

Ⅳ-29 地価の空間分布の時間的変動に着目したマクロ的実証分析

徳島大学大学院 学生員○高須久史 徳島大学工学部 正会員 廣瀬義伸
徳島大学大学院 正会員 近藤光男 徳島大学大学院 学生員 伊東大悟

1. はじめに

1980年代後半における急激な地価高騰に伴って、急激な地価の上昇が生じ、その後1990年代に長期的な地価の下落が生じたことによって、土地自体の収益力に基づく地価の格差が拡大した。そもそも、急激な地価変動は大きな社会的弊害を引き起こす原因であり、地価の形成要因とともにその変動メカニズムをより多次元的にとらえる必要があると思われる。

本研究では、まず地価の形成要因を明らかにするために時間的変動と空間格差という2つの側面を考えた。また、マクロ要因については、地価の空間格差を変化させる要因と地域全体の地価を変化させる要因という2つの要素を考えた。

本研究では、2つの要素の中から地価格差を変化させる要因に着目し、地価格差を変化させる要因の指標と2地点間の地価格差率の指標との関連性を明らかにすることを目的とし、地点別地価の空間分布が時間的に変動することを考慮して、マクロ的な視点からの実証分析を試みた。先に述べたように、このような時間的・空間的という2つの側面から地価格差構造をとらえることは地価変動メカニズムを明らかにするために極めて重要であると考えられる。

2. 地点間の地価格差率を表す指標に関する分析

ここでは、地点間の地価格差率を表す指標の定義し、その変動を分析した。指標LDSは式(1)で表される。この指標を47都道府県について算出した。なお、用いたデータ p_i 、 p_j は、1983年から1996年の住居系における公示地価のパネルデータすなわち全期間連続して地価が公示されている地点の地価である。

$$LDS = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left(\frac{P_i - P_j}{P_i} \right) / N \quad (P_i \leq P_j \text{ は除く}) \quad (1)$$

算出したLDSの値は各都道府県で水準にばらつきがみられたので、分析には1983年の全国平均に基準化したLDSの値を用いることとした。はじめに、地域の動向をとらえるためにクラスター分析を行い、47都道府県を4地域に分類し、4地域の中から選んだ代

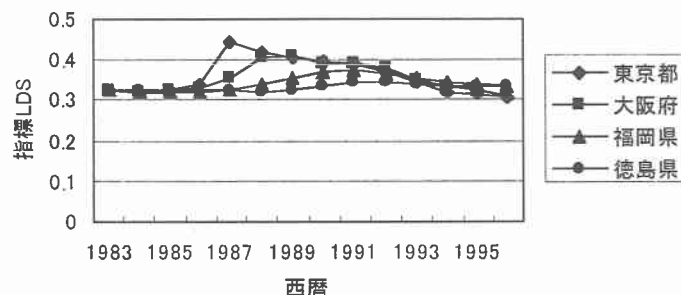


図1 代表地域におけるLDSの変動

表地域のLDSの変動パターンを図1に示した。

この結果、首都圏で地価格差が拡大しはじめ、その後大都市圏、地方圏1、地方圏2と順に遅れを伴いながら地価格差が拡大したことがわかる。また、下落時期についても同様のことがいえる。上昇幅や下落幅については首都圏が最も大きく、大都市圏、地方圏1、地方圏2と順に小さくなっている。どの地域でも地価格差が拡大したことがわかる。首都圏で先行して地価格差が拡大した理由であるが、地域全体の地価を変化させる要因が働いて地価全体が上昇しただけでなく、地価格差を変化させる要因が働いたために地価格差が拡大したということが考えられる。そこで、地価格差を変化させる要因についての分析を次に行う。

3. 地価格差の変化させる要因を表す指標の推定

地価格差を変化させる要因を表す指標を算出するために地価をその価格を基準に順位で並べた。その結果、地価分布形状は指数曲線に似た形状を示し、この曲線型は地価格差構造を示しているといえ、この指数曲線の β が地価分布格差を表す指標であると考えられる。

$$P = \alpha e^{\beta x} \quad (2)$$

式(2)として指数曲線の関数式を示す。表1に β の推計結果を示す。対象データは全国5604地点のパネルデータである。図2は地価を低い順に並べた地価分布形状である。1983年から1990年の変化をみると、近似曲線の傾き、すなわち β が大きく上昇していることがわかる。これは地価格差を変化させる要因が働き、地価格差構造が変化したことを示している。一方、1990年から1996年では β が減少していることがわかる。同様の理由で地価格差構造が変化したことを示し

