

**日本の不動産市場における価格情報とボラティリティの非対称について：
大阪市の実証研究から**

2001年 10月

井出多加子 Takako IDEE
成蹊大学経済学部

**本稿は日本銀行「物価に関する研究会（第1回）」（2001年4月19日）
において発表された論文に修正を加えたものである。
引用される場合は、事前に筆者の許可を得られたい。**

**研究会において、参加者の方々から貴重なコメントをいただいた。
それらは本研究を進めていく上で重要な方向を与えることとなった。
参加者の方々に、心より深謝の意を表する。**

1. はじめに

不動産市場は、日本において現在最も構造的改革が必要な市場であり、投資家の立場から以下のような問題を解決していかなければならない。第一に、多くの規制と複雑な税制が円滑な取引を妨げている。第二に、不動産は 1990 年のバブル崩壊後日本を不況に追いやった現況のひとつである。日本経済は土地担保に関わる不良債権に悩まされてきた。最も重要なことに、多くの実際の取引に関する情報が公開されていない。

取引価格に関する情報が非公開であるにもかかわらず、多くの地価情報が存在し、そのほとんどが鑑定に基づいている。最も有名なデータセットは、疑いもなく地価公示である。国土交通省は、毎年 1 月に 31,000 地点の地価を税制と収容のために公表している。残念ながら取引データは公開されず、鑑定士のような限られた人々しか利用することができない。分析者の中には、民間の住宅雑誌に掲載されている希望販売価格を扱うものもいる。これらの価格は取引価格より 30 パーセント程度高いと言われており、高額物件はさらに低いとされている。消費者と投資家は正確な市場価格とリスクを知らずに取引に臨まなければならない。

本稿は、不動産市場における価格情報に関して、2 つの目標を達成することを目的とする。第一に、大阪市のデータを用いて鑑定価格と取引価格の動向を比較することである。取引価格として、不動産競売の売却価格を採用する。取引価格として一般に公開されているのは、このデータだけである。公示地価と競売取引価格からヘドニック価格関数を推定することで、価格指数の変動と投資家のリスクに関する統計量が比較される。第二の目標は、クロスセクション情報を土地取引のリスク評価に導入することである。日本の不動産価格データは、観測頻度が少なく変動も大きいため、ボラティリティ分析など大量の観測数を必要とする分析が困難であり、リスクをどのように把握するか大きな問題となっている。そして固定された評価システムが、長期的に地価動向にどのような影響をもたらすか、リスクの観点から説明する。

本稿の構成は次の通りである。次節で、日本の不動産市場における問題を情報の観点から概観する。第 3 節では、大阪市の公示地価データを用いてヘドニック関数を推定する。関数の係数の安定性も検討する。時間を通じた価格変化を捉えるため、マクロ経済変数を利用して将来の価格インデックスを予想する。第 4 節において、同じヘドニック関数を、1997 年から 2000 年にかけて大阪地方裁判所で実施された競売データについて推定する。2 つのインデックス、すなわち公示地価のインデックスと競売価格のインデックスを計算し、平均変動率とボラティリティの観点から比較する。第 5 節では、地価水準と予期せぬ取引リスクの関係を簡単にしめす。価格データが短期間しか利用できないという問題を克服するため、本稿ではヘドニック関数推定誤差のクロスセクション情報を活用することを提唱する。結論と今後の課題を最終節に示す。

2. 価格情報と日本の不動産市場

日本では、様々な種類の地価情報が存在する。バブル経済の 1980 年代後半には、これら

のデータセット間の価格差が著しく、「一物四価」と表現されたこともある。地価が 1991 年から持続的に下落し、評価が洗練され統一化が図られてきていることから、このような価格ギャップは最近では大幅に縮小した。しかし依然として、不動産価格情報について多くの問題が存在する。3 つの相互に関連する問題を挙げよう。

(1) 鑑定価格と取引価格

不動産は、地積や経済中心地からの通勤時間など、様々な属性の組み合わせに基づくサービスを提供する。したがって、厳密な意味での同じ物件は存在しない。日本では、複雑な税制と多くの規制があいまって、円滑な不動産取引を妨げてきた。税制は過度に土地保有を優遇してきたため（浅田・井出・西村・山崎[1999]参照）、不動産の流動性は著しく小さい。その結果、取引はまれで、同一物件が短期間に繰り返し取引されることはまずない。

課税と収容のために地価情報を提供する目的で、政府は 1970 年以来 30,000 を超える地点の地価を毎年 1 月に公表してきた。全国的に標準化された方法で、適当な地積をもち標準的目的に利用されている「標準」物件の価格を鑑定する。相続税のため土地はしばしば細分化されるので、調査地点を変更せざるをえない。したがって、ある地点は平均して 5 年間しか調査されない。

(2) 継続調査

上記のような理由のため、地価の「平均変動率」は連続する 2 年間にわたり評価された物件の変動率平均である。反対に「平均地価」は、全調査地点の単純平均である。したがって、「平均地価」変動率は、公表される「平均変動率」と異なる。

本稿は、継続地点をカバーするパネルデータを作成するため、同一地点の地価を調査する必要はないと考える。パネルデータを利用するためには、必然的に鑑定にもとづく価格情報を利用することになり、鑑定では高度に標準化された方法であらかじめ選定された標準地点のみが鑑定される。市況は大規模物件に反映される傾向があり、頻繁でないこのような取引は評価において通常考慮されないか全面的に取り入れられることはない。われわれは不動産市場の市況を平均価格によって判断する傾向がある。しかし市場動向は取引のリスクによっても左右されている。取引に関するリスクは鑑定価格から得られないため、不動産市場の状況を正確に判断するためには、プールしたデータについてヘドニック関数を利用することが得策である。

(3) インカムゲインに関する情報の欠如

1980 年代後半のバブル経済が崩壊したあと、不動産鑑定士と政府は不動産から得られるインカムゲインを多いに考慮するようになっている。しかし日本には、特に住宅地について、適切な地代データがない。商業地については、民間機関でオフィスの賃貸料を収集して公表しはじめているところもある。しかし住宅地に関するデータは皆無といってよい。政府は 1940 年代から、賃借人の権利を保護するため民間地代・家賃を規制してきたの

