

1980 年代以降の地価変動の空間的波及構造の変化とその要因

研究代表者 菊池慶之 島根大学法文学部

共同研究者 新見祐樹 九州大学地球社会統合科学府 博士課程

I. はじめに

II. 1980 年代以降の地価変動

III. 都道府県別にみた地価変動の空間的波及構造

- (1) 商業地の遅行年数の分布と変化
- (2) 住宅地の遅行年数の分布と変化
- (3) 地価変動率の空間的波及構造と地域間格差

IV. 地価変動要因の変化

- (1) 商業地の地価変動要因
- (2) 住宅地の地価変動要因
- (3) 地価変動要因のモデル式の推定

V. 地価変動要因の地域差

- (1) 平成バブル期の地価変動率とモデルの推定地価との差分
- (2) デフレ経済期の地価変動率とモデルの推定地価との差分
- (3) 金融緩和期の地価変動率とモデルの推定地価との差分
- (4) 遅行年数と差分の関係

VI. おわりに

I. はじめに

日本における地価変動は、東京を頂点とする階層的な都市システムに基づき、中核から周辺へと伝播する空間的波及構造を有すると指摘されてきた(安藤ほか 1992, 廣瀬ほか 1995). 全国的スケールでは東京圏から大阪圏・名古屋圏, さらに広域中心都市圏を経てその他の地方圏へと地価変動が波及し、各都市圏内部では都心から郊外へと上昇(あるいは下落)の波が広がっていくという概念である. このような地価変動の空間的波及は、都市システムの階層構造を反映した現象として捉えられ、地価形成の基本的なメカニズムとして位置付けられてきた. すなわち、地価上昇により新規開発の利益率が低下すると、開発者は新たな開発用地を求めて相対的に地価が低い地域に移動する. これにより地価上昇が他地域に波及するメカニズムを重視する説明である(唐渡 2014, 清水ほか 2019). このメカニズムは、国内における土地生産性が東京圏で最も高く周辺地域ほど低いこと、地域的な土地市場には制度的・情報的な参入障壁が存在するため、空間的波及に時間的なずれが発生することを前提としている.

例えば、廣瀬ほか(1995)は、平成バブル期の地価の変動が2~4年のタイムラグをもって東京から日本全体に行き渡ったことを実証的に明らかにしている. また山田(2002)は、この過程について、1980年代前半からのマンション開発の活発化が、都心部の土地需要を増大させ、投機的な土地取引や地価上昇の空間的波及を促進したことを指摘している. すなわち、地価上昇は単なる価格変化ではなく、土地利用や都市構造の変容と密接に結びついた現象として進行したのである.

しかし、2000年代以降の地価変動は、従来型の空間的波及構造とは異なる二極化と局地化という二つの現象が生じている. 二極化とは、大都市圏で地価が上昇に転じた一方で、地方圏では地価下落が継続する現象であり、局地化とは、地方圏のなかでもインバウンド観光が拡大する地域や大規模工場が立地する地域などにおいて、急激な地価上昇が発生する現象を指す. この結果、大都市圏と地方圏の格差だけでなく、地方圏においても地価高騰地域とその他地域の格差が拡大している. 大石(2018)は、2000年代前半以降の地価上昇は地方にも一定程度波及しているものの、地価水準の格差そのものは拡大を続けており、金融機関の貸出行動や固定資産税収、さらには住宅取得可能性にまで影響し、地域経済の二極化を強化していることを指摘している. 従来の空間的波及構造が経済成長の成果を全国へ伝達する役割を担っていたとするならば、近年の地価変動は選択的・局所的に生じることで地位間格差を強めていると考えられる.

こうした変化の背景には、土地需要や地域経済の変化だけでなく、不動産市場そのものの性格の変化があると考えられる. 1990年代後半以降、日本では不動産証券化制度やJリートが整備されたことで、金融商品としての不動産取引が活発になった(菊池 2024:19-33). 不動産市場への資本流入は急速に拡大し、国内外の投資家が様々な地域の不動産市場に参入することを可能にした. こうした変化は、地価形成メカニズムそのものを変化させたと考えられる. 山田(2008)は、1990年代後半から2000年代にかけての東京大都市圏において、地価下落によって都心部へのマンション立地が進展した後、マンションそのものの投資価値に対する評価が地価形成を先導するようになったことを指摘している. すなわち、地価が実需に基づく利用価値に規定されるものから、収益性や値上がり期待に基づく投資価値に規定されるように変化している可能性が示されている. 特に投資対象になりやすい都心の商業地や事業用地の取引価格は、このような投資対象化の影響を強く受け、景気動向に敏感に反応するようになった(Kikuchi et al. 2025).

また、不動産市場と金融市場との結び付きも強まっている. 西村(2014)は、不動産バブルと金融危機との関係を分析し、不動産価格の上昇には人口構造の変化による需要増だけでなく、信用拡張を伴う金融市場の動向が大きく関与してきたと指摘する. 土地や建物は、生産活動や居住活動のために供給されるが、金融市場を通じた

投資対象となることで、将来価値への期待によって価格が形成される傾向を強める。この結果、投資家に好まれる特定の地域の不動産市場には、金融市場から大量の資本が流入することになる。実際にJリートによる不動産取得額の約9割が東京圏や主要都市圏に集中しており(Kikuchi et al. 2022)、金融市場を通じた資本移動は不動産市場を地域経済から遊離させ、特定地域への資本集中を促進する可能性をもつ。

そこで本研究では日本における地価変動の空間的波及構造の変化を把握した上で、地価変動要因との関係を分析することで、不動産投資市場の拡大が地域の地価形成にどの程度のインパクトを持っているのかを明らかにすることを目的とする。このため、最初に1980年代以降の地価変動の空間的波及構造の変化を都道府県単位で分析する。分析にあたっては、商業地、住宅地の用途別で地価変動を把握し、東京圏を起点とする各道府県の地価変動の遅行年数を平成バブル期、デフレ経済期、金融緩和期に分けて明らかにする。次に、経済のファンダメンタル、金融環境、投資、政策などの要因が地価変動に与える影響の変化を、用途と時期ごとの回帰モデルから検討する。最後に、各道府県の地価変動の遅行年数と、回帰モデルから推定される地価と実際の地価との差分の分布を分析することで、空間的波及構造と地価変動要因の変化の関係を考察する。

II. 1980年代以降の地価変動

日本の地価変動率は10～15年程度のスパンで上昇と下落のサイクルを繰り返してきた。1980年代以降の公示地価の全国用途別変動率でみると(図1)、①1990年の平成バブル崩壊で天井を打つ平成バブル期(1984～1996年)、②2008年の金融危機直前にピークを迎えるデフレ経済期(1996～2010年)、③2010年代の金融緩和のもと2020年のコロナ禍がはじまるまで上昇が続く金融緩和期(2010～2021年)の3回の上昇から下落のサイクルに区分できる。

第1期の1984～1996年は、いわゆる平成バブルとその崩壊過程を含む時期である。1980年代後半には、金

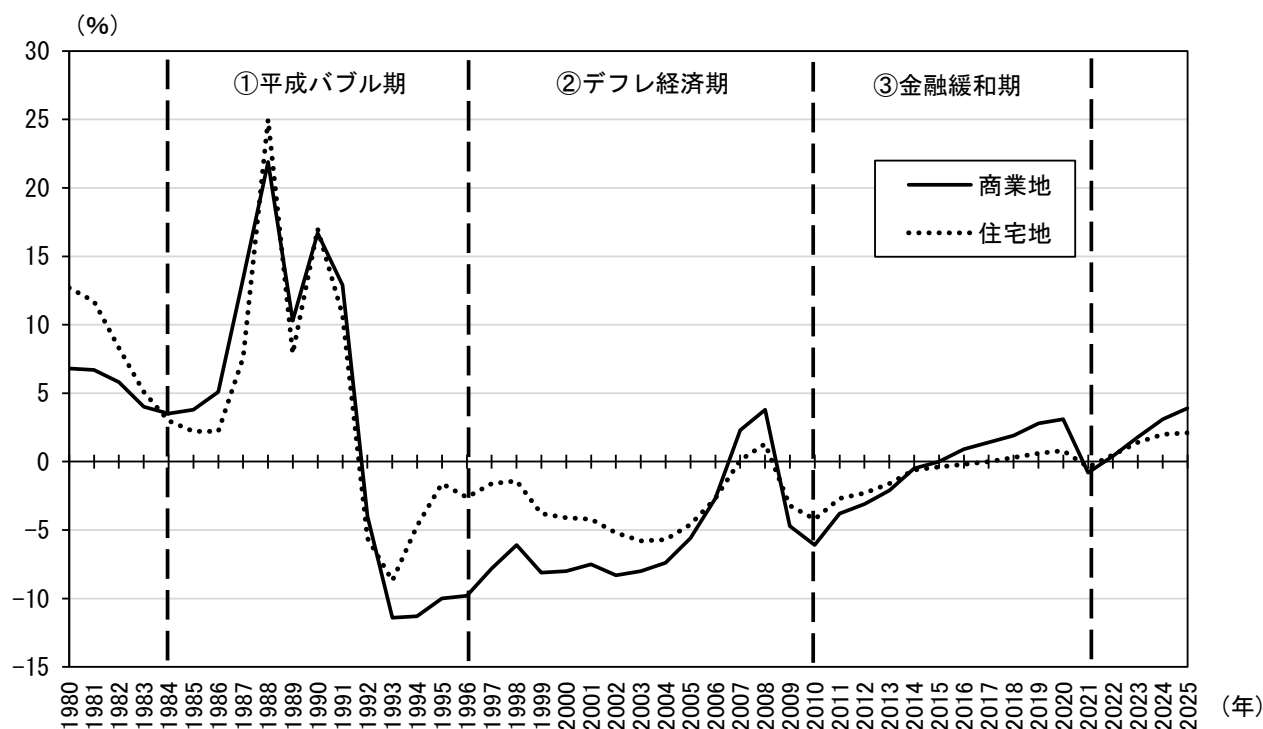


図1 全国の用途別地価変動率の推移

資料：地価公示

融自由化の進展や金融緩和政策を背景として、土地を担保とした融資が急拡大し、不動産市場への投機的資金流入が進んだ(野口 1992)。その結果、商業地・住宅地ともに急激な地価上昇を経験することになる。商業地は 1988 年に 21.9%、1990 年には 16.7%の上昇を記録し、住宅地も 1988 年に 25.0%、1990 年に 17.0%上昇するなど、全国的な地価高騰が生じた。もっとも、地価上昇は商業地が先行しており、企業活動や投資需要の集中した都心部が地価上昇を主導したと指摘される(西村 2002)。しかし、1991 年のバブル崩壊後は地価が急速に下落へ転じ、1993 年には商業地が-11.4%、住宅地が-8.7%となった。その後も下落傾向は継続し、1996 年には商業地-9.8%、住宅地-2.6%となっている。この時期の特徴は、急騰と急落という大幅な価格変動が全国的に観察され、地価変動の振幅が極めて大きかった点にある。なお、1996 年にはバブル崩壊後に経営破綻した住宅金融専門会社の処理を進めることを目的に、住宅金融専門会社処理法が施行され、平成バブル崩壊によって発生した不良債権の公的資金も投入した処理が本格的に始まることになる(飯田 2001)。

