

地価形成モデル構築のための順位規模分布 に関する基礎分析

伊東大悟¹・近藤光男²・廣瀬義伸³

¹学生会員 修(工) 徳島大学大学院工学研究科エコシステム工学専攻 (〒770-8506 徳島市南常三島町 2-1)

²正会員 工博 徳島大学教授 大学院工学研究科エコシステム工学専攻 (〒770-8506 徳島市南常三島町 2-1)

³正会員 博(工) 徳島大学助教授 大学院工学研究科エコシステム工学専攻 (〒770-8506 徳島市南常三島町 2-1)

ヘドニック・アプローチをはじめとする地価分析においてはヘドニック関数についての理論的制約は設けられておらず、分析に用いる関数の恣意性の問題やパラメータの時間的不安定性などの問題は常に存在している。本研究では、理論的背景のある地価形成モデルの構築に向けた基礎分析として、データの統計的性質に着目し、対数正規分布に従う地価データの順位規模分布が指数関数で近似できる現象を理論的に明らかにした。次に、順位規模分布の曲線形状の時間的な変化が期待的な要因に伴う地価のバブル的な変動を比較よく表していることを、経済指標を用いた統計分析と収益還元地価のモデルを用いた検証から明らかにした。分析から得られた知見をもとに汎用性のある地価モデル構築の可能性と方向性を考察した。

Key Words : land-price analysis, lognormal distribution, rank-size distribution, statistical analysis

1. はじめに

社会資本整備において費用便益分析が浸透する中、ヘドニック・アプローチをはじめとする地価分析は今後一層重要度が増していくことが予想される。また、近年 GIS の普及が進む中で、不動産情報のデータベース化に向けた分析¹⁾や不動産価格の自動評価システムの開発、固定資産税の大量評価²⁾などの動きがみられる。

このような流れの中で、地価形成要因分析においては土地の属性要因が地価形成に与える真の影響をいかに評価できるかが今後の重要な課題になると考えられる。そのためには、土地市場がバブル期である場合においても、安定期である場合においてもどちらにも通用するような普遍的な地価関数を構築する必要があり、地価形成要因に分類されるマクロ要因とマイクロ要因をどのような形で関数式に組み込んでいくのかを考える必要がある。このような汎用性のある地価関数を導出するためには、ある理論的背景に基づいたヘドニック関数の展開が必要といえる。

バブル期を対象とした地価モデル分析は数多く行われているが、地価変動要因を時間的側面と空間的側面の双方から取り扱った研究もみられる。青山³⁾は、地価の動態を空間・時間次元における波及過程と

して説明する理論的枠組みを構築している。吉田、大西⁴⁾は収益還元地価に上昇期待要因を考慮した拡張モデルを用いて、地価の地点別、時点別の変動を説明している。安藤⁵⁾は、地点ごとに時系列方向の外挿と横断面地価関数を組み合わせて地価の時空間分析を行っている。肥田野、山村、土井⁶⁾はヘドニック関数の推定による分析と、属性要因を固定した同一性能地価の時間的変動要因を分析している。

このように、地価の時間的変動に影響を与える社会経済要因などのマクロ的な要因と、地価の空間的格差を規定する土地属性要因などのマイクロ的な要因を考慮した地価分析やモデルの構築は重要であるが、地価モデルの導出過程における理論的な研究はあまり行われていない。現在ヘドニック関数についての制約は特に無く、多種多様なモデルが存在しているが、関数形の設定に関する恣意性の問題やパラメータが時間的に安定しないとといった現象は実際に指摘されており^{7), 8)}、分析の評価に影響を与える問題点と考えられる。このようなことから、単純に統計的な当てはまりからモデルが構築されるのではなく、地価のマクロ的な要因とマイクロ的な要因が同時に考慮されて、両者の評価がより厳密に行われるような普遍的で安定なモデルが、ある理論的な考察に基づいて展開される必要があると考えられる。

本研究では、時空間的に地価の動態を記述するこ

とが可能な地価モデルを、理論的な展開に基づいて導出するための基礎分析を行うことを目的として、はじめに、地価データの確率分布が対数正規分布に従うという統計的性質に着目し、対数正規分布に従うデータの順位規模分布が指数関数で近似される現象を理論的に明らかにする。次に、順位規模分布の曲線形状の時間的変化と地価変動との関連性を、社会・経済指標を用いた統計分析と収益還元地価の関数を用いた検証から明らかにする。最後に、時間を通して普遍的で汎用性のある地価モデルの理論的構築に向けた方向性と可能性について考察する。

2. 地価分布の統計的性質

一般的に所得や人口の分布など社会現象の多くは確率密度分布が非対称分布であることが知られている。小野、清水⁹⁾は正規確率プロットを用いて、地価公示データの統計分布に関する正規性の検証を行っている。その結果、公示地価を対数変換した値に正規性が認められることからデータはおおよそ対数正規分布であることが想定される。この現象は地価に限られたものではなく、人口についても当てはまる。鈴木¹⁰⁾は、1961年と1968年における日本の都市人口密度のデータを検証し、確率密度分布がほぼ対数正規分布に従うことを観察している。また、人口が対数正規分布であるという現象の理論的根拠についてはGibratによって説明がされている¹¹⁾。それによると、式(1)のように n 時点の人口 POP_n は一般的に、過去から現在に至る t 時点と $t-1$ 時点の人口比率 $(1+r_t)$ の積で表すことができる。このとき、人口の対数は限りなく多くの変数の和で表されるので、中心極限定理から、 n が限りなく大きいとき POP_n は対数正規分布に漸近することがいえる。中村、田淵の文献¹²⁾では、都市規模分布が様々な要因の積で決まっていると考えると都市規模分布が対数正規分布で表されることが、中心極限定理から説明されている。

$$POP_n = POP_0 \prod_{t=1}^n (1+r_t) \quad r_t = \frac{POP_t}{POP_{t-1}} - 1 \quad (1)$$

上に述べたように、地価のサンプルデータに対数正規性が存在していることは経験的事実として明らかであるが、地価は式(1)と同様に多時点にわたる比率の積で表されていると考えることができるので、Gibratと同様の解釈を行うと、地価が対数正規分布に従うことを理論的な立場から説明することが可能である。このような理論的な解釈から、地価の母集団が対数正規分布に従っていることを前提におくと、

先ほどの文献¹²⁾で示されているように、同様の考え方から、ヘドニック地価関数は多数の土地属性要因の積で構成されているという見方ができる。この考え方は、後の6章において地価モデルの理論的構築に向けた方向性を示す際に引用することにする。

