

住宅価格の空間的波及

富山大学経済学部 教授 唐渡 広志
からと こうじ

1. はじめに

戦後の日本経済において、土地市場は何度かの地価高騰を経験している。1980年代後半に起こったバブル経済では、成長によって蓄積された企業と家計の貯蓄が源泉となって、資金需要が旺盛な不動産関連市場への投機を招いたといわれている。特に、1987年1年間における住宅地の地価変動率の高さは首都圏で顕著であり、地価公示によると東京都区部で77%、横浜市で93%、川崎市で106%などのように理論上の価格変動を遥かに上回る水準で取引が行われていた。また、東京都心の商業地で生じた価格変動は、周辺のオフィス市場や郊外の住宅市場にも飛び火し、全国の都市にも何期間かの遅れを伴って波及した。

1980年代後半の地価上昇は、まず金融市場や企業の国際化によって、容積率規制の実効的な東京都心部におけるオフィス床面積の需要が増大し、都心の生産性が上昇することによってオフィス用途の地代が上昇したことが出発点であると考えられている。用途間での地代格差は、住宅地から商業地への転用を促す契機となるが、都市開発や不動産取引には時差があるため地代格差は時間をかけて調整され、それが周辺部に波及した。山村(1997)によると時系列地価動向モデルの結果から1980年代以降の東京近郊区住宅地では都心商業業務地からの波及および金融要因の影響が強く、商業業務地と比較して地価変動に占めるバブル的な側面が強かったことが指摘されている。

経済の下降局面においては、これとは逆の動きが生じる。同一の区画において商業用途と住宅用途それぞれに対する家賃を同時に観察することはできない。そこで、Shimizu, Karato and Asami (2010) は1991, 1996, 2001年のデータを利用して、東京都区部におけるオフィス用途と住宅用途の理論上の収益格差が、用途変更の確率を有意に高めることを実証している。特に土地利用調整の空間的視点から見ると、都心部よりもその郊外において、オフィス用途から住宅用途へ転用される確率が高いことを示している¹。

近年、J-REITの不動産取得は2013年度末で2.2兆円に達しており、アベノミクスへの期待から東証REIT指数も2012年後半以降は急上昇し、その後も高値を維持している。竹内(2014)によると、都心3区のオフィス賃料は2012年第4四半期を底に上昇を始めている。特に、面積や機能面で優れたAクラスビルは7期間連続で上昇しており、2015年第3四半期までの上昇が推計値として見込まれている。また、住宅借入金等特別控除(住宅ローン減税)の長期化、消費増税前の駆け込み、大規模な金融緩和により、再び住宅需要を増大させる土台もできあがっている。

¹ 同論文では地域を次のように分類している。地域1：千代田区、中央区、港区、地域2：新宿区、文京区、台東区、品川区、渋谷区、地域3：それ以外の都区部。観察期間はオフィス、住宅ともに家賃は下落傾向にあり、収益格差が100万円広がると住宅に転用する確率は0.5% (地域1)、3.9% (地域2)、3.4% (地域3) だけに有意に高まる(2001年の場合の限界効果)。

本研究は、このような背景にある首都圏における直近の住宅取引価格に注目して、価格の波及効果（乗数効果）が都市空間においてどの程度生じるのかを実証分析する。1980年代後半における地価や住宅価格の空間的な波及現象について、肥田野・山村（1992）、肥田野・山村・樋口（1994）、廣瀬・青山・井上（1995）、内田・安藤（1996）、清水（2004）などの先行研究がある。分析の多くは地域内の局所的な相関や価格伝播の速さなどに注目している。価格変動の出発点がどこであれ、地理的な相関が本当に存在するのであれば、ある地点における価格上昇はさまざまな地点の価格に影響した上で、巡り巡って再び当該地点の価格に反映されるはずである。本稿では、波及効果がどの程度で収束し、乗数効果が最終的にはどの程度存在するのかを検討する。

2. 価格の空間的波及

市場経済が十分に機能している場合、土地は最も高い値付けをする用途に利用される。地代の上昇がまず都心商業地に生じ、それが時間のずれを伴って都心商業地と強い代替関係にある都心住宅地や郊外商業地に波及し、そのために将来地代の割引現在価値である地価もまず都心商業地で上昇し、それが都心住宅や郊外商業地に波及していったと考えられる。

用途間の代替関係に加えて、住宅地を含む地価にも空間的な連鎖が存在していることが、肥田野・山村・樋口（1994）、廣瀬・青山・井上（1995）、内田・安藤（1996）、安藤（1999）、などいくつかの研究において指摘されている。ほとんどの研究において、東京都心部における商業地での価格上昇を出発点とする想定は、全国主要都市の住宅地への波及経路をうまく説明している。

ただし、これまでの不動産研究では住宅の価値よりも地価を対象とした分析の方が多いと考えられる。これは利用可能なデータとして鑑定評価をベースとした地価公示が国によって整備されているのに対して、実際に取引された住宅価格の調査は一部を除いて利用困難であるか、データベース

