

Ⅳ-30 マクロ要因に着目した地価分布格差構造の時系列変化に関する分析

徳島大学大学院 学生員○伊東大悟 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 高須久史

1. はじめに

地価の急激な変動や、近年長期化している地価の下落は、社会的に多くの問題を引き起こしているが、地価変動の安定化を考える上でも、時間的かつ空間的に地価変動に影響を与える要因を分析し、理論的に地価の動態を明らかにすることは重要であると考えられる。

地価変動要因には、地域内の地価に時間的な変動を与えるマクロ要因と、地域内における地点の地価水準に空間的な格差を与えるミクロ要因が存在すると考えられる。しかし、地点の地価に影響する変動要因を明らかにする上では、地点間の地価格差に生じる時間的な変化についても同時に考慮することが必要ではないかと考えられる。

そこで本研究では、1983年から1996年における地価の分布格差構造に着目し、大都市圏における空間的な分布構造の変化を現象面からとらえ、地価格差に変化を与えたマクロ的な要因について分析を行った。

2. 地価の空間的格差の把握

地価の空間的な分布格差構造を定量的にとらえるため、(1)式の指標を定義した。 Lp_{it} は、空間内における t 期の地点 i の地価である。地点 i における指標 LDS_{it} は、空間内において地点 i よりも地価水準の低いすべての地点 j に関する空間的な地価格差率の平均である。したがってこれは、地点 i を中心とするエリア内における地価の空間的な分布格差構造を表す指標であり、指標の時間的な変化を算出することによって、分布格差構造の変化をとらえることができる。

$$LDS_{it} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{j=1}^n \frac{Lp_{it} - Lp_{jt}}{Lp_{it}} \quad (Lp_{it} \geq Lp_{jt}) \quad (1)$$

指標を算出する際に設定する空間領域は、図-1に示すように、地点 i を中心とする半径25kmの円とした。分析対象地域はサンプル数の集中している東京・神奈川・千葉・埼玉の首都圏と大阪・兵庫・京都の近畿圏である。指標の算出には、これらの大都市圏における住居系地域の公示地価データを用いる。サンプル数の変化に伴う誤差を除去するため、分析対象期間である

1983年から1996年の間に連続して公示された2762ポイントのデータを用いる。本研究では地価分布構造の時間的な変化に着目するという目的から、すべての地点について指標を算出する際に、1983年における指標の値が1となるように基準化を行った。

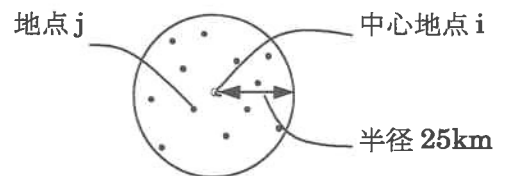


図-1 指標 LDS の算出

3. 大都市圏における分布構造の変化

指標の時間的な変化を GIS 上にグリッド表示させることによって、地価の空間的な分布格差構造の時間的な変化をとらえた。図-2 から図-4 は首都圏における指標の変化を示している。



図-2 指標 LDS (1987)

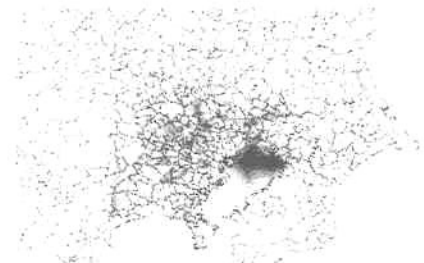


図-3 指標 LDS (1988)



図-4 指標 LDS (1990)

指標が強く上昇している地点が濃いグリッドで表示されている。地価の分布の変化がより良く反映されるように、グリッドの計算には、指標を算出する際に10サンプル以上のデータを使用した地点のみを使用している。この結果、東京都心部で急激な地価上昇が生じたと言われている1987年には、東京都心部を中心に地価の分布格差が急激に拡大していることがわかる。また、翌年の1988年には地価の分布格差が首都圏の住宅地全域にわたって全体的に変化していることがわかる。この結果から、地価高騰要因と考えられている値上がり期待などの要因は、地域全体の地価分布構造の変化に影響を与えていたことが考えられる。地域全体に生じた地価格差の拡大は1990年頃まで持続するが、その後の地価下落とともに格差は次第に解消され、1996年にはほぼ1983年の水準に達している。バブル期における地価の高騰とともに生じた地価格差の拡大は近畿圏についても同様に認められた。これらの結果から、大都市圏全体に、地価の格差構造を一時的に変化させるマクロ的な要因が作用していたのではないかと考えられる。

