

期待要因を考慮した地価変動分析と土地政策による地価抑制効果 An Analysis of Land Price Variations Considering a Factor of Expectation and Effects of Land Price Reduction by Land Management Policy

伊東 大悟*, 廣瀬 義伸**, 近藤 光男***

By Daigo ITO, Yoshinobu HIROSE and Akio KONDO

1. はじめに

景気の低迷と地価の下落が長引く現在、円滑な取引が行われるような土地市場の整備や土地の有効利用の促進が求められている。将来にわたり、質の高い安定した社会を維持していくためにも、80年代から90年代に生じたような地価の急激な変動要因を明らかにし、産業、経済活動の基盤となる土地の価格水準の安定化を図る必要がある。

本研究では80年代から90年代に生じた地価の急激な変動要因を明らかにすることを目的とする。80年代後半に生じた地価のバブルは、さまざまな社会的弊害をもたらした。これは、経済の基本的な構造すなわちファンダメンタルズからの乖離であり、乖離の多くは地価理論式における期待要因の影響によるものといえる。つまり、期待要因の異常な膨張が地価のバブルを引き起こす要素であり、近年の急激な地価変動を説明する場合には、期待要因が急激に変化するという特別な現象に着目した分析が必要である。

したがって、本研究では期待要因の変化を定量的にとらえることによって、地価の急激な変動要因について分析を行った。さらに、土地政策による地価抑制効果についても同時にシミュレーション分析を行っている。

2. 地価理論と期待要因の定量的把握

地価理論に関する説明と期待要因の定量的把握の方法について説明する。一般的に、地価の裁定条件式は(1)式で与えられる^{1) 2)}。

$$i_t = \frac{r_t}{p_t} + \frac{p_{t+1}^* - p_t}{p_t} \quad (1)$$

ここで、 r_t は土地から得られる収益、 p_t はt期における地価、 p_{t+1}^* はt+1期における地価の予想価格である。 i は土地資産の収益率であり、収益率の代表値として利子率を考える。この(1)式を解くと地価の決定式である(2)式が得られる。

$$p_t = \frac{r_t}{1+i_t} + \frac{p_{t+1}^*}{1+i_t} \quad (2)$$

(2)式より、土地の資産価格は、土地から得られる収益(収益要因)と将来期待される資産価格(期待要因)によって決定されることがわかる。収益要因は土地の属性に依存するのに対し、期待要因はその形成プロセスが複雑で、投機的要素が強く不確実性が高いと考えられる³⁾。土地資産の価格形成要因として本来望ましいのは収益要因であるが、80年代後半において、資産格差の拡大や住宅の取得難など多くの社会的問題を引き起こした地価のバブルは、まさに、この期待要因の急激な高まりによって生じたものと考えられる。

つぎに、利子率と収益が每期同一の値をとるという仮定のもとで(2)式を級数の和の形に展開し、最終の項が0に収束すると仮定すると、(2)式は(3)式のように簡略化される。

$$p_t = \frac{r}{i} \quad (3)$$

これは、収益と利子率という経済の基本的な構造から定まる価格であり、ファンダメンタルズ地価とよばれる。これに対しバブルは、(3)式では説明のつかない急激な高騰を指し示すものである。したがって、(2)式の第2項である期待要因の急激な膨張はバブルそのものといえる。

バブルを定量的に把握する指標に関して野口⁴⁾は、

キーワード：地価分析、シミュレーション分析

* 学生員 工修 徳島大学大学院工学研究科エコシステム工学専攻

** 正会員 工博 徳島大学工学部建設工学科

***正会員 工博 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)

Tel : 0886-56-7340 Fax : 0886-56-7341

係数 e を提案している。(3) 式で、収益が GDP の一定率 e で表されると仮定する。そうすると、係数 e は (4) 式で表される。

$$e = \frac{P \times i}{GDP} \quad (4)$$

係数 e の値は、地価が比較的安定した時間的推移を示している状態においては一定の傾向を示すものと考えられる。しかし、期待要因に急激な膨張が生じれば係数 e の時間的傾向に大きな乖離が現れることになる。