自体も限定的であったことが理由として大きい。住宅流通市場において中古住宅の流通規模は欧米先進国と比較して著しく低く、住宅の価値に対する注目度も地価に比べて低い。

土地だけの取引に比べ、マンションあるいは住宅と建物の取引に含まれる考慮すべき情報は格段に増える。さまざまなタイプの家計が存在するように、選択の対象となる住宅も千差万別である。たとえば、一人暮らしのサラリーマンと4人家族の世帯では、住宅購入選択肢の中身は大きく異なってくるだろう。したがって、ある物件を購入対象とするようなグループは同じ住宅市場の中に部分的なもう一つの市場をもつことになる。このように、住宅のさまざまな機能、地理環境、家計の種類に応じて細分化した市場のことをサブマーケットとよんでいる。

サブマーケットの概念は代替性の考え方そのものに対応させることができる。例えば、代替関係にある二つの商品A、BのうちAの価格が上昇すれば、もう一方の商品Bの相対価格が下落するので、Bの需要が増大する。似た特徴を持つ商品群は互いに代替関係にある可能性が高い。価格調整が十分に働けば、長期的にはこれらの代替商品群の価格は平準化されるだろう。

住宅市場においても、サブマーケットには緊密な代替関係をもつ住宅が含まれているので、住宅価格は価格調整によって平準化される。たとえば、最寄駅に近い物件の価格が上昇すると、遠い物件の需要が増大する。すると、需要の増大はさらに価格を上昇させるから、より遠い物件の需要をも増大させ、価格変動に関する空間的な連鎖が生じる。このように、空間相互依存の考え方とサブマーケットの概念は非常に良く似ており、住宅間の代替関係で説明することができる。

3. 住宅取引価格データ

本研究では対象を2005年から2014年までの首都圏に限定した上で、不動産取引価格情報（国土交通省・土地総合情報システム）を利用して、主に住宅価格がどのように空間的に波及するのかを

表1 不動産取引価格情報物件数 (2005年から2014年まで)

	(a) 全国	(b) 首都圏	(b)/(a) %
宅地(土地)	754,617	189,308	25%
宅地(土地と建物)と中古マンション等	1,006,671	418,209	42%
(内数) 宅地(土地と建物)	674,027	231,586	34%
中古マンション等	332,644	186,623	56%
農地	176,638	12,935	7%
林地	79,044	5,055	6%
合計	2,016,970	625,507	31%

表2 宅地(土地と建物)の記述統計(観測値の数:216,256件)

	平均	標準 偏差	最小	第1四 分位数	メディ アン	第3四 分位数	最大
取引価格 [万円]	4,200	4,710	190	2,200	3,300	4,600	57,000
最寄駅 [分]	21	21	0	9	15	24	150
東京駅 [km]	31	18	0	18	29	39	158
敷地面積 [m ²]	165	160	10	100	125	175	1,900
延床面積 [m ²]	132	142	10	90	100	115	1,900
建築後年数	12	14	0	0	2	22	66

注1. 最寄駅 [分] は最寄駅までの徒歩時間を, 東京駅 [km] は最寄駅から JR 東京駅までの直線距離をそれぞれ示している。

注2. 国土交通省『不動産取引価格情報』(<http://www.land.mlit.go.jp/webland/>) より作成。

探索的に分析する。観察対象期間は、リーマンショックによる世界的な金融危機が起こる直前の時期から、第2次阿部内閣によってさまざまな金融・財政政策が打ち出される時期を含んでいる。

アンケート調査により平成17年より蓄積された不動産取引価格情報で扱われている不動産物件はおよそ200万件であり、宅地(土地)、宅地(土地と建物)、中古マンション等、農地、および林地の5種類の分類されている。このうち住宅に関連する宅地(土地と建物)と中古マンション等はその半数を占めている。表1は不動産取引価格情報における不動産の種類別の件数をまとめたものである。本研究で利用するデータは、首都圏(茨城県、埼玉県、千葉県、東京都および神奈川県)における「宅地(土地と建物)」と「中古マンション等」である。用途のほとんどが住宅であるこれらの種類の物件数について首都圏が全国に占める割合は42%であり、人口比(およそ30%)よりも多い。宅地(土地と建物)のうち建物が共同住宅

として利用されていたものは8%ほどある。

実際の分析に用いたデータを以下の視点でスクリーニングしている。

- 異常値を排除するため取引価格および面積の上下0.5%ずつを除く
- 面積、建物用途、部屋数が明確に表示されていないデータを除く
- 建築年が戦前の場合を除く

表2は宅地(土地と建物)を、表3は中古マンション等の記述統計を示している。これら以外に、部屋数(中古マンション等)、前面道路の状態(宅地)、建物の構造、用途、都市計画規制および建築規制などを把握している。取引価格は右裾に重い分布であるため、宅地(土地と建物)、中古マンション等どちらも平均はメディアンよりも高い値を示している。東京駅 [km] は最寄駅から JR 東京駅までの直線距離を測っており、東京都区部は概ね半径15 km、川崎市は20 km、さいたま市は25 km、千葉市や横浜市は30 km 圏内にほとんどが含まれ

表3 中古マンション等の記述統計（観測値の数：162,052件）

	平均	標準 偏差	最小	第1四 分位数	メディ アン	第3四 分位数	最大
取引価格 [万円]	2,510	2,010	190	1,300	2,200	3,200	56,000
最寄駅 [分]	11	10	0	5	8	13	150
東京駅 [km]	20	14	1	9	18	30	129
占有面積 [m ²]	56	24	10	40	60	70	770
建築後年数	15	11	0	6	13	23	67