で、住宅や土地を賃貸しようとする民間所有者の賃貸のインセンティブはきわめて限られている。地価のファンダメンタルズを得るため、経済学者の中には政府が公表する帰属家賃を利用するものもある。しかし白塚[1998]が指摘したように、このデータには地価のファンダメンタルズを判定するうえで問題がいくつかある。これは、民間賃貸から計算されていて、民間賃貸住宅は持家と比較してかなり小規模である。(山崎・浅田[1998]参照。)

3. 公示地価による地価指数

3-1. エリア

本節では、公示地価データを用いてヘドニック価格関数を推定する。分析対象エリアは大阪市であり、日本の西部に位置する三大都市圏の1つである。本稿で大阪市の地価に注目した理由は3つある。第一、大阪は日本の三大都市圏の1つであり、バブル経済の崩壊により著しい被害をこうむった。三大都市圏の不動産市場は異なる顔を持っている。東京は日本の不動産市場の牽引車であり、名古屋は三大都市圏以外の地域を代表する特性を持っている¹。

第二に、地価公示によると、大阪の地価は10年以上連続して下落しているが、東京や名古屋の中心地では地価が2001年に上昇した調査地点がある。表1に示すように、東京圏と名古屋圏の住宅地地価平均変動率はここ3年増加している。名古屋圏では1999年に-3.3パーセントであった平均変動率が2001年に-1.9パーセントになっている。大阪圏の平均変動率はやや悪化した。専門家によると大阪の不動産市場はきわめて停滞しているという。

第三のそして最も重要な理由は、大阪地方裁判所が実施する競売の詳細な情報が民間会社によってデータベース化されていることである。冒頭で述べたように、不動産取引のデータはプライバシー保護の名のもとに公開されていない。本稿はこの問題を、競売データを利用することで克服している。

3-2. 公示地価ヘドニック関数

(1) 4種類のモデル

サンプルは、1995年から2000年にわたる公示地価をカバーしている。推定期間中、3,000地点以上が大阪市内で調査され、調査地点の大半が変更されていないため、6年間継続するパネルデータも作成してプールしたデータとの推定結果を比較することにした。

表2に、大阪市の(プールされたデータについて)公示地価基本統計量を示す。地価の平均は住宅地で372,690円/㎡、商業地で1,517,012円/㎡である。データには様々な地積をもつ地点が含まれている。最小値は両地域で小規模住宅・ビル向けの33㎡であり、住宅地

¹ 持家率や空家率、住宅着工などの住宅関連指標の多くは、名古屋圏において、非大都市圏と類似した特徴を持っている。(井出[2001])

では最大 408 m² で商業地では 6,672 m² が最大となっている。平均は、住宅地が 147.39 m² で商業地が 382.57 m² である。

公示地価ヘドニック関数の推定結果を、表 3 に記載する。プールされたデータを用いた OLS 推定結果とパネルデータを用いた Variance componentモデルの推定結果を比較しよう。4 つのモデルを推定している。Model 1 はプールされたデータを使い、さらに地価の共通した動向を捉えるため 2 つのマクロ経済変数を説明変数に用いている。10 種類の系列をテストし、日銀短観の借入金利水準に関する予測²(RFORECAST) と日経平均株価の対数 (Nikkei225) を採用した。これらはテストした中で最もよい結果をしめし、前者の系列は金融環境を、後者は経済全体の状況を捉えていると考えられる。Model 2 は、マクロ経済変数のかわりに年ダミーを利用している。Model 3 と 4 はパネルデータを利用し、Model 2 のマクロ変数に一部の係数が依存するように設定されている。OLS を 1 年ごとに推定したところ、図 1 に示すように、2 つの主要変数の係数が不安定であった。住宅地では、中心地からの所要時間の対数 (LTIME) の絶対値が次第に減少していて、RFORECASTの動きとよく似ている。Model 4 はこのような不安定性を考慮して、LTIME の係数が RFORECASTの一次関数になるように制約を課している。

(2) 推定結果

表 3 によると、Model 4 を除く 3 つのモデルが住宅地でも商業地でも類似した結果を示している。借入金利の予想 RFORECAST と日経株価対数 Nikkei225 は、両地域でそれぞれマイナスとプラスの符号をもっている。プールされたデータを利用した Model 1 によると、RFORECAST の 1 ポイント上昇は住宅地地価を 0.003 パーセント下落させ、商業地地価を 0.008 パーセント押し下げる。一方日経株価の 1 パーセント上昇は、住宅地地価を 0.321 パーセント、商業地地価を 1.062 パーセント高める。両地域における係数を比較すると、商業地地価は住宅地地価よりも経済環境に 3 倍程度強く反応するといえる。資産市場の部分均衡分析によれば、利子率と地価はトレードオフの関係にあるので、利子率の上昇が期待されると地価は下落する。株価の上昇は地価を押し上げるが、日本経済が活況を呈すると株価や地価に反映されるためと考えられる。推定係数は、このような経済的推論に合致している³。Model 1 は Model 2 よりも説明力が劣るものの、マクロ経済の動向から不動産価格を予測することができる

マクロ経済変数以外の推定係数は、都市経済理論から期待される符号を満たしている。地積の対数 (LSIZE)、容積率の対数 (LFAR) そして所得指標の対数 (INCOME) は、両地域で地

² この日銀短観で四半期ごとに調査される系列は、“上昇” から“下落”を差し引いた DI である。

³ 将来の金利変数を推定に利用するという考えは、研究会において指摘されたものである。当初、通常の約定金利を推定に利用したところ、部分均衡分析と異なる係数が検出され、金利の上昇が地価を高めていた。筆者は、ここに研究会におけるコメントに深謝の意を表する。