第 2 期の 1996~2010 年は、バブル崩壊後の長期的なデフレ経済期に相当する。金融機関の不良債権問題や経済成長率の低迷、人口増加の鈍化などを背景として、地価は全国的な下落基調を続けた。特に商業地では 2005 年まで-5%以上の大幅な下落が継続した。住宅地は商業地に比べると下落幅は小さいものの、1998 年から 2003 年まで下落幅が拡大し続け、2003 年には-5.8%になっている。一方、2000 年代半ばからは都市再開発の進展や不動産投資市場の整備を背景として、大都市圏を中心に不動産投資が活発化した。とりわけ 2006~2008 年はファンドバブルとも呼ばれ、国内外の投資主体による不動産取得が活発化した(清水 2011)。しかし、2008 年のリーマン・ブラザーズ証券の破綻に始まる世界金融危機によって再び下落局面に入り、2010 年には商業地-6.1%、住宅地-4.2%となった。この時期は全国的な地価下落が長期化する一方で、一部の大都市圏に地価上昇地点が集中するなど、地価変動の二極化が進行した時期と位置付けられる。

第 3 期の 2010~2021 年は、世界金融危機からの回復に向けた経済・金融政策が積極的に進められた金融緩和期である。日本銀行による大規模金融緩和や低金利環境の継続により、不動産市場への資金流入が再び活発化した(大石 2018)。地価は 2013 年頃から下落幅を縮小し、商業地は 2015 年に横ばい、2016 年以降は上昇基調へ転換した。2019 年には 2.8%、2020 年には 3.1%の上昇を記録している。住宅地も回復基調を示し、2017 年に横ばい、2018 年以降はプラスへ転じた。ただし、住宅地の上昇率は 2020 年でも 0.8%にとどまり、商業地に比べて回復力は限定的であった。また、2021 年には新型コロナ禍の影響により商業地が-0.8%、住宅地が-0.4%と再び小幅な下落を示した。この時期の特徴は、金融緩和による資産価格上昇局面でありながら、その恩恵が主として大都市の商業地に集中し、全国平均では比較的緩やかな上昇にとどまったことである。

以上のように、全国の地価変動率は、①平成バブル期の急騰・急落、②デフレ経済期の大都市圏と地方圏の二極化、③金融緩和期の緩やかな回復という三つの局面を経験した。この三時期区分は、地価上昇から下落の地価変動のサイクルだけでなく、地価変動の要因や地域間の地価変動率の差異の点でも特徴的である。なお、ほとんどの期間で商業地の地価変動率は住宅地より大きく、景気変動や金融環境の変化に対する感応度が高いことが確認できる。

Ⅲ. 都道府県別にみた地価変動の空間的波及構造

本章では、東京と各道府県の地価変動率のタイムラグを明らかにすることで、地価変動の空間的な波及構造の変化を検討する。具体的には、公示地価における用途別の地価変動率を用いて、東京と各道府県の地価変動率の推移の相関係数を計測する。各道府県の地価変動率には 0~4 年のタイムラグを適用し、相関係数が最も高いタイムラグを東京に対する遅行年数として把握した。なお、最も高いタイムラグの相関係数が 0.5 未満とな

る場合は、地価変動率の推移に関連が無いものとみなし無相関とした。遅行年数は、東京で生じた地価変動がどの程度の時間差をもって各地域に波及したかを示す指標と解釈できる。遅行年数が大きいほど東京の地価変動が地方へ伝播するまでの時間が長く、逆に遅行年数が小さいほど全国の地価変動が同期化していることを意味する。

(1) 商業地の遅行年数の分布と変化

平成バブル期(1984-1996 年)における遅行年数の分布は、埼玉、千葉、神奈川が 1 年、京都・大阪が 2 年となっており、東京から東京圏外縁部、さらに大阪圏へと地価変動が波及していったことが読み取れる(図 2)。さらに、南東北から中国地方にかけてが 3 年、北東北、四国、九州地方は 4 年が多くなる。この時期の商業地の地価変動率は空間的波及構造が明瞭であり、東京の都心商業地で始まった地価上昇は、大阪圏、国土の中央部、国土の周辺部へと順次広がっていたことが読み取れる。また、遅行年別の平均相関係数は 1 年 0.91, 2 年 0.78, 3 年 0.86, 4 年 0.87 といずれも高く、東京と各道府県の地価変動が、タイムラグを持ちつつ強く関連していたと考えられる。

次に、デフレ経済期(1996-2010 年)では遅行年数の分布状況が大きく変化する。東京、大阪、名古屋の三大都市圏と北海道、宮城、福岡など 12 道府県で 0 年、石川、広島などが 1 年となり、東京と同期的に推移するようになった。一方で、北東北、北陸、山陰、四国、九州地方など国土の周辺部で無相関となる県が 17 県もあらわれる¹⁾。遅行年別の平均相関係数でも、0 年は 0.82 と比較的に高い一方で、1 年は 0.62, 3 年が 0.62 と、相関係数も低くなる。これは、三大都市圏や広域中心都市圏などの地価変動が同期化する一方で、それ以外の地方圏の地価変動は大都市圏と乖離したことを意味する。特に 2006~2008 年のファンドバブルが発生した時期では、三大都市圏周辺と北海道、宮城、福岡の 14 都道府県の地価が上昇に転じたのに対して、北東北や四国などでは-5%を超える下落が継続している。

最後に、金融緩和期(2010-2021 年)の遅行年数の分布をみると、無相関の地域が消失しており、東京との関連が再び強まっている。ただし平成バブル期とは異なり、23 道府県が 0 年、7 県が 1 年となり東京と同期的に推移する地域が大幅に広がった。地域的にはデフレ経済期と同様に、三大都市圏と広域中心都市圏の道府県のほか、北陸 3 県や岩手、熊本、沖縄など新幹線の沿線地域や、観光産業の盛んな地域が多く含まれる。東北の

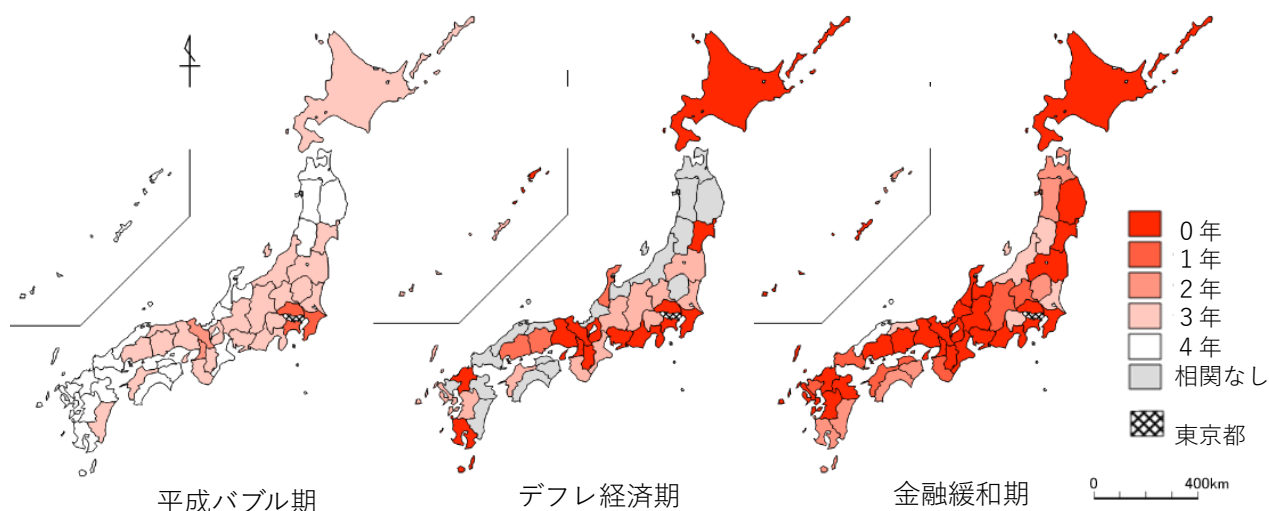


図2 商業地価変動率の東京に対する各道府県の遅行年数

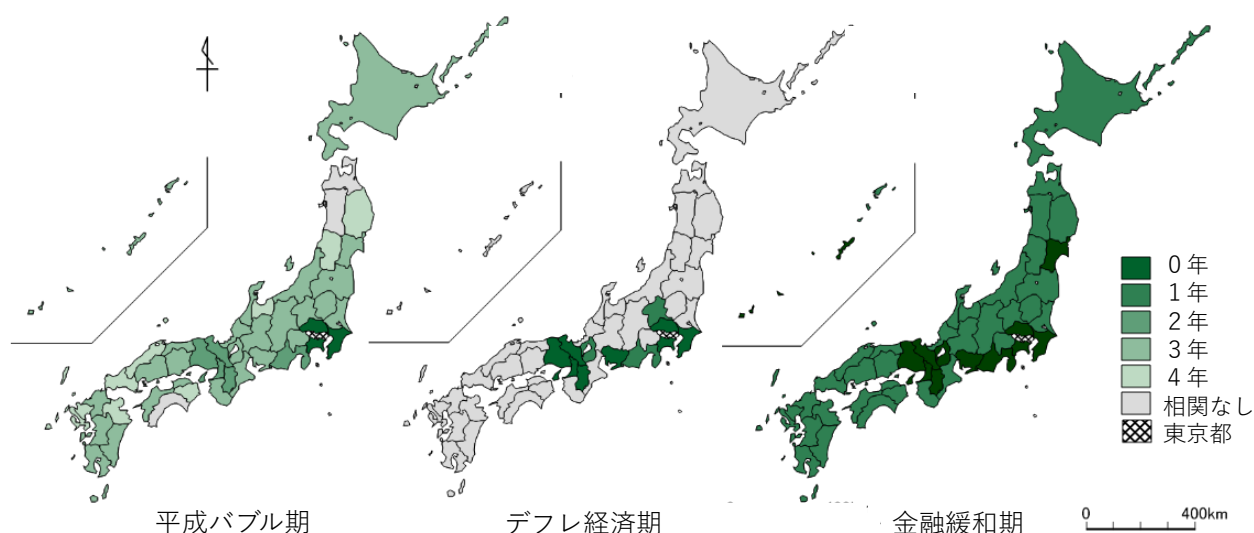


図3 住宅地価変動率の東京に対する各道府県の遅行年数

日本海側、山陰などの6県は3～4年となっているものの、全国的には平成バブル期と比べるとタイムラグは大幅に短縮している。また、遅行年別の平均相関係数は1年0.91、2年0.83、3年0.83、4年0.83とデフレ経済期よりも高くなっている。