表1 指数 β の推計結果

西暦	β	決定係数	西暦	β	決定係数
1983	0.0004365	0.9677	1990	0.0006363	0.9850
1984	0.0004352	0.9666	1991	0.0006235	0.9782
1985	0.0004356	0.9654	1992	0.0005747	0.9700
1986	0.0004411	0.9629	1993	0.0005245	0.9607
1987	0.0004920	0.9385	1994	0.0004997	0.9559
1988	0.0006166	0.9699	1995	0.0004901	0.9542
1989	0.0006177	0.9814	1996	0.0004759	0.9512

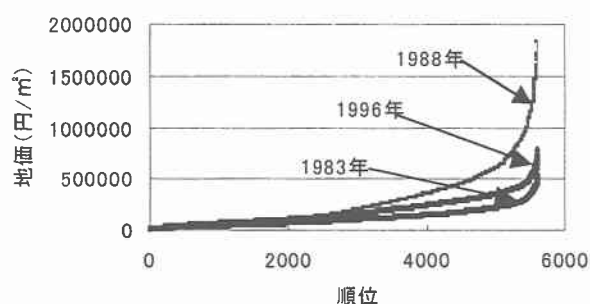
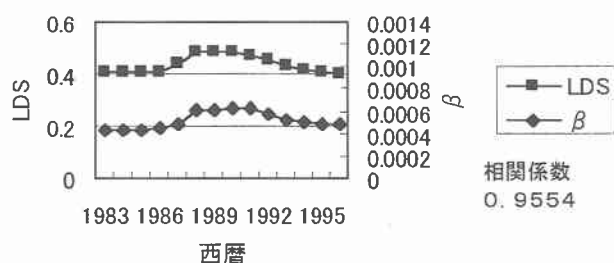


図2 地価の分布形状と近似曲線

ている。ここで、1983年と1996年を比較してみると、近似曲線の傾きはほぼ等しいので、 β の値もほぼ等しいことになる。これは、地価格差の状態が元の水準に戻ったということが考えられる。

4. LDSと β の関連性

地価格差を変化させる要因を表す指標 β と2地点間の地価格差率の指標LDSとの関連性について分析を行った。用いたデータは基準化したLDSである。図3に β とLDSの推移、さらに両者の相関係数を示した。

図3 β とLDSの推移図

結果を見ると、両者の変動パターンはほぼ等しく、相関係数も非常に高いことがわかる。したがって、 β の変化はLDSの変化と非常に関連性が高いと考えられる。このLDSは2地点間の地価格差率の指標であるので、LDSの時間的変化は地価格差構造の時間的変化を表すと仮定できるので、 β の値の変化は地価格差

構造の時間的変化を表していると考えられる。

5. 地価の格差構造の変化に対する経済要因分析

一般的にバブルの発生に影響を及ぼしたのは金融緩和に伴う余剰資金の増加が指摘されている¹⁾。1988年に地価格差が全国的に拡大したのは、マクロ的な経済要因が働いたためであると考えられる。ここでは、 β の変動を説明するためにマクロ的な経済要因を用いた要因分析を行った。具体的には、マネーサプライの変動量と商業地から住宅地への波及を考慮するために1988年を1、他を0として波及ダミー変数、さらに政策要因として地価高騰の抑制に影響を与えると考えられる地価監視制度は1988年から1990年を1、他を0として地価監視ダミー変数を用いた。その推計結果を表2に示す。

表2 β の要因分析結果

説明変数	係数	t 値
マネーサプライの変動量	2.94E-10	10.70
波及ダミー変数	0.000103	13.32
地価監視ダミー変数	-6.0E-05	-6.23
定数項	-6.1E-05	-11.43
決定係数	0.977	

表2から、非常に高い精度が得られた上に各要因のt値も有意であることから、余剰資金の増加つまりマネーサプライの変動が β の変動に影響を及ぼしていたということが明らかである。したがって、マネーサプライの変動量は地価格差構造の変化に影響を与えているということがいえる。また、地価監視制度についてはt値から地価格差の拡大を抑える効果を果たしたと考える。

6. おわりに

本研究では、マクロ要因として地価格差を変化させる要因に着目した実証分析を行った。その結果、その格差構造を表す指標 β の変化と2地点間の地価格差率の指標LDSの変化は非常に高い関連性を持っていることを示すことができた。また、マネーサプライの増加は地価格差構造の変化に影響を与えていることを示した。さらに、地価監視制度は地価抑制に機能を果たしていることを指摘することができた。今後は、この知見をふまえて、モデル的な検証を加えることが必要と思われる。

参考文献

- 1) 保坂直達：バブル経済の構造分析、日本評論社、1994