軸を対数目盛

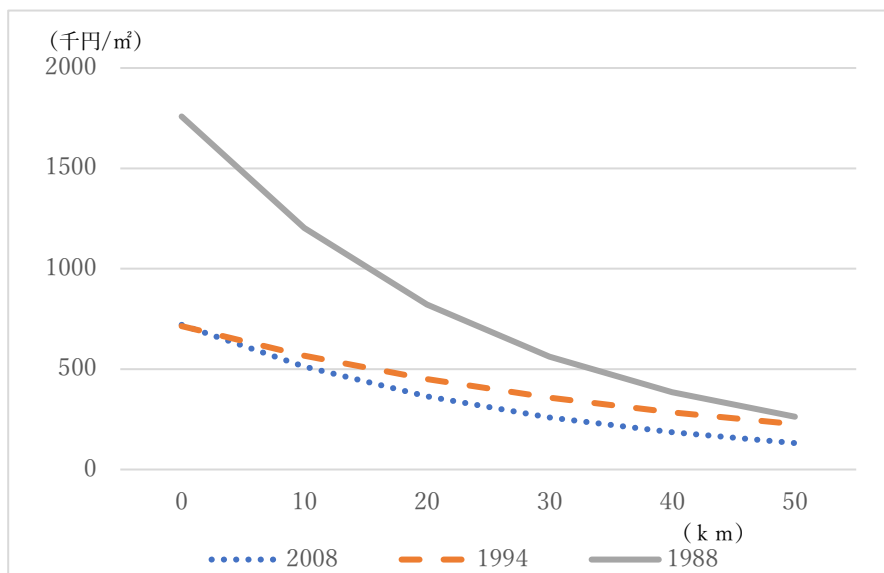
この時期の長期金利である 10 年国債金利は、1983 年頃まで 8 % 前後であったが、その後低下し始め 1985 年では 6.6% である。この間、表 2 - 3 を見ると、住宅地の地価上昇率が商業地を常に上回っている。東京圏の住宅地の地価、GDP、賃金指数は、S45 を基準として 1976 年、1985 年と同じ比率で上昇していることがわかる。所得の上昇が、住宅地の地価上昇に影響を与えたことを示唆している。

(表 2 - 3) 地価・GDP・賃金指数の推移

	住宅地地価	商業地地価	GDP	賃金指数
1970	100	100	100	100
1976	226	165	227	265
1985	406	262	444	414
1988	856	703	519	449
1994	699	487	676	528
2008	440	204	668	518

2010	400	178	655	497
2016	391	180	682	—

次に、バブル崩壊前の1988年、バブル崩壊後の1994年、2008年の結果をグラフ化する。バブル時の地価高騰を表すために、縦軸は通常の見盛にした。図2-2を見ると、1988年から1994年にかけては、東京圏の中心部に近くなるほど下落幅が大きい。中心部から10km圏域内では、地価が半分以下になっている。一方、50km圏域では、上昇又は横ばいの地点があるため、1988年と1994年の地価勾配曲線が近接している。その後、1994年から10年以上地価下落が続くことになる。図2-2に2008年の地価勾配曲線が描かれているが、1994年の曲線と比べて、中心から距離が遠い圏域ほど下落しており、1994年から2008年頃にかけては、東京圏全域で地価が下落していたことがわかる。

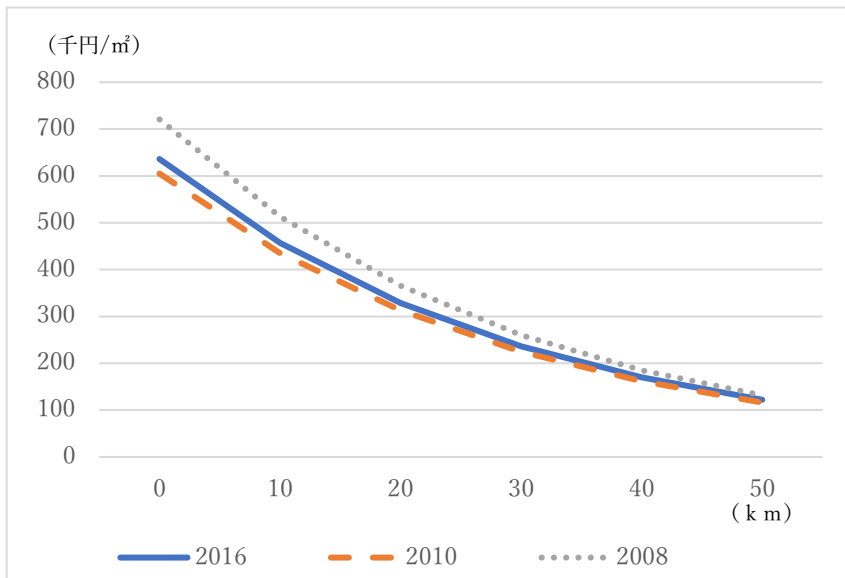


(図2-2) 首都圏の地価勾配曲線の推移 (1988・1994・2008)

10年固定金利は、1988年では4.9%、1994年では3.3%であり、1980年頃から金利が低下している。表2-3を見ると、1985年から1988年まで地価がGDP、労働賃金指数を大きく超えて上昇した。地価は、1970年から1985年までとは逆に商業地の地価が住宅地の地価を大きく上回って上昇している（この傾向は、1991年まで続く）。

金利が大きく低下したため、商業地に対する需要が非常に高まり、東京都心を中心に地価が上昇、周辺地域に波及した。また、住宅地に対する需要も相変わらず強い状況で、商業地の価格上昇に合わせて、東京都心に近いほど住宅地の価格が上昇したと考えられる。

下落局面においても都心に近い地点ほど地価が下落する。また、50km 以遠の圏域でも住宅開発が行われていたため、中心部の地価が変動するだけでなく全域に地価上昇が波及し、地価勾配曲線が右上方にも平行移動したと考えられる。この過程を図に示していないが、S63 と H6 の地価勾配曲線から、まず都心中心部に近い地点が大きく下落し、1994 年と 2008 年の地価勾配曲線から、全域にわたって、地価が下落していったことに表れている。平成 2008 年、2010 年、2016 年の地価勾配曲線は図 2-3 のとおりである。リーマンショックが発生して最も下落した年が平成 22 年である。2008 年から 2010 年にかけては、中心部を中心に下落しており、反時計まわりに地価勾配曲線が移動している。しかし、これらの変動は、1991 年から 1994 年までの地価の下落の規模と比較すると、図 2-2 と図 2-3 を見れば非常に小さいことがわかる。2016 年地価公示においては、上昇傾向にあるもののまだ 2008 年の水準には戻っていない状況であることがわかる。



(図 2-3) 首都圏の地価勾配曲線の推移 (2008・2010・2016)

2006 年に 4 年 4 か月続く景気拡大期がバブル期を抜き、10 年国債金利が 7 年ぶりに利率 2% 代に引き下がるなど景気が拡大する中で、2007 年、2008 年に商業地、住宅地の地価が上昇した。1985 年頃からおよそ 10 年で起きたように都心商業地における土地需要の高まりが土地の地代を上げて、住宅地の地価の上昇につながったと考える。リーマンショック後には速やかに土地需要が減退し地価が下落している。直近の地価上昇は、日銀による量的緩和政策により、都心商業地を中心として土地需要が回復したために商業地の地価が上昇しているが、消費税の増税の影響による所得の減少のために、住宅地の価格の上昇が鈍

い。

このように地価勾配曲線の変動は次の3パターンがあると考える。

- (1) 高い金利で固定されていても、住宅地の地価勾配曲線は上方に移動し、観測している全地点が上昇していた時期がある。
- (2) 金利が低下すると、住宅地の地価勾配曲線の勾配は都心に向かって大きくなる、つまり都心に近いほど地価が上昇する。
- (3) 2008年から2016年では、地価勾配曲線の変動幅が小さくなり、都心に近いほど地価が変動するが、変動する圏域は狭まっている。

以下、この(1)から(3)について議論を深める。

## 2. 1. 5 首都圏の地価勾配曲線の変動についての考察

Wheaton(1973)は、Alonsoの同心円モデルを一般均衡モデルとして構築し、土地の地代と都市中心からの距離の関係について理論的な結論を得ている。モデルの前提は、消費財の生産は都市の中心部で行われ、賃金、価格、交通コストは外生的、都市中心で働く消費者は、同じ所得、同一の選好をもち、土地と中心部からの距離とはトレードオフの関係にある。閉鎖都市は、人口規模が外生的に与えられ、効用水準は内政的に決まる。開放都市では、効用水準が外生的に与えられ、人口規模は内生的に決まる。地主は地域独占者で、オークションをして、一単位当たりの土地に最も高い地代を支払う者に土地を提供する。

モデルの結論から言えば、所得の増加又は交通コストの低下が起こると、閉鎖都市では、都市境界が拡大し、中心部の地代を低下させ、地代勾配曲線は、距離に関してよりなだらかになる。一方、開放都市のケースでは、全ての地点で地代が上昇することになる。第1章で説明した開放都市の場合で簡単に説明すると、図2-4において、敷地面積 $L$ の土地を借りて都市内のいずれかの地点に居住し、合成財 $Z$ を消費するという仮定を置いて、 $X_0$ 地点までの交通費を $kX_0$ として、 $Y=Z+R_0L+kX_0$ という予算制約線の下で、効用関数 $U(Z, L)$ を最大化する。

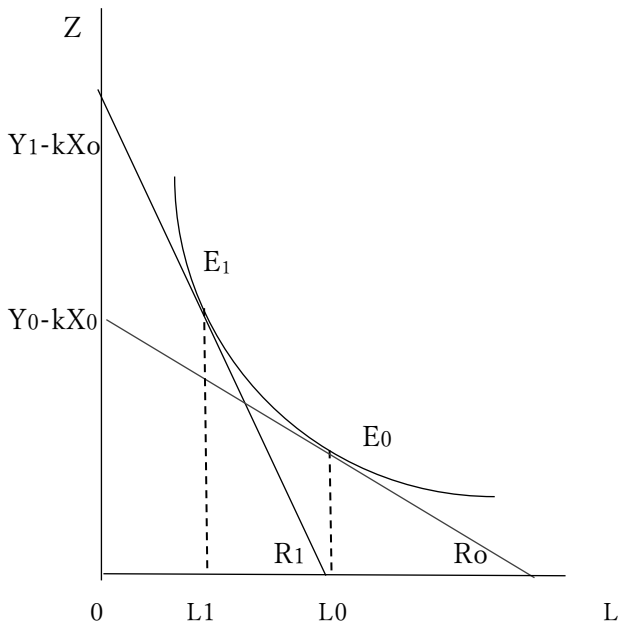
人口が流入して効用水準が外生的に与えられるので、所得の増加( $Y_0 \rightarrow Y_1$ )は、図2-4のように地代の上昇( $R_0 \rightarrow R_1$ )をもたらす。これはどの地点においても生じるので、図2-5のように地代勾配曲線が上方に移動する。

次に、地代と地価との関係を考える。上記のモデルでは、地域的に土地を独占している大地主がオークションにより土地を貸すことを前提にしており、土地を売却することを想

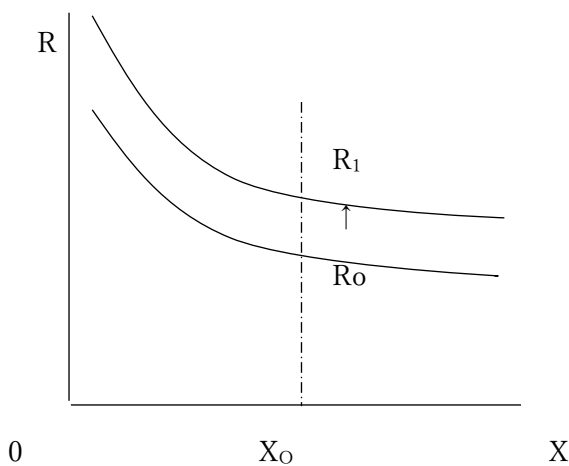
定していない。また、金利を変数として用いていないので、金利の変動を想定していない。そこで各地点において地代  $R$  が求まると、仮に土地を売った場合の価格を算定すると想定する。価格を  $P$ 、地代を  $R$ 、利子率を  $i$ 、地代の増加率を  $\theta$  とし、 $i$ 、 $\theta$  は各期において一定とした場合に、序論で説明したように、次の式が成り立つ。

$$P = \frac{R}{i - \theta}$$

各地点において  $\Delta P/P = \Delta R/R$  なので、地価勾配は地代勾配に等しくなると考える。



(図 2 - 4) 所得が増加した場合の  $X_0$  地点の付け値



(図 2 - 5) 所得が増加したときの地代勾配曲線

1965年から10年間、1975年から10年間、東京圏は、戦後からの慢性的な住宅ストックの不足に加え、圏外からの人口流入も大きいため、圏域が拡大する状態にあった。また、1983年頃まで金利は高い水準のまま固定されていた状態であった。これらの社会経済状況は、上記のモデルで想定している条件に近い。モデルから得られた結果の一つである「開放都市では、所得の上昇が、全地点における地代の上昇をもたらす」ということが、表2—3のように労働賃金指数と地価の上昇率はほぼ同じであること、サンプルの全地点において同程度に地価が上昇していること（地価勾配曲線が平行に右上へ移動）という現実をよく説明している。

金利が低下すると、住宅地の地価勾配曲線の勾配は都心に向かって大きくなる、つまり都心に近いほど地価が上昇する動きは、上記のモデルでは説明できない。

金利の低下により、商業地の需要が高まり商業地の地代が住宅地の地代の上昇を上回って上昇し、商業地の開発が住宅地まで及ぶことで、その周辺の住宅地の地代が上昇し割引現在価値、つまりその時点における住宅地価格が上昇すると考えるのが妥当であろう。表2—3のように1985年から1988年で商業地が住宅地の地価の上昇率を大きく上回っていることに表れている。

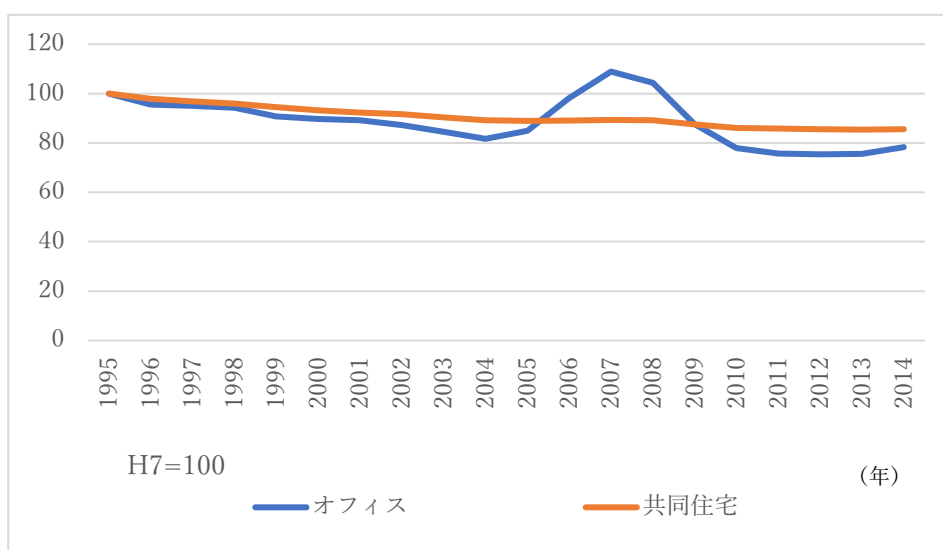
Wheaton(1973)のモデルでは、生産地は同心円の中心にあり、住宅地への地代に影響を与えないことが前提であるが、金利の低下により地代が上昇し生産地の面積が拡大する、あるいは、生産地周辺に商業地が存すると仮定すれば商業地の地代が住宅地の地代を上回って、商業地の開発が住宅地にも及ぶことで、住宅地の地価に影響を与えると考える。富田(2015)によれば、東京都心区（千代田区、中央区、港区）における事務所・銀行の床面積が1972年1321haから1995年3589haに増加しており、そのうち1982年から1992年までに1076ha増加している。この面積の拡大は、他の用途、他の地域の増加分を大きく上回る。また、東京都心3区のマンションを対象とした調査によれば、戸数比では約半数の住戸が事務所など非住宅用途に転用されていたとしている。

1987年頃から1991年までの地価上昇はバブルが発生したと言われているが、1985年前から続く所得の上昇及び人口流入による住宅地の地代勾配曲線の上昇、金利の大幅な低下による商業地の地代の上昇の影響を受けた住宅地の地価の上昇という価格上昇圧力が一時期に集中して起きたことになる。

下落局面においてもまず中心部に近いほど大幅な下落が発生し、その後は、全ての地点が緩やかに下落していった。都心商業地の地代の急激な下落が最初の下落の要因であり、

1994年以降、所得が毎年減少傾向にあることが、全ての地点における緩やかな下落の一因であると考えられる。

2000年頃からの2回の地価上昇に共通することは、都心に近い地点ほど変動の幅が大きくなるが、都心から遠く離れた圏域において地価上昇が起きていない点である。この要因の一つは、地代そのものが下落傾向にあることである。地代そのものをデータによって観察できないので、代替的に賃料を観察する。



(図2-6) オフィスと賃貸住宅の賃料インデックス

出典：(一財)日本不動産研究所「全国賃料統計(2014年9月末現在)」P11, P15

図2-6を見ると、オフィス賃料は、地価が上昇した2006年、2007年には上昇し下落に転じた後に、2013年頃から再び上昇に転じている。一方、共同住宅の賃料は1995年から下落し続けている。消費者物価統計持家の帰属家賃を除く家賃も関東地方において1997年から下落し続けている。住民基本台帳によれば、2006年以降は東京圏の40～50kmの圏域では人口が流出している傾向にある。Wheaton(1973)のモデルでは、開放都市の場合に、効用が一定になるまで郊外に人口が流入するという仮定であったが、最近の東京圏においては、郊外から人口が流出する傾向にあるため、郊外ほど地代が低下する方向にあり、都心における商業地の地代の上昇の影響を郊外ほど受けにくくなる。このため、図2-3のように住宅地の地価が変動する圏域が都心に近い圏域に狭まってきていると考える。



(表 2 - 4) 近畿圏の推定結果

	2016年	2010年	2008年	1994年	1988年	1985年	1976年
切片	5.258*** (0.232)	5.429*** (0.210)	5.466*** (0.215)	5.845*** (0.183)	6.279*** (0.319)	5.945*** (0.215)	4.604*** (0.187)
中心からの距離	-0.011*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.024*** (0.004)	-0.015*** (0.003)	-0.012*** (0.003)
府県庁距離	-0.015*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.004)	-0.017*** (0.004)
駅距離	-0.195*** (0.084)	-0.056 (0.084)	-0.075 (0.092)	-0.130*** (0.079)	-0.292* (0.154)	-0.197* (0.107)	-0.014 (0.066)
地積	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
前面道路幅	0.006 (0.011)	0.009 (0.012)	0.014 (0.011)	0.066*** (0.018)	0.002 (0.036)	0.009 (0.023)	0.026 (0.016)
下水道等ダミー	0.464*** (0.137)	0.334*** (0.116)	0.328*** (0.124)	0.238*** (0.080)	0.288*** (0.113)	0.170*** (0.077)	0.091 (0.087)
共同住宅ダミー	0.164* (0.095)	-0.006 (0.086)	-0.027 (0.102)	-0.124 (0.119)	-0.418 (0.456)	-0.128 (0.317)	0.115 (0.162)
用途地域ダミー	0.038 (0.097)	0.036 (0.089)	0.040 (0.091)	0.003 (0.081)	-0.058 (0.117)	-0.171 (0.080)	-0.083 (0.087)
自由度調							
整済 R <sup>2</sup>	0.49	0.49	0.49	0.62	0.50	0.53	0.44
F 検定	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
観測数	136 (58)	103 (25)	107 (29)	88 (13)	74 (1)	74 (1)	71 (4)

(注 1) \*\*、\*は有意水準 1%、5%、10%は統計的に有意であることを示す。

(注 2) 括弧内の数値は標準偏差

(注 3) サンプル数の ( ) 内の数値は、共同住宅のサンプル数

(表2—5) 地方4県の推計結果

	青森県			富山県			香川県			熊本県		
	2016年	2008年	1994年	2016年	2008年	1994年	2016年	2008年	1994年	2016年	2008年	1994年
切片	3.475*** (0.257)	3.827*** (0.174)	3.544*** (0.163)	3.326*** (0.240)	3.656*** (0.185)	4.101*** (0.236)	3.529*** (0.329)	3.834*** (0.262)	4.443*** (0.267)	3.563*** (0.124)	3.751*** (0.103)	4.034*** (0.136)
中心からの距離	-0.011*** (0.003)	-0.014*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.015*** (0.005)	-0.008* (0.004)	-0.018*** (0.006)	-0.015** (0.006)	-0.009*** (0.004)	-0.016*** (0.003)	-0.031*** (0.003)	-0.025*** (0.002)	-0.026*** (0.004)
駅距離	-0.012 (0.015)	-0.056*** (0.019)	-0.020 (0.022)	-0.022 (0.036)	-0.015 (0.029)	-0.080** (0.031)	-0.155** (0.059)	-0.159*** (0.041)	-0.122*** (0.038)	0.002 (0.015)	0.007 (0.012)	-0.003 (0.013)
地積	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.015)	0.001** (0.000)	0.001* (0.006)
前面道路幅	0.018 (0.045)	0.031 (0.025)	0.052 (0.021)	0.048 (0.025)	0.014 (0.018)	0.025 (0.015)	0.079 (0.059)	0.108 (0.042)	0.010 (0.033)	0.041** (0.019)	0.045 (0.015)	-0.072 (0.020)
下水道等 ダミー	0.386*** (0.082)	0.426*** (0.069)	0.350*** (0.075)	0.308*** (0.089)	0.301*** (0.073)	0.428*** (0.097)	0.504*** (0.121)	0.314*** (0.084)	0.399*** (0.070)	0.288*** (0.051)	0.226*** (0.039)	0.355*** (0.048)
共同住宅ダミー	-0.062 (0.339)	0.069 (0.298)	0 (0)	—	—	—	0.966 (1.168)	—	—	-0.473 (0.397)	—	—
用途地域ダミー	-0.021 (0.082)	-0.003 (0.068)	0.186** (0.073)	0.175* (0.098)	0.121 (0.075)	0.173 (0.121)	0.140* (0.145)	0.168*** (0.103)	0.235 (0.144)	0.258*** (0.069)	0.190*** (0.048)	0.146** (0.066)
R—s q	0.40	0.53	0.40	0.32	0.31	0.41	0.55	0.58	0.71	0.70	0.73	0.66
F値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
サンプル数	68(1)	79(1)	76(0)	85(0)	85(0)	81(0)	54(1)	59(0)	66(0)	87(1)	101(0)	101(0)

注) 都市ガス供給地域を含む市町村は、青森県の場合、青森市、黒石市、五所川原市、十和田市、富山県の場合、富山市、高岡市、射水市(旧新湊市に限る。)、香川県の場合、高松市、丸亀市、坂手市、善通寺市、熊本県の場合、熊本市、八代市とした。また、平成の大合併において合併した旧町村を除いた。その他の注) は表2—4と同じ。

## 2. 1. 6 近畿圏・地方4県の推定結果

ここからは近畿圏・地方4県について見ていく。(表2-4)近畿圏の推定結果を見ると、F検定の結果、全ての係数が0であるという帰無仮説は棄却された。「中心からの距離」、「府県庁所在地からの距離」は各年とも1%水準で有意である。「駅からの距離」、「下水道等ダミー」は、統計的に有意な年が多いが、それ以外の説明変数は、ほとんど有意な結果を得られていない。

(表2-5)地方4県の推定結果は、F検定の結果、全ての係数が0であるという帰無仮説は棄却された。熊本県、香川県、青森県、富山県の順に決定係数が高くなっているが、都市ガス供給地域の面積の市町村に占める割合が影響していると考えられる。「中心からの距離」、「下水道等ダミー」は全て統計的に有意であり、「駅からの距離」、「用途地域ダミー」は県によって有意な結果が出ている。それ以外の説明変数はほとんど有意ではない。

## 2. 1. 7 近畿圏・地方4県の地価勾配曲線の変動

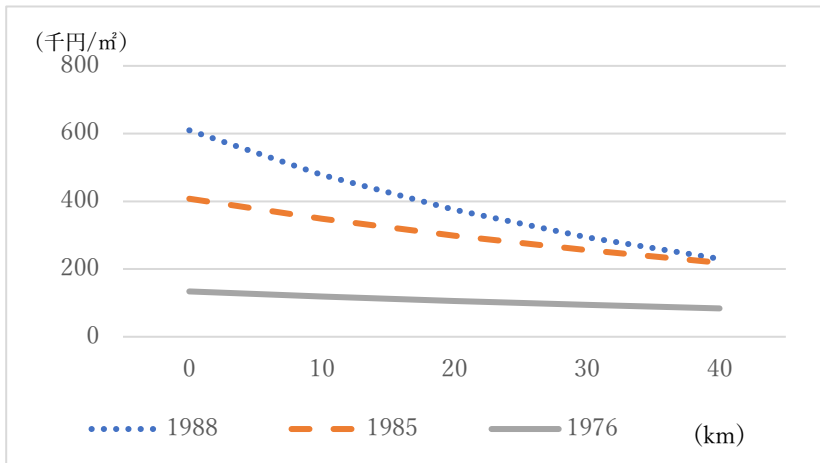
### (1) 近畿圏の地価勾配曲線の変動

近畿圏における地価勾配曲線の変動を見るために、駅からの距離を1km、府県庁所在地からの距離を1km、地積を200㎡、全道路幅6m、下水道・ガス・水道はすべて有り、戸建て住宅、第1・2種低層住居専用地域(1976年から1981年までは第1種住居専用地域)という条件の下で、地価(Y)の自然対数と中心からの距離(X)との関係式を年代毎に求める。例えば、2016年においては、

$$\ln(Y) = 5.551 - 0.011X$$

が求められる。これを指数関数にしてグラフ化したものが図2-7、図2-8である。

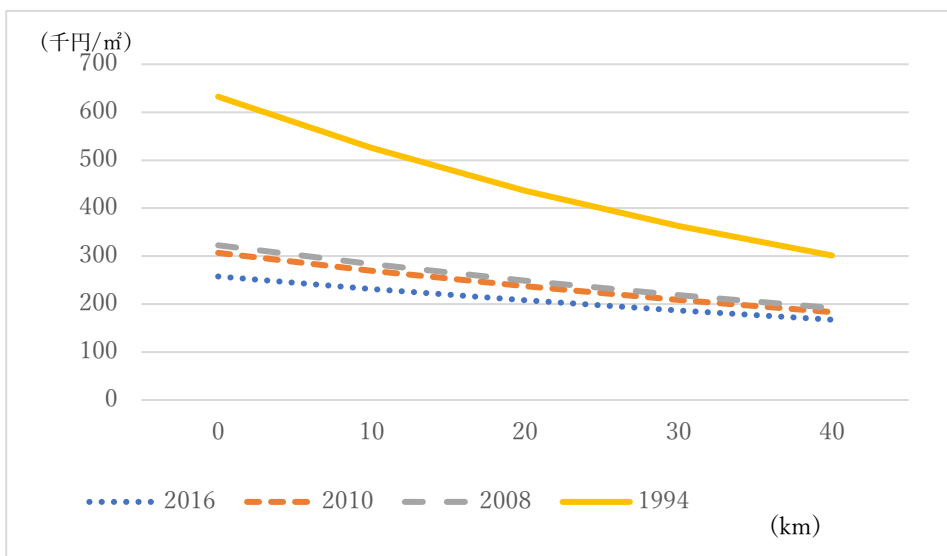
図2-7を見ると、1976年と1985年の地価勾配曲線は、首都圏と同じように都心からの距離に関わらず全地点が大きく上昇している。1985年から1988年にかけては、地価勾配曲線は勾配係数が大きくなり、首都圏ほどの大きな変動ではないが、都心に近い地点ほど上昇し、周辺部においてはそれほど上昇していない。



(図 2 - 7) 近畿圏の地価勾配曲線の推移 (1976 年・1985 年・1988 年)

(注) 縦軸は対数目盛。図 2 - 8 において同じ。

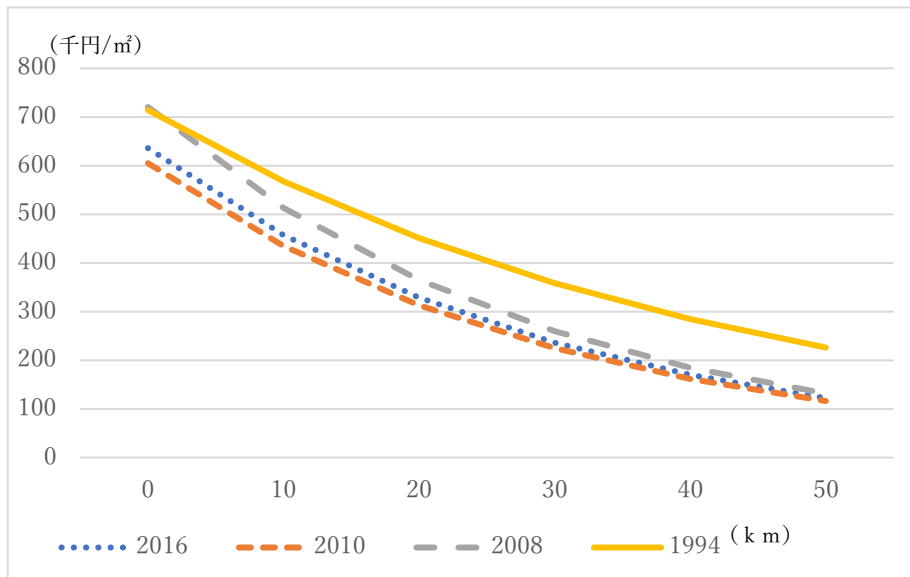
図 2 - 8 を見ると、近畿圏では 2008 年から 2016 年にかけて、平成 6 年と比べて都心に近い地点ほど大きく下落している。1994 年水準に対する 2016 年水準の割合(2016 年水準 / 1994 年水準) を求めると、中心地から 0 km 地点で見ると約 40%、40km 地点では約 55% である。図 2 - 3 の首都圏では、0 km 地点で見ると約 89%、40km 地点では約 60 % であり、都心に近いほど 2016 年水準は 1994 年水準に近づいている。表 2 - 2 の推定結果によれば、首都圏の勾配係数を見ると、2016 年の数値 (-0.033) が 1994 年の数値 (-0.023) よりも絶対値で大きくなっており、逆に、近畿圏の勾配係数は、2016 年の数値(-0.011)が 1994 年の数値(-0.019)よりも小さくなっている。



(図 2 - 8) 近畿圏の地価勾配曲線の推移 (1994 年・2008 年・2010 年・2016 年)

また、近畿圏において2008年と2016年を比較すると、図2-8のように2016年の地価勾配曲線は2008年よりも下方に位置しており、2010年よりも下方に位置している。図2-9のように首都圏では2016年の地価勾配曲線は2010年よりも上方に位置している点で異なる様相を示している。

なお、近畿圏において、説明変数に「府県庁所在地からの距離」を加えなくても、上記と同じような結果になる。

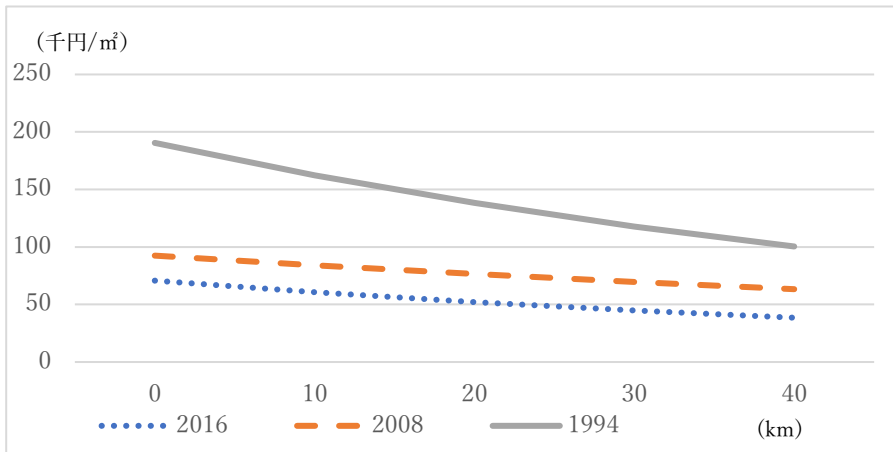


(図2-9)首都圏の地価勾配曲線の推移(1994年・2008年・2010年・2016年)

