

近年における地価上昇とバブル現象について*

- 東京圏住宅地のミクロ・データによる実証分析 -

岡本 登**

要 約

近年の地価高騰については、これまで様々な議論がなされてきた。それらの議論は、理論的には、主として次のような二つの見解に大別できると考えられる。その第一は、地価は基本的にはマーケット・ファンダメンタルズを反映しているとする立場であり、第二は、“土地ころがし”等の投機的取引により地価がファンダメンタル・バリュウから乖離し、バブルが発生していると捉える立場である。土地等の資産価格の動向に関する新聞報道等では株価や地価のバブルという表現が日常的となってしまうものの、このことは必ずしも自明のことではない。特に、土地市場に関しては、データの制約等から十分な実証分析が蓄積されているとは言い難い状況にある。

既存の土地統計についての問題点のうち、まず、地価のデータに関するものは大きく分けて二つあると考えられる。その一つは、調査頻度及び期間の問題である。すなわち、地価公示及び都道府県地価調査は年1回、市街地価格指数の調査は年2回であり、卸売物価や消費者物価の調査と比較すると頻度が荒く、今回の地価高騰期のように短期間の地価変動が激しい場合には、実態を把握しきれない可能性が高い。もう一つの問題点は、卸売物価や消費者物価の調査が実際の取引価格を捉えるのに対して、地価は評価額により見積られており、特に、地価公示や都道府県地価調査は、一般土地取引の適正な指標の提供及び公共用地の適正な価格算定・補償基準の提供をその目的としているために、実際の取引価格と乖離している場合が多いことである。さらに、地代のデータに関しても、従来、調査頻度の高い特定地点の地価に対応した新規契約の地代系列は得られていない。

本稿の主な目的は、以上のような状況を踏まえ、実証的な試みとして、東京圏住宅地の特定地点における月次の地価及びそれに対応する地代のデータを「週刊住宅情報」より作成し、これらのミクロ・データを用いて、近年の地価高騰期にバブルが発生していたかどうかを主として合理的バブルのモデルに基づき検証することにある。

分析の枠組みは、為替市場についてバブルの存在を検証した翁(1985)に基づくが、地価のファンダメンタル・バリュウの構成については、Abel and Blanchard(1986)及びUeda and Yoshikawa(1986)等の投資のq理論における実証分析で用いられた近似法を取り入れた。

この枠組みをごく簡単に言えば、地価からファンダメンタル・バリュウを除いた残差を

* 本論文は、平成3年度大蔵省財政理論研修における修了論文として作成したものであり、作成に当たっては、青山学院大学の大瀧雅之助教授から極めて有益なコメントおよび御指導を頂いた。

** 大蔵省銀行局特別金融課特別銀行係長

分析することによってバブルが存在したかどうかを検討しようというものである。具体的に分析方法を説明すると、まず、モデルにより土地市場の均衡条件を満たす場合でも地価がファンダメンタル・バリュウから乖離して合理的なバブルが発生しうることを指摘し、また地価のファンダメンタル・バリュウが近似的に過去の地代・利子率の実現値の流列により表せることを示す。次に、これに基づき具体的にファンダメンタル地価関数を推計し、その残差の自己回帰係数の推移をKalman Filter法を用いて調べ、その係数が1を継続的に超える期間をバブルが存在したものと見做した。さらに、バブルが存在したと考えられる期間について確率的バブルを表すダミー変数を導入して地価関数の推計を行い、その有意性を検討した。なお、計測結果を検討する前に、ノンパラメトリック検定及び分散制約検定による予備的考察を行った。

本稿の分析のみによってすべてが解明されたと言うには程遠いが、月次のデータを用いることにより、従来指摘されなかった点も得られたと思われる、その結論を簡単にまとめれば次の通りである。

本稿の調査で得られた東京圏住宅地の月次地価の推移は、地点によらずほぼ同様の動きを示しており、それによれば、地価が一旦下落した後の1990年から91年初めの時期に、年次地価の推移では見られなかった地価上昇が観察された。

東京圏住宅地における1986年後半から87年前半にかけての名目地価の高騰期には、約2～5か月の比較的短期間について、バブルが発生していた可能性が高い。

しかしながら、86年から87年にかけての地価高騰局面のうち、上記の数ヵ月を除くその他の期間については、地価のピーク期を含め、バブルが存在していたとは判定できず、むしろその上昇傾向は利子率等のファンダメンタルズにより説明される部分が相対的に大きいと考えられる点に注意すべきである。

最初に述べた1990年から91年初めの地価再上昇の時期にも、地価のファンダメンタル・バリュウからの乖離が認められるが、これに関しては、公定歩合引き上げによる金融引き締めが行われたにもかかわらず、住宅資金向け融資が住宅金融公庫を中心に増加していたことがその要因の一つであるという可能性を否定できない。

また、分析上の問題点として、確率的バブル項を表すモデルの定式化が単純である点、そもそも合理的バブルのモデル自身が、バブルの発生・崩壊する因果関係を的確に説明するメカニズムを内包していないこと等が指摘できる。

最後に、本稿では制度的要因、特に土地税制・土地利用規制等が地価に与える影響を分析の対象から除外せざるを得なかったが、他の資産市場、例えば株式市場との比較においても、制度的要因が土地市場に与える影響は大きいと考えられ、これらが地価の月次レベルの推移にどのような効果を及ぼすかについての検討は今後の課題として残されている。

．はじめに

近年の地価高騰については、これまで様々な議論がなされてきた。それらの議論は、理論的

には、主として次のような二つの見解に大別できると考えられる。その第一は、地価は基本的

にはマーケット・ファンダメンタルズを反映しているとする立場であり、第二は、“土地ころがし”等の投機的取引により地価がファンダメンタル・バリュウから乖離し、バブルが発生していると捉える立場である^(注1)。土地等の資産価格の動向に関する新聞報道等では株価や地価のバブルという表現が日常的となってしまうものの、このことは必ずしも自明のことではない。特に、土地市場に関しては、データの制約等から十分な実証分析が蓄積されているとは言い難い状況にある。

既存の土地統計についての問題点のうち、まず、地価のデータに関するものは大きく分けて二つあると考えられる。その一つは、調査頻度及び期間の問題である。すなわち、地価公示及び都道府県地価調査は年1回、市街地価格指数の調査は年2回であり、卸売物価や消費者物価の調査と比較すると頻度が荒く、今回の地価高騰期のように短期間の地価変動が激しい場合には、実態を把握しきれない可能性が高い。また、地価公示や地価調査は調査時点から3か月後市街地価格指数は約2か月後に公表されるため、地価高騰のスピードが非常に早い場合にはデータが陳腐化することもある。もう一つの問題点は、卸売物価や消費者物価の調査が実際の取引価格を捉えるのに対して、地価は評価額により見積られており、特に、地価公示

や都道府県地価調査は、一般土地取引の適正な指標の提供及び公共用地の適正な価格算定・補償基準の提供をその目的としているために、実際の取引価格と乖離している場合が多いことである^(注2)。さらに、地代のデータに関しても、利用可能なものとして小売物価統計調査による民営・公営家賃等^(注3)があるものの、継続契約が多いことから上昇率が過小評価され易いこと等の問題点を含んでおり、従来、調査頻度の高い特定地点の地価に対応した地代系列は得られていない。

本稿の目的は、以上のような状況に鑑み、実証的な試みとして、特定地点における月次の地価及びそれに対応する地代のデータを「週刊住宅情報」^(注4)より作成し、これらのミクロ・データを用いて、近年の地価高騰期にバブルが発生していたかどうかを主として合理的バブルのモデルに基づき検証することにある。

なお、本稿の構成は以下に述べる通りである。第1章では、近年の地価の動向について述べ、年次データと月次データの推移を比較する。第2章では、合理的バブルのモデルを提示し、その推計方法を説明する。第3章では、若干の予備的考察の後、計測結果に基づき地価高騰の要因に対し検討を加える。第4章では結論のまとめと分析上の問題点及び今後の課題について触れる。

．近年の地価動向

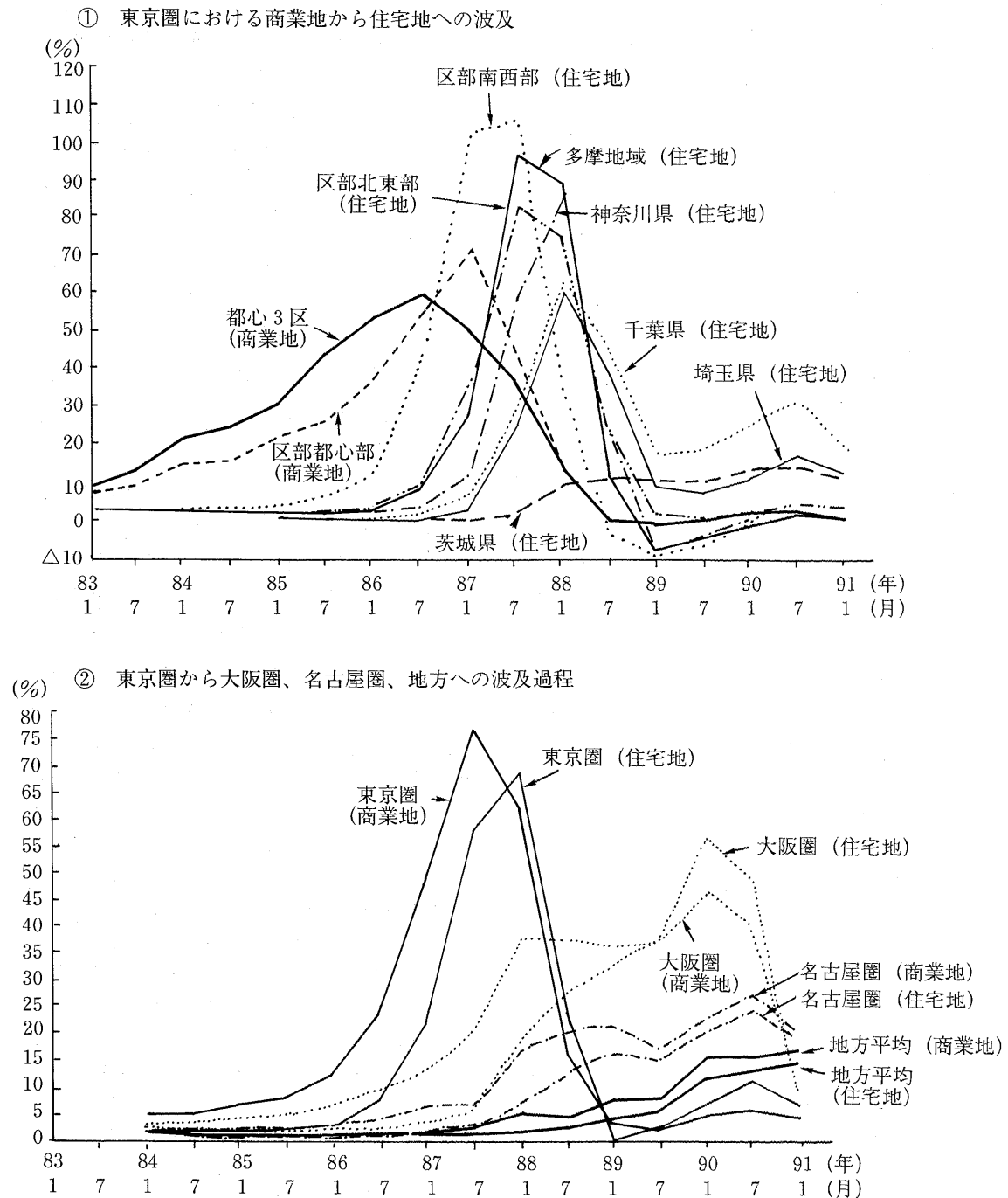
(注1) 例えば、野口(1989)は、オフィス賃料から「理論地価」を計算し、「現在の都内の地価の約半分はバブルである」と述べ後者の立場に立っている。一方、岩田(1988)は、バブルを否定はしていないが、「バブル的な土地投機は地価の上昇を早めたり、増幅させたりはするが、土地神話を事実に転化することはできない。バブル的投機によって地価が上昇するだけであれば、その地価上昇は一時的な土地神話として終わるであろう。従って、58～62年の地価高騰がすべてバブル現象であれば、土地政策は無用であり、地価は高騰前の水準に戻るはずである。」として、基本的には、地価がファンダメンタル・バリュウに沿ったものであるという見解を示している。

(注2) この点、住宅金融公庫の住宅敷地価格調査(年次)は実態に近いと思われる。

(注3) 農地以外の地代に関するその他の統計としては、「地代家賃等実態調査」(建設省)、「ビル実態調査による実質賃料」(日本ビルヂング協会)等がある。

(注4) ㈱リクルートが発行している不動産専門情報誌。

(図1) 地価上昇率の動向



(資料) 国土庁「地価公示」「都道府県地価調査」「国土利用白書」，経済企画庁「経済白書」(1991)より

- 1 近年の地価動向とその特徴

近年の地価の推移を概観すると(図1)，1983年頃に東京都心部商業地において地価上昇が始まり，その後85年頃までに区部周辺へ波及

し，86～87年にかけて東京圏の商業地，続いて東京周辺の住宅地において急激に上昇した。88年に入ると都心部で沈静化し，続いて区部住宅地，東京周辺の住宅地も沈静化した。一方，87