(2) 住宅地の遅行年数の分布と変化

住宅地でも、平成バブル期には商業地と類似した空間的波及構造がみられる(図3)。遅行年数の分布は、東京圏では0年、大阪圏では2年、その他の大部分の県で3～4年程度となる。ただし、青森、秋田、高知の3県が無相関となるほか、遅行年別の平均相関係数は0年0.78、2年0.84、3年0.88、4年0.77となっており、商業地に比べると相関係数が低い傾向にある。これは、住宅地は商業地に比べて地域固有の地価変動要因の影響を受けていたことによるものと考えられる。

デフレ経済期における住宅地の遅行年数の分布状況を見ると、三大都市圏の府県が0年、三大都市圏に近接する群馬、静岡、滋賀が1年となるほかは、すべての地方圏が無相関となる²⁾。デフレ経済期の住宅地は商業地以上に空間的な波及構造がみられなかった。平成バブルの崩壊後、三大都市圏では住宅地価の大幅な下落が発生するが、多くの地方圏の住宅地価は2000年頃まで横ばいか若干の上昇を維持していた。例えば、島根では住宅地価はバブル経済期にも1%程度の上昇しかなかった反面、バブル経済崩壊後も2002年まで1%未満の若干の上昇が継続していた。一方で、三大都市圏では2006～2008年のファンデバブル期に住宅地価も上昇に転じたが、多くの地方圏の住宅地価は下落傾向が継続した。この結果、三大都市圏の東京との同期化と、地方圏の無相関という二極化した状況が発生したといえよう。

金融緩和期になると住宅地でも商業地と同様に無相関の道府県は消滅する。また東京とのタイムラグも大幅に短縮し、三大都市圏と宮城、静岡、沖縄の12府県が0年、それ以外の34道県も1年の遅行に収束している。また、遅行年別の平均相関係数は0年0.93、1年0.87となる。これは金融緩和期の商業地の相関係数よりも高い値であり、全国的な地価変動率の同期化が進んだのみならず、各都道府県の地価変動率推移の波形も類似したものになったことを意味する。

(3) 地価変動率の空間的波及構造と地域間格差

ここまでの分析から日本の地価変動は、商業地と住宅地のいずれにおいても、東京から地方へと広がる空間的波及構造を持つことが確認できる。ただし、各道府県の遅行年数は、平成バブル期には1～4年程度であったものが、東京との連動が弱まったデフレ経済期を挟んで、2010年以降の金融緩和期には商業地では0～3年、住宅地では0～1年に縮小していた。また、地価変動率推移の相関係数も、商業地、住宅地ともに平成バブル期に比べ金融緩和期の方が高くなっている。このことから、東京とそれ以外の地域の地価変動率の連動性が高まっていることが分かる。

表1 遅行年数別の年平均地価変動率

遅行年数	商業地			住宅地		
	平成バブル期	デフレ経済期	金融緩和期	平成バブル期	デフレ経済期	金融緩和期
東京都	4.8	-4.0	1.4	5.6	-2.4	0.4
0年	-	-5.9	-0.5	5.7	-3.7	-0.4
1年	6.4	-6.2	-2.5	-	-3.3	-1.9
2年	4.3	-	-3.1	5.1	-	-
3年	3.0	-6.6	-2.6	3.2	-	-
4年	1.7	-	-3.0	1.8	-	-
無相関	-	-5.4	-	0.7	-2.7	-

資料：地価公示より作成

ただし、これは地域間の地価変動率の格差が縮小したことを意味するわけではない。遅行年別の年平均地価変動率をみると(表1)、遅行年数が短い道府県ほど高い上昇率を示す傾向にある。例えば、商業地でみると平成バブル期は東京が4.8%に対して、遅行年4年の18県の平均は1.7%と3.1ポイントの差であった。デフレ経済期は遅行年の差が縮小するものの、金融緩和期になると東京の1.4%の上昇に対して遅行年2年の7県の平均が-3.1%、3年の5県の平均は-2.6%となり、その差は4ポイント以上に拡大している。

住宅地については、平成バブル期に東京が5.6%、無相関の3県平均が0.7%で、4.9ポイントの差であった。一方、金融緩和期には東京が0.4%、1年の34県平均が-1.9%と、2.3ポイントの差に縮小する。ただし、東京や遅行年0年の首都圏・大阪圏の府県は、2010年代前半から地価が上昇に転じていたのに対して、遅行年1年の34県のうちの23県は金融緩和期のすべての年で住宅地価が下落している。全都道府県で地価が上昇した平成バブル期に対して、地価が上昇に転じる地域と下落幅の縮小にとどまる地域に分かれた金融緩和期は、地域間の格差がより明確になったともいえる。

IV. 地価変動要因の変化

ここでは地価変動に影響を与えている社会・経済的要因を抽出するため、全国の地価変動率の推移と8つの社会経済指標³⁾の相関関係を検討する。また、社会経済指標の変化は、地価にタイムラグをもって影響する可能性を考慮し、平成バブル期、デフレ経済期、金融緩和期の3時期それぞれで同年と前年の指標について検討し、より相関係数の絶対値が大きい方を採用している。

(1) 商業地の地価変動要因

商業地の地価変動率と社会経済指標の相関係数をみると(表2)、全期間を通じて最も高い相関係数を示すのは前年の国内銀行貸出残高増加率の0.79である。これはオフィスビルや店舗などの商業用不動産の取得が、銀行の融資姿勢に強い影響を受けてきたことを示す。時期別にみると、平成バブル期はGDP増加率(0.84)が最も高い相関係数を示し、前年の国内銀行貸出残高増加率(0.78)、前年の建築着工床面積増加率(0.74)が続いている。この結果は、バブル期の商業地価の上昇が、経済活動の拡大や不動産開発需要の増加を背景とした実体経済主導型の上昇であったことを示している。1980年代後半にはオフィス需要や店舗需要が急増し、不動産開

発が活発化した。商業地の地価変動はこうした土地需要の拡大と密接に結びついていたと考えられる。

次にデフレ経済期についてみると、国内銀行貸出残高増加率(0.75)と対内直接投資(0.60)が高い相関を示している。また、前年の証券化不動産取得額(0.88)は最も高い値を示しており、1995年頃から始まった不動産証券化も地価に強い影響を与えている。一方で

前年のGDP増加率(0.54)との相関は低下し、建築着工床面積増加率(-0.34)は逆相関となっている。これは、バブル崩壊後の商業地の土地市場が不動産投資市場としての性格を強めたことを意味している。企業の設備投資や実体経済の成長よりも、金融機関による資金供給や不動産投資資金の流入が地価を左右するようになったのである。

最後に金融緩和期は、一貫して景気と地価変動率が回復傾向にあったことを反映して、多くの指標が高い相関係数を示すようになった。特に、デフレ経済期から引き続いて前年の証券化不動産取得額(0.87)や国内銀行貸出残高増加率(0.78)は高い値を示しており、不動産投資市場の拡大が商業地の地価変動率に強い影響を与え続けていると考えられる。なお、前年の世帯数増加率(-0.83)と建築着工床面積増加率(-0.73)は商業地の地価変動率と逆相関の関係となっている。これは人口減少に伴い世帯数や建築着工も縮小傾向にあることによるものである。

(2) 住宅地の地価変動要因

住宅地においても商業地と同様に、全期間で最も高い相関係数を示すのは前年の国内銀行貸出残高増加率(0.76)である(表3)。銀行の融資姿勢は住宅取得にも強い影響を与えている。時期別にみると、平成バブル期は建築着工床面積(0.69)が最も高いものの、相関係数が0.7を上回る指標は無い。平成バブル期の地価上昇は商業地の地価に引きずられて住宅地の地価が上昇した

表2 商業地の地価変動率と社会経済指標の相関係数

	全期間	平成バブル期	デフレ経済期	金融緩和期
ファンダ GDP増加率	0.66	0.84	*0.20	*0.75
メンタル 建築着工床面積増加率	*0.44	*0.74	-0.34	-0.73
要因 世帯数増加率	*-0.14	*-0.68	*-0.45	*-0.83
金融環境 消費者物価指数の増加率	0.51	0.42	0.33	*0.63
要因 国内銀行貸出残高増加率	*0.79	*0.78	0.75	0.78
投資的 対内直接投資のネット額	0.06	*-0.21	0.60	0.77
要因 証券化不動産の取得額	-	-	*0.88	*0.87
政策要因 公的資本形成増加率	0.24	*-0.24	-0.01	*0.28

注) *は前年の指標、太字は当該期間で最も相関係数が高い指標

表3 住宅地の地価変動率と社会経済指標の相関係数

	全期間	平成バブル期	デフレ経済期	金融緩和期
ファンダ GDP増加率	0.64	0.66	*0.54	*0.72
メンタル 建築着工床面積増加率	*0.44	*0.69	-0.41	-0.71
要因 世帯数増加率	0.08	*-0.68	*-0.12	*-0.89
金融環境 消費者物価指数の増加率	0.49	0.31	0.64	*0.67
要因 国内銀行貸出残高増加率	*0.76	*0.68	0.73	*0.81
投資的 対内直接投資のネット額	*-0.13	*-0.25	0.37	0.75
要因 証券化不動産の取得額	-	-	*0.42	*0.91
政策要因 公的資本形成増加率	0.25	*-0.23	*0.14	*0.30

注) *は前年の指標、太字は当該期間で最も相関係数が高い指標

と指摘されてきたように(西村 2002), 住宅地に固有の地価変動要因は見あたらない。

次にデフレ経済期についてみると, 国内銀行貸出残高増加率(0.75)と消費者物価上昇率(0.64)が高い値を示す一方, 建築着工床面積(-0.41)は逆相関となった。これは, 地価下落局面において住宅需要そのものよりも, 住宅ローン供給や金融機関の融資姿勢といった金融環境要因が重要になったことを示す。

次に金融緩和期の特徴として, 前年の証券化不動産の取得額(0.91)や対内直接投資のネット額(0.77)が高い相関を示すようになった点があげられる。これらの投資的要因はデフレ経済期には住宅地の地価変動率とは明確な相関を示していなかったが, 金融緩和期になると関連性があらわれる。また, 前年の国内銀行貸出残高増加率(0.81)も高い値を示しており, 金融緩和による住宅ローン貸出しの拡大や投資資金の住宅市場への流入が, 住宅地の地価回復を支えたと考えられる。一方で, 商業地と同様に, 前年の世帯数増加率(-0.89)と建築着工床面積増加率(-0.71)は住宅地の地価変動率と逆相関の関係となっている。住宅地においても全国的な地価変動率は, ファンダメンタル要因よりも金融環境要因や投資的要因の影響が強まっていることが読み取れる。