地理学の分野においては、人口データが対数正規分布に従うという考え方がある一方で、データがZipfの順位規模法則(rank-size rule)に従うという考え方がある。これは、人口を順位に並べた分布がパレート分布に従うという一般的によく知られている規則性であるが、あくまでも経験的の法則であって、パレート分布になる現象についての理論的説明はほとんど行われていない。これらの2つの考え方における整合性について井上¹³⁾は検証を行っているが、対数正規分布モデルとパレート分布モデルは論理的にも近似的にも整合しないという結果を導いている。

時点に左右されない普遍的な地価関数を理論的に導出するためには、このような規則性に着目する必要があるが、上に述べたような理論的に不整合が存在している状態は好ましくない。したがって、本研究では、地価データが対数正規分布に従っているという理論的根拠のある立場から、地価の順位規模分布を導き、その規則性に着目する。

3. 地価データの順位規模分布の検証

(1) 検証の内容と分布モデルの定式化

地価のように、一般的に対数正規分布に従うデータの順位規模分布はどのような関数形で表されるのかを理論的に考察する。ただし、順位規模分布は、よりシンプルである方が、分布形に着目した分析や将来的に地価モデルを導出する際において、好都合である。Ito *et al.*¹⁴⁾は、対数正規分布に従うデータの順位規模分布が統計的にシンプルな指数関数で近似される現象を明らかにしている。そこで、対数正規分布に従うデータの順位規模分布が指数関数で近似されるか否かについて、両者の整合性を検証することにする。分布形の整合性を検証するためには、確率密度分布を順位規模分布に変換する方法と順位規模分布を確率密度分布に変換する方法が考えられる。これら2つの方法を用いて、整合性が論理的に認められるのか、あるいは近似的に認められるのかを検証する。

ここで、地価が対数正規分布に従うことを前提として、地価の順位規模分布が指数関数で近似される現象を、地点の地価を y 、最小の地価を y_{\min} 、順位を x として式(2)で定式化する。 b は指数関数のパラメー

タである。 x_{\max} は順位の最大値、 y_{\max} は地価の最大値を表している。

$$y = y_{\min} \cdot \exp(b \cdot x) \quad (0 \leq x \leq x_{\max}) \quad (2)$$

$$(y_{\min} \leq y \leq y_{\max})$$

また、地価 y が平均 μ 、分散 σ^2 の対数正規分布に従うとき、確率密度関数 $f(y)$ は式(3)で表される。

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma y} \exp\left\{-\frac{(\log y - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (y > 0) \quad (3)$$

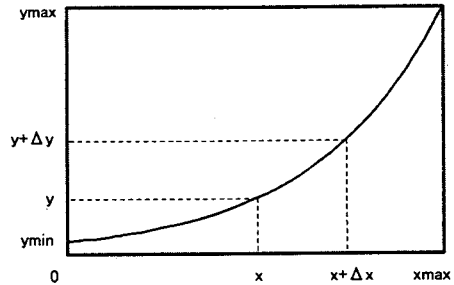


図-1 順位規模分布の模式図

(2) 順位規模分布から確率密度分布への変換

対数正規分布に従うデータの順位規模分布と想定される式(2)の確率密度関数 $g(y)$ を導出する。本節における数式の変換は、井上¹³⁾の手順を参考に行うこととする。式(2)の指数関数は図-1で表される。

ここで微小な間隔 Δy を考えると、区間 $[y, y + \Delta y]$ に含まれるサンプルの頻度 Δx は、 x が y の関数 $h(y)$ で表されるとき、Taylor 展開を行って整理すると、式(4)で表される。

$$x = h(y) = \frac{1}{b} (\log y - \log y_{\min})$$

$$\Delta x = h(y + \Delta y) - h(y) \quad (4)$$

$$= \Delta y h^{(1)}(y) + \frac{\Delta y^2}{2!} h^{(2)}(y) + \dots + \frac{\Delta y^k}{k!} h^{(k)}(y) + \dots$$

$$= \frac{\Delta y}{by} - \frac{\Delta y^2}{2by^2} + \dots + (-1)^{k-1} \frac{\Delta y^k}{kby^k} + \dots$$

いま、考えているサンプル全体の個数は x_{\max} なので、 x_{\max} に対する頻度 Δx の比は、区間 $[y, y + \Delta y]$ に含まれるサンプルを全体の数から抽出する確率に他ならない。したがって、 Δx を 0、つまり Δy を 0 に限りなく近づけたとき、この比率と $g(y) \cdot \Delta y$ は等しくなるので、式(5)が得られる。

$$g(y) = \lim_{\Delta y \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta y} \cdot \frac{\Delta x}{x_{\max}}$$

$$= \frac{1}{bx_{\max}} \cdot \lim_{\Delta y \rightarrow 0} \left\{ \frac{1}{y} - \frac{\Delta y}{2y^2} + \dots + (-1)^{k-1} \frac{\Delta y^{k-1}}{ky^k} + \dots \right\} \quad (5)$$

$$= \frac{1}{bx_{\max}} \cdot \frac{1}{y}$$

$$= \frac{1}{\log \frac{y_{\max}}{y_{\min}} \cdot y} \quad (y_{\min} \leq y \leq y_{\max})$$

式(5)で得られた分布の範囲は $[y_{\min}, y_{\max}]$ で、それ以外の領域では 0 の値をとる。最終的には、順位規模分布が指数関数に従うデータの確率密度関数は、理論的には対数正規分布にならないという結果を得る。

(3) 確率密度分布から順位規模分布への変換

指数関数に従う順位規模分布と、対数正規分布の確率密度関数の間に論理的な整合性が認められないことが検証されたが、地価のようにデータの分散が大きい条件を想定して、先ほどとは逆の変換から近似的な整合性について検証を行う。

対数正規分布の式(3)を、式(6)のように変形する。

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma y} \cdot \exp\left\{-\left(\log y \frac{1}{\sqrt{2\sigma^2}} - \frac{\mu}{\sqrt{2\sigma^2}}\right)^2\right\} \quad (6)$$

次に、式(6)の $y^{1/\sqrt{2\sigma^2}}$ の部分を式(7)を用いて

$$y = y_{\max} - u \quad (0 \leq u < y_{\max})$$

$$\frac{1}{\sqrt{2\sigma^2}} = q \quad (7)$$

とおき、べき級数に展開すると式(8)を得る。

$$y^{1/\sqrt{2\sigma^2}} = (y_{\max} - u)^q = y_{\max}^q \left(1 - \frac{u}{y_{\max}}\right)^q$$

$$= y_{\max}^q \left\{ 1 - q \frac{u}{y_{\max}} + \frac{q(q-1)}{2!} \left(\frac{u}{y_{\max}}\right)^2 - \dots \right. \quad (8)$$

$$\left. + (-1)^k \frac{q(q-1) \dots (q-k+1)}{k!} \left(\frac{u}{y_{\max}}\right)^k + \dots \right\}$$

q が自然数ではない場合において、 $|u/y_{\max}| < 1$ であるとき、式(8)の級数は絶対収束する¹⁵⁾。地価データなどのように、分散が非常に大きく、 q の値が十分小さいとき、級数の 1 以外の項を無視できると考えると、近似的な確率密度関数式(9)を得る。

$$f(y) \cong \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma y} \exp\left\{-\frac{(\log y_{\max} - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (9)$$