価を高めている。経済中心地 CBD からの所要時間 の対数(LTIME)ならびに最寄駅からの徒歩時間の対数 (LWALK2) は、どちらも地価を下落させており、消費者の効用の低下を反映している。これら変数の係数は Model 1, 2, 3のいずれでも類似した値を取る。住宅地では、CBD からの所要時間 (LTIME) の係数が金利予想 (RFORECAST) の関数であるという仮説が棄却されない。したがって、将来金利の上昇が予想されると、CBD からの所要時間のマイナス影響が -0.100 から -0.009 へ弱まり、同じ所要時間に位置する地点の価格が相対的に高まる。これは、景気が好転して金利予想が上昇されると、消費者の土地に対する需要も高まることを反映しているといえよう。

日本では、「路線価」といわれるように、隣接する道路状況が地価を大きく左右することが知られている。表 3 では、前面道路幅 (ROAD) の係数は住宅地において有意でない。これは、推定に利用した容積率 (LFAR) が法定容積率ではなく、前面道路幅により規制されることをすでに考慮しているためで、その係数に前面道路幅の影響がかなり含まれていると思われる。日本の建築基準法第 42 条では、前面道路幅が 12 メートル未満の場合、容積率は、原則として前面道路幅に住宅地の場合 0.4 を掛けた値、商業地の場合 0.6 を掛けた値を超えてはならないとされている。表 2 をみると、住宅地で 30%以上、商業地で 20%を近い物件がこの法律によって容積率が規制されていることがわかる。複数接道ダミー (CORNER) の係数は住宅地で有意にマイナスになっていて、多くの道路が私道あるいは未舗装であることをうかがわせる。

反対に、商業地の場合、前面道路幅 ROAD は OLS の推定において有意にマイナスの値をとるものの、パネルデータの Model 3 と 4 では有意でなくなっている。複数接道ダミーは、全モデルにおいて、有意でないながらプラスに計測されている。このような商業地におけるパネルデータとプールされたデータの結果の違いは、商業物件が多岐にわたっており、統一した判定が困難であるか、推定モデルで考慮されていない重要な属性が存在するか、いずれかであろう。

公示地価を用いたヘドニック関数は、さまざまな研究者により推定されているが、多くの研究において住宅地の推定は比較的容易であるものの、商業地の推定が困難であるとされている。これは特に大都市において住宅地への需要がかなり均質的である反面、商業地は地点に特有の様々な個別の属性に強く左右されているためといえよう。

(3) 地積の影響

地価のヘドニック関数で用いられた主要な説明変数のうち、本節では地積の影響に特に注目しよう。これは、地積の影響が公示地価を用いた場合と次節で紹介する競売データを用いた場合で異なるからである。年ダミーを用いた Model 2 において、地積の対数 (LSIZE) の係数は、住宅地地価で 0.029、商業地地価で 0.149 となっている。これらの正の値は、地積の増加が土地総額をそれ以上に高めることを示している。これは「規模の利益」にもとづくと思われる、特に商業地で著しい。しかし図 1 で示したように、1 年ごとに推定した場合、地積の対数 (LSIZE) の影響は年々単調に減少しており、住宅地で 1995 年に 0.049 で

あった値が 2000 年には 0.014 へ低下した。商業地では、1995 年に 0.164 の値が 2000 年に 0.120 となっていて、低下の度合いは住宅地より小さい。ヘドニック関数の推定結果から、価格指数を計算することができる。次節で、競売の価格指数と合わせて説明する。

4. 競売市場の制度とデータ

4-1. 日本の競売制度

本稿の目的の 1 つは、鑑定価格と取引価格の関連を平均成長率と土地保有のリスクの観点から明らかにすることである。この目的を達成するためには、前節であつかったヘドニック関数と同じ関数を取引データを用いて推定することが不可欠である。冒頭で述べたように、本稿は競売で実際に売却された観測値を取引データセットとして利用する。

日本の競売制度は、米国と大幅に異なっている。地方裁判所は、次の競売に出される不動産のリストを、専門家により鑑定された最低価格とともに公開する。希望者は、希望価格を郵送あるいは裁判所に出頭して入札し、最低価格の約 20% に相当する保証金をつむ。最高価格をつけた入札者が不動産を所有する。

日本の競売に出される物件の多くが、不良債権に関連していて、借地人（あるいは借家人）の権利に関する規制が取引を妨げている。競売データの推定にあたって、これらの競売に特有な要因を考慮する必要がある。日本では、民法において、土地と建物の所有権を別々に設定することが認められている。したがって、競売で扱われる土地は 3 つのタイプに分類できる。第一のタイプは、更地である。第二は、建物が付属する土地であり、土地と建物が一体として競売で売却される。第三は、建物が付属している土地だが、土地だけが競売で売却されるタイプである。本稿では、第一および第三のタイプの土地のみを扱う。それは、古い建物の評価が困難だからある。

戸田・井出 [2000] および Toda and Idee [2001] によると、不動産を競売で購入した所有者の権利が現在の借家(借地)人の権利を守るため制限されている。戸田・井出 [2000] は、占有の状況を 9 種類に分類し、そのような法的規制がマンション価格にあたる影響を分析している。しかし土地競売の場合、マンションと異なる規制を考慮しなければならない。ここでは、3 つのダミーを用いた。ダミーNOPRO は、土地が更地か簡単な駐車場として利用されている場合、1 をとる。この場合、土地の所有権は容易に新しい所有者に移転するであろう。ダミーRIGHT2 は、裁判所によって新たな借地人に特別の権利（法定地上権）が与えられた場合、1 をとる。同一人が土地と建物を所有していて、土地だけが競売で売却されたとしよう。この場合競売の結果土地と建物の所有者が別になる。以前の土地所有者が、引き続きその土地に付属する建物に居住したいと希望するなら、新たな借地人として権利が与えられる。この場合、地価は大幅に減価されると言われている。ダミーRIGHT9 は、借地人が物件への抵当権設定以前から居住している場合、1 をとる。このとき、新しい土地所有者は、借地人に引き続いて居住を認めなければならない。

競売データは、1997 年から 2000 年というわずか 4 年間の取引を含む。しかし大阪地方裁

判所ではこの時期月2回のペースで競売が実施されているので、利用するデータには100回の入札情報が含まれている。表4に、大阪地方裁判所による土地競売の基本統計量を示す。住宅地よりも商業地のほうが物件が多い。住宅地物件の60.19%が売却され、商業地物件の落札率は45.32%である。平均地積は両地域で250-260㎡であるが、標準偏差をみると、商業地で様々な地積の物件が取引されていることがわかる。住宅地の売却価格は、平均して最低価格の1.26倍であり、商業地ではこの比率が1.49となっている。