年には大阪、名古屋の大都市圏で、続いて89年には地方圏で顕著な上昇がみられた。その後千葉県等東京周辺の住宅地の上昇率に一時高まりがみられたものの、90年後半には大阪圏等でもピークを越え、以後は東京、大阪圏では小幅ながら総じて下落傾向にある。

今回の地価上昇を過去のケース^(注5)と比較すれば、第一に、商業地を発端としたこと、第二に、東京圏等大都市圏を中心としたものであったこと、さらに、商業地から住宅地へ波及したこと等が主な特徴として指摘されている。

また、その要因については、経済のサービス化等の産業構造転換に伴う東京圏への経済機能の集中等を背景に、都心部商業地における事務所ビル需要が増大したこと、1985年9月のブラザ合意以降の円高による景気停滞に対応して、公定歩合は86年1月以降累次引下げられ、87年2月には2.5%まで低下し、金融緩和状況が続いたこと、また地価上昇が波及する過程では、土地の値上がり期待に基づく投機的取引^(注6)及び節税を目的とする不動産投資が法人・

個人ともに増加したこと等が挙げられている。

- 2 東京圏における年次地価の推移

以下では、次節に述べる月次データと比較する意味で、年次地価の特定地点における動向をみる。特定地点の地価を把握できる統計としては、1970年以降の公示地価及び1975年以降の都道府県地価調査があるが、両者の調査地点が異なるため、ここでは公示地価の推移を取り上げる。

まず、代表的な商業地として、千代田区丸の内、中央区銀座、港区新橋^(注7)を選び、その地価動向を示したのが(図2)である。三地点ともに、上昇率では85～86年にかけてが最も高いが、地価のピークは91年であり、92年には直近10年来で初めて下落している。

次に、代表的な住宅地として、世田谷区弦巻、大田区田園調布、横浜市緑区青葉台を選び^(注8)、その地価動向を表したのが(図3)である。三地点ともに、86～87年にかけてが最も高い上昇率を示しているが、地価のピークは88年

(注5) 過去の地価上昇期としては、1955年以降では、60～61年、73～74年、80年前後の4回が観察される。60～61年については、岩戸景気の下での急速な重化学工業化を背景として、工業地を中心に上昇した。また、73～74年に関しては、大幅な金融緩和と「列島改造」ブームを背景に土地投機が広がり、用途を問わず全国的にほぼ同時に高騰した。80年前後については宅地供給が先細り傾向にある中で、住宅金融公庫の融資枠拡大等を背景に、75年以降高水準の住宅建設が進められたこと等から、都市周辺の住宅地を中心に地価が上昇した。

(注6) 投機的取引がバブルを発生させるとは必ずしも言えないが、この側面を強調する論調が一般的に多い。例えば臨時行革審の「地価等土地対策に関する答申」(1988)は、「地価高騰の基本には、我が国の経済構造の変化、国際化・情報化の進展等に伴う諸機能への一極集中の激化、これに対応した土地需給の急速な逼迫がある。しかし、ここまで広範に地価高騰の波が拡がり、その速度が速まったことには、金融緩和下における潤沢な資金事情を背景として、地価上昇の動きに乗じた投機があり、また投資の集中がある。」と述べている。また、「国土利用白書」(1989)は、「東京都区部での住宅地等に関する実需が大きく増大したためとは考えにくい。こうした地価上昇の原因については、・・・需要をあて込んだ転売目的の取引が著しく増大したこと等が考えられる。」と述べ、住宅地市場における投機的側面を強調している。

(注7) 公示地価においても調査地点の変更が現在までに数回行われているため、厳密に同一な地点の地価系列を拾うことはできないが、すべて同一地区内における周辺環境が同様な地点への変更であり、連続性はほぼ確保されている。具体的には、丸の内については1～3丁目の高層事務所ビル街、銀座については4～5丁目晴海通り沿いの商業ビル・店舗街新橋については1～2丁目外堀通り沿いの中高層事務所ビル街といういずれも典型的な商業地を選んだ。

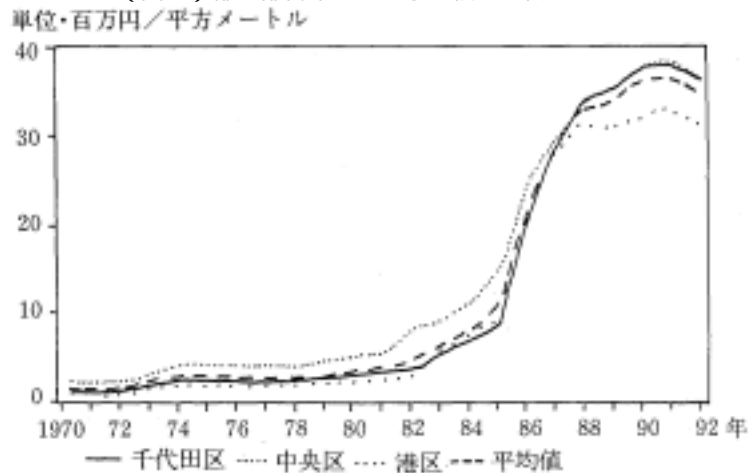
(注8) 商業地の場合と同様、データの連続性には注意した。具体的には、弦巻については1・4丁目、田園調布については1・4丁目、青葉台については榎が丘50・12・35・39のデータを用いた。

であり、以後は、青葉台で91年に若干上昇したことを除き下落している^(注9)。

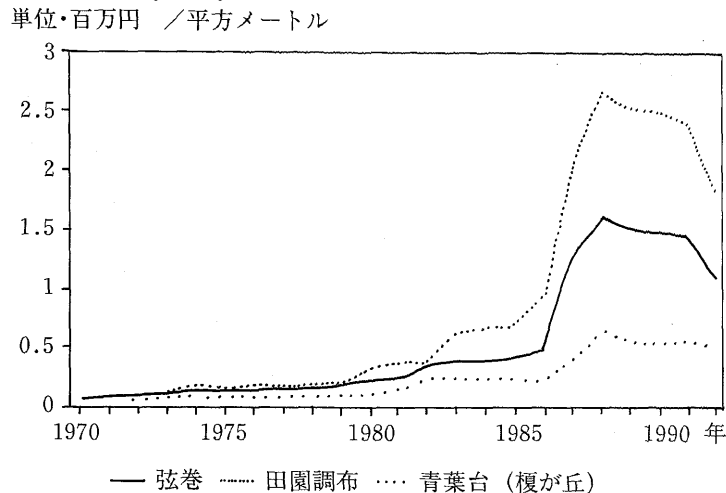
なお、東京周辺部にあたる千葉市と浦和市の住宅地について、全ての標準地点の公示地価の平均値の推移を(図4)に示したが、これによれば地価のピークはともに91年であり、都心部住宅地に比べ1年遅れていることから、地価上昇が周辺部へ波及するに際してタイム・ラグの存在が確認できる。

- 3 東京圏住宅地における月次地価の推移
第1章で述べたように、今回の地価上昇期のように地価が短期間で急激に変動する場合には、年次データでは実態を追いきれない可能性が高く、また公示地価・都道府県調査地価は必ずしも実際の取引価格の水準を反映していない。さらに全国市街地価格指数に関しては、公示地価・都道府県地価調査のような適正な地価の指標という性格を帯びたものではないが、六大都

(図2) 都心部商業地の公示地価の動向



(図3) 首都圏住宅地公示地価の動向



(注9) この要因について「国土利用白書」(1989)は、監視区域制度の運用強化、超短期重課制度の開始(87年10月)・居住用財産買換え特例の原則廃止(88年4月)等の土地税制の改正等を指摘している。

(注10) 標準地点に関しては、弦巻4丁目、田園調布4丁目、青葉台榎が丘を選んだ。土地評価に影響を与える個別的要因としては、建ぺい率・容積率制限、都市計画法で指定された用途地域ノ賃借権・地上権の有無、地積、敷地の接する道路の幅員と本数、古家等構築物の有無市街化調整区域指定の有無私道共有負担分の有無等がある。

(注11) 国会図書館が所蔵する「週刊住宅情報」は第4巻15号(1979年9月19日)以降であり、それ以前のものは入手できなかったことによる。

市市街地価格指数等はいずれも平均的な地価の動向を表すもので、特定地点の地価を把握できない。

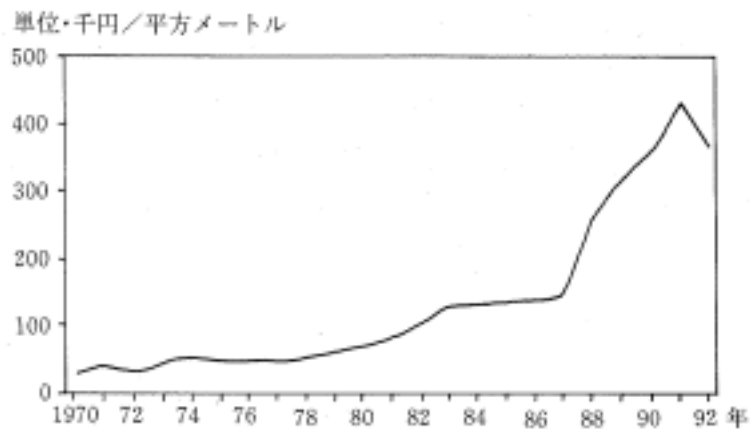
そこで、特定地点における地価の月次の推移を、より実際の取引価格に近い形で調べるために、前節で代表的住宅地として取り上げた世田谷区弦巻、大田区田園調布、横浜市緑区青葉台の三地点について、「週刊住宅情報」から月次地価の系列を作成した。

データの作成に際しては、各三地点について標準地点を設定した上で法令上の制限等土地評価に影響を与える個別的要因に関して標準的なケースを想定^(注10)、その条件に最も近い物件を選ぶことによってデータの連続性に配慮しつつ、土地の坪当たりの単価を求めた。また、標準地点のデータが得られない場合は、隣接する地区のうち、最寄りの駅からの徒歩による所

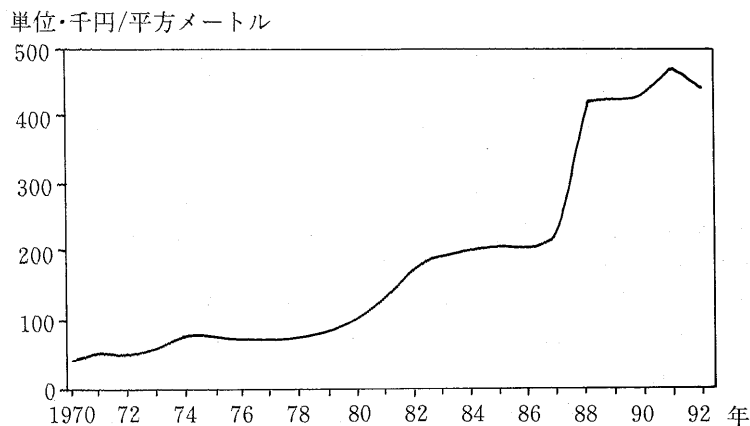
要時間の同じ地点を代替的に採用した。なお、データの期間は1979年9月^(注11)から1992年3月までとし、データ採取の時点については、原則として各月第一週とし、適切な物件のない場合は第二～四週のデータを採用した。

この結果を示したのが(図5-1)～(図5-3)である。三地点の地価は、ともに非常によく似た動きをしており、そのピークは、弦巻が86年11月、田園調布が87年3月、青葉台が87年7月であり、都心から遠ざかるに従い地価のピークにタイム・ラグの生じていることがここでも確認できる^(注12)。これを、地価公示が各年の1月1日における調査であることを考慮した上で、同一地点の公示地価の動きと比較すれば、地価のピークについては、田園調布・青葉台でほぼ同じであるが、弦巻では約1年早い。また、公示地価の動向では青葉台を除

(図4) 千葉住宅他の公示地価の動向



浦和住宅地の公示地価の動向



き観察されていなかった90年頃の地価上昇がはっきりと表れている^(注13)。三つのグラフが、地点の相違にかかわらずほぼ同一の形状を示していることから、このような推移は、東京圏の

住宅地における地価の月次動向を一般的に反映したものであると帰納的に解釈してよいと考えられる。

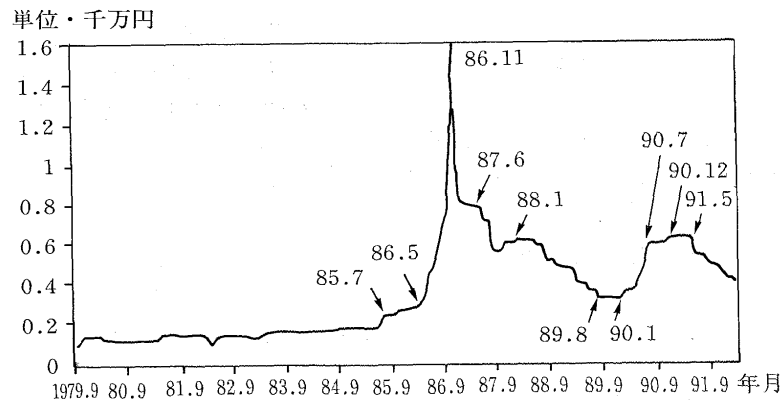
・モデルと推計方法

- 1 モデル

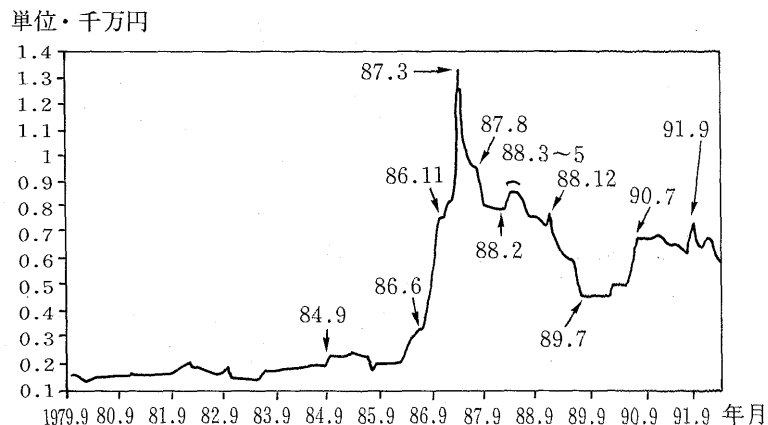
モデルを説明する前に、バブル現象についてごく簡単に説明する。投機的バブルとは、資産