ただし、 y に関する積分は 1 であるので式(10)の条件を満足する必要がある。したがって、式(9)と式(10)から最終的な確率密度関数は式(11)で表される。

$$\int_{y_{\min}}^{y_{\max}} f(y)dy = 1 \quad (10)$$

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(\log y_{\max} - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \log \frac{y_{\max}}{y_{\min}} = 1$$

$$f(y) \equiv \frac{1}{\log \frac{y_{\max}}{y_{\min}} \cdot y} \quad (y_{\min} \leq y \leq y_{\max}) \quad (11)$$

式(11)は分散が大きいという条件のもとで近似的に導き出される確率密度関数である。このとき、式(11)は式(5)に一致している。この結果からデータの分散が大きいという条件下においては、近似的ではあるが両者の関係に整合性が認められるといえる。

次に、近似的に得られた式(11)の確率密度関数を順位規模分布へ変換する。順位というのは結局、その値以下、あるいはその値以上のサンプルがいくつ存在するかを表す指標である。したがって、変数 y の順位規模分布を導くためには、まず、累積分布関数を導けばよい。累積分布関数は、式(11)の $f(y)$ を y について積分することで導かれる。区間 $[y_{\min}, y]$ において、 $f(y)$ を積分した値 X は、 y 以下の値をとるすべてのサンプルについての累積確率である。

$$X = \int_{y_{\min}}^y f(y)dy = \frac{1}{\log \frac{y_{\max}}{y_{\min}}} \cdot \log \frac{y}{y_{\min}} \quad (12)$$

式(12)を y について展開すると式(13)の累積分布関数が得られる。

$$y = y_{\min} \cdot \exp\left(\log \frac{y_{\max}}{y_{\min}} X\right) \quad (13)$$

累積確率 X と順位 x の関係は式(14)で表されるので、最終的に式(13)は、はじめに定式化を行った式(2)に一致することになる。

$$X = \frac{x}{x_{\max}} \quad (14)$$

以上の理論展開から分散が大きいという条件のもとでは、順位規模分布が指数関数に従うデータの確率密度関数と対数正規分布の確率密度関数が一致することが示され、導出された確率密度関数を順位規模分布に変換すると指数関数で表されることを確認した。この結果は、データが対数正規分布に従うという現象とデータの順位規模分布が指数関数に従うという現象の両者に近似的ではあるが整合性が満たされることを論理的に証明するものであるといえる。この現象は地価データのみならず人口や所得などの順位規模分布についても当てはまると考えられる。

表-1 住居系に含まれる用途地域

用途系	用途地域
住居系	第1種低層住居専用地域 第2種低層住居専用地域 第1種中高層住居専用地域 第2種中高層住居専用地域 第1種住居地域 第2種住居地域 準住居地域

4. 地価の分布形状変化に着目したマクロ分析

(1) 分析の概要

対数正規分布に従うデータの順位規模分布、もしくは累積確率分布は、分散が大きいという条件で近似的に指数関数で表されることを理論展開から明らかにした。このような統計的な規則性と、規則性を保持しながら生じる曲線形状の時間的な変化に着目し、曲線形状の変化がどのようなマクロ要因と関連性をもっているのかを統計的な分析から検証する。

分析の対象地域は日本全国とし、対象期間はバブル期をはさむ1983年から1996年とする。地価データには公示地価を用いて、対象期間中に連続して観測された地点のみを対象としたパネルデータを使用する。用途地域はサンプル数を多く確保することができる表-1の住居系地域を対象に分析を行う。

(2) 地価累積分布曲線の時間的変化

まず、全国の地価を対象に、データの累積分布曲線を推定し、曲線形状の時間的変化を観察する。分析に用いる全国住居系の地価パネルデータはサンプル数が5,604であり、住居系の全観測ポイントの約40%から50%に相当する。したがって、このデータから住居地域における地価動向を把握することは十分に可能であり、パネルデータには地点変更箇所が含まれていないことから、公示地点の選択やサンプル数の変化に伴って発生するバイアスは除去されている。分布曲線の推定には理論展開から得られた累積分布関数の式(13)を拡張した式(15)を用いる。

$$Lp = \alpha \cdot \exp(\beta \cdot X) \quad (15)$$

ここで、 Lp は地点の地価、 X は Lp 以下の地点に関する累積確率を表す。 α は分布全体の水準を決めるパラメータであり、 $\alpha = y_{\min}$ としている。また、 β は分布曲線の勾配を決めるパラメータで、 $\beta = b \cdot x_{\max}$ の関係を満足している。回帰分析による各年のパラメータの推定結果と、推定に使用した名目値を表す地価データの平均 μ と分散 σ^2 を表-2に、1983年と1990年、1996年における公示地価の累積確率分布を図-2に、パラメータの変化を図-3に示す。

表-2 累積分布関数の推定結果と〔 〕内はt値）
推定に使用した地価データの平均 μ と分散 σ^2

year	α	β	R2	μ	σ^2
1983	27140 [2962.68]	2.4454 [410.60]	0.9678	1.17E+05	6.64E+09
1984	28081 [2925.07]	2.4367 [402.44]	0.9666	1.21E+05	7.01E+09
1985	28638 [2876.16]	2.4385 [395.22]	0.9654	1.23E+05	7.47E+09
1986	28769 [2737.59]	2.4694 [380.77]	0.9628	1.27E+05	8.79E+09
1987	26684 [1885.67]	2.7548 [291.56]	0.9382	1.53E+05	3.04E+10
1988	23237 [2134.12]	3.4538 [423.75]	0.9897	2.21E+05	6.74E+10
1989	24937 [2743.87]	3.4603 [542.09]	0.9813	2.30E+05	6.07E+10
1990	27484 [3006.52]	3.5651 [806.13]	0.9850	2.67E+05	7.13E+10
1991	31441 [2575.75]	3.4940 [502.33]	0.9783	2.86E+05	7.44E+10
1992	33689 [2389.41]	3.2198 [426.65]	0.9701	2.51E+05	4.91E+10
1993	35282 [2287.16]	2.9386 [371.16]	0.9609	2.14E+05	2.89E+10
1994	36159 [2264.70]	2.7997 [349.33]	0.9561	1.98E+05	2.13E+10
1995	36587 [2268.09]	2.7460 [342.72]	0.9545	1.92E+05	1.90E+10
1996	37044 [2281.28]	2.6659 [331.36]	0.9515	1.84E+05	1.65E+10

