

**論 説****硬直的地代モデルによる地価変動分析\***

畑 農 鋭 矢

**1. はじめに**

1980～90年代における地価や株価の変動は極めて激しく、ストック価格の過剰変動性は一般にも広く認識された。とりわけ、このような過剰変動のうち1980年代後半から1990年代初めにかけての地価高騰は「バブル」と呼ばれ、興味深い研究対象として数多くの研究者を虜にしてきた。これらの地価動向に関する実証分析を概観すると、期待地代収入の現在価値の総和である収益還元価格を理論地価とするファンダメンタルズ・モデル（以下、FM）を基礎とし、現実の地価がこのFM地価から乖離して大きく変動する現象をバブルと定義していることが多い。

例えば、野口（1989）は地代データを基にFM地価を算出し、1987年当時の都心部における地価の半分はバブルであると結論付けている。類似の分析は『経済白書』においても1988年以降ほぼ毎年のように行われており、バブル期の地価がFM地価を大きく上回って推移していることが示されている。また、同様のフレームワークに基づき西村（1990）、

---

\*本稿を作成するにあたり、今野 浩（東京工業大学）、田中一行（成蹊大学）、吉野直行（慶應義塾大学）の各先生方から貴重なコメントをいただいた。この場を借りて感謝したい。言うまでもなく、残る誤りは筆者の責任である。

Ito (1993) もFMの説明力の限界を指摘しており、バブルのような非FM要因を考慮せざるを得ないとしている。さらに、財政赤字の定常性を検討したTrehan and Walsh (1991) の検定方法を地価バブルに応用した下津 (1996) は1980年代後半にFM地価からの乖離が生じた可能性が高いことを統計的に明らかにした。

これらの先行研究から、現実の地価がFM地価から大きく乖離して推移してきたことについては一定のコンセンサスが得られていると言っ  
てよいが、畑農 (1996) はさらに「現実の地価/FM地価」が循環的に変動している可能性を指摘した<sup>1)</sup>。この分析が正しければ、バブル期の地価上昇はFMからの乖離の一循環に過ぎず、歴史的に見て特異な現象というわけではないことになる。むしろ、バブル期の地価上昇の特徴は都市部から地方へ、商業地から住宅地への地価上昇波及がかなりの時間差をもって生じたことにあり、この点は日本銀行調査統計局 (1990) や『経済白書』でも指摘されている。

しかし、畑農 (1996) の議論には、少なくとも3つの疑問が残されている。第1に、指数データを用いた分析なので、絶対水準として地価/FM地価が1 (倍) のまわりを循環変動している保証はないことである。第2に、FM地価からの循環的乖離が地域別データによっても確認できるのかということである。バブル期の地価動向が地域によってかなり異なるとすれば、全国データによる検討は妥当ではないかもしれない。第3に、FM地価からの循環的乖離が存在するとして、そのメカニズムは何かということである。これについてはFMを修正し新たな要因をモデ

1) 「現実の地価/FM地価」という指標は平成3, 4年の『経済白書』が株価について検討した金利修正PERに対応するものと考えられる。

$$\begin{aligned} \text{金利修正PER} &= \text{PER} \times \text{金利} = \frac{\text{株価} \times \text{金利}}{1 \text{株当たり収益}} = \frac{\text{株価}}{1 \text{株当たり収益} / \text{金利}} \\ &= \frac{\text{株価}}{\text{配当還元株価}} \end{aligned}$$

ル化するか、まったく別のフレームワークを用意する必要がある。これらのうち初めの2つは利用するデータの問題であり、比較的容易に対処可能なのに対して、3つめは地価変動メカニズムを考える上で極めて本質的な理論上の問題である。

一般的には、FMで説明できない部分を総称してバブルと呼ぶ場合、多かれ少なかれ「バブル=非合理的なもの」という認識があると思われる。経済理論の立場からも greater fool 仮説に代表される非合理的バブルという概念が提示されており、(市場の情報に関して)より愚かな投資家 (greater fool) の参入が継続することによりバブルが生じると主張される。ただし、投資家の非合理的な期待が長い間持続するとは考えにくいので、この理論が説明できるのはせいぜい短期的なバブルに過ぎない。ところが、ECM (Error Correction Model, 誤差修正モデル) によってFM地価への修正力を計測した林 (1995) はその修正速度が極めて遅いことを確認しており、現実の地価はかなり長期間に渡ってFMから乖離している可能性が高い。

これに対して、Blanchard and Watson (1982), Tirole (1982, 1985), Farmer (1984), 翁 (1985) などで議論される合理的バブルは経済主体の合理的行動や市場の効率性 (資産間の裁定条件) を前提にしており、経済理論的により強固な基盤を有している。実際、1980年代以降、この種の議論はストック価格変動を考える上で主要な地位を占めるに至った。しかし、加納・村瀬 (1996) は合理的バブルの理論には2つの点で限界があることを指摘している。第1に、合理的バブルは投資家期待の自己実現過程で発生する現象として捉えられているが、そのような期待が形成される具体的な原因は必ずしも明らかではないこと、第2に、合理的バブルは市場の効率性とは矛盾しないものの、動学的最適化問題における横断条件を満たしておらず、投資家行動のミクロ理論と厳密に整合的ではないということである。

このような問題点を考慮して、浅子・加納・村瀬（1992）、加納・村瀬（1996）、Kanoh and Murase（1999）等は投資家行動の合理性と矛盾しない地価決定モデルを構築するために、オプション価値という概念を導入した。彼らの議論によれば、土地資産は潜在的に開発オプションを有しているため、現実の地価はそのオプション・プレミアム分だけ期待地代収入に規定されるFM地価よりも高くなると考えられる。実際、東京都区部では恒常的に現実の地価がFM地価よりも高くなっていることが確認され、このうちオプション価値の寄与がかなり大きいことが示されている。

しかしながら、以下で見るように、地価がFM地価を上回る状況はそれほど一般的なものではなく、東京都区部における特殊な状況であると思われる。オプション価値それ自体は負になることはないと考えられるから、この理論によって現実の地価がFM地価よりも低くなるようなケースを解釈することは困難であり、畑農（1996）で指摘された「現実の地価/FM地価」の循環的変動を説明することはできない。もちろん、オプション価値が現実に地価を押し上げている可能性は十分にあるものの、FMを超えて地価変動メカニズムを一般的に解明するためにはこれだけでは不十分であると思われる。

以上のような先行研究における分析の限界を考えると、現実の地価決定メカニズムを考える上でこれまで考慮されていない概念を導入することが不可欠である。そこで、本稿では住宅賃貸市場の不完全性に基づく地代の硬直性に注目し、このような想定の下では地価がFM地価から循環的に乖離することは何ら不思議でないことを示し、いわゆるバブル現象を解釈する上で新たな視点を提供することを試みる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では収益還元価格で表されるFM地価と現実の地価が循環的に乖離することを確認し、都道府県別データでも同様の知見が得られることを示す。第3節では地代が硬直的

な経済を想定し、継続契約地代と新規契約地代が乖離している状況における地価決定理論を構築する。ここで、いくつかの理論的なインプリケーションを得るとともに、とりわけ第2節で確認するようなFM地価からの乖離が理論モデルと整合的であることが示される。第4節は本稿の分析結果といくつかの留意事項についてのまとめである。

## 2. ファンダメンタルズからの循環的乖離

まず、分析の基本となるFMの地価決定式を導出しよう。いま、債券利子率*i*は一定であると予想しているものとし、*P*を現実の地価、*R*を地代とする。債券と土地の間の裁定は土地資産のリスク・プレミアム $\theta$ を考慮して、次のように表される。

$$(1) \quad 1 + i + \theta = \frac{R_t + P_{t+1}}{P_t}$$

(1)は土地資産の収益が地代収入とキャピタル・ゲインから成っており、これが債券利子率にリスク・プレミアムを加えたものに等しいことを表している。

(1)を $P_t$ について解くと

$$(2) \quad P_t = \frac{R_t + P_{t+1}}{1 + i + \theta}$$

が得られ、さらにこれを将来に向かって前向きに解くと、

$$(3) \quad P_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s-1}}{(1+i+\theta)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{P_{t+s}}{(1+i+\theta)^s}$$

となる。横断条件が満たされている場合、すなわちバブルが存在しない状態においては、(3)式の右辺第2項は0になるから、

$$(4) \quad P_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s-1}}{(1+i+\theta)^s}$$

のように地価は無限の将来に渡る(期待)地代収入の現在価値の総和に等しくなる。ここで、地代が一定率*r*で上昇するものとする、(4)はさらに

$$(5) \quad P_t = R_{t-1} \sum_{s=1}^{\infty} \left( \frac{1+r}{1+i+\theta} \right)^s$$