(3) 地価変動要因のモデル式の推定

ここでは, 前節で用いた社会経済指標を説明変数, 地価変動率を被説明変数とするモデル式を求めた。回帰式における説明変数は, ステップワイズ法の一つである変数増減法を用い, p 値が 0.1 以下の指標を取り込み, p 値が 0.15 を超えた場合は取り除く作業を繰り返して選択している。

i) 平成バブル期の地価変動率推移のモデル式

$$Y_1 = -12.12 + 3.18X_1 + 0.41X_2$$

調整済み決定係数 0.78

$$Y_2 = -10.54 + 0.97X_5 + 0.79X_2 + 0.32X_6 + 0.63X_8$$

調整済み決定係数 0.79

※説明変数は標準化係数の大きい順

Y_1 : 商業地価変動率

X_5 : 国内銀行貸出残高増加率

Y_2 : 住宅地価変動率

X_6 : 対内直接投資のネット額(百億円)

X_1 : GDP 増加率

X_8 : 公的資本形成増加率

X_2 : 建築着工床面積増加率

商業地価変動率(Y_1)のモデル式は, GDP 増加率(X_1)を最重要説明変数とし, 建築着工床面積増加率(X_2)が補助的に採用された(調整済み決定係数 0.78)。各説明変数の統計的有意性をみると, (X_1)は標準誤差 0.61, $t=5.24$, $P<0.01$ と 1%水準で有意, (X_2)は標準誤差 0.16, $t=2.51$, $p=0.31$ と 5%水準で有意であった。なお, 両変数間の VIF は 1.09 であり, 多重共線性の問題は小さいと判断される。図 4 をみると, 1980 年代後半の地価上昇局面では GDP 増加率のプラス寄与が一貫して大きく, 実体経済の拡大がそのまま商業地価を押し上げていたことがわかる。一方, 1991 年以降の下落局面では建築着工床面積増加率のマイナス寄与が急拡大しており, 新たな不動産開発の急減が地価下落を加速させた構図が読み取れる。

住宅地価変動率(Y_2)のモデル式では, 国内銀行貸出残高増加率(X_5)が最も重要な説明変数となり, 建築着工床面積増加率(X_2), 対内直接投資のネット額(X_6), 公的資本形成増加率(X_8)も採用された(調整済み決定係数 0.79)。各説明変数の統計的有意性をみると, (X_5)は標準誤差 0.22, $t=4.37$, $p<0.01$ と 1%水準で有意, (X_2)は標準誤差 0.17, $t=4.56$, $p<0.01$ と 1%水準で有意, (X_6)は標準誤差 0.12, $t=2.60$, $p=0.32$ と 5%水準で有意, (X_8)は標準誤差 0.27, $t=2.34$, $p=0.47$ と 5%水準で有意であった。なお, VIF は(X_5)1.54, (X_2)1.82, (X_6)

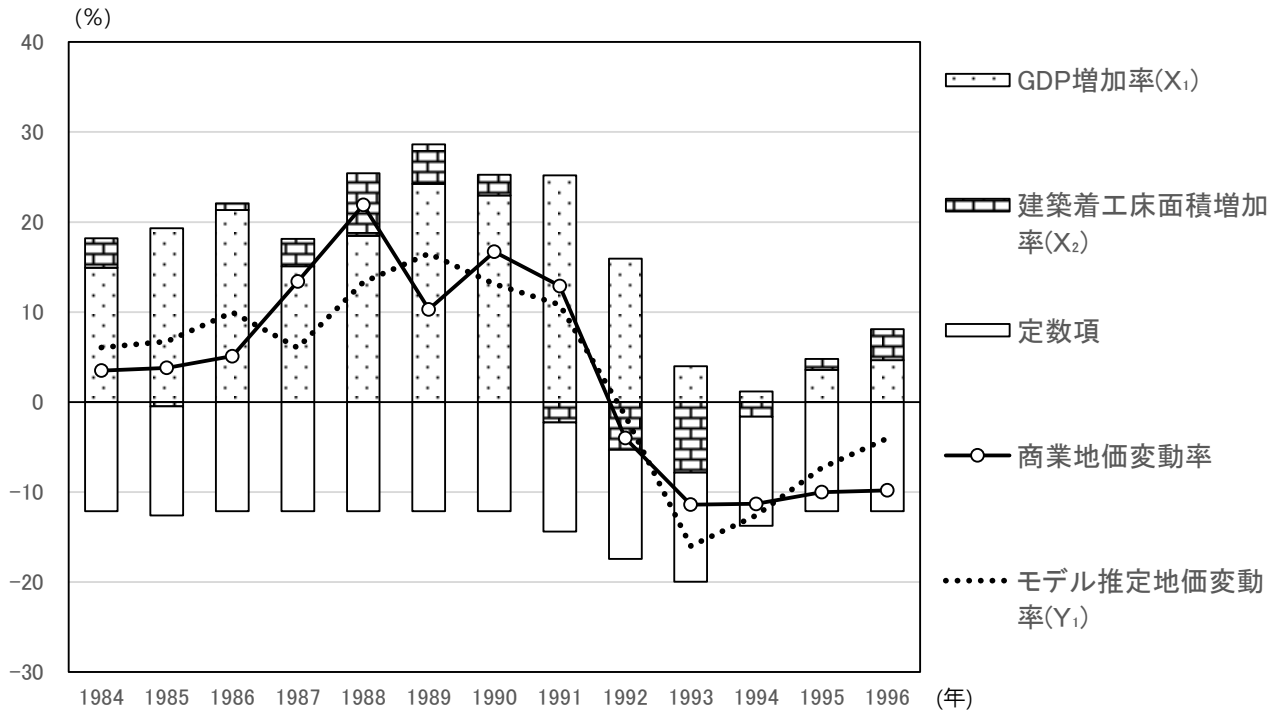


図 4 平成バブル期の商業地価変動要因の寄与度の推移

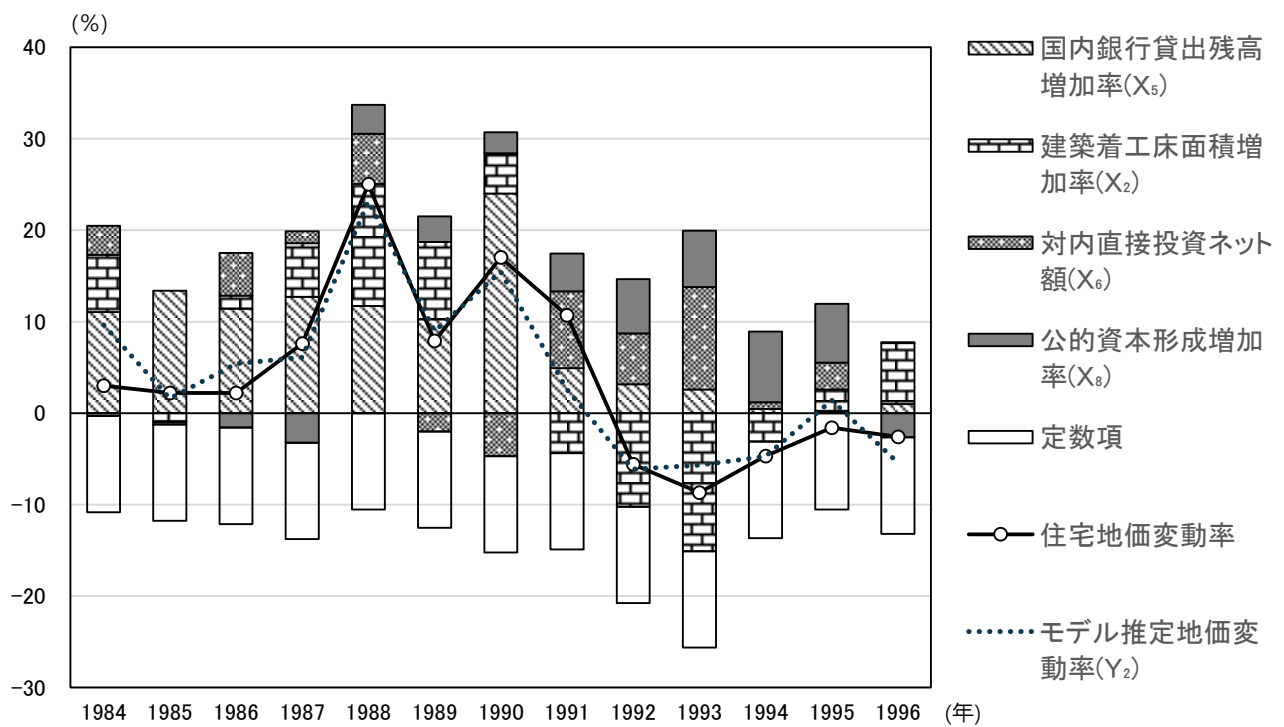


図 5 平成バブル期の住宅地価変動要因の寄与度の推移

1.68, (X_8) 1.52 であるが、説明変数の数に対して自由度が小さくモデルの精度には留意が必要である。図 5 では、1988 年前後の急騰局面で国内銀行貸出残高増加率と建築着工床面積増加率がともに大きなプラス寄与を示し、過剰な資金供給が不動産開発を促進し住宅地価の急上昇を招いたことが確認できる。逆に 1991 年以後の下落局面では建築着工床面積増加率のマイナス寄与が大きくなっている。

この時期に商業地と住宅地で共通するのは、地価の上昇と強く関係するのはファンダメンタル(GDP, 建築着工)や金融(国内銀行貸出)と強く関係していたのに対して、その後の下落はほぼ建築着工床面積増加率で説明されるという点である。モデル式の地価変動率と実際の地価変動率はおおむね良く一致しており、説明力も高いと言えよう。

ii) デフレ経済期の地価変動率推移のモデル式

$$Y_1 = -5.50 + 1.88X_7 + 0.58X_5 + 0.01X_6 \quad \text{調整済み決定係数 } 0.84$$

$$Y_2 = -3.01 + 0.43X_5 - 0.09X_2 + 1.13X_4 \quad \text{調整済み決定係数 } 0.81$$

※説明変数は標準化係数の大きい順

Y_1 : 商業地価変動率

X_5 : 国内銀行貸出残高増加率

Y_2 : 住宅地価変動率

X_6 : 対内直接投資のネット額 (百億円)

X_2 : 建築着工床面積増加率

X_7 : 証券化不動産の取得額 (標準化)