注1. 最寄駅 [分] は最寄駅までの徒歩時間を、東京駅 [km] は最寄駅から JR 東京駅までの直線距離をそれぞれ示している。

注2. 国土交通省『不動産取引価格情報』（<http://www.land.mlit.go.jp/webland/>）より作成。

る。ワンルームマンション等の小規模面積の共同住宅が4.4万件ほど存在するため、面積は中古マンション等でやや低い値になる。建築後年数が0の物件は、宅地(土地と建物)においておよそ43%、中古マンション等において7%であり、実際に取引された新築分譲マンションは十分に観察されていない可能性がある²。

図1に各取引時点における観測値の数の推移を示した。同データは取引時期を四半期で観察しているが、それぞれの観察時点での観測数は必ずしも安定していない。特に、2007年第2四半期以降と比べて2005年および2006年では、さいたま市、東京都区部、千葉市、横浜市および川崎市の取引だけが観察されておりサイズも小さい。また、直近の2013年第3四半期、第4四半期や2014年第1四半期も回収が不十分なためにサイズが小さくなっている可能性がある。

4. 波及効果の推定

4.1 住宅価格指数

図2は首都圏の2007年第2四半期中古マンション等の取引価格を1とした場合の各取引時点における宅地(土地と建物)と中古マンション等の価格指数を示している。価格変動率は、宅地(土地と建物)において1四半期あたり平均-0.3%

(年率-1.2%)、標準偏差8.3%、中古マンション等において1四半期あたり平均0.4%(年率1.4%)、標準偏差5.6%であった。宅地(土地と建物)の取引価格は下落傾向、中古マンション等の取引価格は上昇傾向にあることがわかる。

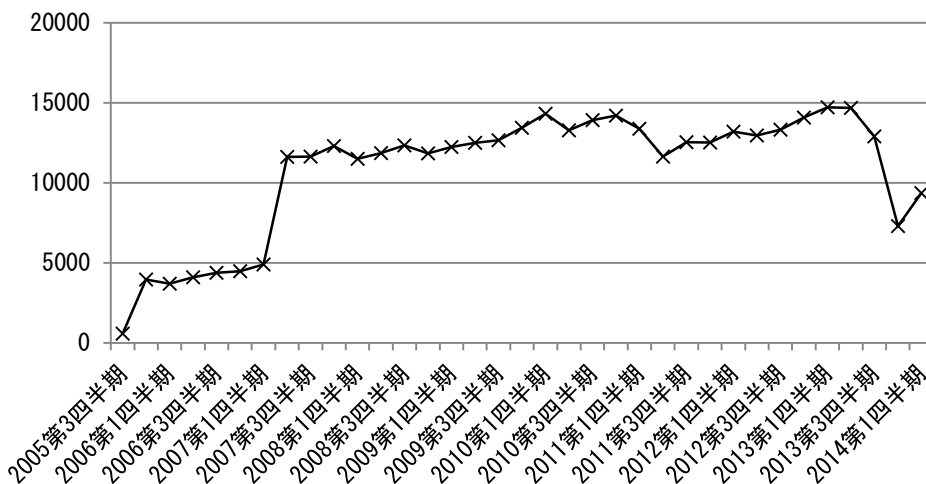
実際に取引された住宅は、地価公示のようにほぼ同一地点の土地を継続して観察しているものとは異なるので、それぞれの物件の特徴は取引時点によって全く異なる。したがって、そのような情報の算術平均は、個別性を考慮しないことによるさまざまなバイアスを含んでしまうことになる。例えば、住宅の大きさ、品質、地理的な条件など価格に影響すると思われる事柄(これを属性とよぶ)は個別的である。このような場合、個々の住宅の大きさ、品質、地理的な条件などの属性が住宅価格に与える影響を制御して、市場全体に共通して生じている影響だけを推定するヘドニック・アプローチとよばれる手法が有用である。

Diewert, Heravi and Silver (2007)あるいは唐渡・清水・ディワート(2013)にしたがえば、ヘドニック・アプローチを利用して観察された住宅価格を次のように表現できる。

$$\begin{aligned} & \text{住宅価格対数値の算術平均} \\ & = \text{時間効果} + \text{属性価値の平均} \end{aligned}$$

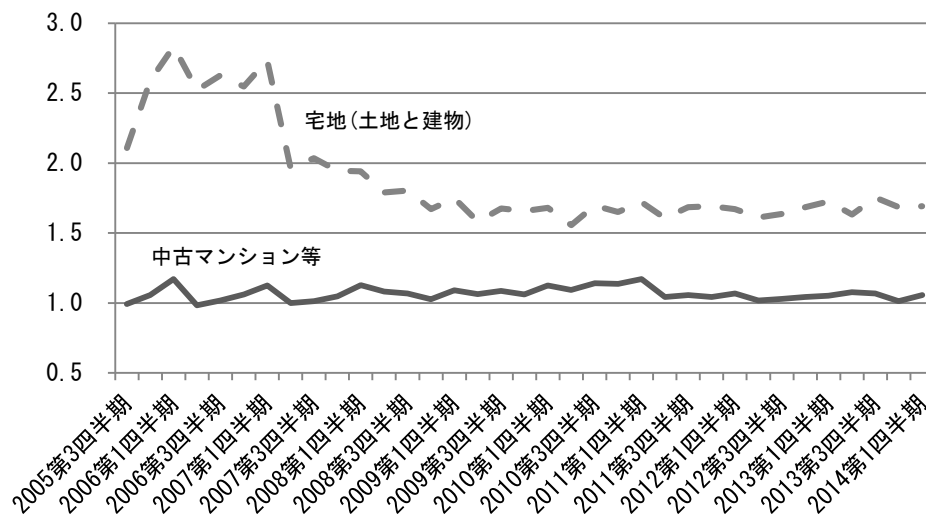
² 住宅着工統計(国土交通省)によると2013年の着工新設住宅戸数は首都圏でおよそ33万件である。公益財団法人東日本不動産流通機構による首都圏の中古物件の成約件数はおよそ4.9万件であり、中古住宅の流通量は15%に満たない。