と変形できる。さらに、 $i + \theta > r$ を仮定すると、

$$(6) \quad P_t = \frac{(1+r)R_{t-1}}{i+\theta-r} = \frac{R_t}{i+\theta-r}$$

が得られる<sup>2)</sup>。また、特に $\theta - r = 0$ が成立しているケース ( $\theta = 0$ かつ $r = 0$ のケースを含む) では

$$(7) \quad P_t = \frac{R_t}{i}$$

となり、最も単純なFM地価決定式が導出される。

以下では住宅地についてFM地価を推計し、現実の地価との比の時系列的な推移を確認する。分析対象を住宅地とするのは商業地などに比べて地代データを時系列的に入手し易いからである。

採用するFM地価 $FP_t$ の推計式は次式で表されるような最もナイーブな形である。

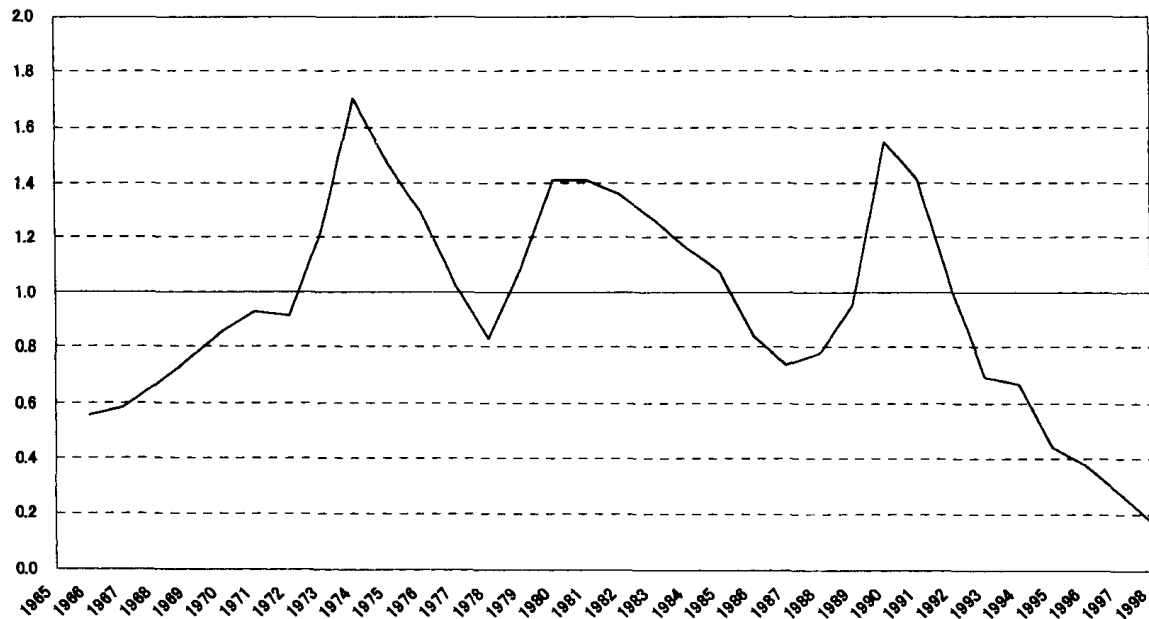
$$(8) \quad FP_t = \frac{R_t}{i}$$

地価/FM地価の推計結果は図1に示してある。データとして、地価に日本不動産研究所「全国市街地価格指数」の住宅地価格、地代に総務庁統計局『消費者物価指数年報』中の「(持ち家の帰属家賃を含む)家賃」、利子率に日本銀行調査統計局『経済統計年報』中の「国債東証上場利回り」を用いた。なお、使用するデータが指数なので、期間平均が1になるように調整した。図1を見ると、この指標が周期的に変動している様子が見て取れる。ただし、近年の低下が極めて著しい点が注目され、今後の推移次第ではこれまでの循環過程から大きくはずれる可能性もある。

以上の推計から、地価/FM地価が歴史的に見て周期的に変動していることはわかった。しかし、上の推計は指数データを基にしていることから、絶対値で見ると地価/FM地価が長期的に1に近い値を取っている保証はない。また、全国データによる推計はバブル期の地価動向に関す

2)  $r > i + \theta$ の場合には地代が利子率よりも早い速度で成長するので、期待される地代収入の現在価値の総和が無限大となり、地価が定まらない。

図1 地価/FM地価：全国



る地域格差を無視しているという批判もあり得よう。そこで、次に都道府県別のデータにより分析を行い、これらの疑問に対して考察を加える。

地価データとしては土地価格研究会編著『土地価格の推移と分析』（ダイヤモンド社）による「公示地価・都道府県別住宅地平均価格（円/m<sup>2</sup>）」を利用した。ただし、公示地価の調査時期は各年1月1日なので、 $t$ 年の地価は $t$ 年と $t+1$ 年の平均値とした。また、地代データとしては総務庁統計局『小売物価統計調査年報』「民営家賃」（月当たり円/3.3m<sup>2</sup>）の1995年の値を年当たり円/m<sup>2</sup>に換算し（ $\times 12 \div 3.3$ ）、消費者物価指数の「（持家の帰属家賃を除く）家賃」系列により時系列化したものを利用した。小売物価統計をそのまま用いないのは、時系列的な推移としては消費者物価指数の方が信頼性が高いと考えたからである。なお、利子率データは前と同じく国債東証上場利回りである。

(8)により推計された都道府県別FM地価と現実の地価の比を表1に示してある。これを見ると、地価/FM地価は1を下回る場合が多いことがわかる。期間平均値で見ると、大都市圏を除く多くの地域では地価/

FM地価の平均は0.5にも満たない。このような結果が得られる原因の1つは地価データと地代データの不整合にあると考えられる。具体的には、ここで使用した地価データが都道府県レベルの平均であるのに対して、小売物価統計や消費者物価指数は県庁所在地のデータであるために地価に比べて過大になっている可能性がある。例えば、表1における東京都の地価/FM地価は最大で2.38と推計されているが、東京都区部だけを対象に推計した浅子・加納・村瀬（1992）では3～4となっている。東京周辺地域に比べて都区部では地価/FM地価が高めに推移していると考えられるものの、それでも表1の数値は過小になっている可能性が高く、表の1.5倍程度が妥当かもしれない。しかし、このようなバイアスを考慮に入れても大都市圏以外の地価/FM地価は依然として1を大きく下回るし、そもそも東京都以外の道府県におけるバイアスは東京都に比べて相対的に小さいだろう。

以上のような地価・地代データの整合性に関わる問題以外に、このような現象が生じる原因としてリスク・プレミアム $\theta$ と地代上昇率 $r$ に関する仮定の影響を指摘することができる。いま、地価とFM地価が等しいとすると、FMに基づき次の関係が得られる。

$$(9) \quad \theta_t - r_t = \frac{R_t}{P_t} - i_t$$

この値を計算し、グラフにしたのが図2である。その平均的な水準がかなり高く、都道府県間で大きなばらつきがあることがわかる。また、図3には $\theta - r$ が期間を通じて一定であるとして、地価/FM地価の期間平均値が1になるために必要な値を示してある。言い換えると、 $t = 1, 2, \dots, T$ とすれば、次の式を満たすような $\theta - r$ を計算したものである。

$$(10) \quad \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{P_t}{R_t (i_t + \theta - r)^{-1}} = 1$$