X_4 : 消費者物価指数変化率

デフレ経済期の商業地価変動率(Y_1)のモデル式は、証券化不動産の取得額(X_7)と国内銀行貸出残高増加率(X_5)の説明力が高く、対内直接投資のネット額(X_6)が補助的に採用された(調整済み決定係数 0.84)。各説明変数の統計的有意性をみると、(X_7)は標準誤差 0.54, $t=3.51$, $p<0.01$ と 1%水準で有意、(X_5)は標準誤差 0.23, $t=2.57$, $p=0.03$ と 5%水準で有意、(X_6)は標準誤差 0.01, $t=1.95$, $p=0.08$ と 10%水準で有意であった。なお、VIF は(X_7)2.07, (X_5)1.66, (X_6)は 1.35 であり、多重共線性の問題は比較的小さいと判断される。

住宅地価変動率(Y_2)のモデル式も国内銀行貸出残高増加率(X_5)を中心に、建築着工床面積増加率(X_2)、消費者物価指数変化率(X_4)で構成される(調整済み決定係数 0.81)。各説明変数の統計的有意性をみると、

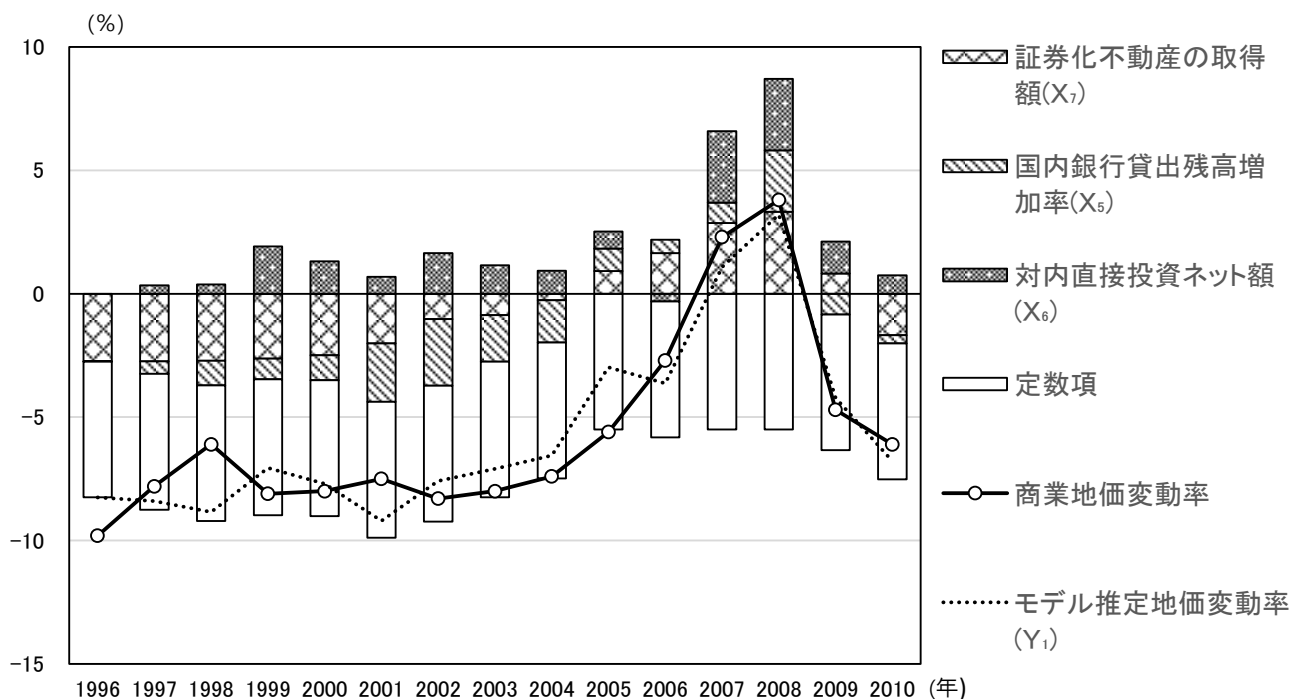


図 6 デフレ経済期の商業地価変動要因の寄与度の推移

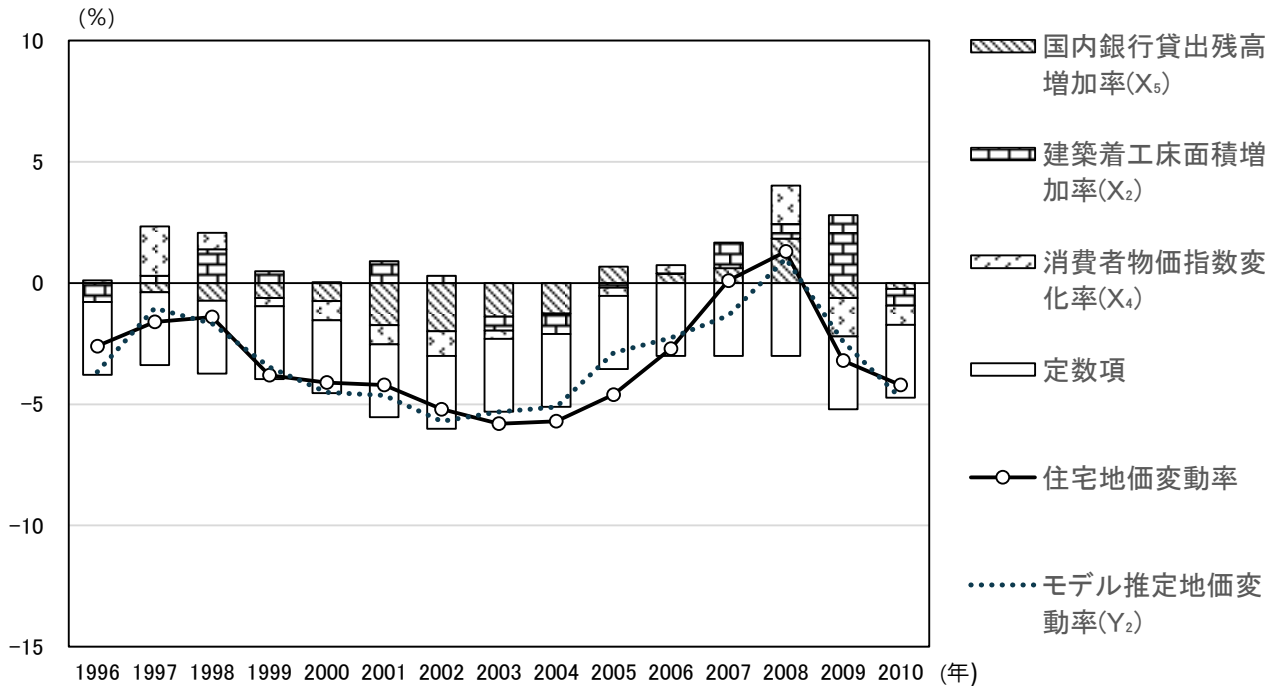


図7 デフレ経済期の住宅地価変動要因の寄与度の推移

(X_5)は標準誤差 0.43, $t=3.56$, $p<0.01$, (X_2)は標準誤差 0.02, $t=-3.91$, $p<0.01$, (X_4)は標準誤差 0.34, $t=3.35$, $p<0.01$ と3変数ともに1%水準で有意であった。なお, VIFは(X_5)1.36, (X_2)1.04, (X_4)は1.40であり, 多重共線性の問題は小さいと判断される。

デフレ経済期の商業地の地価変動要因の寄与度の推移をみると(図6), 対内直接投資のネット額は一貫してプラスの寄与を示す一方, 証券化不動産の取得額と国内銀行貸出残高は2004年まではほぼマイナス寄与だったものが, 2005年頃からプラス寄与に転じている。不動産証券化や海外投資資金の流入といった不動産投資市場の形成に国内銀行の与信の緩和が加わったことで2006~08年頃のパンドバブルが形成されたことが読み取れる。

住宅地の地価変動要因の寄与度の推移では(図7), 商業地と同様に, 国内銀行貸出残高の寄与が, 2004年頃までのマイナスからその後プラスへ転換している。また2006年からは建築着工床面積もプラス寄与になっており, 国内銀行の与信の緩和とマンションなどの不動産開発が地価上昇と連動していたことが分かる。商業地と比べると, 2006~08年頃のパンドバブルの際の地価の上昇は軽微であり, 全国的にみれば不動産投資市場が住宅地の地価に与える影響は, デフレ経済期にはまだ小さかったといえよう。

iii) 金融緩和期の地価変動率推移のモデル式

$$Y_1 = -3.12 + 2.35X_7 + 0.76X_5 \quad \text{調整済み決定係数 } 0.78$$

$$Y_2 = -2.26 + 1.39X_7 + 0.38X_5 \quad \text{調整済み決定係数 } 0.86$$

※説明変数は標準化係数の大きい順

Y_1 : 商業地価変動率	X_5 : 国内銀行貸出残高増加率
Y_2 : 住宅地価変動率	X_7 : 証券化不動産の取得額 (標準化)

金融緩和期のモデル式は極めてシンプルになり、商業地(Y_1)・住宅地(Y_2)のモデル式ともに証券化不動産の取得額(X_7)と国内銀行貸出残高増加率(X_5)の2変数のみで構成されている(商業地:調整済み決定係数 0.78, 住宅地:同 0.86)。標準化係数も証券化不動産の取得額が銀行貸出残高増加率を上回っており、投資要因が最も強い説明力を持つ。商業地(Y_1)の統計的有意性をみると、(X_7)は標準誤差 0.73, $t=3.22$, $p=0.01$ と5%水準で有意、(X_5)は標準誤差 0.41, $t=1.84$, $p=0.10$ と10%水準で有意となる。住宅地(Y_2)の統計的有意性をみると、(X_7)は標準誤差 0.31, $t=4.49$, $p<0.01$ と1%水準で有意、(X_5)は標準誤差 0.18, $t=2.16$, $p=0.06$ と10%水準で有意となる。なお、両変数間の VIF は 1.85 であり、商業地(Y_1)・住宅地(Y_2)のモデル式ともに多重共線性の問題は小さいと判断される。

地価変動要因の寄与度の推移をみると(図 8, 図 9)、証券化不動産の取得額は商業地、住宅地の両方ともに 2013 年まではマイナス寄与であったが、徐々にマイナス寄与は縮小し、2014 年以降は一貫してプラス寄与を示している。また国内銀行貸出残高増加率は、2011 年以降、日本銀行の量的・質的金融緩和やマイナス金利政策を反映しプラス寄与になっている。