図1 観測値の数の推移



注. 国土交通省『不動産取引価格情報』(http://www.land.mlit.go.jp/webland/) より作成。

図2 平均取引価格指数 (基準: 2007年 第2 四半期中古マンション等の取引価格)



注. 国土交通省『不動産取引価格情報』(http://www.land.mlit.go.jp/webland/) より作成。

ここで、時間効果および属性価値の平均は統計学的手続きに基づいて算出される推定値であり、どの程度の誤差を伴っているかも含めて把握できる³。大きくて、品質が高く、利便性の良い所にあ

る住宅標本は属性価値の平均も高くなるので、算術平均も大きな値になる。このような属性価値を制御した上で、市場全体に共通して生じていると思われる価格への影響を測るには時間効果を推定すればよい。

³ 第 t 期に取引された住宅 $i=1, \dots, n$ の対数価格 y_i^t を時間ダミーおよび属性ベクトル \mathbf{Z}_i^t に回帰し、時間ダミー係数の推定値 (時間効果) を $\hat{\alpha}_t$ 、属性の係数推定ベクトルを $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ 、残差を \hat{u}_i^t とおくと $y_i^t = \hat{\alpha}_t + \mathbf{Z}_i^t \hat{\boldsymbol{\gamma}} + \hat{u}_i^t$ である。両辺を $i=1, \dots, n$ について合計して、サイズ n

価格指数は基準時点の価格に対する比較時点の価格の比である。簡単な計算により住宅価格指数系列は時間効果の推定値を利用して

で割ると、 $\sum_i y_i^t / n = \hat{\alpha}_t + \sum_i \mathbf{Z}_i^t \hat{\boldsymbol{\gamma}} / n$ が得られる。

図3 宅地（土地と建物）のヘドニック価格指数（基準時点：2007年第2四半期）

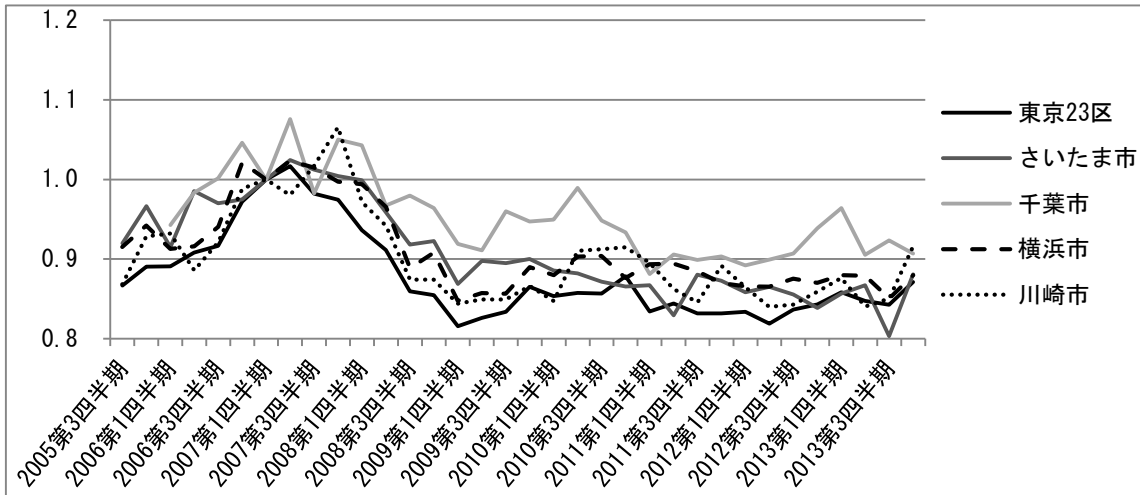
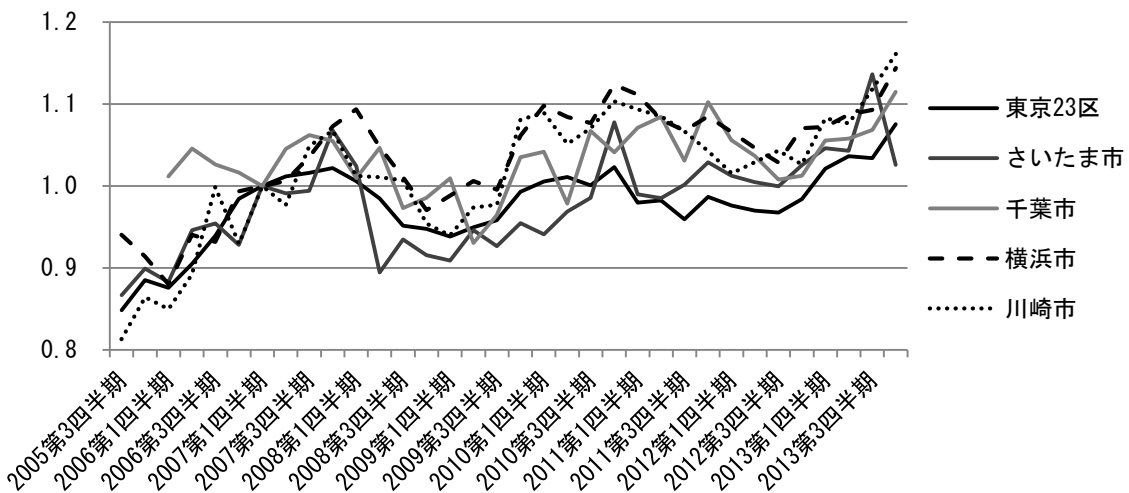