このとき $\theta - r$ は



表1 地価/FM地価

	1977	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	平均
北海道	0.15	0.24	0.22	0.17	0.14	0.15	0.21	0.37	0.36	0.27	0.18	0.16	0.11	0.09	0.07	0.04	0.19
青森	0.21	0.34	0.31	0.24	0.20	0.20	0.23	0.34	0.30	0.23	0.16	0.15	0.10	0.09	0.07	0.04	0.24
岩手	0.24	0.40	0.40	0.29	0.24	0.25	0.30	0.45	0.42	0.32	0.22	0.20	0.13	0.11	0.08	0.05	0.29
宮城	0.25	0.35	0.34	0.27	0.23	0.25	0.34	0.61	0.58	0.43	0.28	0.25	0.16	0.14	0.11	0.06	0.30
秋田	0.16	0.28	0.28	0.22	0.18	0.19	0.22	0.30	0.28	0.22	0.15	0.14	0.09	0.08	0.07	0.04	0.21
山形	0.25	0.39	0.34	0.25	0.21	0.21	0.24	0.36	0.32	0.25	0.17	0.15	0.10	0.09	0.08	0.05	0.26
福島	0.30	0.43	0.40	0.31	0.26	0.26	0.32	0.49	0.46	0.35	0.24	0.22	0.14	0.12	0.09	0.05	0.31
茨城	0.19	0.28	0.27	0.21	0.18	0.20	0.27	0.45	0.43	0.32	0.22	0.21	0.14	0.12	0.09	0.05	0.24
栃木	0.23	0.32	0.30	0.23	0.19	0.21	0.28	0.46	0.45	0.34	0.24	0.23	0.15	0.13	0.10	0.06	0.26
群馬	0.25	0.39	0.34	0.26	0.22	0.23	0.31	0.55	0.55	0.43	0.29	0.27	0.18	0.15	0.11	0.07	0.30
埼玉	0.30	0.52	0.53	0.42	0.49	0.60	0.73	1.12	0.98	0.63	0.41	0.38	0.24	0.21	0.16	0.09	0.50
千葉	0.29	0.47	0.45	0.37	0.46	0.62	0.79	1.31	1.12	0.68	0.42	0.39	0.24	0.20	0.15	0.08	0.49
東京	0.47	0.83	0.85	1.02	1.33	1.51	1.69	2.38	1.90	1.16	0.68	0.59	0.37	0.30	0.23	0.13	0.91
神奈川	0.34	0.56	0.61	0.50	0.67	0.84	0.93	1.33	1.14	0.74	0.48	0.45	0.30	0.26	0.20	0.12	0.59
新潟	0.30	0.46	0.41	0.30	0.25	0.25	0.32	0.50	0.47	0.37	0.25	0.23	0.15	0.13	0.10	0.05	0.32
富山	0.23	0.34	0.34	0.27	0.23	0.23	0.28	0.43	0.42	0.33	0.23	0.20	0.13	0.12	0.09	0.05	0.27
石井	0.33	0.60	0.58	0.44	0.37	0.38	0.48	0.80	0.78	0.60	0.42	0.39	0.26	0.22	0.17	0.10	0.47
福井	0.32	0.56	0.54	0.41	0.34	0.35	0.43	0.70	0.68	0.52	0.35	0.30	0.20	0.17	0.13	0.07	0.42
山梨	0.27	0.49	0.45	0.35	0.29	0.30	0.41	0.76	0.77	0.58	0.36	0.31	0.20	0.16	0.12	0.07	0.39
長野	0.28	0.47	0.47	0.36	0.30	0.31	0.38	0.60	0.55	0.43	0.28	0.24	0.16	0.14	0.11	0.06	0.35
岐阜	0.24	0.37	0.38	0.31	0.26	0.27	0.35	0.62	0.61	0.46	0.31	0.29	0.18	0.15	0.12	0.07	0.32
静岡	0.26	0.41	0.43	0.34	0.30	0.32	0.45	0.77	0.72	0.51	0.34	0.31	0.20	0.17	0.13	0.07	0.37
愛知	0.33	0.57	0.63	0.49	0.43	0.49	0.68	1.17	1.04	0.69	0.44	0.40	0.25	0.21	0.16	0.10	0.53
三重	0.16	0.25	0.27	0.21	0.18	0.19	0.25	0.43	0.42	0.31	0.21	0.18	0.12	0.10	0.08	0.05	0.22
滋賀	0.26	0.38	0.35	0.28	0.24	0.26	0.38	0.75	0.68	0.44	0.27	0.24	0.16	0.13	0.10	0.06	0.32
京都	0.42	0.72	0.81	0.64	0.57	0.72	1.27	2.37	1.85	0.99	0.60	0.57	0.37	0.31	0.24	0.14	0.77
大阪	0.50	0.82	0.76	0.60	0.57	0.75	1.26	2.20	1.70	0.98	0.60	0.56	0.36	0.30	0.23	0.13	0.77
兵庫	0.41	0.71	0.66	0.51	0.51	0.68	1.07	1.84	1.51	0.89	0.54	0.48	0.30	0.25	0.19	0.11	0.66
奈良	0.38	0.64	0.65	0.51	0.43	0.49	0.80	1.45	1.23	0.76	0.47	0.45	0.28	0.24	0.19	0.11	0.58
和歌山	0.35	0.60	0.58	0.45	0.38	0.39	0.50	0.92	0.87	0.59	0.37	0.32	0.21	0.18	0.14	0.08	0.47
鳥取	0.28	0.44	0.47	0.36	0.30	0.31	0.38	0.58	0.56	0.44	0.28	0.24	0.16	0.13	0.11	0.06	0.36
島根	0.29	0.49	0.39	0.29	0.24	0.25	0.29	0.41	0.34	0.26	0.16	0.13	0.09	0.08	0.06	0.04	0.29
岡山	0.21	0.31	0.33	0.27	0.23	0.24	0.31	0.55	0.54	0.41	0.29	0.27	0.18	0.16	0.12	0.07	0.29
広島	0.38	0.53	0.55	0.44	0.38	0.41	0.55	0.90	0.83	0.62	0.43	0.40	0.26	0.22	0.17	0.10	0.47
山口	0.22	0.35	0.34	0.26	0.22	0.22	0.27	0.40	0.37	0.28	0.20	0.19	0.13	0.11	0.09	0.06	0.26
徳島	0.28	0.43	0.44	0.34	0.29	0.29	0.34	0.53	0.50	0.40	0.31	0.32	0.22	0.19	0.15	0.09	0.35
香川	0.56	0.70	0.67	0.53	0.43	0.44	0.56	0.99	0.99	0.72	0.43	0.34	0.23	0.19	0.15	0.08	0.55
愛媛	0.28	0.46	0.46	0.36	0.31	0.32	0.39	0.63	0.60	0.47	0.32	0.30	0.20	0.17	0.14	0.08	0.37
高知	0.35	0.53	0.55	0.42	0.34	0.34	0.39	0.56	0.50	0.40	0.28	0.27	0.19	0.16	0.13	0.08	0.39
福岡	0.19	0.32	0.31	0.24	0.21	0.22	0.29	0.48	0.47	0.35	0.24	0.23	0.15	0.13	0.10	0.06	0.26
佐賀	0.17	0.31	0.33	0.26	0.21	0.21	0.25	0.37	0.34	0.27	0.19	0.17	0.12	0.10	0.08	0.05	0.23
長崎	0.20	0.38	0.37	0.29	0.23	0.21	0.25	0.39	0.37	0.29	0.20	0.18	0.12	0.11	0.09	0.05	0.27
熊本	0.14	0.29	0.31	0.25	0.20	0.21	0.25	0.40	0.38	0.30	0.23	0.23	0.15	0.13	0.10	0.06	0.24
大分	0.32	0.46	0.42	0.33	0.27	0.28	0.33	0.52	0.48	0.37	0.27	0.27	0.18	0.15	0.12	0.08	0.33
宮崎	0.17	0.31	0.29	0.23	0.19	0.20	0.25	0.37	0.34	0.26	0.18	0.17	0.11	0.10	0.08	0.05	0.23
鹿児島	0.32	0.52	0.47	0.35	0.29	0.29	0.34	0.52	0.47	0.36	0.22	0.18	0.12	0.11	0.08	0.05	0.34
沖縄	0.17	0.32	0.41	0.33	0.30	0.31	0.38	0.61	0.58	0.47	0.34	0.33	0.22	0.19	0.15	0.09	0.33

$$(11) \quad \theta - r = \frac{1 - T^{-1} \sum_{i=1}^T P_i / R_i^{-1}}{T^{-1} \sum_{i=1}^T P_i / R_i}$$