平成バブル期、デフレ経済期、金融緩和期を通じて概観すると、全国的な地価変動を説明する要因は、GDP 成長率や建築着工などのファンダメンタル要因から、証券化不動産の取得額に代表される投資的要因に変化してきたことが読み取れる。この傾向は、商業地においては 1990 年代後半のデフレ経済期から、住宅地においても 2010 年代の金融緩和期から始まったといえよう。また、国内銀行貸出残高増加率は、ほとんどの期間で重要な説明変数として機能しており、地価変動において金融要因が重要な説明変数であることが改めて確認できる。

なお、基本的な住宅需要を示す世帯数増加率と、公共工事などの政策の影響を示す公的資本形成増加率の地価変動に対する影響はほとんど見られなかった。この要因として、これら 2 つの指標は国内人口移動や財政トランスファーに関連しており、全国的にはプラスとマイナスの影響を打ち消すことによるものと考えられる。Ⅲ章で示したように地価変動には明確な地域格差が存在しており、地域ごとに地価変動要因にも差異があることが予想

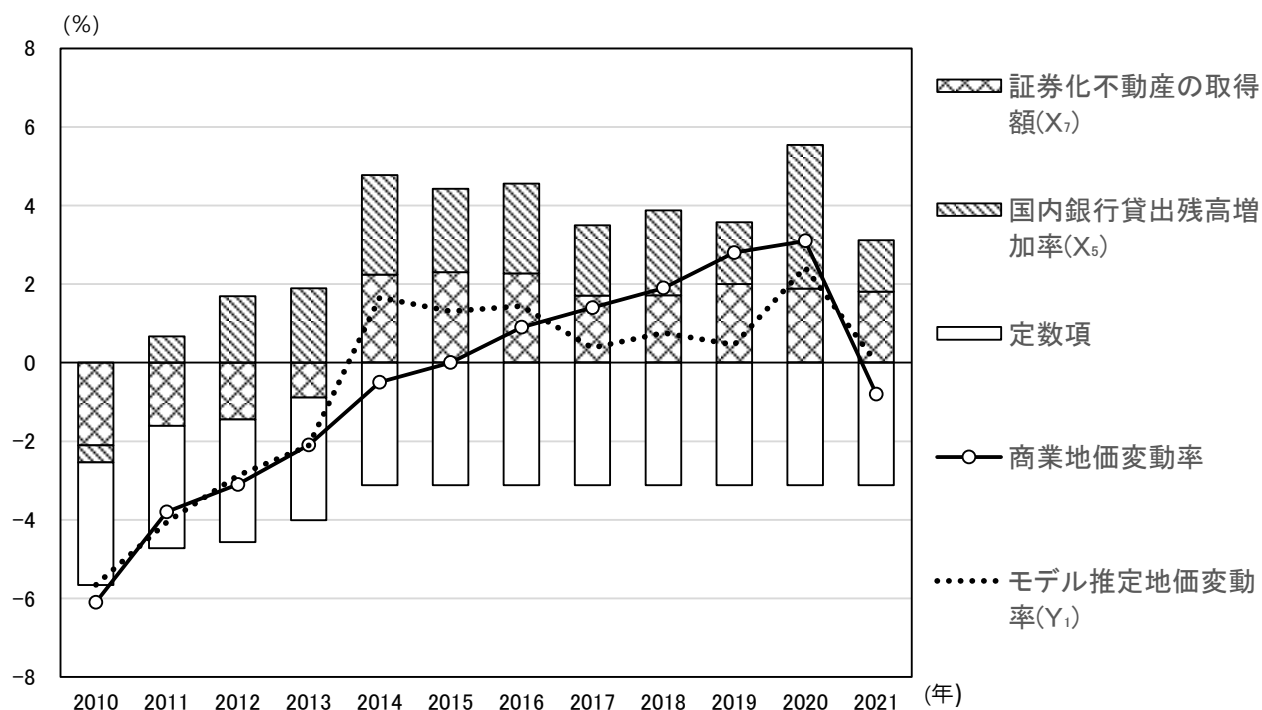


図 8 金融緩和期の商業地価変動要因の寄与度の推移

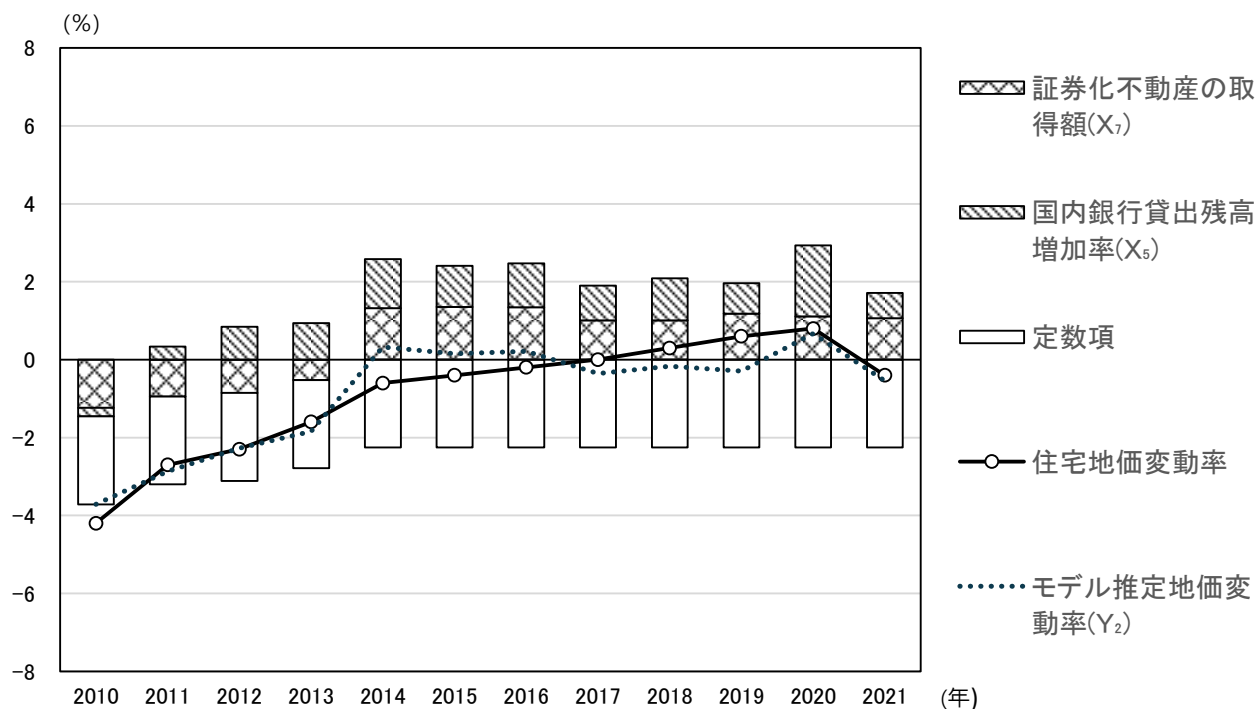


図9 金融緩和期の住宅地価変動要因の寄与度の推移

される。そこで、次章では全国の地価変動率推移から得られた地価変動率推移のモデル式を各都道府県に適用し、各都道府県の実際の地価変動率との差分から、地価変動要因の地域差を検討する。

V. 地価変動要因の地域差

本章では、IV章で推定した全国の地価変動率モデルに各都道府県の社会経済指標を代入し⁴⁾、実際の地価変動率とモデルの推定地価変動率との差分を比較する。これにより、全国共通の地価変動要因では説明できない地域固有の要因を検討するとともに、それが地価変動の空間的波及構造とどのように関係するのかを考察する。

(1) 平成バブル期の地価変動率とモデルの推定地価との差分

平成バブル期の地価上昇は、GDPや建築着工、銀行貸出などが説明変数となっており、ファンダメンタル要因と金融要因による地価変動局面であった。IV章の推定結果からも、回帰モデルは商業地・住宅地とも高い説明力を示している。しかし、実際の地価変動率とモデルの推定地価との差分をみると(図10)、大阪(+3.7)、神奈川(+3.4)、広島(+2.6)など、東京圏や大阪圏、広域中心都市圏などで正の差分が確認される。これらの地域では、全国共通のモデル式が想定する以上に地価が上昇しており、各地域のファンダメンタル要因だけでは説明しきれない上昇圧力が働いていたことを示している。一方、岩手(-4.0)、島根(-3.6)、沖縄(-3.0)など東北・山陰・沖縄では負の差分が大きく、地域の経済活動の水準に見合うだけの地価上昇が実現していない。平成バブル期は全国的に地価が上昇した時期であるが、その上昇幅は東京圏・大阪圏を中心とする大都市圏でモデルの想定を上回り、周辺部でモデルの想定を下回る状態が観察される。

住宅地についても同様の傾向があり、平成バブル期には東京(+2.8)、大阪(+2.7)を除くほぼすべての道府県で負の差分となっており、特に島根(-8.8)、熊本(-6.4)、高知(-6.3)などの周辺地域で大幅な負の差分がみられる。これは、平成バブル期の住宅地価上昇が大都市の商業地価の上昇に牽引された現象であり、国土の周辺

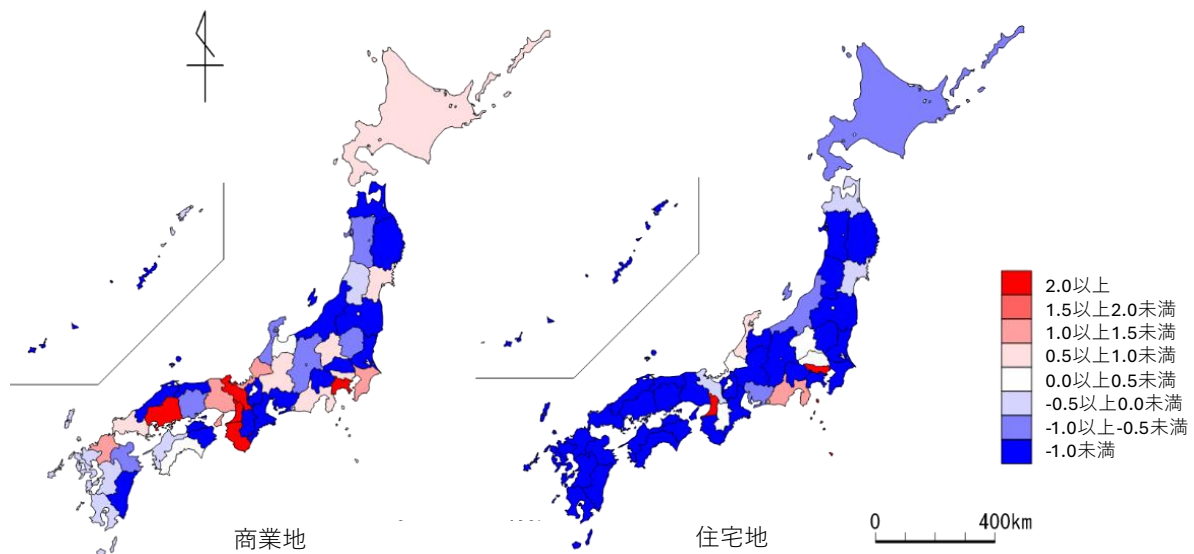


図 10 平成バブル期の実績地価とモデル推定地価変動率との差分

地域への空間的な波及は弱かったことを示している。

(2) デフレ経済期の地価変動率とモデルの推定地価との差分

デフレ経済期になると、全国的には地価下落が継続する一方で、地域間での差分の分布傾向は複雑な様相を示す(図 11)。商業地についてみると、大都市圏の中でも東京(+1.3)や愛知(+1.3)、京都(+1.0)などでは引き続き正の差分がみられる一方、千葉(-3.2)や埼玉(-1.3)など東京圏の周辺県では大幅な負の差分が生じている。平成バブル期に膨張した郊外オフィスの都心回帰といった地域固有の要因が地価変動率を押し下げていると考えられる。また、地方圏でも島根(+1.6)、佐賀(+1.1)、宮崎(+1.1)など一部で正の差分がみられるが、これは平成バブル期の地価上昇が緩やかだったために、地価下落が全国モデルの想定ほど深刻化しなかったことによ