(注)縦軸は通常目盛。

## (2) 地方4県の地価勾配曲線の変動

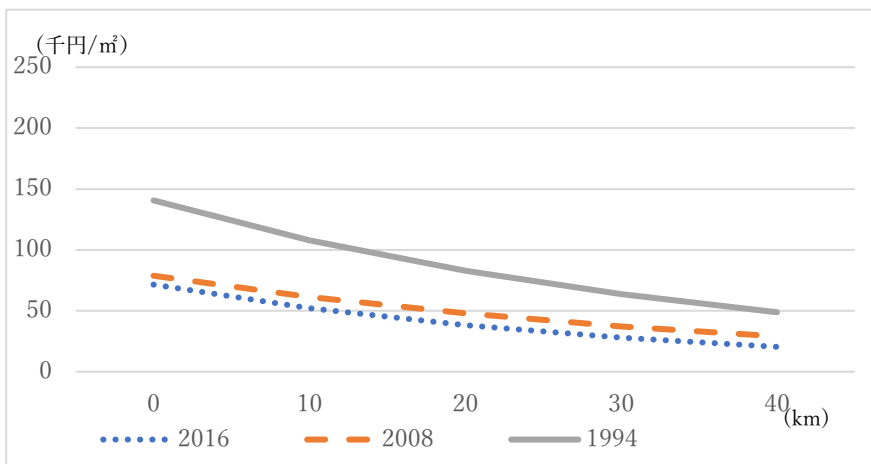
地方4県については、(表2-5)地方4県の推定結果を見ると、平成6年の青森県を除くと地方4県の「切片」、「中心からの距離」の変化はよく似ているので、決定係数が高い香川県、熊本県を観察する。図2-10は香川県、図2-11は熊本県の地価勾配曲線の推移であり、縦軸を通常目盛としている。



(図 2 - 1 0) 香川県の地価勾配曲線の推移 (1994 年・2008 年・2016 年)

(注) 縦軸は通常目盛。

2 県の地価勾配曲線とも全地点が下方に移動しており、近畿圏の地価勾配曲線の変動に近似している。1994 年から 2008 年にかけては近畿圏と同様に中心地に近いほど下落している。2008 年から 2016 年にかけては、近畿圏と異なり、香川県、熊本県とも中心地に近いほど若干下落幅が小さくなっている。しかし、いずれも首都圏のように都心に近いほど 1994 年水準に近づく傾向にはない。



(図 2 - 1 1) 熊本県の地価勾配曲線の推移 (1994 年・2008 年・2016 年)

(注) 縦軸は通常目盛。

### 2. 1. 8 近畿圏・地方 4 県と首都圏との地価勾配曲線の比較からの考察

これまでの近畿圏、地方 4 県の地価勾配曲線の比較から次の 2 点の特徴があると考えられる。

- ① 近畿圏は、首都圏と同様に 1976 年から 1985 年にかけて全地点において大きく上昇し、1985 年から 1988 年にかけては都心に近い地点ほど地価の上昇が著しい。
- ② 近畿圏、地方 4 県において 1994 年以降、地価勾配曲線は全地点が下方に移動しており、2008 年、2016 年水準は首都圏のように都心に近いほど 1994 年水準に近づく傾向になっていない。

以下、上記①、②に関する変動要因を論ずる。

1976 年から 1980 年にかけては、高い固定金利の下で資金融通に制約があるために商業地の需要は抑えられていたが、近畿圏、首都圏ともに住宅ストックが不足する中で、所得の増加に伴い上記①のように都心からの距離に関わらず全地点が大きく上昇した。金利が自由化すると、商業地の需要が急拡大し、都心に近い地点ほど地価が上昇したと考える。

表 2－6 は 2016 年の都府県平均地価の 1994 年に対する割合である。東京都の商業地は 2016 年には 1994 年と比べて約 6 割であり、4 都府県の中で最も回復しており、住宅地価格も約 7 割になっている。これは、首都圏においてのみ 2008 年から 2016 年にかけての住宅地価格が都心に近い地点ほど平成 6 年水準に近づいていることに影響していると考えられる。

(表 2－6) 1994 年、2016 年の都府県平均地価の比較

	商業地	住宅地
東京都	57.7%	73.8%
大阪府	28.6%	49.3%
香川県	11.0%	41.7%
熊本県	15.8%	59.4%

注) 地価公示の都府県平均地価について、2016 年の 1994 年に対する割合を求めた。

一方、大阪府の商業地は 28.6%と冷え込んだままであるため、図 2－8 のように住宅地価格が都心に近いほど下落傾向にあることに影響していると考えられる。香川県や熊本県は、住宅地に比して商業地の下落割合が最も大きい。香川県や熊本県では、商業地需要が住宅地価格に対し東京都や大阪府ほど影響を与えていないことがわかる。1994 年頃までに旺盛な住宅需要を背景に都心において共同住宅が盛んに建設されていたかどうか、商業地の拡大がどれだけ大きかったかなどの違いであろう<sup>4</sup>。

熊本県の住宅地価格が首都圏について約6割になっているのは、2016年の地価勾配曲線が2008年近くにあることに表れていると考える。

表2-7は、借家に居住する、家計を主に支える者の年齢が25歳から44歳までの主世帯数であり、持家を取得しようとする潜在的な世帯といえる。1988年と2013年を比較すると、首都圏のみ増加しており、近畿圏、香川県、熊本県はマイナスである。特に近畿圏の減少率が大きい。このような持家に対する需要の変化は、2008年から2016年にかけて近畿圏の地価勾配曲線の変動が首都圏ではなく地方4県の変動に近くなっている一因であると考えられる。

(表2-7)借家に居住する、家計を主に支える者の年齢が25歳から44歳までの主世帯数

	1988年	2013年	増減率
首都圏	2,569 千世帯	2,670 千世帯	3.9%
近畿圏	1126.8 千世帯	987.8 千世帯	-12.3%
香川県	46.8 千世帯	44.5 千世帯	-4.9%
熊本県	102.2 千世帯	95.3 千世帯	-6.8%

出典：総務省「住宅・土地統計調査」

注) 首都圏：東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、茨城県、 近畿圏：大阪府、京都府、兵庫県、奈良県

## 2. 1. 9 中心地からの距離と住宅地価格の関係性のまとめ

首都圏における住宅地の地価勾配曲線は、人口流入による住宅地不足と所得の増加を要因として上方にシフトする動きと、金利の低下や事業活動の拡大等による商業地需要の高まりに影響を受けて都心に近いほど住宅地の地価勾配曲線の勾配が大きくなる、下落局面ではその逆が起きるという2つの動きがあることがわかった。2008年頃から、家賃そのものが下落傾向にあり、住宅地の地代勾配曲線はむしろ郊外ほど下方にシフトする傾向にあるため、都心の商業地需要の高まり、都心商業地の上昇に影響を受けて、住宅地が上昇しても地価が上昇する圏域は限定されてきている。一方、都心に近い住宅地の地価は、現在上昇しているものの、景気後退局面に入り商業地需要が減退し、オフィス賃料等が下落すれば、下落に転じることが予想できる。

近畿圏においても、バブル期までは首都圏と同じような地価勾配曲線の変動を観察できたが、近年では都心に近いほど住宅地地価が下落傾向にあり、商業地需要の高まりによる



影響を受けて地価勾配曲線が変動することは明確には観察できない。1994年以降の地方4県においても近畿圏の変動とよく似た変動であることが確認された。これらの要因は、圏域内の商業地需要が回復しているかどうか、住宅ストックが充足している状況において、持家をこれから購入する若い世代の人口が減少しているかどうか大きいと考える。

## 2. 2 その他の特性と住宅地価格との関係性

前節では、中心地からの距離と住宅地価格との関係を見てきたが、表2-2、2-4、2-5から、年代別に係数の変化を見ると、住宅地価格との関係性において特徴的な属性として、「駅からの距離」、「下水道等」を挙げることができる。以下にそれぞれの関係性について述べる。

### 2. 2. 1 「駅からの距離」と住宅地価格との関係性

#### (1) 首都圏

全ての観測年で係数の符号は期待どおりのマイナスで、駅からの距離が遠いほど住宅地価格が低下する関係にある。1970年、1976年、1985年を見ると、「駅からの距離」の係数は有意ではないが、1988年以降は、5%又は1%水準で有意となっている。1988年以降の方が、駅からの距離と住宅地価格との関係性が強くなっていることがわかる。係数の絶対値の大きさを比較すると、年代を経るごとに大きくなっている。特に2008年から2016年は、それ以前よりも大きくなっている。最近では、駅からの距離が10分圏内、直近では7分圏内の物件ほど人気が高いということをよく聞くが、統計的に見ても遅くとも2008年から「駅からの距離」と住宅地価格との関係性がより強くなっていることが明らかになった。

#### (2) 近畿圏・地方4県

年代を経るごとに「駅からの距離」と住宅地価格の関係性が強くなることは、首都圏以外にもあてはまるのだろうか。表2-4で近畿圏を見ると、1994年、2016年は1%水準で有意であり、1985年、1988年は10%水準で有意である。1976年、2008年、2010年は有意ではない。比較的に地価の上昇期において、「駅からの距離」と住宅地価格の有意性が強くなっているようである。地方4県では、表2-5のように香川県のみ3つの全ての観測年で有意であるが、他の3県ではほとんどの係数が有意ではない。香川県の係数の絶対値の大きさは、1994年よりも2008年、2016年の方が大きい。この点は首都圏と同じ傾向を示

している。このように見ると、年代を経るごとに「駅からの距離」と住宅地価格の関係性が強くなることは、全国的な傾向とは言えないようである。これは、マンション志向か戸建て志向か、車中心の生活か公共交通中心の生活かなど、ライフスタイルに地域性があることが背景にあるように思える。あるいは、地方においてよく見られる、中心市街地が空洞化したままである状態を表しているともいえる。

## 2. 2. 2 「下水道等」と住宅地価格との関係性

### (1) 首都圏・近畿圏

首都圏・近畿圏とも、すべての観測年において符号はプラスであり、首都圏ではすべての観測年において1%水準で有意、近畿圏では1976年を除くすべての観測年において1%水準で有意である。当然ではあるが、下水道・ガス・水道がすべてそろっているか否かで住宅地価格に対して大きく影響を有する。表2-8に見るように、1994年以降では、「切片」の係数の大きさは、首都圏では横ばい、近畿圏では低下傾向にあるものの、「下水道等ダミー」の係数の大きさは、年代を経るごとに大きくなっている。平成28年には、首都圏において1970年を基準年として約2倍、近畿圏において昭和60年を基準年として約2.7倍にまで大きくなっている。これは、住宅ストックの充足により、下水道・ガス・水道がすべてそろっている地域の土地に対して、需要者の意思支払額が平成6年以降は年々上昇していることを表していると考えられる。

表2-8 切片及び下水道等ダミーの係数の時系列的变化（首都圏、近畿圏）

(年)

		1970	1976	1985	1988	1994	2008	2010	2016
首都圏	切片	100	104	113	123	116	115	113	113
	下水道等ダミー	100	108	82	128	54	177	179	215
近畿圏	切片	—	—	100	105	98	91	91	88
	下水道等ダミー	—	有意ではない	100	169	140	192	196	272

(注) 表2-2、表2-4の推計結果における「切片」と「下水道等ダミー」の有意な数値を、首都圏は1970年を100として近畿圏は1985年を100として指数化した。

(2) 地方4県

地方4県の場合も、すべての観測年において符号はプラスであり、1%水準で有意である。地方においても、下水道・ガス・水道がすべてそろっているか否かで住宅地価格に対して大きく影響を有することは当然である。しかし、表2-9に見るように、「下水道等ダム」の係数の絶対値の大きさは年代を経るごとに大きくなっていない点で、首都圏、近畿圏とは異なる。切片の大きさを見ると、4県とも年代を経るごとにほとんど小さくなっており、全体の地点は下落傾向にあるといえる。その中で、「下水道等ダム」の係数の絶対値の大きさ青森県と香川県はやや大きくなっており、富山県と熊本県はやや小さくなっている。いずれにしても、首都圏や近畿圏において倍増していることと比べれば、地方4県の「下水道等ダム」の係数は安定していると言える。住宅資産価値の維持という観点から、下水道等の社会資本整備の状況は生活の利便性に影響を与えることから、需要者の安定的な嗜好が市場価格に反映されていると考える。

表2-9 切片及び下水道等ダムの係数の時系列的变化（地方4県）

		1994年	2008年	2016年
青森県	切片	100	107	98
	下水道等ダム	100	121	110
富山県	切片	100	89	81
	下水道等ダム	100	70	71
香川県	切片	100	86	79
	下水道等ダム	100	78	120
熊本県	切片	100	92	88
	下水道等ダム	100	63	81

(注) 表2-5の推計結果における「切片」と「下水道等ダム」の有意な数値を、4県とも2008年を100として指数化した。

以上のことから、「駅からの距離」と「下水道等ダム」の係数が年々大きくなっている、少なくとも首都圏においては、住宅の資産価値を維持向上させるためには、駅から近い地域において必要な公共施設等の充実を図ることが望ましいといえる。地方の県で、中心市

街地が空洞化している地域においては、中心市街地の活性化を実現するために、駅から近い地域において公共施設等を政策的に充実させて人口移動を促がすことは、住宅の資産価値の向上に資すると考える。

## 2. 3 更地における結論

本論文の目的の一つである住宅の資産価値の維持の観点から見ると、首都圏では、住宅地価格と「中心からの距離」、「駅からの距離」、「下水道等の有無」が重要な要因になってきている。まず、「中心からの距離」であるが、固定金利下では全地域が上昇していたものの、1988年頃から、東京圏の都心付近ほど地価が上昇し、上昇した地点ほど下落するという変動をした後に、2008年以降は都心に近いほど地価が変動するが、変動する圏域は狭まっている。したがって、2008年以降は、都心に近い圏域で、価格が高いときに住宅地を購入した場合に下落する可能性があり、下落している局面で購入すれば上昇することがあるということである。都心に近い圏域では資産価格のボラタリティーに気を付けるべきであろう。近畿圏や、地方4県では、1988年頃から、中心地に近い地域ほど地価が上昇し、上昇した地点ほど下落するという変動の後には、中心地もその周辺も全体的に下落しており、首都圏のような中心地周辺の変動は見られていない。

次に、「駅からの距離」については、首都圏では、1988年から統計的に有意になっており、遅くとも2008年からより重要な要因になっていることがわかった。駅から近い物件の購入をした方が住宅地の資産価格は上昇していたということである。これは、首都圏で見られる傾向であって、近畿圏や地方4県では見られない。

「下水道等の有無」については、首都圏、近畿圏では、観測期間中に一貫して重要度が増している。下水道・都市ガス・水道が完備されている住宅地は、その資産価値が上昇し続け、ミニ開発で開発され下水道などが無いエリアでは、その資産価値が下落していることを意味する。地方4県については、首都圏及び近畿圏ほど重要度は変化していない。

このように、住宅の資産価値に影響を及ぼす諸要因は、首都圏、近畿圏、地方4県で影響度合いが異なること、また、影響を及ぼし始めた年代も異なるということがわかった。政策担当者は、地域に応じて公共施設の配置などを適切に判断していくことが求められる。

<注>

1 首都圏の沿線別駅周辺住宅地の公示価格例（2016年）

沿線	標準地番号
10km 圏内	港-2, 千代田-3, 新宿-6, 台東-1, 文京-5, 渋谷-5, 渋谷-7, 品川-11, 目黒-9, 世田谷-5, 中野-1, 豊島-15, 北-9, 葛飾-17
京浜急行線	大田-3, 港南-1, 横浜金沢-11, 横須賀-37
横須賀線	保土ヶ谷-1, 鎌倉-25, 逗子-7, 横須賀-37
京浜東北線 / 南武線	大田-10, 横浜鶴見-21 / 幸-8
東海道線	横浜西-5, 戸塚-12, 鎌倉-15, 藤沢-46, 平塚-24
横浜線 / 相鉄線/根岸線	横浜緑-3/横浜旭-1 / 横浜中-6, 磯子-8
東横線/ 田園都市線	大田-30, 港北-12, 港北-34 / 世田谷-59, 横浜青葉-19, 横浜青葉-12, 横浜緑-15, 大和-9
小田急線 / 小田急江 ノ島線 / 京王線	世田谷-39, 麻生-29, 町田-19, 相模南 4, 厚木-20, 伊勢原-7, 大和-6, 藤 沢 34 / 世田谷 1, 調布 2, 東京府中-2, 多摩-6, 日野-24
中央線/武蔵野線	杉並-9, 武蔵野-14, 国分寺-7, 国立-10, 立川-6, 日野-25, 八王子-66, 八 王子-73 / 吉川-3, さいたま南-9, 新座-14
青梅線/五日市線	昭島-12, 青梅-8 / あきる野-4
西武新宿線 / 西武池袋 線	杉並-27, 西東京-8 小平-3, 狭山-12 / 練馬-25, 西東京-22, 清瀬-6, 所 沢-36, 入間-3, 飯能-1
東武東上線 / 東武伊勢 崎線 / 東武野田線	板橋-4, 和光-4, 志木-2, ふじみ野-6, 川越-1, 坂戸-2, 東松山-3 / 足立 -39, 越谷-14, 春日部-12, 杉戸-4 / 流山-10
つくばエクスプレス	八潮-10, 流山-14, 柏-55, 守谷-3,
東北線・高崎線	川口-45, 浦和-8, 大宮-9, 蓮田-8, 久喜-2, 上尾-12, 桶川-5, 鴻巣-8, 鴻 巣-15
常磐線 / 関東鉄道常総 線	足立-3, 松戸-1, 松戸-42, 柏-2, 我孫子-17, 取手-29, 取手-13, 牛久-1 / 常総-7
総武線・外房線・内房線・ 京葉線・京成本線	市川-6, 船橋-45, 船橋-10, 千葉中央-13, 千葉緑-5, 市原-26, 市原 - 3, 木更津-5, 君津-5, 浦安-12, 美浜-3, 八千代-5, 佐倉-5, 佐倉-7, 成田-11

[全 129 地点]

## 2 近畿圏の沿線別駅周辺住宅地の公示価格例（2016年）

沿線	標準地番号
10km 圏内	大坂北-1, 大阪港-3, 天王寺-2, 住吉-1, 平野-10, 尼崎-31, 尼崎-1, 豊中-5, 東淀川-11, 大阪旭-1, 守口-1, 東大阪-40, 摂津-7
阪急神戸線・阪神本線・東海道線等	尼崎-5, 西宮-71, 東灘-6, 灘-11, 東灘-22, 西宮-10, 東灘-24, 須磨-12, 神戸垂水-20
神戸電鉄三田・有馬線	神戸北-2, 神戸北-7, 神戸北-15
西神線	神戸西-12
阪急伊丹線	伊丹-8
阪急宝塚線・今津線・福知山線	宝塚-4, 三田-1, 池田-8, 川西-9, 西宮-12
能勢電鉄	猪名川-2
北大阪急行線	吹田-30
東海道線	吹田-10, 茨城-1, 大山崎-3, 山科-9
阪急京都線	高槻-2, 長岡京-7, 右京-7
京阪線	門真-1, 寝屋川-1, 枚方-37, 枚方-5, 枚方-14, 伏見-24, 左京-5
山陰本線	上京-2, 亀岡-1, 南丹-1
近鉄京都線	京田辺-5
奈良線	宇治-5, 城陽-7
片町線	大東-1, 木津川-6
近鉄奈良線	東大阪-1, 奈良-39, 奈良-21, 奈良-40
京阪交野線	交野-5
関西本線	柏原-5, 王寺-1, 大和郡山-7
近鉄橿原線	田原本-3
近鉄大阪線	八尾-21, 橿原-10, 桜井-9
近鉄南大阪線	東住吉-8, 松原-4, 藤井寺-5, 羽曳野-12, 大和高田-2, 橿原-4
近鉄長野線・南海高野線	堺北-3, 富田林-18, 富田林-4, 河内長野-10

[全 78 地点]

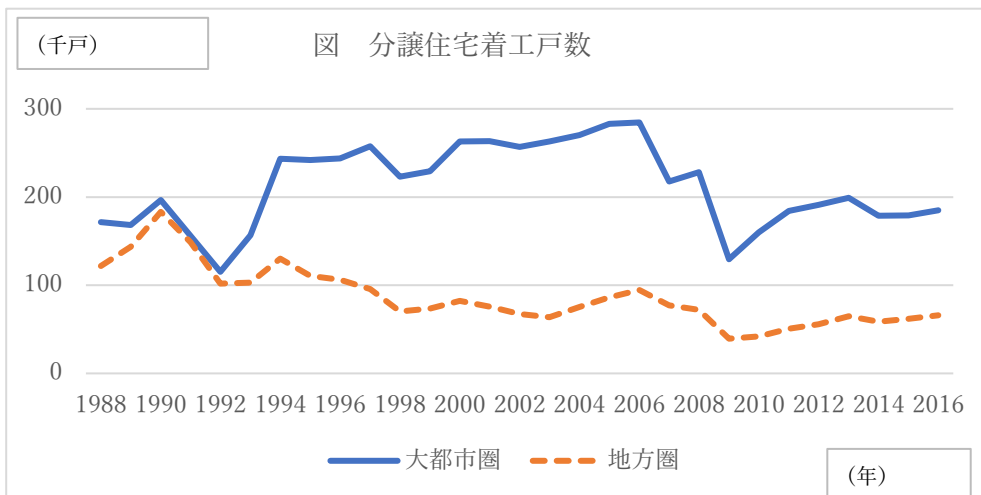
### 3 追加した共同住宅の地点

福島-4, 福島-5, 天王寺-6, 浪速-1, 東淀川-13, 生野-7, 城東-12, 城東-16, 住吉-3, 大阪鶴見-3, 平野-13, 大阪北-3, 大阪北-4, 大阪中央-3, 堺西-8, 堺北-9, 堺北-16, 豊中-10, 豊中-16, 豊中-24, 池田-14, 吹田-6, 吹田-9, 吹田-22, 吹田-42, 吹田-54, 枚方-4, 茨木-19, 箕面-3, 高石-2, 東大阪-42, 東灘-4, 東灘-12, 灘-3, 兵庫-13, 神戸中央-9, 神戸中央-10, 神戸中央-11, 神戸西-23, 尼崎-14, 尼崎-15, 明石-25, 明石-34, 西宮-11, 西宮-29, 西宮-45, 西宮-78, 芦屋-2, 芦屋-13, 伊丹-6, 伊丹-36, 宝塚-42, 上京-12, 左京-28, 中京-4, 下京-6, 右京-10, 奈良-53  
[全58点]

4 サッセン（2008）によれば、1980年代から1990年代にかけて、グローバル市場への志向が強いニューヨーク・ロンドン・東京とほかの都市には大きな違いがあることが分かったとしている。この点について次のように記述されている。

—各種資料から生産者サービスが過剰に蓄積し、グローバル市場への志向性が強いニューヨーク・ロンドン・東京とほかの都市には大きな違いがあることがわかった。ロンドン以外のイギリスの都市では、生産者サービスはむしろ少ないくらいであり、国際金融にとって些末な位置づけしかされていない。日本では生産者サービスは大阪にも過剰に蓄積していた。しかし詳しい資料を分析してみると、1980年代から1990年代にかけて、グローバル市場を志向するセクターはすべて東京に蓄積し、企業本社から株取引、外資企業まで集まっていたことがわかった。アメリカでは生産者サービスが過剰に蓄積していて、国際金融にとって重要な場となっている都市は複数あった。しかし、やはり詳細なデータから、国際金融と国際ビジネスのアメリカにおける中心地としての役割が1980年代にニューヨークに集まってきていたことがわかる。その結果、ロサンゼルスは急成長を遂げていたにもかかわらず、いくつかの点でニューヨークから大きく引き離された—

5 新設着工戸数のうち分譲住宅着工戸数の推移を大都市圏と地方圏で分けてグラフ化すると、下図のようになり、1994年以降、大都市圏でより多くの分譲住宅が着工されてきたことがわかる。



注) 国土交通省「建築着工統計調査報告」による。地域区分は次のとおり。

大都市圏：首都圏（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県）、中部圏（静岡県、愛知県、岐阜県、三重県）、近畿圏（大阪府、京都府、兵庫県、奈良県、滋賀県、和歌山県）

地方圏：首都圏、中部圏、近畿圏を除く道県



### 第3章 自用の建物及びその敷地の価格に対して少子高齢化が与える影響

#### 3. 1 世界と日本の住宅価格の比較

序論でも述べたように、世界的に金利が低下するなかで、世界の多くの都市において住宅価格が上昇し、若年世帯が住宅を購入することが困難になり社会問題となった国がある一方で、日本、特に地方において、長期間、住宅地価格が下落し続けた。その結果として、日本では、海外と比べてかなり割安な状況になった時期がある。例えば、2013年12月12日付けのウォールストリートジャーナルに、ドイツ銀行エコノミストの分析によって不動産が最も割高な市場はカナダ、日本は最も割安な市場と分かったという、興味深い記事がある。まず、住宅価格という視点からカナダと日本を比較し、さらにそれ以外の国の事情も見ていくこととする。

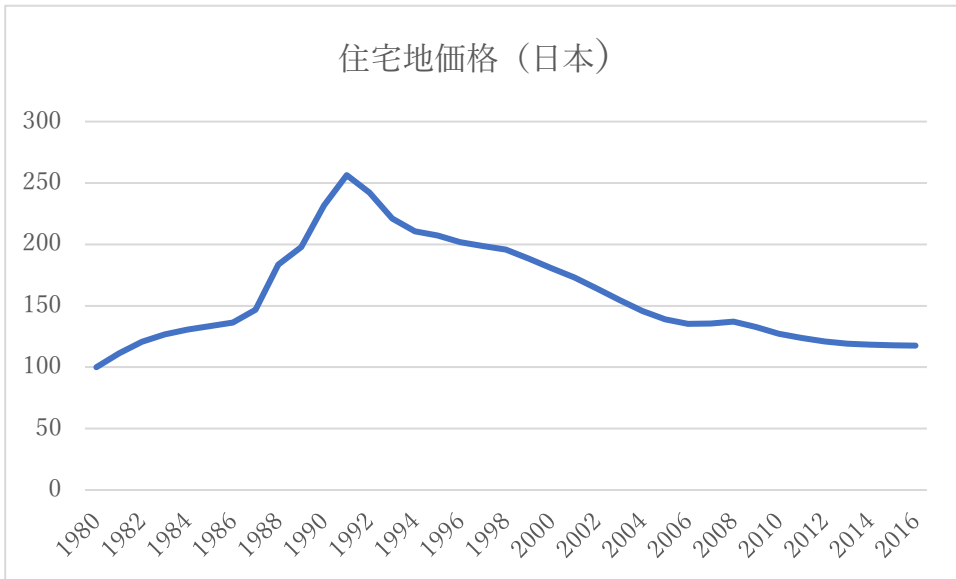
##### 3. 1. 1 カナダの情勢について

2013年12月12日付けのウォールストリートジャーナルの記事に、ドイツ銀行エコノミストの分析によって不動産が最も割高な市場はカナダ、日本は最も割安な市場と分かったという。この分析は、所得と家賃に対する住宅価格が歴史的な基準からどの程度かい離しているかを各国別に試算し、現在の不動産価格が全体としてどの程度過大ないし過小評価されているのかをランク付けしたものと解説がある。

では、歴史的に見てどのくらいカナダの住宅価格は上昇しているのか、日本と比べてどうであろうか。図3-1は、日本の住宅地の地価について1980年を100として2016年までプロットしたものである。1980年代後半に上昇したもののその後下落傾向にあり、現在では1980年水準に近づいている。図3-2はカナダの住宅価格の平均を2005年1月から2021年12月までカナダドルで表示したものであり、右肩上がりに上昇していることが明らかである。2005年1月から2021年12月まで約3.3倍の上昇である。このような両国の価格水準の推移は、先のドイツ銀行エコノミストの分析結果に反映されていると思われる。

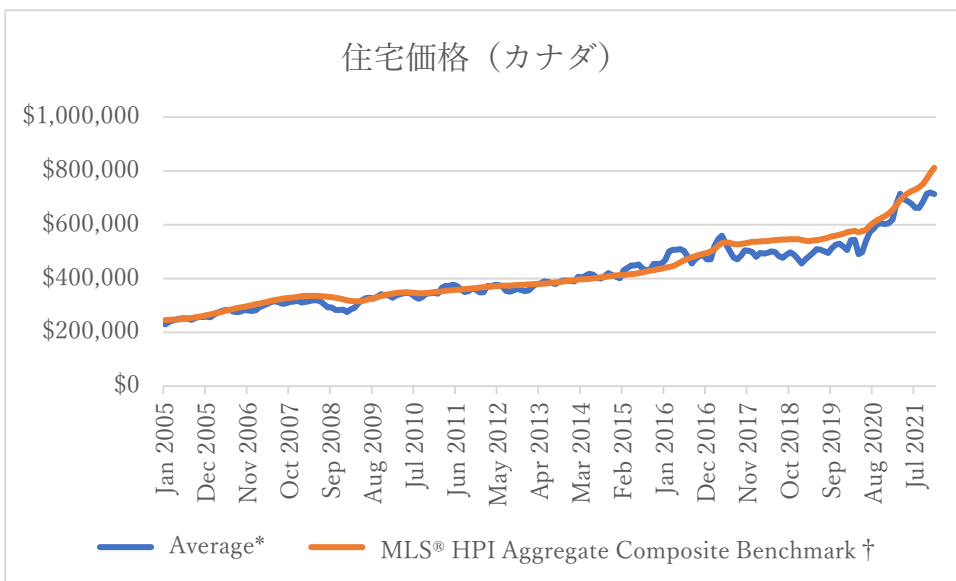
両国の価格水準の差は、マクロ統計値から説明できるのだろうか。まず、人口を比較すると、カナダの人口は2016年に約3500万人で、積極的な移民政策により増加し続けており、2006年から2011年までは5.9%増、2011年から2016年までは5.0%増である。一方、日本では、2004年12月に12,784万人と人口のピークをつけ、2015年には12,709万人と

0.5%減少している。



（図 3 - 1）日本の住宅地価格の推移（1980年 = 100）

注）地価公示の住宅地価格（全国）の変動率から算出



（図 3 - 2）カナダの住宅価格の推移

（出典）カナダ不動産協会（THE CANADIAN REAL ESTATE ASSOCIATION）ホームページ<sup>1</sup>の国家住宅統計

注）Average\*は季節調整されていない。MLS®HPI Aggregate Composite Benchmark は季節調整されている。

所得を比較すると、カナダの世帯所得は、1997年から2011年までの15年間伸び続けて

おり、1997年 60,700 カナダドルから 2011年 79,600 カナダドルになり約 31%上昇している。一方、日本は 1994年に 664 万円であったものが、2014年には 541.9 万円になり約 18%減少している。

物価を比較すると、消費者物価指数は、カナダは 2002 年を 100 として 2016 年 12 月で 128.4、日本は帰属家賃を除いて 2002 年を 100 として 2016 年で 103.4 である。

金利を比較すると、2017 年においてカナダも日本も歴史的な低金利水準にあるが、カナダの住宅貸付は、25 年の償還期間で、3.14%（1 年ごとに見直し）や 3.75%（5 年ごとに見直し）の金利水準であり、日本のフラット 35（35 年固定金利）が約 1.12%であることを考えると、支払金利についてはカナダの方が日本よりもかなり高くなる。

このように見ると、人口の増加や所得の伸びについては、カナダの方が日本よりも住宅に対する需要を増加させる要因となっているが、金利水準については、日本の方がカナダよりも住宅に対する需要を増加させる状況にある。人口、所得、物価の推移をみると、カナダの住宅価格が上昇し、日本の住宅価格が下落傾向にあることはわかるが、金利水準を含めて考えると、図 3-1、図 3-2 のような住宅価格の水準の大きなかい離を説明しにくい。

カナダの住宅価格の水準が年々上昇していることがわかったが、これはカナダの全体で起きていることではない。カナダ不動産協会のデータによれば、バンクーバー圏（Greater Vancouver。バンクーバー市を中心として、18 自治体及び 2 地区、約 2800k m<sup>2</sup>の地域）の平均住宅価格は、カナダ全体の平均住宅価格の約 2 倍であり、2 番目に高いトロント圏よりも 1.45 倍である。また、バンクーバー圏では、1980 年水準と比較して 2015 年には約 9 倍に上昇しており、2015 年における住宅価格の年収倍率が 13.2 倍にまで上昇しているようである<sup>2</sup>。

カナダの中で産業や金融の中心地はトロント圏であるが、バンクーバー圏の住宅価格が高いのは何故であろうか。ブリティッシュ・コロンビア大学 Tsur Somerville 准教授は、「バンクーバー圏は、山と海に囲まれて開発可能な土地が狭い。農地の転用規制は厳しく、またそこまでの交通機関網はない。一方、トロント圏はグリーンベルトに囲まれた都市圏で、バンクーバー圏よりも開発可能な面積が広く、交通機関網などのインフラも発達している。」と説明してくれた。

住宅価格の年収倍率が 13.2 倍まで上昇すると、金利が低い時期であるとはいえサラリーマンは購入できないのではないか。バンクーバー圏の住宅価格が高い理由について、カナ

