

平成 14 年度土地関係研究最終報告書

日本の地価変動メカニズムに関する経済物理学的研究

国際基督教大学教養学部社会科学科準教授

海蔵寺 大成

目次

第1章	概要	3
第2章	地価と統計的性質	5
2.1	公示地価	
2.2	地価分布	
2.3	対数地価分布	
2.4	地価の生存関数	
2.5	地価のランク分布	
2.6	ジニ係数	
2.7	まとめ	
第3章	地価の推移	15
3.1	東京圏の地価の推移	
3.2	大阪圏の地価の推移	
3.3	東京圏と大阪圏の地価の比較	
3.4	その他の圏域の地価の推移	
3.5	全国の地価の推移	
3.6	まとめ	
第4章	地価バブル崩壊のメカニズム	28
参考文献		29
謝辞		29

第1章：概要

土価は1980年代のバブルと90年代のバブル崩壊を考える上で、本質的に重要である。日本において、土地は土地保有者の購買力を将来に保存するための「資産」としての役割を果たしている。それゆえ、地価は「賃貸料などの土地が生み出す経済サービスの価格」というよりは、「資産としての価格」である。このことは、日本の地価が、土地を将来売却するときに得られるキャピタルゲインに関する期待を強く反映するものとなっていることを意味している。1980年代後半の地価に関するいくつかの研究において、日本の地価が「賃貸料などの土地サービスの価格」に比較して異常に高いことが指摘され、1980年代の地価高騰の大部分が値上がり期待によるバブルだったことが明らかにされている[1,2]。

しかし、これまでの地価バブルの研究は、賃貸料のような土地サービスの価格から、地価が著しく乖離していることを示すにとどまっている。そもそも地価バブルとはどのような性質を持った現象なのだろうか？なぜ、発生したのだろうか？そしてなぜ崩壊したのだろうか？本研究の目的は、これらの疑問を解明する第1歩として、1980年代、1990年代の地価の統計的性質を分析し、日本の地価形成のメカニズムを探求することにある。特に、1980年代から現在に至る地価のバブルとバブル崩壊のメカニズムを発見することに主眼が置かれる。

第2章では、地価公示データを使って、地価の統計的性質を分析する。はじめに、分析の基本となる「ベキ分布」、「パレート分布」、「ランク分布」を説明するとともに、これら3つの分布の関係を示す。次に、日本の地価分布がこれら3つの分布によって驚くほどきれいに近似できることを示す。次に、地価の地点間格差を示すいくつかの尺度を示す。特に「ジニ係数」がパレート分布の指数と対応関係にあることを示す。

第3章では、80年代後半のバブル期と90年代のバブル崩壊期の地価動向を調べる。特に、地価の時系列と第2章で示した地価の統計的性質の時系列的変化からバブルとバブル崩壊のメカニズムを探る。主要な発見は以下のようにまとめられる。

1. 地価バブルは大都市圏の地価とそれ以外の地域の地価の格差が拡大してゆく程として捉えられる。バブルの崩壊は地価格差が極端の拡大したとき発生している。統計的には、地価分布のパレート指数が1に近づいたときバブルの崩壊が起きている。パレート指数が1に近づくと、理論的にはパレート分布の平均値は無限大に発散するため、バブルは崩壊すると解釈できる。パレート指数が1に近づくことは、ジニ係数が最大不平等を表す1に近づくことと数学的に等しいので、バブルの崩壊は地価の地域間格差が極端に解釈した結果起きたとすることができる。

2. 地価バブルは最初に東京圏で発生し、次に大阪圏に伝播し、さらに、名古屋圏とそれ以外の地域に広がっていった。バブル崩壊はまず東京圏で起き、ついで、大阪圏、名古屋圏で起きた。

3. 地価バブルは、最初に大都市圏の商業地の地価が暴騰し、その後、住宅地や工業

地に波及するというプロセスで広がった。

第 4 章では、第 3 章で示された地価バブル崩壊のメカニズムをより具体的な観点から吟味する。結論として、地価バブルは大都市圏の商業地に土地を持つ人々と土地をもたない人々の資産格差を著しく拡大し、深刻な資産分配上の不公平を引き起こした。この不公平はついに社会的に容認できない水準に達し、それを是正するために様々なルートを通じてバブルの崩壊が引き起こされたと考えられる。本研究の意義は、これらの地価バブル崩壊のメカニズムを数量的に示した点に求められる。

第2章：地価の統計的性質

2.1 公示地価 [3]

本研究では、日本を代表する伝統的な地価情報としてしばしば利用される「公示地価」をデータとして使用する。「公示地価」とは地価公示法に基づき、国土交通省土地鑑定委員会が毎年1月1日時点の標準地の「正常な価格」を評価し公示する価格のことで、一般の土地の取引価格に対して指標を与えるとともに、公共事業用地の取得価格算定の規準とされ、また、国土利用計画法に基づく土地取引の規制における土地価格算定の規準とされる等、適正な地価の形成に寄与することを目的としている。

日本不動産鑑定協会によると「正常な価格」とは、市場性を有する不動産について合理的な自由市場で形成されるであろう市場価値を表示する適正な価格であり、市場統制がなく需要、供給が自由に作用しうる市場において、市場の事情に十分に通じ、かつ、特別な動機を持たない多数の売り手と買い手とが存在する場合に成立する価格である。

市場性を有する不動産について、合理的な市場で形成されるであろう市場価格を表示する適正な価格、いいかえれば、売り手にも買い手にも偏らない客観的な価値を表わすものである。公示地価の調査方法としては、土地鑑定委員会が2人以上の不動産鑑定士又は不動産鑑定士補の鑑定評価を求め、その結果を審査し、必要な調整を行って判定する事とされている（法第2条第1項）。

公示地価は公的評価の根幹となっているので、非常に重要な地価情報であることに間違いはないが、鑑定価格であるために、実際の取引価格との間で誤差が生じる可能性があることが指摘されている[4]。

2.2 地価分布

この節では、公示地価データを使って、地価の統計的性質を具体的に調べる。例として2000年の東京圏の地価を取り上げる。東京圏とは、首都圏整備法による既成市街地および近郊整備地帯のことで、具体的には、東京都、茨城県、千葉県、埼玉県、神奈川県市区町村である。2000年の東京圏地価公示のサンプル数は、8131地点である。1平方メートルあたり地価の最高値は1310万円、最安値は2300円であった。最高値は最安値のじつに5,695倍にあたる。地価の標準偏差は630万円で地価の平均値の1.79倍である。これらの情報から、地価は非常に広い範囲に広がっていることがわかる。図1.1は2000年の東京圏の地価分布である。この図を見ると、分布が正の方向に大きく歪みをもっていることがわかる（地価分布の歪度=10.8）。したがって、最頻値 > 中央値 > 平均値 という関係が成立している。地価の平均値は35万3277円、最頻値は22万円、中央値は23万5000円である。

地価分布の性質をさらに調べるために、縦軸の地価と横軸の相対度数（確率）の対数値

をとり，両対数プロットした図が図 1.2 である。図 1.2 の直線は，ベキ分布 [5]

$$p(S) \propto (S/\bar{S})^{-(1+\alpha)}, \quad S \geq \bar{S}, \quad \bar{S} = 22, \alpha = 1.78 \quad (1)$$

ベキ指数 α は，地価の最頻値 $\bar{S} = 22$ 以上のデータを使い，相対度数の対数値を被説明変数，地価の対数値を説明変数にして，最小二乗法によってパラメータを推定した。以上から，地価の分布はきわめて非対称な分布であり，右に長い裾を持っていることがわかった。また，高価格帯では，ベキ法則が成り立っていることもわかった。

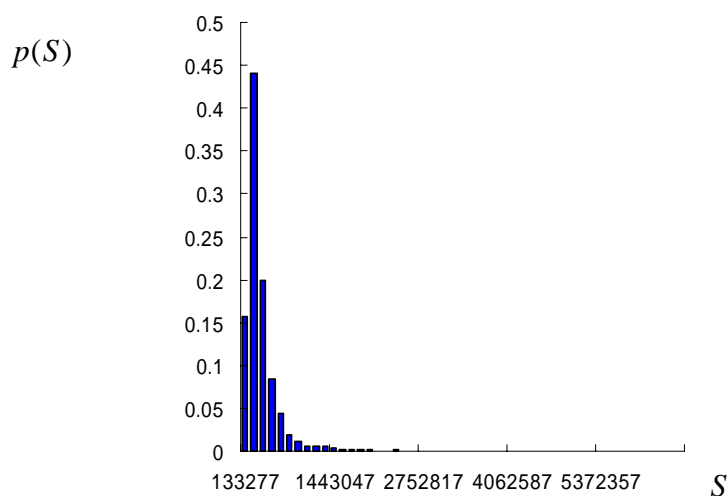


図 2.1：地価分布（2000 年東京圏）

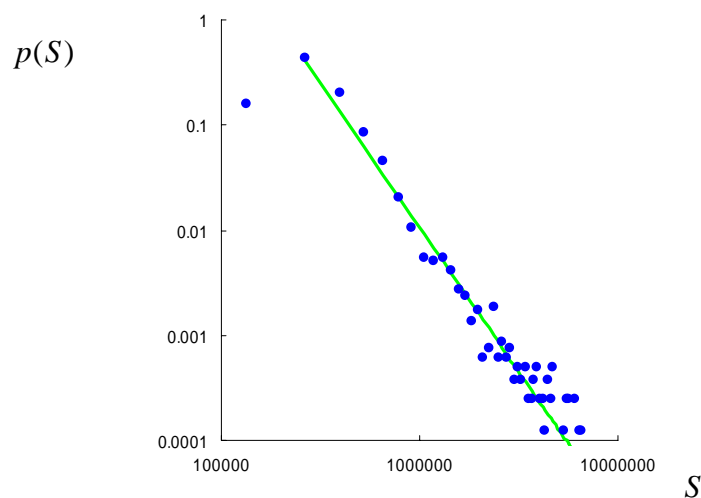


図 2.2：地価分布の両対数プロット(2000 年東京圏)

2.3 対数地価分布

図 2.2 は高価格帯の地価分布が，べき乗分布に従っていることを示しているが，低価格帯の様子はわからない。地価分布の非対称性を取り除くひとつの工夫として，地価の対数値

をとることが考えられる。図 2.3 は東京圏（2000 年）の地価の対数値を計算し、対数地価のヒストグラムを描いたものである。対数地価の平均値は 12.4、最頻値は 12.3、中位数は 12.37 であり、3 つの統計量はほぼ一致している。また、歪度は 0.18 と地価の歪度と比較して大幅にゼロに近づいている。したがって、対数地価の分布はほぼ対称であることがわかる。地価と対数地価の統計量は表 1.1 にまとめられている。

統計量	地価	対数地価
最高値	13100000	16.39
最安値	2300	7.74
平均値	353277	12.39
最頻値	220000	12.3
中位数	235000	12.37
標準偏差	630863	0.78
尖度	158.67	3.67
歪度	10.82	0.18
サンプル数	8131	8131

表 2.1

さらに、対数地価の統計的性質を明らかにするために、対数地価のヒストグラムを片対数プロットした図が図 2.4 である。図 1.4 の 2 本の直線は、非対称ラプラス分布

$$p(y) \propto \begin{cases} \exp(\beta(y - \bar{y})), & y < \bar{y} \\ \exp(-\alpha(y - \bar{y})), & y \geq \bar{y} \end{cases} \quad (2)$$

ここで、

$$y = \ln(S), \bar{y} = \ln(\bar{S}) = 12.4, \alpha = 1.59, \beta = 1.65$$

を表している。パラメータは最小二乗法によって推定した。この図から対数地価の頻度分布はかなりきれいに指数分布(2)で近似できることがわかった。対数地価の指数分布(2)から地価の確率密度関数を導くとベキ乗分布の確率密度関数

$$p(S) \propto \begin{cases} (S/\bar{S})^{\beta-1}, & S < \bar{S} \\ (S/\bar{S})^{-(1+\alpha)}, & S \geq \bar{S} \end{cases} \quad (3)$$

になることがわかる[6]。従って、対数地価の指数分布分布から計算された β を使って、地価分布(3)のベキ指数は、 $\alpha = 1.59, \beta = 0.65$ と計算される。地価のヒストグラムの両対数プロット（図 2.2）から推定されたベキ指数は $\alpha = 1.78$ なので、若干の誤差が見られる。この誤差は、対数プロットしたヒストグラムの裾部分を最小二乗法によって線形近似する場合、地価そのものを使ってヒストグラムを書くと、分布の端になるほどデータポイントが込み