価格が継続的に上昇し続け、その後急落する現象を意味する。これはその振る舞いが、あたかも泡(bubble)が膨れてゆき、最後には破裂

(図5 - 1) 世田谷区弦巻の坪当たり地価の動向



(図5 - 2) 大田区田園調布の坪当たり地価の動向



(注12) この点は、「国土利用白書」(1989)における「(昭和)62年10月ないし11月を境に、東京都及び神奈川県のかかなりの地域で地価が下落に転じた」との記述と整合的である。

(注13) 90年の地価動向について、「土地白書」(1991)は「東京都の地価は、住宅地では、区部北東部でわずかに上昇を示しているものの、その他の地域では平成元年に引き続き下落がみられ、平成2年秋以降は、小幅ながら下落を示す地域が全域に拡大しており、平成2年1年間を通じて安定的に推移している。」と述べており、本稿の指摘と異なっている。

する状況に似ていることに由来する。多くの場合、資産価格のファンダメンタル・バリューからの乖離として定義されるが、その性質によって、バブルは大きく合理的なバブルと非合理的なバブルの二種類に分類しうる。合理的バブルとは、経済主体の合理的行動を仮定した場合にも存在しうるバブルをいう。一方、非合理的なバブルとは、経済主体の行動に非合理性が存在する場合等に発生するバブルをいう。以下のモデルでは、合理的バブルを分析の対象とする。

今、 t 期首における地価を Q_t とする。土地投資に対するリスク・プレミアムや取引コスト及び税制の影響を無視できるものとすれば、土地市場の均衡条件は、

$$Q_t \{1 + E(i_t | \Omega_t)\} = E(Q_{t+1} + R_t | \Omega_t) \quad (1)$$

但し、ここで i_t は t 期から $t+1$ 期における安全資産の収益率、 R_t は t 期末に支払われる地代であり、 Ω_t は t 期首までに利用可能な情報とする。

(1) を前向きに逐次代入して解くと、

$$Q_t = E \left[\sum_{j=0}^{\infty} \left[\prod_{i=0}^j \{1 + E(i_{t+i} | \Omega_{t+i})\}^{-1} \right] R_{t+j} | \Omega_t \right] \quad (2)$$

が得られる。

これによれば、今期の地価の形成には、将来の地代及び安全資産の収益率の予想値に関する情報を必要とするが、ここで Abel and Blanchard(1986)、Ueda and Yoshikawa(1986) と同様の手法を用いれば、次のように、今期の地価は近似的に過去の地代及び安全資産の収益率の実現値の流列で表すことができる^(注14)。

$$Q_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j R_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j i_{t-j} + C \quad (3)$$

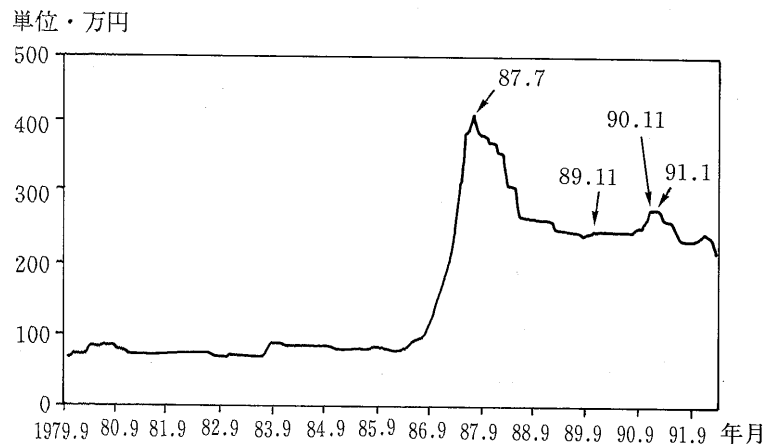
但し、 C は定数、 $\alpha \cdot \beta$ は適当な係数とする。

さて、通常、(2) は地価のファンダメンタル・バリューと呼ばれ、確かに(1)を満たすが唯一の解ではない。一般的には、

$$Q_t^* = Q_t + B_t \quad (4)$$

但し、

(図5 - 3) 青葉台榎が丘の坪当たり地価の動向



(注14) この議論の詳細については、付録を参照。

(注15) 消費者物価指数等を用いて変数を実質化した上で計測することがより好ましいと考えられる。しかし、その際、期待物価上昇率の定式化により結果が少なからず影響を受けるおそれがあるため、ここでは、名目値を用いて計測をおこなった。但し、計測期間中は総じて物価上昇率が低位安定しており、実質値によって計測を行ったとしても、本稿の結果には大きな影響を及ぼさないと考えられる。

(注16) (9)のラグ項の数については、理論的には R_0, i_0 まですべて含めるべきであるが、ラグ項を追加しても有意にならない場合が多いため、自由度も考慮して R_{t-2}, i_{t-2} までを用いた。

$$B_t \{1 + E(i_t | \Omega_t)\} = E(B_{t+1} | \Omega_t) \quad (5)$$

で表される Q_t は、すべて(1)の解である。この式における B_t は、 t 期におけるファンダメンタル・バリュエーション Q_t^* からの乖離であるが、その時点の地価 $Q_t^* + B_t$ は(1)の均衡条件を満たしており、 B_t は合理的なバブルと見做せる。

さらに、この B_t を次のように単純な確率的バブルとして具体的に定式化すれば、この合理的バブルの成長・崩壊過程を表現しうる。

$$B_{t+1} = \begin{cases} \rho B_t + u_t & (\text{確率 } \pi) \\ u_t & (\text{確率 } 1 - \pi) \end{cases} \quad (6)$$

但し、 $\rho = (1 + i) / \pi$ 、 u_t はホワイトノイズ、 π はバブルが持続する確率であり、一定とする。

- 2 推計方法

以下では、上記のモデルに従い具体的に推計方法を説明する。

さて、モデルよれば、地価のファンダメンタル・バリュエーションは(3)より地代及び収益率の過去の実現値を用いて推定できるが、実証分析にあたっては、多面的な検討を行う意味から、この他にも、(2)において R 、 i がともに一定であると仮定した場合の Q_t の値、すなわち、

$$Q_t^* = R / i \quad (7)$$

を地価のファンダメンタル・バリュエーションとして用いた推計も同時に行い、二通りの結果から総合的に分析を行うこととする。

そこで、まず、各三地点について次のような二通りの地価のマーケット・ファンダメンタルズ・モデル(地価関数)を計測する^(注15、16)。その際、両辺の変数の対数を取り、線型モデル

にした上でOLSを用いた^(注17)。

$$Q_t = a_0 + a_1 R / i + c_t \quad (8)$$

$$Q_t = b_0 + b_1 R_t + b_2 R_{t-1} + b_3 R_{t-2} + b_{4t} + b_{5t-1} + b_{6t-2} + d_t \quad (9)$$

ここで、バブルが存在するとすれば、地価関数(8)、(9)の残差項 c_t 、 d_t に反映すると考えられる。すなわち、バブルの拡大期においては、ファンダメンタル理論で説明できない誤差が累積的に増幅されると考えられ、このことは次のように表せる。

$$E(c_{t+1} | \Omega_t) = \lambda c_t, \quad \lambda > 1$$

$$E(d_{t+1} | \Omega_t) = \rho d_t, \quad \rho > 1$$

言い換えれば、 c_t 、 d_t の自己回帰係数が1を越え、それらは発散し始めることから、この時期をバブルの存在する時期と見做せる。逆に、バブルの崩壊期では自己回帰係数が1未満に低下すると考えられる。従って、残差の自己回帰係数の動きを観察することによりバブルの存在時期を検証しうる。そのためには、可変パラメータモデルを導入することが適当であるが、以下では、翁(1985)の手法に従い、地価関数(8)、(9)の計測残差(一般に u_t とする)について、Kalman Filterモデルの観測方程式(measurement equation)に自己回帰式を用いた次のような可変パラメータモデルを推定した^(注18)。

$$\begin{cases} u_t = \beta_t u_{t-1} + \varepsilon_t (\text{measurement equation}) \\ \beta_t = T \beta_{t-1} + \eta_t (\text{transition equation}) \end{cases} \quad (10)$$

但し、 ε_t 、 η_t は系列相関がなく、すべての時点において互いに無相関な誤差項。 T は未知パラメータであり、 $T = 1.0$ を仮定することが標準的であると考えられるが、ここでは $T = 0.99$ 、 $T = 1.0$ 、 $T = 1.01$ の3通りの値を与え

(注17) (9)については既に線型であるが、両者の結果の比較を容易にするため同様の操作を行った。

(注18) 誤差項の分散については、ここでは直接観測不能であるため、代替的に ε_t には $\{u_t - u_{t-1}\}$ の分散を用い、 η_t は最尤法により求めた。 ε_t 、 η_t の設定方法の相違が推定結果に与える影響に関しては、検討の余地がある。

て、各々の場合について β_t を推定した。また、Kalman Filter法は初期値により結果が左右されることが多いので、計測期間について、初期時点を1年及び2年遅らせた場合についても計測を試みた。

さらに、バブルが発生していたと考えられる期間について、(6)に基づき、確率的バブルを表す次のようなダミー変数を導入して地価関数

$$Bub = \begin{cases} 0 & \dots \dots \dots t-1 \text{月まで} \\ 1 & \dots \dots \beta_t \text{が} 1 \text{を超え始めた月} (t \text{とする}) \\ (1+i_t+1)/\pi & \dots \dots \dots t+1 \\ (1+i_t+1)(1+i_t+2)/\pi^2 & \dots \dots \dots t+2 \\ (1+i_t+1)(1+i_t+2)(1+i_t+3)/\pi^3 & \dots \dots \dots t+3 \\ \vdots & \vdots \\ \prod_{j=1}^{t'-t-1} (1+i_{t-j})/\pi^j & \dots \dots \dots t'-1 \\ 0 & \dots \dots \beta_{t'} \text{が} 1 \text{より低下した月} (t' \text{とする}) \\ & \text{以降} \end{cases}$$

(8)、(9)を計測し、その有意性を検討する。

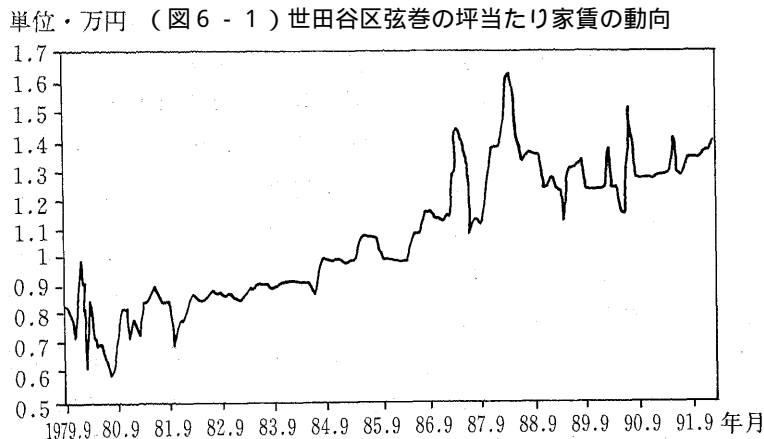
この際、バブルが持続する確率を表す主観的確率 π としては、外生的に幾つかの仮定値と

えて計測し、事後的に説明力の高さをみることにする。

皿-3 データについて

推計に用いられたデータについて説明する。まず、地価については、第3章第3節で述べた方法により、東京圏の代表的な住宅地として取り上げた世田谷区弦巻、大田区田園調布、横浜市緑区青葉台榎が丘の三地点について、「週刊住宅情報」から作成した月次地価のデータ系列を用いた。

地代については、「週刊住宅情報」の賃貸情報欄から上記三地点に対応する貸マンション・貸家等の賃料^(注19)を採集し、記載された間取りから1畳=1.65㎡として、地価に対応する坪当たり賃料を計算し、これを地代として採用した^(注20)。また、地価と同様、データの期間については1979年9月から1992年3月までであり、データ採取の時点については、原則として毎月第1週とし、適切な物件のない場合は第2～4週のデータを採用した。この推移は(図6-1)～(図6-3)に示されている。