ダ不動産協会のエコノミストである Brendon Ogmundson 氏に聞いてみたところ、

「バンクーバー圏の中心であるバンクーバー市は、ほとんど戸建住宅(共有部分のない資産)であり、コンドミニウム(共有部分を有する資産)は少ない。この戸建住宅の建物の価値はあまりなく土地の値段が非常に高くなっている。戸建住宅は取引されると、建替えられるが、新規供給がほとんどない。郊外では新規の団地開発も見られるが、中心部では、戸建住宅に対する需要は強いものの、ほとんど供給を増やせていない。その他の住宅は、サラリーマンでも購入することができる価格であるが、24歳から44歳の住宅取得の中心層にとって、1ベッドルームのコンドミニウムではなく、2ベッドのコンドミニウムがほしいところであるが、郊外に行かないと良い物件を買えない。郊外でも価格高騰の波が及んでおり、若年層の住宅取得は厳しい立場にある。」と説明してくれた。



図 3-3 <カナダの戸建住宅>

<カナダのタウンハウス>

出典：Sotheby's INTERNATIONAL REALTY(Canada)のレポート

カナダの住宅は、戸建住宅とコンドミニウムに分かれ、コンドミニウムにはタウンハウスとアパートメントがある。タウンハウスは、通常2階か3階の分譲型の長屋で、アパートメントは1フロアで日本のマンションに近い形態である。戸建住宅は、裏庭があり日本の戸建住宅よりかなり広い敷地である。日本のレイズシステムと同じ仕組みであるMLSで取引された中古住宅価格の平均価格を見ると、戸建住宅は約1億4200万円、タウンハウ

スは約 6400 万円、アパートメントは約 5000 万円であり、説明のとおり戸建住宅がかなり高い。バンクーバー島からバンクーバー空港までに車中で見える戸建住宅は、10 億円を超える値段で取引されているとガイドさんからも聞いた。タウンハウスやアパートメントも、2015 年から価格が上昇する傾向にある。

アメリカを本拠としている Demographia が中位の住宅価格と中位の家計所得との倍率によって国際的に住宅取得のしやすさを調査しており、その調査結果を見ると、406 都市中、バンクーバーは 404 番目、「東京—横浜」は 275 番目、「大阪—神戸—京都」は 130 番目となっており、バンクーバーの住宅は、香港、シドニーに次いで 3 番目に取得しにくいという結果である。

住宅価格が上昇していることに対して、バンクーバー市民はどう思っているのだろうか。ある民間調査会社がバンクーバー市民に対して行った調査では、バンクーバー市に家を所有する者のうちの 34%が、今後 5 年間に生活コストに余裕がもてる他の地域に移転する計画があるという結果が出ている。35 歳から 40 歳の年齢層では 40%にもなる。この調査結果に対して、バンクーバー市の住宅ローンを抱える年代層の 40%を潜在的に失うことはバンクーバー経済の将来に重要な意味を有する可能性があると言っている。

これほど価格が上昇している戸建住宅を誰が買っているのか疑問になる。バンクーバー・サン紙のコラム<sup>2</sup>を読むと、中国から投資資金がバンクーバーの資産に流れてきていると分析している。この問題は 1976 年頃まで遡ることができるとし、ある文献には、当時、高い移民率が大都市の住宅取得を困難にしていることが記されているという。その後、1997 年の香港の中国返還から、住宅価格が劇的に上昇してきた。香港と台湾出身の人々、その多くはアジアで働き続けている人々の資金流入によって住宅価格の上昇がもたらされると議論されてきた。1980 年代半ばから始まったビジネス移民計画 (Business Immigration Program) が大都市の住宅価格を引き上げた最も重要な要因であるとも議論されてきた。サイモンフレイザー大学の Josh Gordon 公共政策准教授は、2015 年だけでもバンクーバーへの中国人の投資額は約 1 兆 1000 億円に上ると推計している。移民政策に保守的な政府も、ビジネス移民計画 (Business Immigration Program) を利用したグループの多くがバンクーバーの邸宅を購入し、カナダで最も低い税金を支払ったと言及したと記されている。

ヴァレリー・ノールズ (2014) によれば、このビジネス移民計画の中心をなしていたのが、自営枠 (つまり、美容師、ジャーナリスト、大工などの熟練労働者たち) と起業家枠 (つまり、少なくとも一人を雇用する事業—例えば、医療工場、美容院、レストランなど

の設立、取得、購入、大規模投資など、その事業を積極的に経営するような、経験を有する実業家)のビジネス移民であった。さらに、1986年に投資家枠を加えた。このカテゴリーを設けたねらいは、カナダへの移民を希望するが、カナダで投資・設立した事業の経営には日々関与するつもりのない、かなりの資産を有する人びとを誘致することにあつたとしている。

ここまで調べると、住宅価格の高騰への政府の対策に関心が強まる。州政府は、2016年8月2日から外国人がバンクーバー圏の住宅資産を購入する場合に、15%超過課税することとした。この税の導入の効果はかなりあつたと報道されている。税の導入後の10月31日と、税の導入前の6月10日を比較すると、外国人投資家が好んで購入する戸建住宅のベンチマーク価格が23%下落し、バンクーバー圏の中でも外国人購入者が最も高い地区(West Vancouver)の戸建住宅の取引量(8月1日から10月31日まで)は、2015年の同時期と比べて72%と大きく下落したと報道されている。政府の対策の効果が劇的にあつたことを考えると、外国人投資家が住宅価格を上げていたということは事実であつたのだろう。

以上のように、カナダの住宅価格が割高と評価される理由は、カナダが積極的に行ってきた移民政策と深い関係がある。ブリティッシュ・コロンビア州による外国人投資家の需要抑制策は効果があつたようであるが、バンクーバー圏の中心であるバンクーバー市はほとんど広い敷地の戸建て住宅であり、土地利用面からは密度が低い低利用な状態である。戸建住宅の土地利用を高度利用しようとしてゾーニングを変更しようとしても、住民が住環境の悪化を懸念して反対するために、なかなか進まないようである。地形的にも供給制約があり、旺盛な需要に対して供給が追い付いていないことが住宅価格の高騰をもたらしている。

一方、日本は1992年にバブルが崩壊し、その後10年以上地価下落が続いたが、その間、大都市圏においてかなり都市構造の変化があつた。三大都市圏では、市街化区域農地の宅地化により大量の住宅建設が進むとともに、都心のオフィスが供給過剰になったために住宅に転用され、都心に高層マンションが多く建設されることで、都心居住が進んだ。現在は、人口や世帯数が減少することに伴い縮小する需要に対して豊富な供給が続いており、家賃の物価指数は2006年から下がり続けている。むしろ、現在の日本では、空家・空地が増えることによる問題がクローズアップされている。

外国人の投資家から見れば、日本の住宅価格は長期的には上昇というより下落傾向にあ

り、日本よりも住宅価格が上昇し続けるカナダの方が投資しやすいということであろう。このため、この節の冒頭に述べたように、ドイツ銀行エコノミストの分析結果（2013年）である、不動産が最も割高な市場はカナダ、日本は最も割安な市場という状況が生じたと考ええる。

### 3. 1. 2 その他の国の情勢

その他の多くの国でも、カナダの住宅価格と類似した情勢になっている。特に、リーマンショック後に未曾有の金融緩和が行われた結果、多くの国で住宅価格が急騰しているようである。

ロンドン大学の研究所長である Collins（2019）によれば、アングロサクソン経済圏では、所得に対する住宅価格の比率が2008年から2009年の金融危機の時に一旦下落したものの2013年から鋭くリバウンドし、過去の長期的な平均値よりも有意に高くなっている。この比率はアングロサクソン経済圏の主要都市では7倍となっていて、一般的にアフォーダブルな水準とされている3倍よりかなり高い。特に、オーストラリアのシドニー、メルボルンの住宅価格は2013年から2017年の間、年14%、10%ずつ上昇してきた。このような住宅価格の上昇の原因は、①持ち家志向が社会に深く根付いており持ち家率が60%～70%と高いこと、②地方自治体による固定資産税の税収が1950年代から低下傾向にあること、③モーゲージファイナンスの自由化により銀行の住宅ローン貸出制約がなくなったことで、不動産金融のGDPに占める比率が上昇し続けていることにあるとしている。なお、住宅供給に制約があることは、アイルランドやスペインにおいて住宅投資量が増加しても価格が下落しなかったことを例にあげて住宅価格上昇の原因ではないとしている。一方、住宅価格があまり上昇していない国として、アジアではシンガポール、韓国、日本の他、持家率の低いドイツ、スイスを挙げている。

アングロサクソン経済圏のイギリスにおいても、所得に対する住宅価格の比率が1997年の3.54から2015年の7.63に上昇している。サッチャー政権において導入されたRight to Buy（公営住宅の居住者に居住中の住宅を買う権利を与える制度）が2010年頃まで続き、主に持家率を引き上げることを目標としてきた。一方、住宅に対する政府支出を削減し公営住宅の新規供給を抑えてきた。このような公営住宅の抑制に加え、民間事業者による住宅供給が必要な需要に追い付いていない状況にあり、供給制約が問題になっている。

シンガポールの住宅価格はどのようにになっているかを現地に進出している日本の不動産

会社にヒアリングした。シンガポール政府は、全住宅ストックのうち公共住宅（HDB）が8割、分譲住宅が2割程度と考えていて、この比率が現在に至るまで長期間維持されてきている。また、分譲住宅価格が高騰すると、政府は国有地を供給して分譲住宅価格をコントロールしているようである。完全に計画経済であるといえる。また、不動産価格抑制策として、外国人が不動産を購入する場合に賦課される印紙税の税率を段階的に引き上げている。2018年7月8日には5%引き上げ20%にした。それでも、シンガポールの住宅価格は15年前から2倍程度になっているようだ。

### 3. 1. 3 世界の住宅価格の高騰の要因

世界的な住宅価格の高騰の要因は、世界的な金利水準の低下が共通した要因であろう。

1. 4. 3の(3)式で見てきたように、金利水準が10%から1%になれば、住宅価格は理論的には10倍に上昇する可能性がある。これは、すべての金融資産にもあてはまる。ダニエル・コーエン（2017）は、例えば、アメリカの株価指数は1980年以来10倍になったが、この増加の3分の1だけが企業収益の増加で説明がつき、残りの3分の2は低金利による資産価値の上昇効果によるものと述べている。

また、Collins（2019）による、上述した3つの要因などがあげられる。Collins（2019）が要因として否定している住宅供給の制約については、住宅価格の高騰の要因であると主張する説もある。エドワード・グレイザー（2012）は、次のように述べている。

— 弾性的な住宅供給は、通常は物件価格のバブルを制限する。1996年から2006年にかけて建設がきわめてむずかしいアメリカの26都市での物件価格は、実質価値で94%上昇したが、供給制約が最も少ない28の都市では、上昇率はたった28%だった。1980年代の建設ブームでは、不動産価格は供給制約のある地域では29%上がったが、弾性的な場所では3%しか上がらなかった。柔軟な住宅供給は、住宅購入の異常なブームに対する完璧な特効薬とは言えない。ラスベガスやフェニックスでは建設の障害はほとんどないが、それでもこうした地域は巨大なバブルを体験して、痛々しい暴落を迎えた。でも、供給が弾力的ならこうした出来事は起こりにくくはなる —

日本では、歴史的な低金利水準であるにもかかわらず株価や地価はバブル時の最高値を下回っており、住宅地価格は、首都圏等を除くほとんどの地域では長期間下落してきたのが現状である。なぜ、このようなことが起きたのか、今後、首都圏においても地方圏と同様に長期的な住宅地価格の下落が起きるのか、この社会的な課題に対して次節以降分析を



行う。

### 3. 2 日本における少子高齢化と住宅の資産価格

日本においては、2005年に65歳以上の高齢者が4人に1人以上の都道府県は、地方の5県であり、東京都など大都市圏の都府県では5人に1人未満である。これが、2035年になると全ての都道府県で4人に1人以上が高齢者となる。井上(2014)によれば、20世紀後半は「非大都市圏の高齢化の時代」であり、21世紀前半は「大都市圏の高齢化の時代」といえるとしている。これは、高度成長期以降、長期間にわたって、地方の県から東京都などの大都市へ若い世代の人口が流入してきたことにより、地方の県では、生産年齢人口が減少し、高齢化の進行に伴い高齢化率が大都市より高くなったためである。

一方、2000年頃から、地方の県における住宅地価格は長期間にわたり下落が続く傾向がみられる。Tákats(2012)や Saita, Shimizu and Watanabe(2016)などの先行研究では、住宅価格と65歳以上の人口に対する20歳以上65歳未満の人口の比率（以下、「高齢者依存率」という。）との間に負の相関があることを見出しており、非大都市圏において先行して進行した高齢化率の上昇、生産年齢人口の減少が、長期間にわたる住宅地価格の下落をもたらしてきたことを説明することができる。さらに、国立社会保障・人口問題研究所が公表している将来推計人口を見ると、今後20～30年後には、東京都などの大都市においても、生産年齢人口の減少、高齢化率の上昇が予測されているが、Saita, Shimizu and Watanabe(2016)では、東京都などの大都市においても長期的に大きく下落すると予測している。つまり、全国的にアセットメルトダウンが起こることを予測している。今後、地方都市にみられるように、東京都などの大都市圏でも住宅地価格が下落するかどうかは、将来の資産形成を考えるうえで非常に重要なことである。

この節以降は、人口が流入する大都市圏と人口が流出する非大都市圏において高齢者依存率と住宅地価格の関係性が異なるかどうかを明らかにし、今後20、30年後に高齢化が進行する大都市圏においても、住宅地価格について地方都市と同じ影響度合いで下落するかどうかを検証する。

分析においては、まず、先行研究において使用されていない不動産取引価格（4半期データ）を用いて、2007年～2018年という新たな観測期間においてパネル分析を行い、住宅地価格と高齢者依存率との関係性を確認する。次に、年データを使用して長年人口が流入している地域（生産年齢人口の割合が高い都府県）と流出している地域（生産年齢人口の

割合が低い県)において、異なる年代毎にこの関係性に変化がないかを観察する。この観察により高齢者依存率と住宅地価格との関係性に関し新たな知見を得たうえで、先行研究が予測する全国的なアセットメルトダウンに対する見解を述べることとする。

3. 3で、本研究と関連が深い先行研究を簡単にまとめ、3. 4において分析モデルとデータの説明を行い、3. 5において推計結果を、3. 6でまとめと今後の見通しを述べる。

### 3. 3 少子高齢化と住宅の資産価格に関する先行研究

少子高齢化をデータで表すものは人口動態の変化である。この人口動態の変化が住宅価格に影響を与えたかどうかについての先行研究は、Mankiw and Weil(1989)が最初であり、米国の住宅需要は、ベビーブーマー世代によって1980年代をピークとして低下し、住宅価格は2007年までに実質的に47%下落するであろうと予見した。これに対し、Dipasquale and Wheaton(1994)などは、住宅供給は価格に対し短期的には非弾力的だが、長期的には弾力的であるため、人口動態の変化が住宅価格に対し影響を与えるのは、短期的にあっても長期的にはないと主張した。ただし、これらの実証研究は、1国のマクロデータを使って計量分析を行っている。

最近では、住宅資産価格について、Tákats(2012)が、21か国のマクロデータを用いて、被説明変数を実質住宅価格の階差、説明変数を一人当たりGDP、高齢者依存率、総人口数のそれぞれの階差として推計している。推計結果は、高齢者依存率が住宅価格に有意に負の影響を及ぼすことを明らかにした。Tákats(2012)は、世代重複モデルを用いており、このモデルは、若い世代は住宅資産を購入し、高齢世代は購入しないため、住宅需要は、若い世代と高齢世代の比率と全人口に依存するので、人口構造の変化と住宅価格との間に相関が生じるというものである。

Saita, Shimizu and Watanabe(2016)は、日米におけるパネルデータを用いて、世代重複モデルに基づき推計を行い、両国ともに高齢者依存率が住宅価格に負の影響を及ぼし、日本にとっては今後30年にわたっては非常に大きい下落圧力となるという結果を得ている。日本の分析にあたっては、被説明変数として47都道府県における住宅地の公示価格、説明変数として一人当たりGDP、高齢者依存率、人口総数を用いた。これらの4つの変数の中に、単位根が含まれることから、共和分検定により4つの変数が共和分関係にあることを確認したうえで、長期関係式、短期関係式から成る誤差修正モデルにより推計を行っている。

推計結果は、高齢者依存率が住宅価格に有意に負の影響を及ぼし、Tákats(2012)よりも大きい影響を及ぼす結果となっている。この推計結果から、都道府県の将来の住宅地価格は、都道府県間の人口移動が従前の趨勢どおり行われると仮定して、2011年から2030年までに-34.1%（東京都）から-57.7%（青森県）まで、2011年から2040年までに-54.2%（滋賀県）から-70.8%（青森県）まで下落すると予測している。東京都などの大都市も地方都市と同様に住宅地価格が大幅に下落することを予測している。

清水・川村・西村(2015)は、Tákats(2012)と同じモデルで推計しており、住宅の資産価格を国土交通省の公示地価（住宅地）とし、時系列方向に1980年から2010年までの5年ごと（7時点）、クロスセクション方向に892市町村を使って消費者物価指数で実質化したデータを用いて分析している。高齢者依存率と住宅価格との関係性は負の相関となっている。

一方、米国における金融資産についても、フィナンシャルマーケットの多くの分析者が、ベビーブーマー世代は1990年代のアメリカの資産価値の上昇に寄与したが、この世代が退職し、資産を引き出し始めるときに下落するであろうと予測していた。標準的なモデル（世代重複モデル）においても、人口構造の変化に応じて金融資産の均衡収益率が変化すると説明する。これらに対し、Poterba(2005)は、反対の論拠を示した。まず、米国における年齢ごとの金融資産の保有分布によれば、家計の金融資産の保有は、30、40代に急上昇するが、退職後には、少しずつ減少する。このデータにより、2020年から2050年間のアメリカの資産需要は急激に減少しないことを予測した。次に、人口動態と債権・長期国債・株式の実質収益率との間の相関関係を調べた結果、ほとんど有意な結果が得られなかった。人口構造と「株式価格と配当との割合」の間には、ある程度の相関関係が認められるが、アセットメルトダウン仮説を支持するほどの強さではないという結果である。Poterba(2005)においては、人口動態の変化があっても需要が減退しなければ金融資産の価格への影響はないとしているが、Tákats(2012)や Saita, Shimizu and Watanabe(2016)では人口動態の変化が住宅資産価格に影響を及ぼし、将来的には高齢化の進行などにより住宅資産価格が大きく下落する、いわゆるアセットメルトダウン仮説が支持されている。しかし、これらの先行研究では、長年人口が流入している地域（20～64歳までの人口の割合が高い都府県）と流出している地域（20～64歳までの人口の割合が低い県）とで住宅価格との関係性に違いが生じるかが明らかになっていない。都道府県の高齢者依存率の違いは、継続的な人口流出又は流入の結果により生じたものである。人口流出側では住宅資産への需要はすぐに減少するが、人口流入側では住宅資産への需要はむしろ強くなる。高齢者依存率

の変化は、高齢化の進行だけではなく社会動態の変化により生じていると考えるべきである。

### 3. 4 少子高齢化と住宅の資産価格との分析モデルとデータ

#### 3. 4. 1 モデル

モデルは Dipasquale and Wheaton(1994)のストック・フローアプローチを使うが、ストックは一定とする。

$i$  は地域、 $t$  は時間 (4 半期単位) を表し、 $y_{it}$  : 1 人当たり家賃 (土地分)、 $P_{it}$  : 住宅地価格、 $H_{it}$  : 人口数、 $w_{it}$  : 一人当たり所得、 $\bar{S}_{it}$  : 住宅総ストック、 $X_{it}^{year}$  : 総人口に対する一定の年齢層の人口割合、右肩の year は、一定の年齢層であり 20-64 (20 歳から 64 歳まで)、65- (65 歳以上) が入る。ln は、変数を対数変換することを示す。

住宅の総ストックと総需要が等しいので、

$$\bar{S}_{it} = H_{it} (\alpha w_{it} + \beta y_{it}) \quad (1)$$

が成り立つ。右辺は、総需要関数を簡略化したものである。

$$y_{it} = a \bar{S}_{it} / H_{it} + b w_{it} \quad (2)$$

$$y_{it} = a \bar{S}_{it} / H_{it} \cdot H_{it} / (H_{it}^{-19} + H_{it}^{20-64} + H_{it}^{65-}) + b w_{it} \quad (3)$$

一方、資産市場では、期待収益増加率が  $t$  期において  $\theta_{it}$  と一定であり、長期的に割引率である資金コストを資産価格の成長率が上回らない (バブルが発生しない) という前提の下で、

$$P_{it} = y_{it} / (r_{it} - \theta_{it}) \quad (4)$$

が成り立つ。  $r_{2it} = r_{it} - \theta_{it}$  とおく。

(3)、(4) 式から、 $y_{it}$  を消去して対数変換すると、

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \ln w_{it} + \beta_{2i} r_{2it} + \beta_{3i} \ln X_{it}^{-19} + \beta_{4i} \ln X_{it}^{20-64} + \beta_{5i} \ln X_{it}^{65-} + \beta_{6i} \ln \bar{S}_{it} / H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$\ln X_{it}^{-19}$  は、Dipasquale and Wheaton (1994) と同様に、年齢的に持家を購入する世代ではないとして住宅地価格には影響しないとする。

$-\beta_{4i} = \beta_{5i}$  とすると、

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \ln w_{it} + \beta_2 r_{2it} + \beta_{5i} \ln \left( \frac{X_{it}^{65-}}{X_{it}^{20-64}} \right) + \beta_{6i} \ln \bar{S}_{it} / H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

ここで  $X_{it}^{65-} / X_{it}^{20-64}$  は、高齢者依存率である。

これらの変数は、階差を取らなければ非定常状態のものが多い (Appendix I、P50 参照)。見せかけの回帰を避けるために、すべての変数について階差をとる。

$$\Delta \ln P_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \Delta \ln w_{it} + \beta_2 \Delta r_{2it} + \beta_{5i} \Delta \ln \left( X_{it}^{65-} / X_{it}^{20-64} \right) + \beta_{6i} \Delta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Tákats(2012)の推計式は、以下の(8)式において各変数の階差をとったものであり、(7)式との違いは  $w_{it}$  が  $GDP_{it}$  であること、 $r_{2it}$  の有無だけである。Saita, Shimizu and Watanabe(2016)の推計式は、(8)式を長期関係式として、ECMモデルを作って非定常な動学的パネル分析を行っている。

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \ln GDP_{it} + \beta_{5i} \ln \left( X_{it}^{65-} / X_{it}^{20-64} \right) + \beta_{6i} \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

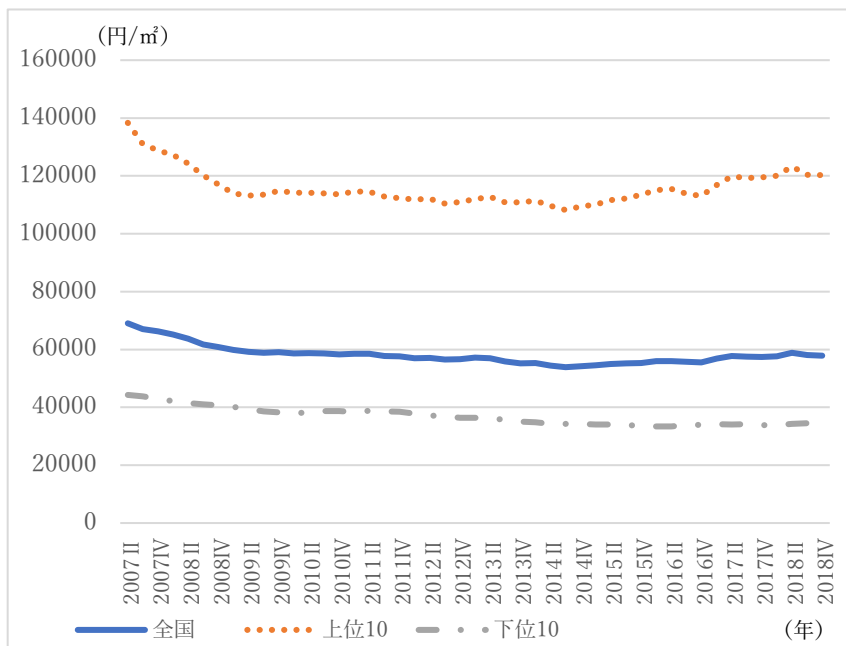
ECMモデルの短期関係式は、長期均衡からの乖離を調整した部分と各変数の階差から成り立つ。ECMモデルの方がTákats(2012)のモデルよりも  $\beta_{5i}$  が大きくなるという結果が得られているが、本研究ではすべての先行研究と比較できるよう、ECMモデルを利用しない (ECMモデルの4半期データでの推計結果はAppendix II、P51を参照。高齢者依存率の係数は表2Aと比べ約2倍になっている。)

本研究の推計対象は、全国47都道府県であるが、 $\ln \left( X_{it}^{65-} / X_{it}^{20-64} \right)$  と人口動態ダミーの交差項をつくって、地域によって係数が変化するかどうかを見る。人口動態ダミーは、2018年第4半期の20~64歳までの人口の割合が大きい順に47都道府県のうち上から10 (以下、「上位10」という。) <sup>2</sup> 又は下から10 (以下、「下位10」という。) <sup>3</sup> を1として、それ以外を0として2つのダミー変数 (以下「人口動態ダミー (上位10)」、「人口動態ダミー (下位10)」という。) を使用する。

### 3. 4. 2 データ

住宅地価格  $P_{it}$  のうち4半期データは、国土交通省の不動産取引価格情報データのうち住宅地の取引価格の㎡当たり単価から各県ごとに単純平均で作成する。対象期間は、すべての都道府県にデータが存する2007年第2四半期を始期とし、2018年第4四半期を終期とする。4半期データでは、人口動態ダミーの係数を推計するにはサンプル数が少ない。この欠点を補うため用いる年データは、国土交通省の公示地価の住宅地価格の㎡当たり単価から都道府県ごとの単純平均で作成する。対象期間は、1975年から2016年までとする。

取引価格の実質化には、総務省『消費者物価指数』における県庁所在市の消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）と総務省『小売物価統計調査（構造編）』の消費者物価地域差指数（持家の帰属家賃を含まない総合）とから、都道府県別に作成した消費者物価指数を用いる。その他の変数の実質化はすべてこの数値を用いる。以上により得られた4半期データの住宅地価格の推移は図3-4のとおりである。2007年から2018年までに、米国のサブプライムローン問題の影響による資産価格の急落、2013年に日銀が異次元緩和を決定したことによる資産価格の上昇があった。上位10の推移はそれらの変動を明らかに反映しているが、下位10の推移はこの間、なだらかな下落、横ばいが続いている。



(図3-4) 不動産取引価格の推移

出典：不動産価格取引情報（国土交通省）

注) 各都道府県の住宅地の㎡当たり価格を4半期ごとに単純平均し、全国、上位10、下位10ごとに平均して算出。各年のⅡ期、Ⅳ期を表示している。

説明変数として、1人当たり実質所得金額である  $w_{it}$ 、利率である  $r_{2it}$ 、人口割合である  $X_{it}$ 、人口数  $H_{it}$  を用いる。実質所得金額  $w_{it}$  は、厚生労働省『毎月勤労統計調査・地方調査』のうち、事業所規模5人以上の「決まって支給する給与」を用いて作成した4半期データである。この給与は、基本給のほか超過労働手当を含むが、特別賞与を含まない。特別賞与は4半期データに含めることが困難である。年データは、内閣府公表の各都道府県ごとの一人当たり県民所得を用いる。

$r2_{it}$ は名目利子率から期待収益増加率を差し引いたものであるが、期待収益増加率を県内総生産の増加率としてみたが、 $r2_{it}$ と所得の階差( $\Delta \ln w_{it}$ )との間で多重共線性の問題が生じる。 $r2_{it}$ として使う代替的なデータは長短金利差が考えられる。好景気時には長短金利差は小さくなり、不景気時には大きくなる動きは、好景気時には期待収益増加率が大きくなるとともにリスクプレミアムが低下し、不景気時にはその逆になる動きと同じである。例えば、バブル経済といわれる1990年には、長短金利差がマイナスになっている。長短金利差には、日本銀行ホームページで公表されている長期・短期プライムレートを使う。ただし、全国一律のデータなので $r2_t$ である。

人口割合 $X_{it}^{year}$ を得るための人口数は、総務省公表の『人口推計』の5歳階級別の都道府県人口数を用いる。

以上の変数の記述統計量は表3-1にまとめた。

表3-1 記述統計量

A) 4半期データ (2017q2-2018q4)

	$\ln P_{it}$	$\ln w_{it}$	$r2_t$	$\ln olddep$	$\ln H_{it}$
観測数	2209	2209	2209	2209	2209
平均	10.74	13.53	-0.101	-0.763	7.568
標準偏差	0.584	0.075	0.385	0.187	0.762
最小値	9.874	13.34	-0.525	-1.269	6.333
最大値	12.99	13.82	0.775	-0.303	9.521

注)  $\ln olddep$ は、 $\ln(X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$ のことである。下表において同じ。

B) 年データ (1975-2016)

	$\ln P_{it}$	$\ln w_{it}$	$r2_t$	$\ln olddep$	$\ln H_{it}$
観測数	1974	1974	1974	1974	1974
平均	11.15	14.69	3.197	-1.302	7.571
標準偏差	0.582	0.207	2.098	0.428	0.728
最小値	9.832	14.07	-4.5	-2.473	6.345
最大値	13.78	15.52	7.5	-0.377	9.519

### 3. 4. 3 単位根検定

変数の定常性については、Levin, Lin, and Chu (2002)による LLC 検定、Im, Perasan, and Shin (2003) による IPS 検定 (2003)、Pesaran (2007)による CIPS 検定の検定方法により確認した。LLC 検定は、自己回帰係数に均一性を仮定するため、地域間の異質性が予想される都道府県データには不向きである。IPS 検定は自己回帰係数に均一性を仮定しないためこの問題はないが、クロスセクション間の相関を考慮していない。都道府県データは変数の動向がシンクロしているため、クロスセクション間の相関が強く懸念される。このため、IPS 検定をクロスセクション間に相関がある場合へ拡張した Cross-sectionally augmented IPS 検定 (CIPS 検定)を行った (千木良他 (2011) 参照)。基本的に IPS 検定、CIPS 検定で単位根かどうかを判断する。変数の階差をとると、ほぼ定常過程であるが、4 半期データでは、 $\ln H_{it}$  は階差をとっても非定常過程である。 $\ln (X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$  は階差をとると IPS 検定のトレンド項がある場合のみ非定常過程である。4 半期データによる推計では  $\ln H_{it}$  を外す。年データでは、階差をとればすべての変数が定常過程である (Appendix I 参照)。

### 3. 5 分析モデルによる推定結果

モデル (7) の推計結果は、表 3-2 であり、被説明変数を全国の 47 都道府県の住宅地価格として、推計式 A は 4 半期データで、推計式 B は年データで推計している。推計式 B. 2、B. 3 の説明変数  $\Delta \ln (X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$  には、人口動態ダミー (上位 10)、(下位 10) との交差項にしている。すべての場合にハウスマン検定によっていずれも変量効果モデルが棄却されなかった。西山他 (2019) によれば、ハウスマン検定の問題点として変量効果モデルであるとの採択理由は単に固定効果モデルの分散が大きいということが原因であって、帰無仮説が棄却されていないだけとの解釈も考えられる場合があり、ハウスマン検定の問題点として変量効果モデルの分析結果 (バイアスを含む。) を見誤る可能性があることが指摘されている。本モデルにおいて、固定効果に当たる項が説明変数と無相関であるという変量効果モデルの仮定を満たしているとも言い難い。また、先行研究では、Tákats(2012)は固定効果モデルであり、Saita, Shimizu and Watanabe(2016)は、Tákats(2012)との比較のため固定効果モデルを選択したとしている。清水・川村・西村(2015)はハウスマン検定により固定効果モデルが選択されている。以上のことから、本研究においては、固定効果モデルの推計結果を表 3-2、3-3 にまとめた。なお、固定効果モデルとプールド推定のいずれかは、F 値の大きさから固定効果モデルが支持されたのを確認した。



表3-2の推計結果・推定式Aにおいて、長短金利差 ( $r_{2t}$ ) の係数は10%水準で、その他すべての説明変数の係数は1%又は5%水準で、有意にゼロでなく、符号も期待どおりである。高齢者依存率  $\Delta \ln (X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$  の係数大きさは、-0.413 であり、Tákats (2012) の21か国-0.681、日本-0.816、Saita, Shimizu and Watanabe (2016)のEC項がない場合に-1.079 と比して絶対値はやや小さく、清水・川村・西村(2015)の-0.617 と同程度の大きさである。また、推計式 B.1 では、高齢者依存率  $\Delta \ln (X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$  の係数は、有意ではないが係数の符号は期待どおりの負であり、その大きさは-0.192 である。Saita, Shimizu and Watanabe(2016)はヘドニック法により公示地点の価格を調整しており都道府県ごとの平均値よりも変動幅が大きくなる。また、取引データの方が上昇幅の大きいところでの取引が多くなるので公示地点の平均値よりも変動幅が大きくなる。市町村ごとの平均値は都道府県の平均値よりも変動幅が大きくなる。このように、係数の大きさの違いはデータの性格の違いが一因であると解することができる。