合ってきてしまい正確な近似ができなくなるために生じていると考えられる。従って、対数プロットしたヒストグラムを線形近似する場合には、まず、対数地価を計算し、対数地価のヒストグラムを使って線形近似を行うことが正確な指数を得るために必要である。

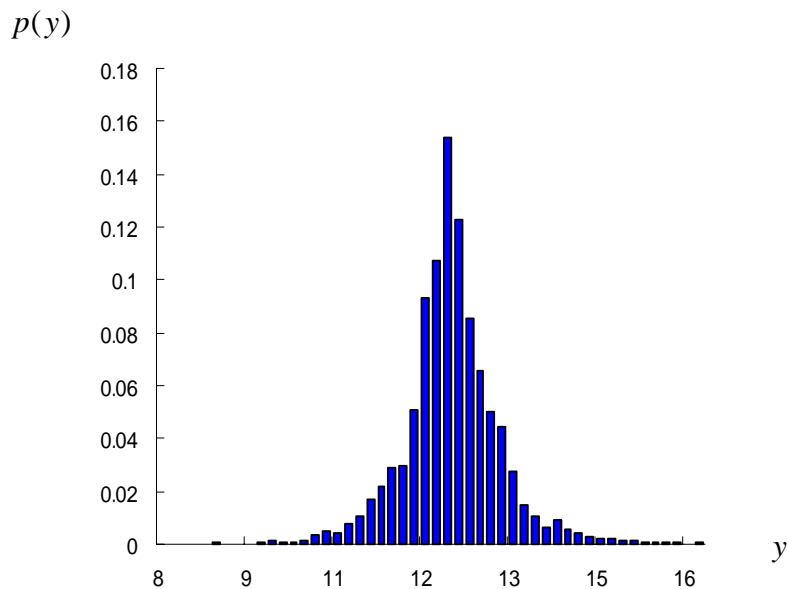


図 2.3：対数地価の分布（2000年東京圏）

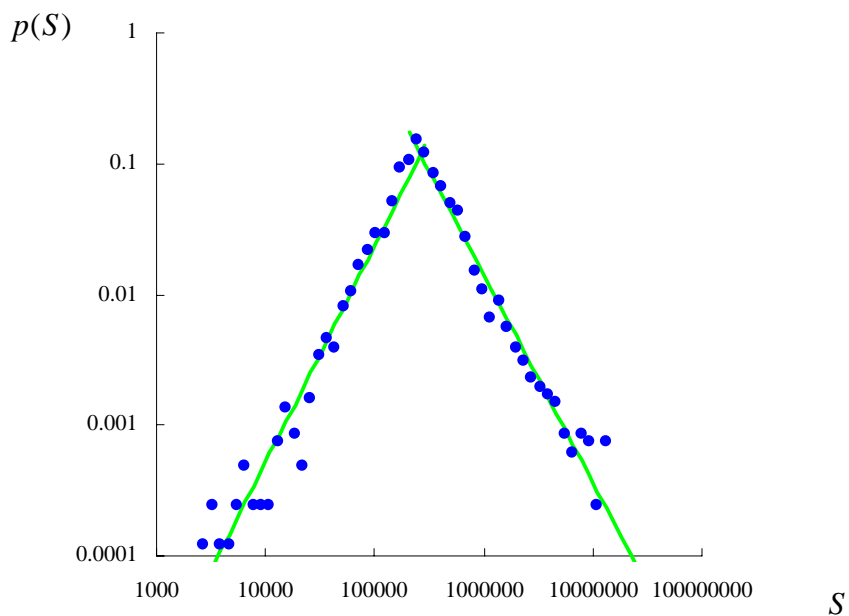


図 2.4：対数地価分布の両対数プロット（2000年東京圏）

2.4 地価の相補的累積分布関数

前節では，地価の確率密度関数がべき乗分布

$$p(S) \propto (S/\bar{S})^{-(1+\alpha)}, \quad S \geq \bar{S} \quad (4)$$

で近似されることを見てきた。確率密度関数がべき乗分布場合，その相補的累積分布関数 $F(x) = P(S > x)$ はやはり次のべき乗分布

$$F(x) = P(S > x) \propto (S/\bar{S})^{-\alpha} \quad (5)$$

になる。この型のべき乗分布はパレートがイギリスの所得分布を近似するために，用いた分布であるため，パレート分布 [7]と呼ばれている。図 2.5 は東京圏(2000 年)の地価の相補的累積分布関数の両対数プロットである。

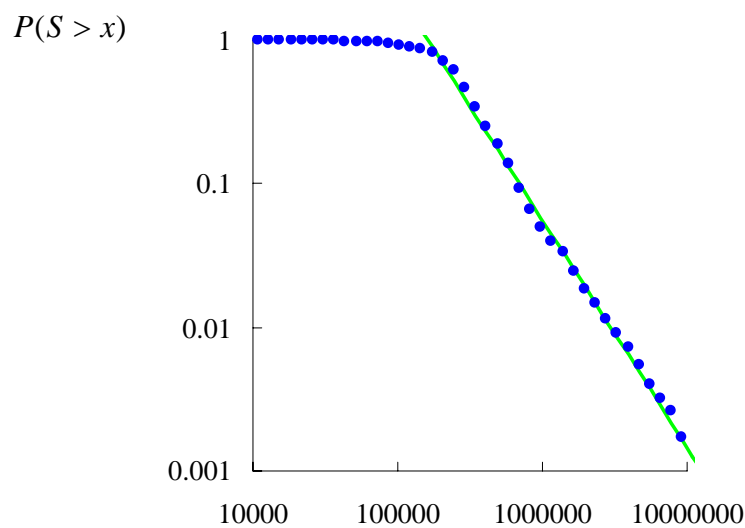


図 2.5：地価の生存関数（2000 年東京圏）

図 1.5 の直線はパレート分布

$$P(S > x) \propto (S/\bar{S})^{-\alpha}, \quad S \geq \bar{S}, \quad \alpha = 1.58 \quad (6)$$

である。指数 $\alpha = 1.58$ は，対数地価のラプラス分布の指数 $\alpha = 1.59$ とほぼ等しく，理論的結果と実証的結果は整合している。以上から，高価格帯において地価分布はべき分布によって近似できることがわかった。

なお，この性質は高所得層の所得分布や資産分布でも見られ，地価が国民の資産形成と強い関係を持っていることが示唆される。

1.4 地価のランク分布

最初に，各地点の地価を地価の高い地点から低い地点に順位をつけて， $S_1 \geq S_2 \dots \geq S_n$ のように並べる。 S_1 は最高値の地価を表し， S_n は n 番目の地価を表す。地価の順位を横軸に，対応する地価を縦軸にとって図に表したものをランク分布 (ranked distribution) と呼ぶ [6]。図 1.6 は，東京圏 (2000 年) の地価のランク分布である。図 1.7 は地価のランク分布の両対数プロットである。図 1.7 の直線は，ジップのランク分布 [8]

$$S_r \propto r^{-\delta}, \quad \delta = 0.59 \quad (7)$$

を表している。ここで， r は順位である。指数 $\delta = 0.59$ は最小二乗法によって推定した。(特に，指数 δ が 1 の場合を発見者の名前に因んで「ジップの法則」と呼んでいる。) ジップのランク分布は，パレート分布と次のような関係で結ばれている。

$$F(x) = P(S > x) \propto S^{-(1/\delta)} \quad (8)$$

したがって， $\delta = 0.59$ のジップ分布から計算されるパレート指数は $1/\delta = 0.168$ である。この値は，地価のパレート分布 (6) にパレート指数 $\alpha = 1.58$ とほぼ一致している。

順位	地価	理論値	誤差
1	13100000	31816886	-18716886
1000	518000	526937	-8937
2000	352000	349186	2814
4000	237000	231396	5604
6000	169000	181896	-12896
8000	37800	153340	-115540

表 2.2

表 1.2 は地価のジップ分布から計算した地価の理論値を示している。1 位から 1000 位ぐらいと 6000 位以降の範囲では，理論値は実際の地価と大きくずれて誤差が大きいですが，それ以外の範囲では，実際の地価と理論値はかなりきれいに一致していることがわかる。

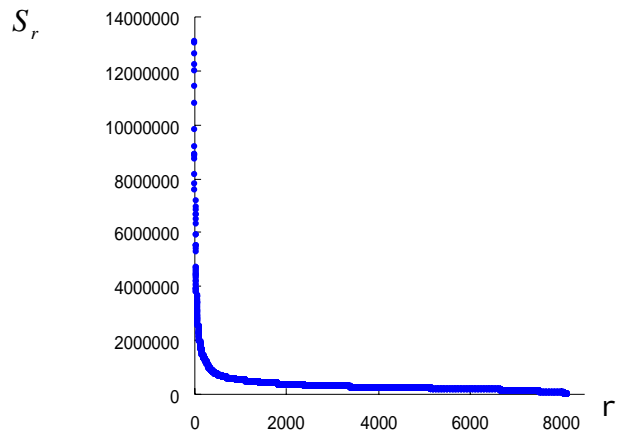


図 2.6：地価のランク分布（2000 年東京圏）

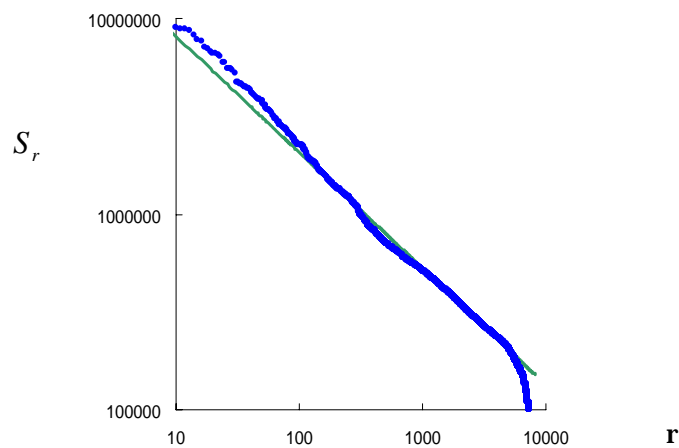


図 2.7：地価のランク分布の両対数プロット（2000 年東京圏）

2.7 まとめ

この章では、200 年の東京圏の地価データを使って、地価の統計的性質を調べた。結果をまとめると次のようになる。

- (i) 高価格帯における地価の頻度分布はベキ法則に従う。
- (ii) 対数地価の分布は非対称ラプラス分布になっている。
- (iii) 高価格帯における地価の相補的累積分布関数はパレート法則に従う。
- (iv) 地価のランク分布はジップの法則に従っている。

パレート分布とジップ分布は 1 対 1 の対応関係があり，その背後にある確率密度関数の形はベキ法則にしたがっているから，上記の(i),(ii),(iii),(iv) は同じ事を違った側面から述べていることになる。また，地価がベキ法則に従うとき，対数地価が指数法則に従うことも，数学的に示すことができる。地価の地点間格差を示すジニ係数は，ベキ分布の指数あるいはジップ分布の指数から導くことができるので，地価格差と地価の分布の統計的性質の間には理論的な対応関係があることがわかる。

なお，本章では東京圏の地価についての結果を示したが，全国と他の圏域（大阪圏，名古屋圏，30 万都市，50 万都市，その他の都市）の地価分布も同じ統計的性質を持つことを確認した。

2.6 地価格差の尺度

前節で調べたように地価は，低価格の多くの地点と非常に価格の高い少数の地点に二極分化を起こしている。この地価格差を捉えるために，地点間の地価格差を表す尺度を考える。地価格差を測る尺度として，次の 3 つの尺度を採用する。前節のランク分布と同じように，地価を降順で，すなわち，高い方から安い方へ並べる。

ジニ係数 (Gini coefficient) [9]

ジニ係数 G は次のように定義される。

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |S_i - S_j|}{2 \mu n^2} \quad (9)$$

ここで μ は平均地価（算術平均）である。

ジニ係数は良く知られているように，次式のように書きかえることができる。

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} (S_1 + 2S_2 + \dots + nS_n) \quad (10)$$

ジニ係数は完全平等のとき最小値 0 をとり，完全不平等のとき（1 地点の地価が地価の総和に等しいとき）最大値をとる[9]。ジニ係数 G は他の尺度と比較すると，中価格帯における変化に比較的敏感に反応する。

地価がランク分布に従っている場合，ジニ係数 G は次のように書くことができる。

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{r=1}^n r^{1-\delta}$$

またジニ係数は，ジップ分布およびパレート分布と次の関係で結ばれている。

$$G = \frac{\delta}{2-\delta} = \frac{1}{2\alpha-1} \quad (11)$$

ここで， δ はジップ分布の指数， α はパレート分布の指数を表す。

東京圏（2000年）の地価のジニ係数は $G = 0.46$ であった。上述したように $\delta = 0.59$, $\alpha = 1.58$ であったから (11)式から計算されるジニ係数はそれぞれ ,

$$G = \frac{\delta}{2 - \delta} = 0.42 \quad , \quad G = \frac{1}{2\alpha - 1} = 0.46 \quad (12)$$