図4 中古マンション等のヘドニック価格指数（基準時点：2007年第2四半期）



{exp(基準時点 s の時間効果),
 exp(s + 1 時点の時間効果),
 exp(s + 2 時点の時間効果),...}

より計算できる。これを住宅のヘドニック価格指数とよんでいる。図3および図4はさまざまな属性を制御した上で求めた東京23区、さいたま市、千葉市、横浜市、川崎市の宅地およびマンションのヘドニック価格指数である。ここでは各地域における2007年第2四半期の価格を基準にしている。

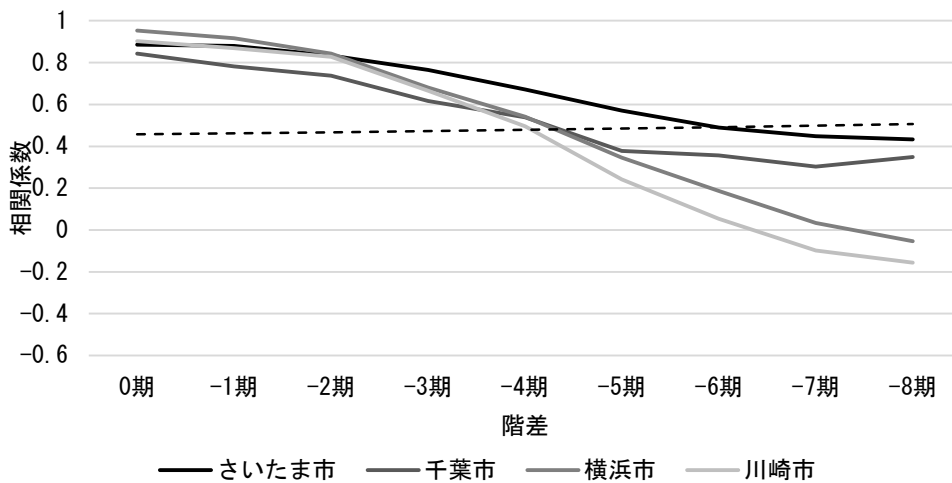
宅地（土地と建物）の価格指数は2007年に上昇しているが2009年以降は横ばいもしくは若干の

下落傾向がある⁴。それぞれの地域の価格変動率の平均（1四半期あたり）は、東京23区：-0.04%、さいたま市：-0.06%、千葉市：-0.04%、横浜市：-0.07%、川崎市：0.03%である⁵。また、基準時点と比較して2014年第1四半期価格は1割ほど下落している。

⁴ なお、東京都区部における1993年から2007年までのマンション等の価格指数はKarato, Movshuk and Shimizu (2010)（一般化加法モデル）において40%、唐渡 (2014)（自己回帰型リピートセールスモデル）において37%下落している。

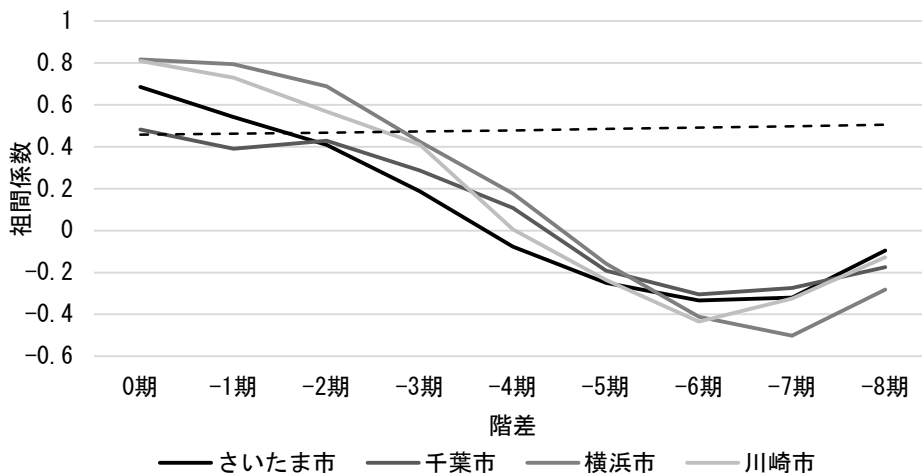
⁵ 前年同期でみた場合の宅地（土地と建物）の年間変動率は、東京23区：-0.3% (6.6%)、さいたま市：-1.3% (4.9%)、千葉市：-0.9% (5.5%)、横浜市：-0.5% (6.1%)、川崎市：-0.2% (7.4%)である。ただし括弧内は標準偏差を示している。