また、表3-3の感応度分析(年データ)を見ると、1975年から2006年まで、1981年から2006年までの推計結果は高齢者依存率  $\Delta \ln (X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$  の係数が5%又は1%水準で有意にゼロでなく-0.417、-0.505 であり、1975年から2016年までの-0.192 と比して係数の絶対値が大きくなっている。リーマンショック後の不況期を含めるかどうかで変化している可能性がある。高齢者依存率は、下位10の県で平均をとると、2002年から2006年の5年間で年率4.1%増、2007年から2011年で年率3.5%増、2012年から2016年で年率9.8%増である。2007年から2011年まではリーマンショック後の不況期により人口流出が止まり、2012年から2016年までは再び人口流出が大きくなったため、高齢者依存率の増加率が大きく変化している。このような人口移動の変化が全国的に見れば住宅地価格と高齢者依存率との関係性に変化を与えている可能性を指摘したい。

推計式 B.2 で人口動態ダミー(上位10)の交差項の係数を見ると、1%水準で有意に0でないが、全国とは異なり逆の符号の正である。推計式 B.3 で人口動態ダミー(下位10)の交差項の係数を見ると、1%水準で有意に0でなく、符号は全国と同じく負であるが、その絶対値は大きい。表3-3の感応度分析の結果を見ても、B2、B3ともにすべての期間において、上位10、下位10ともに1%で有意にゼロでなく符号、大きさともに表3-2のBと同程度である。以上から、人口動態ダミー(上位10)との交差項の係数の符号は正であること、人口動態ダミー(下位10)との交差項の係数の符号は負で全国の推計値よりも絶対値が大きいことが明らかになった。つまり、生産年齢人口の割合が大きい上位10

都道府県の係数は、全国とは逆に正、下位 10 県は全国よりも負の大きさが強いということが明らかになった。

表 3-2 推定結果

被説明変数	$\Delta \ln P_{it}$			
	A	B. 1	B. 2	B. 3
実質所得 $\Delta \ln w_{it}$	0.223*** (0.049)	0.107* (0.055)	0.105*** (0.053)	0.101* (0.054)
長短金利差 $\Delta r_{2t}$ (%)	-0.014* (0.007)	-0.646*** (0.054)	-0.655*** (0.059)	-0.653*** (0.054)
高齢者依存率	-0.413** (0.162)	-0.192 (0.162)	—	—
$\Delta \ln (X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$	—	—	0.470*** (0.080)	—
×人口動態ダミー (上位 10)	—	—	—	-0.702*** (0.214)
$\Delta \ln (X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$	—	—	—	—
×人口動態ダミー (下位 10)	—	—	—	—
人口数 $\Delta \ln pop_{it}$	—	2.044*** (0.450)	2.333*** (0.511)	2.075*** (0.437)
タイムダミー, トレンド	トレンド	年ダミー	年ダミー	年ダミー
季節ダミー	あり	—	—	—
F 値	15.17***	1890.30***	1028.77***	3955.70***
ハウスマン検定	0.25	3.28	18.21	27.42
R-sq	0.041	0.619	0.622	0.620
観測期間	2007q2-2018q4	1975-2016	1975-2016	1975-2016
観測数	2162	1927	1927	1927

注 1) \*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。次表において同じ。括弧内の数値は、分散不均一に対し頑強な標準偏差を示す。

注 2) A は 4 半期データ、B は年データによる推計結果を示す。

人口動態ダミー (上位 10) の交差項の係数が正であるというのは、上位 10 は、そもそも都市として過密な地域が多く、景気が上向いてこれらの地域に人口が流入すれば、住宅地価格の上昇をもたらしやすいということと考える。逆に、人口動態ダミー (下位 10) の交差項の係数が負であるというのは、長期間にわたって人口流出が続いている県が多いため、高齢化の進捗が早く、さらに景気が上向いて人口流出すれば、住宅地価格に対して他の都道府県より負の影響を及ぼしやすいということと考える。

以上の考察から、日本において今後高齢化が進む大都市圏において 2040 年頃にアセットメルトダウンが生じるかどうかについては、懐疑的である。まず、地方からの東京都などの大都市圏への人口流入が続く限り、大都市圏における高齢者依存率が住宅地価格に影響を及ぼす度合いは、全国推計値と異なり正の関係である。全国推計値の負の関係性で大都

市圏の将来推計を行うと過大な下落を予測してしまう可能性がある。大都市においても将来的に高齢化が進行していけば負の影響になる可能性はあるが、全国の推計値を当てはめた将来推計よりも人口流入が続く限り負の影響はかなり小さいと考える。また、図3-4のように全国平均よりも下位10県の住宅地価格の下落傾向がこれまで強かったことも、推計値の負の大きさから明らかになった。人口流出が続く限りこの傾向は続く可能性がある。

表3-3 感応度分析（年データ、固定効果モデル）

モデル	観測数	R-sq	$\Delta \ln w_{it}$	$\Delta r_{2it}$	$\Delta \ln (X_{it}^{65-} / X_{it}^{20-64}) \times$	$\Delta \ln pop_{it}$
B. 1 (1975-2006)	1457	0.611	0.123*	0.050***	-0.417**	2.383***
B. 1 (1981-2006)	1222	0.600	0.151*	-0.041***	-0.505***	1.630***
B. 1 (1981-2016)	1692	0.609	0.123**	0.062***	-0.247	3.098***
B. 1 (1990-2016)	1269	0.514	0.116*	-0.107***	0.006	3.239***
B. 2 (1975-2006)	1457	0.612	0.119*	0.049***	0.448***	2.690***
B. 2 (1981-2016)	1692	0.612	0.118**	0.062***	0.456***	3.385***
B. 2 (1990-2016)	1269	0.528	0.111*	-0.107***	0.606***	3.342***
B. 3 (1975-2006)	1457	0.616	0.118*	0.049***	-0.777***	2.481***
B. 3 (1981-2016)	1692	0.615	0.114*	0.062	-0.698***	3.146***
B. 3 (1990-2016)	1269	0.527	0.110	-0.111***	-0.685***	3.081***

注) 「 $\Delta \ln (X_{it}^{65-} / X_{it}^{20-64}) \times$ 」は、B. 1 の場合は人口動態ダミーなし、B. 2 の場合は人口動態ダミー（上位10）、B. 3 の場合は人口動態ダミー（下位10）である。

### 3. 6 結論

本論文では、先行研究において用いられた世代重複モデルではなくストック・フローアプローチを用いて住宅地価格と高齢者依存比率との関係性を定式化し、2007年から2018年までの不動産取引価格を用いて4半期データで推計を行ったところ、住宅地価格と高齢者依存比率との負の関係性を確認した。一方、年データの推計結果では高齢者依存率と人口動態ダミーとの交差項の係数を見ると、20歳以上64歳以下の人口割合が高い10都府県との交差項の係数は正であること、20歳以上64歳以下の人口割合が低い10都府県との交差項の係数は全国よりも負の大きさが大きいことが分かった。以上のことから、大都市圏

において人口流入が続く限り高齢者依存比率が住宅地価格に与える影響として全国の推計値を当てはめて大都市圏の将来推計を行うと過大な下落になる可能性があり、先行研究が指摘するほどの大幅な下落をもたらさないのではないかと考えた。このように本稿の貢献は、先行研究では明らかにしていない、①20歳以上64歳以下の人口割合が最も高い10都府県と最も低い10県で高齢者依存率と住宅価格との関係性に大きな違いがあること、②20歳以上64歳以下の人口割合が高い10都府県の住宅価格の将来推計を全国で推計した係数で推計することは過大な下落を予測してしまう可能性があることを明らかにしたことである。これは、都道府県の高齢者依存率の違いが継続的な人口流出又は流入の結果により生じたものであり、現在においても高齢者依存率は高齢化の進行だけでなく社会動態の変化によっても大きく変化していることによるものと考えられる。この点については、まだ明らかにすべき点が多いと考える。

また、住宅の資産価値の維持の観点からは、人口流入・人口流出がどこで起きているかを観察することは重要であり、人口流入が起きている地域でのアセットメルトダウンは起きにくいと考える。

#### <謝辞>

「3.1.1 カナダの情勢について」は、科学研究費補助金(26285072)の助成による研究プロジェクトの成果の一部である。

#### <注>

1. <https://creastats.crea.ca/en-CA/>
2. VANCOUVER SUN/ opinion columnists Douglas-todd/  
“Is-real-estate-foreign-buyers-tax-the-15-per-cent-solution?”
3. 上位10は、率の大きい順に東京都、神奈川県、愛知県、埼玉県、千葉県、大阪府、沖縄県、宮城県、滋賀県、栃木県
4. 下位10は、率の大きい順に鹿児島県、愛媛県、長崎県、和歌山県、大分県、宮崎県、山口県、秋田県、高知県、島根県。

Appendix I 単位根検定の結果

A) 4 半期データ (2017q2-2018q4)

	トレンドなし			トレンドあり		
	LLC	IPS	CIPS	LLC	IPS	CIPS
$\ln P_{it}$	-4.310***	-3.851***	-3.005***	1.924	-0.667	—
$\ln W_{it}$	-4.091***	-2.030**	-2.278**	-3.315***	-5.369***	—
$r_{2t}$ (%)	-39.04***	-26.62***	—	6.001	1.351	—
$\ln(X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$	-1.900**	8.244	-1.859	-6.349***	-3.531***	—
$\ln H_{it}$	16.56	16.55	-1.700	-13.78***	2.995	—
$\Delta \ln P_{it}$	-16.20***	-24.06***	-5.802***	-3.897***	-21.06***	—
$\Delta \ln W_{it}$	-43.70***	-37.50***	-5.965***	-33.87***	-32.95***	—
$\Delta r_{2t}$ (%)	-42.07***	-40.38***	—	47.82	-40.38***	—
$\Delta \ln(X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$	-0.890	-1.657**	-2.122**	1.740	3.447	—
$\Delta \ln H_{it}$	2.527	-0.462	-2.275***	22.08	-6.397***	—

注1) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。次表において同じ。

注2) LLC、IPS のラグ数は AIC に基づき最大 10 の範囲で選択されるように指示した。IPS はデータの制約から最大 9 又は 8 の範囲のものもある。

注3) LLC、IPS では、トレンドなし、トレンドありともに、定数項をつけている。CIPS はトレンド項をつけられない。

注4) STATA15 を使用した。CIPS は、XTCIPS PPP,maxlags(2) bglags(1) というプログラムを用いた。

B) 年データ (1975-2016)

	トレンドなし			トレンドあり		
	LLC	IPS	CIPS	LLC	IPS	CIPS
$\ln P_{it}$	-1.532*	-2.155**	-2.260***	-6.816***	0.447	—
$\ln W_{it}$	-11.99***	-6.876***	-2.348***	-3.657***	4.327	—
$r_{2t}$ (%)	-8.283***	-1.655**	—	-17.85***	-16.27***	—
$\ln(X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$	10.89	20.60	-1.169	-6.349***	-0.036	—
$\ln H_{it}$	-11.04***	0.399	-2.099*	-2.838***	5.456	—
$\Delta \ln P_{it}$	-9.449***	-12.33***	-4.054***	-5.426***	-14.38***	—
$\Delta \ln W_{it}$	-25.53***	-25.31***	-5.969***	-21.59***	-23.13***	—

$\Delta r_{2t}$ (%)	-45.43***	-42.57***	—	-37.78***	-39.91***	
$\Delta \ln(X_{it}^{65-}/X_{it}^{20-64})$	-53.47***	-50.30***	-4.875***	-41.85***	-46.09***	—
$\Delta \ln H_{it}$	-6.436***	-1.960**	-4.217***	-16.00***	-17.88***	—

Appendix II 推定結果 ECM モデル

被説明変数：住宅地価格 (4半期データ)	A. 長期関係式		B. 短期関係式 (固定効果)	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
実質所得	2.620***	0.103	0.289***	0.046
長短金利差 (%)	-0.148***	0.014	-0.014**	0.042
高齢者依存率	-2.034***	0.158	-0.840***	0.192
エラー修正項	—		-0.058***	0.009
季節ダミー・トレンド	トレンドあり		ダミーあり	
タイムトレンド	あり		あり	
(リード、ラグ)	(4、4)		—	
Wald 検定量又は F 値	5.10e+7***		17.65***	
R-sq			0.071	
地域数	47		47	
観測値数	1786	—	2162	
観測期間	2007q2—	2018q4	2007q2—	2018q4
C. 共積分検定				
Kao (1999)	-8.356***			
ラグの長さ	12			
地域数	47			
観測期間	45			

注 1) \*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。B の標準偏差は、分散不均一に対し頑強な標準偏差を示す。

注 2) ラグ、リードの長さは、隅田 (2015) を参照。

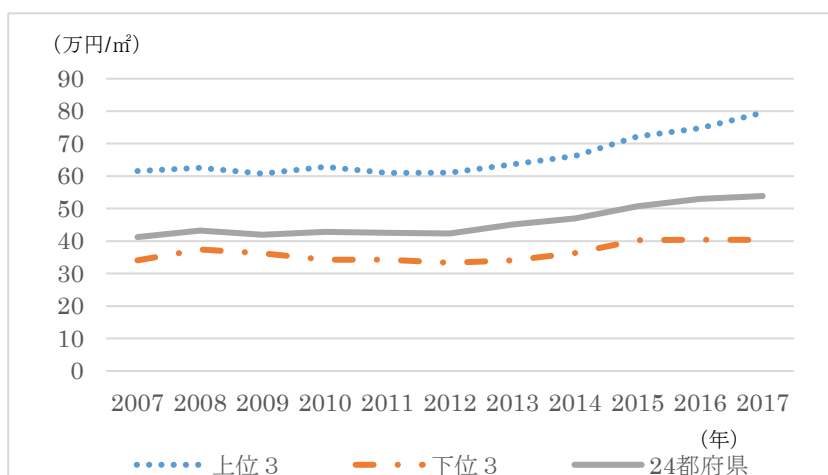
注 3) ハウスマン検定の統計量 65.72 で、ランダム効果モデルが 1%水準で棄却され固定効果モデルが選択された。

注 4) Kao 検定量は、Modified Dicky-Fuller t の数値である。

## 第4章 区分所有建物及びその敷地における価格弾力性

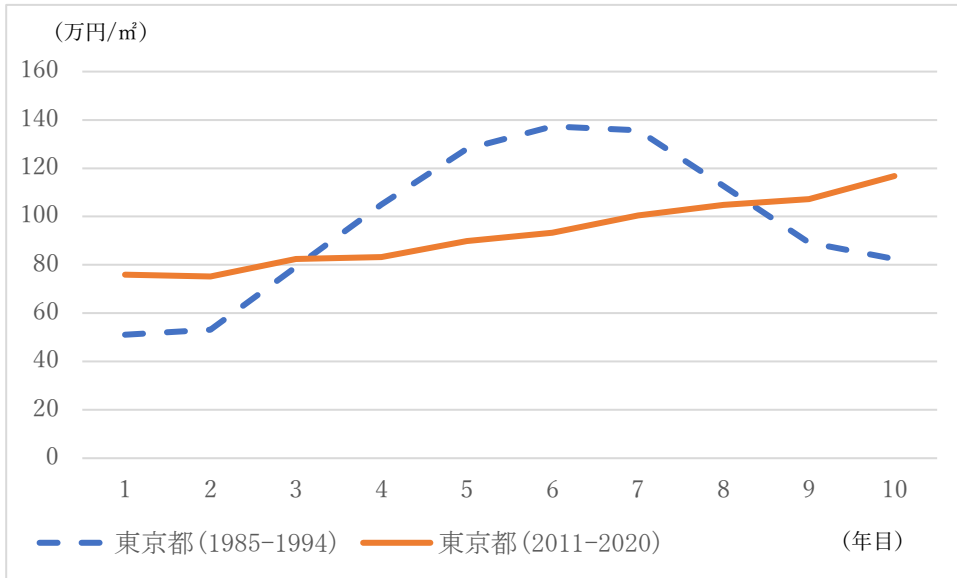
### 4.1 はじめに

本章は、先行研究の蓄積が少ない新築マンションの価格及び販売戸数について計量分析を行うことで、新築マンション市場のメカニズムを解明することが目的である。図4-1の新築マンション価格の推移は、1981年から2017年まで毎年新築マンションが供給されている24都道府県<sup>1</sup>のうち2017年における新築マンション供給価格が高い方から上位3つの都県（東京都、神奈川県、埼玉県、以下「上位3」という。）、低い方から下位3つの県（香川県、長崎県、鹿児島県、以下「下位3」という。）、24都道府県の平均値をそれぞれ2007年から2018年まで求めて図示したものである。前章図3-4の住宅地価格の推移と比べると、明らかに異なっている。新築マンション価格は、住宅地価格と違って2007年からのリーマンショック後の下落は小さく、2013年頃から上位3、下位3、24都道府県の推移とも上昇に転じ、24都道府県、上位3は2017年まで上昇し続けている。図3-4の住宅地価格の推移では、上位10<sup>2</sup>ではリーマンショック後の下落が大きく、その後、緩やかに回復しており、全国平均が横ばい、下位10<sup>2</sup>では一貫として下落基調となっており、新築マンション価格の推移とはかなり異なっている。住宅地価格と新築マンション価格の決定要因は異なるのであろうか。これが本章において明らかにしたい1番目の論点である。



(図4-1) 新築マンション価格の推移

出典：「全国マンション市場動向」（㈱不動産経済研究所）



(図4-2) 新築マンション価格推移の比較 (東京都)

出典：「全国マンション市場動向」(㈱不動産経済研究所)

図4-2は、東京都内で供給された新築マンション価格を1985年から1994年までの10年間と、2011年から2020年までの10年間の推移を図示したものである。1985年から1994年までは、経済においてバブルが発生し崩壊したと言われている10年であるが、マンション価格は5年も経たないうちに3倍近く急騰し、2年で半分に急落するという、山の形をしたグラフになっている。一方、2011年から2020年までの新築マンション価格は、上昇しつづけ、2020年には1988年の㎡単価を超え、1989年の㎡単価に近づいている。2つの期間の金利水準を比較すると、2011年から2020年までの方がかなり低いことから、2011年から2020年までの観測期間の方が個人による住宅ローンの返済能力がかなり高くなる。したがって、2011年から2020年までのマンション市場において価格が高いからといってバブルが発生しているとは考えていないが、1戸当たりマンション価格はかなり高額になっている状況にあることは間違いない。この2つの10年間において何か類似点があるかが、本稿で明らかにしようとする2番目の論点である。

#### 4. 2 新築マンション市場に関する先行研究

DiPasquale and Wheaton (1994)などの欧米の先行研究では、住宅価格や住宅地価格が、短期では一定量のストックのもとで所得などの需要要因により決定され、供給者はこの所与の価格に基づいて建築コストなどの外生的な要因を勘案して供給量を決めるというモデル



を用いることが多い。これに対し、新築マンション価格の先行研究では、供給者が期待する市場価格であるとして、先行研究では異なるモデルを用いている。

中村・森田（2003）は、1戸当たりの新築マンションの価格変化率について、売れ残り率（在庫率）と景気動向に関する価格変化への期待を組み込んだ価格調整関数として定式化した。推定では、売れ残り率（在庫率）が価格変化に大きな影響を与えていることが確かめられ、供給主体が需給ギャップに応じて価格調整を行っていることを明らかにした。

藤澤（2010）は、1戸当たりの新築マンション価格の将来価格を推計にあたって、売れ残り率（在庫率）に代えて契約率を用い、供給者の期待感を組み込むために1期前の新築マンション価格を、さらに建築単価等を説明変数にして推計したところ、この3つの説明変数はいずれも有意な結果となっている。

これらの先行研究のモデルでは、1戸当たりの新築マンション価格（平均値）の需給ギャップに応じた価格調整を想定としている。供給主体は、売れ残り率（在庫率）が大きくなると、1戸当たりの床面積を小さくして、3～4人世帯向けから1～2人世帯向けに変更し、1戸当たりの価格を抑えることが可能である。逆に、売れ残り率（在庫率）が小さくなれば、床面積を大きくして戸当たり価格を高くすることが可能である。あるいは、供給主体は、設備にかける付加価値に強弱をつけて1戸当たりの価格を調整することも可能である。このように、供給主体は、販売戦略によって1戸当たりの新築マンション価格を需給ギャップに応じて調整することが可能である。一方、先行研究は新築マンション価格の㎡単価を推計対象にしていない。したがって、㎡単価は供給者が決めることができる価格か、ストック市場で決められる価格であるかどうかは先行研究では明らかになっていない。すなわち、先行研究の成果は、販売戦略によって1戸当たりの価格を調整していることを明らかにしたことに過ぎない可能性がある。冒頭に掲げた2つの論点を明らかにするためには、供給主体が㎡単価当たりの価格についても売れ残り率（在庫率）に応じて調整しているかどうかを明らかにする必要がある。

また、先行研究では、供給主体が需給ギャップを価格で調整を行うことを明らかにしているが、需給アップに応じて供給戸数も調整しているかどうかは明らかになっていない。市況が過熱して価格が高くなっているときに、新規供給を抑えて需給ギャップを調整することは考えられる。供給主体が価格調整だけでなく数量調整を行っているかどうかは明らかにする必要がある。

#### 4. 3 新築マンション市場のモデルとデータ

##### 4. 3. 1 モデル

まず、都道府県  $i$  での  $t$  期における新規マンション供給量 ( $H_{it}^S$ ) は、1 期前に計画されたものが建設期間を経て実現されたものとする、供給関数は、都道府県  $i$  での  $t$  期の供給者の 1 戸当たり提示価格 ( $P_{it}^S$ ) に加えて、外生変数 ( $X^S$ ) に依存し、次のように表現される。

$$H_{it}^S = H^S(P_{it}^S, X^S)$$

次に、都道府県  $i$  での  $t$  期の需要量 ( $H_{it}^D$ ) については、当該期間中に新規供給された戸数のうち期間内に購入された戸数とし、それは、供給者の提示した 1 戸当たり価格 ( $P_{it}^S$ ) のほかに、外生変数 ( $X^D$ ) に依存すると考える。したがって、需要関数は、次のように表現される。

$$H_{it}^D = H^D(P_{it}^S, X^D)$$

ここまでは、中村・森田 (2003) と同じ基本概念であるが、中村・森田 (2003) はこれらの需要と供給を結びつけるものを当期供給マンションの在庫率 (%) としているが、本稿では藤澤 (2010) と同じ契約率とし、次のように定義できる。

$$Z_{it} = H_{it}^D / H_{it}^S \times 100$$

$p_{it}^S$  を新規マンション価格の  $m^2$  単価とすると、

$$P_{it}^S = p_{it}^S \times \text{Floor}_{it} (\text{戸当たり平均床面積 } m^2)$$

供給者は、今期の  $m^2$  単価 ( $p_{it}^S$ ) を 1 期前の契約率 ( $Z_{it-1}$ ) に加え、1 期前の  $m^2$  当たり単価 ( $P_{it-1}^S$ ) と今期の建設コストの増加分 ( $\Delta \text{Cost}_{it}$ )、1 期前に取得した用地取得費の増加分 ( $\Delta \text{Land}_{it-1}$ ) を勘案して、今期の  $m^2$  当たり単価 ( $p_{it}^S$ ) を決定するとして、次のように書ける。

$$P_{it}^S = f(P_{it-1}^S, Z_{it-1}, \Delta \text{Cost}_{it}, \Delta \text{Land}_{it-1})$$

本稿では、1 期前の提示価格 ( $P_{it-1}^S$ ) を入れることで、中村・森田 (2003) とは異なり、景気動向の予想値を導入していない。なお、藤澤 (2010) では、1 期前の提示価格 ( $P_{it-1}^S$ ) を説明変数に入れて景気動向の予想値は有意となっていない。

最後に、供給者は今期の $m^2$ 当たり単価と戸当たり床面積 ( $Floor_{it}$ ) を決定して提示価格 ( $P_{it}^s$ ) を決める。このとき、供給者は、今期の提示価格 ( $p_{it}^s$ ) と同時に供給量を決めるとする。また、戸当たり床面積 ( $Floor_{it}$ ) も $m^2$ 当たり単価 ( $p_{it}^s$ ) の大きさを見て供給者が決めると考えられ、単価 ( $p_{it}^s$ ) は戸当たり床面積 ( $Floor_{it}$ ) の内生変数である。前期に供給した戸数うち一部は在庫になり今期にも供給されることから、今期の供給戸数は前期の供給戸数に影響を受けている。このことから、供給関数は、次のように書ける。

$$H_{it}^s = g(P_{it}^s, Floor_{it}, H_{it-1}^s) = g(P_{it}^s, H_{it-1}^s)$$

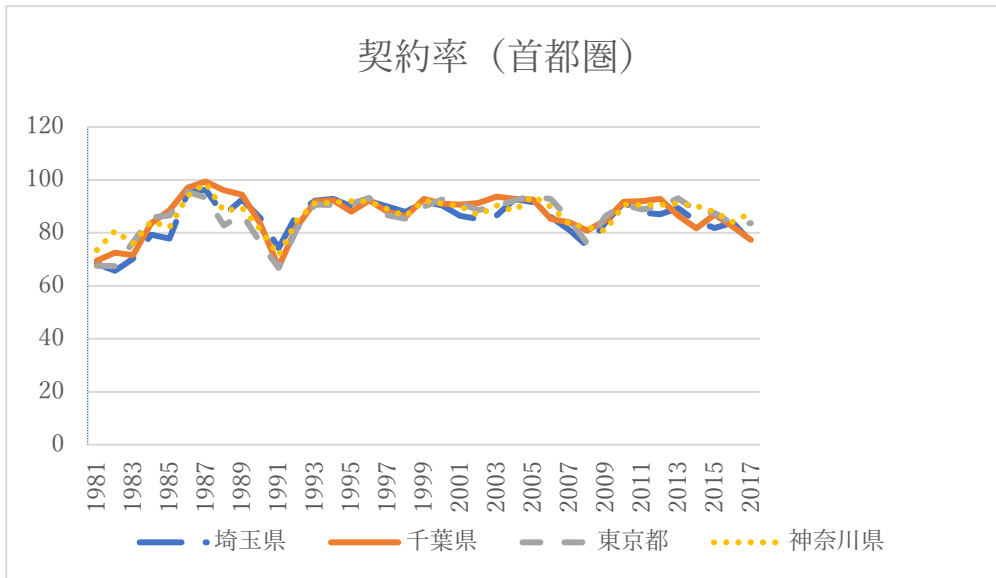
以上から、供給者が提示する $m^2$ 当たり単価と供給量は、以下の式により推定できる。

$$P_{it}^s = a_0 + a_1 P_{it-1}^s + a_2 Z_{it-1} + a_3 \Delta Cost_{it} + a_4 \Delta Land_{it-1} \quad (1)$$

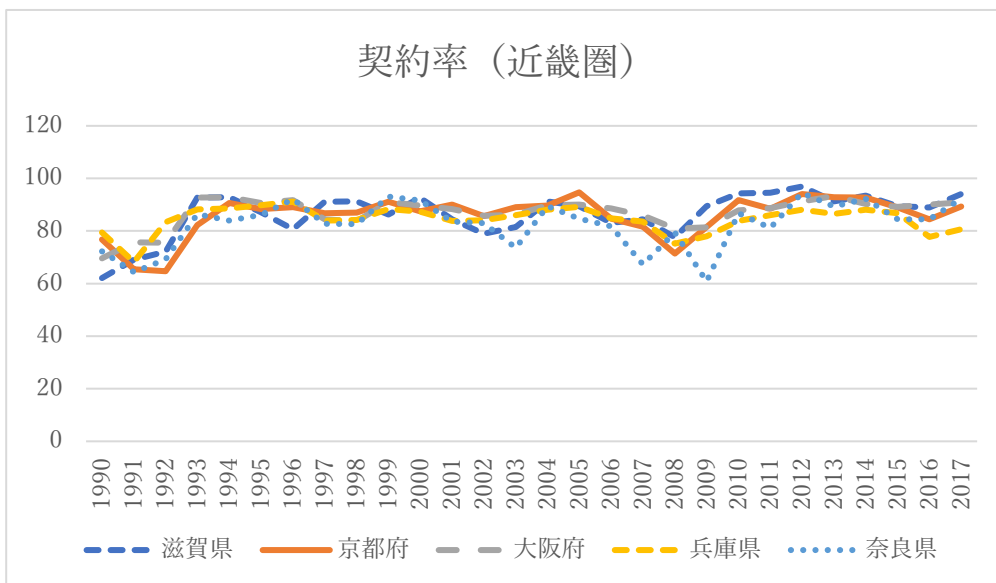
$$H_{it}^s = b_0 + b_1 P_{it}^s + b_2 H_{it-1}^s \quad (2)$$

#### 4. 3. 2 データと単位根

使用するデータについては、 $m^2$ 当たり単価 ( $P_{it}^s$ )、供給戸数 ( $H_{it}^s$ )、契約率 ( $Z_{it}$ ) が株式会社不動産経済研究所が作成している「全国マンション市場動向 ((国立国会図書館所蔵の特別資料で2017年版まで)」である。24都道府県において新築マンション供給のデータが揃っているのは1981年からであり、データ数をなるべく多く確保するようデータの始期を1981年とした。 $m^2$ 当たり単価 ( $P_{it}^s$ )、供給戸数 ( $H_{it}^s$ ) の $i$ は、1981年から2017年まで新築マンションが毎年供給されている24都道府県である。契約率 ( $Z1_{it}$ ) は、1981年から2017年までの首都圏 (東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県) 及び1990年から2017年までの近畿圏 (大阪府、兵庫県、京都府、奈良県、滋賀県) のもので、契約率 ( $Z2_{it}$ ) は、1981年から2017年までの首都圏 (東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県) のものである。図4-3は首都圏 (東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県) の契約率を、図4-4は近畿圏 (大阪府、兵庫県、京都府、奈良県、滋賀県) の契約率をグラフ化したものである。



(図4-3) 契約率（首都圏）

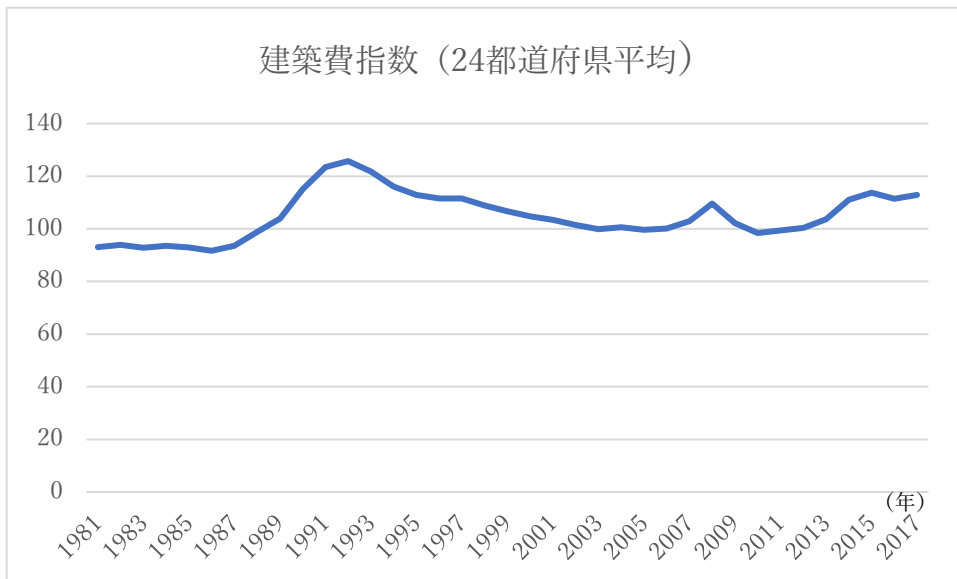


(図4-4) 契約率（近畿圏）

出典：「全国マンション市場動向」（㈱不動産経済研究所）

建設コスト ( $Cost_{it}$ ) は、一般財団法人建設物価調査会が公表している建築費指数（2011年基準）から建設費接続指数の標準指数のうち集合住宅（SRC）を用いた。建設費接続指数のうち標準指数（対象：東京）と都市間指数（東京/大阪/名古屋/福岡/広島/高松/金沢/新潟/仙台/札幌）を用いて建築費指数のパネルデータを作成した<sup>3</sup>。1989年以前は都市間指

数がないので1990年と同じ数値を用いている。図4-5は、都市間指数で調整した24都道府県の建築費を年毎に平均してグラフ化したものである。



(図4-5) 建築費指数 (24都道府県平均)