4. 地価データの分布特性と分布構造の時系列変化

公示地価データは基本的に対数正規分布に従うことが検証されており、¹⁾ 本研究に用いたデータもほぼ対数正規分布に従っている。対数正規分布データを大小順に並べかえた場合にはデータの大部分が(2)式の指数関数で近似されるという特徴がみられるが、この特徴を利用して地価分布構造の時間的変化をとらえることとした。表-1は地価の順位データを(2)式を用いて推計した結果である。 x は地価の順位を表している。

$$Lp = \alpha \cdot \exp(\beta \cdot x) \tag{2}$$

表-1 地価順位データの推計

Year	α	β	R^2	Year	α	β	R^2
1983	69207	0.0005798	0.924	1990	126179	0.0007745	0.941
1984	70941	0.0005805	0.925	1991	147464	0.0007166	0.946
1985	71814	0.0005854	0.926	1992	134803	0.0006770	0.950
1986	71658	0.0006050	0.923	1993	125573	0.0006102	0.944
1987	64862	0.0007681	0.895	1994	123868	0.0005662	0.939
1988	75094	0.0009557	0.971	1995	123828	0.0005491	0.935
1989	94876	0.0008506	0.958	1996	120699	0.0005347	0.931

すべての時点において、地価の順位データは高い精度で近似されている。ここで、係数 α はデータ全体が共通して変化する要素、また係数 β はデータ全体の分布勾配が変化する要素と考えられる。図-5はすべての時点における係数 β と大都市圏のLDSの平均との関

係を示したものである。相関は0.972と非常に高いことから、係数 β は地価分布格差構造の変化をかなりよく表している指標であると考えられる。

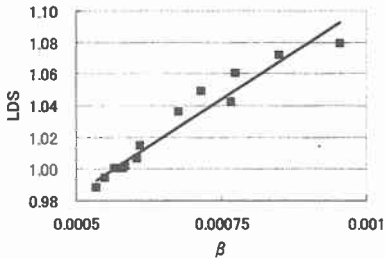


図-5 指標LDSと係数 β の関係

5. 分布構造の時系列変化に対するマクロ要因分析

ここでは地価分布格差構造のマクロ的な変化を表すと考えられる係数 β と、地価高騰の要因と考えられる社会・経済要因との関連性について回帰分析を行った。地価高騰の抑制を目的に導入された地価監視制度の要因については、制度が導入されてから地価高騰期にあたる1988年から1990年を1とし1987年における住居系地価の急激な伸びについては商業地域からの地価波及と考えられるため、ダミー変数とした。この推計結果を表-2に示している。

表-2 分布格差変動モデルの推計結果

説明変数	係数	t 値
マネーサプライ変動量 (億円)	4.781E-10	3.72
不動産業貸出残高変動量 (億円)	9.492E-10	1.76
地価監視制度ダミー	-2.428E-04	-5.74
地価波及ダミー	3.326E-04	7.41
定数項	-1.108E-04	-4.65

$$\Delta\beta = \sum a \cdot x + c \tag{R^2=0.8963}$$

この結果から、1980年代から1990年代にかけて大都市圏全体の地価分布格差構造に生じた大きな変化には、マネーサプライの変化や不動産業に対する貸出の変化などが強く関係していたと考えられる。また、土地政策要因として用いた地価監視制度要因については地価格差の拡大を抑制する効果が認められた。

6. おわりに

地価の分布格差の時間的変化に着目して分析を行った結果、地価高騰要因とされる資金供給の急激な変化などのマクロ的な要因は、地価格差の一時的な変化に強い関連性を示していたことが統計的に認められた。地点地価の動態を明らかにしていく上では、時間的変動要因と空間的な属性要因に加え、地価格差の変動要素を考慮する必要があるのではないかと考えられる。

参考文献

1) 小野,清水:地域間地価格差要因に関する統計的検討,日本不動産学会梗概集,pp.121-124,1996