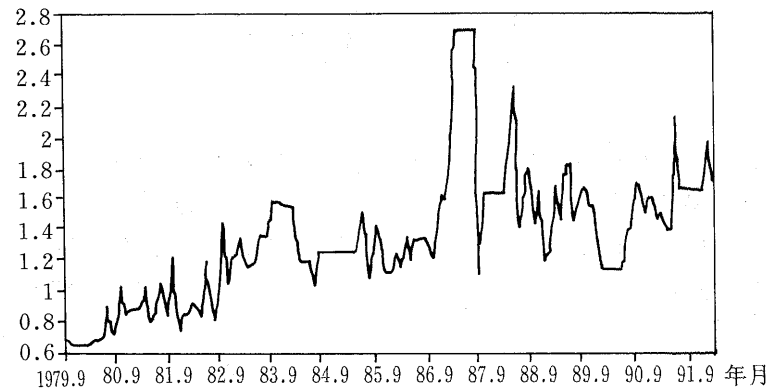


(注19) データ採取の容易さを考慮して、物件例の多い築5年で3LDKのマンションを標準物件とした。田園調布、青葉台では、標準期間初期においてマンションの物件が少なく、代替的に貸家又はアパートのデータを用いた。標準地点に対応する物件がない場合は、地価の場合と同様に、最寄り駅からの徒歩時間が等しい隣接地区の類似物件を用いた。また、敷金・礼金・管理費は賃料に含まれていない。

(注20) マンションの場合、階層の問題があるが、標準期間初期においては何階建かの情報が記載されておらず、この点は無視せざるを得なかった。また、マンションと貸家との比較では、多くの場合、坪当たり賃料に階層数を掛けた値が貸家の坪当たり賃料をかなり上回っていたが、これは構築物の建設費用についてはマンションの方が大きいことに起因すると考えられ、ネットの地代で考えれば大差ないと思われる。

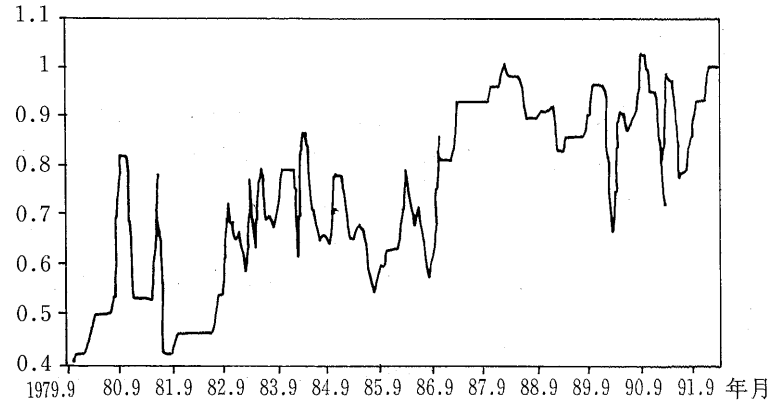
(図6-2) 大田区田園調布の坪当たり家賃の動向

単位・万円



(図6-3) 青葉台榎が丘の坪当たりの家賃の動向

単位・万円

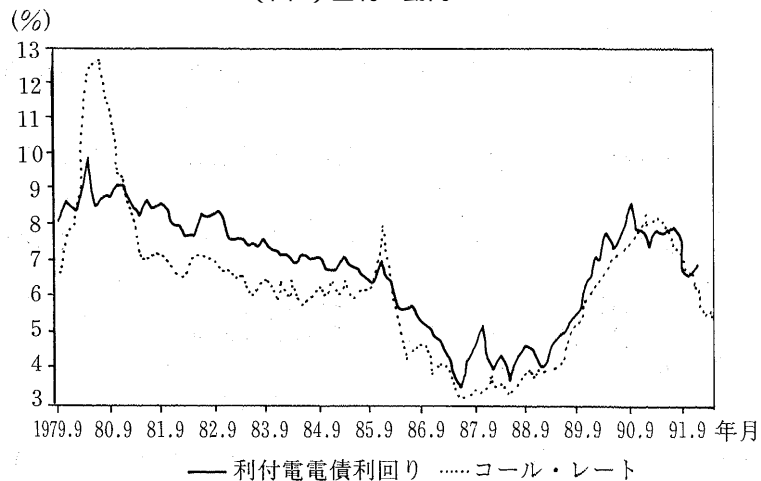


安全資産の収益率については、月次データであることを考慮し、コール・レートを用いた。この推移は(図7)に示す通りである。

推定期間は、(8)が1979年9月～1992年3月、(9)が1979年11月～1992年3月であり、

Kalman Filter法による残差の自己回帰係数の推計については、(8)に対応する場合は1979年10月～1992年3月、(9)に対応する場合は1979年12月～1992年3月である。

(図7) 金利の動向



・計測結果

- 1 ノンパラメトリック検定及び分散制約検定による予備的考察

計測結果を述べる前に、2種類のノンパラメトリック検定と分散制約検定を行い、バブルの存在に関する議論を補完しておきたい。

(1) 尖度検定

仮に、確率的バブルのモデルで定式化されるような状況が地価に発生していたとすれば、地価は加速度的に上昇した後、バブルが崩壊した

時点で大幅な下落を示すと考えられる。この点に着目し、地価変化率の分布の尖り方が正規分布と比較して有意に上回るかどうかによりバブルの存在を検定する。標本分布の尖度 γ は次式で表され、正規分布の場合は0となることが知られている。

$$\gamma = \mu_4 / \sigma^4 - 3$$

(表2) 東京圏住宅地了地点における検定結果
(1979) 年から1992年3月までの月次地価データ使用)
①地価関数(8)を用いた場合 (標本数151)

	連の数R	平均E	分散V	検定統計量Z
弦 巻	27	74.43046	35.45735	-7.881370
田園調布	15	76.41722	37.41560	-9.958954
青葉台	9	74.74834	35.76713	-10.910067

② 地価関数(9)を用いた場合 (標本数149)

	連の数R	平均E	分散V	検定統計量Z
弦 巻	16	70.90604	32.54695	-9.536565
田園調布	13	75.41611	36.91447	-10.190731
青葉台	18	74.28859	35.79682	-9.324449

- (注) 1. 平均Eとは、ランダムな系列の場合の連の数の分布の平均値。
2. 分散Vとは、ランダムな系列の場合の連の数の分布の分散。
3. 検定統計量Zとは、 $Z = (R + 1 / 2 - E) / \sqrt{V}$

但し、 X を確率変数とし、 μ_4 は X の平均回りの4次の積率($E[(X - \bar{X})^4]$)、 $\bar{X} \cdot \sigma$ はそ

れぞれXの平均・標準偏差。

そこで、東京圏住宅地3地点における1979年9月から1992年3月までのデータを用いて尖度と歪度を調べたのが(表1)である。

これによれば、尖度は有意に正であり、バブルが存在したと整合的である。しかしながら、この分析は地価のファンダメンタル・バリューとバブル相当部分を分離せずに行っているため、上記の結果がファンダメンタル・バリューの変動率の分布そのものの尖度の大きさに起因するものである可能性を排除できず、必ずしもバブルが存在したと断定することはできない。

(2) 連による検定

バブルが存在するとすれば、前章の地価関数(8)・(9)における残差 $c_t \cdot d_t$ はバブル期に連続して正の値をとるはずであり、その結果、残差の

(表1) 東京圏住宅地3地点における
尖度と歪度

(1979年9月から1992年3月までのデータ使用)

	標準偏差	歪 度	尖 度
弦巻	0.090946	1.19396	15.35094
田園調布	0.090946	1.24969	7.40577
青葉台	0.053781	1.69453	7.04593

- (注) 1. 地価変化率は対数差分による近似計算。
2. 正規分布の場合、歪度は0。
3. 正規分布からの乖離の検定水準は、 $n=100$ の場合、有意水準5%で0.77, 1%で1.39。

符号の連^(注21)の数は、ランダムな系列の場合に比べて少なくなると考えられる。このことを利用し、残差 $c_t \cdot d_t$ の連の数を求め、ランダ

ムな系列の連の数の分布から得られる水準と比較することによりバブルの存在を検定する。

(1)と同様に、東京圏住宅地3地点における1979年9月から1992年3月までの月次地価に関する検定結果は(表2)の通りである。これによれば、いずれのケースについても、有意水準1%の両側検定で残差 $c_t \cdot d_t$ の符号がランダムに分布していたという仮説は棄却され、バブルの存在と合的な正の系列相関が存在すると考えられる。但し、連の検定力はバブルの持続確率 π により異なる点^(注22)、また、バブルの存在についての検証としては依然として間接的である点に留意しなければならない。

(3) 分散制約検定

地価にバブルが発生しておらず、土地市場が効率的であると仮定する^(注23)。また、前章の(2)で表されるファンダメンタル・バリューが合理的期待仮説に基づき完全予見された場合の値を Q_t^* とすれば、現実の地価を Q_t として、

$$E(Q_t^*) = Q_t \quad \text{但し、} Q_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \left[\prod_{i=0}^j (1+i_{t+i})^{-1} R_{t+i} \right] \\ Q_t^* = Q_t + u_t$$

但し、 u_t は t 期に利用可能な情報をすべて用いた場合の期待誤差

と表せるが、期待誤差の定義より u_t と Q_t は無関係であるから、

$$\text{Var}(Q_t) = \text{Var}(Q_t) + \text{Var}(u_t) \geq \text{Var}(Q_t^*) \quad (*)$$

という関係が得られる。ここで、 $(1+i_{t+i}) < 1$ だから、地代 R_t の系列が定常であるならば、 Q_t も定常となり、すべての t について(*)が成り立つ。

そこで、東京圏住宅地3地点における1979年9月から1992年3月までの月次地価に関して、

(注21) 連とは同一符号の連なりのことであり、例えば{+, +, -, -, +}の連の数は3である。

(注22) この点についてはBlanchard and Watson(1982)を参照。が成り立っているはずである。このことから、

(注23) 効率的市場の仮定が合理的バブルも排除する点については小林(1990)を参照。

近年における地価上昇とバブル現象について

(表3) 東京圏住宅地3地点における分散制約検定
(1979年9月から1992年3月までの月次地価データ使用)

	(8) を用いた場合		(9) を用いた場合	
	Var(Q*)	Var(Q)	Var(Q*)	Var(Q)
弦 巻	0.0016337	0.013981	0.0004559	0.013341
田園調布	0.0015519	0.0082711	0.0005502	0.0083826
青葉台	0.0020115	0.0028924	0.0010266	0.0029279

(注) 1. Var(Q*)は完全予見された地価に基づく分散。
2. Var(Q)は実際の地価に基づく分散。

(表4) 地価関数(8)の計測結果
被説明変数：地価，計測期間：1979年9月～1992年3月

	定数項	地 代	利子率	R ² D.W.
弦巻	4.50545 (14.3877)	2.30718 (14.3185)	-0.357916 (3.19115)	0.750766 0.446515
田園 調布	3.79870 (9.64930)	1.24455 (8.49143)	-0.598922 (4.06459)	0.613146 0.266630
青葉 台	4.21705 (12.5156)	1.59786 (12.0691)	-0.428429 (3.87588)	0.653655 0.328062

(注) 1. ()内はt値，R²は決定係数，D.W.はダービー・ワトソン比。
2. 各変数に対数変換を行った。

(表5) 地価関数(9)の計測結果
被説明変数：地価，計測期間：1979年11月～1992年3月

	定数項	地 代	地 代 [-1]	地 代 [-2]	利子率
弦巻	4.77713 (15.7706)	0.937530 (2.80170)	0.633052 (1.70760)	0.933819 (2.77740)	-0.772847 (1.62177)
田園 調布	4.24424 (10.3988)	0.777632 (3.65267)	0.374304 (1.57191)	0.399466 (1.86504)	0.171288 (-0.27174)
青葉 台	4.53749 (14.2959)	0.808989 (3.63381)	0.436779 (1.63435)	0.626826 (2.80971)	0.799606 (-1.60255)

	利子率 〔-1〕	利子率 〔-2〕	R ² D.W.
弦巻	0.267691 (-0.35951)	0.241033 (-0.50960)	0.784333 0.202296
田園 調布	0.386801 (-0.39840)	-0.974486 (1.57868)	0.650470 0.133869
青葉 台	1.179833 (-0.23059)	-1.32974 (2.70563)	0.728821 0.221197

(注) 1. ()内はt値, R²は決定係数,
D.W.はダービー・ワトソン比。
2. 各変数に対数変換を行った。

この(*)の関係が満たされているかどうかの検定を行う。この際、データの定常性を確保するために、Q_tの対数差分により分散を求めた。また、Q_t[#]については地価関数(8)・(9)を計測した結果得られたパラメータを用いて計算した理論値を使用することにする。このような分散制約による検定の結果は次の通り。

(表3)によれば、いずれの場合についても(*)に示される分散制約の関係が成り立っていない。このことは、地価にバブルが発生しておらず、土地市場が効率的であるとの仮定が、現実には満たされていないことを示唆していると考えられる。しかしながら、この分析には、Q_t[#]の作成方法や地代データの非定常性が及ぼす影響、小標本における偏りの発生等の問題があり、上記の結果から直ちにバブルが発生していたと