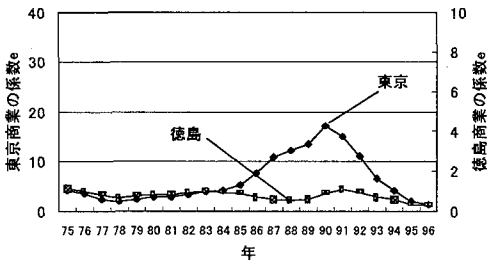


図-1 東京と徳島の商業地域における係数 e

図-1 は東京都と徳島県の商業地域を例に、(4) 式によって係数 e を算出した結果である。地価には公示地価平均、利率には国内銀行平均約定金利を使用している。この結果、徳島の係数 e は比較的一定傾向を示しているのに対し、東京には一定傾向からの大きな乖離が生じている。これは、期待要因が大きく作用することによって生じたバブルと考えられる。したがって、係数 e の時系列的な変化に着目することで、おおよそではあるが期待要因の時系列的な変化をとらえることができると考えられる。

そこで、本研究では地価理論式から導き出される係数 e を 47 都道府県別に算出し、その時系列的な変化に着目して、地価の急激な変動要因について分析を行う。

3. 期待要因に着目した地価変動モデル分析

(1) 地価変動のメカニズム

地価変動のメカニズムは、図-2 のようにまとめることができる。

一般的に、80 年代後半における係数 e の乖離、すなわち期待要因の急激な高まりによって生じた地価の高騰には、金融緩和に伴う剰余資金の増加が影響を与えていたことが指摘されており⁵⁾、不動産業への貸出残

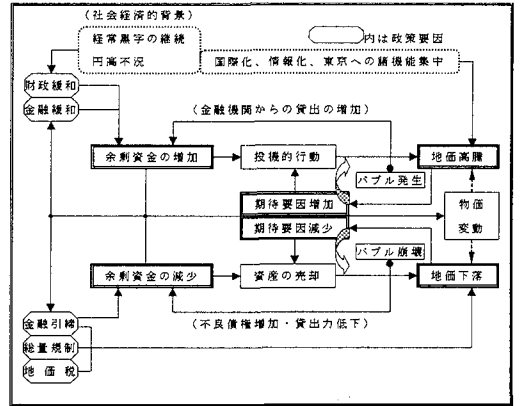


図-2 地価変動のメカニズム

高の急激な伸びなどもその要因の一つにあげられる。この時期に発生した剰余資金は、土地の投機的行動を活発にし、地価の値上がり期待がさらに値上りをよぶという好循環的なサイクルで、期待要因が急激に膨張したものと考えられる。一方、バブル崩壊後の地価下落の要因としては、金融引締めによる剰余資金の減少があげられており、土地の売却による地価の下落がさらなる地価の下落を招くという悪循環的なサイクルで、期待要因が収縮したものと考えられる。剰余資金や不動産業への貸出以外にも、地価高騰の抑制あるいは地価の下落要因として、地価監視制度や地価税などの土地政策要因が考えられる。

(2) 地価変動モデルの説明と使用するデータ

以上のような、地価の急激な変動に関与したと考えられる経済要因や政策要因を考慮して、期待要因に着目した地価変動の要因分析を行った。地価変動モデルとして、(5) 式を用いる。

$$\Delta e = \sum_i a_i X_i + c \quad (5)$$

モデルの被説明変数は、期待要因の変化を表す係数 e の変化、 Δe である。 X_i は社会、経済および政策要因を示し、 a_i はパラメータ、 c は定数項である。社会、経済要因には、剰余資金の増加、減少を示すマネーサプライの変動や不動産業への貸出残高の変動、あるいは消費者物価指数の変動率を与えた。政策要因としては、地価税額、地価監視制度を取り入れた。地価監視制度はダミー変数として与え、制度が施行された年度のうち地価高騰期にあたる 88 年から 90 年を 1、他時点を

0とした。Δeに関しては(4)式を用いて算出を行うが、地価には都道府県別用途地域別の公示地価平均、利子率には、国内銀行平均約定金利を使用した。特に地価データに関しては、時系列的なサンプル数の変化による影響を除去するため、1983年から1996年までのパネルデータを使用している。

(3) 地価変動の要因分析

47 都道府県別用途地域別に地価変動モデルの推計を行った。分析対象期間は1983年から1996年である。このうち東京都と徳島県の商業地域について、表-1、表-2に分析結果を示している。