表2の公示地価データと比較すると、公示地価の平均地籍のほうが高い。これは競売では15㎡のような極めて狭い面積の物件も売却されているからである。そこで、公示地価の最小地積である33㎡を下回る物件は、推定対象から除外した。価格の時間を通じた動きを捉えるため、公示地価と同じ2つのマクロ経済変数を用いた。また別途、四半期ダミーを用いた推定も行った。

4-2. 競売価格の推定結果

競売では、最低価格は鑑定価格であるから、鑑定価格と取引価格を直接比較することが出来る。まず、全サンプルを売却サンプルと非売却サンプルに分割し、別々にヘドニック関数を推定した。特に住宅地で、定数項と地積の係数が大幅に異なったため、全サンプルの推定では売却ダミーSOLDを用いた。従属変数は、土地総額の対数で、公示地価の場合と異なっている。これは、上記のような法的規制が土地総額全体に比例的に影響するためである。

表5に、競売の推定結果を示す。住宅地の場合、売却サンプルの定数項は非売却サンプルより高く、地積の係数は非売却サンプルより低い。しかし、商業地ではSOLDの係数は有意でなかった。住宅地でのSOLDのプラスの係数から、売却物件が非売却物件よりきわめて高いことがわかり、商業地でも四半期ダミーの係数から同じ傾向が認められる。表4では、売却物件の場合売却価格は、住宅地において平均して最低価格の26%高となり、商業地では49%高となっていた。しかし非売却物件も対象とするヘドニック推定結果からは、住宅地の方が商業地より最低価格と売却価格の開きが大きくなっている。

占有状況にかんする係数NOPRO, RIGHT2, RIGHT9の係数は、ほとんどのケースで統計的に有意であった。NOPROは住宅地の売却および非売却物件において有意にプラスの値をもち、商業地の非売却物件でプラスの値を有意に示していた。このことは、更地に近い土地の場合取引で大きく評価されるといえる。RIGHT2とRIGHT9は、新しい所有者の所有権が制限されることを示しているが、両地域で地価を下落させ、その程度はRIGHT9のほうが強い。RIGHT9の係数は、住宅地の売却物件の場合、非売却物件の2倍程度絶対値が大きくなっている。これより、市場では所有者の所有権制限が、鑑定より強く評価されていることがわかる。RIGHT2の影響はあまり正確に計測できなかった可能性が高い。なぜなら、商業地の売却物件でRIGHT2に該当するサンプルは無く、住宅地でも122の観測数のうちわずか4個のみ該当していたからである。

売却物件において、地籍を除く他の変数の係数は表3の公示地価と類似した値をとった。

Model 2 のプールしたデータを利用した結果と比較すると、LFAR、LTIME そして LWALK2 の係数は似通っている。INCOME の係数は住宅地でマイナスとなったが、有意でなく、商業地では公示地価に類した有意にプラスの値を示した。

前節で、地籍の影響に注目した。住宅地の競売落札物件では、1 パーセントの地籍増加は土地総額を 0.590 パーセント高め、非売却物件では、この値が 0.986 パーセントであった。商業地の競売では、売却物件でも非売却物件でも、地籍の 1 パーセント増加が土地総額の 0.84 パーセント増加につながっている。公示地価の推定では、従属変数が土地単位価格の対数で、地籍が統計的に有意なプラスの値を示した。これは、地籍の増加が土地総額をそれ以上に高めることを意味する。競売の場合、地籍の影響は逆になった。競売の従属変数は土地総額の対数であるから、公示地価と同じ推定式を得るためには、地籍の対数を両辺から引けばよい。地籍の係数は 1 より小さいので、このように競売推定式を変形すると、地籍の係数はマイナスになる。すなわち、地籍が増加しても土地総額はそれほど増加しないという「収穫逦減」を意味する。この事実は、公示地価の 1 年後との推定において、地籍の係数が年々単調に低下していることと合致する。（図 1 の LSIZE を参照。）

4-3. 鑑定および取引価格指数の比較

(1) 公示地価価格指数

図 2 に、表 3 の OLS 推定結果から計算した公示地価指数をしめす。Model 1 では、価格指数の変動率は 2 つのマクロ経済変数で決まっていた。RFORECAST の変動は激しかったため、Model 1 の指数（図 2 の IndexR_M1 および IndexC_M1）は、両地域で変動が大きい。Model 2 の指数（IndexR_M2 および IndexC_M2）は年ダミーを利用したので、比較的落ち着いた変動を示し、単純な平均変動率と似ている。これは、鑑定において標準化された方法が採用されていることを反映しているであろう。

図 2 には、2001 年の予想値も掲載されている。Model 1 では日経平均株価と借入金利予想の実現値から計算し、Model 2 では過去の 3 年間変動率の移動平均で求めた。借入金利予想の値が 2001 年に大幅に下落したため、Model 1 の価格指数は両地域ともわずかに上昇した。しかし政府が公表した 2001 年の平均地価は表 1 のとおり、引き続き下落している。

(2) 競売価格指数との比較

図 3 に、四半期ダミーを用いて計算した競売価格指数を示す。四半期ダミーモデルを利用するのは、競売ではマクロ変数が有意な係数をもたなかったためである。全体的にみると、1997 年から 1999 年にかけて、住宅地でも商業地でも、下方トレンドが存在するが、2000 年に急激に上昇に転じている。

公示地価と競売売却物件の価格指数を、平均的変動とボラティリティの観点から比較しよう。競売価格指数は、1997 年第四四半期から 2000 年第三四半期にかけて、住宅地において年率 9.3 パーセントで下落し、商業地で年率 11.9 パーセント下落した。競売でも非売却物件の価格指数は、住宅地で 8.6 パーセント、商業地で 20.5 パーセントと下落した。商業地の方が非売却物件の価格下落が著しいことから、「売れる物件」と「売れない物件」の価格