結論付けることは早計であると考えられる。

- 2 地価のマーケット・ファンダメンタルズ・モデル(地価関数)の計測

(8)・(9)に基づく地価関数の計測結果は次のようなものであった。

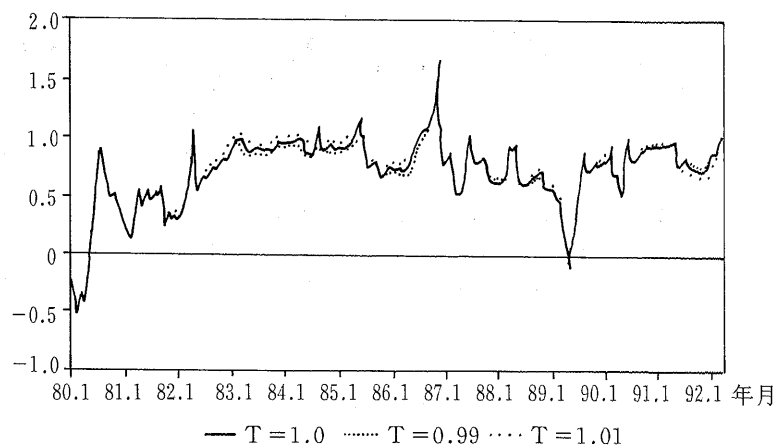
これによれば、総じて、やや決定係数が低く、誤差の系列相関が高い(注24)と思われるが、(8)のラグなしの計測については、係数の符号条件、有意性ともに満たされており、(9)のラグありの計測については、利子率の係数に逆符号のものがあがるが、いずれも有意ではなく、3個全ての係数を合計した値は符号条件を満たしており、地代に関してもラグ係数のt値が若干低い場合がある他は、係数の符号条件、有意性ともに満たされている。

- 3 Kalman Filter法による残差分析とバブルの直接的推計

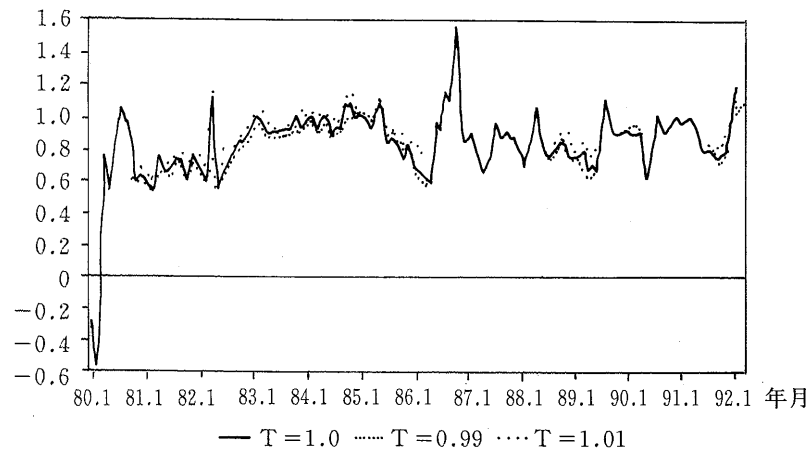
(8)・(9)に基づき計測された可変パラメータβ_t(残差の自己回帰係数)の推移を示したものが、弦巻については(図8-1)~(図8-6)、田園調布については(図9-1)~(図9-6)、青葉台については(図10-1)~(図10-6)である。

計測結果から得られる主な結論は次の通りである。

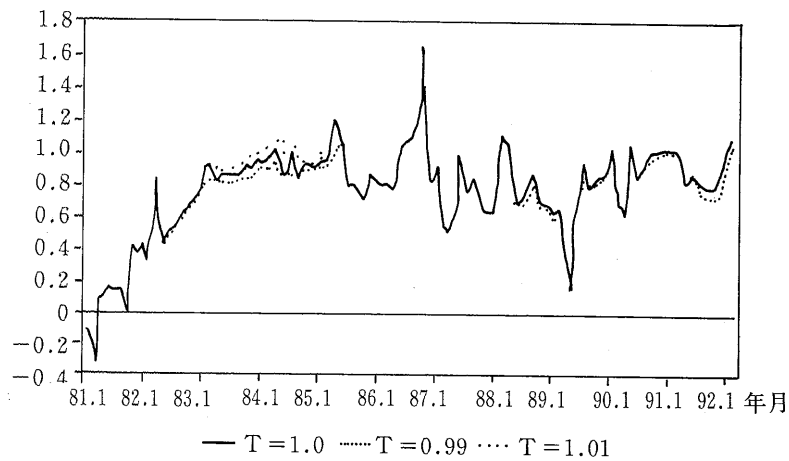
(図8-1) KALMAN FILTER法による自己回帰係数の推移
弦巻(Q=R/I)



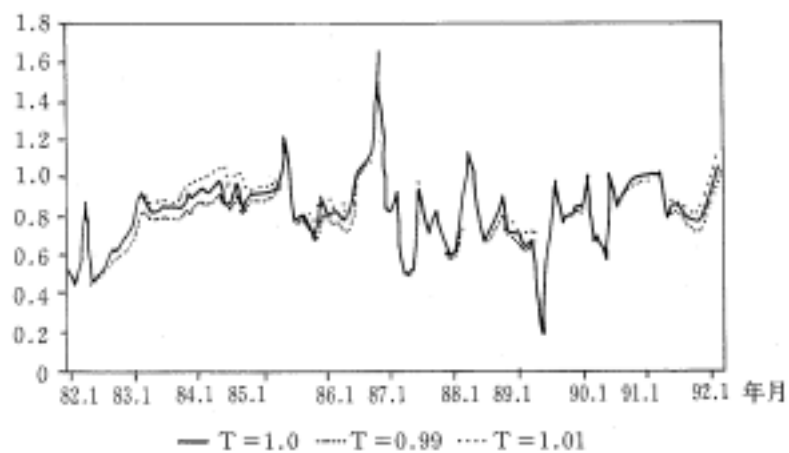
(図8-2) KALMAN FILTER法による残差の自己回帰係数
弦巻 (LAG付)



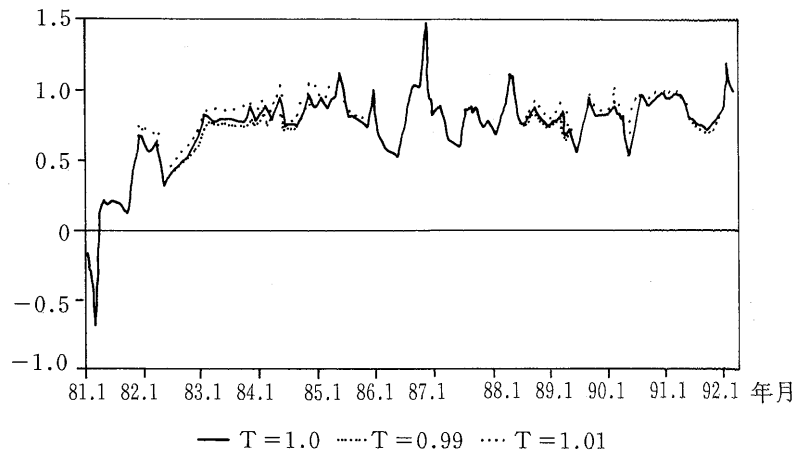
(図8-3) 弦巻LAGなし81年以降



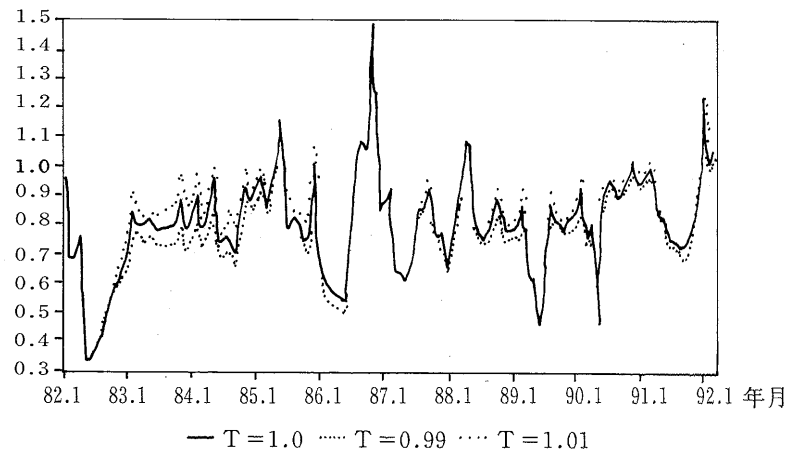
(図8-4) 弦巻LAGなし82年以降



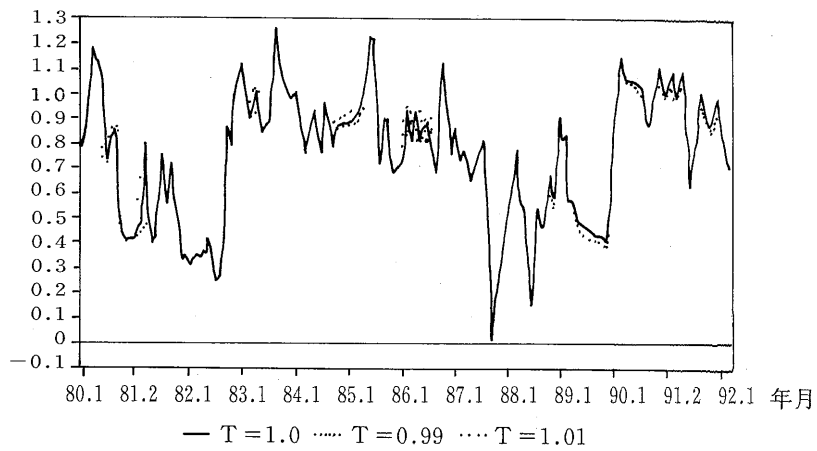
(図8-5) 弦巻LAG付81年以降



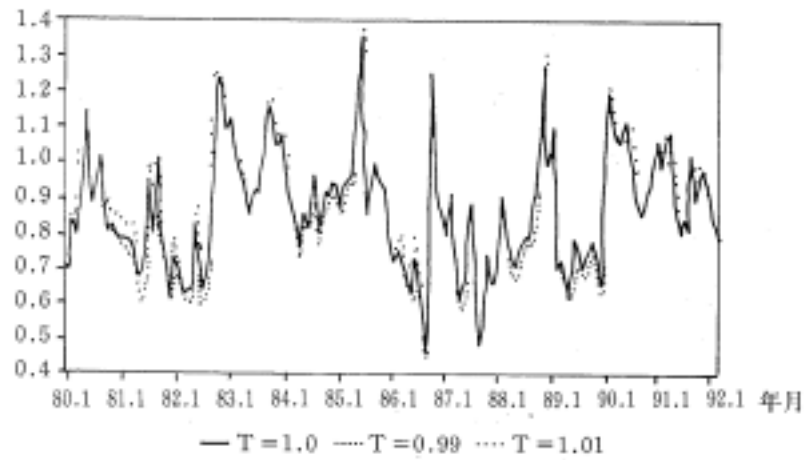
(図8-6) 弦巻LAG付82年以降



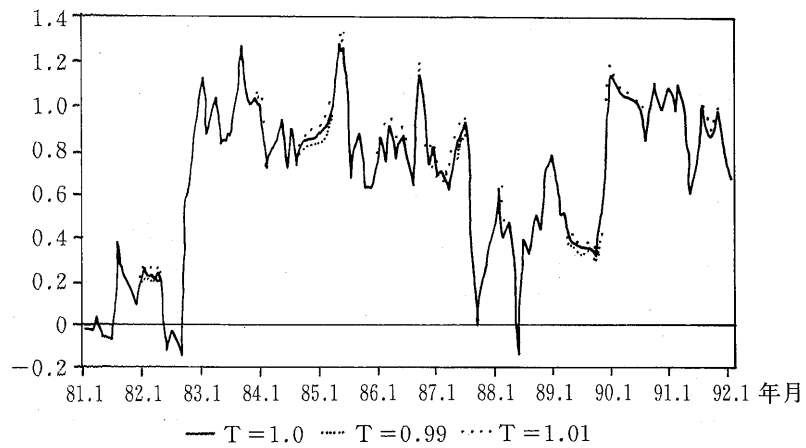
(図9-1) KALMAN FILTER法による自己回帰係数の推移
田園調布 ($Q=R/I$)



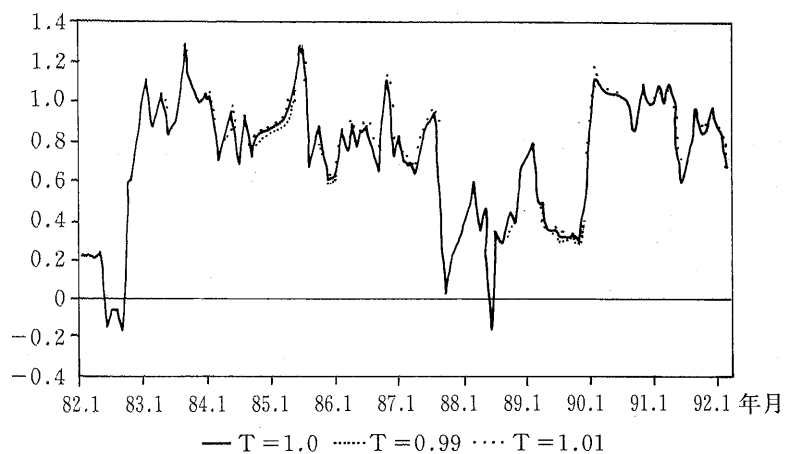
(図9-2) KALMAN FILTERによる自己回帰係数の推移
田園調布(LAG付)