注) 建築費指数 (一般財団法人建設物価調査会、2011年基準) から建設費接続指数の標準指数のうち集合住宅 (SRC) の数値を図示したもの。

用地取得費 ( $Land_{it-1}$ ) には、国土交通省が公表している地価公示の㎡当たり公示価格を都道府県別に単純平均した価格を用いた。なお、価格の実質化の方法は、前章と同じである。以上の各変数の記述統計量は表4-1に示す。

表4-1 記述統計量

	$\ln P_{it}^S$	$\ln H_{it}^S$	$\ln Z1_{it}$	$\ln Z2_{it}$	$\Delta \ln Cost_{it}$	$\Delta \ln Land_{it}$
観測数	888	888	888	888	864	864
平均	12.92	7.517	4.449	4.455	0.005	0.002
標準偏差	0.2523	1.490	0.090	0.086	0.036	0.097
最小値	12.14	2.708	4.107	4.185	-0.073	-0.444
最大値	14.09	10.76	4.599	4.599	0.173	0.667

これらの変数の定常性については、LLC検定、IPS検定、CIPS検定の検定方法により確認した。これら3つの検定の性質は、前章で説明したとおりであり、前章と同様に、基本

的に IPS 検定、CIPS 検定で単位根かどうかを判断する。この結果、AppendixIのとおり 1981 年から 2017 年の変数は IPS 検定及び CIPS 検定ですべて定常状態にあることが確認された。1989 年から 1999 年の変数のうち、 $\ln P'_{it}$ 、 $\ln H_{it}$ はトレンドある場合に単位根ありという帰無仮説を棄却できていない。推定にあたっては、年トレンドか年ダミーを使ってバイアスの除去を行う。2000 年から 2017 年では、 $\ln P'_{it}$ 、 $\ln H_{it}$ 等の LLC 検定、IPS 検定に単位根が多く、CIPS 検定では単位根はない。期間によって構造変化があるかどうかを見るには、2000 年から 2017 年の推定結果を見なければ正確な判断ができないので、1981 年から 2017 年、1989 年から 1999 年の結果と見合わせながら分析を進める。

#### 4. 4 新築マンション価格と供給戸数の計量経済分析

表 4-2 推定結果（首都圏及び近畿圏）

説明変数	$\ln P'_{it}$ (1981 年-2017 年)		$\ln P'_{it}$ (1981 年-1999 年)		$\ln P'_{it}$ (2000 年-2017 年)	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
定数項	3.2957***	0.2502	5.1758***	0.3896	5.8183***	0.5159
$\ln P'_{it-1}$	0.7485***	0.0193	0.6126***	0.0291	0.5708***	0.0395
$\ln Z1_{it-1}$	-0.0082**	0.0040	-0.0043	0.0057	-0.1036	0.0821
$\Delta \ln Cost_t$	1.2096***	0.0935	2.2230***	0.1537	0.2103**	0.0938
$\Delta \ln land_{it-1}$	0.0983**	0.0389	0.0204	0.0500	0.3236***	0.1181
タイムトレンド	あり		あり		あり	
F テスト	4.05***		4.40***		4.29***	
ハウスマンテ スト	102.05 (0.0000) 固定効果モデル		124.42 (0.0000) 固定効果モデル		102.09 (0.0000) 固定効果モデル	
R-sq	0.7311		0.7407		0.7583	
観測期間	37		18		18	
観測数	864		432		432	

まず、推計式 (1) を推計するために、固定効果モデル、ランダム効果モデルで推定を行い、ハウスマン検定を行った。表 4-2 は、推計式 (1) で契約率に  $\ln Z1_{it-1}$  を用いた場合の推定結果である。被説明変数  $\ln P'_{it}$  には 1981 年から 2017 年のパネルデータを用い、

$\ln Z1_{it-1}$ には1981年から2017年の首都圏（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県）、1990年から2017年の近畿圏（大阪府、兵庫県、京都府、奈良県、滋賀県）をパネルデータとして使用している。1981年から1989年までの近畿圏はデータがないので0とおいた。

表4-2を見ると、すべてのケースで固定効果モデルが支持された。また、Fテストによってもプールド推定よりも固定効果モデルが支持された。全てのケースでR-sqは高い。契約率 $\ln Z1_{it-1}$ の係数を見ると、1981年-2017年では5%水準で有意にマイナスであるがほとんど0に近く、1981年-1999年では有意ではなく、2000年-2017年でも有意ではない。契約率 $\ln Z1_{it-1}$ は、 $\ln P'_{it}$ に対しほとんど影響力を持たないといえる。 $\Delta \ln Cost_t$ の係数を見ると、1%又は5%水準で有意であり、符号も期待どおりである。1981年-1999年では $\Delta \ln Cost_t$ の影響力が大きく、1981-2017の約2倍の大きさである。2000年-2017年では $\Delta \ln Cost_t$ の影響力が小さくなっている。一方、 $\Delta \ln land_{it-1}$ の係数を見ると、1981年-1999年では有意ではないが、1981年-2017年、2000年-2017年では有意であり、係数の大きさは1981年-2017年よりも2000年-2017年の方が大きくなっている。

表4-3 推定結果（首都圏）

説明変数	$\ln P'_{it}$ (1981年-2017年)		$\ln P'_{it}$ (1981年-1999)		$\ln P'_{it}$ (2000年-2017年)	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
定数項	3.1023***	0.2582	4.7894***	0.3942	5.7781***	0.5258
$\ln P'_{it-1}$	0.7438***	0.0189	0.6149***	0.0278	0.5636***	0.0392
$\ln Z2_{it-1}$	0.3185***	0.0912	0.4352***	0.1163	-0.0516	0.1553
$\Delta \ln Cost_t$	1.2003***	0.0931	2.1826***	0.1508	0.1954**	0.0934
$\Delta \ln land_{it-1}$	0.1255**	0.0384	0.0278	0.0491	0.3594***	0.1167
タイムトレンド	あり		あり		あり	
Fテスト	3.96***		4.62***		4.35***	
ハウスマンテスト	84.61 (0.0000)		136.77 (0.0000)		101.65 (0.0000)	
	固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	
R-sq	0.7336		0.7486		0.7563	
観測期間	37		18		18	
観測数	864		432		432	

注1) \*\*\*は1%、\*\*は5%水準で有意であることを示す。

注2) ( ) 内は、P 値を示す。

表4-3は、推計式(1)で契約率に $\ln Z2_{it-1}$ を用いて推計したものである。被説明変数 $\ln P'_{it}$ には1981年から2017年のパネルデータを用い、 $\ln Z2_{it-1}$ には1981年から2017年の首都圏(東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県)のパネルデータを用いている。表4-1の結果と大きく異なる係数は、 $\ln Z2_{it-1}$ である。 $\ln Z2_{it-1}$ は1981年-1999年、1981年-2017年において有意にプラスになっている。2000年-2017年では、 $\ln Z1_{it-1}$ と同じく有意ではない。1990-2017の近畿圏のデータが入った場合には有意ではなくなるということである。表4-1、表4-2では、 $\Delta \ln Cost_t$ 、 $\Delta \ln Land_{it-1}$ の係数の大きさはほとんど変わらない。

このように見ると、契約率が新築マンション価格に対して影響力があるのは、首都圏だけであり、しかも2000年から2017年では、首都圏においても契約率は新築マンションの $m^2$ 単価に対し影響力はなくなったと推察できる。近畿圏においても1981年から1989年のデータがあれば、首都圏と同様の結果になった可能性はある。建築コストや用地コストについては、首都圏、近畿圏でも大きな違いはないが、1981年-1999年と2000年-2017年の期間では、大きく違いがあり、2つの年代において構造変化があったと考える。

次に、推計式(2)を得るために、固定効果モデル、ランダム効果モデルで推定を行い、ハウスマン検定を行った。この結果、表4-4のとおり固定効果モデルが支持された。固定効果モデルか、プーリング回帰かの選択は、F検定により、固定効果モデルが支持された。表4-3の推定結果を見ると、 $\ln P'_{it}$ の係数が0.0577と、非常に小さくなっている。これは、 $\ln H_{it}$ と $\ln P'_{it}$ の間には内生性の問題があると思われる。このため、 $\ln P'_{it}$ を内生変数として操作変数法を用いる。 $\ln P'_{it}$ の操作変数は、推定式(1)の関係から、 $\ln Cost_{it}$ と $\ln Land_{it}$ を選んだ。内生変数1つに操作変数2つであるので過剰識別である。二段階最小二乗法の推定結果を表4-5に示した。表4-5を見ると、内生性検定(Durbin-Wu-Hausman)の結果では、説明変数は外生的であるという帰無仮説を観測期間1981年-2017年では1%有意水準で棄却しているが、1989年-1999年では有意ではない。観測期間が短いためであろう。このため、次章のシミュレーションでは、1981年-1999年の観測期間の結果を使用しないこととした。操作変数が弱相関であるかどうかはStock-Yogoの弱相関の検定において10%有意水準で棄却できている。また、過剰識別であるので、過剰識別制限テストの結



果を見ると。観測期間が 1981 年-2017 年、1999 年-2017 年の場合ともに 1%有意水準で棄却されている。説明変数の係数については、すべて 1%水準で有意に期待通りの符号となっており、 $\ln P'_{it}$  の係数が 1981-2017 の観測期間では 0.4992 と表 4-4 の固定効果モデルの場合の係数よりも 10 倍近く大きくなっている。これは内生性の問題がある程度解消されているといえる。

表 4-4 被説明変数： $\ln H_{it}^S$  (1981 年-2017 年)

No. of OBS	R-sq	$\ln P'_{it}$	$\ln H_{it-1}^S$	Trend	F テスト	ハウスマンテスト
864	0.4167	0.0577	0.6469***	あり	5.80***	137.15***
s. e.		0.0972	0.0265	あり		
t-stat		0.59	24.38			

注) \*\*\*は 1%、\*\*は 5%水準で有意であることを示す。

表 4-5 IV (2SLS) 推定結果

説明変数	$\ln H_{it}^S$ (1981 年-2017 年)			$\ln H_{it}^S$ (1981 年-1999 年)		
	係数	標準偏差	Z 値	係数	標準偏差	Z 値
定数項	-5.7233	1.4897	-3.84	-2.6666	1.8325	-1.46
$\ln P'_{it}$	0.4992	0.1197	4.17	0.2758	0.1456	1.89
$\ln H_{it-1}^S$	0.8917	0.0151	58.76	0.8934	0.0220	40.47
トレンド	あり			あり		
Centered R2	0.8698			0.8501		
Underidentification test	391.538 (0.0000)			243.754 (0.0000)		
Stock-Yogo 弱相関の検定	355.934 (10%有意水準 19.93)			276.455 (10%有意水準 19.93)		
サーガン検定量	23.20 (0.0000)			17.047 (0.0000)		
Wu-Hausman F test	11.112 (0.0008)			1.3683 (0.2427)		
Durbin-Wu-Hausman	11.034 (0.0008)			1.3799 (0.2401)		
Chi-sq test						
操作変数リスト	$\ln Cost_{it}$	$\ln Land_{it}$		$\ln Cost_{it}$	$\ln Land_{it}$	

注) ( ) 内は、P 値を示す。

表4-6は、表4-1，4-2で得られた結果をまとめたものである。このように見ると、1999年までは、供給者は価格（㎡単価）の設定を強気にできたことが伺える。例えば、首都圏だけであるが、契約率に応じて価格を設定できており、建築費の増分を十分に価格に転嫁できていた。一方、2000年以降、供給者は価格の設定において、建築費の増分を十分に転嫁できておらず、契約率と価格との関係性も見られない。これは、序論でも述べたように、バブル崩壊後、自用の建物及びその敷地の価格が長期的に下落したこと、割安な中古マンションのストックが充足してきたことにより、2000年以降、供給者にとって新築マンション価格の値上げが難しくなったと考えられる。

表4-6 2000年前後の構造変化

	1981年-1999年	2000年-2017年
契約率	首都圏に限った場合のみ有意にプラス（0.4程度）。	有意ではない。
建設コスト	有意にプラス（2程度）。	有意にプラス（0.2程度）。
用地取得費	有意でない。	有意にプラス（0.3程度）

（注）（ ）は、係数の大きさを示す。

また、用地取得費は、第2章で見てきたように、ここ10年は都心の住宅地価格の変動幅が大きいこと、駅からの距離が重要な要素になっていることから、都心居住が進み、2000年以降、用地取得費が新築マンションの価格に与える影響が大きくなったと考える。

さらに、供給戸数は、設定する価格が上昇する場合には、供給戸数も増やすという傾向を確認できたが、1981年から2017年の方が1999年以前よりも価格の供給弾力性が大きくなっていることが認められた。

#### 4.5 分析結果からの考察

4.1で掲げた2つの課題について考察する。まず、住宅地価格と新築マンション価格の推移が2007年以降に異なるのはなぜか。特に、住宅地価格は地方県で長期間にわたり下

落傾向であるが（第3章図3-4参照）、新築マンション価格は地方圏でもやや上昇傾向にあることや、リーマンショック後における価格の落ち込みが全国的にそれほど見られないことはなぜか（図4-1参照）。これらは、新築マンションの㎡単価は、表4-5のとおり、2000年以降、需要要因である契約率に影響を受けず、建設コストや用地取得費の供給側の要因に影響を受けるからと考える。一方、住宅地価格は、第3章で見てきたように実質所得、高齢者依存率などの需要側の要因だけで決まる。

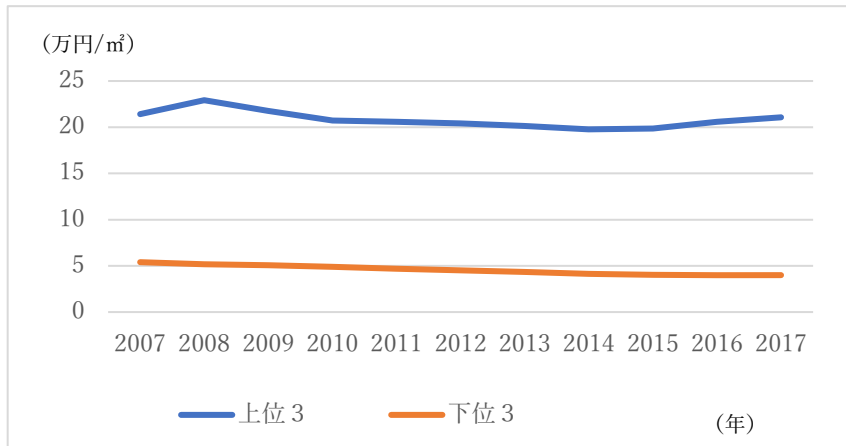
図4-3の契約率（首都圏）を見ると、契約率が急落しているのは、1992年と2008年である。1992年の契約率の急落は、図4-2の東京都の新築マンションの㎡単価が1992年から大きく下落していることに表れている。一方、2008年の契約率の急落は、図4-1の上位3のグラフにおいて2009年にやや落ち込んでいるように見られる程度である。表4-6のとおり、2000年以降は契約率が新築マンションの㎡単価に影響を与えないことが表れている。

図4-5の建築費指数（24都道府県平均）を見ると、1991、1992年をピークとした大きな山と、2008年をピークとした小さな山が見える。1991、1992年をピークとした大きな山の形は、図4-2の東京都における新築マンション㎡単価の1985年から1994年までの形状によく似ていることがわかる。表4-6において1981年から1999年までの建設コストの係数が2程度と最も大きいことから、建設コストの上昇分が価格に十分に転嫁されていたことを表している。一方、図4-5の建築費指数の2008年をピークとした小さい山は、表4-6が示すとおり、2000年以降に建設コストの係数は小さくなっており、建設コストの下落分を十分に転嫁できていないため、図4-1のグラフのように、2009年の新築マンション価格の㎡単価はやや落ち込んでいるように見られる程度である。

次に、2つ目の論点である、1985年から1994年までと、2011年から2020年までの2つの10年間において、新築マンション価格の決定要因は異なっているのかを考察する。その答えは、表4-6にあり、この2つの期間では、契約率、建設コスト、用地取得費が新築マンションの㎡単価に与える影響は大きく異なっている。1985年から1994年までの10年間で新築マンションの㎡単価が大きな山の形状になっているのと、図4-5の建築費指数が同期間において同じ山の形状になっているのとは酷似しており、これは、建設コストの上昇分を十分に新築マンションの㎡単価に転嫁できていたことの表れである。

2011年から2020年までの10年間で、新築マンションの㎡単価が直線的に上昇し続けているのは、建設コストの上昇分を新築マンションの㎡単価に十分には転嫁できていないこ

とと、表4-6が示すように用地取得費が2000年以降に有意に新築マンションの㎡単価に影響を与えるようになり、用地取得費が2014年以降に緩やかに上昇し続けていることからである（図4-6の上位3を参照）。



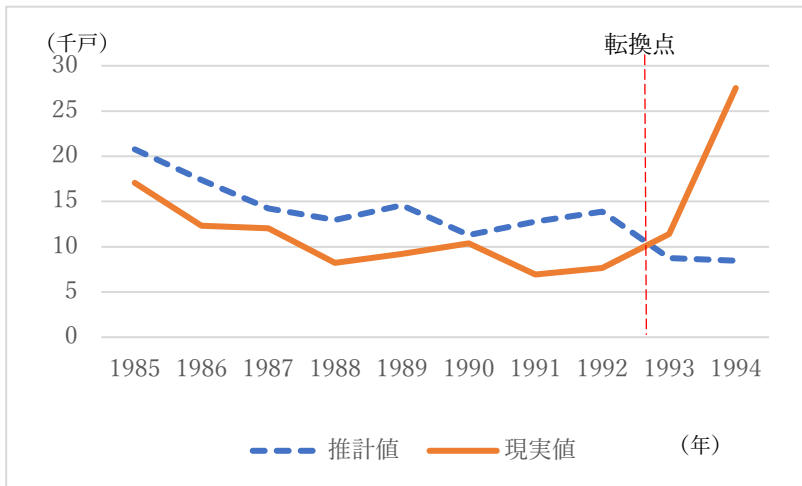
（図4-6）住宅地価格の推移

出典：不動産価格取引情報（国土交通省）

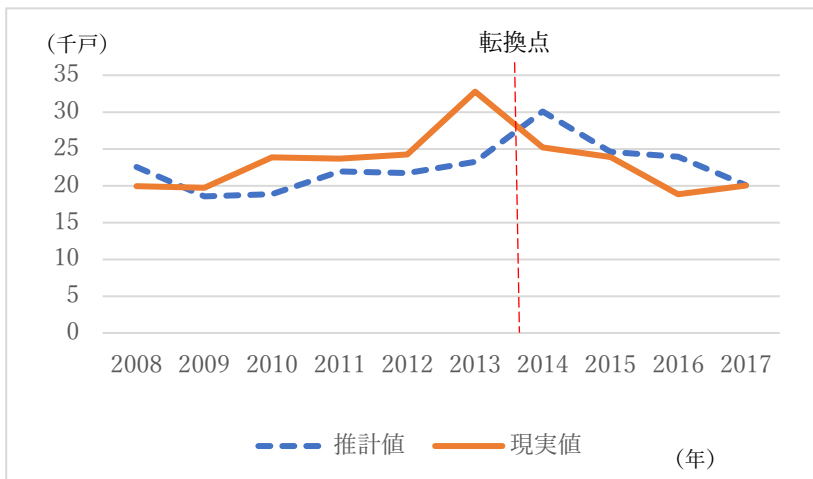
2つの期間において共通点は、価格が高い状況にあるときには、契約率が下落するものの建築費の上昇分が価格に反映されるため、供給戸数をコントロールしつつ価格が上昇を続ける期間があるということである。通常、需要が減少すれば価格も下落すると考えるのが通常の取引市場であるが、新築マンション市場においては、需要が減少しても価格が上昇する期間が存在するという点である。

図4-7は、表4-5の推定結果（1981年-2017年）を用いて推計値と実際の価格（現実値）とを比較したものである。1980年から1991年までは価格は上昇し、契約率は1986年を頂点に下落が続いている期間であるが、供給戸数の推計値よりも現実値が下回り、下落傾向にあることがわかる。図4-8は、同じ傾向が2014年頃から始まっていることがわかる。

前節で行った全期間の推計結果では、供給の価格弾力性はプラスである。しかしながら、この2つの期間は、価格の高騰に対し需要が低下しつつも新規供給戸数を減らすことで需給ギャップを調整していると考えられる。2014年以降のこの傾向は、現在まで続いていると考えられるが、注視する必要があるであろう。



(図 4-7) シミュレーション・東京都 (1985-1994)



(図 4-8) シミュレーション・東京都 (2008-2017)

#### 4. 6 結語

本章では、新築マンションの供給価格（㎡単価）が、ストックから価格が決まる住宅地価格の推移と異なること、ここ 10 年の新築マンションの供給価格が、1980 年代後半から 1990 年代前半と比較して同じ状況になるのかを検証した。新築マンションの供給価格は、供給者が設定する価格であり、需要と供給の乖離があれば契約率を見ながら調整するというモデルを構築して推計したが、契約率が新築マンションの㎡単価に与えるのは 1999 年以前の首都圏に限られ、1999 年以前では建築費が新築マンションの㎡単価に大きく影響を及ぼしており、2000 年以降では建築費及び用地取得費が影響を与えていることが認められ

た。したがって、新築マンションの供給価格（㎡単価）は、需要要因から直接的に影響を受けるよりも、建築費や用地取得費の変動による影響が大きいいため、需要要因から直接的に影響を受ける住宅地価格の推移と違ってくると考える。しかし、2000年以降では、供給者が価格設定を行ううえで、1999年以前と比べかなり制約を受けていることも推察された。

また、2000年前後では建築費、用地取得費の変動が価格に及ぼす影響や供給の価格弾力性値が変化していることも明らかにした。特に、2000年前までは建築費用や契約率（首都圏のみ）が価格に及ぼす影響が他の観測期間と比べて大きいため、価格の変動が大きい。一方、2000年以降は建築費用の増加分が十分に価格に転嫁できていないことや用地取得費の変動が価格に影響するようになったため、ゆっくりとした変動になっていると考えた。

さらに、1985年から1994年までと、2011年から2020年までの2つの期間における共通点は、価格が高い状況にあるときに、契約率が下落するものの建築費の上昇分が価格に反映されるため、供給戸数を減らしつつ価格が上昇を続けることがあるということである。2014年からこの傾向が続いており、今後とも注視していく必要がある。

なお、首都圏の新築マンション価格の高騰は、国際的に見てアフォーダブルな価格水準とは言えるものではなく、むしろ供給主体の行動パターンから見ると、バブル経済の時代と類似している特異な時期に転換していえるともいえる。

#### <注>

1. 1981年から2017年まで毎年新築マンションが供給されている24都道府県は、北海道、宮城県、茨城県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、新潟県、長野県、静岡県、愛知県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、岡山県、広島県、香川県、福岡県、長崎県、熊本県、鹿児島県、沖縄県である。

2. 上位10、下位10は、前章の脚注1、2を参照。

3. 都市間指数の区分に対し、次のように24都道府県を当てはめた。

東京：茨城県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県

大阪：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県

名古屋：静岡県、愛知県

福岡：福岡県、長崎県、熊本県、鹿児島県、沖縄県

広島：岡山県、広島県、

高松：香川県

金沢：長野県

新潟：新潟県

仙台：宮城県

札幌：北海道

4. 2013年からの建築費の上昇は、牧野（2014）の記述を要約すると、東日本大震災の復興需要や東京オリンピック需要を背景として、

- ・鉄筋工・型枠工など比較的高度な技能が必要となる部分で「ひと」が集められない、つまり、人件費が上がっている、

- ・資材費が近年上がり続けている。鉱物資源などの国際価格が軒並み上昇傾向にある上に円安が追い打ちをかけている、コンクリート価格も公共工事・土木工事の復活を背景に値上がり傾向にある。

- ・工事用車両＝トラックが極端に不足、大型車両免許を持つ人が減少している。

5. 国土交通省「建築統計年報」では、1990年度を見ると、全国で2,452ha、東京圏で907haと、1985年の全国で1,510ha、東京圏で488haと比べて約倍増していることがわかる。その後、オフィス床面積の供給過剰により1995年度には全国で1,097ha、東京圏で291haとなり、全国で半分以上、東京圏で3分の1以上減少した。その後は長期的に供給量が次第に減少していく状態が続くことになる。このように、バブル経済と言われる年代の建築費指数の増大は、オフィス着工床面積の急激な増大が原因であり、国内における経済的な要因によるものである。

Appendix I 単位根検定の結果

(表 1) 単位根検定(1981-2017、ただし、Z1 は 1989-2017。)

	トレンドなし			トレンドあり		
	LLC	IPS	CIPS	LLC	IPS	CIPS
$\ln P'_{it}$	-4.411***	-5.220***	-2.852***	0.849	-2.767***	—
$\ln H'_{it}$	-2.286***	-3.703***	-3.034***	-4.294***	-3.331***	—
$\ln Z1_{it}$	12.45	-4.963***	-4.560***	24.55	-2.510***	—
$\ln Z2_{it}$	-1.136	-5.633***	-3.785***	-4.482***	-3.647***	—
$\Delta \ln Cost_t$	-11.94***	-10.97***	-5.127***	-9.764***	-7.657***	—
$\Delta \ln land_{it}$	-6.558***	-11.28***	-4.883***	-0.695	-5.034***	—

(表 2) 単位根検定(1981-1999)

	トレンドなし			トレンドあり		
	LLC	IPS	CIPS	LLC	IPS	CIPS
$\ln P'_{it}$	-6.472***	-3.605***	-2.919***	-2.780**	1.491	—
$\ln H'_{it}$	-3.781***	-3.843***	-2.857***	0.576	1.134	—
$\ln Z1_{it}$	-1.997**	-1.234	-3.501***	-3.112***	-2.146**	—
$\ln Z2_{it}$	-2.065**	-3.174***	-2.514**	-4.635***	-3.036***	—
$\Delta \ln Cost_t$	-9.564***	-2.880***	-2.514***	-9.564***	-2.622***	—
$\Delta \ln land_{it}$	-3.630***	-5.530***	-3.021***	-3.630***	-2.254**	—

(表 3) 単位根検定(2000-2017)

	トレンドなし			トレンドあり		
	LLC	IPS	CIPS	LLC	IPS	CIPS
$\ln P'_{it}$	5.882	5.756	-3.024***	-4.065***	-4.271***	—
$\ln H'_{it}$	-1.148	-0.758	-3.275***	0.576	1.134	—
$\ln Z1_{it}$	0.3179	-3.366***	-3.270***	-1.362*	-2.220**	—
$\ln Z2_{it}$	-2.065	-1.174	-2.514***	-4.635***	-3.409***	—
$\Delta \ln Cost_t$	8.325	-9.094***	-2.658***	-6.694***	-10.748***	—
$\Delta \ln land_{it}$	-1.561*	-2.751***	-2.147***	-2.487***	-3.306**	—

注 1) \*は 10%水準、\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で有意であることを示す。

注 2) LLC、IPS のラグ数は AIC に基づき最大 10 の範囲で選択されるように指示した。IPS はデータの制約から最大 5 の範囲のものもある。

注 3) LLC、IPS では、トレンドなし、トレンドありともに、定数項をつけている。CIPS はトレンド項を



つけられない。

注 4) STATA15 を使用した。CIPS は、XTCIPS PPP,maxlags(2) bglags(1) というプログラムを用いた。

注 5) Z1 はパネル数 9、観測期間 37 で、Z2 はパネル数 4、観測期間 37 であり、他の変数はパネル数 24、観測期間 37 である。

## 第5章 賃家及びその敷地に見る空室発生リスクに関する分析

### —放置空き家発生リスクに焦点をあてた賃貸住宅の空き家の実態分析—

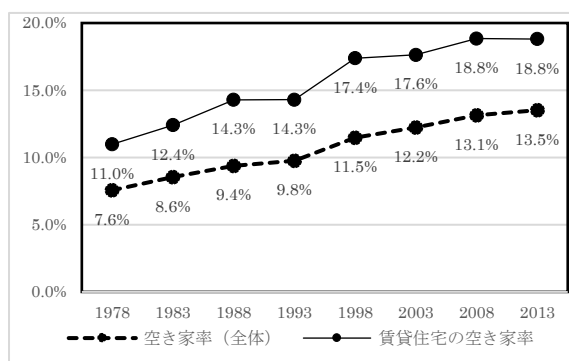
#### 5.1 本研究の背景・目的等

本章は、賃貸住宅の空き家について、放置空き家の発生のリスクに焦点をあてて、「住宅確保要配慮者に対する賃貸住宅の供給の促進に関する一部を改正する法律」により2017年10月からスタートした新たな住宅セーフティネット制度の登録住宅の情報を活用して、その実態を把握・分析するものである。本研究の背景・目的は次のとおりである。

##### 5.1.1 本研究の背景・目的

###### (1) 賃貸住宅の放置空き家の発生が懸念されること

我が国の空き家数及び空き家率は増加しており、2013年の住宅・土地統計調査（以下「住調」という）によると、空き家は約820万戸（空き家率13.5%）、そのうち「賃貸用の住宅」の空き家（以下「賃貸住宅の空き家」という）は約52%の429万戸を占め、また、賃貸住宅の空き家率（賃貸住宅の空き家数÷（借家数+賃貸住宅の空き家数））は約19%と、賃貸住宅の空き家は大きなボリュームを占め、空き家率も全体的な空き家率に比べ高くなっている<sup>1</sup>（図5-1参照）。



（出典）住宅・土地統計調査

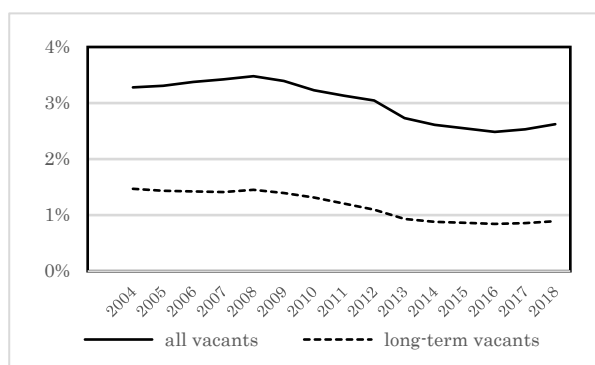
図5-1 空き家率及び賃貸住宅の空き家率の推移

この賃貸住宅の空き家に関しては、賃貸人による管理が行われ、外部不経済の問題等は大きくないという指摘も考えられるが、後述5.2.2のように、入居者の募集がされず、空き家の状態が続いている賃貸住宅も一定程度あるとみられる。さらに、需要が見込めると思えない場所への賃貸アパートの建設が増加し、空き部屋だらけの賃貸アパートが増えて

いるという指摘もある（野澤 2016 等）。

このような点を踏まえると、一時的な需給調整過程で空室となっている賃貸住宅だけでなく、賃貸住宅として募集や管理がなされず、あるいは入居者が長い期間なく、空室である状態が一定の期間継続しているものは、恒常的な空き家となる可能性があり、将来的な放置空き家が生じるリスクが高まることも懸念され、さらに、供給超過等により、その危険が高まる可能性も想定される。

なお、諸外国の例を英国の事例で見ると、イングランドの空き家率は、減少傾向にあり、2018 年で 3%未満と水準も低く、また、long-term vacants（長期空き家：6ヶ月超の空き家）として空室継続期間に応じた統計データがとられている。



（出典）イギリス政府統計<sup>18</sup>

図 5-2 イングランドの空き家率の推移

## （2） 賃貸住宅の空き家の実態が明らかでないこと

他方で、このような賃貸住宅として募集や管理がなされず、あるいは入居者が長い期間なく、空室である状態が一定の期間継続している賃貸住宅の実態は明らかではない。

後述 5.2.2 のように、国土交通省の平成 21 年度の「空家実態調査」では、入居者募集の実施の有無や空家継続期間等のデータが調査されているが、その住宅の属性（築年数、駅距離等）の実態は明らかでなく、さらに、最新の平成 26 年度の同調査では、戸建住宅の空き家に限定した調査となっており、賃貸住宅の空き家の調査はされていない。

また、住調で提供されている賃貸住宅の空き家の情報は、全国ベースでは、建て方別・構造別、最寄りの交通機関・医療機関等までの距離別、腐朽・破損の有無別などの戸数データ、市区町村ベースになると、戸数データのみに限られ<sup>2</sup>、空室継続期間等の状況は調査されていない<sup>3</sup>。加えて、住調による空き家の調査は、目視によるものであること等から、賃

貸住宅の空き家を含め、空き家の実態を正確に把握できていないという見解もある（宗健 2017）。

また、下記 5.1.2 で述べるように、賃貸住宅の空き家に関する研究は乏しいのが現状である。

### （3） 賃貸住宅の空き家の実態の把握の必要性

このように、賃貸住宅の空き家について、恒常的な空き家として放置される賃貸住宅が発生するリスクがあるとすれば、そのような実態を把握した上で、必要な対策を講じる必要があるが、そのためには、そのようなリスクの可能性も含め、賃貸住宅の空き家の実態を明らかにする必要がある。特に、これまでわが国ではデータがない賃貸住宅（住戸）の空室継続期間の実態を把握することは、そのような放置空き家発生リスクの可能性を分析する上で重要であると考えられる。