表-2は、分散が大きいという条件のもとで累積確率分布が安定的に高い精度をもって指数関数に近似していることを示している。これは、3章で示した数式展開による検証結果の妥当性を実証的に裏付ける結果である。図-2に示している3時点の分布形状を観察すると、1983年と1996年の分布勾配は、ほぼ同レベルであるのに対して、1990年における分布勾配は非常に大きくなっている。これは、バブル期による地価水準の急激な上昇の影響であり、それが分布勾配の急激な変化として表れていると考えられる。この現象から、バブル期における資産格差の拡大は地域全体にわたって生じていた傾向があったことと、地価水準の高い大都市圏を中心に激しかったことが読み取れる。

図-3は、分布形状を決めるパラメータの変化を表している。このうち、 α は地域全体の地価に共通する一律的な変動を示すパラメータで、最低地価付近の地価変動を反映する指標でもある。値は概ね、25000から35000程度の水準で推移しており、比較的安定した変動を示している。それに対して β は分布の勾配の程度を表すパラメータであるが、その値は住居系の地域でバブルが始まったとされる1986年頃から上昇し始め、バブル崩壊の1990年以降に、減少している。このことから、 β は地価のバブル的な変動と何らかの関連性を持っている可能性が考えられる。そこで、地価にバブル的な変動をもたらした社会・経済要因を整理した後、それらの要因と β の変化との関連性を統計的に検証する。

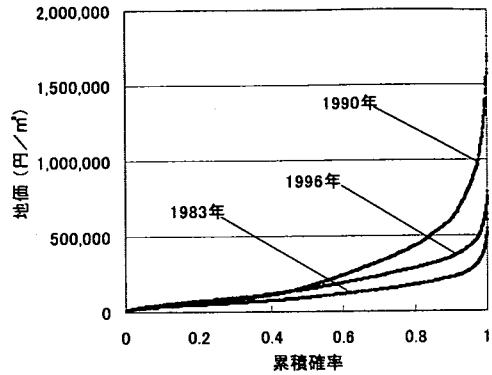


図-2 公示地価の累積確率分布

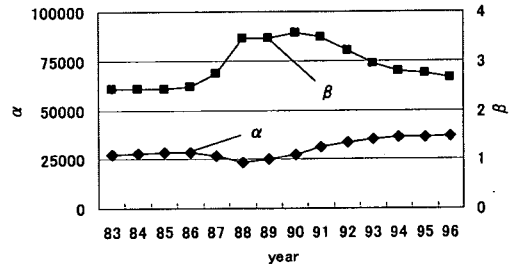


図-3 パラメータの時系列変化

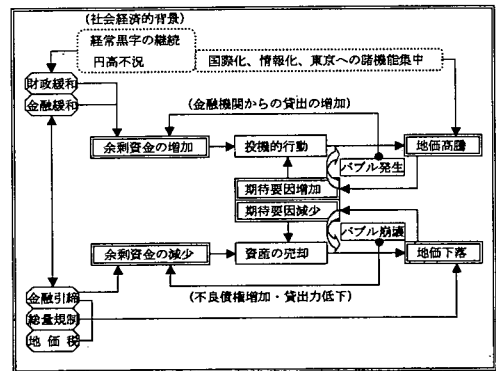


図-4 バブル期における地価高騰と下落のプロセス

(3) 地価のバブル的な変動要因の整理

1980年代後半から1990年代に生じた地価バブルは、さまざまな社会的弊害を引き起こしている。特に地価高騰期には、資産格差の拡大や社会資本整備の遅延などの問題が指摘されたが、最近に至ってはバブル崩壊以降継続する地価の下落が、経済活力に深刻なダメージを与えている。バブル発生による地価の高騰と、バブル崩壊による地価下落のプロセスを簡単にまとめると図-4のように表すことができる。

1980年代の国際化・情報化の流れの中で、都心部

のオフィスビルの供給が需要に追いつかずに高騰したとされる商業地の地価変動は、周辺の住居地域、大都市地域、さらには地方へと全国的に波及したといわれている。地価の波及パターンの詳細については、廣瀬、青山、井上^{16), 17)}がさまざまな統計指標を用いた分析を行っている。このような、全国的に拡大したとされる地価のバブルは、経済の基本的な構造からの一時的な乖離であり、土地に対する過剰な投機や将来における地価の値上がり期待などの作用が非常に大きかったがために発生したと考えられる。これらの期待的な要因に伴って発生する地価バブルの第1条件として、保坂¹⁸⁾は余剰資金ないし過剰流動性の存在をあげている。また、土地市場に対する融資の急激な伸びも要因の一つとして考えられる。

バブル期の地価高騰と下落のプロセスについては以下のような説明ができる。1980年代において東京への一極集中が加速する中、社会・経済的背景のもとに行われた金融緩和による余剰資金の増加は土地に対する期待を増加させ、値上がりしがさらなる値上りを呼ぶサイクルで、地価の高騰は広域的に波及したと考えられる。しかし、一般の国民が手にすることが困難な水準にまで地価が高騰し、その現象を多くの人が認知するにつれて、不動産価格の上昇に対する期待感は薄れはじめ、ある時期を境に、期待増加のプロセスは期待減少のプロセスへと移行することになった。これがバブル崩壊のはじまりであり、土地神話の崩壊といわれているものである。地価の下落については、金融の引き締めが一つの契機になったと考えられるが、それに伴う余剰資金の減少などの要因も大きな影響を与えている。金融の引き締めに伴う資金の確保による大量の土地売却によって土地市場は供給過剰の状態へと転換し、地価の下落は悪化の一途をたどり、通常あり得るべき価格水準以上に高まった資産価格は適正な水準に向けて下落を続けることになる。その他にも地価高騰に歯止めをかける目的で導入された地価監視制度や、保有コストを上げて投機を抑制し、地価を下落方向へ誘導することを目的に導入された地価税などの政策的な要因も、バブル的な地価の変動に少なからず影響を与えていたものと考えられる。

(4) 地価分布勾配の変化と社会経済要因の関連性

地価の累積確率分布の曲線勾配を表すパラメータ β の変化と、先ほど考察した地価のバブル的な変動に影響を与えた社会・経済要因との関連性について分析を行う。分析に使用するモデルは式(16)で、被説明変数としてパラメータ β の対前年変動量 $\Delta\beta$ を、説明変数 Z には経済的な要因として、マネーサブラ

表-3 モデルの推定結果

説明変数 Z	偏回帰係数	t値	VIF
マネーサプライ変動量(10億円)	4.051E-06	1.33	5.52
不動産業貸出残高変動量(億円)	2.417E-06	2.90	1.71
地価税額(億円)	-3.270E-05	-2.82	2.44
監視区域制度上昇期ダミー	-0.182	-2.46	3.19
監視区域制度下落期ダミー	-0.055	-0.91	2.58
波及ダミー	0.771	9.03	1.69
定数 c	-0.111	-1.41	—