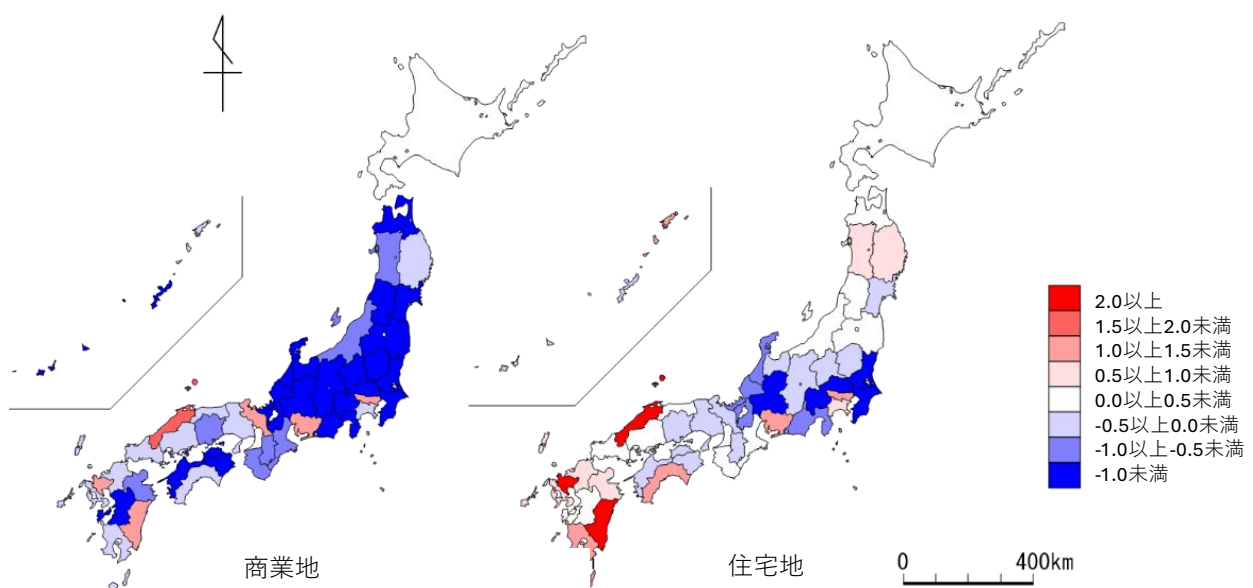


図 11 デフレ経済期の実績地価とモデル推定地価変動率との差分

るものと考えられる。

住宅地についてみると、全国的に差分の絶対値が縮小し、地域固有の要因が弱まってきたことが示唆される。また、島根(+2.3)、佐賀(+2.4)、宮崎(+2.0)、高知(+1.3)など地方圏で正の差分に転じる県が増加しており、商業地と同様に全国モデルの想定ほどは住宅地価が下落しなかったことを示している。

(3) 金融緩和期の地価変動率とモデルの推定地価との差分

金融緩和期は、住宅地、商業地ともに証券化不動産と銀行貸出残高が説明変数の回帰モデルとなっており、投資要因と金融要因による地価変動局面である。金融緩和期の商業地における差分の分布をみると(図12)、東京(+2.2)、京都(+4.2)、大阪(+3.7)など、東京圏・大阪圏を中心に大きな正の差分が生じている。これは、投資要因と金融要因以外にも、再開発の進展や若年人口の流入といった地価上昇要因があることが予想される。また、証券化不動産の取得額を中心とする投資的要因の影響が、大都市圏では累積的に高まり地価の上昇圧力につながっている可能性も考えられる。この点は、個別の地域ごとに地価の変動要因を検討する必要があるといえよう。

一方、秋田(-2.6)、宮崎(-2.6)、鹿児島(-2.6)など東北・南九州の県では負の差分が拡大しており、地方圏では地域内の経済指標が示す水準まで地価が回復していない。ただし北海道(+0.3)、静岡(+1.0)、沖縄(+2.3)など地方圏でも一部の地域は正の差分を示しており、インバウンド観光の拡大や投資資金の流入といった局地的な要因が、回帰モデルの推定を超える押し上げ効果を持ったことがうかがえる。

住宅地では、東京(+1.5)、愛知(+1.1)、大阪(+1.1)といった大都市圏、宮城(+2.1)、福岡(+1.0)などの広域中心都市圏に加え、地方圏においても福島(+1.0)、大分(+0.3)、沖縄(+2.6)などで正の差分が生じている。福島は東日本大震災からの復興需要、大分、沖縄はインバウンド需要の拡大といった地域固有の要因が、全国モデルでは捉えきれない押し上げ効果として現れたものと解釈できる。他方、秋田(-1.7)、徳島(-1.4)、鹿児島(-1.6)など東北、四国、南九州などの県では引き続き負の差分がみられ、住宅地価の回復力にも地域差が生じている。

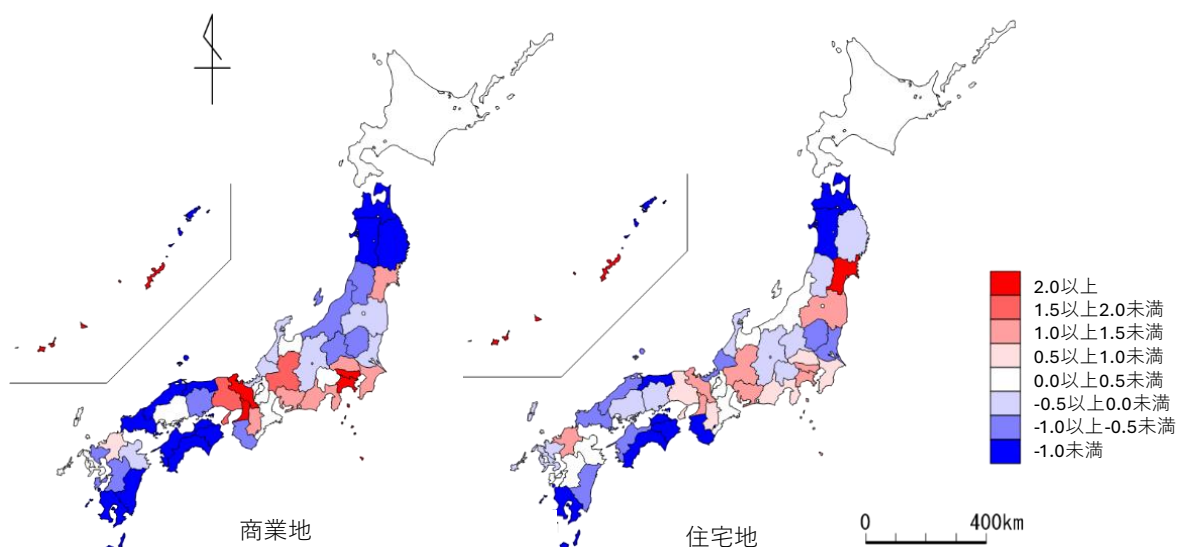


図12 金融緩和期の実績地価とモデル推定地価変動率との差分

(4) 遅行年数と差分の関係

最後に、Ⅲ章で区分した遅行年と差分の関係(表 4)をみることで、地価変動の空間的波及構造と社会経済指標では説明しきれない地価変動要因との関係を検討する。

平成バブル期の商業地についてみると 1 年の県で+0.9, 2 年で+2.9 と高い正の差分を示す一方, 3 年で-0.3, 4 年で-0.9 と, 遅行年数が長い県ほど差分が低下する傾向がみられる。住宅地でも, 0 年で+0.5 であるのに対し, 3 年で-3.0, 4 年で-4.5, 無相関の県で-2.6 と, 遅行年数が長い, あるいは無相関の県は大きな負の差分を示す。すな

表 4 遅行年別の年平均差分

遅行年数	商業地			住宅地		
	平成バブル期	デフレ経済期	金融緩和期	平成バブル期	デフレ経済期	金融緩和期
東京都	1.2	-3.2	1.4	-2.2	-2.3	0.7
0年	-	-0.3	0.9	0.5	0.2	1.2
1年	0.9	-0.9	-1.0	-	-0.7	-0.4
2年	2.9	-	-1.9	0.4	-	-
3年	-0.3	-1.5	-0.8	-3.0	-	-
4年	-0.9	-	-2.4	-4.5	-	-
無相関	-	-0.6	-	-2.6	0.1	-

わち, 東京との連動が強い地域ほど, 地域の経済水準を超えた地価上昇が観察されているのである。

一方, デフレ経済期は東京の商業地が-3.2, 住宅地で-2.3 と大幅な負の差分を示している点に特徴がある。平成バブル期に膨張したオフィス需要や住宅需要の反動が東京心部で強く現れ, 県内総生産や建築着工といった実体経済指標からみて想定される水準を超えて地価が下落したことを示している。一方で, 主に周辺地域に分布していた無相関の県は, 商業地(-0.6), 住宅地(+0.1)ともに大きな負の差分とはなっておらず, 平成バブル期の投機的な地価上昇が無かった反面, 下落の影響も少なかったといえる。

金融緩和期の商業地についてみると, 東京と同期して推移する 0 年の県で+0.9, 1 年で-1.0, 2 年で-1.9, 4 年で-2.4 というように, 遅行年数が長くなるほど差分がマイナス方向に大きくなる傾向が明瞭である。住宅地についても 0 年が+1.2, 1 年が-0.4 と同様の傾向がみられる。これは, 東京と地価変動が同期化している地域ほど, 全国モデルが想定する以上の地価上昇を実現しており, 逆に東京から時間的に遅れて波及する地域ほど, モデルの想定を下回る地価動向にとどまっていることを意味する。Ⅳ章で確認した証券化不動産取得額など投資的要因の影響力の高まりが, 実際には東京と密接に連動する大都市圏に集中的に及んでおり, これが地価変動の同期化あるいは遅行年数の短縮と, 地域間格差の拡大を同時にもたらししていると考えられる。