そこで、本研究では、賃貸住宅の貸主を対象にした調査を行うことにより、特に空室継続期間の実態を把握することにより、放置空き家のリスクに焦点をあて、賃貸住宅の空き家の実態を把握・分析することとしたい。

## 5. 1. 2 本研究に関連する既往研究

空き家に関する既往研究としては、主に、①空き家現象に関する研究（現状分析・要因分析・影響・将来予測等）と、②空き家対策に関する研究（対策の評価・分析、対策の提案等）があるが、①に関しては、空き家（特に空き家率）全般について分析を行うもの（金森ほか(2015)、石河ほか(2016)、飯島(2016)等）、マンションを中心に分析するもの（松本(2016)、宗(2018)等）、適切な管理が行われず外部不経済等の問題を生じさせている空き家の実態の分析を行うもの（川口(2016)等）が多い。自治体における調査も行われているが、サンプル調査が多く、中でも、放置された空き家に焦点をあて戸建住宅を対象とする調査が多い（豊島区空き家実態調査(2012)、三鷹市空き家等調査(2013)等）。②についても、放置された空き家に対する対策に関するものが多い（清水 2014 等）。

このように、空き家の現象・対策に関する研究は、空き家全般、あるいは、空き家のうちの（戸建住宅を中心とした）放置された空き家に関するものが中心で、賃貸住宅の空き家に関する研究は、賃貸住宅等の空き家率の検証を行った宗(2017)や、賃貸住宅の空き家の発生原因や対策を提示する清水(2014)、5. 5 で後述する石坂ほか(2014) などがある程度にとどまっている。

## 5. 2 公表データ、既往研究による賃貸住宅の空き家の実態整理

ここでは、本調査研究の視角とする放置空き家発生リスクについて把握分析するための前提として、賃貸住宅の空き家について、特に、賃貸住宅の築年、駅距離、空室継続期間に焦点をあて、公表データ、既往研究による賃貸住宅の空き家の実態を整理する。

### 5. 2. 1 要因別にみた賃貸住宅の空き家の発生状況

#### (1) 築年別の賃貸住宅の空き家の状況

賃貸住宅の空き家について、古い住宅ほど空き家になる可能性が高いかに関し、住調では、築年による空き家のデータはない<sup>4</sup>が、太田ほか(2019)では、住調のオーダーメイド集計により、表5-1のように、建築時期が古い賃貸住宅ほど、空き家率が高くなっている実態が明らかにされている。

表5-1 築年別の空き家の状況

建築時期 (年)	賃貸住宅の空家 数	賃貸住宅の空家 数〔不詳補正 後〕	賃貸住宅の空家率〔不 詳補正後〕
総数	4,291,800	(4,291,800)	(18.8%)
～1970	232,900	415,687	21.4%
1971～1980	410,600	732,851	20.9%
1981～1990	578,200	1,031,988	20.7%
1991～2000	593,500	1,059,296	18.6%
2001～2005	252,000	449,777	16.7%
2006～2010	256,400	457,630	15.3%
2011～2013.9	81,000	144,571	14.0%

(備考) 賃貸住宅の空家数〔不詳補正後〕は、賃貸住宅の空家数を〔1－不詳割合〕で割り戻した数。また、賃貸住宅の空家率〔不詳補正後〕は、賃貸住宅の空家数〔不詳補正後〕/(賃貸住宅の空家数〔不詳補正後〕+借家ストック数〔不詳補正後])

(出典) 太田ほか(2019)

#### (2) 駅距離別の賃貸住宅の空き家の状況

賃貸住宅の空き家について、駅までの距離が遠いほど、空き家になる可能性が高いかを見る。平成25年住調によると、表5-2のとおりであり、200m以遠の地域については、それほど大きな差異ではないが、駅までの距離が遠くなるほど、空き家率が高くなっている傾向が認められる<sup>5</sup>。

表5-2 駅までの距離別の空き家の状況

最寄り駅までの 距離	賃貸住宅 ストック数	賃貸住宅の空家数	空き家率
200m未満	1,790,700	334,700	18.7%

200～500m	4,211,200	756,900	18.0%
500～1000m	5,868,800	1,086,500	18.5%
1000～2000m	5,475,600	1,045,000	19.1%
2000m以上	5,464,500	1,068,700	19.6%

(出典) 平成 25 年住宅・土地統計調査

## 5. 2. 2 賃貸住宅における放置空き家の発生リスク

上述したように、賃貸住宅の空き家のうち、空室である状態が一定の期間継続しているものは、恒常的な空き家となる可能性があり、将来的な放置空き家が生じるリスクが高まることも懸念され、注視すべきものと思われるが、それを、どのようなものを捉えるか、また、それがどの程度あるかについては、住調を含め公表データにおいては明確にされておらず、既往研究においても、5.1.2 で述べたように、賃貸住宅の空き家についての研究が乏しいため、明らかにされていない。

そこで、ここでは、「平成 21 年度空家実態調査」<sup>6</sup>により、その内容を捉えていくこととしたい<sup>7</sup>。

同調査による「空家継続期間」を見ると、「賃貸用の空家」（回答数 404 件）では、1 年以上が 151 件（37.4%）、そのうち 2 年以上が 83 件（20.5%）となっている。また、「賃貸の入居者又は売却先（購入者）の募集状況」を見ると、「賃貸用の空家」では、「賃貸として入居者を募集」341 件に対し、「非募集」が 86 件と、入居者を募集していないものの割合が 20.1%となっている<sup>8</sup>。

両者の関係は必ずしも明らかではないが、入居者を募集せず、結果として、2 年以上空室となっているというものが代表的なケースと考えられ、この調査から、「賃貸用の空家」の 2 割程度が放置空き家となる恐れがある<sup>9</sup>ものと捉えることができると考えられる。

## 5. 2. 3 小括

以上みたように、公表データ・既往研究では、賃貸住宅の空き家率は、全般的には、建築時期が古い賃貸住宅ほど、また、（駅まで 200m 以遠の距離帯においては）駅距離が遠くなるほど、空き家率が高くなっている傾向が認められ、また、2 割程度が放置空き家となる恐れがあると捉えることができるが、空き家の空室継続期間について、賃貸住宅の築年や、駅距離といった要因別のデータはなく、以下、本研究において、その点に着目した調査分析を行う。

## 5. 3 本調査研究の方法

### 5. 3. 1 内容・特色

本研究では、「住宅確保要配慮者に対する賃貸住宅の供給の促進に関する一部を改正する法律」により 2017 年 10 月からスタートした新たな住宅セーフティネット制度の登録住宅の情報を活用して、本調査研究で独自にアンケート調査を行うことにより、賃貸住宅の空き家の実態を把握・分析する点が、新たな実態調査として特色を有する。その内容は以下のとおりである。

同制度は、①今後 10 年で約 100 万人増加する単身高齢者などの住宅確保要配慮者の賃貸住宅への円滑な入居を促進するため、年間 5 万戸程度の住宅確保要配慮者の入居を拒まない賃貸住宅の登録を目指すとともに、その登録に際しては、②増加している空き家を有効活用することも目的とし、③登録住宅について改修費補助や家賃等補助(下記備考参照)の助成措置を講じる制度であり、住宅セーフティネットの強化及び空き家対策として注目されるものである。同制度においては、「セーフティネット住宅情報提供システム」により、登録住宅の立地・間取り・築年数等が登録されるとともに、登録事業者等の氏名・住所等も公開される。

(備考) 改修費補助は、バリアフリー工事、耐震改修工事、用途変更工事等が対象となる。

また、家賃等に関して、家賃低廉化補助及び家賃保証費補助がある。なお、改修費補助は、国の直接補助があるが、家賃等の補助は国の間接補助で、自治体が補助を実施しない場合は補助がない。

そこで、本調査研究においては、当該登録事業者を対象としたアンケート調査により、登録住宅等の従前の空き家の状況(空室継続期間等)等を把握し、放置空き家発生リスクなど、賃貸住宅の空き家の実態を把握・分析するものである。また、空き家の状況を把握するため、事業者ヒアリングも補足的に行う。

加えて、外国との比較のため、英国の空き家の状況について、関係者聴取り等を行うこととする。

### 5. 3. 2 具体の調査方法・内容

#### (1) 登録事業者へのアンケート調査の実施

##### 1) アンケート調査項目

以下のような項目をアンケート調査内容とした。

- ・登録住宅(棟)の属性(登録住宅(棟)の築年数、立地(駅からの徒歩時間等)等)

- ・登録住宅（棟）の登録する前の用途
- ・住宅セーフティネット制度の活用状況（改修費補助、家賃等補助の受領状況）
- ・登録住宅の状況（専有面積、住戸の状況（空室か否か等）、空室期間（以下「空室継続期間」と表記する）等）
- ・募集の状況（登録時に登録住宅が空室であった場合の募集状況等）
- ・その他（当該事業者が所有する賃貸住宅で登録していない賃貸住宅がある場合の理由等）

## 2) 調査対象

登録事業者に対するアンケート調査は、下記のように、2回実施した。

### i) 第1回アンケート調査

制度施行1年経過の2018年10月25日0時時点で、「セーフティネット住宅情報提供システム」に登録されている登録住宅258件（棟）、3825戸を対象に、当該住宅の登録事業者にアンケート票を送付することにより調査を行うこととした。

このため、同システムに登録されている「事業を行う者」（事業者）を抽出したところ、登録住宅3825戸に対し、174事業者が抽出できた。

アンケート調査は、同システムに登録されている「事業を行う者」の登録された住所に調査票を送付し、回答を郵送で返送してもらうこととしたが、同システムにおいては、当該事業者が個人である場合には、氏名あるいは住所が登録されていない場合も多く、その場合には、同システムにおいて、登録住宅の「物件の問い合わせ先」に登録された者に調査票を送付し、「事業を行う者」に確認いただき回答いただくか、「事業を行う者」に調査票を渡していただくよう、調査票において依頼する方法で、実施することとした。ただし、「事業を行う者」、「物件の問い合わせ先」が、いずれも個人で住所等が不明な場合（8事業者、54戸分）は、アンケート調査票の送付は行えなかった。この結果、166事業者（3771戸分）が抽出された。

このうち、個人の事業者で、「問い合わせ先」（登録物件の仲介業者あるいは管理業者と考えられる）が同じ場合があったため、アンケート調査票の送付先は、117者となった。

また、アンケート調査票を送付した117者のうち3者（3事業者、14戸分）は、宛先不明で調査票が返送されたので、結果、第1回アンケート調査の実施内容は、114者へアンケート送付、対象事業者163事業者（3759戸分 ※）となった。

※回答のあった事業者のうち、（回答で判明した）回答時点で登録追加のあった2戸を追



加で計上し、調査対象登録住宅数は 3759 戸となっている。

ii) 第 2 回アンケート調査

その後、登録住宅の登録も進み、また、第 1 次調査での回答数も限られたことも考慮して、第 1 次調査対象時点の 2 か月経過後の、2018 年 12 月 25 日 0 時時点での登録住宅について、第 1 回調査と同様の方法で、第 2 回調査を実施した<sup>10</sup>。

2018 年 12 月 25 日 0 時時点で、「セーフティネット住宅情報提供システム」に登録されている登録住宅は 429 件（棟）、6875 戸であったが、（10 月 25 日 0 時時点で登録されていた住宅で非登録となったものもあり）第 1 次調査対象から追加となった登録住宅数は 3060 戸であった。この 3060 戸分では 77 事業者であったが、第 1 次調査の対象事業者と同一の事業者で回答のなかった 6 事業者（1995 戸分）と、第 1 次調査の「問い合わせ先」と同一の「問い合わせ先」で回答のなかった「問い合わせ先」に対応する 8 事業者（85 戸分）は、回答が得られないと考え、対象としないこととしたので、その 14 事業者（2080 戸分）を除いた、63 事業者を対象として抽出した（980 戸分）。なお、この 63 事業者中の 1 事業者は、第 1 次調査の対象事業者と同一の事業者であったが、第 1 次調査に回答があり、その後、登録住宅の追加があったため、第 2 次調査でも追加調査の対象とした。また、個人で住所等が不明な場合（6 事業者、39 戸分）は、アンケート調査票の送付は行えなかった。この結果、57 事業者（941 戸分）が抽出され、（第 1 回調査と同じ事情で）アンケート調査票の送付先は、49 者となった。なお、第 2 回調査では、宛先不明で調査票が返送されたものはなかった。結果、第 2 回アンケート調査の実施内容は、49 者へアンケート送付、対象事業者 57 事業者（941 戸分）となった。

以下、アンケート調査対象をまとめると、表 5-3 のとおりである。

表 5-3 アンケート調査対象

	第 1 回	第 2 回	合計
対象登録住宅事業者（抽出）	3825 戸 174 事業者	3060 戸 77 事業者	
対象除外（1 回調査調整）	—	14 事業者 2080 戸	
うち住所等不明（個人）	8 事業者 54 戸分	6 事業者 39 戸分	
アンケート調査送付対象	166 事業者 3771 戸分	57 事業者 941 戸分	
調査票送付先	117 者	49 者	
調査票不送達	3 者	—	

	(3事業者分)		
調査票送達先	114者	49者	162者※
有効調査対象	163事業者 3759戸分	57事業者 941戸分	219事業者※ 4700戸分

注) 両回で重複した1事業者を除いた数値。

### 3) 回答

両回をあわせて、34者から、37事業者分(個人14,法人23)の回答があった。回答のあった登録住宅は、39住棟(1事業者で2棟を登録している事業者が2事業者あった)、232戸分(注)であった(表5-4)。その内訳は、個人14事業者で63戸、法人23事業者で169戸であった。

(注) ただし、このうちには、登録住宅の属性について記載のない住宅もあり、下記の表5-4などとは数値は必ずしも一致しない。

表5-4 アンケート調査結果

	調査対象	回答	回収率
調査票送達先	162者	34者	21.0%
調査対象事業者	219事業者	37事業者	16.9%
調査対象戸数	4700戸	232戸	4.9%※

注) 対象戸数のうち、一事業者(回答無)で2185戸の登録住宅を有する事業者がおり、その戸数を除いた2515戸で見ると9.2%。

なお、アンケート対象事業者と回答のあった事業者を登録戸数ベース(平均)で比較すると、前者(一事業者(回答無)2185戸を除いた分の平均)が11.5戸、後者が6.3戸と、回答事業者は、比較的の小規模な登録事業者となっている。

#### (2) 空き家の状況の事業者等ヒアリング

登録住宅の空き家の状況等について、ヒアリングに応じていただいた登録住宅の事業者及び関係自治体に対し、ヒアリングを行った。

#### (3) 英国の空き家の状況の関係者聴取り

上述のように、空き家について、長期空き家として、空室継続期間の統計調査がなされている英国に関して、空き家の実態を調査するため、関係者への聞き取りを行った。

## 5. 4 賃貸住宅の放置空き家発生リスクの実態の把握分析

以下、アンケート調査結果等により、放置空き家発生リスクについて把握分析するた

め、特に、賃貸住宅の築年、駅距離（駅からの徒歩時間）、空室継続期間に焦点をあて、賃貸住宅の空き家の実態を分析する。

#### 5. 4. 1 アンケート調査結果の概要

##### (1) 回答のあった登録住宅の諸元

回答のあった 37 事業者の登録住宅 232 戸の諸元は、表 5-5 のとおりである。

登録住宅を含む住棟の総戸数のうち、登録している住宅戸数は 44.9% (232/517) となっている<sup>11</sup>。登録戸数は、最小 1 戸、最大 25 戸、平均約 6 戸となっている。

登録住宅の属性をみると、築年数では中央値が 27 年、平均約 25 年となっており、他方、民営借家全体でみると、平成 25 年住調データでは、1991 年築以降のもの（築 22 年以下）が 53.2%である点と比べ、築古のものが相対的に多いとみられる。また、専有面積は、平均約 40 m<sup>2</sup>となっており、平成 25 年住調データの民営借家の平均 44.4 m<sup>2</sup>と比べ、小さめとなっている。駅徒歩時間は、平均約 19 分、中央値 14.5 分となっているが、住調では駅徒歩時間のデータはないが、平成 25 年住調データの民営借家の駅までの距離が 1000m 未満（「調査区の中心から最寄りの交通機関までの距離（道路に沿った最短距離）」であるが、徒歩所要時間（道路距離 80 メートルにつき 1 分間）で計算すると 12.5 分未満）のものが 53.7%となっており、駅遠のものが相対的に多いとみられる。

表 5-5 回答登録住宅を含む住棟の諸元

	総戸数	登録戸数	築年数(年)	駅徒歩時間(分)	専有面積(m <sup>2</sup> )
合計	517	232	—	—	—
平均	13.6	5.9	24.6	18.6	40.1
中央値	10	3	27	14.5	38.0
最大	60	25	39	120	118.9
最小	1	1	1	2	7.3

また、登録住宅の登録前の用途は、大部分は賃貸住宅であった（回答のあった 39 住棟のうち、用途について回答のあった 33 住棟で、賃貸住宅は 30 棟で、その他は、持ち家、事務所、社宅が各 1 棟であった）。

##### (2) 登録住宅のセーフティネット制度による助成措置の活用状況

登録住宅のセーフティネット制度による助成措置の活用状況について質問した結果は、表 5-6 のとおりであり、助成措置を受けている住棟は約 3 割程度と多くない（表 5-6 の

割合 A)。そのうち、受けている助成措置の内容では、バリアフリー改修工事への補助, 家賃低廉化補助が相対的に多い (表 5-6 の割合 B)。

表 5-6 登録住宅の助成措置の活用状況

助成措置	住棟数	割合 A	割合 B
改修費補助		—	—
バリアフリー改修工事	6	15.4%	40.0%
耐震改修工事	1	2.6%	6.7%
用途変更工事	2	5.1%	13.3%
その他	2	5.1%	13.3%
家賃低廉化補助	3	7.7%	20.0%
家賃保証費補助	1	2.6%	6.7%
計	12 (注)	30.8%	—

(注) 1 棟で 2 種類の助成措置を受ける住棟が 3 棟あり, 助成措置を受けている住棟は 12 棟。  
 (備考 1) 割合 A は回答棟数 39 棟に対する割合, 割合 B は助成措置を受けている合計延数 15 に対する割合。  
 (備考 2) 「その他」は, 間取り変更工事と, トイレを和式から洋式への変更工事。

### (3) 登録住宅の住居の状況

登録住宅の住居の状況を (下記選択肢により) 質問した結果は, 表 5-7 のとおりである。登録時において空室であった住戸が 5 割弱で、そのうち、約 3 分の 1 は登録後に入居があったが、約 3 分の 2 は現在も入居がなく、空室の状態が続いていることが明らかになった。

表 5-7 登録住宅の住居の状況 (戸) (n200)

① 登録住戸が登録時に空室で現在も空室である	61	30.5%
② 登録時に空室であったが登録後に入居があった	32	16.0%
③ 登録時に入居中であった	105	52.5%
④ その他の場合	2	1.0%

(備考) 「その他の場合」は, 調査票では「登録時に入居中であったが現在は空室になっている場合など」の例示をして質問したが, 具体的内容は回答得ていないので不明。

助成措置との関係を見ると、表 5-8 のとおり、家賃低廉化補助を受けた 3 棟 23 戸で見ると、上記の全般的状況とは逆に、登録時に空室であったが登録後に入居があったものが約 3 分の 2 と、割合が高くなっている。

表 5-8 家賃低廉化補助を受けた住棟の住居の状況 (戸) (n23)

① 登録住戸が登録時に空室で現在も空室である	7	30.4%
② 登録時に空室であったが登録後に入居があった	16	69.6%
③ 登録時に入居中であった	0	0%
⑤ その他の場合	0	0%

また、表 5-7 で②の場合に、登録日から、現入居者と賃貸借契約を締結した日までの経過期間についての質問に回答のあった 29 戸の結果は、表 5-9 のとおりであり、平均約 3 月で入居があった状況となっている（なお、家賃低廉化補助を受けている住戸でも平均約 3 月と差異は見られなかった）。

表 5-9 登録から入居までの期間

	全体		家賃低廉化補助を受けている住戸	
	戸数	割合	戸数	割合
0 月	1 戸	3.4%	—	—
1 月	3 戸	10.3%	—	—
2 月	7 戸	24.1%	3 戸	18.8%
3 月	13 戸	44.8%	12 戸	75.0%
4 月	3 戸	10.3%	1 戸	6.3%
5 月	1 戸	3.4%	—	—
10 月	1 戸	3.4%	—	—
計	29 戸	—	16 戸	—
平均	2.9 月	—	2.9 月	—

#### (4) 登録住宅の空室の状況

登録住戸の空室継続期間について、登録住居の直近の空室継続期間を質問した結果は、以下のとおりである。

なお、空室継続期間は、下記のように、表 5-7 の登録住宅の住居の状況に応じ、①の場合は、直前の入居者が退去してから回答時までの空室継続期間、②の場合は、直前の入居者が退去してから現入居者と賃貸借契約を締結した日までの空室継続期間、③の場合は、登録時に入居中の入居者と賃貸借契約を締結する前の空室継続期間、について回答を依頼した。

#### <空室継続期間の把握内容>

	登録	回答時
①	<入居中> 空室	空室
②	<入居中> 空室	<入居中>
③	空室	<入居中>

#### 1) 空室継続期間について回答のあった登録住宅

20 事業者より、68 戸分について、空室継続期間についての回答があった。空室継続期間について回答のあった住宅の属性は表 5-10 のとおりであった。

表 5-10 空室継続期間の回答登録住宅の諸元

	築年数 (年) (n68)	駅徒歩時間 (分) (n67)	専有面積(m <sup>2</sup> ) (n68)
平均	20.6	13.1	41.0
中央値	27	8	38.0
最大	39	42	118.9
最小	1	2	7.3

## 2) 空室継続期間

空室継続期間の状況は、平均 10.3 月、中央値 8 月、標準偏差 11.0 で、期間の分布をみると、表 5-11 のとおりであった。約 3 分の 1 が 1 年以上空室, 約 1 割は 2 年以上空室となっている。最長のものでは、空室が 6 年間続いている。

空家実態調査（上記 5.2.2）との対比でみると、空室継続期間が 1 年以上のものの割合は同程度となっているが、空室継続期間が 2 年以上のものの割合は本調査の方が低くなっている。

表 5-11 空室継続期間の状況 (n68)

空室継続期間	戸数	割合	内訳
計	68	—	—
6 月未満	20	29.4%	0 月 2 戸 1 月 2 戸 2 月 6 戸 3 月 4 戸 4 月 6 戸
6 月以上 1 年未満	25	36.8%	6 月 6 戸 7 月 4 戸 8 月 10 戸 10 月 1 戸 11 月 4 戸
1 年以上 2 年未満	17	25.0%	12 月 15 戸 18 月 1 戸 20 月 1 戸
2 年以上	6	8.8%	24 月 1 戸 31 月 1 戸 32 月 1 戸 33 月 1 戸 42 月 1 戸 72 月 1 戸

## 3) 空室継続期間と登録住宅の住居の状況の関係

空室継続期間と（表 5-7 でみた）登録住宅の住居の状況の関係をみると、①の「登録住戸が登録時に空室で現在も空室である」場合と、②の「登録時に空室であったが登録後に入居があった」場合で、空室継続期間（平均）が、11.3 月、7.5 月と、差異が見られる。

表 5-12 空室継続期間と登録住宅の住居の状況の関係

登録住宅の住居の状況	空室継続期間（平均） （月）
①登録住戸が登録時に空室で現在も空室である（n44）	11.3
②登録時に空室であったが登録後に入居があった（n11）	7.5
③登録時に入居中であった（n12）	9.4
④その他の場合（n1）	8.0

(5) その他のアンケート調査結果

1) 登録住宅の募集の状況

空家実態調査との比較もするため、登録住宅の募集状況について、登録住宅が登録時に空室であった場合（表 5-7 の①②の場合）において、登録住宅について、登録前には入居者の募集をしていなかった場合の、「募集をしていなかった期間」、「募集をしていなかった理由」について質問したが、有効な回答が得られなかった（回答があったのは 1 事業者（2 戸分）のみ<sup>12</sup>であったので、本稿では分析対象としていない。

2) 事業者が所有する賃貸住宅で登録していない賃貸住宅がある場合の理由

新たな住宅セーフティネット制度に登録された登録住宅は、市場での借受可能性が高いものが選別されて登録され、空き家全般の実態を反映していないものとなる可能性が懸念されるため、事業者が所有する賃貸住宅で登録していない賃貸住宅がある場合の理由について質問したが、回答の大半は、空室がない、あるいは、耐震基準などの登録基準を満たさない、という回答であり、市場での借受可能性が高いものを選別して登録しているという事情は見受けられなかった。

3) 制度の課題

新たな住宅セーフティネット制度の課題（自由記入回答）としては、登録の手続きが煩雑である、登録基準が厳しい、入居者への制度の周知がされていない等の意見が多かった<sup>13</sup>。

5. 4. 2 空き家の状況の事業者等ヒアリング

登録事業者等へのヒアリングにより、住宅セーフティネット制度上、登録住宅の対象となる入居者は、低額所得者を対象とする場合、あるいは、家賃低廉化補助を受ける場合には、月収 15.8 万円以下の世帯に限定されることとなっており、そのような場合、家賃支払能力の関係から、家賃が相対的に高い場合には、入居者が決まりづらく、空室継続期間が長くなっている可能性があることが想定された。また、登録住宅の手続きに期間を要し、その期間が空室継続期間にカウントされている場合もあった。なお、古い賃貸住宅の場合、償却がすすんでいるため、空室であっても、リスクをとって高齢者を入居させようと思う貸主は少なく、そのためセーフティネット制度への登録が進まない一因である可能性も想定された。

## 5. 5 賃貸住宅の放置空き家発生リスクの実態の計量分析

### 5. 5. 1 先行研究

賃貸住宅の空き家のデータを用いて計量分析を行った先行研究は少ないが、石坂ほか(2014)では、住調の都道府県・政令市のデータを用いて、将来の空き家数を予測するため、以下の式が得られている。

平成 20 年の「賃貸・売却用空家 / 主世帯」  
= (1 - 0.78) × 「平成 15 年の賃貸・売却用空家 / 主世帯」  
+ 0.13 × 「平成 15 年の賃貸用空家 / 民営借家」  
+ 0.28 × 「平成 20 年の世帯主年齢 25 歳未満世帯率」  
- 0.15 × 「平成 20 年の 1970 年以前住宅率」  
- 0.28 × 「平成 15～20 年間の主世帯増加率」  
- 0.11 × 「平成 20 年の持家率」 + 0.13  
実績値と推計値の相関係数：0.91  
(なお、平成 20 年の世帯数、持家率、世帯主年齢別世帯割合等は、空き家数の予測の前に行われていることが前提とされている。)

その結果、現在の水準が高い地域はより高く、低い地域はより低くなることを示しており、地域間の格差は今後増大すると考えた方が良さそうであると指摘している。

また、石坂ほか(2014)は、地域別には大都市圏（筆者注：住調の定義する大都市圏と考えられる）や政令指定市での割合が多く、地方圏では「その他空家」の割合が多いと指摘している。

加えて、主成分分析の結果、「賃貸用空家/民営借家」は、持家ストックの割合と高齢化・世帯減の進行状況と関連が深いことを示し、これは、賃貸住宅の規模が大きい地域では高齢化の進行とともに賃貸住宅の空き家の増加が顕著になるためであろうとし、これら



の地域では賃貸住宅の需要層である年代の世帯が少ないことから賃貸住宅は供給過剰となり、空き家期間も相対的に長くなると推測されるとしている。

#### 5. 5. 2 推定の考え方と結果

放置空き家発生リスクが大きい賃貸住宅はどのような属性を有するのかを調べるためには、空室継続期間がより長い賃貸住宅の属性は何かを調べるのが一つの方法であると考えられる。このため、本アンケート調査のデータを用いて、賃貸住宅の空室継続期間と属性との関係性を推定することにする。

表 5-13 の推計①は、被説明変数を賃貸住宅の空室継続期間とし、説明変数を築年数、駅徒歩時間、専有面積、ダミー変数として重回帰分析を行った。

ダミー変数は、大都市圏ダミー（賃貸住宅の所在が大都市圏の場合 1、それ以外 0）、賃貸住宅ダミー（登録前の用途が賃貸住宅の場合 1、それ以外 0）とする。なお、ここで大都市圏は、（回答データがあった）千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、兵庫県をいう。

表 5-13 の推計①の結果を見ると、モデル 2 は F 検定の結果 1% で有意であり、全ての係数が 0 であるという帰無仮説を棄却している。モデル 1、3 は、全ての係数が 0 であるという帰無仮説を棄却していない。説明変数を見ると、大都市圏ダミーは 1% 水準で有意になっており、駅徒歩時間、専有面積も 5% 又は 10% 水準で有意になっているモデルもあるが、他の説明変数は有意な結果が得られていない。大都市圏ダミーの符号はプラスであるので、大都市圏では地方圏に比べて空室継続期間がより長いことを示している。

石坂ほか（2014）では、地方圏と考えられる、住宅の需要層である年代の世帯が少なく、賃貸住宅の規模が大きい地域では、空き家期間も相対的に長くなると推測されるとしていることと異なる結果となっている。

また、平成 25 年住調のデータでみると、本推計でみた大都市圏（千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、兵庫県）の賃貸住宅全体の空き家率は 18.0% で、その他の道府県の賃貸住宅全体の空き家率の 19.6% よりも低くなっている。地域の賃貸住宅の空室継続期間と空き家率の関係の公表データはないが、空室継続期間が長いほど、空き家率が高くなるという関係が想定されるが、推計①のモデル 2 の結果ではその逆となっている。

以下では、大都市圏で地方圏に比べ空室継続期間が長いという結果となっている要因について考察する。

表 5-13 推計①の結果

被説明変数＝空室継続期間（月）

	モデル 1	モデル 2	モデル 3
築年数（年）	-0.07 (0.11)	-0.12 (0.11)	-0.17 (0.14)
駅徒歩時間 （分）	0.29** (0.13)	0.33*** (0.12)	0.38** (0.15)
専有面積（㎡）	0.11 (0.09)	0.19** (0.08)	0.10 (0.09)
大都市圏ダミー	—	8.78*** (2.79)	—
賃貸住宅ダミー	—	—	8.62 (6.07)
定数項	3.24 (4.15)	-5.15 (4.71)	-3.02 (6.20)
修正 R <sup>2</sup>	0.04	0.16	0.05
F 値	1.98	4.17***	1.80
N	67	67	63

注 1) \*, \*\*, \*\*\*は, 10%, 5%, 1%で有意であることを示す。

注 2) ( ) 内は標準誤差である。〔両注は, 以下の表で同じ〕

まず、大都市圏と地方圏の空室継続期間のある賃貸住宅の諸元をみると、表 5-14 のとおりである。

表 5-14 空室継続期間等の諸元（上段：大都市圏, 下段：地方圏）  
(n: 大都市圏 46, 地方圏 22 (駅徒歩時間は 21))

	空室継続期間 (月)	駅徒歩時間 (分)	専有面積 (㎡)	家賃 (千円)
平均	12.4 5.9	12.6 14.0	38.5 46.1	62.7 56
最大	72 12	30 42	65.2 118.9	76.9 71
最小	0 0	2 3	7.3 25.1	38 35

表 5-15 の推計②では、大都市圏と地方圏に分けて推計を行った。その結果を見ると、大都市圏、地方圏、それぞれ F 検定の結果 1%、5% で有意な結果となっており、いずれのモデルも係数の全てが 0 であるという帰無仮説を棄却している。説明変数を見ると、大都市圏では駅徒歩時間と専有面積がともに 5% 水準で有意になっている。地方圏では専有面積が 5% 水準で有意になっている。符号条件は、大都市圏の駅徒歩時間は期待どおりであるが、専有面積は、大都市圏はプラス、地方圏ではマイナスと反対になっている。

表 5-15 推計②の結果

被説明変数＝空室継続期間（月）

	大都市圏		地方圏	
築年数（年）	-0.16	(0.17)	0.08	(0.08)
駅徒歩時間（分）	0.51**	(0.24)	-0.05	(0.06)
専有面積（㎡）	0.31**	(0.14)	-0.14**	(0.05)
定数項	-2.47	(6.09)	11.5***	(2.26)
修正 R <sup>2</sup>	0.21		0.26	
F 値	4.9***		3.3**	
N	46		21	

表 5-16 の推計③では、家賃を被説明変数として、築年数、駅徒歩時間、専有面積を説明変数として重回帰分析を行った。その結果を見ると、大都市圏、地方圏ともに F 検定の結果 1% で有意な結果となっており、いずれのモデルも係数の全てが 0 であるという帰無仮説を棄却している。自由度修正済 R<sup>2</sup> は大都市圏 0.74、地方圏 0.94 と、どちらも強い相関になっている。説明変数を見ると、地方圏の専有面積が 10% 水準で有意のほかは、全て 1% 水準で有意であり、符号条件も期待どおりである。係数の大きさを比べると、専有面積ではかなり違っている。大都市圏の方が、専有面積が広がると家賃の上昇が大きく、1 ㎡広くなると大都市圏は 360 円上昇し、地方圏の 80 円上昇の 4.5 倍である。