調整済み R Square	0.938
Durbin-Watson 検定	2.171
サンプル数	13

イ(M2+CD)の対前年変動額、不動産業への貸出残高の対前年変動額、政策的な要因として各年度の地価税額、地価監視区域制度を用いる。

$$\Delta\beta = \sum_i a_i Z_i + c \quad (16)$$

監視区域制度は、制度が開始されてから少し時期をずらして地価の下落が始まったことから、地価高騰の抑制に効果があったか否かについてはさまざまな見方がある。しかし、著しい地価の上昇を食い止めて、投機的な土地取引を規制することを目的に導入された制度であるという特質から、地価高騰期と下落期においては政策の効果が大きく異なっていたことが考えられる。このようなことから、監視区域については、制度が開始されてから全国で前断的な解除が行われるまでの期間において、地価の上昇期にあたる1988年から1990年と、下落期にあたる1991年から1994年をそれぞれ1とする2種類のダミー変数を用いて考慮する。また、主に首都圏の住居地域に生じた商業地域からの地価波及の影響については、1988年を1とする波及ダミー変数で考慮する。この時期に生じた住居地域における地価分布構造の急激な変化は、GISを用いた分析¹⁴⁾からも明らかにされているが、1987年における都心部の住宅地の高騰が1988年には一斉に郊外に向けて波及している。また、土地取引事例データを用いた分析⁶⁾からも、1986年から1987年にかけて生じた地価形成における大きな構造変化が認められている。この構造変化は、分析に使用するデータの特性から公示地価に対して半期程度先行する形で観察されているが、これらは地価形成過程において生じた特有の現象であり、社会経済的な要因として説明することが可能なものではないことから、構造変化の影響をダミー変数として取り扱うことにする。回帰分析を用いたパラメータ a 、 c の推定結果を表-3に示す。

モデルの推定結果は、調整済み決定係数が0.938と高く、変数のt値についてはマネーサプライと地価の下落期にあたる監視区域制度以外の変数で5%の有意水準を満たしている。この結果、地価格差の拡大に対しては、マクロ的な余剰資金の変化に比べ

て土地市場への直接的な資金の流れがより影響を与えていたことがうかがえる。また、監視区域制度はマイナスの影響を示しているもの下落期については有意な変数とはいえず、地価格差の拡大を抑制する上ではある一定の効果は認められるものの、下落期における効果としては非常に小さいものであったと考えることができる。表-3には同時に共線性の診断として VIF を示しているが、共線性が存在する 10 以上の目安を下回っている。Durbin-Watson 検定は 2.171 と系列相関はほとんど認められない。これらの結果から、地価のバブル的な変動に影響を及ぼしたと考えられる社会経済指標と β の変化との間には、統計的ではあるが、有意な関連性が認められる。

5. 収益還元地価を用いた地価分布勾配変化の検証

社会・経済指標と地価データの分布勾配変化との統計的な因果関係が検証されたが、パラメータ β の変化は実際どの程度の地価のバブル的な変動を示しているのかという問題について、理論的側面から検証を行う。

(1) 収益還元地価の定式化

地価のバブル的な変動の定量的な分析においては収益還元地価が多く用いられている。将来期待される地代収入の現在割引価値の総和として定義される収益還元地価から実際の地価が乖離している度合を算出して、バブルの評価が行われる。地価の裁定条件から収益還元地価は以下のように導かれる。

地価の裁定条件は、式(17)で表される^{3), 19), 20)}。

$$i_t = \frac{R_t}{P_t} + \frac{P_{t+1}^* - P_t}{P_t} \quad (17)$$

ここで、 R_t は t 期に土地から得られる収益、 P_t は t 期の地価、 P_{t+1}^* は $t+1$ 期の土地の予想価格である。 i は土地資産の収益率であるが、利子率に等しいと考える。式(17)を解くと、地価決定式(18)が得られる。

$$P_t = \frac{R_t}{1+i_t} + \frac{P_{t+1}^*}{1+i_t} \quad (18)$$

将来想定される利子率を一定として、将来の地価も式(18)で決まると考えると式(19)を得る。

$$P_t = \frac{R_t}{1+i} + \frac{R_{t+1}}{(1+i)^2} + \frac{R_{t+2}}{(1+i)^3} + \dots + \frac{P_{t+\infty}^*}{(1+i)^{1+\infty}} \quad (19)$$

ここで、将来の期待収益 R は一定率 a で変化することを想定して最終項が 0 に収束すると考えると、級数の和の公式から式(19)は式(20)で表される。

$$P_t = \frac{R_t}{1+i} + \frac{aR_t}{(1+i)^2} + \frac{a^2R_t}{(1+i)^3} + \dots = \frac{R_t}{1+i-a} \quad (20)$$

通常用いられる収益還元地価は式(20)であるが、引き続き展開を進める。将来期待される収益の変化率 a は、ファンダメンタルな状態においては通常 $1+i$ を超えない値であるので、係数 ε を設定して変化率 a を式(21)で表す。

$$a = \varepsilon \cdot (1+i) \quad (0 < \varepsilon < 1) \quad (21)$$

このとき、収益還元地価は式(22)に展開される。

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{R_t}{1+i} (1 + \varepsilon + \varepsilon^2 + \dots) \\ &= \frac{R_t}{1+i} \cdot \frac{1}{1-\varepsilon} = \frac{R_t}{1+i} \cdot E \quad (22) \\ E &= \frac{1}{1-\varepsilon} \end{aligned}$$

利子率と地代収益のみで決まるのが最も簡略化された収益還元地価であるが、式(22)は利子率と収益にある一定の値をもつ係数 E が加わっている。しかし、実際の各時点について考えると、想定されている期待収益の変化率 a は、式(23)のように時間的に変化していることが考えられる。

$$a_t = \varepsilon_t \cdot (1+i_t) \quad (0 < \varepsilon_t < 1) \quad (23)$$

ただし、 a_t は本来ファンダメンタルな意味における将来の期待収益の変化率を表していることから、ファンダメンタルな状態を表す長期的な経済成長率などを代理変数として使用することが可能であり¹⁹⁾、時間的には緩やかな推移を示す変数と考えてよい。また、 $1+i_t$ についても変動幅の小さな変数であることから、ファンダメンタルな状態においては、 ε_t は緩やかな傾向で推移する変数と考えることができる。このとき、 a_t 、 i_t のもとで式(20)は成立するので、式(22)と同様の展開から式(24)を得る。

$$P_t = \frac{R_t}{1+i_t} \cdot E_t \quad E_t = \frac{1}{1-\varepsilon_t} \quad (24)$$

さらに、この状態において、各時点における期待収益の変化率と利子率の関係を定める E_t は、時間を通して安定な推移を示す変数と考えられるが、 E_t の推移に乖離が見られるとその大部分は、裁定条件を満たすように存在するバブルを反映していると考えられる。