として計算できる。

図2 リスク・プレミアム—期待地代上昇率：時系列

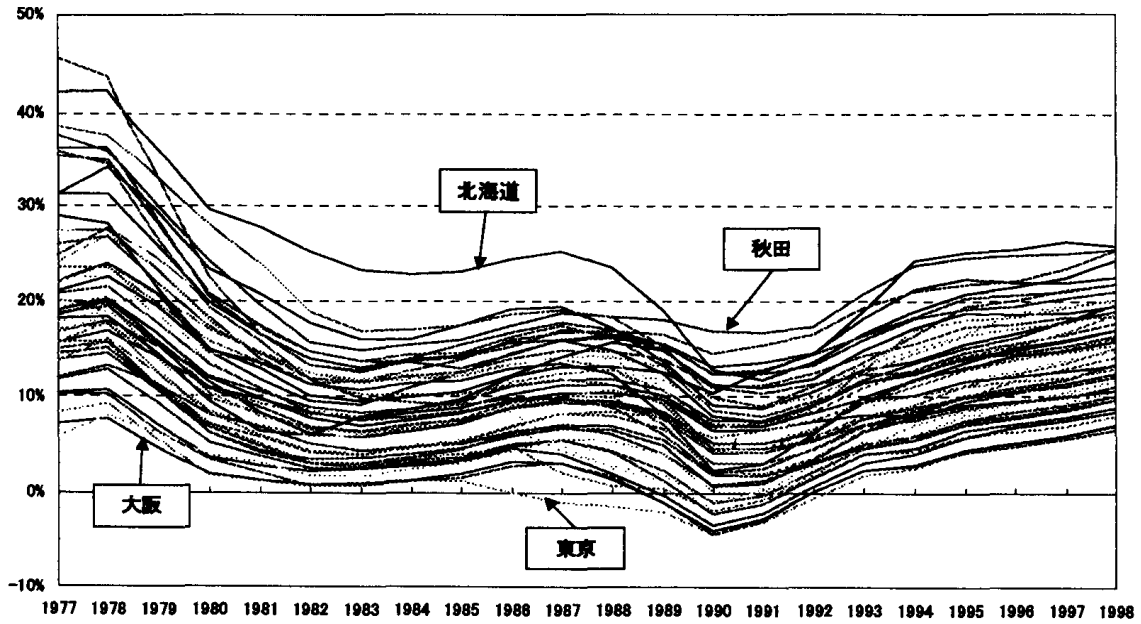


図3 リスク・プレミアム—期待地代上昇率：一定値

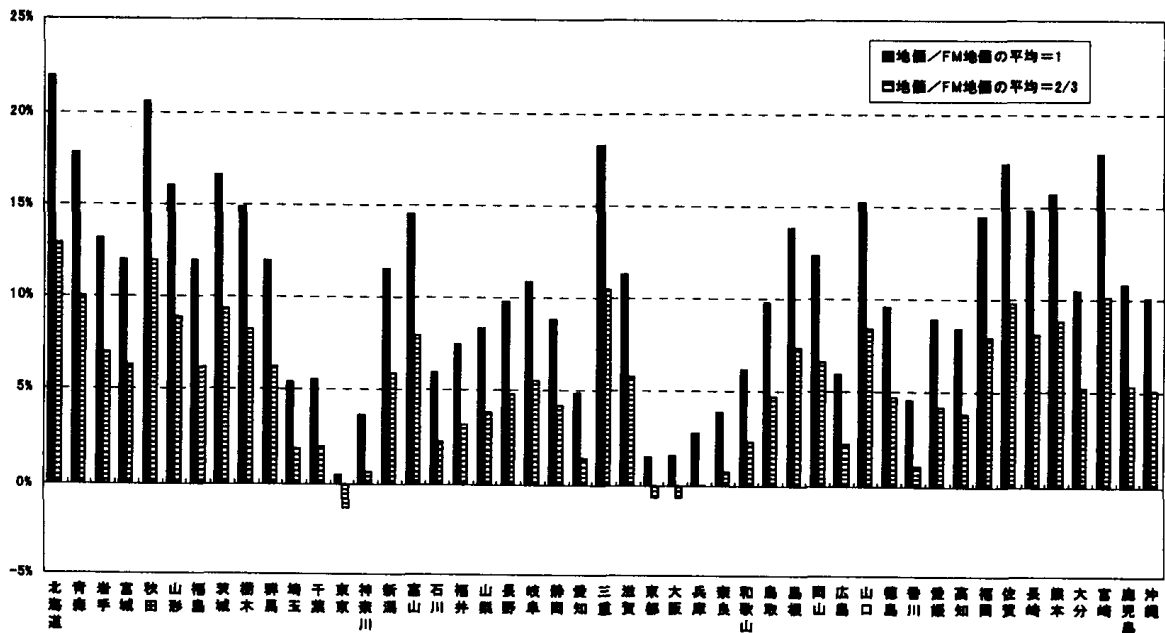


図3によると、 $\theta - r$ の値は最大で20%を越え、平均でも10%程に達する。平均的な期待地代上昇率はプラスであると推測されるので、地価/FM地価の期間平均値が1になるためには多くの地域でリスク・プレミアムが相当大きな値を取る必要があり、必ずしも現実的ではない。ただし、前述の地価データと地代データの不整合によるバイアスがあるとするれば、地価/FM地価の期間平均は2/3程度で十分かもしれない。

そこで、

$$(12) \quad \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{P_i}{R_i (i + \theta - r)^{-1}} = \frac{2}{3}$$

という制約の下での $\theta - r$ の値、すなわち、

$$(13) \quad \theta - r = \frac{\frac{2}{3} - T^{-1} \sum_{i=1}^T P_i / R_i i^{-1}}{T^{-1} \sum_{i=1}^T P_i / R_i}$$

も計算した。この場合には $\theta - r$ は大きくとも12~13%であり、平均では5%に満たない。土地資産のリスク・プレミアムがこれを満たすような値を取っていると考えることはそれほど非現実的とは思えないので、データ不整合のバイアスとリスク・プレミアムの2要因を考慮すれば、地価/FM地価が平均的に1となる可能性は排除できない。

ただし、都道府県間で $\theta - r$ の値がこれほど大きく異なる理由は明らかではない。この格差は少なく見積もっても15%ほどであるから、期待地代上昇率の差によってすべて説明することは難しいと思われる。この点についてはさらに検討を重ねる必要があるが、とりあえずここでは図3で示された $\theta - r$ で表されるような「プレミアム」の存在を仮定し、各都道府県の地価/FM地価の期間平均値が1になると考えて議論を進めよう。

さて、都道府県間のプレミアム格差の問題を無視して、地価/FM地価の期間平均が1になるように調整した系列が図4~図11に8地域に分けて示してある。これらの図から、①循環的乖離は確認できるが、乖離の幅や推移は地域差が大きいこと、②相対的には都市部でバブル期の乖

図4 地価/FM地価：北海道・東北

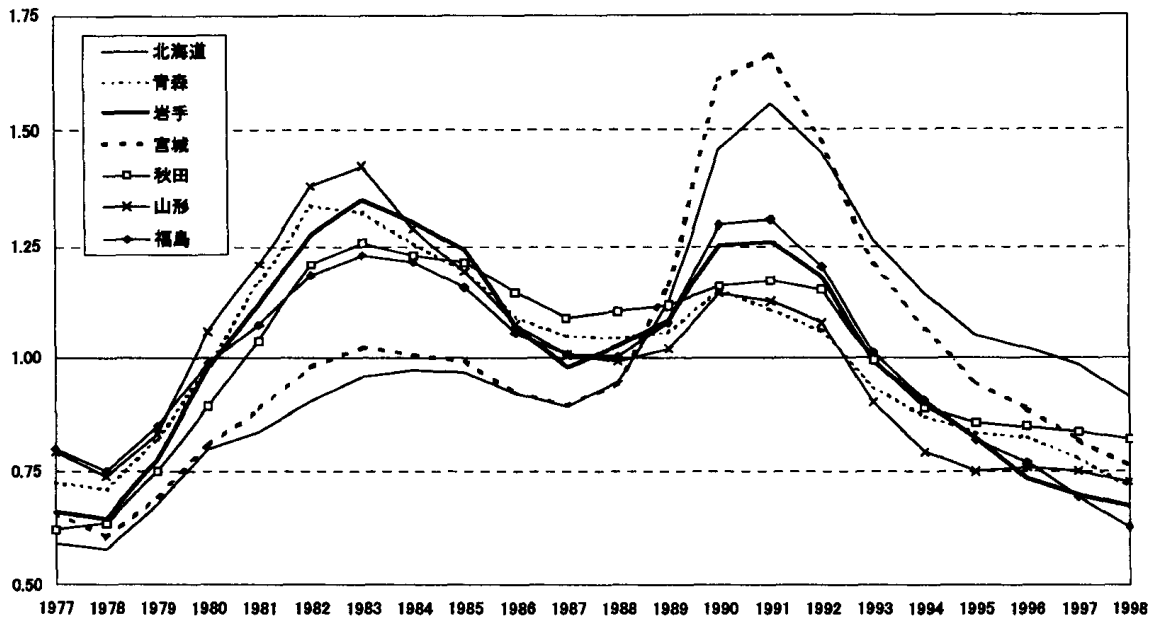
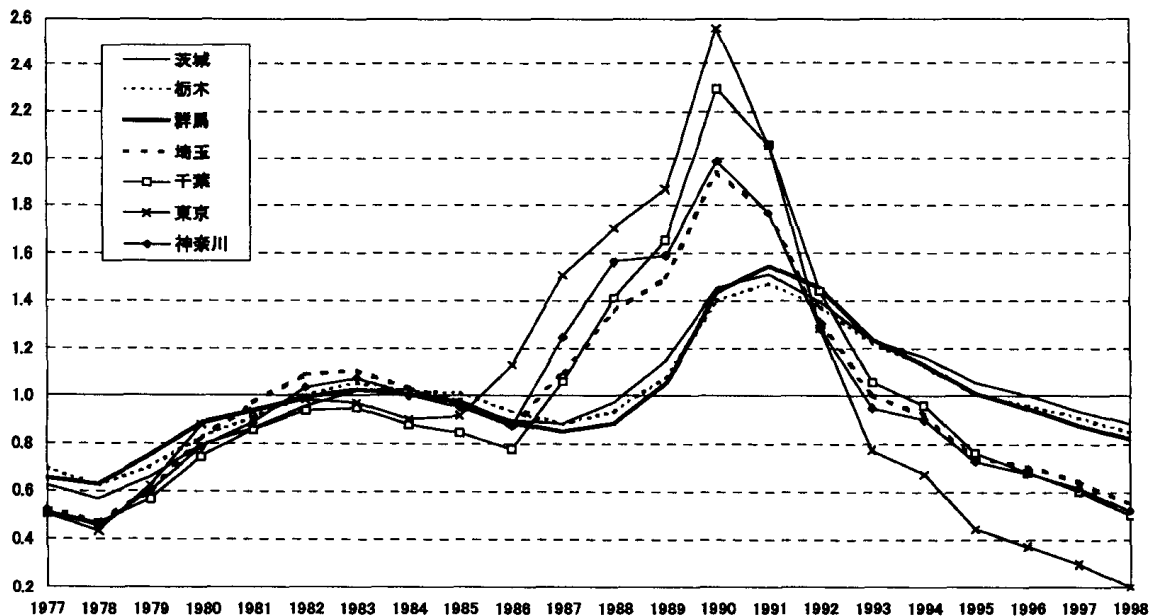