表-1 東京商業地域の地価変動モデル推計結果

説明変数 X	係数 a	t 値
不動産業貸出変動(首都圏): 億円	2.52E-05	3.63
マネーサプライ変動: 億円	8.18E-06	6.43
地価税額: 百万円	-2.40E-06	-3.98
地価監視制度ダミー	-0.880	-3.63
定数項 c	-2.000	-6.21
決定係数 R ²	0.978	

表-2 徳島商業地域の地価変動モデル推定結果

説明変数 X	係数 a	t 値
不動産業貸出変動(地方圏): 億円	3.76E-06	2.67
マネーサプライ変動: 億円	1.88E-07	2.61
消費者物価指数変動率	2.11E-02	2.92
定数項 c	-1.39E-01	-8.24
決定係数 R ²	0.854	

この結果、モデルの精度は比較的高く、各要因の信頼性も有意であることから、80年代後半における余剰資金の拡大、つまりマネーサプライの増加あるいは不動産業への貸出残高の急激な伸びが、期待要因の増加に影響を及ぼしていたことが明らかである。また、90年代における余剰資金の減少が期待要因の減少に影響を与えたこと以外にも、特に東京都に関しては地価税や地価監視制度などの土地政策要因が、地価高騰の抑制に効果を示していたことが確認できる。一方、徳島県などの地方圏にあたる多くの地域では、係数eの変動が、不動産業への貸出残高の変動とマネーサプライの変動に加えて物価変動の要因で説明される結果となった。余剰資金が減少する過程で、物価上昇率は2%から3%を示していたものの、上昇率に一時的な増加が生じた。この変化が地方圏における地価変動に少なからず影響を与えたものと考えられるが、大都市圏に遅れて生じた地方圏の地価上昇が91年をピークとする一時的な物価上昇率の増加時期と偶然に一致したという可能性も考えられることから、物価変動と地価変

動の関係については今後入念な検証が必要であると考えられる。

しかし、以上のような結果からもわかるように、余剰資金の増加や減少、あるいは不動産業への貸出残高の変化が期待要因の変化に強い影響を及ぼしていたことは明らかであり、80年代から90年代においては、図-1に示すようなメカニズムで地価の変動が生じていたものと考えられる。

4. 土地政策による地価抑制効果の分析

(1) シミュレーション分析の条件

構築した地価変動モデルを適用し、土地政策に変更を加えた場合における地価変動のシミュレーションを行い、土地政策による地価の抑制効果について分析を行った。シミュレーションの条件としてはCase1とCase2を想定した。Case1は投機抑制の効果をもつ地価税を先行導入させた場合でありCase2は首都圏の不動産業に対する貸出について86,87,89,90,94年の異常な増加を50%削減し、かつ地価税を先行導入させた場合である。シミュレーションでは、まず、モデル式で推計された係数eの変動から毎年度の係数eを算出し、これを(4)式に代入することによって地価の推計を行った。ただし、GDPと利子率は現状の値を用いている。

また、分析の過程の中で、(6)式を利用することによって、シミュレーション条件に伴って生じる地価水準の変化に応じた地価税額の算出を逐次的に行っている。(6)式は税率0.1%あたりの地価税額yと前年の東京商業地域における係数eの関係式である。これは、シミュレーションに利用するための新たな推計式であり、地価変動モデルの説明変数である地価税額を前年の地価水準で規定するものである。(6)式を用いることによって税率換算での分析が可能であり、地価税の先行導入の条件として、表-3を設定している。

$$y = 18360.1e + 80947.5 \quad R^2 = 0.990 \quad (6)$$

(17.28) (12.69) () 内は t 値

表-3 地価税の先行導入条件

年	1989	1990	1991	1992
実際の地価税率 (%)	0	0	0	0.2
Case1	0.2	0.2	0.2	0.2
Case2	0.2	0.2	0.2	0
年	1993	1994	1995	1996
実際の地価税率 (%)	0.3	0.3	0.3	0.15
Case1	0.2	0.1	0	0
Case2	0	0	0	0