登録事業者等へのヒアリングにより、住宅セーフティネット制度上、登録住宅の対象となる入居者は、低額所得者を対象とする場合、あるいは、家賃低廉化補助を受ける場合には、月収 15.8 万円以下の世帯に限定されることとなっており、そのような場合、家賃支払能力の関係から、家賃が相対的に高い場合には、入居者が決まりづらく、空室継続期間が長くなっている可能性があることが想定された。その想定は、推計②、③から大都市圏における床面積のより広い物件において生じていることが示されている。

つまり、大都市圏の賃貸住宅で専有面積が広いほど空室継続期間が長くなるのは、家賃の上昇が大きいものの収入制限があるために需要が絞られてしまっていることが要因であると想定され、そのことが、大都市圏で地方圏に比べ空室継続期間が長いという結果となっている要因の一つである可能性があると考えられる。一方、地方圏ではより広い床面積の物件であっても家賃がそれほど上昇しないために空室継続期間が短くなっていると考えられる。

この点からすると、セーフティネット制度の活用にあたっては、大都市圏における賃貸

住宅を登録する場合に、収入制限を含めた入居対象者の設定、家賃の設定に配慮することが必要であると考えられる。

表 5-16 推計③の結果

被説明変数=家賃（千円）

	大都市圏		地方圏	
築年数（年）	-0.51***	(0.09)	-0.87***	(0.06)
駅徒歩時間（分）	-0.51***	(0.13)	-0.30***	(0.05)
専有面積（㎡）	0.36***	(0.07)	0.08*	(0.04)
定数項	66.2***	(3.24)	74.1***	(1.78)
修正 R <sup>2</sup>	0.74		0.94	
F 値	44.3***		106.4***	
N	46		21	

### 5. 5. 3 その他（留意点）

本調査研究がサンプルとした登録住宅に関して、上述したような住宅セーフティネット制度による要因で、賃貸住宅全般に比べて、大都市圏において空室継続期間が長くなっている可能性が考えられ、賃貸住宅全般において、大都市圏の空室継続期間が地方圏よりも長くなっているとは必ずしも言えない可能性があることに留意する必要がある。

### 5. 6 英国の空き家の状況の関係者聴取り結果

英国の空き家の状況に関しては、空き家に関して啓発活動、調査等を行っている団体である Empty Homes（national campaigning charity）に対する聴取り等により判明した内容は、以下のとおりである<sup>14</sup>。

- ・まず、英国では、持ち家、借家というテニユアごとの空き家のデータはとられておらず、賃貸住宅に特定した空き家のデータはないということであった<sup>15</sup>。
- ・次に、英国における空き家のデータは、租税関係データをベースに統計がとられている<sup>16</sup>が、そこでは、6か月以上の空き家のデータに加え、2年以上の空き家のデータも得られており、2年以上の空き家は、2018年時点で62,419戸（全住宅の0.3%、長期空き家の約3割）であるということであった<sup>17</sup>。
- ・また、同団体の空き家の調査（最新のものは「Empty Homes in England」（2018））では、長期空き家は、住宅価格が低い住宅、世帯の所得が低い住宅、1919年より前のテラスハ

ウス等の属性の住宅において、より多い傾向があるということであった。

- ・同団体も含め、英国において、長期空き家に焦点が当てられている理由は、長期空き家が、地域環境に悪影響を及ぼすという点に加え、英国の現在の住宅不足の状況に対応するため、空き家の活用が有効という点があるということであった。

我が国では、住宅不足という状況は一般的にはないが、空き家の地域環境に及ぼす影響という点では同じであり、我が国においても、より地域環境に及ぼす影響が強い長期空き家の状況を把握することが重要と考えられること、また、本調査でも、2年以上空室の賃貸住宅が一定程度ある（最長で空室が6年間継続しているものがある）という状況が判明したこと、他方、住調において賃貸住宅の空室継続期間の把握がされていない（注3参照）こと等を踏まえると、英国におけるような租税関係データをベースにすることは難しいとしても、賃貸住宅の空室継続期間の実態を調査把握し、それに応じた政策検討を行う必要があると考えられる。

## 5. 7 結語

以上、本研究においては、賃貸住宅の空き家について、放置空き家発生リスクに焦点をあてて、新たな住宅セーフティネット制度の登録情報を活用して、その実態を把握・分析した。5.5.3で述べたように、本稿の分析とした賃貸住宅は、同制度の登録住宅であることから、賃貸住宅全般の実態と異なる可能性も想定され、また、同制度の登録が当初想定どおり進んでおらず、限られたサンプルの下での分析である点はあるが、賃貸住宅の空室継続期間の実態を把握分析できた点で意義を有すると考えられ、以下、本研究の意義、本研究により得られた主な知見をまとめておきたい。

- i 登録住宅の住居の状況をみると、登録時において空室であった住戸のうち、約3分の2は現在も入居がなく、空室の状態が続いている状況が明らかになった。

他方、登録住宅のうち、家賃低廉化補助を受けたものでは、逆に、登録時に空室であったが登録後に入居があったものが約3分の2と割合が高くなっており、住宅セーフティネット制度の政策効果がでている可能性が見受けられる。

- ii 登録住宅の空室継続期間の状況は、平均10.3月、約3分の1が1年以上空室、約1割は2年以上空室、最長で空室が6年間継続という状況が判明し、空き家の状態が継続しているものが一定程度存することが確認された。

また、登録住戸が登録時に空室で現在も空室である場合と、登録時に空室であったが

登録後に入居があった場合で、空室継続期間（平均）が 11.3 月、7.5 月と差異が見られ、住宅によって空室継続のリスクに差異がある可能性が見受けられ、後者の場合に、恒常的な空き家となり、放置空き家となるリスクが懸念される。

iii 計量分析によると、大都市圏においては、駅から遠く、専有面積が大きい賃貸住宅ほど、空室継続期間が長くなるという結果が明らかとなり、それらの賃貸住宅で放置空き家となるリスクが懸念される。

なお、iiiの結果は、第2章で見たように首都圏において住宅地価格と駅からの距離との関係性が、2008年頃から強くなってきていることと整合的である。

#### <謝辞>

本調査研究は、一般財団法人住総研の助成を受けている（太田・上野 2020）。また、アンケート調査には事業者の方々から回答・協力をいただいた。ここに記して謝意を表す。

#### <注>

1. 2019年9月に発表された平成30年住調の「住宅及び世帯に関する基本集計」では、空き家数は849万戸（空き家率13.6%）、「賃貸用の住宅」の空き家は433万戸、賃貸住宅の空き家率は18.5%となっている。ただし、駅までの距離別の空き家の状況（本文表5-2関係）など、より詳細なデータは未集計であり、本稿では、平成25年住調のデータをベースに分析を行う。
2. 市区については、腐敗・破損の有無、建て方、構造別のデータはある。
3. なお、平成30年住調において、調査事項の追加変更がなされ、「居住世帯のない期間」が調査されることとなったが、対象は「その他」の空き家に限られ、賃貸住宅の空き家では調査対象となっていない。
4. 総務省統計局の平成25年住宅・土地統計調査特別集計「共同住宅の空き家について分析」では、築年別の戸数が集計されているが、この集計は、共同住宅の賃貸住宅の空き家と共同住宅の「その他の住宅」の空き家を「賃貸用等空き家」として集計したもの（各戸数は3,745,000戸,710,600戸,計4,455,600戸）で、賃貸住宅の空き家に限定したデータはない。
5. なお、太田ほか（2019）では、大都市圏・地方圏の別、自治体の人口規模別でみると、必ずしも一貫して、その傾向がみられるものではないことが明らかにされている。

6. 空き家実態調査は、1980 年度以降概ね 4 年ごとに実施され、2014 年度も実施されているが、2014 年度の調査は戸建住宅の空き家に限定した調査となっており、ここでは、2009 年度空家実態調査をもとに分析を行う。調査の対象は、①東京都、②大阪府、③茨城県・埼玉県・千葉県・神奈川県 の 4 県内の「東京都心から 40km 以遠の地域」を対象地域とし、当該地域に設定された調査区の中から無作為に抽出した 887 調査区に存在する空家である。ただし、同調査の有効回答数は 510 で、うち、「賃貸用の空家」は 439 と限られたものとなっている点には留意が必要である。
7. 本内容は、太田ほか(2019)によっている。
8. 同質問項目への回答は、「賃貸用の空家」では、他に、「購入者を募集」8 件、「売却と賃貸の両方で募集」3 件があるが、数が少なく、仮に購入された後の利用形態も不明である（賃貸住宅として継続,あるいは取り壊し等）ので、集計には入れていない。
9. 入居者の募集をせず、空室が続いているケースには、賃貸住宅を取壊し、新たな建物を建設する計画があるようなケースも想定され、この場合は空き家が継続していくものではないが、そのような場合は立退料を支払い、入居者に立ち退いてもらい、2 年以上空き家が継続することは必ずしも多くないことも考えられ、ここでは考慮していない。
10. なお、第 2 回アンケート調査の回答の集計において、空室継続期間などについては、回答から 2 か月分を減じる調整を行っている。
11. なお、住宅セーフティネット制度では、住棟のうち、空室となっている住戸だけを登録する場合のほか、住棟に空室がある場合に、当該住棟内の入居中の住戸もあわせて登録することも認められているため、この割合が登録住宅を含む住棟の（全体的な）空室率を表すものではない。
12. なお、当該事業者の回答は、「募集をしていなかった期間」は 1 月、「募集していなかった理由」は「荷物が多数あったため」であった。
13. 全国宅地建物取引業協会連合会不動産総合研究所の「住宅確保要配慮者等の居住支援に関する調査研究」において行われた全宅連モニター及び全国賃貸不動産管理業協会（全宅管理）を対象にした「高齢者への入居斡旋に関する調査」（アンケート）の結果（2019 年 8 月公表）でも、新たな住宅セーフティネット制度に登録しない理由として、「登録物件を取扱わなくても仕事が成り立つから」に次いで、「登録物件とするための基準等をクリアするのが大変だから」、「登録物件とするための業務に手間がかかるから」が多くなっている。

14. なお、英国の空き家統計や空き家対策等を担当している政府機関である Ministry of Housing, Communities & Local Government に対しても空き家統計に関して照会を行ったが、返答を得られなかった。
15. ただし、賃貸住宅を供給管理している Private Registered Provider に関しては、空き家のデータがとられている。
16. Empty Homes の報告書等では、政府の空き家の統計では、すべての空き家の実態が把握されているものではない点も指摘されている（例えば、廃棄された住宅、入院中の者の住宅等は、租税関係データで含まれないので、空き家に含まれず、また、長期空き家となっている理由も示すものではないこと等）。
17. ただし、2年以上の空き家の戸数データは、2年以上の空き家に重課している自治体のデータをベースとしており、重課していない自治体もあるので、それより多いということであった。
18. イギリス政府統計 Livestable on dwelling stock Table615, Table104  
(<https://www.gov.uk/government/statistical-data-sets/live-tables-on-dwelling-stock-including-vacants>)



## 第6章 公共施設等の効率的整備に向けたVMFに関する分析

### 6.1 公共施設等と地価

第2章で見たように、下水道・ガス・水道のように生活していくうえで不可欠な公共施設の有無は、住宅地価格にかなり大きい影響を与える。このほか、公共施設が住宅地価格に影響を与える既存の研究としては、公園緑地であれば、矢沢・金本（1992）は、半径200m以内の緑地面積が増えると、有意に住宅地価格が上昇することを示した。肥田野・亀田（1997）は、世田谷区の住宅地において、高木と見られる木により地価が上昇することを示した。また、博物館であれば、林（2013）は博物館までの距離のパラメーターは負であることを示すなど、公共施設等が住宅地価格に影響を与えることを示す多くの研究の蓄積がある。このように、住宅の資産価値を維持するためには、公共施設をどこに配置するかは重要なことである。

一方、過去に建設された公共施設等がこれから大量に更新時期を迎える一方で、国や地方公共団体の財政は依然として厳しい状況にある。また、人口減少や人口移動により今後の公共施設等の利用需要が変化していくことが見込まれている。市町村では、市町村合併後に重複する施設が生じたため、市町村内における施設全体の重複を解消する必要性が生じている。このような社会的背景の中で、国土交通省では立地適正化計画制度<sup>1</sup>によりコンパクトシティ政策を進め、総務省では公共施設等総合管理計画<sup>2</sup>を地方自治体に策定、実施を促している。

このため、公共施設をどのように配置すべきかは、まちづくりという観点、住宅の経済的価値をどのように引き上げるかという観点から重要になっている。第2章で得られた結論から、首都圏では「駅からの距離」と住宅地価格との関係性が強くなってきている。このような地域では、駅中心に人口が移動しているということであるため、公共施設の今後の需要を考えると、駅中心に公共施設の配置を考えていくことが合理的であると考えられる。近畿圏においては、「駅からの距離」と住宅地価格との関係性は、首都圏ほど強くはないが、地域によって同様の考え方があてはまるであろう。一方、地方4県のように地方では「下水道等の有無」ダミーと住宅地との関係との関係性が年代をすべての観測年で強くなっていないことからわかるように、域内において大きな人口移動が起きていない。このような状況において、公共施設をどのように配置するかは、一様には論じられないかもしれない。

中心市街地の活性化という政策目的がある場合には、中心市街地の人口を増やす政策をとるとともに、公共施設の配置も中心市街地を軸に考えることは合理的であると考えられる。これは、富山市など多くの自治体で進行中の政策<sup>3</sup>である。その際、地価公示や都道府県地調査の各地点の地価の変動をみながら、公共施設の配置などの政策の効果を見ることも一つの方法であると考えられる。

## 6. 2 日本のPFI事業におけるBOTとBTOに関する一考察

### 6. 2. 1 はじめに

公共施設の再配置とともに、公共施設の経済的価値そのものを向上することも必要である。それでは、公共施設の経済的価値をどのように測定して、その価値を高めればよいのか。1999年に創設されたPFI事業により公共施設をVFM (Value For Money) という共通の尺度で効率化された価値を測ることが可能となった。

日本におけるPFI事業に関しては、1996年に財政再建の取組の一つとしてイギリスのPFIが紹介され、1999年に「民間資金等の活用による公共施設等の整備等の促進に関する法律」が制定された。制度発足当初はイギリスで主流のBOT (Build-Operate-Transfer) 方式が多く選定されていたが、現在では、BTO (Build-Transfer-Operate) 方式がほとんど選定されている。BTO方式 (以下「BTO」という。) とは、民間事業者が自ら資金調達を行い、施設を建設した後、施設の所有を公的主体に移転し、民間事業者が施設の維持管理及び運営を事業終了時点まで行っていく方式であり、BOT方式 (以下「BOT」という。) とは、業者が自ら資金調達を行い、施設を建設し、事業期間にわたり維持管理及び運営を行った後、事業終了時点で公的主体に施設の所有権を移転する方式である。ただし、出井 (2000) によれば、日本とイギリスでは所有権の概念が異なるため、日本のBOTはイギリスではBOOT (Build-Own-Operate-Transfer) であり、契約期間中は事業会社が施設の所有権を持ち、契約終了後その所有権は公共に移転されるが、イギリスにおけるBOTでは、通常、所有権は公共に移転され、事業会社が事業運営権を確保することになる。つまり、イギリスのBOTは日本のBOTとBTOの中間的な位置にあると考えられる。

PFI事業により効率化された価値はVFM (the Value for Money) として表される。内閣府の「VFM (Value For Money) に関するガイドライン (2018年10月23日改正)」によれば、VFMは「支払 (Money) に対して最も価値の高いサービス (Value) を供給するという考え方のこと」であり、同一の目的を有する2つの事業を比較する場合、支払に対して価値の

高いサービスを供給する方を他に対し「VFMがある」といい、残りの一方を他に対し「VFMがない」という。VFMがある事業を選定することは、事業の効率性の観点からは重要である。このため、BTOが主流になっている現在の状況がVFMの評価を適切に反映しているかという観点から改めて検証することには意義があると考えられる。本章では、発注者である公共主体はどのような理由でBTOを選定しているのか、事業内容に応じどちらを選定すればVFMがより大きくなるのかを、理論や実証による先行研究を踏まえつつ、ヒアリング調査やデータ分析によって総合的に検証していく。それらの検証により、事業の内容によっては両方式の選定方法を見直した方が良いものがあるのではないかとという観点から新たな提案を行うことを目的とする。

## 6. 2. 2 先行研究

### (1) BOTとBTOの選択に関する研究

経済理論における先行研究として、Hart（2003）は、不完備契約情報モデルの経済理論から、建設段階で施設の使用を政府が詳細に指定できるものの、公共サービスの運営段階での詳細を政府が契約に明記できない場合には、建設と運営を別々の主体に委託するアンバンドリング（unbundling）が適しており、一方、建物の使用を政府が詳細に指定できないものの、公共サービスの詳細を政府が指定でき、公共サービスの質的な成果を政府当局が立証することが可能である場合には、PFIが適しているという結論を得ている。前者の例として刑務所や学校を、後者の例として病院をあげている。

Bennett and Iossa（2006）は、この理論を発展させて、建設段階の投資が運営費用を低くし、設備の残余価値の向上に大きく影響し、契約後にその設備の価値が民間に帰属するならば、残余コントロール権は民間が持つことが望ましいとしている。

岡本他（2003）は、Hart et al.（1997）モデルをもとに、所有権の帰属がPFI事業の費用削減の効率性に及ぼす影響を分析した。その結果、BOTではSPCの費用削減の投資インセンティブを高めるものの、SPCが契約の不完備性によって内部化できない外部不経済を伴う技術を導入し、結果的にサービスの水準の低下が生じる可能性があるとした。一方、BTOでは新技術の導入決定権限は公共が有するため、外部不経済は阻止することができるが、SPCの費用削減の投資インセンティブが低下する。しかし、サービス水準が需要に影響を与える事業に関しては、インセンティブ報酬スキームを導入したBOT方式により社会的に最適な費用を削減できることが明らかになったとしている。なお、インセンティブ報酬ス

キームは、利用者数に応じ線形な報酬スキームを想定している。

## (2) BOT と BTO の VFM に関する研究

日本における BOT と BTO の VFM に関する研究としては、下野・前野 (2010) が、「計画時 VFM 比率」、「契約時 VFM 比率」、「VFM 変化率」を被説明変数とし、総事業費、建設費割合、事業期間、BTO ダミーあるいは BOT ダミーを説明変数として推定している。事業方式に関する結果については、「VFM 変化率」を被説明変数とした場合のみ、BTO が正で有意であった。このことは、補助金の効果で契約時 VFM 比率が大きくなることを示唆しているとしている。

原田 (2014) は、計画時と契約時の VFM の変化を入札企業数、事業期間、入札方式、BTO ダミーなどで回帰することによって、入札企業の増加が VFM の変化幅を大きくしていることが示されているが、BTO ダミーでは有意な結果は得られていない。

要藤他 (2016) は、下野・前野 (2010) の推定方法とほぼ同様な方法であるが、BTO あるいは BOT ダミーを庁舎等の箱物事業系と、廃棄物処理施設等のサービス事業系に分けて推定している。この結果、庁舎等の事業については、BTO を用いた場合の方が VFM は大きくなり、廃棄物処理施設等の事業については、BOT を用いた方が VFM は大きくなるという結果となり、詳細に区分した場合においても次の 2 つの仮説と整合的な結果となったとしている。

仮説 1：事業分野によって VFM が生じやすいかどうかは異なる。また、建物の質が詳細に規定できないがサービスの質は詳細に規定できる事業分野において PFI はより望ましい方法であり、PFI の成果である VFM も大きくなる。

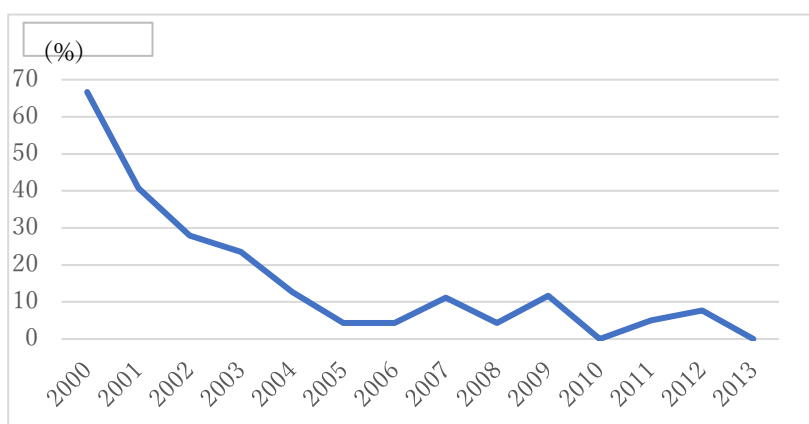
仮説 2：事業方式の違いによって、PFI 事業の効率性の指標である VFM が変化する可能性があり、その変化はインセンティブ報酬スキームのようにサービス水準を維持させる仕組みを採用できる事業分野とそうでない事業分野で異なる可能性がある。

仮説 1 は Hart (2003) から、仮説 2 は岡本他 (2003) から得られている結論である。仮説 1、2 のように事業分野や事業方式によって VFM が変化する可能性があるのか、そのような VFM の変化があるとすれば実際の PFI の運用が対応できているのかを調べる必要がある。

## 6. 2. 3 事業方式の現状と課題

### (1) BOT と BT0 選定の一般的状況

野田（2003）によれば、民間が所有権を有し、施設に伴う一切のリスクを管理しながらサービスを提供する BOT は、イギリスでも一般的に使われている本来の PFI 事業であり、税金や補助金の面で民間所有が不利となることから、日本では BT0 が使われることがあるとしている。PFI 制度が発足した当初は、BOT の方が BT0 よりも使われることが想定されていたようであるが、図 6－1 のように、制度発足から 1～2 年は BOT が使われていたが、次第に BT0 の方が使われるようになり、現在までの類型は BT0 が圧倒的に多い。



(図 6－1) BOT 方式が全方式に占める割合の推移

出典：PFI 年鑑（2014 年版）から作成

このような経緯をたどった背景としては、PFI 制度が発足した当初は、BOT 方式の方が BT0 方式よりも使われることが想定されていたことや、地方自治体においては、2001 年に地方自治法が改正され指定管理者制度が導入されるまで、公の施設を民間事業者管理にさせることができるという解釈ができなかったことがあるが、その後、堀田（2010）が示す近江八幡市民病院 PFI 事業など BOT を選定した事業が相次いで破たんしたことで BT0 を選定する地方自治体が多くなっていった。

BOT の税制や補助金の面で民間事業者が不利になるという点は、制度当初と比較してかなり改善されたが、現在でも取扱いに差がある。BT0 と BOT を VFM から比較すると、不動産取得税や固定資産税などの公租公課が BOT の場合には民間事業者課税されるが、BT0 の場合は課税されない分、BT0 の方が VFM は大きくなる。県が事業者の場合には固定資産税分、市が事業者の場合には不動産取得税分が税収にならないために、VFM が小さくなる

という計算をしている。また、自治体によっては、BOT の場合、施設を所有することに伴い災害等によるリスクを数値化することがあり、その場合には、BT0の方がVFMはより大きくなる。

イニシャルコストである設計・建設費用が大きいほど、不動産に課税される公租公課が大きくなり、施設を所有するリスクも大きくなるため、BT0の方がBOTよりも計画時点でのVFMは大きくなる。このことは、BOTよりもBT0を選定するエビデンスの一つになっている。

## (2) 事業分野別 BOT の実施状況

『PFI年鑑(2014年版)』のデータから、箱物事業系とサービス事業系に分けてBOTを選定した施設の件数を調べると、表6-1のような結果となっている。なお、箱物事業系とサービス事業系の分け方は要藤他(2016)と同じである。

表6-1の箱物事業系(3件以上)におけるBOTの選定傾向を見ると、複合文化施設、教育文化施設においてBOTが選定されているのは2006年までであり、そのうち2001年、2002年に選定されているものが多い。大学・試験研究機関は、BOTが選定されている場合にはBT0との組み合わせがほとんどである。

(表6-1) 事業分野別 BOT 件数 (単位: 件)

箱物事業系		サービス事業系	
複合公共施設	5	ごみ処理施設の	5
大学・試験研究機関	5	余暇利用施設	
教育・文化施設	3	廃棄物処理施設	4
庁舎・試験研究機関	2	駐車場	4
庁舎・住宅	1	学校給食センター	4
公営住宅・宿舎	1	病院	3
義務教育施設等	1	社会教育施設	3
		火葬場	2

表6-1のサービス事業系（4件以上）におけるBOTの選定傾向を見ると、ごみ処理施設の余暇利用施設は、2000年から2002年までの事業は全てBOTであったが、2004年以降は、BOTかその他の方式になっている。廃棄物処理施設は、2004年まではBOTが多かったが、最近ではDBO（Design Build Operate）を選定する自治体が多い。DBOとは、PFI事業者に設計・建設・運営を一括して委ね、施設の所有・資金調達は公共が行うもので、いわゆる公設民営である。駐車場は、2013年までBOTやBOTなどが混在して選定されている。学校給食センターは、2007年まではBOTも選定されていたが、最近ではBOTのみである。

#### 6. 2. 4 事例分析：自治体へのヒアリング調査結果

事業主体である地方公共団体にヒアリングを行った結果の要旨は、以下のとおりである。ヒアリング対象としては、箱物事業系の中から最近初めてBOTが適用された公営住宅を選び、サービス事業系中からBOT件数が多く両事業方式が適用されている「駐車場」、「学校給食センター」を選んだ。

##### （1）徳島県県営住宅集約化PFI事業

###### ①事業概要

本事業は、民間事業者が、老朽化した12の県営住宅団地を、3か所に集約させ整備し、入居者の移転支援を行った後に、約19年間にわたり維持管理を行うとともに、余剰地を活用してサービス付き高齢者向け住宅・福祉施設等事業を一体的に実施したものである。特定事業選定時は14.0%のVFMを想定していたが、事業者の提案では整備費の削減、維持管理費の削減につながる設計及び工期の短縮等の提案などにより30%のVFMが達成された。

###### ②事業方式選択理由

BOTを採用した理由は、県営住宅の整備費用、維持管理費用に家賃対策補助等を加味すると、BOTの方が県の財政面で有利になるためであった。

###### ③今後の事業方式

今後、建替え事業等を実施する際には、通常の公共事業で整備することは財政的な面から困難であるため、積極的にPFI事業の導入を検討していくことになると思われる。PFI事業で実施するかどうか、またその事業方式については、導入可能性調査を実施してVFM等を比較検討し、決定することになる。

## (2) 福岡市 PFI 事業

### ①事業の取組体制

福岡市では、PFI 事業を横串で見て議会などへの説明責任を十分に果たすことができる、PFI 事業のノウハウを蓄積することで次期事業に活かすことができるなどの理由から、財政局アセットマネジメント推進部大規模施設調整課が一元的に PFI 事業の支援を行っている。これまで PFI 事業により学校給食センター、福岡市科学館などを供用している。

### ②事業方式選択理由

BOT を選定したのは PFI 法が施行された 2000 年の 1 事業のみである。これは、2001 年に地方自治法が改正されて指定管理者制度が導入されるまで、公の施設を民間事業者に管理させてもよいと解釈できなかつたためである。

その後は、定量的、定性的評価を行ったうえで事業方式を決めている。定量面では不動産取得税や固定資産税が生じるため、BOT よりも BTO の VFM が大きくなる。民間事業者へのヒアリングによれば、リスク回避のために BOT を避ける傾向にある。

## (3) 千葉市学校給食センター

### ①事業概要

こてはし学校給食センターは、BTO により、新港学校給食センター、大宮学校給食センターは、BOT により PFI 事業を行った。PFI 事業の範囲として、こてはし学校給食センターは、ア) 公共施設の設計・建設・引渡し、イ) 同施設開業後から事業期間終了までの維持管理業務(15年間)、給食センターの運營業務(15年間)、ウ) 給食センターの運營業務(調理業務・運搬業務・洗浄残飯処理業務・献立作成支援業務)である。新港、大宮でも、おむね同様の範囲となっている。

### ②事業方式選択理由

こてはし学校給食センターでは、2014 年に入札公告し、VFM が最も大きいために BTO を採用した。DBO も検討したが、PFI 事業の方が金融機関のモニタリングが行われるので、リスク管理という観点から DBO を採用しなかった。

新港学校給食センター、大宮学校給食センターは、それぞれ 2008 年、2003 年に入札公告したものである。BOT の方が施設の小規模な修繕を民間事業者が効率よく行うことができると考え、BOT を採用した。その後の調査で、他の地方自治体は BTO を採用しているこ



とがわかり、さらに BTO でも小規模な修繕の必要が生じた場合に民間事業者がリスクを負うという契約条項を設けることで、BTO と BOT の運営上の差がなくなった。このため、こてはし学校給食センターでは、VFM の観点から BTO を採用した。今後も、給食センターについては、同様の考えで行うことになるであろう。

#### (4) 足立区竹ノ塚西自転車駐車場整備運営事業

##### ①事業概要

本事業は、1300 台の平置き屋根付き自転車駐車場施設の設計・建設、既設施設の解体、仮設駐輪場の整備、事業期間中の施設の所有と運営及び維持管理業務、自転車利用者に対するサービス向上を図る付帯事業からなる。公募型プロポーザル方式により業者を選定した。PFI 事業を実施することにより、区が直接実施する場合と比べて、事業期間全体を通して区の収支が 20%程度改善することが期待できた。

##### ②事業方式選択理由

民間事業者は、利用者を確保するため、常に良好な状態に管理し、利用者のサービス向上に努めなければならない、結果的に利用者にとって満足してもらえる駐輪場となる。また、事業期間中の建物は事業者の所有となり、事業者が適正な維持管理を行う責務を負うこととなるため、10 年後、良好な状態で区に移管されると考えられたため BOT を採用した。

これらの事例の分析から、計画時点においては公租公課や補助金の額等による VFM の大きさの違いが事業方式を決定する大きなエビデンスになっていることがわかった。なお、自治体は、VFM を除けば、契約条項の工夫により BTO も BOT も運用上差異はないと考えている。事例 6.4.2、6.4.3 では、公租公課等による VFM の違いで BTO を選定している。事例 6.4.1 では、箱物系事業の公営住宅は BTO の VFM が一般的に大きくなるが、補助金の制約から VFM がより大きい BOT を採用している。事例 6.4.4 は、他の事例と異なり、利用者サービスの向上を図る付帯事業により需要増につながり、事業者にとって BOT の方が付帯事業を行いやすい場合には、公租公課や所有に伴うリスクを超えて BOT が有利になり得ることを示している。これは、岡本他（2003）が示した、「サービス水準が需要に影響を与える事業に関しては、インセンティブ報酬スキームを導入した BOT により社会的に最適な費用を削減できる」という事例に該当すると考える。同じサービス系事業でも給食事業では利益が生じる付帯事業を行っている例が少ないようである。

## 6. 2. 5 計量分析による事業方式・事業分野別 VFM

計量分析によって事業方式・事業分野別に VFM を求めるために、要藤他（2016）と同様の方法で、以下の式を推定することにした。データは、『PFI 年鑑（2014 年版）』の公表数値のみを用いており要藤他（2016）よりも少ないため、説明変数を減らしている。

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{事業規模} + \alpha_2 \times \text{建設費割合} + \alpha_3 \times \text{事業期間} + \alpha_4 \times \text{応募者数} \\ + \beta_1 \times \text{箱モノ系ダミーと BTO (BOT) ダミーの交差項} \\ + \beta_2 \times \text{サービス系ダミーと BTO (BOT) ダミーの交差項}$$

Y は計画時 VFM と契約時 VFM があり、説明変数の応募者数は契約時 VFM が被説明変数のときのみ使用する。推定結果は表 6-2 のとおりである。

(表6-2) 推定結果

	計画時 VFM		契約時 VFM	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
事業規模	-0.00** (0.00)	-0.00** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00* (0.00)
建設費割合	2.85 (1.79)	3.44** (1.80)	13.7*** (3.80)	14.3*** (3.76)
事業期間	0.30*** (0.07)	0.28*** (0.07)	0.45*** (0.16)	0.42*** (0.15)
応募事業者数	—	—	2.54*** (0.31)	2.43*** (0.31)
箱モノ系×BTO	1.45* (0.85)	—	-5.72*** (1.70)	—
箱モノ系×BOT	0.07 (1.46)	—	-10.2*** (3.78)	—
サービス系×BTO	—	-1.74** (0.81)	—	4.90*** (1.77)
サービス系×BOT	—	-0.25 (1.79)	—	10.2*** (3.06)
定数項	2.22 (1.92)	3.59** (1.79)	1.28 (3.78)	-4.14 (4.11)
N	224		224	
Adj. R-sq	0.07	0.07	0.30	0.30