図5 東京都区部との相関 [宅地 (土地と建物)]



注: 点線は正の相関が無いという仮説を棄却する臨界値を示している。

図6 東京都区部との相関 [中古マンション等]



注: 点線は正の相関が無いという仮説を棄却する臨界値を示している。

中古マンション等では 2008 年以降も上昇の傾向があり、基準時点と比較して直近の 2014 年第 1 四半期価格は、東京 23 区：7.6%，さいたま市：2.6%，千葉市：11.5%，横浜市：14.4%，川崎市：16.1% とそれぞれ上昇している。各地域の価格変動率の平均(1 四半期あたり)は、東京 23 区：0.7%，さいたま市：0.6%，千葉市：0.4%，横浜市：0.9%，川崎市：1.1% である⁶。また、金融緩和が行われ

た 2013 年以降、1 年間で東京 23 区：9.3%，さいたま市：0.0%，千葉市：10.1%，横浜市：6.9%，川崎市：13.1% と高い伸びを示している。新築マンションの場合は、建築資材や人件費の上昇に加えて、5%から 8%への消費増税前の駆け込み需要による影響が十分に考えられる。

図 5 および図 6 は過去の東京都区部の価格指数とそれ以外の市の価格指数の関連性の程度を示している。宅地 (土地と建物) の場合、同一時期 (0

⁶ 前年同期でみた場合の中古マンション等の年間変動率は、東京 23 区：2.5% (5.7%)，さいたま市：2.5% (7.0%)，千葉市：0.8% (5.5%)，横浜市：2.6% (6.3%)，

川崎市：3.9% (7.7%) である。ただし括弧内は標準偏差を示している。

期)の取引価格の相関が最も高く、4ないし5四半期前の価格でも有意な相関をもつ。中古マンション等の場合、宅地(土地と建物)に比べて相関は弱く3四半期前までの価格と有意な相関をもつ。このことから、価格の伝播は1年前後の間隔において実現していることがわかる。また、すべての地域間でも同様の価格伝播が生じている可能性も考えられる。地域間で価格波及するタイミングが同時でないとするれば、相関の高い地域と低い地域が生じることが予想される。

4.2 空間乗数効果

価格変動に地域的な相関がある場合、ある地域の価格変動は他のすべての地域の価格に大なり小なり影響を与え、それが再び当初の変動が生じた地域に戻ってくる。価格変動に関する空間的な連鎖はサブマーケットの概念で説明できるが、その連鎖もいずれは収束するだろう。価格の波及効果が存在するのかどうかを調べるには乗数効果の概念を用いるとわかりやすい。

価格の空間的な波及経路や効果を計測する手法についていくつかの先行研究がある。肥田野・山村(1992)および清水(2004)は公示地価の平均変動率と標準偏差を利用して地域をクラスター分類し、全国住宅地および商業地の価格波及構造を検討している。経済学以外の分野の手法を利用したもので、内田・安藤(1996)は熱伝導現象を説明する際に用いられる偏微分方程式から地価変動の時空間的波及効果の実証分析を行っている。また、Bourassa, Cantoni, and Hoesli(2007)は地球統計学で用いられているクリギングとよばれる手法を用いて、住宅属性の距離指標を定義した上でサブマーケット間の相互依存性を検証している⁷。

本論文では、表4のように距離帯に応じて分割された地域を定義し、住宅価格変化の空間乗数効

果を計測する。観察期間は2007年第2四半期から2014年第1四半期、分割された地域数は39地域である。各地域の価格指数を前節の手法で求め、それぞれの地域間の相互依存関係を推定する。ある地域の価格は当該期および過去の他のすべての地域と相関を持つという仮説のもとで、空間計量経済学で利用されている空間自己回帰係数を推定する。東京都区部とさいたま市、千葉市、横浜市および川崎市のケースでは、1年ほど前の価格でも有意な相関を持っているので4四半期前までのラグを考慮する⁸。

各地域の価格指数を比較すると、金融緩和が行われた2013年以降では一部の地域で大きな価格上昇が見られることがわかる。宅地(土地と建物)の場合、観察期間の価格変動のばらつきと比較して、2013年に大きな変化があったのは以下の地域である。

- さいたま市西区・北区・大宮区、川崎市、春日部市などの東京都心部から25-30km圏内の地域、
- 飯能市、鴻巣市、鶴ヶ島市などの40-45km圏内の地域、
- 加須市、東松山市、毛呂山町などの45-50km圏内の地域、
- 横浜市金沢区、藤沢市、厚木市などの35-40km圏内の地域、
- 秦野市、伊勢原市、茅ヶ崎市などの45-50km圏内の地域。

したがって、宅地(土地と建物)に関して郊外の住宅地で顕著な価格変動が生じていたとみることができる。中古マンション等の場合、観察期間の価格変動のばらつきと比較して、2013年に大きな変化があったのは以下の地域である。

⁸ 推定する回帰モデルは

$$p_j^t = \rho_0 \sum_k w_{jk} p_k^t + \rho_1 \sum_k w_{jk} p_k^{t-1} + \dots + \rho_4 \sum_k w_{jk} p_k^{t-4} + \lambda_j + \varepsilon_j^t$$