1980年代後半から1990年代前半にかけて、資産価格は急激に上昇していたのに対して地代収益はそ

れほどの上昇を示さなかったが、両者の乖離した部分は、式(18)で解釈をすると P_{t+1}^* が表していることになる。バブルは、地価上昇のうち収益や利子率の変化で説明がつかない部分を指すものであるので、将来の地価に対する過度な期待がバブルに大きな影響を及ぼしていたと解釈することができる。最終的には、この期待的な要因の変化を変数 E_t が表している。ただし、式(24)はいくつかの仮定に基づいて理論展開された収益還元地価であるので、変数 E はある一定レベルのバブル的な地価変動を定量的に反映する指標である。

(2) 分布勾配の変動パターンの検証

順位規模分布の分布勾配の変化パターンと、地価のバブル的な変動を反映する指標 E の変化パターンの整合性について、全国を対象としたマクロ的な視点から検証を行う。この分析は、地価のバブル的な変動に影響を及ぼしていたとされる社会経済要因が順位規模分布の勾配変化と統計的な関連性を示していたという4章の分析結果に対する、指標 E を用いた理論的側面からの検証である。地価のバブル的な変動が、順位規模分布の形状変化としてマクロ的にとらえられることが理論的な側面と統計的な側面から検証されれば、順位規模分布の概念を地価モデルに応用することによって、地点単位で地価の動態を時空間的に説明することが可能なモデルを構築することができると考えられる。6章ではこれらの基礎的な分析結果を通して、モデル構築の方向性を考察する。

分析では具体的に、累積確率分布関数式(15)と先ほど定義した収益還元地価の関数式(24)を比較することになるが、マクロ的な検証を行うので、地価のサンプルの総額を基準として分析を行う。式(24)はマクロ的に成立するので問題はないが、累積分布関数は地点地価を表す関数であるので、式(15)を積分した式(25)で地価の総額 P_t^{sum} を考える。ここで、 N は観測される地価のサンプル数を表している。

$$\begin{aligned}
 P_t^{sum} &= N \cdot \int_0^1 Lp_i dX \\
 &= N \cdot \alpha_i \cdot \frac{\exp(\beta_i) - 1}{\beta_i} = N \cdot \alpha_i \cdot B_i \quad (25) \\
 B_i &= \frac{\exp(\beta_i) - 1}{\beta_i}
 \end{aligned}$$

指標 B の変化率は、順位規模分布の分布勾配の変化によって生じる地価総額の変化率を表す。また、指標 E の変化率は、地価総額のうちバブル的な部分の変化率を表す。したがって、両者の変化率を比較することによって、地価の分布勾配の変化が地価の

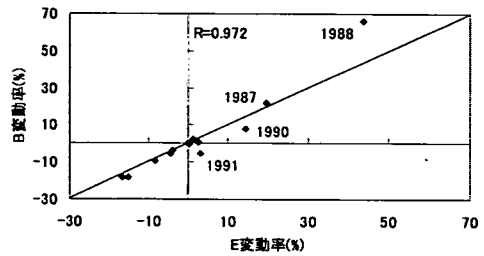


図-5 指標 B と指標 E の整合性(全国)

表-4 地域エリアの設定

エリア	都道府県
北海道	北海道
東北	青森県, 岩手県, 宮城県, 秋田県, 山形県, 福島県
関東	茨城県, 栃木県, 群馬県, 埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県, 山梨県, 長野県
北陸	新潟県, 富山県, 石川県, 福井県
東海	岐阜県, 静岡県, 愛知県, 三重県
近畿	滋賀県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県, 和歌山県
中国	鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県
四国	徳島県, 香川県, 愛媛県, 高知県
九州	福岡県, 佐賀県, 長崎県, 熊本県, 大分県, 宮崎県, 鹿児島県

バブル的な変化をどの程度反映しているものであるのかを検証することができる。

変数 B の算出には4章で算出した β の値を用いる。変数 E は式(24)を変形した式(26)から、分析に使用している地価パネルデータの総額と、利子率に国内銀行平均貸出約定金利を用いて算出する。

$$E_t = P_t^{sum} \cdot \frac{1+i_t}{R_t} \quad (26)$$

地代収益については基本的にデータの入手が困難であるが、一般的に土地の賃料は、ある程度物価変動の影響を受けていると考えられる。たとえば、借地借家法第22条(一般定期借地権)に基づいて作成された定期借地権設定契約約款においては、土地の賃料改正は消費者物価指数に連動して変化させることが基本的考え方になっている。このようなことから本研究では、入手が容易な消費者物価指数(CPI)を土地からの収益 R の代理指標として使用することにする。以上のデータから算出された指標 B と指標 E の変動率の散布図を図-5に示している。

相関係数は0.972と高く、両者の変動パターンはほぼ1対1で対応していることから、整合性が認められる。ただし、1988年に限っては、指標 B が指標 E に比べて22.3%の過大評価になっている。

次に、地域圏単位における整合性についても検証を行う。表-4の9つの地域エリアを対象に分析を行

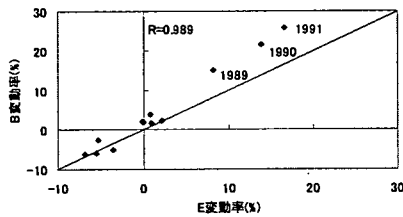


図-6 指標 B と指標 E の整合性 (北海道)

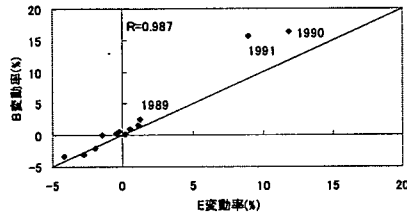


図-7 指標 B と指標 E の整合性 (東北)

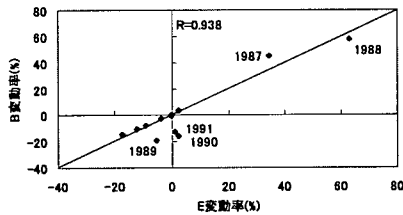


図-8 指標 B と指標 E の整合性 (関東)

うが、地域区分は総務省の地域区分別物価指数の算出に用いられているものである。したがって、CPIについては表-4の地域区分毎に公表されている値を用いて分析を行う。先ほどの全国を対象とした検証と同様に、地域エリアごとの地価パネルデータから推定される β の値と、地域のCPIデータから指標Bと指標Eを算出する。両者の相関係数と散布図を、図-6から図-14に示している。