となり , データから計算されたジニ係数とほぼ一致している。

平方変動係数(SCV: squared coefficient of variation)

$$SCV = \frac{Var(S_r)}{\bar{S}^2} = \frac{\sum_{r=1}^n (S_r - \bar{S})^2}{n\bar{S}^2}$$

平方変動係数 SCV は完全平等 , すなわち , すべての地点の地価が同じ値であるとき最小値 0 , 完全不平等 , すなわち , 1 地点の地価が正の値をとり , そのほかの地点の地価が 0 であるとき最大値 n-1 をとる。SCV が大きな値であるほど地点間の地価の格差が増加する。SCV は高地価帯における変化に比較的敏感である。

平均対数偏差(MLD: mean log deviation)

この尺度はタイルの第 2 尺度と呼ばれている。

$$MLD = \ln \bar{S} - \frac{1}{n} \sum_{r=1}^n \ln S_r$$

平均対数偏差 MLD は , 完全平等のとき最低値 0 をとる。MLD は低地価層における変化に比較的敏感である。

地価がランク分布に従っている場合 , MLD は次のように書くことができる。

$$MLD = \ln \bar{S} + \frac{\delta}{n} \sum_{r=1}^n \ln r$$

この尺度は , 地価用途別の寄与度に分解できるという優れた性質を持っている。地価を用途ごとに住宅地 , 商業地 , 工業地で分解すると以下ようになる。

$$MLD = [a_R MLD_R + a_C MLD_C + a_F MLD_F] + [a_R \frac{\bar{S}}{\bar{S}_R} + a_C \frac{\bar{S}}{\bar{S}_C} + a_F \frac{\bar{S}}{\bar{S}_F}]$$

第 1 の [·] 内は用途間価格格差 , 第 2 の [·] 内は用途内価格格差を表す。したがって , MLD は用途内の地価格差と用途間の地価格差を全体の地価格差に結びつけることができるという優れた性質を持っている。

以上の地価格差を測る尺度は , 地価格差を数値化する点で優れているが , 直感的意味を把握することは容易ではない。そこで , これに加えて , 上位何%の地価が計測地点の地価

の総和の何%を占めているかという数値も直感的に地価格差を見る上で有用である。表 1.3 は東京圏(2000 年)の地価データを使って計算された上位何%の地価が観測地点の地価の総和に占める割合を示している。この表を見ると 2000 年の東京圏の地価は、上位 20%の地点の地価が全地点の地価の約 50%を占めていることがわかる。

順位	地価総額に占める割合
上位5%	30%
上位10%	39%
上位20%	53%
上位40%	70%
上位60%	84%
上位80%	94%

表 2.3

第3章 地価の推移

第1章では、2000年の東京圏地価のデータを使って、地価分布の統計的性質を調べた。

第2章では、東京圏の地価の時系列的推移と地価分布の統計的性質の変化を調べる。

3.1 東京圏の地価の推移

第1章でみたように、地価は正の方向に歪んだ分布をしている。この場合、分布の位置を示す指標として、平均値は適切ではないので、分布の位置を示す統計量として、最頻値を用いる。また、視覚的に、対数地価の分布が見やすいので、地価の代わりに対数地価を用いる。

図3.1と図3.2は東京圏（東京都、茨城県、千葉県、埼玉県、神奈川県）の平均地価と平均地価変動率の時系列的推移である。東京圏の平均地価は1980年に15万8,800円であった。1985年頃から急激に上昇し始め、1991年には115万5500円の最高値を付けた。東京圏の平均値はこの11年間に7.3倍になったことになる。その後、平均地価は減少し続け、2003年の平均地価は36万200円であった。1991年から2003年の12年間で、平均地価は約7割下落したことになる。地価の標準偏差はほぼ地価の平均値と同じ方向に動いていることがわかる（図2.1）。特に、1985年から1987年の地価バブル最盛期には異常な拡大を見せ、1988年には地価の標準偏差は300万円に達している。

平均地価と地価の標準偏差の関係を見るために、変動係数（＝標準偏差/平均値）の動きを示したのが図3.3である。地価の変動係数は1985年から1987年にかけて急激に上昇し、1998年から1993年まで2.6前後で推移し、1994年から下落している。以上をまとめると、平均地価が上昇するバブル期には、地価の標準偏差も上昇し、平均地価が下落するバブル崩壊期には地価の標準偏差も低下していることがわかった。図3.2は地価の平均値と地価の標準偏差の散布図である。図の中の直線は、標準偏差を被説明変数、平均値を説明変数にした回帰直線

$$\hat{V}_i = -303196 + 2.9 \bar{X}_i, \quad R^2 = 0.96$$

である。決定係数は0.96と高く、回帰係数の*p*値はどちらもほぼゼロである。この結果から、地価の標準偏差と地価の平均値の間に線形関係が存在することがわかる。

次に、地価変動率の平均値を見てみよう。変動率 $R_i(t)$ は、次のように定義される。 $R_i(t) = S_i(t) - S_i(t-1)$ 、 $S_i(t)$ は第*i*地点の*t*年の地価である。平均変動率は $R(t) = \sum_{i=1}^n R_i(t)$ と定義される。図3.2は東京圏の平均地価変動率(%)の推移を示している。

1986年の平均変動率、すなわち、1985年1月から1986年1月にかけての変化率は4.1%であったが、1987年には23.8%に急激に上昇し、1988年には65.3%に達した。1989年に

は一転して、1.8%へ低下した。1990年、1991年にかけてやや上昇するが、1992年には - 8.4%とマイナスに転落し、それ以後、2003年までマイナスの値のままである。図 2.5 は東京圏の地価変動率の標準偏差を示している。地価変動率の標準偏差は、1986年から1988年にかけて、大きく上昇し、その後、低下している。

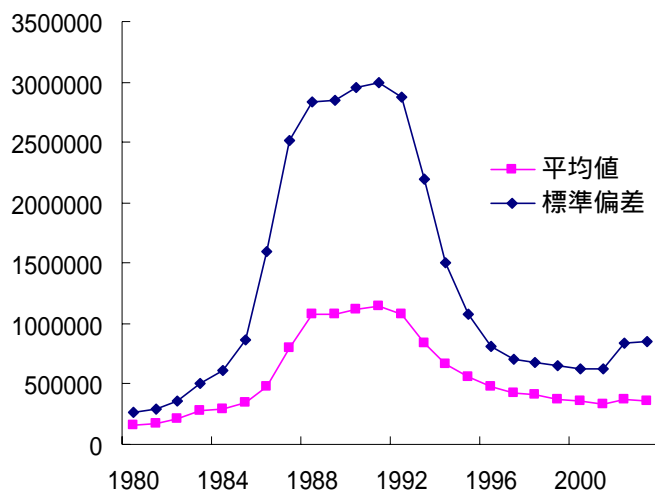


図 3.1：東京圏の地価の平均値と標準偏差の時系列

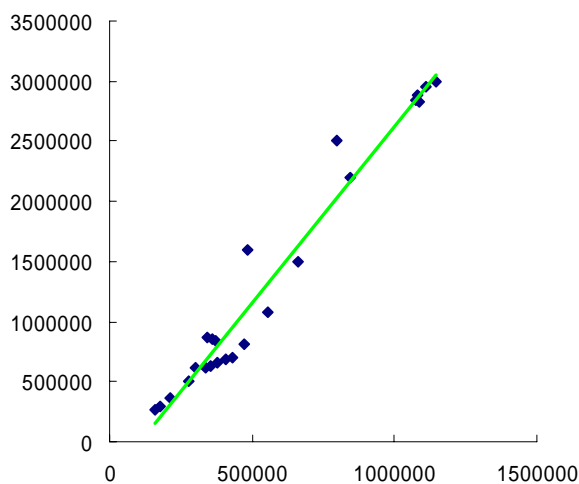


図 3.2：東京圏の地価の平均値と標準偏差の散布図

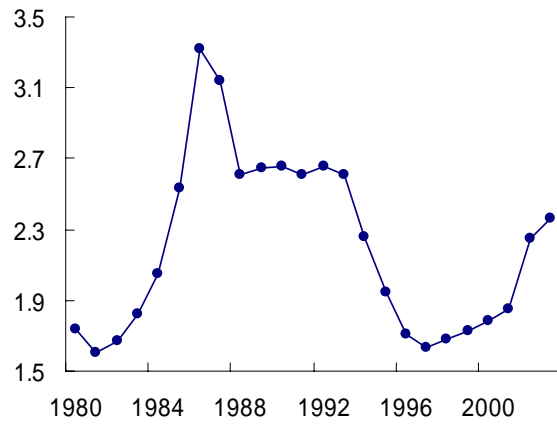


図 3.3 : 東京圏の地価の変動係数

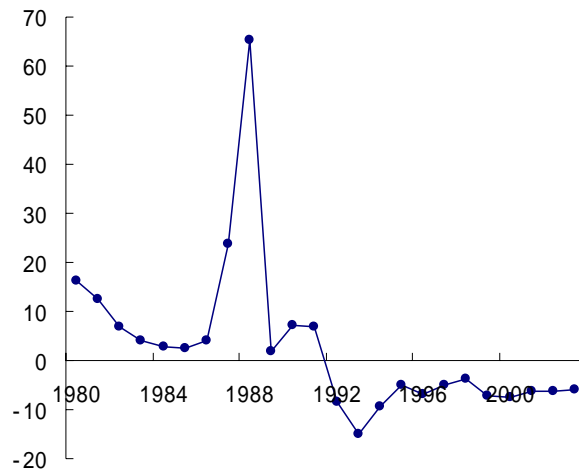


図 3.4 : 東京圏の地価変動率の平均値

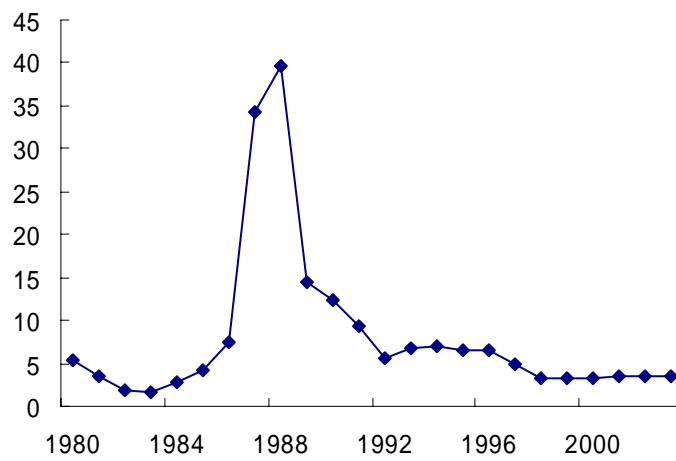


図 3.5 : 東京圏の地価変動率の標準偏差

それゆえ、東京圏の地価のバブル（急激な価格上昇）は、1986年ごろから始まり、1998年ごろ一旦収束し、1991年から1992年にかけて崩壊し始めたと考えられる。

ここで、前章で調べた地価分布の統計的性質の時系列的推移を調べてみよう。図 2.3 は東京圏の地価のランク分布の指数とジニ係数の時系列的推移を示している。

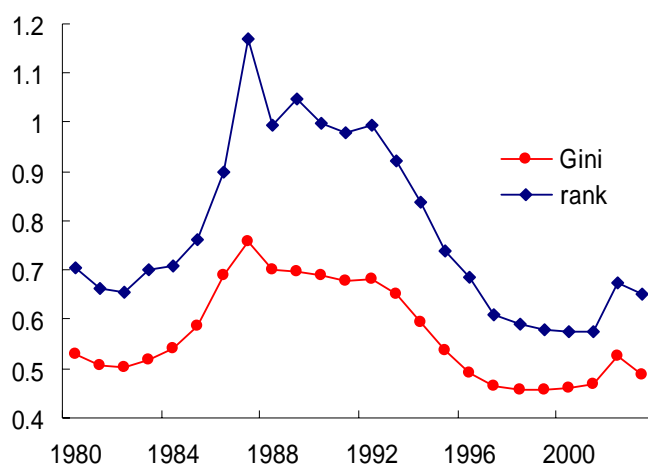


図 3.6：東京圏の地価のジニ係数とランク分布指数

ランク分布指数とジニ係数を比較すると、動きが似ていることがわかる。ランク分布の指数は、1985年に0.76、1986年に0.9、1987年に1.17と急速に上昇し、1988年に1.0に低下し、1992年までほぼ1の水準で推移し、1992年からはっきりと低下し始めた。ジニ係数は1985年に0.59、1986年に0.69、1987年に0.76と上昇し、1988年に0.69に低下し、1992年までほぼ同じ水準で推移し、1992年から低下し始めている。