となる。ここで、 p_j^t は t 期における j 地域の価格指数、 ρ_0, \dots, ρ_4 は空間自己回帰係数、 w_{jk} は空間重み行列の要素、 λ_j は固定効果、 ε_j^t は自己回帰を含む攪乱項を示す。

⁷ 不動産価格の時系列空間相互依存関係を検証した他の例としてBasu and Thibodeau(1998), Case, Clapp, Dubin and Rodriguez.(2004), Douglas and Abdoul(2014)などがある。

表4 距離帯で分割した地域

	地域番号	距離帯	市区町村	
茨城県	1	35 km 以上 40km 未満	龍ヶ崎市, 取手市, 牛久市など	
	2	40—45	つくば市, 稲敷市, 五霞町など	
	3	45—50	河内町	
	4	50—	他	
埼玉県	5	15—20	さいたま市浦和区・南区, 越谷市, 蕨市など	
	6	20—25	さいたま市見沼区・中央区・桜区・緑区・岩槻区, 所沢市, 志木市など	
	7	25—30	さいたま市西区・北区・大宮区, 川越市, 春日部市など	
	8	30—35	狭山市, 上尾市, 蓮田市など	
	9	35—40	桶川市, 久喜市, 北本市など	
	10	40—45	飯能市, 鴻巣市, 鶴ヶ島市など	
	11	45—50	加須市, 東松山市, 毛呂山町など	
	12	50—	他	
	千葉県	13	10—15	市川市, 浦安市
		14	15—20	松戸市, 船橋市, 流山市など
		15	20—25	習志野市, 柏市, 千葉市花見川区など
		16	25—30	千葉市美浜区・稲毛区, 八千代市, 印西市など
17		30—35	千葉市中央区・若葉区・緑区, 市原市, 佐倉市など	
18		35—40	四街道市, 君津市, 富津市	
19		40—45	栄町	
20		45—50	八街市, 富里市, 成田市など	
21		50—	他	
東京都		22	—5	東京都中央区・千代田区・文京区・港区・荒川区・江東区・台東区・新宿区・墨田区・渋谷区・練馬区・豊島区
		23	5—10	東京都品川区・北区・足立区・中野区・目黒区・江戸川区・板橋区・世田谷区・杉並区・葛飾区
	24	10—15	東京都大田区, 三鷹市, 府中市	
	25	15—20	武蔵野市, 調布市, 狛江市など	
	26	20—25	東久留米市, 稲城市, 小金井市など	
	27	25—30	国分寺市, 町田市, 立川市など	
	28	30—35	武蔵村山市, 八王子市, 昭島市	
	29	35—40	福生市, あきる野市, 青梅市など	
	30	40—45	日の出町, 檜原村	
	31	45—50	奥多摩町	
	神奈川県	32	15—20	川崎市幸区・中原区・高津区・宮前区・川崎区・多摩区, 横浜市鶴見区・港北区
33		20—25	横浜市都筑区・青葉区・神奈川区・緑区, 川崎市麻生区	
34		25—30	横浜市保土ヶ谷区・旭区・西区・中区・南区・瀬谷区	
35		30—35	横浜市磯子区・港南区・泉区・戸塚区・栄区, 大和市, 相模原市など	
36		35—40	横浜市金沢区, 藤沢市, 厚木市など	
37		40—45	逗子市, 横須賀市, 葉山町	
38		45—50	秦野市, 伊勢原市, 茅ヶ崎市など	
39		50—	他	

- 龍ヶ崎市, 取手市, 牛久市などの 35-40 km 圏内の地域,
- 茨城県の 50km 以上の地域,
- 埼玉県の 50km 以上の地域,
- 国分寺市, 町田市, 立川市などの 25-30 km 圏内の地域,
- 日の出町, 檜原村などの 40-45 km 圏内の地域,
- 横浜市都筑区・青葉区・神奈川区・緑区, 川崎市麻生区の 20-25 km 圏内の地域,
- 横浜市保土ヶ谷区・旭区・西区・中区・南区・瀬谷区の 25-30 km 圏内の地域。

中古マンション等においても茨城県, 埼玉県の郊外や東京都心部以外で中核となる都市の近辺で大きな価格変動が生じていることがわかる。

空間自己回帰係数を推定することによって, 表 5 のように空間乗数効果を計測することができる⁹。たとえば, 当該期にすべての地域で価格が 1%上昇すると, ある地域の宅地(土地

表 5 空間乗数効果

	宅地(土地と建物)	中古マンション等
当該期	1.22	1.41
1 四半期前	1.29	1.20
2 四半期前	1.20	1.14

と建物)の価格は最終的に 1.22%, 中古マンション等の価格は 1.41%まで上昇する。宅地(土地と建物)の乗数効果は当該期, 1 期前, 2 期前においてほぼ同程度の大きさを持つが, 中古マンション等では時間が経過するにつれて効果は弱まる。なお, 3 四半期前および 4

四半期前の影響は統計的に有意でなかったため表 5 には記載していない。

以上のことから, 住宅価格の変動が生じた場合, 宅地(土地と建物)の波及効果は半年間に渡って万遍なく影響するのに対して, 中古マンション等の場合は宅地(土地と建物)に比べて瞬間的な波及効果が強く, 半年後にはその効果は徐々に薄れていく。