差が拡大しつつあるといえる。一方、図2の公示地価指数から、住宅地指数は1995年から2000年にかけて年率4.52パーセントで下落し、商業地指数は14.11パーセントで下落した。したがって、商業地では、公示地価指数と競売価格指数が比較的類似した割合で下落したことになる。しかし住宅地では、公示地価指数の下落率は競売価格指数の約半分しかなく、過大評価になっている。さらに競売データの推定に四半期ダミーを利用したにもかかわらず、両地域とも公示地価では2000年の価格上昇への転換が検出されていない。前年までの過大評価が2000年に価格の下落修正をもたらし、上昇転換が検出されなかったものと考えられよう。

次に価格指数のボラティリティを比較する。公示地価指数（表3のModel 2にもとづく）の変動率について標準偏差を計算すると、住宅地で1.41%、商業地で6.69%となった。競売データの価格指数変動率では、住宅地が8.63%、商業地が5.59%を示した。すなわち、競売データでは、住宅地価格指数が公示地価よりも大きく変動していた。その一方で、商業地の価格指数はどちらのデータでも類似したボラティリティとなっている。

この観察事実を確認するため、日本不動産研究所(JREI)が大阪圏について公表している市街地価格指数をみよう。JREIの大阪圏は、本稿での大阪市よりより大きいエリアをカバーしているものの、1996年第三四半期から2000年第一四半期の商業地において、平均変動率は-9.22%で、標準偏差は1.62%であった。同時期の住宅地では、平均変動率が-4.04%で、標準偏差は1.78%となった。つまり、住宅地のほうが商業地よりややボラティリティが大きくなっている。これは、競売データを用いた価格指数とおなじ特徴である。住宅地の評価は標準化された方法で、選定された標準地点について実施されているため、公示地価のほうがボラティリティが小さいのはある意味で当然であろう。したがって、鑑定にもとづく価格では、取引のリスク情報が十分に伝わらないといえよう。

5. 土地取引におけるリスクの非対称性

5-1. 評価の固定化と地積の影響

これまでの分析から、公示地価データで特に住宅地のボラティリティが過小となっていて、地積の影響が公示地価データと競売データでことなることがわかった。このような違いはどこからくるのだろうか。

日本の評価手続きでは、地価の決定において、中心地からの所要時間のような実物要因が重視されてきた。土地取引は投資という側面を持つため、地価は金融環境にも影響される。大規模物件は、通常土地総額が大きく、「規模の経済」という特徴をもつものの、同時に「流動性が低い」という側面もあわせもっている。不況のとき、デメリットがメリットを凌駕し、高額物件の取引は少なくなるため、価格分布は図4のように左側が厚い裾野を持つようになる。逆に好景気のときは、価格分布の右側裾野が厚くなる。このように価格分布は左右対称でないため、下方リスクは必ずしも標準偏差と一致しないことに注意する必要がある。不況時には、多くの物件が平均以下の価格で取引される傾向をもち、ボラテ

ィリティ（標準偏差）の増加は、下方リスクの増加によりもたらされる。ボラティリティである標準偏差と下方リスクに関する「歪度」は類似した情報をもつ。しかし好景気のとき、多くの物件が平均以上の価格で取引される傾向になり、標準偏差は増加するものの下方リスクは低下する。標準偏差と歪度は、投資家にたいしてリスクに関する異なる情報を伝えることになる。したがってボラティリティと下方リスクは、景気の異なる局面で非対称的情報をもたらすと言える。

評価が固定化していると、このような大規模物件の景気に応じた変動が把握されにくく、リスクの過小評価をもたらす。このことは、地価動向にどのような影響をあたえるのだろうか。

5-2. PVR モデルとリスクの非対称性

日本の地価分析において不足していた視点は、土地取引のリスクである。価格決定メカニズムを分析するため、研究者は土地と他の代替資産との間にいわゆる「無最低取引条件」を想定する。t 時点における地価を $P(t)$ 、そのレントを $R(t)$ 、そして地価の将来予想価格を $P(t+1)^*$ と表そう。市場が機能していれば、以下の無最低取引条件が成立する。

$$\frac{P(t+1)^* - P(t)}{P(t)} + \frac{R(t)}{P(t)} = r(t) + r^*(t+1) \quad (\text{式 1})$$

ここで右辺の $r(t)$ は安全資産の利回りであり、 $r^*(t+1)$ は土地取引の予想リスクである。左辺の第一および第二項は、それぞれキャピタルゲインとインカムゲインを示す。この式を変形すると、地価は現在のレントと将来の予想地価の現在割引価値に等しくなる。これを、「現在価値関係 Present Value Relations (PVR)」とよぶ。

多くの地価動向に関する分析では、土地取引のリスクが一定と仮定されてきた。日本、米国そしてカナダの不動産価格に関する伝統的分析では、研究者はリスクプレミアムがゼロか一定として、この関係をテストした。この仮定はきわめて好都合で、一定のリスクは推定では定数項として処理できるからである。しかしバブル経済が崩壊した 1990 年以降、リスク一定の仮定はもはや通用しなくなった。井出・井上・中神[2001]では、リスク一定の PV 関係では、バブル以前であっても東京圏の商業地地価動向を説明できないことが示されている。一方、バブル以前の住宅地地価動向の大半は、PVR モデルで説明できるとされている⁴。

土地取引の変リスクと評価手法はどのような関係にあるのだろうか。日本の評価手順は、近隣における類似した物件の取引情報を考慮しているので、市場における地積の影響の低下が次第に評価に取り入れられていったと考えられよう。しかし投資家が鑑定価格し

⁴ PVR モデルの説明と東京圏における地価の実証分析については、井出・井上・中神 [2001] を参照されたい。

か情報として利用できないとき、市場で予想より小さいリスクに直面することになる。それによって、地価変動はシステマティックに増幅される。式 1 にしめすように、土地の予想キャピタルゲインは、インカムゲインだけでなく期待リスクにも影響される。多くの投資家が情報の欠如のためにリスクを過小評価すると、次期にかねはリスクの予想を修正して高いリスクプレミアムを要求するようになる。この結果、将来の地価予想値を一定とすると、期待キャピタルゲインは高くなり、今期の地価水準は下落する。好況期には、逆の現象がおこり、投資家が正確なリスク情報を持っている場合よりも、地価は大きく変動することになる。