図5 地価/FM地価：関東



離幅が大きく、地方で1980年代前半の乖離幅が大きいこと、③バブル期において首都圏の乖離進行が極端に早く、多くの地域では1989～90年で乖離し始めるのに対して、首都圏では1987年頃から乖離が始まっていることなどがわかる。つまり、47都道府県の地価動向をFM地価からの乖

図6 地価/FM地価：北陸

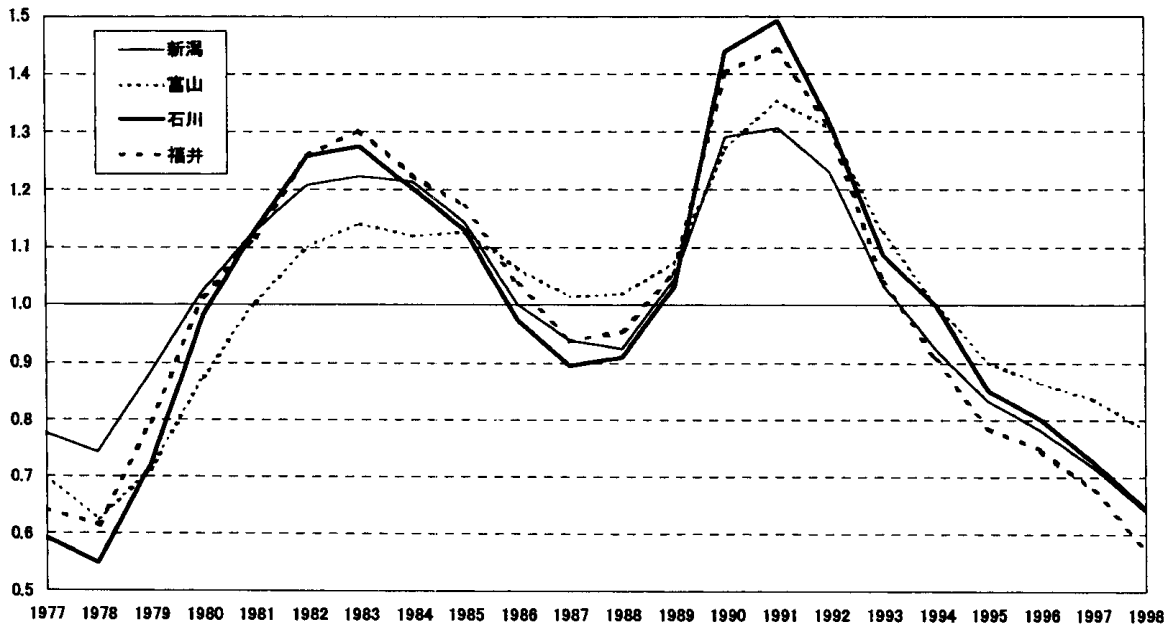
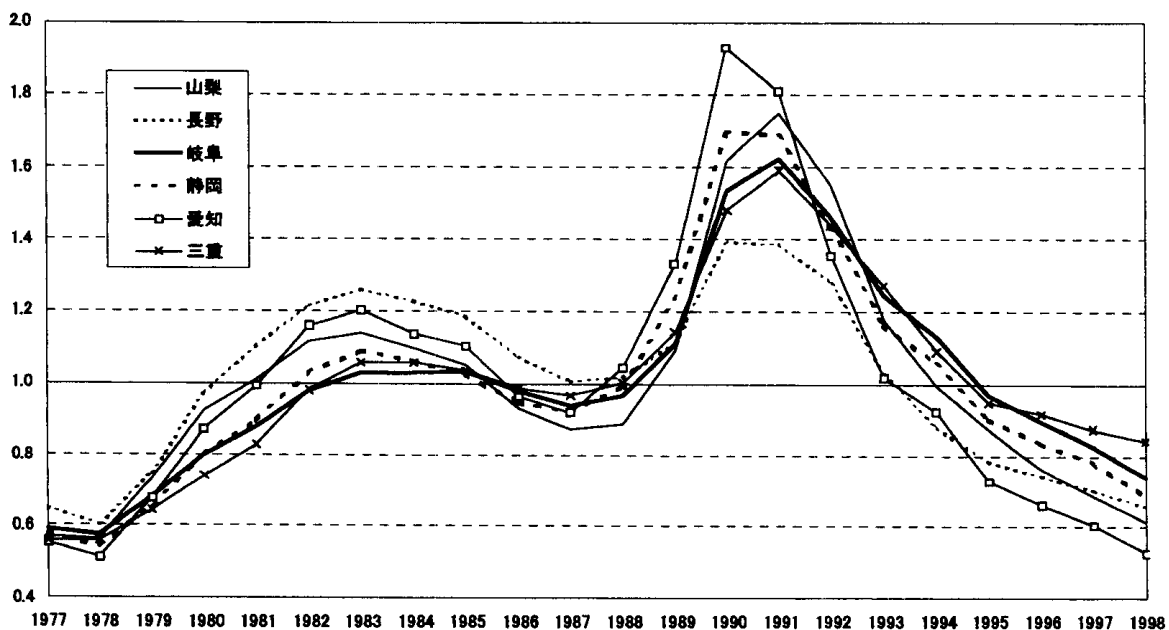


図7 地価/FM地価：甲信・東海



離という視点に立って極めて大雑把に捉えれば、バブル期の比重が大きな都市型、1980年代前半とバブル期の比重が同程度かむしろ1980年代前半の比重が高い地方型の2つに大別できるだろう。

以上、ナイーブなFMを基礎に47都道府県の地価動向を検討し、FM

図8 地価/FM地価：近畿

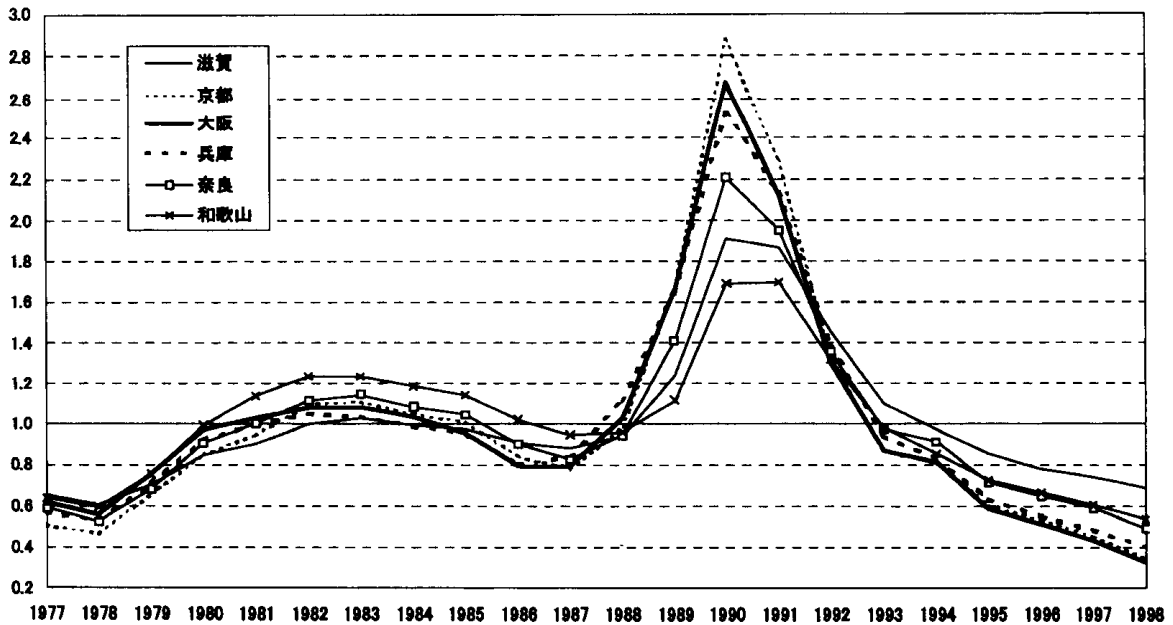
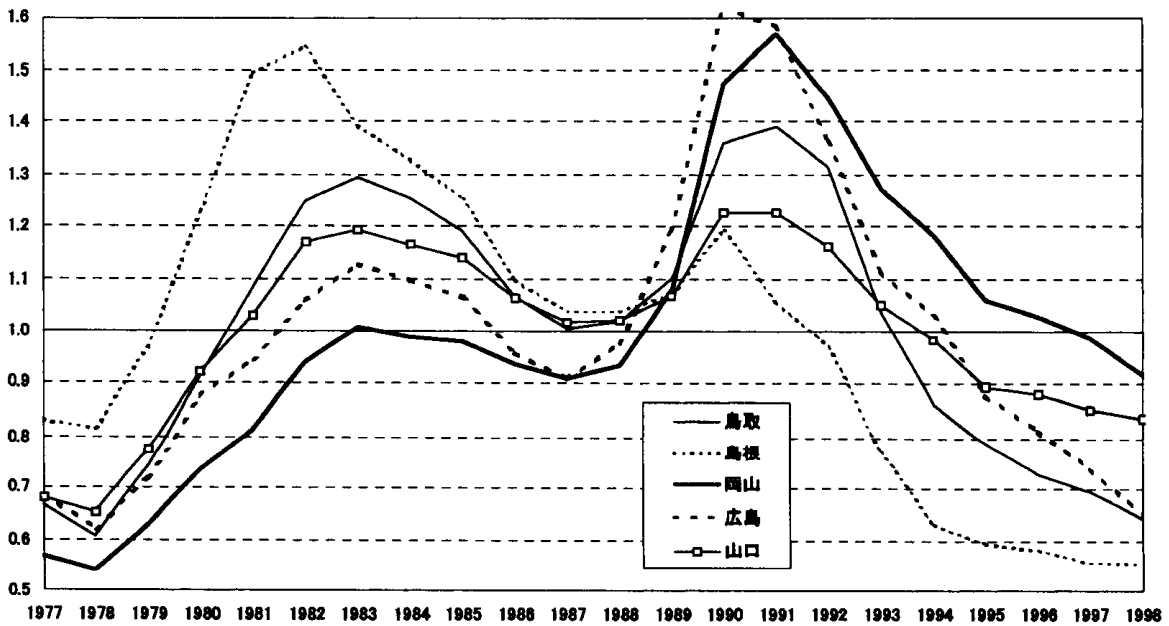