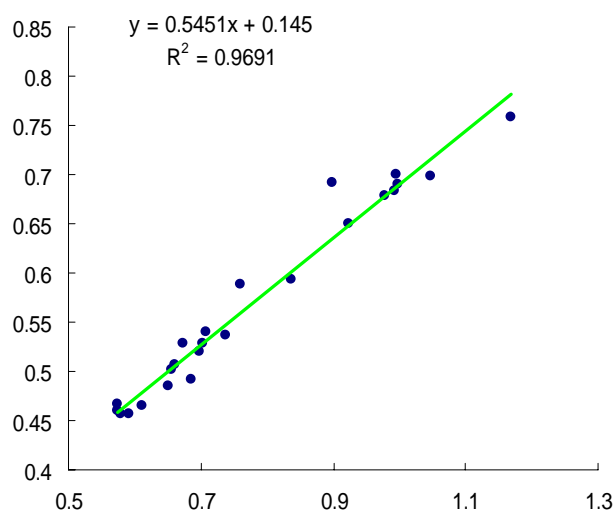


図 3.7：東京圏の地価のジニ係数とランク分布指数の散布図

ランク分布指数とジニ係数の相関係数は 0.98 である。前章で示したように、理論的には、ランク分布の指数とジニ係数は $G = \delta / (2 - \delta)$ の関係で結ばれている。したがって、ランク分布指数が 1 のとき、ジニ係数も 1（完全不平等）になるはずであるが、ランク分布の指数が 1 のとき、すなわち、ジップの法則が成立する場合、理論的にはジニ係数は最大値 1 になるはずである。しかし、図 3.7 をみると、ランク分布指数が 1 のとき、ジニ係数は約 0.7 の値をとっている。実際のジニ係数の値が 1 以下になる理由は、地価のランク分布は中間領域ではジップ分布にかなりきれいに当てはまっているが、地価順位の高い領域と地価順位の低い領域で、ジップ分布から乖離しているためである。

年	ランク分布の指数	ジニ係数	平均変動率
1985	0.76	0.59	2.4
1986	0.9	0.69	4.1
1987	1.17	0.76	23.8
1988	1	0.7	65.3
1989	1.05	0.7	1.8
1990	1	0.69	7.2
1991	0.98	0.68	7
1992	0.99	0.68	-8.4
1993	0.92	0.65	-14.9
1994	0.84	0.59	-9.4
1995	0.74	0.54	-5

表 3.1

ランク分布指数、ジニ係数と地価の平均変動率の動きを比較してみよう。

ランク分布の指数は、1986 年から 1987 年にかけて 0.9 から 1.17 へ上昇し、1992 年までほぼ 1 の水準で推移している。因みに、ランク分布の指数が 1 に等しい場合をジップの法則と呼んでいる。ジニ係数も、1986 年から 1997 年にかけて急上昇し、1992 年までほぼ 0.7 という高水準で推移している。この期間に、平均変動率の動きは、先に述べたように地価のバブルとバブルの崩壊が起きたことを示している（表 3.1）。この事実は、**地価の地点間格差の拡大と地価バブルの生成 - 崩壊と何らかの関係を持っている**ことを強く示唆している。なぜ、わずかな地点の地価が極端に上昇したのだろうか？一つの重要な理由は、土地取引に多くの業者が参入し、一部の土地の取引を活発に行ったことが考えられる。いわゆる、「土地ころがし」「地上げ」がこれである。

3.2 大阪圏の地価の推移

次に、大阪圏の地価の推移を見てみることにする。大阪圏は、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県の市町村で構成される。図 2.1 は大阪圏の平均地価と平均地価変動率の時系列的推移

である。東京圏の平均地価は1980年12万2,000円であった。1987年頃から急激に上昇し始め、1991年には97万1,530円の最高値を付けた。大阪圏の平均地価はこの11年間に7.9倍になり、東京圏の7.3倍を上昇率で上回ったことになる。その後、平均地価は減少し続け、2003年の平均地価は20万2,979円まで下落した。1991年から2003年の12年間で、平均地価は約8割下落した。地価の標準偏差はほぼ地価の平均値と同じ方向に動いていることがわかる(図3.8)。特に、1987年から1991年の地価バブル最盛期には異常な拡大を見せ、1991年には地価の標準偏差は255万円に達している。変動係数(=標準偏差/平均値)の動きを示したのが図3.9である。地価の変動係数は1985年から1988年にかけて急激に上昇し、1993年から下落している。以上をまとめると、東京圏と同じように、大阪圏でも平均地価が上昇するバブル期には、地価の標準偏差も上昇し、平均地価が下落するバブル崩壊期には地価の標準偏差も低下していることがわかった。

次に、地価変動率の平均値を見てみよう。図3.10は大阪圏の平均地価変動率(%)の推移を示している。平均変動率は1988年には23.8%に急激に上昇し、1989年には32.1%、1990年には53.9%に達した。1991年には6.8%へ急速に低下した。1992年には-21.3%と大幅なマイナスに転落し、それ以後、2003年までマイナスの値のままである。

それゆえ、大阪圏の地価のバブル(急激な価格上昇)は、1987年ごろから始まり、1991年ごろから崩壊し始めたと考えることができる。

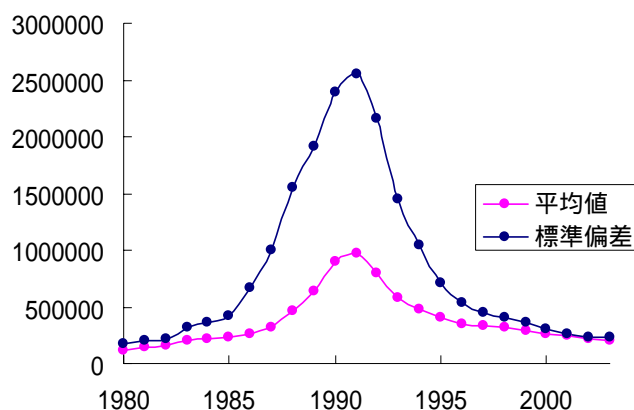


図 3.8 : 大阪圏の地価の平均値と標準偏差の時系列

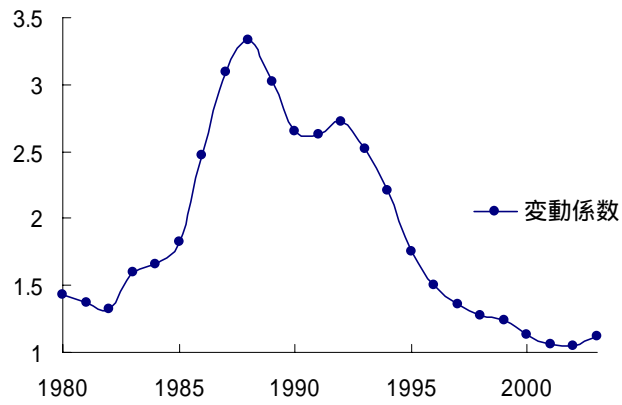


図 3.9 : 大阪圏の地価の変動係数

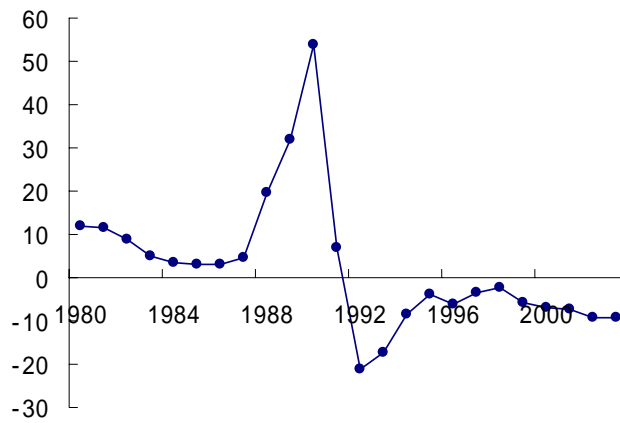


図 3.10 : 大阪圏の地価変動率の平均値

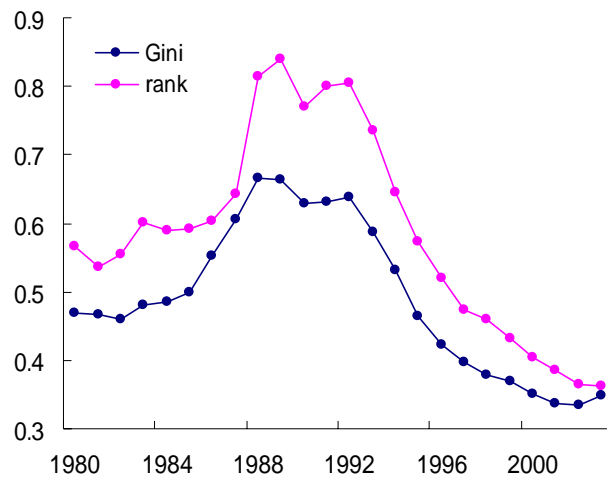


図 3.11 : 大阪圏の地価のジニ係数とランク分布指数

図 3.11 は東京圏の地価のランク分布の指数とジニ係数の時系列的推移を示している。ランク分布指数とジニ係数を比較すると、動きが似ていることがわかる。ランク分布の指数は、1987年から1988年にかけて急速に上昇し、0.82へと急速に上昇し、1992年までほぼ0.8の水準で推移し、1992年からはっきりと低下し始めた。ジニ係数は1987年から1992年まで、0.6強の水準で推移し、その後、低下し始めている。

年	ランク分布の指数	ジニ係数	平均変動率
1985	0.59	0.5	3.2
1986	0.6	0.55	3.1
1987	0.64	0.61	4.6
1988	0.82	0.67	19.8
1989	0.84	0.66	32.1
1990	0.77	0.63	53.9
1991	0.8	0.63	6.8
1992	0.81	0.64	-21.3
1993	0.74	0.59	-17.4
1994	0.65	0.53	-8.5
1995	0.57	0.46	-4

表 3.2

ランク分布指数、ジニ係数と地価の平均変動率の動きを比較してみよう。ランク分布の指数とジニ係数は、1987年から1988年にかけて急上昇し、1992年から1993年にかけて、低下が始まっている。平均変動率の動きは、この期間に、大阪圏で地価のバブルとバブルの崩壊が起きたことを示している（表 3.2）。この事実は、東京圏の場合と同じく地価の地点間格差の拡大と地価バブルの生成 - 崩壊とは何らかの関係を持っていることを示唆している。

2.3 東京圏と大阪圏の地価の比較

大阪圏と東京圏の地価の動きを比較すると、地価の高騰が始まる時点にずれが生じていることがわかる。東京圏の地価は1996年から1988年にかけて暴騰している。大阪圏の地価は東京より1年遅れて、1987年から1990年にかけて暴騰していることがわかる。（図 3.12, 図 3.13。）

したがって、地価バブルはまず、東京圏で発生し、次に大阪圏に飛び火したと考えられる。

図 3.14 は東京圏と大阪圏の地価のジニ係数である。東京圏のジニ係数は、大阪圏に比べて、全体に高く、東京圏の地価の格差は大阪圏より激しいことがわかる。2.1, 2.2 節で詳しく見たように、東京圏では、ジニ係数が0.7前後に達したとき、地価のバブルとバブルの崩壊が起きている。一方、大阪圏では、ジニ係数が0.65前後に達したとき、地価のバブルとバブルの崩壊が起きている。どちらの圏域でも、バブルの崩壊は地価の格差が異常な拡