(2) シミュレーション分析の結果

以上の設定条件をもとに土地政策要因の影響が見られた大都市圏地域を対象にシミュレーション分析を行った。このうち、図-3、図-4 は東京都商業地域のCase別のシミュレーション結果である。ここでは、地価変動モデルによって定まった地価と係数 e の推計値と、シミュレーションによって定まったそれぞれの推計値を示している。

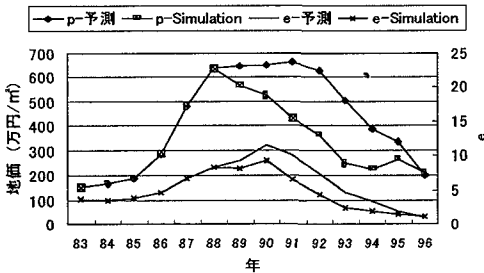


図-3 東京商業地域のシミュレーション Case1

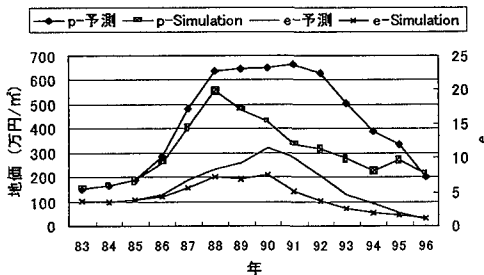


図-4 東京商業地域のシミュレーション Case2

シミュレーション分析では、96年における実際の地価水準が達成されるように、地価税の先行導入の条件と不動産業への貸出低減の条件を考えている。

この結果、2つのCaseにおいて土地政策の導入による地価抑制効果が確認できる。特にCase1では、投機的行動により期待要因が上昇した80年代後半の時点における土地政策の導入が、投機熱を抑制し、期待要因を早めに減少させる効果があったことがわかる。一方、Case2において、金融機関の不動産業に対する貸出の低減を図った場合には、低い税率で短期間の地価税導入により、最終的には健全な地価水準および土地市場の維持が早く実現されることを定量的に明らかにすることができた。大都市圏の他地域におけるシミュレーションからも同じような考察が得られる結果とな

った。また、係数 e の動向からもわかるように、時系列的な一定傾向からの乖離が若干抑制された形となっているが、乖離は依然生じている。

この乖離をさらに低減させるための方策としては、マネーサプライの急激な増加の抑制という考え方が一つあげられるが、マネーサプライの変化は他の多くの経済指標の変化に影響を与えるため、シミュレーションでは取り扱っていない。今後は、マクロ経済要因の相互関係を考慮した上で、それらの社会経済要因が地価変動に与える影響について考慮していく必要があると考えている。また、期待要因の変動を係数 e がどの程度とらえることができているのかという問題が残されるが、理論的な背景も含めて、期待要因の定量指標に関する信頼性の向上は今後の課題とする。

5. おわりに

本研究では、地価形成における期待要因の変動に着目して地価変動モデルを構築し、その変動要因について分析を行った後、モデルを適用して土地政策による地価変動のシミュレーションを行った。

地価変動のモデル分析では、バブル期における地価変動要因を高い精度で明らかにすることができた。特に80年代後半における剰余資金の増加は全国的な地価の上昇に影響を与えていたものと考えられる。さらに、これらのモデルを用いて行った土地政策の効果に関するシミュレーション分析では、期待要因の高まる早い段階における投機の抑制が健全な土地市場の早期実現に貢献することを定量的に示す結果となった。

このように、地価の急激な変動要因の解明や、土地政策などによる地価抑制効果に関する定量的な分析は、将来の適正な地価水準の維持、安定化に貢献するものと考えられる。今後は、時系列的な地価変動分析に対して横断面での分析を加えることによって、地点ベースで地価の動向をとらえる分析を行う必要があると考えている。

—参考文献—

- 1) 前川俊一: 土地市場論, 清文社, pp.26-30, 1996
- 2) 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
- 3) 高塚創, 樋口洋一郎: 空間的自己相関分析手法を用いた地価の空間的連関に関する統計的検証, 地域学研究, Vol.26, pp.139-153, 1996
- 4) 野口悠紀雄: バブルの経済学, 日本経済新聞社, pp.111-113, 1994
- 5) 保坂直達: バブル経済の構造分析, 日本評論社, pp.5-29, 1994