この結果、東海、近畿エリア以外の地域圏においては、指標Bと指標Eの変動率の相関は0.932以上と高く、図に示す45°ライン付近に観測プロットが表示されていることから、おおよそ整合性は満たされていると考えられる。東海、近畿エリアの相関係数はそれぞれ、0.860、0.811と他の地域に比べて少し低い値をとっている。これは、指標Bと指標Eの変動率の値が外れている時点が数箇所存在するためであり、CPIの変動パターンとパラメータ α の変動パターンに若干相違が生じていることが理由として考えられる。地域の地価観測ポイントの多くにバブルが含まれている場合には、当然推定値 α の動向にも地価のバブル的な変動部分が含まれるので、収益還元地価のモデルとの整合性を検証する場合においては少し精度が落ちる結果となる。指標Bと指標Eに

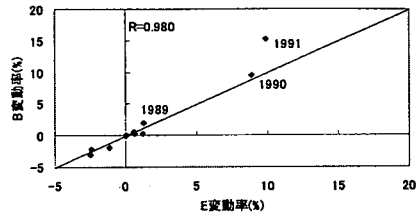


図-9 指標 B と指標 E の整合性 (北陸)

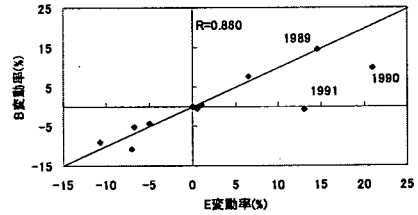


図-10 指標 B と指標 E の整合性 (東海)

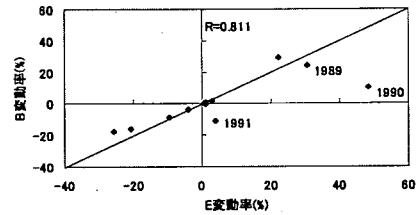


図-11 指標 B と指標 E の整合性 (近畿)

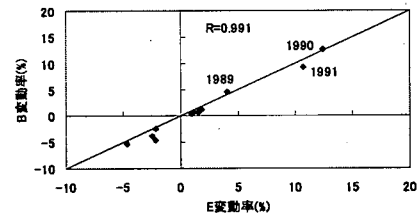


図-12 指標 B と指標 E の整合性 (中国)

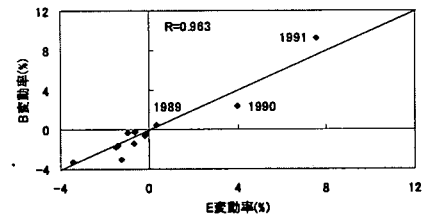


図-13 指標 B と指標 E の整合性 (四国)

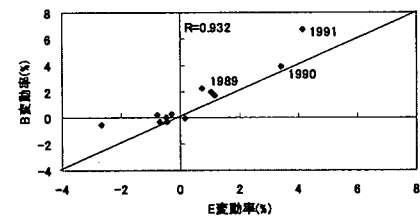


図-14 指標 B と指標 E の整合性 (九州)

関する変動率のずれの最大絶対値に着目すると、関東で17.9%、東海で13.7%、近畿で37.8%と、特に近畿で誤差が大きいが、それ以外の地域ではすべて10%以下におさまっている。以上の結果から、地域圏単位の規模の狭いエリアにおいても地価の順位規模分布曲線の勾配変化はバブル的な地価変動をほぼ反映していることが、収益還元地価のモデルを用いた検証から明らかになったが、 α の推定値にバブル的な要素が含まれていると考えられる大都市圏については、その時点において整合性があまり満たされない結果となった。

6. 地価形成モデルへの応用

地価の順位規模分布の勾配変化と地価変動パターンの関連性を、統計的側面と理論的側面から検証を行った結果、分布勾配の時系列変化は、期待的な要因に伴う地価のバブル的な変動をある程度反映していることがわかった。この性質を利用すると、マクロ的な地価変動要因とミクロ的な地価格差要因の双方を考慮した地価関数を導くことができると考えられる。

たとえば、あるヘドニック関数が順位規模分布を用いた式(27)であったとする。一方、地価の確率密度分布は対数正規分布に従っているので、地価形成要因を z とすると、2章で述べたような統計学的性質から、ヘドニック関数は式(28)のような z の積形で構成されることが考えられる。ここで、地点に共通するマクロ的な地価変動要因は α に集約させて表している。

$$Lp_i = \alpha_i \cdot \exp(\beta_i \cdot X) \quad (27)$$

$$Lp_i = \alpha_i \cdot z_{1i}^{\delta_1} \cdot z_{2i}^{\delta_2} \cdots \quad (28)$$

このとき2式から、 β 倍された順序尺度 X は、式(29)のように地価形成要因 z の関数で表されることになる。

$$\beta_i \cdot X = \delta_{1i} \log z_{1i} + \delta_{2i} \log z_{2i} + \cdots \quad (29)$$

ここで、地価形成要因 z の中には、地価の分布勾配をマクロ的に変化させるような期待的な要因も当然含まれている。これらの要因の時間的な変化を指標 β が反映しているとすれば、 X は、純粋な意味における地価の空間的格差要因 z の対数和で表されることになる。ここで、要因 z が地価に与える純粋な影響はパラメータ δ で表される。最終的に δ を推定する手法およびその理論体系を確立すると、マクロ

要因とミクロ要因を同時に考慮できて、しかも、ミクロ要因の各時点における安定的な影響を評価することができるヘドニック関数の導出は可能であると思われる。ただし、順位規模分布の概念を地価モデルに応用する際に問題と考えられるのは、サンプル数が変化すればその度に順序が変化するという点である。ヘドニック分析に対応させることが可能な地価モデルを構築する場合には、この問題点を回避する必要があるが、次のような対処法が考えられる。

たとえば、極力多くの連続観測ポイントを時系列的に収集し、地価母集団の順位規模分布の形状変化をある程度とらえることが可能であるとする、推定された順位規模分布を表す関数式(27)を理想的な分布関数として仮定することができる。このとき、全ての地価がその関数に従っていると考えると、厳密には順位ではない理想的な X の値が各地点単位で算出されることになる。この時点で、 X の値がサンプル数の変化に依存するという問題点は回避される。そこで、理想的に得られる X が、式(29)のようにマクロ的な要因を除くミクロ的な要因 z の関数で表されるという理論的な根拠が示されると、実用面においても適用が可能な地価モデルの構築が可能であると考えられる。最終的には、いかに母集団を忠実に表現するデータを時系列的に収集し、モデルを推定するのかがという問題になるが、これは今回示した地価モデルに関わらず、すべてのヘドニックモデルに共通する問題であるといえる。

順位規模分布の概念を応用した地価モデルの理論的構築と実際のモデルの適用に関する分析についてはすでに行っており、日本不動産学会誌において掲載されている²¹⁾。

7. おわりに

本研究では、理論的背景を有する地価モデルの構築に向けた基礎的な分析を行うことを目的として、地価データの順位規模分布の理論的導出を行った後、分布勾配の変化パターンとバブル的な地価変動パターンの関連性について、社会・経済指標を用いた統計的側面からの検証と収益還元地価の関数を用いた理論的な側面からの検証を行った。これらの分析から明らかになった内容は、以下のようにまとめられる。