大したときに起きている点は共通しているが、その水準については違いがあることがわかる。

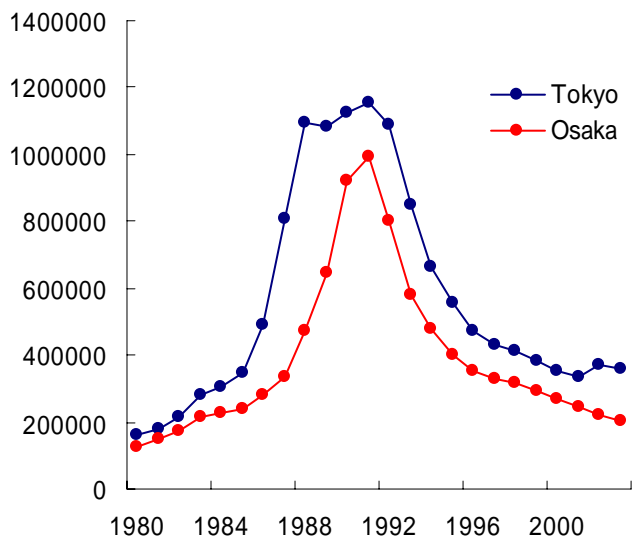


図 3.12 : 東京圏と大阪圏の平均地価

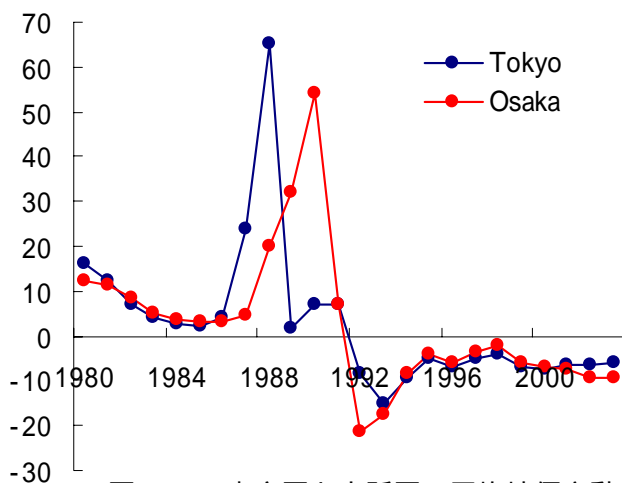


図 3.13 : 東京圏と大阪圏の平均地価変動率

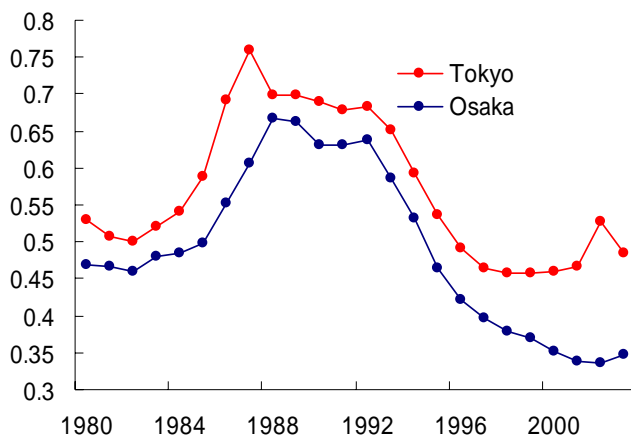


図 3.14 : 東京圏と大阪圏のジニ係数

3.4 その他の圏域の地価の推移

図 3.15 と図 3.16 は東京圏，大阪圏，名古屋圏（愛知県，三重県）と 50 万都市圏，30 万都市圏，その他の都市圏の平均地価と平均地価変動率を示している。名古屋圏と 50 万都市圏では，平均地価は 1991 年まで上昇し，1991 年から 1992 年にかけて下落が始まっている。30 万都市圏とその他の圏域では，1992 年まで平均地価が上昇し，1992 年から 1993 年の間に平均地価の下落が始まっている。また，平均変動率は，東京圏，大阪圏が突出して大きいことがわかる。

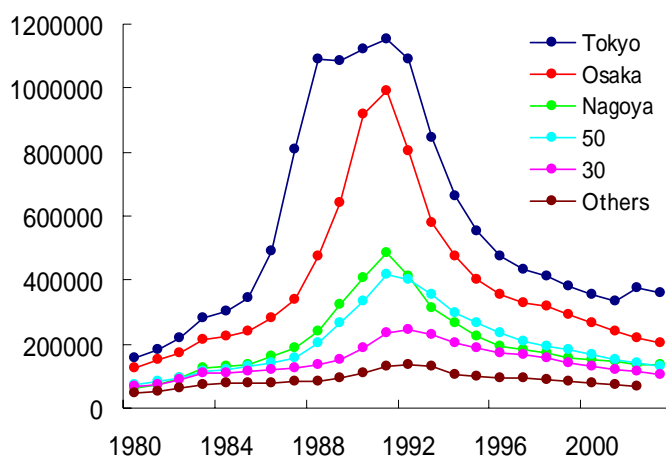


図 3.15：平均地価の推移

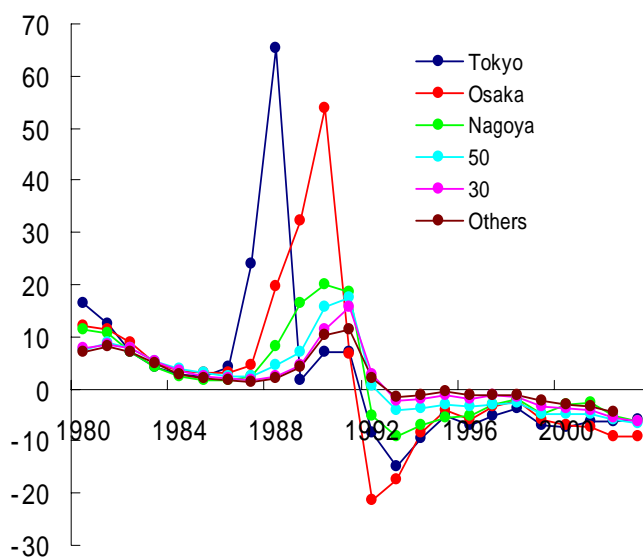


図 3.16：平均地価変動率の推移

図 3.17 は東京圏，大阪圏，名古屋圏，50 万都市圏，30 万都市圏，その他の都市圏のジニ係数を示している。ジニ係数の最高値は名古屋圏 0.69，50 万都市圏 0.74，30 万都市圏 0.67，その他の都市圏 0.58 である。これらの圏域のジニ係数は 1991 年に最高値をつけている。平均地価の水準と平均変動率では東京圏，大阪圏が他の圏域に比べて，抜きん出て大きい。ジニ係数は，東京圏，大阪圏以外の圏域でも，かなり高い値を取っている。

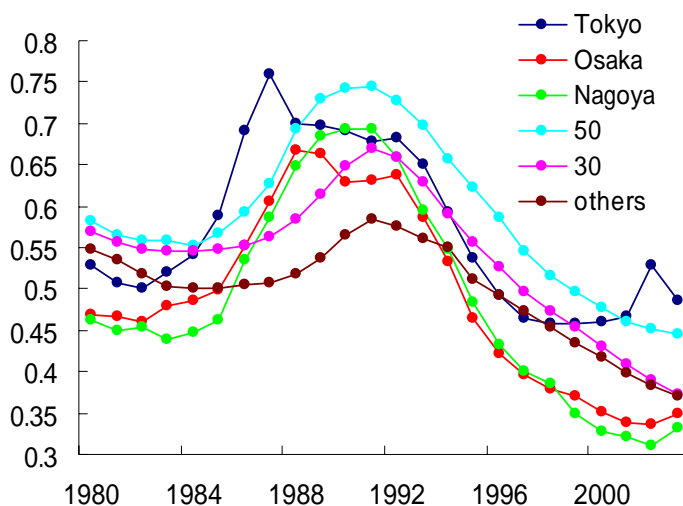


図 3.17：地価のジニ係数

3.5 全国の地価の推移

最後に，全国の地価の動向を分析しよう。全国の地価は 1991 年まで一本調子で上昇し，1991 年に最高値 59 万 1000 円を記録した。その後，バブル崩壊が始まり，2003 年には，17 万 8400 円まで下落した(図 3.18)。全国の平均地価変動率は 1986 年から 1988 年まで急激の上昇したが，1989 年には一旦，上昇率が鈍化している。これは，東京圏の地価の上昇が 1989 年に止まったためである。その後，1990 年には再び変動率は上昇しているがこの上昇は重主に，大阪圏の地価が急上昇したためであると考えられる。1991 年から 1992 年にかけて，平均地価変動率はマイナスになり，バブルの崩壊が始まっている(図 3.19)。

ジニ係数は 1986 年頃から急速に上昇し，1987 年から 1992 年頃まで，0.7 強の値を取っている。この値はほぼ，東京圏のバブル期のジニ係数に対応している。1992 年からジニ係数は徐々に低下してゆき，全国的にも，地価の地点間格差は解消に向かっていることがわかる。(図 3.20)。

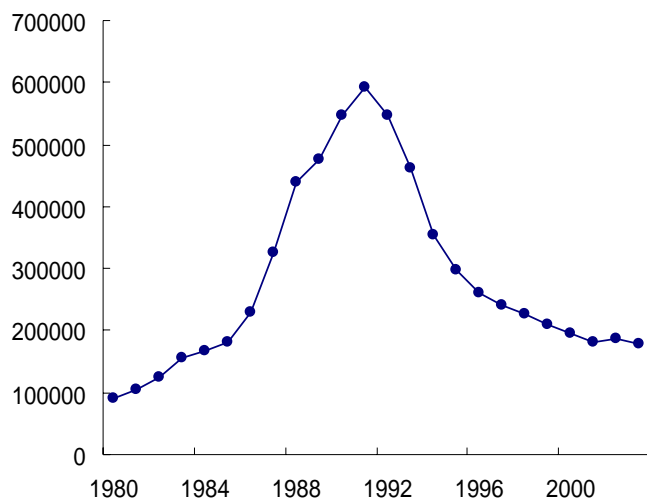


図 3.18 : 全国の平均地価

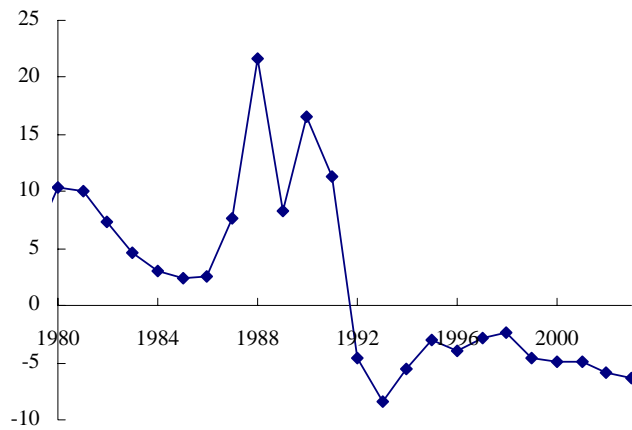


図 3.19 : 全国の平均地価変動率

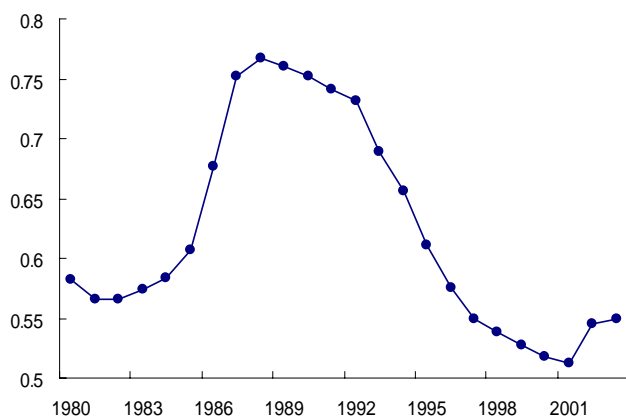


図 3.20 : 全国の地価のジニ係数

3.6 まとめ

以上の分析から分かることをまとめる。

- (i) 地価のバブルは 1986 年から東京圏で始まり，1987 年には大阪圏に伝播した。東京圏と大阪圏の地価バブルは名古屋圏，50 万都市圏，30 万都市圏，その他の小都市圏にも飛び火し，1980 年代後半に全国的な地価の高騰が起きた。
- (ii) 地価のバブルは 1991 年から 1992 年の間に東京圏，大阪圏で崩壊し，その他の圏域の地価高騰も 1991 年から 1993 年の間に終わり，それ以降，地価の全般的な下落が始まり現在に至っている。
- (iii) 東京圏と大阪圏の地価のバブルは，地価のジニ係数が 0.6 から 0.7 という地価の地点間格差が極端に拡大したときに起こり，崩壊している。ジニ係数が極端に大きな値ととる現象は他の圏域でも見られる。
- (iv) 全国の地価の動きは東京圏と大阪圏の地価の動きに大きく左右されている。

第4章 地価バブル崩壊のメカニズム

1980年代後半におきた激しい地価の高騰は、分配の不平等化をもたらした。1980年代後半の全国のジニ係数が0.7を超える極端に高い値をとっていることから分かるように、大都市圏に土地を持つ世帯とそれ以外の世帯の間で資産格差が拡大し、いわゆる「資産保有の二極分化」といわれる状況をもたらされた。さらに言えば、土地を保有している世帯と土地を保有していない世帯の資産格差は決定的なものになった。1980年代後半の地価の高騰で、一般のサラリーマンが首都圏の通勤可能圏に一戸建ての住宅を取得することは、ほぼ不可能になった。なぜなら、地価が平均的なサラリーマンの生涯所得を超えてしまったからである。こうして生まれた資産格差は、たまたま土地を保有していた世帯が何の努力もなく富を手に入れたという意味で、きわめて不公平なものであった。また、「土地ころがし」に代表される土地投機によって、不動産業者が不当に利益を得たことも、土地の高騰に拍車をかける結果となった。