図9 地価/FM地価：中国



地価からの循環的乖離を確認した。さらに、本節の分析により以下の点を強調することができる。すなわち、FM地価からの乖離を説明するための経済理論の1つであるオプション価値理論は地価変動を説明する一般理論にはなり得ない。なぜなら、上のデータ分析から浅子・加納・村

図10 地価/FM地価：四国

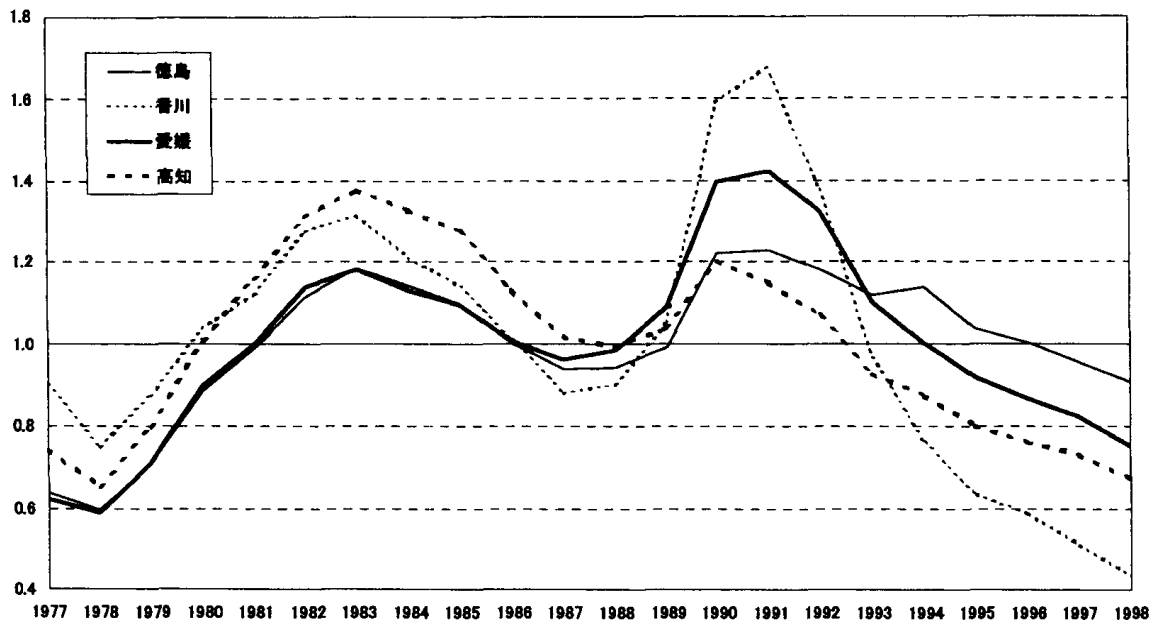
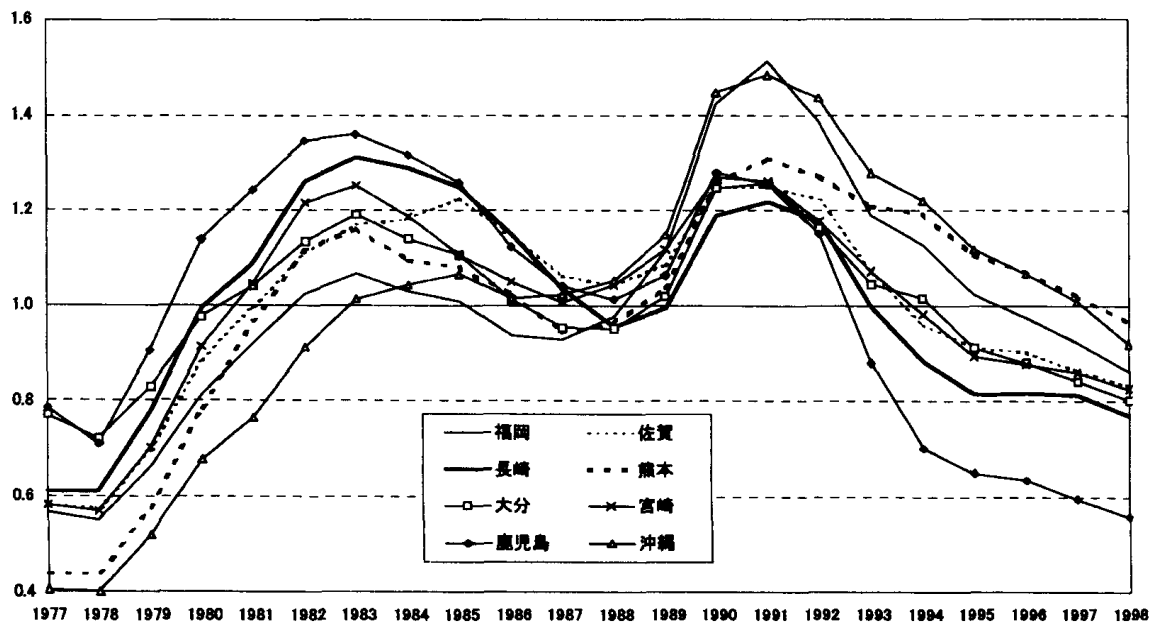


図11 地価/FM地価：九州・沖縄



瀬 (1992) や加納・村瀬 (1996) が想定するような「地価>FM地価」, すなわち「地価/FM地価>1」という状況が恒常的かつ一般的に成立しているとは考えられないからである。前述したようなバイアスを考慮しても、恒常的に地価がFM地価を上回るのはせいぜい東京都区部など

に限定されるであろう。その他の地域ではむしろ地価がFM地価を恒常的に下回っているか、またプレミアムを考慮してもせいぜいFM地価のまわりを循環的に変動するにとどまる。

### 3. 硬直的地代モデル

ここでは、土地賃貸市場が不完全で継続契約地代と新規契約地代が乖離しているような状況を想定する。このような地代の硬直性は様々な視点から議論されており、しばしば裁判コストや借地借家法の影響が指摘される。また、日本銀行調査統計局(1990)は消費者物価指数の家賃データは継続契約分を多く含むことから過小評価になり易いことを指摘しており、データ面から考えても重要な問題であると思われる。

継続契約地代と新規契約地代が乖離しているような状態において土地供給者と土地需要者はともに債券利回りと地代+キャピタル・ゲインの間の裁定関係に直面しているが、その具体的内容は明らかに異なる。すなわち、土地供給者は土地を売って債券を購入し利子を得るか、所有したままキャピタル・ゲインと地代を受け取るかの選択に直面しているので、期待される地代収入の相当部分は継続契約地代から成る。他方、土地需要者は土地を新たに購入してキャピタル・ゲインと地代を得るか、債券を購入して利子を得るかの選択に直面しているので、期待される地代収入は新規契約地代と考えられる<sup>3)</sup>。これらを考慮すると、土地供給者と土地需要者の裁定式が異なってくるのである。土地供給者の想定する地価を $PS$ 、継続契約地代を $RC$ と書けば、土地供給者の直面する裁定