以上の点から, 地価変動の空間的波及構造における遅行年数の長短は, 単なる時間的なタイムラグの指標にとどまらず, 全国共通の経済指標では説明できない地価変動要因, すなわち東京からの影響の程度, 投資資金の流入や不動産市場の需給変化といった地域固有の要因の強弱を反映していると考えられる。とりわけ金融緩和期には, 東京と同期する大都市圏に, 全国の回帰モデルを超える地価上昇圧力が生じる一方, 遅行年数の長い地方圏では実体経済の水準に見合うだけの地価上昇すら実現できておらず, 地価変動からみた地域間の格差が読み取れる。

Ⅵ. おわりに

本研究では, 1980 年代以降の地価変動について, ①平成バブル期(1984-1996 年), ②デフレ経済期(1996-2010 年), ③金融緩和期(2010-2021 年)の 3 時期に区分し, 都道府県別の地価変動率の遅行年数と, 社会経済指標を用いた地価変動率推移の要因分析とを組み合わせることで, 地価変動の空間的波及構造の変化とその要因を検討してきた。

得られた知見は次のように要約できる。第 1 に、Ⅲ章で示したように、東京に対する各道府県の遅行年数は、平成バブル期の 1~4 年から、デフレ経済期に一部の地域で無相関化した後、金融緩和期には 0~3 年程度へと短縮し、全国的な地価変動の同期化が進行した。しかし、この地価変動の同期化は地域間の地価格差の縮小を意味するものではなく、遅行年数が短い地域ほど地価上昇率が高いという関係は、むしろ金融緩和期に強まっている。

第 2 に、Ⅳ章で示したように、全国の地価変動率を規定する要因は、商業地では平成バブル期が景気動向や不動産開発などのファンダメンタル要因だったのに対して、デフレ経済期以降は投資要因の影響が高まってきた。住宅地でも、平成バブル期はファンダメンタル要因、デフレ経済期には金融環境要因であったが、金融緩和期以降は商業地と同様に投資要因の影響が高まってきた。

第 3 に、Ⅴ章で示したように、この投資的要因の影響は全国一様に生じているのではなく、東京および東京と同期して推移する地域で地価上昇圧力として顕著に現れている。一方、遅行年数の長い多くの地方圏では、地域内の社会経済指標の水準からみて期待される地価上昇すら実現できていない。

これらの結果は、2000 年代以降の地価変動の二極化と局地化という現象が、1980 年代以降の空間的波及構造の変化と表裏一体の関係にあることを示している。平成バブル期の地価変動は、東京の都心商業地に始まった土地需要の拡大が、時間差を伴いながらも全国各地に波及するという、地域経済のファンダメンタルを反映した現象であった。つまりバブル経済と呼ばれたとはいえ、そこには都道府県内総生産の拡大や建築着工の増加といった実体経済との連関があったと言えよう。これに対して、不動産証券化や海外資本の流入などによって不動産の金融化が進んだ 2000 年代以降は、投資資金がファンダメンタルに基づく土地需要とは無関係に、東京や大都市圏、あるいは沖縄や北海道のように国際的な投資主体の関心を集めやすい地域に直接的かつ選択的に流入するようになった。その結果、地価変動のタイミングという意味では全国的な同期化が進む一方で、地価上昇率の水準という面では大都市圏と地方圏、東京圏と他の大都市圏、投資需要を呼び込める地域とその他の地方圏との格差を拡大させているのである。西村(2014)が指摘するように、不動産市場と金融市場との結び付きの強まりは、地価形成を実需よりも将来価値への期待に基づくものへと変化させており、本研究の分析結果もこの指摘と整合的である。また、Kikuchi et al.(2022)で示したように、Jリートによる不動産取得の大半が東京圏に集中する構造は、本研究で確認された金融緩和期の大都市圏における投資的要因による累積的な地価上昇圧力と軌を一にするものといえる。

こうした知見は、政策的にも重要な示唆を持つ。大石(2018)が指摘するように、地価水準の地域間格差の拡大は、金融機関の貸出行動や地方自治体の固定資産税収、さらには住宅取得可能性にまで影響を及ぼす。本研究の結果は、こうした格差が地価変動の空間的波及構造そのものの変質、すなわち実需主導の波及から投資主導の選択的な資金配分への転換によってもたらされていることを示しており、地域間格差の是正には、単に地方の実体経済を活性化させるだけでなく、地方の不動産市場に投資資金を呼び込むための制度的な環境整備が求められることを示唆している。

最後に、本研究の課題を述べておきたい。第 1 に、本研究の分析単位は都道府県であり、県内の市区町村レベルでの地価変動の差異、とりわけインバウンド観光地や工場立地地域における局地的な地価高騰の実態までは捕捉できていない。地価変動の局所化をより明確にするためには、不動産取引価格などを用いることで、市町村やそれ以下のレベルでの把握が求められる。第 2 に、Ⅳ章のモデル式で用いた対内直接投資が全国集計値であり、都道府県別の投資資金の実際の流入額を直接的に反映したものではない。不動産投資の実態を定量的に把握できる資料はほとんど見当たらないが、より不動産投資の実態を表す不動産取引件数や中古マンション

価格などの社会経済指標を反映させたモデルを検討する余地があるといえよう。第 3 に、本研究は相関関係や回帰モデルに基づく分析であり、社会経済指標が地価上昇に結び付く経路や両者の因果関係を厳密に検証したものではない。とりわけ、金融緩和期以降に影響力を高めてきた不動産投資と地価変動の関係を明らかにするためには、特定の地域や開発・取引を対象にした事例研究の蓄積が重要になると考えられる。における、したがって今後は、市区町村レベルのデータや実際の不動産投資額などのマイクロデータを用いることで、地価変動の空間的波及構造の変化とその要因について、より精緻な検証を行うことが課題として残されている。

注釈

- 1) デフレ経済期の商業地において無相関の閾値を 0.4 とした場合では無相関県数が 15 (栃木, 新潟が除外), 0.6 では 21 (長野, 愛媛, 長崎, 熊本が追加) となり, 0.5 の場合 (17) と比較して大きな変化はみられない。
- 2) デフレ経済期の住宅地において無相関の閾値を 0.4 とした場合では無相関県数が 31 (北海道, 茨城, 岐阜, 大分が除外), 0.6 では 36 (群馬が追加) となり, 0.5 の場合 (35) と比較して大きな変化はみられない。
- 3) 社会経済指標は, 廣瀬ほか(1995), 西村ほか(1998), 森永(2008), Poon(2017)を参考に, 変数間の相関係数が 0.75 以下であることを条件に, 1984~2021 年の間の一貫したデータが得られること, 都道府県別のデータが得られることを考慮して選択した。データの出典は以下の通り。
 - ・GDP 増加率, 公的資本形成増加率: 内閣府 国民経済計算 (都道府県は県民経済計算)。
 - ・建築着工床面積増加率, 消費者物価指数変化率, 国内銀行貸出残高増加率: 総務省 都道府県・市区町村のすがた (社会・人口統計体系)。
 - ・世帯数増加率: 総務省 住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査。
 - ・対内直接投資のネット額: 世界銀行 World Development Indicators。
 - ・証券化不動産の取得額: J-REIT 各社の有価証券報告書, 日経 BP 社 DEAL SEARCH より筆者作成。
- 4) 地価変動率モデルに代入した各都道府県社会経済指標:
 - (X₁) 県内総生産増加率 (都道府県別)
 - (X₂) 建築着工床面積増加率 (都道府県別)
 - (X₄) 消費者物価指数変化率 (都道府県別)
 - (X₅) 国内銀行貸出残高増加率 (都道府県別)
 - (X₆) 対内直接投資のネット額 (全国)
 - (X₇) 証券化不動産の取得額 (都道府県別)
 - (X₈) 公的資本形成増加率 (都道府県別)表 2 (商業地), 表 3 (住宅地) で示した全国の地価変動率推移移との相関係数が高い年を採用している。

参考文献

- 安藤朝夫・内田隆一・吉田克明 1992. 2大都市圏における地価関数の推定結果を用いた地価変動の時空間分析. 土木学会論文集 449: 77-86.
- 飯田 彬 2001. バブルの形成と崩壊. PRI Discussion Paper Series 01A-02.
- 大石夏樹 2018. 我が国における地価の現状と今後の動向ー地価二極化の影響と先行きの留意点. 立法と調査

408:123-136.

唐渡広志 2014. 住宅価格の空間的波及. 土地総合研究 22(4):54-65.

菊池慶之編 『不動産投資の空間構造—金融市場に支配される地域』古今書院.

清水千弘 2011. 不動産バブルの教訓. 日本不動産学会誌 25:29-38.

清水千弘・才田友美・井上智夫 2019. 不動産市場のファンダメンタルズ. 金融研究センターディスカッションペーパー (DP2019-4):1-25.

西村清彦・古川英機・上坂卓郎 1998. 日本の地価変動要因. 季刊住宅土地経済 28:20-28.

西村清彦編 2002. 『不動産市場の経済分析—情報・税制・都市計画と地価』 日本経済新聞社.

西村清彦 2014. 不動産バブルと金融危機の解剖学. 季刊住宅土地経済 93:10-19.

野口悠紀雄 1992. 『バブルの経済学—日本経済に何が起こったのか』 日本経済新聞社.

廣瀬義伸・青山吉隆・井上雅晴 1995. 地価の空間波及要因に関するパネルデータ分析. 土木計画学研究・論文集 12:187-194.

森永慎一 2008. 都道府県別地価の動向と公的支出依存度. 日本不動産学会 2008 年全国大会論文集:13-20.

山田浩久 2002. 大都市圏の地価上昇と空間変容の相互作用. 季刊地理学 54:1-13.

山田浩久 2008. 東京大都市圏中心部におけるマンション立地と地価変動との関係. 山形大学歴史・地理・人類学論集 9:1-12.

Kikuchi, Y., Teshima, K. and Yoshino, K. 2022. Financialization of real estate in Japan : Formation of core-periphery structure. *Regional Studies* 56 : 128-139.

Kikuchi, Y., Li, M., Xiao, Y., Xu, H. and Zhou, Y. 2025. Financial crisis and within-city heterogeneity in land prices: The role of REIT penetration. *Real Estate Finance and Economics* 70: 144-187.

Poon, P. 2017. Foreign direct investment in the UK real estate market. *Pacific Rim Property Research Journal* 23-3: 249-266.