地価バブルの崩壊は、こうした社会的不平等が国民の大部分にとって耐え難い状況に至った結果、起きたと考えられる。具体的には、旧大蔵省が実施した「不動産関連融資の総量規制」などの地価抑制政策である。政府・日銀が実施したバブルつぶしの政策は関係省庁が冷静な判断から行ったと言うよりも、時代の空気として、人々がこれ以上の資産格差の拡大を許すことができなくなったために、政府を動かしたと考えるほうが妥当である。このバブル崩壊のメカニズムに関する仮説は本研究で行実証分析によってある程度裏付けられたといっていよう。

本研究では、資産格差の尺度として、地価のジニ係数を用いた。土地に加えて、1980年代後半にバブルを起こした株式を含めた世帯間の資産格差は、1980年代後半には完全不平等の1に近づいていたのではないかと推定される。事実、橘木氏[10]は1985年の家計当たりの株式保有額のジニ係数が、株を保有している家計と株を保有していない家計を含めた場合、0.94という完全不平等に近い値を取ることを実証的に示している。今後の課題として、世帯の資産格差をジニ係数によって調べ、資産格差とバブル崩壊の関係を調べるのが考えられる。

また、本研究では、バブル発生メカニズムについて触れなかった。1980年代後半に東京圏で起きたバブルは、一般に次のように説明される。東京への一極集中、及び、東京の情報化、国際化、サービス化などの産業構造の変化に伴い、オフィスビル需要が増大したため、都心商業地の地価が上昇し始めた。さらに、ビル用地に土地を売却した世帯が代替地を求めたために、住宅地の地価の高騰が波及した。したがって、バブル発生の原因は、人口や事業所などが東京に集中してくる様子を調べることで、数量的に突き止められると考えられる。こうした課題について、今後さらに研究を続けてゆきたいと思う。

参考文献：

- [1] 野口 悠紀雄「土地の経済学」1989 日本経済新聞社
- [2] 野口 悠紀雄「バブルの経済学」1992 日本経済新聞社
- [3] (財)土地情報センター 地価公示時系列データ CD-RM 平成 15 年版
- [4] 西村 清彦編「不動産市場の経済分析」シリーズ現代経済研究 20 日本経済新聞社 2002
- [5] 高安 秀樹「フラクタル」朝倉書店 1986
- [6] William J. Reed: The Pareto law of incomes an explanation and an extension,
Physica A 319 (2003) 469-486.
- [7] V. Pareto, Cours d'economie politique (Droz, Geneva Switzerland, 1896).
- [8] G.K. Zipf, Psycho-Biology of Languages (Houghton-Mifflin, 1935; MIT Press, 1965).
- [9] 高山 憲之「不平等の経済学」東洋経済新報社 1980
- [10] 橘木 俊詔「日本の経済格差」岩波新書 590 1998

謝辞：

本研究を行うにあたって、地価データの収集・整理と基礎的なデータ分析を行ってくれた海蔵寺 道代氏に感謝する。彼女の支援がなければ、この研究を行うことは不可能であった。藤原 義久氏（ATR）と山野 拓也氏（The Max Plank institute）からは多くの有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。

参考論文 1

Scaling behavior in land markets

Taisei Kaizoji*

**Division of Social Sciences, International Christian University, Osawa, Mitaka, Tokyo 181-8585, Japan.*

Abstracts

Market economy land is one of the most important assets in capitalism. The movement of land prices has a strong influence on the economic behavior of individuals and firms^{1,2}. Over the past few decades, a considerable number of studies have been conducted on the scaling behavior in economic systems³⁻²⁴. Nevertheless, no studies have ever tried to study the scaling behavior in a land market. Here, we present power law statistics on land markets. We analyze a database of land prices officially monitored and made public by the Ministry of Land, Infrastructure and Transport Government of Japan, the largest of which is database of Japan's land prices consisting of approximately 30,000 points for each year of a 6 -year period (1995-2000)²⁵. We found the power law distributions of the land prices and of the relative price. The data fit to a very good degree of approximation the power law distributions. We also found that the price fluctuations are amplified with the level of the price. These results hold for the data for each of the 6 annual intervals. Our empirical findings meet the conditions that any empirically accurate theories of land market have to satisfy.

Power law scaling consists of universal properties that characterize collective phenomena that emerge from complex systems composed of many interacting units.

Power law scaling has been observed not only in physical systems, but also in economic and financial systems³⁻²³. The discovery of this scaling behavior in economic and financial systems has shed new light on economics, and, in recent years, has led to the establishment of a new scientific field bridging economics and physics²⁴. Here, we introduce power law statistics in the distributions of land prices and of the relative price, as a new example of power law scaling in economic systems. We analyze a database of land prices officially monitored and made public by the Ministry of Land, Infrastructure and Transport Government of Japan, the largest of which is a database of Japanese land prices covering the 6-year period between 1995-2000. The data for each of the 6 annual intervals contains the land price in approximately 30,000 points. The land price in a point is defined as the price of one-meter square of land as of January 1, as evaluated by two real estate valuers. We first study the probability distribution of land price. In Fig.1, we plot the cumulative probability distribution of land price (S) of 30,600 points in the year 1998, which is the log-log plot of the cumulative probability as a function of land price. The ordinate shows the cumulative probability $P(S \geq x)$ in a log scale, that is, the probability of finding land of a price equal to, or higher than, x . It is apparent that this plot tends towards becoming a linear function in the high price range. We find that the tail of the cumulative probability distribution of the land price is described by a power law distribution,

$$P(S > x) \propto x^{-\alpha} . \quad (1)$$

The solid line in Fig. 1 represents this function. In the range of land prices higher than 2×10^5 yen, the probability distribution follows a power law with exponent $\alpha = 1.7 \pm 0.02$ ($R^2 = 0.99$), as determined by ordinary least squares (OLS) regression in log-log coordinates. Here, R^2 denotes the coefficient of determination. The distribution fits the power law (1) very accurately in the high price range but it gradually deviates

from (1) as the price becomes lower. As a further test of the strength of this result, I repeated the same analyses for the data of land prices for each of the periods between 1995 and 2000. The exponents of the power law scatter were in the range of (1.53, 1.76). The results are represented in Table 1. Overall, the power law distribution of land prices is very strong.

We next analyze the probability distribution of the relative price of land. The relative price is, by definition, $r = S(t+1)/S(t)$ where $S(t)$ and $S(t+1)$ are the prices of a given point in the years t and $t+1$, respectively. Fig.2 shows the probability distribution of the relative price (r) from 1997 to 1998, which is plotted on the log-log coordinates. Note that the horizontal axis denotes the relative price change that is defined as $(\ln r)$. As seen from the figure, the probability distribution of relative prices is consistent with a scaling power law asymptotic behavior,

$$p(r) \propto |r|^{-\beta}. \quad (2)$$

Using ordinary least squares regression in Fig. 2, we obtain estimates for the asymptotic slope

$$\beta = \begin{cases} 26.11 \pm 0.47 & \text{for } r < r^* \quad (R^2 = 0.99) \\ 112.37 \pm 6.02 & \text{for } r \geq r^* \quad (R^2 = 0.98) \end{cases} \quad (3)$$

where $r^* = 1.005$. As a further test of the strength of these results, we repeated these analyses for 6 one-year periods between 1995 and 2000. Similar results were obtained for each year back through 1995 (Table 2).

Fig. 2, which indicates the probability distribution of relative prices from 1997 to 1998, contains a long tail to the left, so the negative observations extend over a wide range, but the positive do not. The average land prices in Japan continued to rise after World War II. Particularly in the period of the bubble economy in Japan (1987-1991),

the land prices were highly overvalued. However, the average land price peaked in 1992, and started to decline continuously thereafter. The land prices in the years 1997 and 1998 fell during the period of the collapse of the bubble economy. That is why the distribution function of relative prices in this period of collapse is skewed to the left. Furthermore, this suggests that the distribution function of the relative prices was skewed to the right during the bubble economy period, in which the land prices rose rapidly. A more credible hypothesis is that the slant of the probability distribution of the relative prices was a response to the changes in the economic environment and over time.

So far, we have analyzed the data as a whole. Here, we analyze the distributions of the relative price in more detail, in order to examine the effect of price. To this aim, we partition the points into three price-ranges, low, medium, and high, according to the logarithm of price $s = \ln S(t)$. Fig. 3a indicates the conditional probability density functions on a log-log scale. The conditional probability density, $p(r | s)$, has the function, with a different standard deviation, for the log price. It is also clear that points that belong to the high price-range have a higher standard deviation than points that belong to the low price range. To quantify the fact that the standard deviation of the relative prices varies by price, we next calculated the standard deviation $\sigma(s)$ of the relative prices as a function of a price level. Fig. 3b shows how the standard deviation of the relative price increases linearly with the logarithm of price. Using the ordinary least squares method on the data, the standard deviation $\sigma(s)$ is estimated as

$$\sigma(s) = a + b s \quad (4)$$

with $a = -0.05 \pm 0.002$ and $b = 0.0064 \pm 0.0002$ ($R^2 = 0.996$).

The reason why the price fluctuations depend on the price level is probably as follows. The land prices in urban areas are on average higher than in rural areas, and,

furthermore, trades take place more actively in urban areas than in rural ones, so that the price fluctuations are generally higher in urban areas than in rural areas. As a consequence, the price fluctuations in the high price-range are higher than the price fluctuations in the low price-range.

Finally, we standardized the relative prices to find a form of the probability distribution of the relative prices that does not depend on the price-range. We standardized the relative price that comes into each price-range by dividing by the estimated standard deviation given a price-range. In Fig. 3c, we plot the logarithm of the probability density $p(z|s)$ as a function of the logarithm of the standardized relative price $z = (r - \bar{r}(s)) / \sigma(s)$, where $\bar{r}(s)$ denotes the mean. After standardizing, the resulting empirical probability distributions appear identical for the observations drawn from different populations grouped by the price-range. We found that the conditional probability distributions could be expressed by a power law distribution

$$p(z|s) \propto |z|^{-\lambda}. \quad (5)$$

Using the ordinary least squares regression method in Fig. 3c, we obtained estimates for the asymptotic slope

$$\lambda = \begin{cases} 0.93 \pm 0.02 & \text{for } z \leq z^* \quad (R^2 = 0.98) \\ 2.29 \pm 0.36 & \text{for } z > z^* \quad (R^2 = 0.73). \end{cases} \quad (6)$$

where $z^* = 1.76$. To test if these results for the conditional probability distributions held for the data of the other years, we analyzed the data of each year of the 6-year period between 1995-2000. Similar quantitative behavior was found for the conditional probability distributions and for the standard deviation.

We have shown that the prices and the price fluctuations in the land market are very well described by the power law distributions. Our empirical results give the conditions

that any empirically accurate theories of land market have to satisfy. Since no model so far has successfully satisfied all of the statistical properties demonstrated in this paper, the next step is to model the behavior in land markets. In modeling land markets, we should notice that land markets are complex systems comprised of many interacting agents. In land markets, participants meet randomly and negotiated trades take place when an agent willing to buy meets an agent willing to sell. The price formation in land markets is generated through this random matching process. Thus, it is likely that the methods of Statistical Physics developed to study complex systems, from which power law scaling emerge, will be useful to describe behavior in land markets.

A further important point to note is that land prices are a very important real asset, and strongly affect decision-making by consumers and firms^{1,2}. Therefore, the investigation of the relationship between land prices and other economic variables such as consumption and investment will lead us further into a new understanding of the dynamics of the macro-economy, which is a complex system that is composed of many interacting subsystems, each with a complex internal structure comprising many interacting agents.

References and notes

1. Dekle, R. Market value estimates of Japanese saving and comparisons with U.S.: Can the capital gains to land be included in saving? *Japan and the World Economy* **6**, 27-44 (1994).
2. Ogawa, K. and Suzuki, K. Land value and corporate investment: Evidence from Japanese panel data. *ISER Discussion Paper* **408** (1996).
3. Pareto, V., *Le cour d'economie politique*, Macmillan, London (1896).