注) ( ) 内は標準偏差。\*は 10%、\*\*は 5%、\*\*\*は 1%で有意であることを示す。

計画時 VFM が被説明変数のときの推定結果では自由度修正済決定係数 0.07 と小さいが、F 検定では全ての係数が 0 であるという帰無仮説を 1%水準で棄却しており、下野・前野

(2010)、要藤他(2016)の推定結果も同程度の大きさとなっている。表6-2の交差項の符号や大きさは次のことを示唆している。

- ① 契約時 VFM は、両事業方式において箱モノ事業系施設がサービス事業系施設よりも有意に小さい。
- ② 箱モノ事業系施設の契約時 VFM は、BT0 が BOT よりも有意に大きく、サービス事業系施設の契約時 VFM は、BT0 が BOT よりも有意に小さい。
- ③ 計画時 VFM では、①、②のような大小関係を統計的にいえない。

上記①、②は6.2.2の仮説1、2を支持しており、事業分野や事業方式に応じてVFMは変化していることが明らかである。それでは、上記②における「箱モノ事業系施設の契約時VFMにおいて、BT0がBOTよりも有意に大きい」のは何故か。6.3.1で見たように、不動産取得税・固定資産税の違いのほか、事業者が保有に伴うリスクに関しBOTの方が大きいと見ているからであろう。また、2005年3月の内閣府調査ではBT0の補助対象が全体の90%、BOTの補助対象が全体の69%と、BT0が有利になっていることも影響している可能性がある。

このように運用面においてBT0がBOTよりもVFMが大きくなる要素があるにもかかわらず、上記②における「サービス事業系施設では、BT0がBOTよりも有意に小さい」のは何故か。まず、サービス事業系施設にサービス水準が需要に影響を与える事業が多く含まれるという要因が考えられる。自転車駐車場整備運営事業のように利用者サービスの向上を図る付帯事業により需要増につながり、事業者にとってBOTの方が収益事業である付帯事業を行いやすい場合にはBOTが有利になり得る。次に、「学校給食センター」のPFI事業者によれば、BOTの場合には、毎年発注者から支払われる維持修繕費をSPCに積み立て維持修繕が必要になったときに取り崩し、使用した金額を損金に算入することができるが、BT0の場合には、維持修繕費が事業者側で留保できず税務上利益として扱われ毎年課税されるため、「学校給食センター」事業ではBT0のVFMがBOTよりも小さくなる傾向にある。逆に、法人税法基本通達における資本的支出に該当するような大規模修繕の場合にはそもそも損金に算入できないために、加藤(2007)によればBT0で所有権を発注者に移転させ、大規模修繕義務を業務範囲から除外することが行われている。この場合には、BT0のVFMが大きくなるであろう。このような維持修繕費に対する税務上の扱いの違いが事業方式毎のVFMに与える影響は大きいと考える。

PFI事業の流れは、上述6.2.1の内閣府ガイドラインによれば導入可能性調査でVFM

を算定し、特定事業選定時に事業方式を1つに決定し、入札で事業者選定することになっている。導入可能性調査でのVFMの算定が特定事業選定時の大きなエビデンスになっているが、これまで見てきたように、サービス事業系施設のうち、サービス水準によって需要が変化する施設であり、収益事業である付帯事業がサービス水準を引き上げるもの、箱物建設よりもサービス事業のウエイトが大きく修繕費を積み立てておく必要がある事業については、BTOを選定した場合にVFMのある事業方式を選定していない可能性が高い。このため、このようなサービス事業系施設については、導入可能性調査におけるVFMの計算方法を改めて見直すことが必要である。さらに、上述6.2.1の内閣府のガイドラインでは、「VFM評価は事業の企画、特定事業評価、事業選定の各段階において実践を試み、事業のスキームについて検討を深めつつ、改善を図るべきものである」としている。現在の運用では、事業者選定の段階では、事業者の事業計画のVFMを確認しているが、事業者選定時においてVFMがより大きい事業方式に決定できるよう柔軟な選定スキームを導入することは今後の課題である。

#### 6. 2. 6 リスク分担から見た事業方式

地方公共団体へのヒアリングでは、事業者側が公共施設等の保有リスクの回避の観点からBTOを好む傾向にあるとしている。この点について金・前川（2015）は、PFI事業を推進するためにはリスク分担のルールを明確にすることが必要であり、発注者および事業者の事前の投資の「リスクの発生確率を低下させる、あるいはリスクが発生したときの被害額を小さくする」ことに対する寄与度に応じてリスク分担ルールを定めることが適切としている。このように、発注者と受注者のリスク分担が適切になされているかを検討する必要がある。

BTO・BOTの事業方式によってリスク負担に関する考え方が異なることが想定されるのは、維持管理・運営段階の不可抗力リスクであろう。不可抗力により施設の損傷等が発生した場合、通常は施設の所有者がその責任を負うことが一般的であるからである。国土交通省大臣官房営繕部（2003）によれば、「BTOの場合は、施設の所有者である国が施設に関するリスクを負担することになるが、BOTの場合は特段の定めがなければ民間事業者がそのリスクを負担することになる。」とある。金（2015）によれば、官民のリスク分担の規準がないなどのために、東日本大震災時に、瓦礫の掃除費用と壁の修繕費用などすべてを民間事業者が負担した例も見られる。このため、国土交通省大臣官房営繕部（2003）によれば、

「現実的には民間事業者にとって管理不可能なリスクであるため、当該リスクを負担することが経済的であるか検討する必要がある」と指摘している。杉本（2012）は、BOT の場合においても、「結果として 100 分の 1 までは事業者、100 分の 1 を超える部分は公共として例もあるようだが」、維持管理・運営段階の不可抗力のリスク分担については、「他のタイプとは区別して明記したほうがよいと考えられる」としている。また、法令変更リスクについても、「学校給食センター」の PFI 事業者によれば、BTO の場合に公共が負担し、BOT の場合に PFI 事業者が負担するということもあるようである。このように、所有権を有しているからといって BOT の場合に事業者に対し過度にリスク負担させることは望ましくない。

#### 6. 2. 7 結語

これまで、BTO、BOT の選定の一般的状況として制度発足当初、BOT が主流であったが、法解釈の明確化や BOT を選定した事業の破綻などから BTO が主流になったこと、ヒアリング調査により、地方公共団体の現在の運用では、計画時 VFM の公租公課等の違いが BTO 選定のエビデンスの一つになっていることを明らかにした。一方、理論や実証による先行研究では、事業分野や事業方式に応じて VFM が変化することが指摘されている。本稿で行った計量分析でも、サービス事業系施設では BOT が BTO よりも VFM が大きい結果となり、BTO をほとんど選定している現状は事業分野・事業方式による VFM の変化と合っていない可能性を確認した。特に、サービス水準によって需要が変化する施設であり、収益事業である付帯事業がサービス水準を引き上げるもの、箱物建設よりもサービス事業のウエイトが大きく修繕費を積み立てておく必要がある施設については、BOT の VFM が大きくなる可能性が高い。このような施設については、導入可能性調査における VFM の計算方法を見直すか、事業者選定時において事業計画の VFM によって事業方式を選定できるような柔軟な制度設計の検討が課題であることを提案した。また、事業者が BOT を敬遠する傾向の原因の一つに、BOT の場合に過度に事業者にリスクを負わせる契約になっていることがあり、その点の是正が必要である。

また、徳島県県営住宅集約化 P F I 事業に見られるように、住宅の資産価値の維持・向上という観点からは、人口減少・高齢化が進む中、地域の活力を維持するとともに、医療・福祉・商業等の生活機能を確保し、高齢者が安心して暮らせるよう、公共施設の再編が必要である。

< 注 >

- 1 [https://www.mlit.go.jp/en/toshi/city\\_plan/compactcity\\_network.html](https://www.mlit.go.jp/en/toshi/city_plan/compactcity_network.html)
- 2 <https://www.soumu.go.jp/iken/koushinhiyou.html>
- 3 [https://www.city.toyama.toyama.jp/katsuryokutoshisouzoubu/  
chushinshigaichi/chushinshigaichi.html](https://www.city.toyama.toyama.jp/katsuryokutoshisouzoubu/chushinshigaichi/chushinshigaichi.html)

## 第7章 結論

### 7. 1 分析により得られた知見の総括

第2章から第6章まで不動産の種類ごとに価格変動のメカニズムなどを明らかにしてきた。この節ではそれぞれの章で得られた知見をまとめることとする。

第2章では、都市圏の中心地と住宅地価格（更地）との関係性について、首都圏、近畿圏、地方4県で年代別に地価勾配曲線を用いてその変化がないかを見た。固定金利下と変動金利下において地価勾配曲線の変動が異なることが明らかになったが、2008年以降、首都圏のみ中心地を中心に上下に変動するものの、周辺地ではあまり変動しないが、近畿圏・地方4県では中心地から周辺地まで全体的に下落するのが見られた。また、駅からの距離と住宅地価格との関係性については、首都圏は年代を経るごとに強くなっており、2008年以降に最も強くなっているが、地方4県ではそのような変化は見られない。さらに、「下水道等の有無」ダミーと住宅地価格の関係性については、首都圏、近畿圏は、観測期間中に一貫して強くなってきているが、地方4県ではそのような変化は見られなかった。

このように、地域別に年代毎に3つの特性と住宅地価格との関係性は変化していることがわかる。これは、地方から主として首都圏に人口が流入し、増加してきた住宅の需要に対して、首都圏では中心地・駅から近くに、近畿圏では中心地よりもむしろ県庁所在地に近くに、分譲住宅が供給されてきたのであろう。一方、地方4県では、中心地の空洞化が進み郊外へスプロール化したことの表れであるとも考えられる。

第3章では、世界的に金利が低下するなか、カナダのバンクーバーなど世界の大都市で住宅価格が上昇してきた一方、日本では、特に地方圏で長期的に住宅地価格（自用の建物及びその敷地）が下落するという特異な現象が生じていたことを見てきた。これは、先行研究で明らかになった高齢者依存率と住宅地価格が負の関係性を本研究でも確認したこと、日本における平成時代は高齢化が急速に進行した30年間であり特に地方圏でその傾向が顕著であったことが原因であることを見てきた。しかし、先行研究では、高齢者依存率と住宅地価格との関係性が全国どこでも同じという前提の下で将来推計を行っていた。本研究において、高齢者依存率と住宅地価格との関係性は生産年齢人口が高い地域と低い地域で異なることを明らかにし、全国の推計値を今後高齢化の進度が早まる大都市圏にあてはめると、過大な下落圧力がかかる推計となることを明らかにした。また、住宅の資産価値の維持の観点からは、人口流入・人口流出がどこで起きているかを観察することは重要であり、人口流入が起きている地域でのアセットメルトダウンは起きにくいと考える。

第4章では、最近高騰している新築マンション（区分所有建物及びその敷地）の価格変動が住宅地価格の変動となぜ異なるのかという論点について、毎年公表される新築マンション価格は供給者が設定する価格であり、価格形成要因として、先行研究が着目していた在庫率よりも建築費の変動分が大きく影響していることが明らかになった。また、昭和末から平成初めにかけてバブル経済と言われるマンション価格の高騰と現在の高騰を比較すると、1981年から1999年までは建築費の増加に対し新築マンション価格が2倍に増加していたが、1981年から2017年までは1.2倍に、2000年から2017年では0.2倍に低下しているのがわかった。つまり、最近では、建築費の増加に対し新築マンション価格にすべて転嫁できていない状況にある。都心や駅から近い距離での立地が好まれるため、むしろ土地取得費が価格に対する影響が大きくなっている。一方、類似点としては、新築マンション価格が上昇、高止まりをしているにもかかわらず、供給量を抑えている状況にあるということである。在庫率が高まり、供給量を抑えることで調整している局面にあるといえる。今後の動向を注視すべき局面にあるといえる。

第5章では、住宅セーフティネットの登録情報を活用してその実態を把握・分析した結果、登録住宅の空室継続期間の状況は、平均10.3月、約3分の1が1年以上空室、約2割は2年以上空室、最長で空室が6年間継続という状況が判明し、空き家の状態が継続しているものが一定程度存することが確認された。また、計量分析によると、地方圏よりも大都市圏、特に駅から遠く、専有面積が大きい賃貸住宅（貸家及びその敷地）ほど、空室継続期間が長くなるという結果が明らかになり、それらの賃貸住宅で放置空き家になるリスクが大きいことがわかった。この計量分析の結果は、サンプル数が少なくバイアスを持つ可能性があるものの、第2章において、首都圏では、駅からの距離と住宅地価格の関係性が年々強くなっており、特に2008年以降に強くなってきていること、大都市圏の方が地方圏よりも分譲住宅の供給量がかなり多かったことと整合的な結果となっている。

第6章では、第2章で得られた3つの特性と住宅地価格との関係性の変化から、公共施設等の配置について論じた。駅からの距離と住宅地価格との関係性が強い首都圏等では、公共施設の配置を駅中心に考えることが将来への需要に合った公共施設等になる可能性が高い。一方、下水道・ガス・水道の有無と住宅地価格との関係性が首都圏、近畿圏と異なり、地方圏では1994年からあまり変化していない。地方都市でよく見られる、中心市街地の空洞化、郊外へのスプロール開発が進んできたことの表れともいえる。地方圏では、中



心市街地の活性化などの政策目標にあわせて、公共施設等の配置を検討することが必要であろう。また、公共施設等の経済的価値をVFMで比較することが可能になり、契約形態に応じてVFMが変化することを理論的・実証的に明らかになっている。しかし、契約形態に応じてVFMが最大化するようになっていないケースがあり、計画段階における事業方式の決定方法の改善が必要であることがわかった。

## 7. 2 豊かな住生活に向けて

この節では、豊かな住生活のためには住宅価格の維持・向上が必要であり、この点について本研究で得られた知見を活かして論じることとする。

まず、住宅地価格（自用の建物及びその敷地）であるが、平成時代の30年は、高齢化が急速に進行し、2040年までの高齢化の速度はより緩やかになることが予想されており、高齢者依存率が住宅地価格を押し下げる力も弱まると考えられる。今後、高齢化が進むとされる大都市圏は、生産年齢人口の割合が47都道府県のうち高いところが多く、これらの圏域で高齢者依存率が高くなるスピードが速くなっても、これまでの30年間で見られた地方圏における住宅地価格の下落ほど下押し圧力はないと考えられる。ただし、人口が流出している地方の県や大都市圏でも郊外においては、引き続き住宅地価格の下落が見られるであろう。また、住宅地価格が2013年頃から上昇し始め現在も上昇しているのは、長短金利差がマイナスになっているからである。これは、平成初めのバブル経済と言われる時代以来のことであり、今回は、日本銀行による大幅な金融緩和により生じている現象である。現在、世界的にインフレが進み金利が高まる見込みがあるなかで、長短金利差がどうなっていくかは、住宅地価格に大きく影響を及ぼすことは明らかである。

新築マンション（区分所有建物及びその敷地）の価格であるが、現在の高騰は建築費の増大が一因であり、資材価格の国際市場での高騰や円安による輸入価格の上昇などの海外要因もある。2000年以降、土地の価格も新築マンション価格に影響することが分析結果でも明らかになっており、土地の取得費が高騰しているという点もあるであろう。需要面では、長期金利が歴史的な低水準となっているため、借入金を増やして購入している層が支えていると考えられる。供給者にとっては、事業を進めにくい局面でもあり、需要者にとっては、これまで新築マンション価格が上昇してきたことをもって将来も値上がりするであろうと期待して、返済見込みのない借入れを行って購入することは避けた方が賢明であると言える。長期金利の今後の動向が需要面には大きく影響するので、長期金利の動向を

注視することも必要である。

中古マンションも含めたマンション（区分所有建物及びその敷地）の価格は、国際的なアフォーダブルな水準と比べれば、特に首都圏は決してアフォーダブルな水準とはいえないであろう。しかし、2010年からの不動産価格指数（住宅）<sup>1</sup>を見ると、住宅地や戸建住宅は、マンションと比べてそれほど上昇していないという点で、住宅の選択肢に幅がある。長短金利がマイナスという歴史的な金融緩和の下、資産価格がどのように推移していくか、今後とも注視していく必要がある。

更地では、首都圏では、2008年頃から、都心を中心に価格変動していることがわかり、「駅からの距離」も価格形成要因として重要度を増していることがわかった。また、空き家が相当数ある貸家においても、特に大都市圏において駅から遠いほど空き家発生リスクが大きいことから、住宅の資産価値の維持向上という観点からは、首都圏において駅からの距離が重要であることが裏付けられた。

最後に、公共施設等の配置などまちづくりという観点から、住宅の資産価値の維持・向上に向けて何をすればよいかである。まず、公共施設等については、箱物事業系施設ではBOT方式がBTO方式よりもVFMが大きく、学校給食センターや駐車場などのサービス事業系の施設ではBOT方式がBTO方式よりもVFMが大きいことが確認された。サービス事業系の施設について、地方公共団体等はより大きいVFMの方式が選択されるよう整備することが望ましい。次に、下水道・ガス・水道の有無と住宅地価格（更地）との関係性が首都圏、近畿圏と異なり、地方4県では平成6年からあまり変化していない。都市の構造が変わっていない、あるいは、多くの地方都市で悩む中心市街地の空洞化、郊外でのスプロール開発が進んでいることの表れであることが懸念される。住宅の資産価値の維持・向上の観点からも、人口減少・高齢化が進む中、特に地方都市においては、地域の活力を維持するとともに、医療・福祉・商業等の生活機能を確保し、高齢者が安心して暮らせるよう、地域公共交通機関と連携してコンパクトなまちづくりを進めること<sup>2</sup>は重要であると考えられる。

<注>

1 国土交通省が公表した不動産価格指数（住宅）によれば、令和3年8月分の季節調整値が、2010年平均=100として、住宅地109.5、戸建住宅108.0、マンション（区分所有）168.9である。

2 国土交通省が推進する「コンパクト+ネットワーク」である。

## 【参考文献】

### 第 1、2 章

- 安藤朝夫(1995), 「地価の空間構造」, 『都市と土地の経済学』, 日本評論社, 106-114
- 安藤朝夫(1999), 「東京圏地価データベースの延長と地価関数のパラメータ変動」, 『住宅土地経済冬季号』
- 一般財団法人土地総合研究所(2014), 『超金融緩和期における不動産市場の行方』, 東洋経済新報社.
- 柏谷増男(1987), 「大都市における地価形成—理論から現実へ—」, 『日本不動産学会誌』, 2, 3, 15.
- 金本良嗣・藤原徹(2016), 『都市経済学』, 東洋経済新報社.
- 黒田達郎・田淵隆俊・中村良平(2008), 『都市と地域の経済学』, 有斐閣ブックス, 59-77, 121-132.
- 経済産業省資源エネルギー庁, 『一般ガス事業者供給区域エリアマップ(平成26年11月版)』
- 塩崎賢明(2006)『住宅政策の再生—豊かな居住を目指して』, 日本経済評論社, P21
- 中川雅之(2008), 『公共経済学と都市政策』, 日本評論社, 121-129.
- 西村清彦(1990), 「日本の地価決定メカニズム」, 『日本の株価・地価—価格形成メカニズム』, 東京大学出版会, 113-114.
- 富田和暁(2015), 『大都市都心地区の変容とマンション立地』, 古今書院, 1-16.
- ブラック・マイケル、伊藤潤一(2005), 「サンフランシスコ湾岸地域におけるアフォーダブル・ハウジングに関する研究」, 住宅総合研究財団研究論文集2005, 32, 285-296.
- 武藤祥郎(2009), 「土地利用の決定を含んだ地価根付関数の推定について」, 『住宅土地経済夏季号』.
- 山田浩之(1995), 「地価変動の過程と要因」, 『都市と土地の経済学』, 日本評論社, 90-105.
- 山田浩久(2012), 「地価を用いた都市集約化の計量的把握—関東地方を事例にして—」, 山形大学紀要(人文科学)』, 17, 1, 93-101.
- 井出多加子・倉橋透(2011), 『不動産バブルと景気』, 日本評論社
- D・ディパスクエル、W・C・ウィートン, 瀬古美喜・黒田達朗訳(2001), 『都市と不動産の経済学』, 創文社, 45-59.

サスキア・サッセン (2008) , 『グローバル・シティ』, 筑摩書房, 307-308.

Wheaton(1973), “A Comparative Static Analysis of Urban Structure”, *Journal of Economic Theory*, 9, 2, 223-227.

### 第 3、4 章

井上孝(2014), 「首都圏における高齢化の進展」, 『首都圏の高齢化 人口学ライブラリー 14』, 1, 1-27, 原書房.

エドワード・グレイザー(2012), 『都市は人類最高の発明である』, NTT 出版

清水千弘・川村雅人・西村清彦(2015), 「誰に扉を開けばいいのか? Open the Door」, *Reitaku International Journal of Economics Studies*, 22, March 2015.

隅田和人(2015), 「住宅価格変動の計量経済分析—住宅ローン減税の住宅価格への影響を中心に」, 『応用地域学研究』, 19, 25-37.

ダニエル・コーエン(2017), 『経済成長という呪い』, 東洋経済出版社.

千木良弘朗・早川和彦・山本拓 (2011), 「第 1 世代の単位根検定と定常性検定」, 「第 2 世代の単位根検定と定常性検定」, 『動学的パネルデータ分析』, 5、6, 132-220, 知泉書館.

中村良平・森田学, 「新築マンションの供給価格変化における期待の効果」 季刊住宅土地経済, 2003 年冬号 26-34

西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮 (2019) , 「パネルデータ分析」, 『計量経済学』, 6, 252-254, 有斐閣.

藤澤美恵子「住宅購入価格から見た首都圏新築マンション市場」, 不動産研究 52, 4, 2010. 10. 1, pp. 30-40

牧野知弘 (2014) , 『空き家問題—1000 万戸の衝撃』, 祥伝社新書, 106-116.

三浦展・麗澤大学清水千弘研究室 (2014) , 『日本の地価が 3 分の 1 になる—2020 年、東京オリンピック後の危機』, 光文社新書, 42-59.

ヴァレリー・ノールズ, 細川道久訳(2014), 『カナダ移民史』, 明石書店.

Chihwa Kao (1999) , “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data”, *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

Denise DiPasquale and William C.Wheaton (1994), “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices”, *Journal of Urban Economics*, 35, 1-27.

- DUNCAN BOWIE(2017), “Radical solutions to the housing supply crisis”, Policy Press.
- Im,K.S.,M.H.Perasan, and Y.Shin (2003) ,“Testing for unitroots in heterogeneous panels, Journal of Economics 115, 53-74.
- Josh Ryan-Collins (2019) , “Why can `t you afford a home ? ”, Polity.
- Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S.J.Chu (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymtotic and Finite-Sample Properities”, Journal of Econometrics, 108, 1-24.
- Mankiw, N.G., and D. N. Weil(1989) , “The baby boom, the baby bust, and the housing market”, Regional Science and Urban Economics, 19, 235-258.
- M.Hashem Pesaran (2007), “A Simple Panel Unitroottest In The Presence Of Cross-Section Dependence”, Journal of Applied Econometrics, 22, 265-312.
- Poterba, J.M. (2005), “The impact of population aging on financial markets” in Gordon H. Sellor, Jr. ed., Global Demographic Change: Economic impacts and global challenges, Federal Reserve Bank of Kansas City, 163-216.
- Saita,Y., C.Shimizu and T.Watanabe (2016), “Aging and Real Estate Prices: Evidence from Japanese and US Regional Data” , International Journal of Housing Markets and Analysis, 9, 1, 66-87.
- Tákats,E. (2012), “Aging and house prices” Journal of Housing Economics, 21, 2, June, 131-141.
- Vancouver Sun. opinion columnists Douglas-todd,“Is-real-estate-foreign-buyers-tax-the-15-percent-solution ? ”, 2016 年 10 月 21 日付

## 第 5 章

- 浅見泰司編著 (2014) , 『都市の空閑地・空き家を考える』, ブログレス
- 飯島裕胤 (2016) , 「付与効果と保有コストの下での中古住宅市場均衡 : 地方部における空き家の固定化と政策効果の理論分析」, 人文社会論叢. 社会科学篇 (35), 13-23
- 石河正寛・松橋啓介・有賀敏典・金森有子・栗島英明 (2016) , 「空家の地域内分布に関する現況及び将来推計: 世帯数と住宅数の差分に着目して」, 都市計画論文集 51(3) , 833-838
- 石坂公一・富永麻倫 (2014) 「空き家の現状と課題—マクロデータとケーススタディを通じて見えてきたもの—」(前掲 1)収録, pp125-138)
- 太田秀也・上野賢一 (2020) , 「放置空き家発生リスクに焦点をあてた賃貸住宅の空き家の実証分析」, 住総研研究論文集・実践研究報告書 No46, 61-71

太田秀也・川崎一泰 (2019), 「賃貸住宅の空家の実態-築年・立地による実態分析を中心に-」, 麗澤大学紀要 102, 19-25

金森有子・有賀敏典・松橋啓介 (2015), 「空き家率の要因分析と将来推計」都市計画論文 50(3), 1017-1024.

川口太郎 (2016), 「空き家考」, 駿台史學 (157), 87-113.

倉橋透 (2013), 「イギリスにおける空き家対策」, 都市住宅学 80, 21-24.

清水千弘 (2014), 「空き家ゾンビを如何に退治したら良いのか?-市場機能の強化と放置住宅の解消-」, 『都市の空閑地・空き家を考える』, 139-153.

清水千弘 (2014), 「空き家はどうして生まれるのか?」, 麗澤学際ジャーナル 23, 145-164.

宗健 (2017), 「住宅・土地統計調査空き家率の検証」, 日本建築学会計画系論文集 82 (737), 1775-1781.

宗健 (2018), 「地域の共同住宅空家率が中古マンション価格に与える影響」, 日本不動産学会誌 32(1), 106-113.

野澤千絵 (2016), 『老いる家 崩れる街』, 講談社現代新書.

松本恭治 (2016), 「空き家化の指定統計分析から見える地域的・社会的要因と現場から見える個別要因」, マンション学(55), 3-16.

英国政府統計資料 :

- Dwelling Stock Estimates:31 March 2018,England.

( [https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/803958/Dwelling\\_Stock\\_Estimates\\_31\\_March\\_2018\\_\\_England.pdf](https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/803958/Dwelling_Stock_Estimates_31_March_2018__England.pdf))

- Live tables on dwelling stock (including vacants).

(そのうち,Table 100 Dwelling stock: Number of Dwellings by Tenure and district: England; 2018,Table 615 All long-term2 vacant dwellings by local authority district, England, from 2004 等)

( <https://www.gov.uk/government/statistical-data-sets/live-tables-on-dwelling-stock-including-vacants>)

Empty Homes 資料

- Empty Homes in England(2018).

( <https://www.actiononemptyhomes.org/Handlers/Download.ashx?IDMF=997e1feb-0e93-4805-b505-c655a9105e80>)

・ Community action on empty homes - Using empty homes to regenerate communities.  
(<https://www.actiononemptyhomes.org/Handlers/Download.ashx?IDMF=ee3e040f-2cbf-461a-b680-4024d2193df6>)

・ Empty Homes: Why do some areas have higher levels.  
( <https://www.actiononemptyhomes.org/Handlers/Download.ashx?IDMF=732df4f3-6e89-4c48-8a51-4616d433b634>)

英国議会資料

・ Empty housing (England).  
(<https://researchbriefings.parliament.uk/ResearchBriefing/Summary/SN03012>)

## 第 6 章以降

出井信夫 (2000), 「PFI 方式の導入による公私協力方式・事業連携方式の新たな潮流」, 新潟産業大学経済学部紀要 22, 31.

上野賢一 (1996), 「日本における新築住宅市場の実証分析」, 『住宅土地経済秋季』, 29-35.

上野賢一 (2017a), 「カナダの不動産事情について」, 『不動産鑑定』, 54, 5.

上野賢一 (2017b), 「首都圏における中心地からの距離と住宅地価格の関係性に関する一考察」, 『日本不動産学会誌』, 31, 1, 97-105.

上野賢一 (2018), 「中心地からの距離と住宅地価格の関係性における地域間の比較について」, 『日本不動産学会誌』, 32, 2, 119-126.

上野賢一 (2019), 「日本の PFI 事業における BOT と BTO に関する一考察」, 『日本不動産学会誌』, 33, 2, 98-103.

太田秀也・上野賢一 (2020), 「放置空き家発生リスクに焦点をあてた賃貸住宅の空き家の実態分析」, 住総研研究論文集・実践研究報告書 2019, 46, 61-72.

岡本陽介・大西正光・坂東弘・小林潔司 (2003), 「PFI 事業方式における所有権構造と経済的効率性」, 都市計画論文集 38, 175-180.

加藤義人他 (2007), 「我が国における PFI 手法の高度化に向けた課題考察」, 季刊政策・経営研究 2, 87.

金銀河 (2015), 「PFI 事業の活性化に関する研究」, 明海大学大学院不動産学博士学位論文, 90.

- 金銀河・前川俊一 (2015), 「PFI 事業のリスク分担に関する 研究」, 応用地域学研究 19, 41-51
- 下野恵子・前野貴生 (2010), 「P F I 事業における経費削減効果の要因分析ー計画時V F Mと計画時V F Mの比較ー」, 会計検査研究 42, 49-61
- 杉本幸孝 (2012), 『PFI の法務と実務』, 137-144, きんざい
- 野田由美子 (2003), 『P F I の知識』, 84-86, 日経文庫
- 林勇貴 (2013), 「ヘドニック法による芸術・文化資本の便益評価」, 関西学院経済学研究 44 号, 61-80.
- 原田俊平 (2014), 「P F I 入札過程におけるV F M変化要因分析」, 『運輸・交通インフラと民間活力ーP P P / P F I のファイナンスとガバナンス』, 慶応義塾大学出版社
- 肥田野登・亀田未央(1997), 「ヘドニック・アプローチによる住宅地における緑と建築物の外部性評価」, 1997 年度第 32 回日本都市計画学会学術論文集, 457-462.
- 堀田真理 (2010), 「我が国における病院 PFI をめぐる現状と課題」, 東洋大学経済学部経営論集 75, 149-172.
- 矢澤則彦・金本良嗣 (1992), 「ヘドニックアプローチにおける変数選択」, 環境科学会誌 5 (1) , 45-56.
- 要藤正任・溝端泰和・林田雄介 (2016), 「P F I 事業におけるV F Mと事業方式に関する実証分析 ー日本のP F I 事業のデータを用いてー」, 経済分析 192, 1-22, 内閣府経済社会総合研究所.
- 国土交通省大臣官房官庁営繕部 (2003), 『官庁施設の PFI 事業手続標準』.
- 内閣府「VFM(Value For Money)に関するガイドライン (2018 年 10 月 23 日改正)」.
- Bennett, John. and Iossa, Elisabetta. (2006), “Building and Management Facilities for Public Services”, *Journal of Public Economics*, 90, 2143-2160.
- Hart, Oliver. (2003), “Incomplete Contracts and Public Ownership: Remarks and an Application to Public Private Partnerships”, *The Economic Journal* 113, C69-C76
- Hart, Oliver., Shleifer, Andrei. and Vishny, Robert .W. (1997), “The Proper Scope of Government: Theory and an Application to Prisons”, *Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1127-1161.



## 謝辞

私が国土交通省地価調査課長に就任しました2015年、東京都などの一部地域において地価が上昇し始めておりましたが、多くの地域で地価が下落し続けていました。さらに調べてみると、地方においては、2000年頃から長期間にわたって地価が下落しつづけていたのです。なぜ地価が上がるかについては、東京大学大学院経済学研究科で修士論文としてまとめたことがありましたが、なぜ長期間にわたって地価が下落し続けるのかという問いに対して、そのときには答えを持ち合わせておりませんでした。翌年、研究休職制度を活用して日本大学経済学部教授として研究することができましたので、この課題に取り組むことにしました。その後5年以上かかりましたが、一応の答えに行き着くことができました。

これまでの研究成果を本研究論文として取りまとめることができましたのは、小松広明明海大学准教授からご指導頂いたおかげです。博士論文の取りまとめのご指導はもとより、なかなか査読が通らなかった論文である「人口構造の変化と住宅地価格の関係性に関する一考察」において統計上の難しい課題に対しご助言をいただき、本論文が日本不動産学会誌(2021年 Vol. 35 No. 3)に掲載できましたことを大変感謝しております。

論文審査において、主査である小松広明海大学准教授、副査である山本卓明海大学教授、表明榮明海大学教授、中川雅之日本大学教授から、多方面にわたる貴重なご意見を頂き、4本の審査付き論文を1本の論文にまとめるという初めての経験をさせていただくことができました。中城康彦明海大学教授(明海大学大学院不動産学研究科長、不動産学部長)からは、論文のまとめ方に関する貴重なご意見をいただくとともに、博士(不動産学)の学位授与をしていただきました。先生方には、ご丁寧なご指導をいただき、心より感謝しております。

今後とも、博士(不動産学)の学位をもって、真摯に研究を続けるとともに、不動産学の発展・普及に努めてまいりたいと思います。

2022年3月

上野賢一