---

3) ローンを組んで住宅を購入するという行動を考えるならば、直面する金利も異なる。しかし、利子率の動向は大きく変わらないので、ここでは簡単化のため直面する利子率の差異は無視する。



式は

$$(14) \quad 1 + i + \theta = \frac{RC_i + PS_{i+1}}{PS_i}$$

となる。継続契約地代の上昇率を $rc$ で一定とし、横断条件を仮定すれば、

$$(15) \quad PS_i = \frac{RC_i}{i + \theta - rc}$$

である。また、土地需要者の想定する地価を $PD$ 、新規契約地代を $RN$ とすると、上と同様に裁定式が

$$(16) \quad 1 + i + \theta = \frac{RN_i + PD_{i+1}}{PD_i}$$

と書ける。さらに、新規契約地代上昇率を $m$ とすれば、

$$(17) \quad PD_i = \frac{RN_i}{i + \theta - m}$$

が得られる。

ここで新規契約地代は土地の限界生産性に等しくなるように決まるものとし、生産関数を次のような収穫一定のコブ・ダグラス型に特定化する。

$$(18) \quad Y_i = AL_i^\alpha F_i^{1-\alpha}$$

ただし、 $Y$ は生産量、 $A$ は全要素生産性、 $L$ は土地賦存量、 $F$ は土地以外の生産要素、 $\alpha$ は0から1の間の値を取るパラメタである。このとき、土地の限界生産性 $Y_L$ は

$$(19) \quad Y_L = \alpha \frac{Y_i}{L_i} (= RN_i)$$

と表すことができる。また、生産量の増加率を $y$ 、土地賦存量の増加率を $l$ とおけば、

$$(20) \quad m = y - l$$

が成立する。(19)と(20)を用いると(17)は次のように書き換えることができる。

$$(21) \quad PD_i = \frac{Y_L}{i + \theta - (y - l)}$$

以上で導出した $PS$ 、 $PD$ はそれぞれ土地供給者と土地需要者の留保価格を表していると考えられる。ここでは、現実の地価がこれらの留保価格を基に決まるものとしよう。具体的には、2つのケースを考えることになる。1つは土地供給者の留保価格が土地需要者のそれよりも高い場

合である。このケースでは地価は土地需要者の留保価格の水準で決まる。なぜなら、それ以上の価格では誰も土地を購入しようとならないからである。したがって、

$$(22) \quad P_i = PD_i \quad \text{if } PS_i \geq PD_i$$

である。

一方、逆のケースでは地価は $PS$ から $PD$ の間のいずれの値も取り得るが、ここでは藤田（1996）のように土地供給者と土地需要者の交渉力により現実の地価が決定されるメカニズムを想定し、

$$(23) \quad \max (P_i - PS_i)^b (PD_i - P_i)^{1-b}$$

を満たすように地価が決定されるものとする。 $(P - PS)$ 、 $(PD - P)$ はそれぞれ土地供給者、土地需要者の利得、 $b$ は土地需要者に対する土地供給者の交渉力を表す指標で $0 \leq b \leq 1$ を満たす。

以上の設定の下では地価は次式のように決まる。

$$(24) \quad P_i = (1 - b_i) PS_i + b_i PD_i \quad \text{if } PS_i < PD_i$$

(24)式は次のように考えれば理解し易い。土地供給者の相対的な交渉力が強く（弱く）なると、すなわち $b$ が大きく（小さく）なると、地価は土地供給者の留保価格からより遠い（近い）値に決まる。したがって、土地供給者の交渉力が大きい（小さい）ほど、土地供給者の利得 $P - PS$ がより大きく（小さく）なり、土地需要者の利得 $PD - P$ はより小さく（大きく）なるのである。

ところで、以上のモデルによれば前節で議論したようなナイーブなFMが成立しないことを簡単に示すことができる。いま、リスク・プレミアムと地代上昇率を無視して（ $\theta - r = 0$ を仮定して）、(15)と(17)を次のようなナイーブな形に書き直そう。

$$(25) \quad PS_i = \frac{RC_i}{i}$$

$$(26) \quad PD_t = \frac{RN_t}{i}$$

また、賃貸市場における平均的な地代が新規契約割合を  $n$  ( $0 < n < 1$ ) として次式のように表せるものとしよう。

$$(27) \quad R_t = n_t RN_t + (1 - n_t) RC_t$$

(25), (26), (27)より

$$(28) \quad \frac{R_t}{i} = (1 - n_t) PS_t + n_t PD_t$$

が得られる。(28)式は前節で示したナイーブなFM地価と同じものである。これを(22), (24)と組み合わせると、地価/FM地価が得られる。まず、(22)で表される  $PS_t \geq PD_t$  のケースでは

$$(29) \quad \frac{P_t}{FP_t} = \frac{PD_t}{(1 - n_t) PS_t + n_t PD_t} \leq 1$$

となる。 $0 < n < 1$ なので、(29)は1以下となり、 $PD_t = PS_t$ のときに1となる。つまり、土地供給者の留保価格の方が高いケースでは、(28)で表されるFM地価の方が現実の地価よりも高くなる。

また、(24)で表される  $PS_t < PD_t$  のケースでは

$$(30) \quad \begin{aligned} \frac{P_t}{FP_t} &= \frac{(1 - b_t) PS_t + b_t PD_t}{(1 - n_t) PS_t + n_t PD_t} > 1 && \text{if } b_t > n_t \\ &= 1 && \text{if } b_t = n_t \\ &< 1 && \text{if } b_t < n_t \end{aligned}$$

となり、 $b$ と $n$ の大小関係により値が変わる。このように土地需要者の留保価格の方が高いケースでは土地供給者の交渉力 $b$ が $n$ よりも大きく(小さく)なると、現実の地価はFM地価よりも高く(低く)なり、(30)は1を上回る(下回る)。 $b$ は土地需要者の留保価格の方が高い状態が持続すると、急速に大きくなると考えられるから、このケースでは(30)が1よりも大きくなるのが常態であろう。また、バブル期に見られる急激

なFM地価からの乖離は(30)のケースで $b$ が急速に増大し、 $n$ を上回る過程で発生すると考えることができる。バブル期にこのような現象が生じたと考えることは直感的にもそれほどおかしいことではないだろう。

さて、以上のことを簡単なシミュレーションで確認してみよう。ただし、以下の例は地価がFM地価から乖離する現象をわかりやすく説明するための数値例に過ぎず、各変数の水準には意味がないことに注意が必要である。

いま、 $t=0, 0.1, 0.2, \dots$ として、 $PS, PD$ がそれぞれ

$$(31) \quad PS_t = \cos t + 1$$

$$(32) \quad PD_t = \sin t + 1$$

というプロセスに従うものとする。つまり、(31)と(32)は1/4周期ずれて循環することになる。また、 $n$ は0.1で一定、 $b$ は(33)のように土地需要者と土地供給者の留保価格の比に応じて変化するものとする。