(i) 対数正規分布に従う地価データの順位規模分布は、ある程度指数関数に従うという統計的な性質がみられるが、実際にこれらの現象についての理論的整合性を確率密度分布から順位規模分布、および順位規模分布から確率密度分布への数式変換を施し

て検証を行った。その結果、両者の分布形には理論的整合性は認められなかったものの、データの分散が大きいという条件のもとでは近似的に整合性が満たされることが理論的検証から明らかになった。

(ii) 理論的に導出された地価の順位規模分布の分布勾配に着目すると、勾配の時間的変化がバブル期における地価の急激な変動を比較的好く表していることが実際のデータを用いたパラメータの推移から確かめられた。そこで、勾配の変化と地価にバブル的な変動を与えたと考えられる社会・経済要因との関連性を、モデルを用いて統計的に検証した。その結果、大部分の要因が勾配の変化に対して有意な関連性を示していることが確かめられた。

(iii) さらに、分布勾配の変化がどの程度のバブル的な地価変動を表しているのかを、収益還元地価の決定式を拡張させた関数を用いることによって理論的側面からマクロ的な検証を行った。具体的には、分布勾配の変化によって生じる地価総額の変化率と地価総額のうちバブル的な部分の変化率を比較して検証を行った。その結果、両者の変動率はおおよそ1対1で対応していることが明らかになった。またマクロ領域を全国から地方圏単位に狭めて、同様の検証を行った結果、東海、近畿エリアなどの比較的大都市のエリアで若干精度が落ちたものの全体的には整合性を満足していることが示された。両者が1対1で対応していない時点がいくつか観測されるのは、 α のパラメータの推定値にバブル的な要素が含まれてしまうことが一つの原因と考えられるが、これについては分析対象エリアの設定の仕方に関係する問題であるので、今後考察を深めていく必要があると考えられる。

(iv) 最後に、順位規模分布を表す地価の指数関数型のモデルを応用することによって、地価形成要因のマクロ的な要因とミクロ的な要因の2つの要素を同時に考慮して、地価の空間的格差に影響を与えるミクロ的な要因の影響を、時間を通して安定的に評価できるモデルを導出するための方向性を示した。

具体的に、地価形成要因 z のどの部分が指標 β に関連しているのか、あるいは、式(27)から式(29)の理論展開が可能であるかなどについての検証は行っていないが、汎用性のある地価関数を理論的に導出するためには、本研究に示されたような統計学的性質をベースに導かれるのが望ましいのではないかと考えている。

参考文献

1) 川向 肇, 岩場貴司, 馬場園拓哉: 東京都 23 区の路

線価による地価減価推計と地価動向に関する統計分析, 地理情報システム学会講演論文集, Vol.10, pp.269-274, 2001.

- 2) (財)日本不動産研究所編: 固定資産税のシステム評価, ぎょうせい, pp.2-9, 1999.
- 3) 青山吉隆: 地価の動的・空間的連関構造に関する基礎的研究, 土木学会論文集, No.425/IV-14, pp.127-133, 1991.
- 4) 吉田 朗, 大西 隆: パネル分析による地価形成要因の推定と容積率指定の影響分析, 日本都市計画学会学術研究論文集, No.28, pp.133-138, 1993.
- 5) 安藤朝夫: 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一時空間分析に向けて, 住宅土地経済, pp.20-27, 1999.1.
- 6) 肥田野登, 山村能朗, 土井康資: 市場価格データを用いた東京と南西区部住宅地における地価変動分析, 都市計画 224, Vol.49 / No.1, 56-66, 2000.
- 7) 矢澤則彦, 金本良嗣: ヘドニック・アプローチによる住環境評価-GIS の活用と推定値の信頼性, 住宅土地経済, pp.10-19, 2000.4.
- 8) 安藤朝夫, 内田隆一, 吉田克明: 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, No.449/IV-17, pp.77-86, 1992.
- 9) 小野宏哉, 清水千弘: 地域間地価格差要因に関する統計的検討, 日本不動産学会平成 8 年度秋季全国大会梗概集, pp.121-124, 1996.
- 10) 鈴木啓祐: 人口分布の構造解析, 大明堂, pp.62-64, 1985.
- 11) 鈴木啓祐: 人口の分布と移動の数理解析, 数理科学, No.176, FEBRUARY, 1978.
- 12) 中村良平, 田淵隆俊: 都市と地域の経済学, 有斐閣ブックス, pp.42-46, 1996.
- 13) 井上 孝: 都市人口に関する順位規模法則と対数正規分布モデルの整合性について, 理論地理学ノート, No.11, pp.1-8, 1998.
- 14) Ito, D., Hirose, Y. and Kondo, A.: An Analysis of Changes in Spatial Distribution Structure of Land Prices in Japan, 7th International Computers in Urban Planning and Urban Management Conference, A_126, 2001, (Included, CD).
- 15) 大槻義彦訳: 数学大公式集, 丸善, p.21, 1983.
- 16) 廣瀬義伸, 青山吉隆, 井上雅晴: 同時連立方程式による地価変動波及メカニズムに関する研究, 土木計画学研究論文集, No.13, pp.295-302, 1996.
- 17) 廣瀬義伸, 青山吉隆, 井上雅晴: 多次元尺度構成法による地価変動の地域間波及分析, 土木計画学研究論文集, No.14, pp. 269-276, 1997.
- 18) 保坂直達: バブル経済の構造分析, 日本評論社, pp.5-29, 1994.
- 19) 前川俊一: 土地市場論, 清文社, pp.26-51, 1996.
- 20) 野口悠紀夫: バブルの経済学, 日本経済新聞社, pp.50-54, 1994.
- 21) 伊東大悟, 近藤光男, 廣瀬義伸: 時間要因と空間要因を考慮した指数関数型地価形成モデルの理論的構築, 日本不動産学会誌, 第 16 巻第 2 号, pp.65-76, 2002.

(2001.12.28 受付)

FUNDAMENTAL ANALYSIS OF RANK-SIZE DISTRIBUTION FOR DEVELOPMENT OF LAND PRICE MODEL

Daigo ITO, Akio KONDO and Yoshinobu HIROSE

The purpose of this study is to analyze the statistical characteristics of the land price rank-size distribution for theoretical development of land price model or hedonic price function. This research clarified theoretically that the rank-size distribution of land prices, which conformed the lognormal distribution, was the exponential distribution in approximation. From theoretical and statistical verifications, it was clarified that the changes in the slope of the rank-size distribution showed the bubbly changes in land prices, which were influenced by expectations factors. We proposed the directivity of land price model development with using the statistical characteristic of the land price distribution, which was verified by this research.