5. おわりに

本稿では, 首都圏における直近の住宅取引価格に注目して, 価格の波及効果(乗数効果)が都市空間においてどの程度生じるのかを分析した。価格変動の地域的相違を分析する際に, データを地域ごとに集計するのかわからないのか, どのような基準でどの程度集計するのかわかるといった違いは分析結果に大きな影響を与える。4 節の分析では東京駅を一つの基準に距離帯を設定して地域を定義したが, 異なる分類の方法も十分に考えられるだろう。

同じ住宅用途の間で価格の連鎖が生じる理由の一つは代替性の概念で説明できる。長期的には代替物件間の価格は平準化される, 平準化に至る過程が価格の波及構造と関係していることが予想できる。このことは, 住宅市場におけるサブマーケットを想定することが価格分析において重要であることを示している。ただし, 統計的な分析では時間的順序だけが因果性を十分に説明するとは限らないので, 価格に与える重要な影響がすべてわかっていない場合はもちろん注意が必要である。

近年, オフィス賃貸市場では継続して賃料の上昇が続いている。2020 年の東京オリンピックの期間まで, いくつかの商業, 観光施設を中心とした都市再開発が実行されるだろう。都心部の就業者人口はまだそれほど大きく減

⁹ 内生変数に対する空間自己回帰係数の推定値を $\hat{\rho}$ とおくと, レオンティエフ展開を利用して空間乗数効果は $1/(1-\hat{\rho})$ より計算できる。

少はしないことが大まかな見通しであるため、今後も住宅地への価格波及は少なからず続くことが予想される。

参考文献

- 1) 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」, 季刊住宅土地経済, NO.31, pp.20—27.
- 2) 内田隆一・安藤朝夫 (1996), 「東京圏における地価変動の時空間的波及：拡散モデルによる実証分析」, 日本不動産学会誌, 第 11 巻第 2 号, pp.37—48.
- 3) 唐渡広志 (2006) 「土地利用規制と事業所立地」, 富大経済論集, 第 51 巻第 3 号, pp. 135—165.
- 4) 唐渡広志 (2014) 「リポート・セールス価格指数におけるセレクション・バイアス」, 同志社商学, 第 65 巻第 1 号, pp.27—47.
- 5) 唐渡広志・清水千弘・Erwin Diewert (2013) 「不動産価格指数の理論と推計サーベイ：品質調整済み不動産価格指数の推計方法」, Faculty of Economics, University of Toyama Working Paper, No.284.
- 6) 唐渡広志・八田達夫 (2003) 「容積率緩和の便益：一般均衡論的分析」, 季刊住宅土地経済, NO. 50, pp.18—25.
- 7) 清水千弘 (2004), 『不動産市場分析』第 11 章, 住宅新報社.
- 8) 竹内一雅 (2014) 「東京都心部 A クラスビルのオフィス市況見通し (2014 年) -2014 年~2020 年のオフィス賃料・空室率」, 不動産投資レポート, ニッセイ研究所.
- 9) 肥田野登・山村能郎 (1992) 「住宅地における容積率規制が地価の地域間波及に及ぼす影響」, 都市計画論文集 27 日本都市計画学会編, pp.127—132.
- 10) 肥田野登・山村能郎・樋口洋一郎 (1994) 「ネットワーク自己相関モデルを用いた首都圏における地価動向モデルの構築」, 日本不動産学会誌, 第 9 巻 2 号, pp. 53—63.
- 11) 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, NO.12, pp.187—194.
- 12) 山村能郎 (1997) 「市場価格データを用いた地価動向分析：東京都近郊住宅地を対象に」, 香川大学経済論叢, 第 69 巻第 4 号, pp. 173—191.
- 13) Baltagi, B. H., B. Fingleton and A. Pirotte (2011), “Estimating and Forecasting with a Dynamic Spatial Panel Data Model,” *SERC Discussion Papers* 0095, Spatial Economics Research Centre, LSE.
- 14) Basu, S. and T. G. Thibodeau (1998), “Analysis of spatial autocorrelation in house prices,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 61-85.
- 15) Bourassa, S.C., E. Cantoni, and M. Hoesli (2007), “Spatial Dependence, Housing Submarkets, and House Price Prediction,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(2), 143-60.
- 16) Case, B., J. Clapp, R. Dubin, and M. Rodriguez. (2004), “Modeling Spatial and Temporal House Price Patterns: A Comparison of Four Models,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29:2,

- 167-91.
- 17) Diewert, W. E., S. Heravi and M. Silver (2007), "Hedonic Imputation Versus Time Dummy Hedonic Indexes," *Discussion Paper* 007-07, Department of Economics, University of British Columbia, pp. 1-29.
 - 18) Douglas, H. W. and G. S. Abdoul (2014), "Geographically and temporally weighted likelihood regression: Exploring the spatiotemporal determinants of land use change," *Regional Science and Urban Economics*, 44, 60-74.
 - 19) Karato, K., O. Movshuk and C. Shimizu (2010), "Semiparametric Estimation of Time, Age and Cohort Effects in A Hedonic Model of House Prices," *Working Paper* No. 256, University of Toyama.
 - 20) Shimizu, C., K. Karato and Y. Asami (2010), "Estimation of Redevelopment Probability using Panel Data-Asset Bubble Burst and Office Market in Tokyo-," *Journal of Property Investment & Finance*, 28, 285-300.
 - 21) Wilhelmsson, M. (2002), "Spatial models in Real Estate economics," *Housing, Theory and Society*, 19, 92-101.