4. Mandelbrot, B. B., The Pareto-Levy law and the distribution of income, *Inter. Econ. Rev.* **1**, 79-106 (1960).
5. Cramer, J. S., *Empirical econometrics*, London-Amsterdam, North Holland Publishing Company (1969).
6. Atkinson, A. B., and Harrison, A. J., *Distribution of total wealth in Britain*, Cambridge University Press (1978).
7. Okuyama, K., Takayasu, M., and Takayasu, H., Zipf's law in income distribution of companies, *Physica A* **269**, 125-131 (1999).
8. Aoyama, H. et. al., Pareto's law for income of individuals and debt of bankrupt companies, *Fractals* **8**, 293-300 (2000).
9. Gibrat, R., *Les integralites economiques*, Librairie du Recueil Sirey, Paris (1931).
10. Y. Ijri, Y., and Simon, H. A., *Skew distribution of sizes of business firms*, North-Holland, Amsterdam (1977).
11. Stanley, M. H. R. et al., Zipf plots and the size distribution of firms, *Econ. Lett.* **49**, 453-457 (1995).
12. Stanley, M. H. R. et al., Scaling behaviour in the growth of companies, *Nature* **379**, 804-806 (1996).
13. Sutton, J., Gibrat's legacy, *J. Econ. Lit.* **35**, 40-59 (1997).
14. Canning, D. et. al., Scaling the volatility of GDP growth rates, *Econ. Lett.* **60**, 335-341 (1998).

15. Plerou, V. et. al., Similarities between the growth dynamics of university research and of competitive economic activities, *Nature* **400**, 29 433-437 (1999).
16. Axtell, R.L., Zipf distribution of U.S. firm sizes, *Science* **293**, 1818-1820 (2001).
17. Mandelbrot, B.B., The variation of certain speculative prices, *J. of Bussiness* **36**, 394-419 (1963).
18. Fama, E. F., The behavior of stock market prices, *J. Business* **38**, 24-105 (1965).
19. K.G. Koedijk, K. G., Schafgans, M. M. A., and De Vries, C. G., The tail index of exchange rate returns, *J. Int. Economics* **29**, 93-108 (1990).
20. Mantegna, R. N., and Stanley, H. E., Scaling behaviour in the dynamics of an economic index, *Nature* **376**, 46-48 (1995).
21. Lux, T., The stable Paretian hypothesis and the frequency of large returns, *Applied Financial Economics* **6**, 463-475 (1996).
22. Gopikrishnan, P. et. al., Scaling of the distribution of fluctuations of financial market indices, *Phys. Rev. E* **60**, 5305-5316 (1999).
23. Plerou, V. et. al., Scaling of the distribution of fluctuations of individual companies, *Phys. Rev. E* **60**, 6519-6529 (1999).
24. R. Mantegna, R. N., and Stanley, H. E., *An introduction to econophysics*, Cambridge University Press (1999).
25. Ministry of Land, Infrastructure and Transport Government of Japan, <http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>. The data on land prices for this paper is available on the Ministry of Land, Infrastructure and Transport Government of Japan's World-Wide web site (<http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>).

Acknowledgments

I am indebted to Michiyo Kaizoji for her assistance in collecting the data, and to Yoshi Fujiwara and Takuya Yamano for his helpful suggestions. I also wish to thank the land institute of Japan for their generous financial assistance.

Tables

Table 1. Power law exponents α for the cumulative probability distribution of Japan's land prices.

Year	Data points	Estimated α	S.E.	R2
1995	30000	1.53	0.07	0.98
1996	29590	1.6	0.06	0.98
1997	29401	1.72	0.05	0.99
1998	30600	1.76	0.04	0.99
1999	30198	1.76	0.03	0.99
2000	30287	1.75	0.02	0.99

Results using OLS regression on data. S.E. denotes standard errors, and R2 the coefficient of determination.

Table 2. Power law exponents β for the probability distributions of the relative prices of land in Japan.

Year	lower tail β	S.E.	R2	upper tail β	S.E.	R2
1995	12.68	0.85	0.88	91.22	5.52	0.98
1996	14.45	0.62	0.95	90.92	3.87	0.99
1997	18.34	0.76	0.95	89.43	4.17	0.99
1998	26.11	0.47	0.99	112.37	6.02	0.98
1999	21.8	0.57	0.98	123.87	8.26	0.99
2000	22.52	0.61	0.98	107.71	12.12	0.96

Results using OLS regression on data. S.E. denotes standard errors, and R2 the coefficient of determination.

Table 3. Power law exponents λ for the conditional probability distributions of the relative prices of land in Japan.

Price range	Lower tail λ	S.E.	R2	Upper tail λ	S.E.	R2	S.D.
Low	41.24	1.68	0.98	94.36	4.65	0.99	0.023
Middle	32.1	1.11	0.98	109.72	20.25	0.94	0.028
high	24.96	0.82	0.98	162.25	17.66	0.98	0.038

Results using OLS regression on data. S.E. denotes standard errors, and R2 the coefficient of determination.

FIG. 1

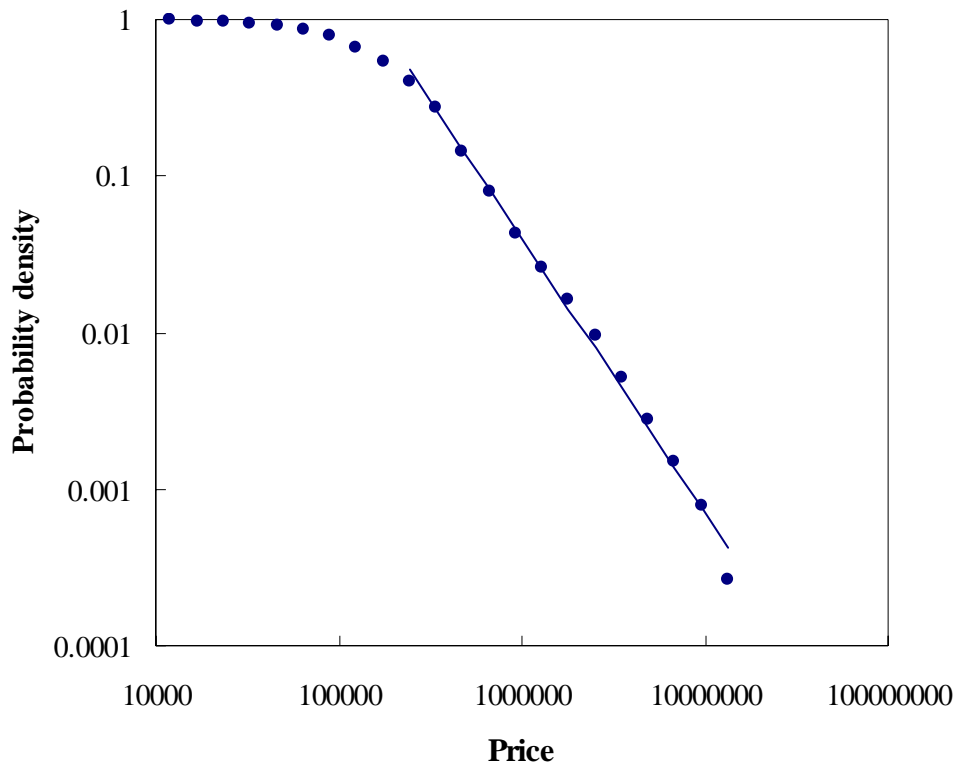


FIG 1. Tail cumulative distribution function of land prices. Data are for 1998 from the database of the posted land price provided by the Ministry of Land, Infrastructure and Transport Government of Japan, the largest of which is a database of Japan's land prices in 30,600 points. The solid line is the OLS regression line in a log-log plot, with slope of -1.76 (SE = 0.04; $R^2 = 0.99$).

FIG. 2

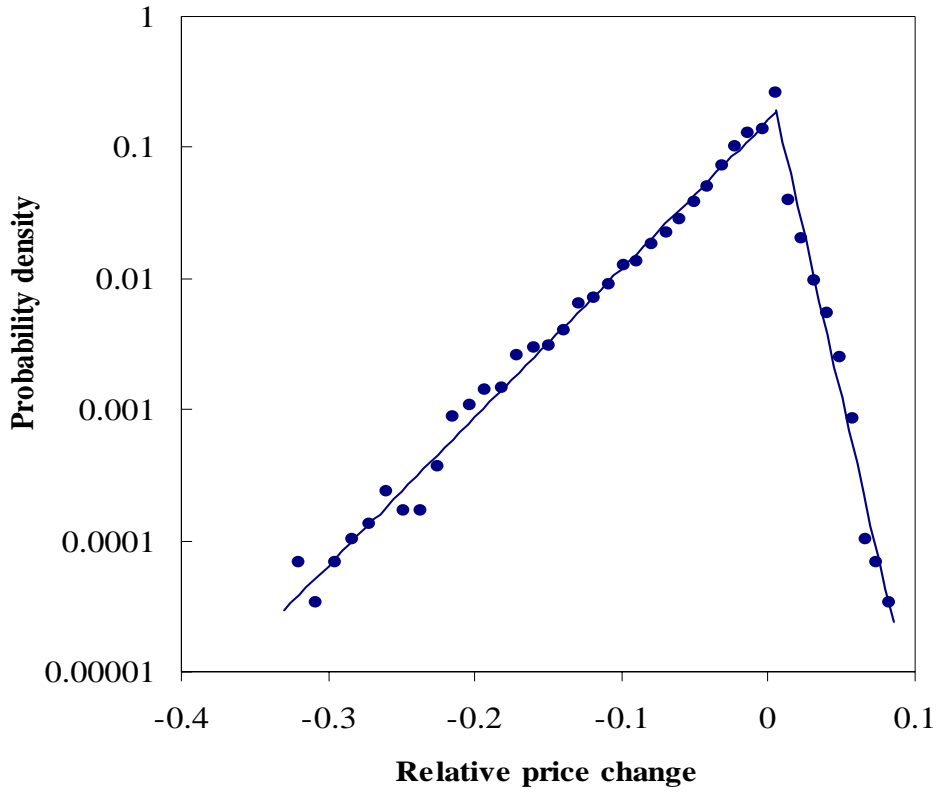


FIG 2. Probability distribution of the relative prices on a log-log scale. Data are the ratio of prices from year 1997 to 1998 for Japan's land prices in 29,834 points. The horizontal axis denotes the relative price change which is defined as the logarithm of the relative price, $r = S(t+1)/S(t)$. The relative prices asymptotically follow a power law. The solid line is the regression fit in a log-log plot. The lines have the slopes with 26.11 ± 0.47 for the lower tail and 112.37 ± 6.02 for the upper tail.

FIG. 3a

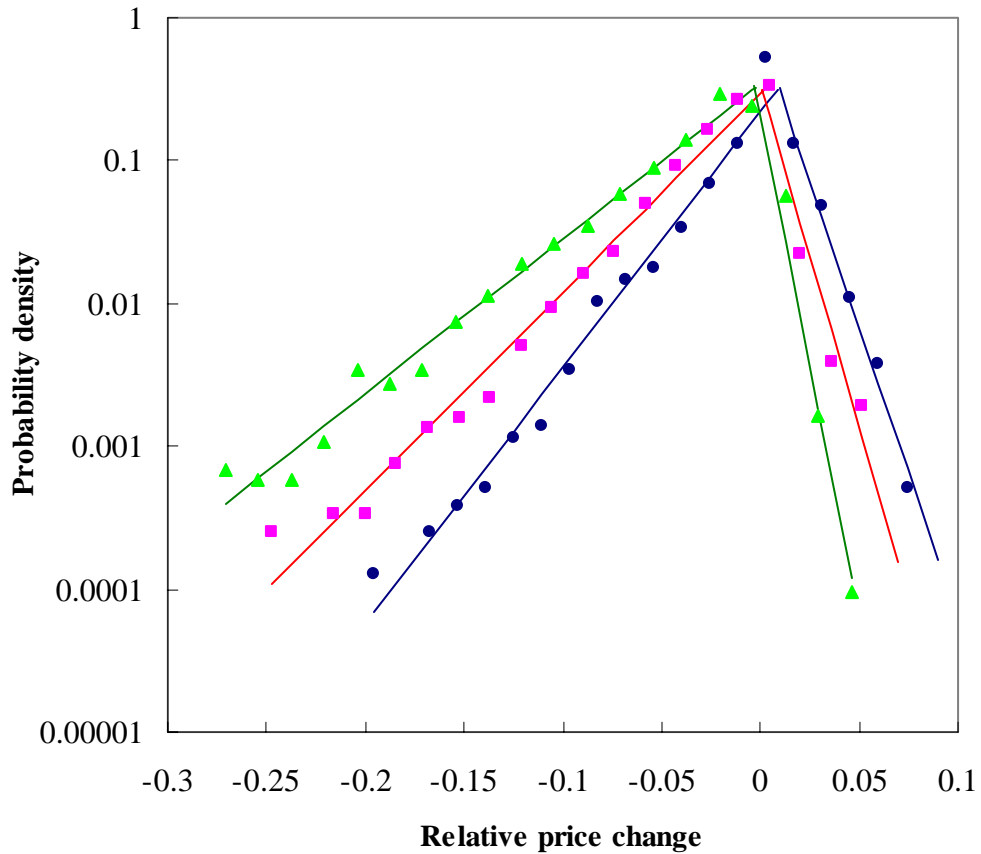


FIG 3a. The conditional probability density of the relative prices from 1997 to 1998. Data contains the relative land prices at 29843 points in Japan. Different symbols refer to different price-ranges, (circles), (squares) and (triangles). The solid lines are the OLS regression lines through the data for each of the three price-ranges in the log-log plots.