(図9-3) 田園調布LAGなし81年以降

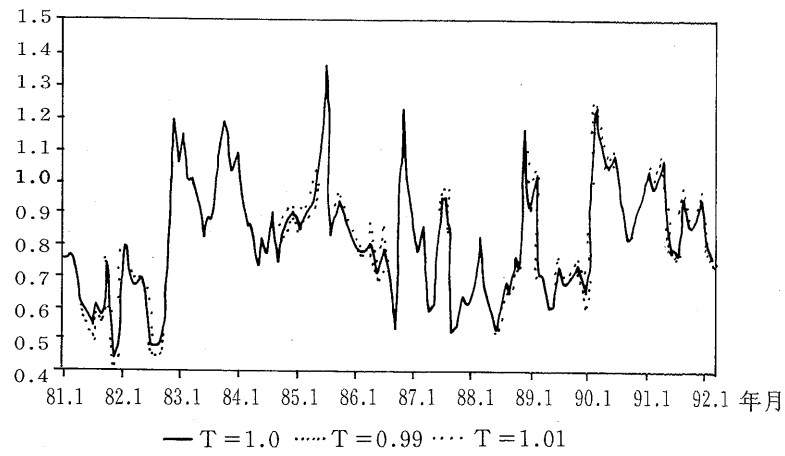


(図9-4) 田園調布LAGなし82年以降

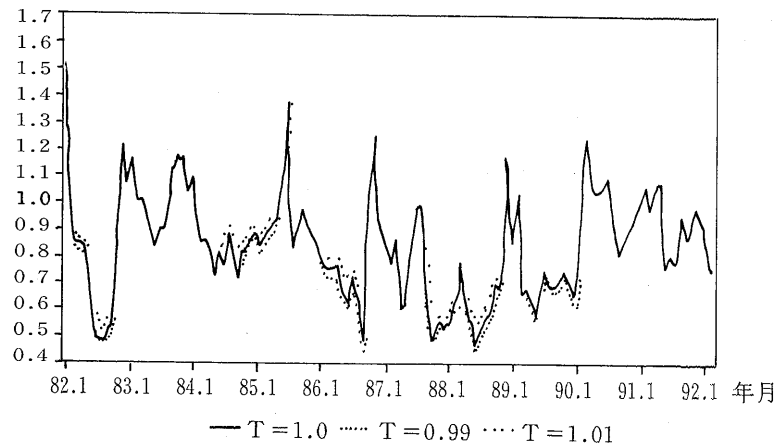


近年における地価上昇とバブル現象について

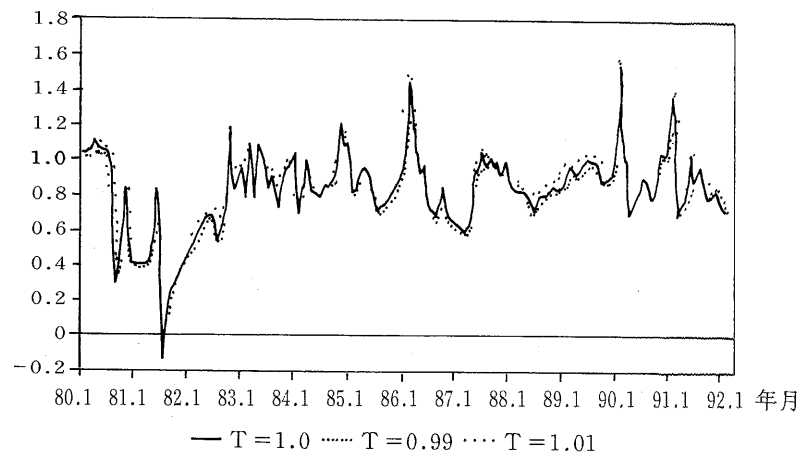
(図9-5) 田園調布LAG付81年以降



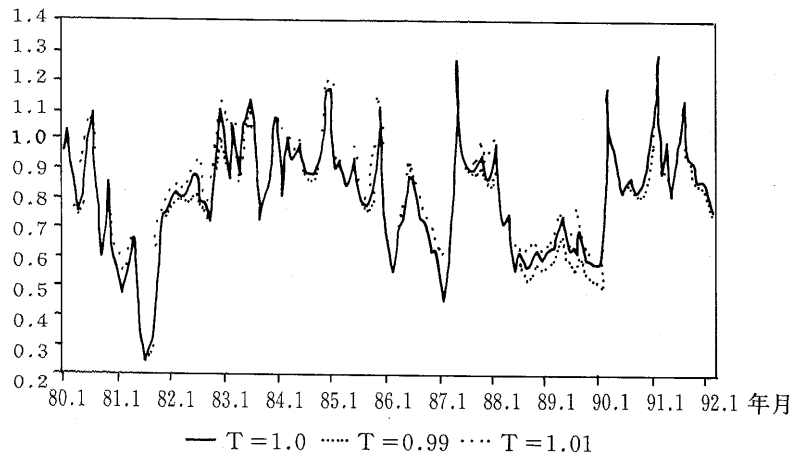
(図9-6) 田園調布LAG付82年以降



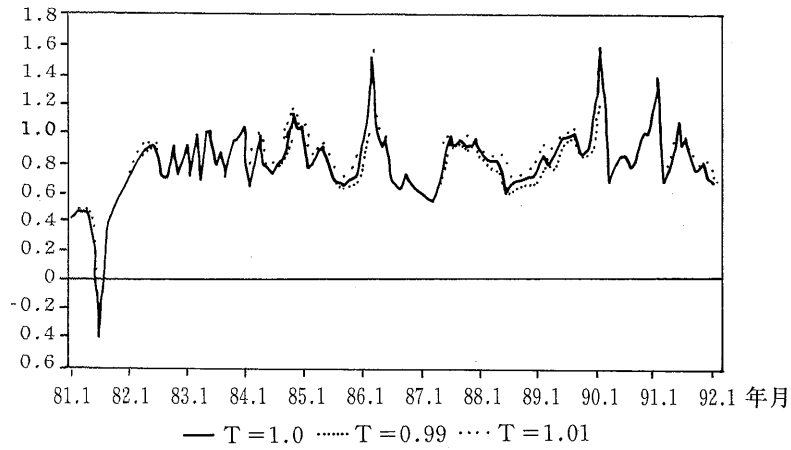
(図10-1) KALMAN FILTER法による自己回帰係数の推移
青葉台 (Q = R / I)



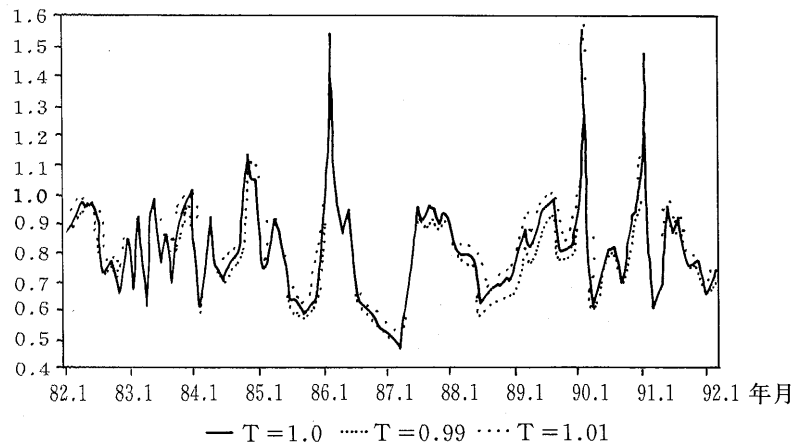
(図10-2) KALMAN FILTER法による自己回帰係数の推移
青葉台(LAG付)



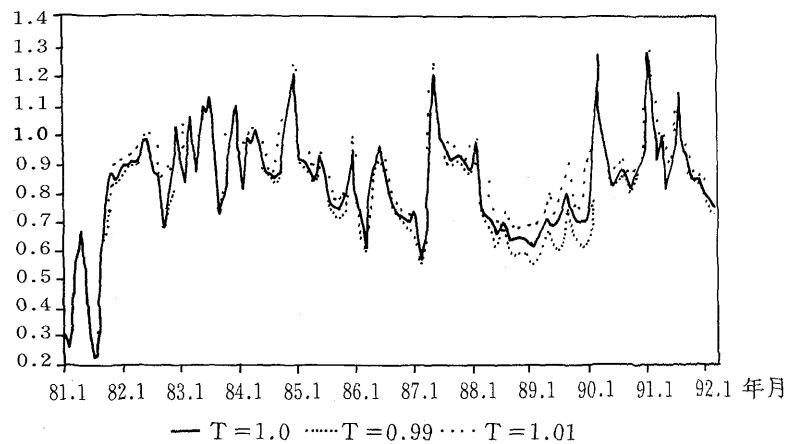
(図10-3) 青葉台LAGなし81年以降



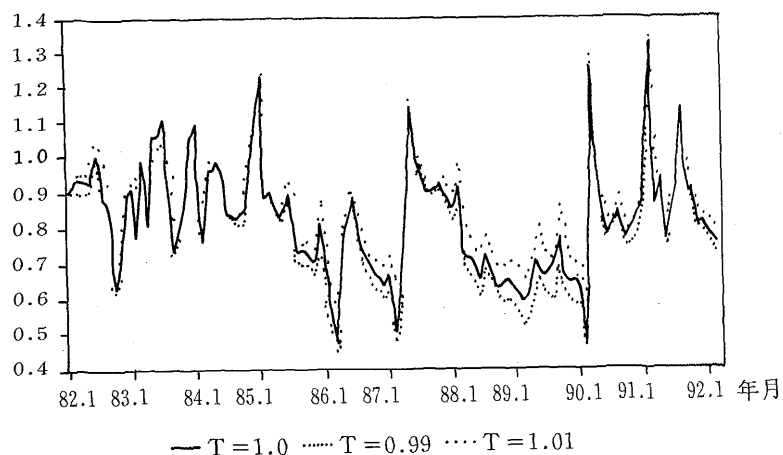
(図10-4) 青葉台LAGなし82年以降



(図10-5) 青葉台LAG付81年以降



(図10-6) 青葉台LAG付82年以降



$T = 0.99$, $T = 1.0$, $T = 1.01$ のいずれの場合もほぼ同様の推移を示しており、これは、地点及び推計式の違いによらない。

弦巻、田園調布については、(8)のラグなし・(9)のラグありの推計とも、それぞれ1986年7～11月、1986年10～11月の地価がピーク

(注24) 本稿は残差分析によりバブルの存在を検証するものであるため、機械的に残差の系列相関を調整すればバブルの影響をも除去してしまう可能性が高い。また、バブルとそれ以外の要因による残差の系列相関をデータ上で識別することは極めて困難である。ここでは、試みに、最尤法を用いて機械的に残差の系列相関を除去してみたが、以下の議論に大きな影響はなかったことを指摘するにとどめたい。なお、地価のラグ項を説明変数に含めて計測を試みた所、D.W. 比・決定係数は大きく改善した。この点は投資理論におけるトービンの q の推計結果で指摘されている現象と類似している。

(注25) その他の類似のデータとしては全国銀行住宅資金向け貸出増加額が考えられる。ここでは月次のデータが入手できないため利用しなかったが、その四半期毎の推移は、地価ピーク期を過ぎた後に一旦減少したものの、88年第2四半期以降再び増加している。

(注25) (図11)のように季節性がみられるので季節調整を行った。

(注26) (8)を用いた場合についてもほぼ同様の結果が得られる。

クを迎える過程で、 β_t は1を超えている。青葉台については、ラグありの推計が、1987年4～5月の同じく地価がピークを迎える過程で、 β_t は1を超えている。これらのことは、計測期間の選択によらない。

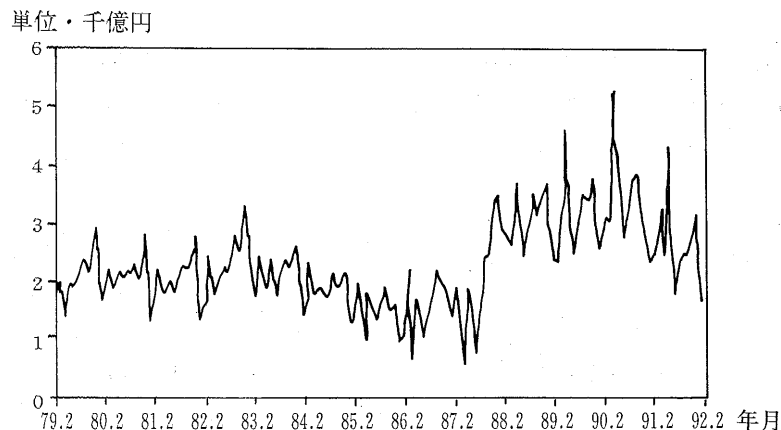
計測期間の選択によらず、弦巻、田園調布、青葉台ともに、時期は若干前後するものの、いずれの推計式についても、1990年から91年初めにかけて β_t は1を超える。但し、弦巻のラグありの推計式については、1を超える期間が短い、趨勢としてはこの時期に増大している。

これらの結果を総合すると、地価にバブルが存在したとすれば、1986年後半から87年前半までの地価がピークを迎える時期及び1990年から91年初めにかけての時期である。また、本稿の残差分析によれば、たとえ1986年後半から87年前半の期間にバブルが発生していたとしても、それは、各地点とも約2～5か月間という比較的短期間のことであり、一般にバブルが発生していたと言われている1986年から87年頃の地価高騰局面のその他の期間については、地価のピーク期を含め、バブルが存在したとは判定で