5-3. リスク評価とクロスセクション情報

(1) 公示地価

土地取引においてなぜ可変的リスクが考慮されてこなかったのだろう。それは適切なデータが不足していたことによる。再三述べたように、最も観測数の多い JREI の市街地価格指数でさえ、地価情報は 1955 年から半期ベースで公表されてきた。このような限られたデータでは不動産の可変リスクを直接扱うことはほとんど不可能である。

本稿の目的の 1 つは、このような大きく変動する価格変動リスクを、限られたデータから推測することを試みることにある。地価の平均的変動とクロスセクションのリスクの関係を明らかにすることである。地価の分析は 2 つの観点から行われてきた。1 つは、クロスセクションデータを用いて様々な地点の価格差を明らかにすることであり、もう 1 つは、集計された時系列データから時間的変動を知ることである。近年、多くの研究者がプールしたデータからヘドニック関数を推定して、価格指数を求めている。土地取引における可変的リスクを判断するため、本稿はヘドニック価格関数のクロスセクションデータを利用することを提唱する。よく知られているように、地価の増加率は正規分布に従わない。市況は図 4 に示すように、大規模取引に反映される傾向がある。非正規分布に対処するため、リスクに関して 2 つの統計量を選んだ。それらは標準偏差と歪度である。

図 5 に、公示地価について、価格指数の成長率とリスク関連のクロスセクション統計量の推移をしめす。図 5 では、OLS 推定誤差を 1 年ごとに分割してこれらの統計量を得た。このようなクロスセクションの標準偏差と歪度を、それぞれ E_STDEV と E_SKEW と記す。時間を通じた平均的動きとの関連を知るため、表 3 の Model 2 から求めた価格指数の成長率 (E_GROWTH) も図 5 に掲載されている。公示地価のパネルデータを利用したため、成長率の平均にくわえて、標準偏差と歪度を 1 年ごとに計算することができる。このパネルデータの成長率の平均を G_GROWTH 、標準偏差を G_STDEV そして歪度を G_SKEW と図 5 に表記する。

価格指数の平均成長率とクロスセクション統計量の関係を判断するまえに、パネルデータの平均成長率 (G_GROWTH) とプールされたデータの価格指数成長率 (E_GROWTH) を比較しよう。これらの 2 つの成長率は大変似通っていて、住宅地で鑑定制度がかなり成功していたことを示している。しかし商業地では、パネルデータの平均成長率は価格指数の成長率

よりわずかではあるがシステマティックに高くなっている。

クロスセクション統計量と価格指数の成長率を比較しよう。標準偏差(E_STDEV)と歪度(E_SKEW)はともに、両地域で単調に減少していて、価格指数成長率と明白な関係は観察できない。

しかし図 5 から明らかなように、両地域において、パネルデータ成長率の平均値(G_GROWTH)はその標準偏差(G_STDEV)と強い反比例の関係を示している。1998 年にパネルデータの平均成長率が増加したとき、その年のクロスセクションの標準偏差は下落していて、リスクの低下を示唆していると考えられる。

このような時間を通じた変動と、クロスセクションの統計量にかんする関係が、取引データにおいても成立しているか、興味深いところである。競売売却データの図 6 に移ると、2 つのことが読み取れる。第一に、ヘドニック関数推定誤差についてクロスセクションの統計量を計算すると、両地域において標準偏差($stdev$)が歪度($skew$)と反対方向に動いている。このことは、平均以下の価格で取引される物件が相対的に多く、標準偏差の増加が主に下方リスクの拡大(すなわち歪度の低下)によってもたらされていることを意味する。また商業地では 1999 年第四四半期から 2000 年にかけて標準偏差は微減しているのにたいし、歪度は著しく高まった。この時期、平均以上の価格で取引される物件が相対的に多くなり、下方リスクの低下(すなわち歪度の上昇)につながったと思われ、5-1 節で行った類推と合致している。

第二の、そしてより重要な発見は、価格指数の動向とクロスセクションの標準偏差の関係である。価格指数の変動率($annual\ growth\ rate\ of\ index$)とクロスセクション推定誤差の標準偏差(あるいは歪度)を比較すると、両地域でも 1999 年までは標準偏差と価格指数の変動率は反比例の関係にあり、公示地価の場合と同様に、ボラティリティの拡大と地価下落が対応する傾向にあることを示している。しかし 2000 年になると、特に住宅地において、価格指数が大きく上昇し標準偏差も大きく高まっていて、それ以前と逆の関係にあることがわかる。また、商業地でも 2000 年になると、標準偏差が微減しているにもかかわらず、価格指数は大きく上昇した。そしてこの価格指数の上昇は、歪度の高まりと対応しており、下方リスクの低下と平均価格の上昇という構造的変化が 2000 年に起こったことをうかがわせる。したがって、図 4 に示すように、下方リスクをとらえるためには標準偏差だけでは不十分で、平均価格の上昇と歪度を組み合わせた分析が必要であろう。

以上の観察結果から、価格指数の時間を通じた変動とクロスセクションの統計量を比較したところ、ヘドニック価格関数の推定誤差統計量が特に商業地において地価動向に関する有益な情報を与えることがわかった。

6. 帰結

6-1. 分析結果

本稿では、地価情報に関する問題を概観した。最大の問題は、鑑定価格と取引価格の違いである。この問題を評価するため、本稿では大阪市における 2 種類のデータセットを利

用して、ヘドニック地価関数を推定した。1つのデータセットは、鑑定にもとづいて毎年公表されている公示地価である。もう1つのデータセットは、競売で売却された地価情報である。競売データには、非売却物件と売却物件が掲載されていて、最低価格は鑑定による。本稿では、売却物件を取引データとして分析した。