FIG. 3b

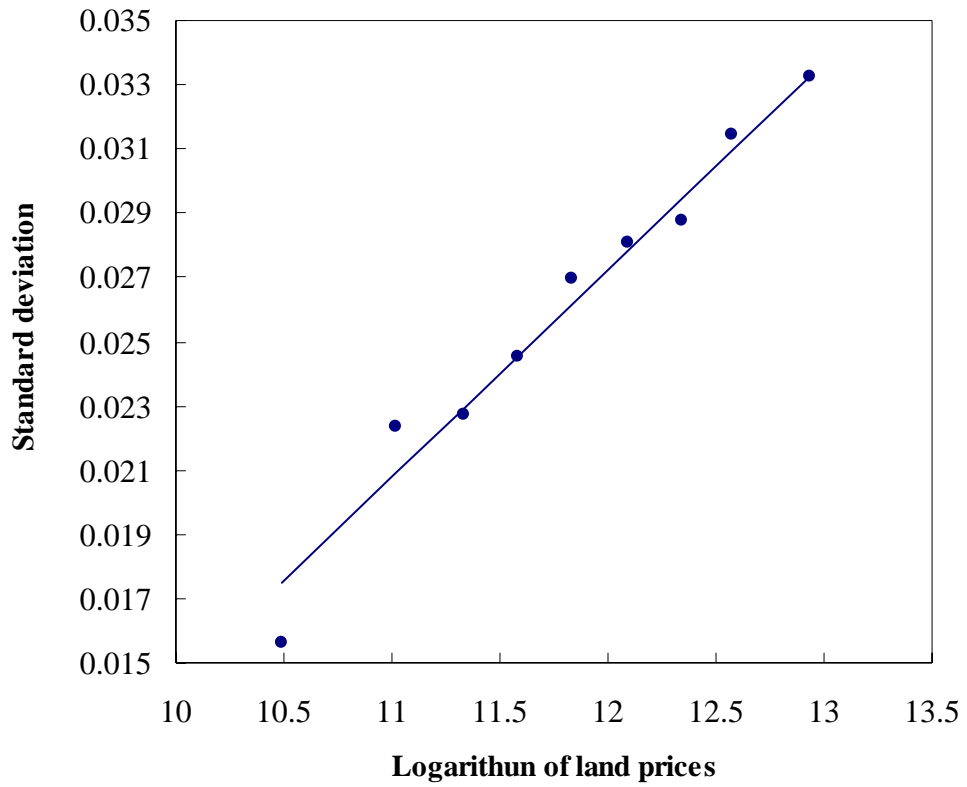


FIG 3b. Standard deviation of the relative prices from 1997 to 1998 as a function of the logarithm of the land prices in 1997. The solid line indicates the least-square fit of equation (4) to the data.

FIG. 3c

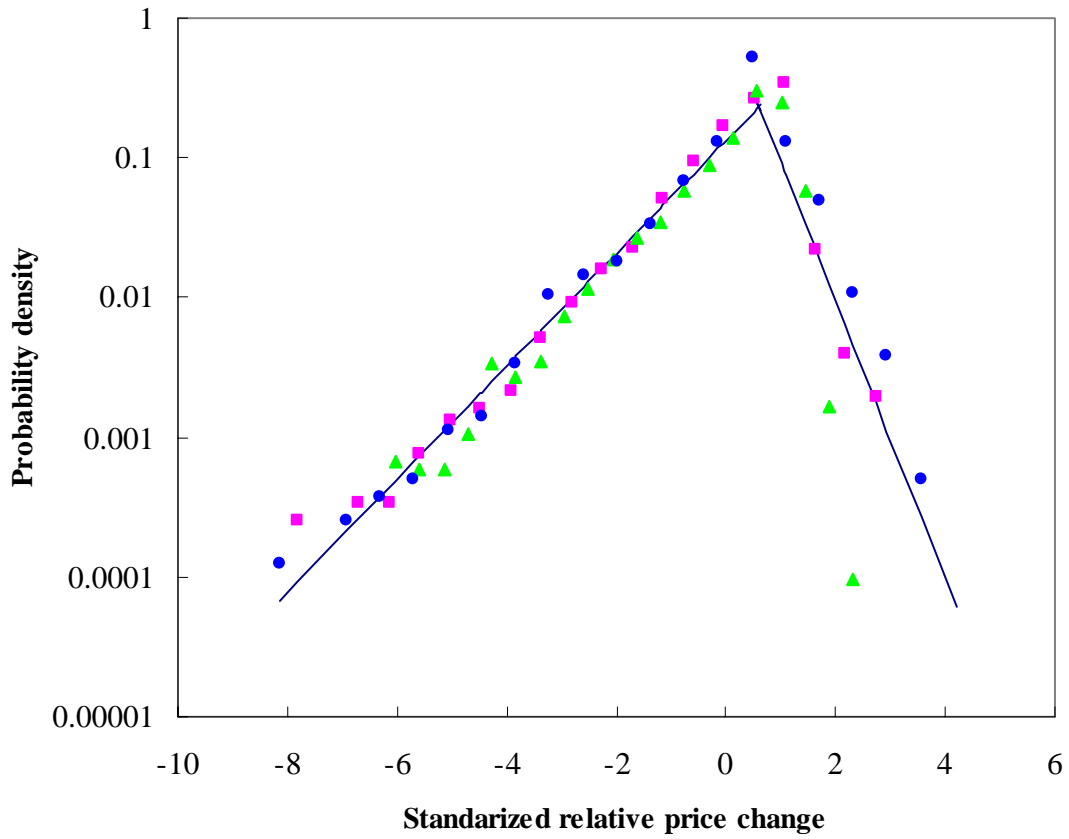


FIG 3c. Conditional probability density function $p(z|s)$ plotted against the standardized one-year relative price $z = (r - \bar{r}) / \sigma(s)$ for the three price-ranges defined in Fig. 3a.

All data collapse upon the curve (solid line) in a log-log plot.

参考論文2

A mechanism leading bubbles to crashes

Taisei Kaizoji*† and Michiyo Kaizoji†

**Division of Social Sciences, International Christian University, 3-10-2 Osawa, Mitaka-shi, Tokyo 181-8585 Japan.*

†*Econophysics Laboratory, 5-9-7-B Higashi-cho, Koganei-shi Tokyo 184-0011 Japan.*

The burst of the Japanese real estate bubbles in the early 1990s was the boom and bust at the maximum scale of the late twentieth century. The average land price was an increase of 550 percent between 1981 and 1991. By 1991, the total value of all Japanese property was estimated at nearly \$20 trillion. It was equal to more than 20 percent of the world's wealth. Theoretically, the Japanese could have bought all the property in America by selling off metropolitan Tokyo [1]. This anomalous appreciation of land price was created by the irrational exuberance of land speculation [2] that was fueled by a myth that the land prices could never go down in Japan. In 1991, however, the castle-in-air [3] bottomed drops out. Since 1991, the average land price continues to fall for 12 years until 2002. By 2002 the average land price fell by about 70 percent compared with the level in 1991.

Why did the bubbles of the real estates crash? Here we analyse the probability distribution of land price in Japan, and give an explanation of a mechanism leading bubbles to crashes. We investigate a database of the *assessed value of land* that is made public once a year by the Ministry of Land, Infrastructure and Transport Government of Japan [4], covering the 22-years period between 1981-2002. The data for each of the 22 annual intervals contains the data of the land prices over 10,000 points.

In Figure 1a, we plot the cumulative probability distribution of land price (S) in the three years 1985, 1987, 1991 and 1998, which is the log-log plot of the cumulative probability as a function of land price. We find that the tail of the cumulative probability distributions of the land price in the high price range is well described by a power law distribution, $P(S > x) \propto x^{-\alpha}$. We use ordinary least squares (OLS) regression in log-log coordinates in order to determine the exponent α for the data of land prices for each of 22 years from the period 1981 - 2002. Overall, the power law distribution of land prices is very strong [5-7]. Figure 1b indicates the movement of the exponent α . The exponent α continued to decrease toward unity between 1981 and 1987, and during the period of the peak of bubbles from 1987 to 1991 the exponent α stuck around unity. In 1991 the bubbles crashed, and the trend has reversed and the exponent α continued to increase between 1992 and 2001. This finding suggests that the threshold value of the exponent α that gives cause to the burst of bubbles is equal to unity. We interpret it as follows. It is well known that the exponent α of the power law distribution can be considered as a measurement of wealth inequality on holding the real estate. The Gini coefficient (G), known as the index of wealth concentration [8], can be written as $G = 1/(2\alpha - 1)$. Theoretically the Gini coefficient ranges from zero, when all land areas have equal a price, to unity, when one land area has a highest price and the rest none. The exponent α close to unity means the Gini coefficient close to unity. Therefore the wealth inequality measured by the Gini coefficient on the land price increased drastically between 1981 and 1991, and particularly during the period of 1987 – 1991 the wealth inequality reached the breaking point. The real estate bubbles brought down intolerable inequality for the society. Accordingly increasing the wealth inequality acted as a trigger to cause the collapse of the real estate bubble.

1. Malkiel, B. G. *A Random Walk Down Wall Street*, W.W. Norton & Company, New York London (1996).
2. Shiller, R. J., *Irrational Exuberance*, Princeton University Press (2000).
3. Keynes, J. M. *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Harcourt (1936).
4. The data of land price for this paper is available on Ministry of Land, Infrastructure and Transport Government of Japan's World-Wide Web site (<http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>).
5. Kaizoji, T., Scaling behaviour in land markets, *Physica A* (2003) in press.
6. Yamano, T., Distribution of the Japanese posted land price and the generalized thermostatics, to appear in *Eur. Phys. J. B* (2003).
7. Claes, A., Hellervik, A., Lindgren, K., Hagson, A. and Tornberg, J., The urban economy as a scale-free network, <http://arXiv:cond-mat/0303535>.
8. Gini, C. Indici di concentrazione e di dipendenza, *Biblioteca dell'economista* 20 (1922).

Acknowledgments

We gratefully acknowledge helpful discussion with Takuya Yamano, Yoshi Fujiwara and Xavier Gabaix on several points in the paper. This research was supported by a grant from *the Land Institute of Japan*.

Correspondence should be addressed to Taisei Kaizoji (e-mail: kaizoji@icu.ac.jp).

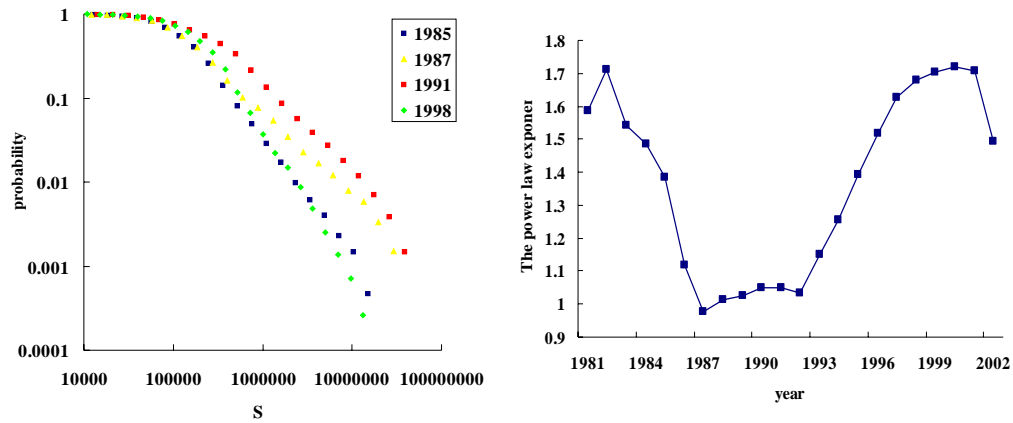


Figure 1 (a) Log-log plot of the cumulative distribution of the land price for each of the four years, 1985, 1987, 1991, and 1998. (b) The dynamics of the power law exponent. The exponent is estimated by least square fit to data of the land price for each of the 22-year period 1981-2002.