きず、むしろその上昇傾向は利子率等のファンダメンタルズにより説明される部分が相対的に大きいと考えられる。

このうち、後者の1990年から91年初めにかけての時期に関しては(図5-1)～(図5-3)、(図6-1)～(図6-3)、(図7)から分かるように、この時期には金融引締め政策がとられたことから利子率が上昇する一方、地代も地価のピーク時とほぼ同水準であるにもかかわらず、地価が再び上昇した結果、地価がファンダメンタル・バリューから乖離したものである。その原因として考えられる仮説の一つは、資本市場の不完全性等から、利子率が上昇しているにもかかわらず、住宅資金向けの融資が増加したため、地価がファンダメンタル・バリューから乖離したのではないかというものである。この点を調べた結果、住宅金融公庫の融資残高の増加額の推移は(図11)に示した通り、1988年以降増加しているのが分かる(注25)。そこで、この仮説をさらに検討するため、地価関数(9)に、住宅金融公庫の融資残高の増加額(注26)を変数に加え、同様の計測を行ったところ、次のような結果が得られた(注27)。

(図11) 住宅金融公庫貸出残高増加額の推移



(表6) 地価関数(9)の計測結果

被説明変数：地価，計測期間：1979年11月～1992年3月

	定数項	地 代	地 代 〔-1〕	地 代 〔-2〕	利子率
弦巻	5.06612 (13.8529)	1.00092 (2.98857)	0.679526 (1.83183)	0.980457 (2.91667)	-0.654309 (1.34803)
田園 調布	3.38793 (8.72132)	0.706370 (3.72042)	0.320289 (1.49952)	0.324608 (1.69949)	-0.521780 (0.912738)
青葉 台	3.59912 (10.2802)	0.664394 (3.19140)	0.276736 (1.10953)	0.580330 (2.80567)	0.184198 (-0.38577)

	利子率 〔-1〕	利子率 〔-2〕	住宅金融公 庫融資増額	R ² D.W.
弦巻	0.333719 (-0.44983)	0.113095 (-0.23640)	-0.0000568 (-1.26638)	0.789096 0.228378
田園 調布	0.239301 (-0.27661)	-0.220204 (0.391195)	0.0002848 (6.27392)	0.726035 0.271832
青葉 台	0.159103 (-0.22019)	-0.808330 (1.72800)	0.0002149 (5.02554)	0.770223 0.275195

(注) 1. ()内はt値，R²は決定係数，D.W.はダービー・ワトソン比。

2. 住宅金融公庫融資増加額を除く各変数に対数変換を行った。

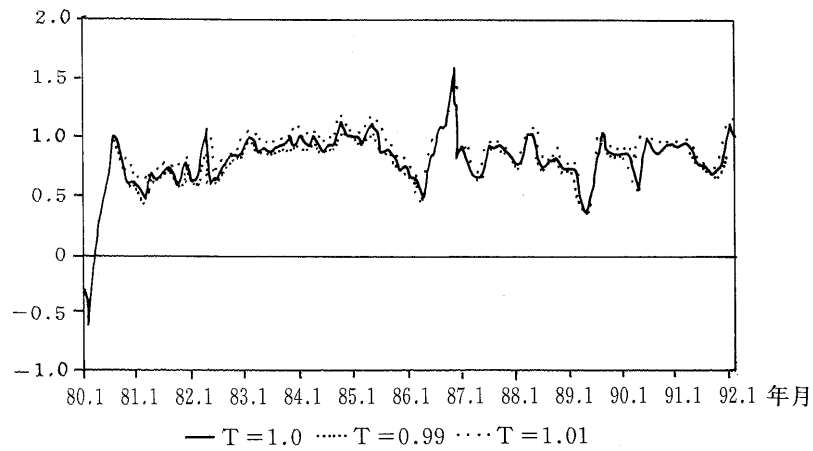
これによれば，田園調布，青葉台については，住宅金融公庫融資増加額の係数は有意であり，符号もここでの議論と整合的である。弦巻については，その係数は有意でないが，これは他の二地点に比べ，1990年から91年初めにかけての残差の増加が緩慢であることによると思われる。その他の係数については，(表5)とほぼ同様である。

さらに，この場合についてKalman Filter法による残差分析を行った結果，計測された残差の自己回帰係数 β_t の推移を示したものが，(図12-1)～(図12-3)である。これによれば，田園調布，青葉台については，1990年～91年初の時期の β_t は顕著に低下して1を下回る結果となり，弦巻についても1からやや低下した。一方，その他の時期については， β_t は住

近年における地価上昇とバブル現象について

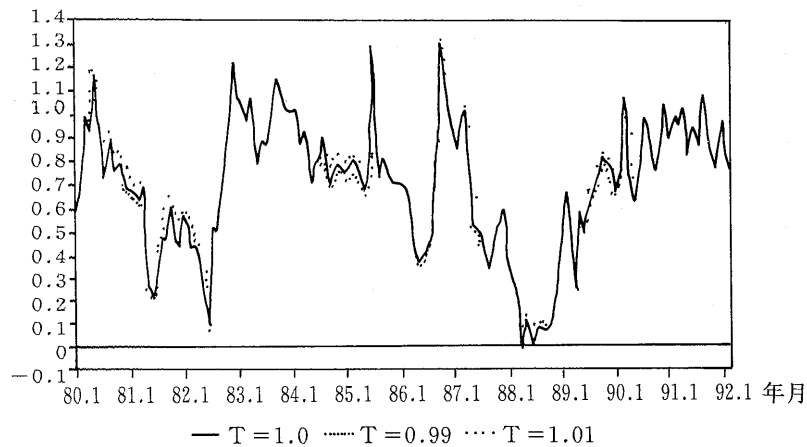
(図12 - 1)

KALMAN FILTER法による自己回帰係数の推移
弦巻 (公庫融資増加額を入れた場合)



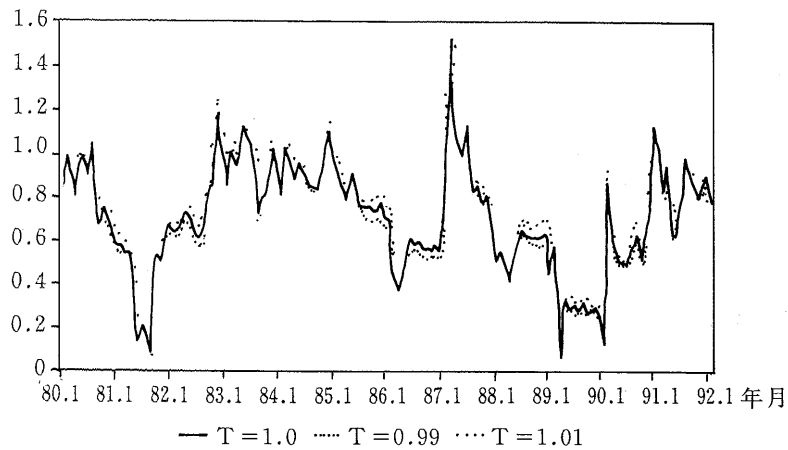
(図12 - 2)

KALMAN FILTER法による自己回帰係数の推移
田園調布 (公庫融資増加額を加えた場合)



(図12 - 3)

KALMAN FILTER法による自己回帰係数の推移
青葉台 (公庫融資増加額を入れた場合)



宅金融公庫の融資増加額を変数に加えない場合と同じ動きを示している。

ここで住宅金融公庫の融資対象には土地だけではなく建物が含まれる点を考慮すべきであるが、宅地需要は住宅の需要から派生する需要であり、従って、住宅金融を拡大すれば、個人はそれが行われない場合に比べ自己資金の土地への投入比率を高めると考えられることから、住宅金融の拡大は間接的に土地への投資資金を増加させ、地価を押し上げる要因になると思われる。勿論、以上の結果の評価については十分慎重でなければならないが、1990年～91年初めの時期において地価がファンダメンタル・バリュウから乖離した要因の一つに、地価が下落

し始めた1988年頃からの住宅金融公庫融資額の増加が含まれるという可能性は否定できないと考えられる。

一方、1986年後半～87年前半の時期に関しては、住宅金融公庫の融資増加額を変数に加えた場合にも、同様な推移を示しながら、依然として β_t が1を超えていることから、この時期にバブルの発生していた可能性が強いと思われる。そこで、前章で説明した方法に従い、各地点について、(6)に基づく単純な確率的バブルを表すダミー変数を導入して地価関数(8)、(9)の計測を行った^(注28)。

得られた計測結果は次の通りである。

(表7) 弦巻における地価関数(8)の計測結果
被説明変数：地価，計測期間：1979年9月～1992年3月

	定数項	地 代	利子率	バブルを表すダミー項	R ² D.W.
$\pi = 80\%$	4.78361 (16.6029)	2.35855 (16.1087)	-0.249152 (2.40786)	0.426692 (5.73782)	0.796372 0.562343
$\pi = 75\%$	4.78293 (16.6283)	2.35905 (16.1349)	-0.249613 (2.41659)	0.352497 (5.78234)	0.796950 0.565804
$\pi = 70\%$	4.77981 (16.6282)	2.35919 (16.1407)	-0.251034 (2.43223)	0.282621 (5.79180)	0.797073 0.569380
$\pi = 65\%$	4.77460 (16.6052)	2.35900 (16.1277)	-0.253266 (2.45347)	0.219531 (5.76930)	0.796781 0.572653
$\pi = 60\%$	4.76776 (16.5631)	2.35853 (16.0990)	-0.256129 (2.47881)	0.164852 (5.71945)	0.796133 0.575275

(注) 1. ()内はt値，R²は決定係数，D.W.はダービー・ワトソン比。

2. ダミー項を除く各変数に対数変換を行った。

(注28) 青葉台に関しては、(8)で推計を行った場合、同様の時期に β_t が1を超えていないため計測の対象から外した。

近年における地価上昇とバブル現象について

(表8) 弦巻における地価関数(9)の計測結果

被説明変数：地価，計測期間：1979年11月～1992年3月

	定数項	地 代	地 代 〔－1〕	地 代 〔－2〕	利子率
$\pi = 80\%$	4.65999 (15.7997)	1.66988 (3.48698)	0.045189 (0.072945)	1.07378 (2.38922)	-0.527638 (1.09336)
$\pi = 75\%$	4.65278 (15.7832)	1.68270 (3.51304)	0.043632 (0.070422)	1.05890 (2.35604)	-0.489606 (1.01160)
$\pi = 70\%$	4.64331 (15.7368)	1.69429 (3.53124)	0.044120 (0.071096)	1.04307 (2.31725)	-0.458385 (0.943063)
$\pi = 65\%$	4.63212 (15.6653)	1.70418 (3.54132)	0.046645 (0.074949)	1.02689 (2.27482)	-0.434504 (0.889177)
$\pi = 60\%$	4.61980 (15.5747)	1.71207 (3.54357)	0.051066 (0.081736)	1.01095 (2.23081)	-0.417986 (0.850193)

	利子率 〔－1〕	利子率 〔－2〕	バブルを表 すダミー項	R ² D.W.
$\pi = 80\%$	-0.560444 (0.780625)	0.809382 (-1.70824)	0.415520 (6.07071)	0.810888 0.321190
$\pi = 75\%$	-0.580043 (0.807264)	0.788040 (-1.66360)	0.341707 (6.06753)	0.810841 0.321706
$\pi = 70\%$	-0.592955 (0.823429)	0.765946 (-1.61489)	0.272815 (6.02684)	0.810234 0.322974
$\pi = 65\%$	-0.599243 (0.829381)	0.743907 (-1.56433)	0.211072 (5.95337)	0.809138 0.324439
$\pi = 60\%$	-0.599356 (0.826032)	0.722623 (-1.51397)	0.157895 (5.85331)	0.807647 0.325621

(注) 1. ()内はt値，R²は決定係数，D.W.はダービー・ワトソン比。

2. ダミー項を除く各変数に対数変換を行った。

近年における地価上昇とバブル現象について

(表9) 田園調布における地価関数(8)の計測結果
被説明変数：地価，計測期間：1979年9月～1992年3月

	定数項	地 代	利子率	バブルを表 すダミー項	R ² D.W.
$\pi =$ 95%	3.79012 (9.80977)	1.30993 (8.96918)	-0.589750 (4.07704)	0.409650 (2.58236)	0.629934 0.310747
$\pi =$ 90%	3.79046 (9.81204)	1.31003 (8.97153)	-0.589640 (4.07682)	0.384767 (2.59063)	0.630037 0.311422
$\pi =$ 85%	3.79088 (9.81359)	1.30986 (8.97169)	-0.589553 (4.07637)	0.357800 (2.59314)	0.630068 0.312218
$\pi =$ 80%	3.79139 (9.81430)	1.30940 (8.96944)	-0.589493 (4.07567)	0.329015 (2.58926)	0.630020 0.313123
$\pi =$ 75%	3.79198 (9.81409)	1.30862 (8.96460)	-0.589462 (4.07470)	0.298778 (2.57847)	0.629886 0.314108