1996年から2000年にかけて、2つのデータセットから2種類の価格指数を計算した。住宅地ではどちらも類似した下落をしめしていたが、商業地では公示地価指数のほうが競売指数より大幅に下落していた。ボラティリティの観点から見ると、公示地価において、住宅地価格指数は商業地価格指数よりボラティリティが小さかった。しかし、競売では両地域の指数は同じようなボラティリティをもち、商業地より住宅地のほうがややボラティリティが大きかった。日本不動産研究所の大阪圏にかんする市街地価格指数でも、競売データと類似した状況が観察された。

不動産にかんする多くの属性のなかで、地積とCBDからの所要時間の影響が、公示地価において不安定であった。推定期間中、1年ごとに関数を推定したところ、地積の係数が単調に低下してきている。加えて、競売取引のヘドニック関数では、地積について「規模の不経済」が見られたが、公示地価では「規模の経済」が観察されている。競売の住宅地非売却物件の価格は裁判所によって設定された鑑定価格であり、そこでは公示地価と同様に「規模の経済」が見られた。したがって、特に住宅地において、地積の影響を過大評価しているといえよう。

地積は、土地総額を決める大きな要因の1つである。土地取引には巨額の資金を必要とし、大規模物件の取引は金融・経済環境にきわめて敏感である。不況時には、多くの物件が平均以下の価格で取引される傾向にあり、ボラティリティの増加は土地投資のリスク増加を意味する。ところが好況期になると、多くの物件が平均価格より高値で取引され、ボラティリティと下方リスクは逆方向に動く。金融資産収益率の分析において、ボラティリティの影響を非対称的に把握するモデルがあり、これを地価分析にも適用する必要がある。

従来の鑑定評価はこのような大規模物件の流動性の低さを考慮していない。地積の影響を一定と評価することは、不況期に大規模物件で過大評価をもたらし、好況期における過少評価につながる。これが、土地取引のリスクを通じて、地価変動を増幅させるのである。

本稿の分析から、公示地価のパネルデータにおいて、変動率の平均は、同時点でクロスセクションの標準偏差と正反対の動きを示していた。もう1つの観察事実として、ヘドニック価格関数の推定誤差をクロスセクションで分析した場合、この標準偏差や歪度は価格指数の変化と密接な動きを示し、地価下落局面で標準偏差の増加が下落と対応するのに対し、地価上昇局面では逆の動きを示すことを確認した。統計的な分析が必要ではあるものの、ヘドニック関数の推定からクロスセクションのリスク情報を活用することができるものと考えている。

日本では、実際の取引の価格情報がプライバシーの名のもとに公開されていない。その一方で、詳細な情報が競売では公表されている。このような情報のなかには、入札者の氏名や場合によっては借家人の指名が掲載されていることもある。住宅雑誌のなかには、

物件価格を掲載するものもあるが、この希望売却価格は取引価格より3割高いといわれる。このようは情報の偏在は、需要者の交渉力を弱め、需要を抑制する。また、リスクの過少評価により地価の変動は増幅されてしまう。

本稿では、大阪市という限定された地域の分析から、鑑定評価が特にリスク情報を過少評価することを示した。日本の不動産市場取引を活性化するため、個人のプライバシーを確保しつつ取引情報を公開すべきである。これは容易に実現できることである。なぜなら取引情報といっても、取引物件の特定の所在地を明らかにすることが必要なのではなく、その物件の属性さえ把握できれば価格指数は導出可能だからである。

6-3. 今後の課題

本稿における分析には多くの問題が残されている。第一に、将来価格指数を予測するため、2つのマクロ経済変数を利用したが、予測値はかなり変動が大きく、2001年において実現値と乖離していた。土地市場のミクロ分析にもとづいて、より適切なマクロ変数を見つける必要がある。第二のそして最も重要な課題は、下方リスクの評価に、クロスセクション情報を利用する統計的な裏づけが必要で、その手法を確立することにある。またそれと同じに、リスクを明示した推定モデルで地価の時系列データを分析すべきであろう。これについては井出[2001]で、ARCH-Mモデルなどの推定を試みている。

また地価について、地価が将来のレントの変化を反映することから、物価指数に地価データを採用しようという研究者もある。それは、以下の理由から不適切である。第一に、地価は、本稿で再三述べているように、金融環境に大きく影響される。一般物価の評価に金融環境を導入すると、名目と実質の区別がつきにくくなるだろう。第二に、白塚[1998]でも指摘されるように、人々の期待と地価のファンダメンタルズの変化を区別することが技術的に困難をきわめる。第三に、土地取引は課税と政府の規制に大きく影響される。わずかな規制緩和でも、地価は突然変動する。地価を一般物価の評価に直接利用するよりも、帰属家賃を整備するなど、より現実的で適切な方法がある。

References:

- Campbell, J.Y. and R.J. Shiller [1998] "The Dividend Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *The Review of Financial Studies*, vol1, 195-228.
- Kiyohiko Nishimura, Toshiaki Watanabe, Takako Idee, and Fukujyu Yamazaki [2000] "Distortionary Taxation, Excessive Price Sensitivity, and Japanese Land Prices," NBER Working papers NO. 7254.
- 井出多加子 [1997] 「地価バブルと地域間資本移動」『現代マクロ経済分析』第7章、浅子和美、吉野直行編、東京大学出版会。
- 井出多加子 [1998] 「土地収益率と地域間情報伝達：首都圏住宅地ミクロデータによる分析」住宅土地経済 No.26, 日本住宅総合センター。

井出多加子 [1999] 「不動産競売市場におけるリスク」『不動産と金融』第 8 章, 136-158, 全国宅地建物取引業連合会, 不動産総合研究所。

井出多加子 [2000] 「ヘドニック関数と景気」2000 年日本不動産学会梗概集。

Takako, Idee [2001a] "Demographic Effects on Housing Starts by Japanese Prefectures," mimeo.

Takako, Idee [2001b] "Sold Rate and LTV in Auction market," mimeo.

井出多加子 [2001c] 「地価動向におけるボラティリティの非対称性」2001 年日本不動産学会梗概集。

井出多加子・井上智夫・中神康博 [2001] 「伝統的不動産価格決定理論と日本の不動産価格」『不動産市場の経済分析』第 3 章, 西村清彦編, 日本経済新聞社。

白塚重典 [1998] 「物価の経済分析」東京大学出版会。

戸田泰・井出多加子 [2000] 「不動産競売市場と明渡しの権利関係」住宅土地経済 No.37, 住宅総合センター。

Toda, Yasushi and Takako Idee [2001] "Auction Market in Osaka City," the paper presented at the 2001 ASRES conference in Tokyo.