$$(33) \quad b_t = \frac{PD_t}{PS_t} \cdot b_{t-1}$$

ただし、 $b$ は1より大きくなならないものとし、 $t=0$ における初期値は

図12  $PS, PD$ の循環過程と土地供給者の交渉力 $b$

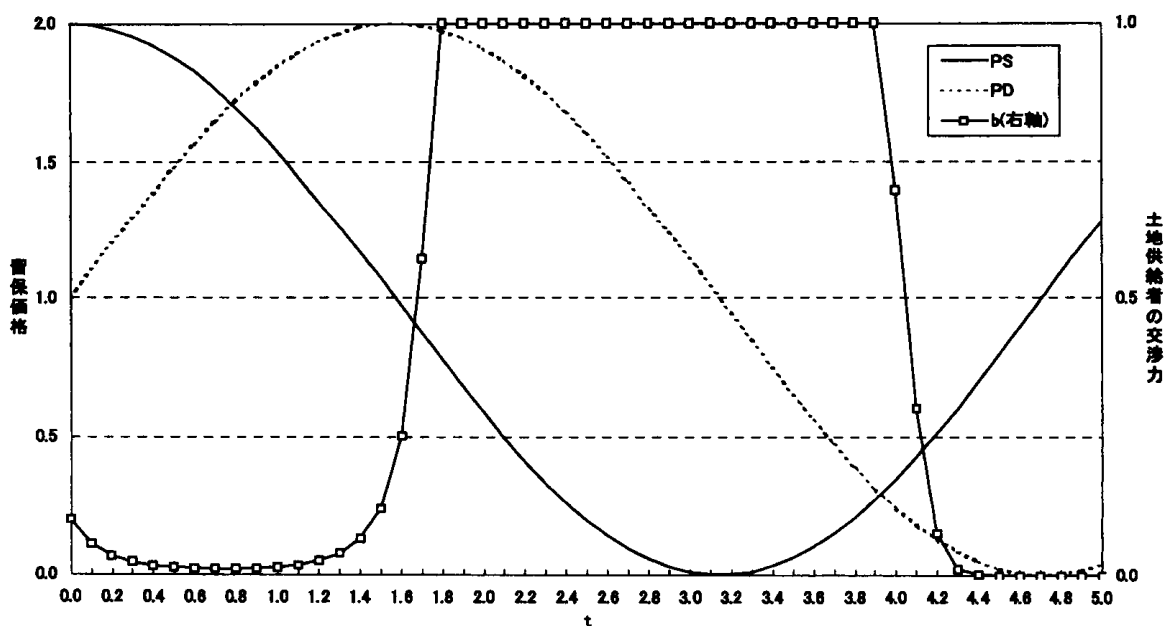
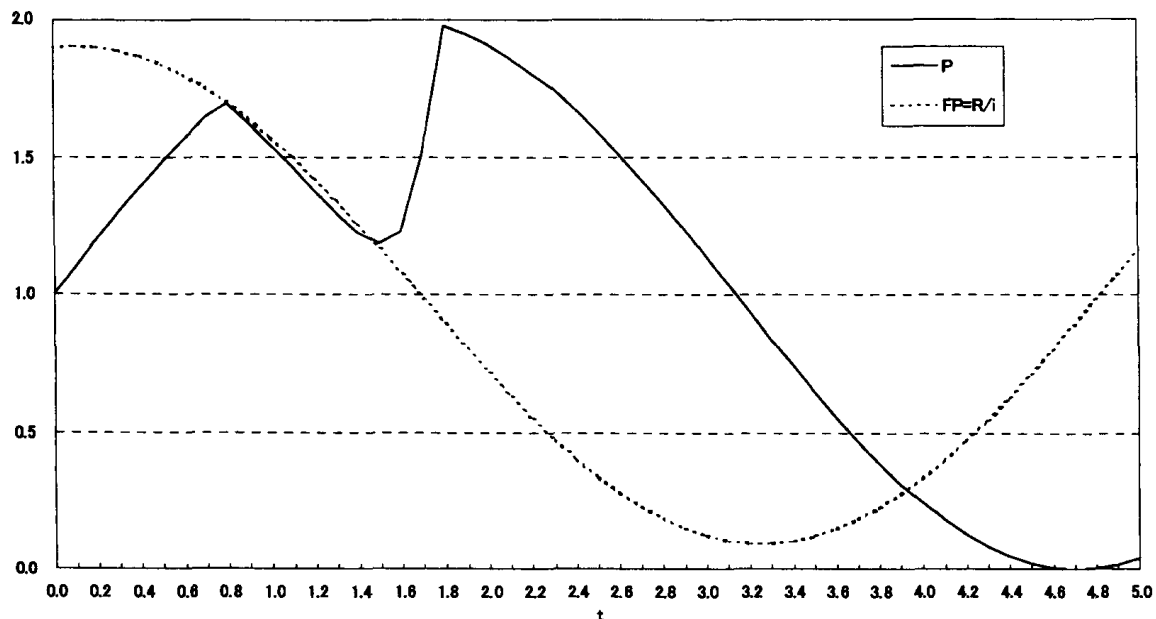


図13 地価・FM地価の変動



0.1とした。このときの $PS$ 、 $PD$ 、 $b$ の推移を図12に示してある。

以上の設定の下で、(22)及び(24)により地価 $P$ を、(28)によりFM地価 $FP$ を計算すると図13のようになる。この図から地価とFM地価が循環的に乖離し、またバブルのような状況が現れることがわかる。

#### 4. おわりに

本稿では地価がFM地価から乖離して変動してきたことを確認するとともに、そのような変動を説明できるモデルを構築することを試みた。

まず、第2節でFMを基にして47都道府県の地価動向を分析した。得られた主要な結論は以下の3点である。第1に、地価がFM地価から循環的に乖離する現象は全国ベースだけでなく、都道府県別でも確認できる。第2に、地価とFM地価の乖離現象は、その時系列的特徴から都市型と地方型の2つのパターンに大別できる。第3に、オプション価値理論が想定するような「地価 $>$ FM地価」という状況は恒常的かつ一般的に成立しているとは考えられず、この理論によって地価とFM地価の乖離を

十分に説明することはできない。

次に、第3節では土地賃貸市場の不完全性により地代が硬直的な経済を考え、継続契約地代と新規契約地代が乖離しているような状況での地価決定メカニズムをモデル化した。ここで、硬直的地代モデルにおいては理論的に地価がFM地価から大きく乖離し得ることが示され、第2節で確認したFM地価からの乖離をうまく説明できる可能性があることがわかった。

しかし、以上の分析は暫定的なものであり、残された課題は多い。主なものを挙げれば、以下の3つが考えられる。第1に、現実のデータを用いて推計作業を行うことが望まれる。特に、バブル期において硬直的地代モデルがどれほどの説明力を有するかという点は興味深い。第2に、地代の硬直性も含めて地代決定メカニズムを分析し、その詳細なモデル化を検討する必要がある。第3に、FM地価からの乖離の程度は都道府県毎にかなり異なる。このような格差の要因はここでは明らかになっておらず、理論面での拡充が必要と考えられる。

最後に、株価バブルとの関連に触れて議論を閉じよう。本稿で検討したような地代の硬直性に類する問題は株価（配当）には当てはまりにくいと思われる。したがって、同時期に生じた株価バブルを説明できないという点で本稿の提示したモデルは現実説明力に乏しいとの指摘があり得よう。しかし、地価にバブルが生じるとき、それに伴う企業の含み資産の増大（期待）が株価に反映されると考えれば、株価バブルの主要因は地価バブル（期待）ということになり、地代の硬直性がその間接的な要因になり得る。ポイントは地価から株価への因果関係を統計的に確認

---

4) 平成元年版経済白書の第4-2-8表 (p. 293) を参照。VARモデルに基づく分散分解によって、株価変動のうち地価変動により説明できる割合は1975~81年では0.3%に過ぎないのに対して、1982~88年では61.4%にも達することが示されている。

できるか否かにあるが、例えば平成元年版経済白書では1980年代に地価から株価への因果関係が強まっていることが示されており<sup>4)</sup>、地価バブル発生を先取りして株価バブルが生じた可能性は強いと言える。したがって、株式市場に直接適用できないことをもって硬直的な地代モデルがバブル現象の現実説明力に関して脆弱であるとは言えない。

## 参考文献

- 浅子和美・加納 悟・村瀬英彰 (1992) 「日本の地価は何故高いか?」, 藪下史郎・國府田桂一・秋山太郎編『日本経済-競争・規制・自由化-』有斐閣, 第11章, 186-195.
- Blanchard, Olivier J. and Mark W. Watson (1982) "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," *NBER Working Paper Series*, No. 945.
- Farmer, Roger E. A. (1984) "Bursting Bubbles: On the Rationality of Hyperinflations in Optimizing Models," *Journal of Monetary Economics*, 14(1), 29-35.
- 藤田康範 (1996) 「ファンダメンタルズ価格実現のための土地政策のあり方」, 野口悠紀雄編『地価形成におけるファンダメンタルズ要因と期待形成要因の変化の可能性とその影響に関する調査』, 財団法人 財政経済協会 (国土庁委託調査), 第4章, 49-64.
- 畑農鋭矢 (1996) 「地価変動の趨勢と波及経路」, 野口悠紀雄編, 前掲書, 第1章, 1-20.
- 林 健司 (1995) 「80年代後半の地価高騰について」『フィナンシャル・レビュー』, 34, 112-131.
- Ito, Takatoshi (1993) "The Land/Housing Problem in Japan: A Macroeconomic Approach," *Journal of the Japanese and International Economies*, 7(1), 1-31.
- 加納 悟・村瀬英彰 (1996) 「地価形成に関する一考察—バブルとオプション—」『経済研究』, 47(1), 27-38.
- Kanoh, Satoru and Hideaki Murase (1999) "On Land Price Formation: Bubble Versus Option," *Japanese Economic Review*, 50(2), 212-226.
- 経済企画庁編『経済白書』昭和63年版～平成7年版.
- 日本銀行調査統計局 (1990) 「わが国における近年の地価上昇の背景と影響について」

【調査月報】，4月号，34-85.

西村清彦（1990）「日本の地価決定メカニズム」，西村清彦・三輪芳朗編『日本の株価・地価 価格形成のメカニズム』東京大学出版会，第5章，109-134.

野口悠紀雄（1989）『土地の経済学』日本経済新聞社.

翁 邦雄（1985）『期待と投機の経済分析—「バブル」現象と為替レート—』東洋経済新報社.

下津克己（1996）「地価バブルの統計的検定」，野口悠紀雄編，前掲書，第3章，41-48.

Tirole, Jean (1982) "On the Possibility of Speculation under Rational Expectations," *Econometrica*, 50(5), 1163-1181.

Tirole, Jean (1985) "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica*, 53(5), 1071-1100.

Trehan, Bharat and Carl E. Walsh (1991) "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23(2), 206-223.