(注) 1. ()内はt値，R²は決定係数，D.W.はダービー・ワトソン比。
2. ダミー項を除く各変数に対数変換を行った。

(表10) 田園調布における地価関数(9)の計測結果
被説明変数：地価，計測期間：1979年11月～1992年3月

	定数項	地 代	地 代 [-1]	地 代 [-2]	利子率
$\pi =$ 85%	4.28840 (10.7112)	0.814336 (3.89411)	0.386927 (1.65763)	0.432841 (2.05819)	0.203229 (-0.32890)
$\pi =$ 80%	4.28773 (10.7114)	0.815219 (3.89847)	0.386637 (1.65663)	0.431874 (2.05410)	0.222291 (-0.35969)
$\pi =$ 75%	4.28687 (10.7098)	0.815965 (3.90176)	0.386275 (1.65513)	0.430725 (2.04892)	0.241517 (-0.39064)
$\pi =$ 70%	4.28581 (10.7064)	0.816553 (3.90383)	0.385842 (1.65312)	0.429402 (2.04268)	0.260571 (-0.42117)
$\pi =$ 65%	4.28456 (10.7012)	0.816966 (3.90460)	0.385342 (1.65062)	0.427920 (2.03542)	0.279096 (-0.45068)

近年における地価上昇とバブル現象について

	利子率 〔－１〕	利子率 〔－２〕	バブルを表 すダミー項	R ² D.W.
$\pi =$ 85%	0.031944 (-0.03324)	-0.621932 (1.00342)	0.357832 (2.61487)	0.666635 0.160273
$\pi =$ 80%	0.012457 (-0.01295)	-0.621841 (1.00353)	0.330158 (2.62247)	0.666725 0.161364
$\pi =$ 75%	-0.005307 (0.005510)	-0.623774 (1.00694)	0.300881 (2.62358)	0.666738 0.162662
$\pi =$ 70%	-0.020897 (0.021674)	-0.627850 (1.01387)	0.270442 (2.61774)	0.666669 0.164133
$\pi =$ 65%	-0.033896 (0.035115)	-0.634122 (1.02438)	0.239367 (2.60467)	0.666515 0.165729

(注) 1. ()内はt値, R²は決定係数, D.W.はダービー・ワトソン比。
2. ダミー項を除く各変数に対数変換を行った。

(表11) 青葉台における地価関数(9)の計測結果
被説明変数：地価, 計測期間：1979年11月～1992年3月

	定数項	地 代	地 代 〔－１〕	地 代 〔－２〕	利子率
$\pi =$ 98%	4.70499 (14.9197)	0.799160 (3.67738)	0.424154 (1.62586)	0.653592 (2.99886)	0.987240 (-2.00880)
$\pi =$ 94%	4.70506 (14.9206)	0.799396 (3.67862)	0.424878 (1.62873)	0.652583 (2.99454)	0.981945 (-1.99912)
$\pi =$ 92%	4.70491 (14.9202)	0.799526 (3.67918)	0.425255 (1.63016)	0.652047 (2.99215)	0.979003 (-1.99364)
$\pi =$ 90%	4.70464 (14.9193)	0.799663 (3.67969)	0.425641 (1.63160)	0.651491 (2.98959)	0.975863 (-1.98773)
$\pi =$ 85%	4.70338 (14.9147)	0.800039 (3.68074)	0.426641 (1.63514)	0.650018 (2.98252)	0.967136 (-1.97100)

	利子率 〔－１〕	利子率 〔－２〕	バブルを表 すダミー項	R ² D.W.
$\pi =$ 98%	0.256513 (-0.33679)	-1.53112 (3.15759)	0.546819 (2.83946)	0.743489 0.282072
$\pi =$ 94%	0.265237 (-0.34820)	-1.53453 (3.16361)	0.522619 (2.84131)	0.743507 0.282649
$\pi =$ 92%	0.269658 (-0.35397)	-1.53606 (3.16619)	0.509785 (2.84060)	0.743500 0.282976
$\pi =$ 90%	0.274104 (-0.35976)	-1.53747 (3.16844)	0.496476 (2.83873)	0.743482 0.283329
$\pi =$ 85%	0.285251 (-0.37423)	-1.54036 (3.17253)	0.461239 (2.82861)	0.743383 0.284320

(注) 1. ()内はt値, R²は決定係数, D.W.はダービー・ワトソン比
2. ダミー項を除く各変数に対数変換を行った。

これによれば、いずれのケースについても、バブルを表すダミー変数は有意であり、決定係数の値も改善することから、1986年後半から87年前半の期間の地価にバブルが発生していた可能性が高いと考えられる。しかし、説明力が必ずしも顕著な改善を示しているとは言い難

い^(注29)こと、さらに、最もフィットの良好な主観的確率 π の値について、約70～95%と幅があることから、ここで仮定した単純な確率的バブルのモデルが、普遍的な高い説明力を有すると結論づけることは早計であろう。

．おわりに

本稿では、東京圏住宅地の月次地価・地代等のデータを用い、主として、地価からファンダメンタル・バリューを除いた残差を分析することにより、近年の地価上昇期における地価にバブルが存在したかどうかの検証を行った。もとより本稿の分析のみによってすべてが解明されたと言うには程遠いが、月次のデータを用いることにより、従来指摘されなかった点も得られたと思われる。以下では、本稿の結論を簡単にまとめた上で、分析上の問題点及び今後の課題を述べる。

まず、得られた結論は次のようなものである。

1. 本稿の調査で得られた東京圏住宅地の月次地価の推移は、地点によらずほぼ同様の動きを示しており、それによれば、地価が一旦下落した後の1990年から91年初めの時期に、年次地価の推移では見られなかった地価上昇が観察された。
2. 東京圏住宅地における1986年後半から87年前半にかけての名目地価の高騰期には、約2～5か月の比較的短期間について、バブルが発生していた可能性が高い。

3．しかしながら、86年から87年にかけての地価高騰局面のうち、上記の数カ月を除くその他の期間については、地価のピーク期を含め、バブルが存在していたとは判定できず、むしろその上昇傾向は利子率等のファンダメンタルズにより説明される部分が相対的に大きいと考えられる点に注意すべきである。

4．最初に述べた1990年から91年初めの地価再上昇の時期にも、地価のファンダメンタル・バリュエーションからの乖離が認められるが、これに関しては、公定歩合引き上げによる金融引き締めが行われたにもかかわらず、住宅資金向け融資が住宅金融公庫を中心に増加していたことがその要因の一つであるという可能性を否定できない。

次に、分析上の問題点としては、まず、確率的バブル項を表すモデルの定式化が単純であり、必ずしも現実をよく説明できていない点が挙げられる。特に、バブルの持続する確率を一定としている点は改善の余地があると思われ、この点について、例えばAsako and Kanoh(1989)は、バブルの持続する確率が前期末のバブルの状態に依存すると想定し、ベイジアン流の逐

次推定法によりバブルの存在時期とその形状を同時に推定するモデルを提案している。さらにより根本的には、この問題はそもそも合理的バブルのモデル自身に、バブルが発生・崩壊する因果関係を的確に説明するメカニズムが内包されていないことに起因しており、その意味でバブルに関する理論面の発展が今後さらに進展するよう期待される。

また、土地は殆どの場合、構築物を建設することにより利用価値が発生する財であることから、ある土地に対応するネットの地代を求める際は、構築物の建設コストを考慮しなければならない。この点を明示的にモデルに採り入れる必要があると思われる。

さらに、本稿では制度的要因、特に土地税制・土地利用規制等が地価に与える影響を分析の対象から除外せざるを得なかったが、他の資産市場、例えば株式市場との比較においても、これら制度的要因が土地市場に与える影響は大きいと考えられ、これらが地価の月次レベルの推移にどのような効果を及ぼすかについての検討は今後の課題として残されている。

(注29) アド・ホックなダミー変数を入れた場合にも説明力が高まることから、より厳密には両者を比較することが望ましいと考えられる。

【付録】

モデルのセッティング及びノーテーションは本文と同じものとする。すると、土地市場の均衡条件は、

$$Q_t \{1 + E(i_t | \Omega_t)\} = E(Q_{t+1} + R_t | \Omega_t) \quad (1)$$

であり、(1)を前向きに逐次代入して解くと、

$$Q_t = E \left(\sum_{j=0}^{\infty} \left[\prod_{i=0}^j \{1 + E(i_{t+i} | \Omega_{t+i})\}^{-1} \right] R_{t+j} | \Omega_t \right) \quad (2)$$

が得られる。ここで、ノーテーションを簡単化するために、

$$\beta_s \equiv \{1 + E(i_s | \Omega_s)\}^{-1} \quad (3)$$

と定義すると、(2)は次の様に書ける。

$$Q_t = E \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \left(\prod_{i=0}^j \beta_{t+i} \right) R_{t+j} | \Omega_t \right\} \quad (4)$$

(2)、(4)から明らかなように、 Q_t を推定するには、無限の将来にわたる安全資産の収益率や地代の期待値が必要になってしまう。そこで、次のように(4)の右辺について (β, R) のまわりでテイラー展開による線型近似を行う。但し、 β, R の標本平均をそれぞれ $\bar{\beta}, \bar{R}$ とする。

$$Q_t \doteq \bar{Q} + \bar{R} (1 - \bar{\beta})^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} \bar{\beta}^j E(\beta_{t+j} - \bar{\beta} | \Omega_t) + \sum_{j=0}^{\infty} \bar{\beta}^{j+1} E(R_{t+j} - \bar{R} | \Omega_t) \quad (5)$$

$$\text{但し、} \bar{Q} = \bar{R} \bar{\beta} (1 - \bar{\beta})^{-1}$$

さらに、 R_t, i_t が次のようなMA(移動平均)モデルに従っていると仮定すれば(注)、

$$\begin{aligned} R_t &= a_0 u_t + a_1 u_{t-1} + \dots \\ &= (a_0 + a_1 L + \dots) u_t \end{aligned} \quad (6)$$

$$= A(L) u_t$$

但し、 L はラグ・オペレーター、 u_t はホワイト・ノイズであり、 $A(L)$ が存在するものとするれば、

$$\begin{aligned} E(R_{t+k} | \Omega_t) &= E\{A(L) u_{t+k} | \Omega_t\} \\ &= a_k u_t + a_{k+1} u_{t-1} + \dots \\ &= \bar{A}(L) u_t \\ &= \bar{A}(L) A^{-1}(L) R_t \\ &= B(L) R_t \\ &= b_0 R_t + b_1 R_{t-1} + \dots \end{aligned} \quad (7)$$

$$\text{但し、} B(L) = \bar{A}(L) A^{-1}(L)$$

全く同様にして、

$$\begin{aligned} E(i_{t+k} | \Omega_t) &= C(L) i_t \\ &= c_0 i_t + c_1 i_{t-1} + \dots \end{aligned} \quad (8)$$

が得られる。(3)より $\beta_t = \{1 + C(L) i_t\}^{-1}$ であり、故に、結局、(5)の右辺は次のように書ける。

$$Q_t \doteq B(L) R_t + C(L) i_t + \bar{Q} \quad (9)$$

$$\text{但し、} \bar{Q} = \bar{R} (1 - \bar{\beta})$$

故に、今期の地価は近似的に過去の地代及び安全資産の収益率の実現値の流列で表せることが示された。

(注) 地代 R や収益率 i を発生させるシステムが時間を通じて安定しており、そのプロセスに定常性が確保されている場合、この仮定は妥当なものと考えられる。

参考文献

- (1) 浅子和美・加納悟・佐野尚史(1990)「株価とバブル」, 西村清彦・三輪芳郎編『日本の株価・地価』東京大学出版会
- (2) 五十嵐敬喜(1991)『土地改革のプログラム - 都市への権利』日本評論社
- (3) 岩田規久男(1988)『土地改革の基本戦略』日本経済新聞社
- (4) 大滝雅之・鈴木和志(1986)「トービンの q と利潤率・割引率の変動」『国民経済』No. 152
- (5) 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
- (6) 加納悟(1988)「資産市場における統計理論の応用」『エコノミア』第98号, p48-55
- (7) 小林孝雄(1990)「株式のファンダメンタル・バリュウ」, 西村清彦・三輪芳郎編『日本の株価・地価』東京大学出版会
- (8) 西村清彦(1990)「日本の地価決定メカニズム」, 西村清彦・三輪芳郎編『日本の株価・地価』東京大学出版会
- (9) 日本銀行調査統計局「わが国における近年の地価上昇の背景と影響について」調査月報平成2年4月号
- (10) 野口悠紀雄(1989)『土地の経済学』日本経済新聞社
- (1) A.C.ハーベイ (1985)『時系列モデル』国友直人・山本拓訳, 東京大学出版会
- (2) Abel, A.B. and Blanchard, O.J. (1986), "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica* vol154, No. 2, 249 - 273.
- (3) Asako, K. and Kanoh, S. (1989), "A Statistical Model of Speculative Bubbles and its Application to the United States Stock Market," *Yokohama National University Discussion Paper Series* No. 89 - 6.
- (4) Blanchard, O.J. and Watson, M.W. (1982), "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," *NBER Working Paper* No.945.
- (5) Burmeister, E. and Wall, K. D. (1982), "Kalman Filtering Estimations of Unobserved Rational Expectations With an Applications to the German Hyperinflation," *Journal of Econometrics*, Vol.20, 255-284.
- (6) Ueda, K. and Yoshikawa, H. (1986), "Financial Volatility and the q theory of Investment," *Economica*, 53, 11-27.