

期待要因に着目した地価変動モデル分析と土地政策シミュレーション

徳島大学大学院 学生員○伊東大悟 徳島大学工学部 正 員 廣瀬義伸
徳島大学大学院 正 員 近藤光男 (株) 金下建設 正 員 河邊政志

1. はじめに

土地は商品としての性質を持つと同時に人間が日々生活する上で欠かすことのできない基盤である。それだけ地価の急激な変動は大きな社会的弊害を引き起こす原因となる。80年代から90年代における地価の急激な変動は、社会資本整備の遅れや不良債権の問題など社会生活に大きな影響を及ぼしている。

このような地価のバブルは、経済の基本的な構造(ファンダメンタルズ)からの乖離であり、乖離の多くが地価理論式における期待要因の影響によるものである。つまり、期待要因の異常な膨張は地価のバブルを引き起こす要素と考えられる。

本研究ではバブル(期待要因)の変化を定量的に抽出することにより地価の急激な変動メカニズムについて分析し、土地政策による地価抑制効果についても同時に分析を行った。土地政策が地価変動に及ぼす影響の定量的な把握は、今後の健全な土地市場の維持に貢献するものと考えられる。

2. 地価理論とバブルの定量的把握

地価理論に関する説明とバブルの定量的把握の方法について述べる。地価理論式は(1)式である。¹⁾

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

ここで p_t は t 期における地価であり r_t は土地から得られる収益、 p_{t+1}^* は $t+1$ 期における地価の予想価格である。 i は資産の収益率であり利子率に等しい。

(1)式から、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、期待要因は投機的要素が多く不確実性が高い。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、期待要因が非常に強まればそれはバブルとなる。(1)式を、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展開すると、(2)式のように簡略化される。

$$p_t = \frac{r}{i} \quad (2)$$

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とよばれる。これに対しバブルは、(2)式では説明のつかない異常な高騰を指し示すものである。したがって、(1)式におけ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ついては野口²⁾が提示している。(2)式において収益がGDPの一定率 e で表されると仮定すれば、係数 e は(3)式で示される。

$$e = \frac{p \times i}{GDP} \quad (3)$$

バブルが含まれていない状況における係数 e は、一定の傾向値を示すが、傾向値からの乖離が発生すれば、それはバブルということになる。図-1は、東京と徳島の商業地域における係数 e の算出結果である。地価には公示地価から算出した地域別平均、利子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、東京には大きな乖離が生じている。これは期待要因の大きな作用により発生したバブルと考えられる。したがって、この係数 e の乖離(変動)に着目して、地価の高騰と下落のメカニズムを分析する。

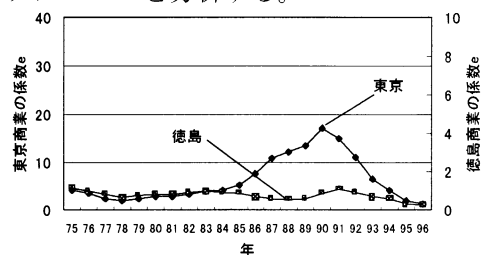


図-1 東京と徳島の商業地域における係数 e

3. 地価形成メカニズムに関するモデル分析

80年代後半に生じた e の乖離、すなわち期待要因の膨張の要因として一般的には金融緩和に伴う余剰資金の増加があげられており³⁾不動産業への貸出残高の急激な伸びの影響なども指摘されている。またバブル崩壊の要因としては金融引締めによる余剰資金の減少があげられ、土地の売却による地価の下落がさらなる下落を招くという形で期待要因が収縮したものと考えら

れる。また同時に地価税や地価監視制度等の土地政策による地価抑制効果が考えられる。

バブルの発生と崩壊に関与したと考えられる地価変動要因を考慮し、83年から96年を対象に都道府県別に地価変動モデルを推計した。モデルの被説明変数は係数 e の変動である。例として東京商業地域の推計結果を表-1に示す。地価監視制度はダミー変数として与え、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	係数	t 値
不動産業貸出変動(首都圏)	2.52E-05	3.63
マネーサプライ変動	8.18E-06	6.43
地価税額	-2.40E-06	-3.98
地価監視制度ダミー	-0.880	-3.63
定数	-2.000	-6.21
決定係数 R^2	0.978	

モデルの精度としては高い結果が得られ、各要因の信頼性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増加または不動産業への貸出増加が、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、91年以降の余剰資金の減少が地価下落に影響を与えた他にも、土地政策が、期待要因の抑制に効果を示していたことが確認できる。東京商業地域以外にも、47都道府県を対象にモデル分析を行ったが、マネーサプライの変動は全国的に期待要因の上昇と下落に関与していたことが明らかとなった。

4. シミュレーションによる土地政策の効果分析

モデルの結果を適用し、土地政策に変更を加えた場合のシミュレーション分析を行った。ここでは(4)式に示す税率 $1/1000$ 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 の関係式を用い、地価税率を考慮に入れた分析を行う。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る。つまり、前年の地価水準に応じた当年の地価税額を(4)式で算出し、地価税額を内生的に導き出そうとするものである。ここで得られる当年の地価税額を用い、当年の係数 e を3.に示したモデルで推計することにより、シミュレーションを行う。このようにして地価変動に与える地価税の影響を税率単位で考慮する。シミュレーションの設定条件としては、Case1とCase2を想定する。Case1は投機抑制の要因である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。地価税の先行導入

と税率の設定は表-2に示すとおりである。東京商業地域における係数 e と地価のそれぞれについて地価変動モデルの予測値とシミュレーションの予測値の結果をCase別に図-3に示す。

$$y = 18360.1e + 80947.5 \quad R^2 = 0.990 \quad (4)$$

(17.28) (12.69) () 内は t 値

表-2 地価税の先行導入条件

年	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
実際の地価税率(%)	0	0	0	0	0.2	0.3	0.3	0.3	0.15
Case1	0	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0	0
Case2	0	0.2	0.2	0.2	0	0	0	0	0

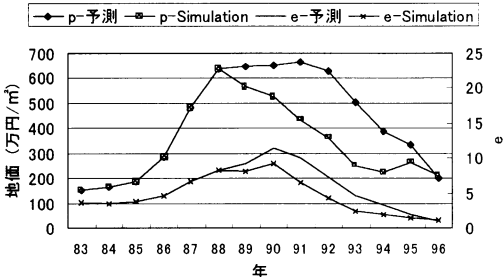


図-3 東京商業地域におけるシミュレーション結果 Case1

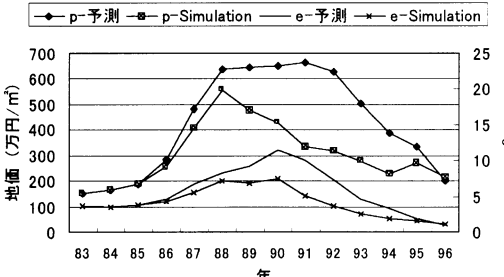


図-4 東京商業地域におけるシミュレーション結果 Case2

この結果 Case1 からは、投機的行動により期待要因が上昇する初期段階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。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の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。他地域におけるシミュレーションの結果からも同じような考察が得られている。

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モデル分析を通して土地政策による地価抑制効果について分析を行った。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。また、土地政策効果に関する分析では、早い段階における投機の抑制が健全な土地市場の維持に貢献することを定量的に示すことができた。

参考文献

1) 前川俊一:土地市場論,清文社,pp.26-30,1996
2) 野口悠紀雄:バブルの経済学,日本経済新聞社,pp.111-113,1994
3) 保坂直達:バブル経済の構造分析,日本評論社,1994