山崎福寿・浅田義久 [1998] 「持家選択と住宅の規模」住宅土地経済 No.30, 住宅総合センター。

表 1 公示地価平均変動率 (%)

圏	住宅地			商業地		
暦年	1999	2000	2001	1999	2000	2001
東京圏	-6.4	-6.8	-5.8	-10.1	-9.6	-8
大阪圏	-5.2	-6.1	-6.7	-9.6	-11.3	-11
名古屋圏	-3.3	-1.8	-1.9	-11.2	-7.3	-5.6

注：東京圏は，埼玉，千葉，東京，神奈川県をふくみ，
名古屋圏は，愛知および三重県で構成され，大阪圏には大阪，京都，兵庫県が含まれる。

表 2 大阪市公示地価の基本統計量
(プールされたデータ：1995-2000)

	平均	標準偏差	最小値	最大値	歪度	尖度
住宅地						
観測数	1523					
地価 (円/m ²)	372,690	85,891	184,000	1,070,000	1.69	5.80
地籍 (m ²)	147.39	68.30	33.00	408.00	1.20	1.47
容積率 (%)	208.27	41.30	120.00	320.00	1.19	0.82
中心地所要時間 (分)	25.37	8.37	8.00	45.00	0.12	-0.89
最寄駅徒歩時間 (分)	8.68	6.29	1.13	52.50	2.41	9.14
前面道路幅 (m)	6.48	3.16	3.00	50.00	8.11	99.16
容積率の制限をうける物件	35.39%					
複数道路ダミー	4.40%					
非整形地ダミー	5.52%					
商業地						
観測数	1047					
地価 (円/m ²)	1,517,012	1,562,604	287,000	11,600,000	2.82	9.56
地籍 (m ²)	382.57	704.79	33.00	6672.00	6.54	49.66
容積率 (%)	508.47	184.83	240.00	1000.00	1.03	0.23
中心地所要時間 (分)	19.11	10.96	4.00	69.00	2.51	9.15
最寄駅徒歩時間 (分)	3.60	3.20	0.13	41.25	3.74	36.40
前面道路幅 (m)	19.36	14.23	4.00	80.00	1.42	2.57
容積率の制限をうける物件	20.25%					
複数道路ダミー	24.45%					
非整形地ダミー	8.79%					

変数の定義：所要時間=CBD (JR大阪駅) からの所要時間
最寄駅徒歩時間=最寄駅から，分速 80 m として計算。
容積率の制限=前面道路幅により容積率が制限される物件の比。

表 3(R) 住宅地公示地価の推定結果

従属変数：単位面積あたり地価対数

モデル	説明変数	推定 係数	t-stat	モデル	説明変数	推定 係数	t-stat
Model 1:	プールしたデータを用いたOLS			Model 3:	パネルデータのVariance component		
	C	7.126	20.921		C	6.997	17.664
	RFORECAST	-0.003	-17.438		RFORECAST	-0.002	-44.576
	Nikkei225	0.321	10.166		Nikkei225	0.313	25.797
	LSIZE	0.029	3.453		LSIZE	0.025	1.212
	LFAR	0.449	19.027		LFAR	0.473	7.009
	LTIME	-0.105	-9.805		LTIME	-0.081	-3.298
	LWALK2	-0.127	-21.579		LWALK2	-0.125	-8.768
	ROAD	0.002	1.134		ROAD	-0.002	-0.245
	CORNER	-0.049	-2.511		CORNER	-0.045	-0.915
	ES	0.007	0.903		ES	0.005	0.249
	INCOME	0.006	13.079		INCOME	0.007	5.514
	ASYM	-0.087	-4.888		ASYM	-0.075	-1.724
					theta	0.025	
	Adj. R ²	0.554			Adj. R ²	0.927	
Model 2:	プールしたデータを用いたOLS			Model 4:	パネルデータのVariance component		
	Y95	10.349	75.185		C	7.056	17.865
	Y96	10.288	74.698		RFORECAST	-0.007	-15.498
	Y97	10.255	74.483		Nikkei225	0.313	26.789
	Y98	10.225	74.228		LSIZE	0.025	1.229
	Y99	10.174	73.850		LFAR	0.473	7.008
	Y00	10.118	73.449		LTIME	-0.100	-4.068
	LSIZE	0.029	3.526		LWALK2	-0.125	-8.766
	LFAR	0.448	19.547		ROAD	-0.002	-0.247
	LTIME	-0.105	-10.041		CORNER	-0.045	-0.916
	LWALK2	-0.128	-22.290		ES	0.005	0.247
	ROAD	0.002	1.362		INCOME	0.007	5.511
	CORNER	-0.049	-2.597		ASYM	-0.075	-1.724
	ES	0.007	0.950		LTIME x RFORECAST	0.001	9.734
	INCOME	0.006	13.466		theta	0.023	
	ASYM	-0.086	-4.979		Adj. R ²	0.933	
	Adj. R ²	0.579					

注1: プールしたデータのサンプルサイズは 1523, パネルデータのクロスセクション観測数は 237である。

変数の定義:

RFORECAST = 日銀短観の借り入れ金利水準変化予想 (「上昇」-「下落」のDI)

Nikkei225 = 日経255の対数

LSIZE = 地籍の対数, LFAR=容積率の対数(%), LTIME =CBDからの所要時間の対数,

LWALK2 = 最寄駅からの徒歩時間の対数, ROAD=前面道路幅,

CORNER = 複数接道なら1をとるダミー,

ES = 東あるいは南接道なら1をとるダミー,

INCOME = 1995年の所得指標(全国平均が1000), ASYM =非整形地ダミー。

表 3(C) 商業地公示地価推定結果

従属変数：単位面積あたり地価対数

モデル	説明変数	推定 係数	t-stat	モデル	説明変数	推定 係数	t-stat
Model 1:	プールしたデータを用いたOLS			Model3:	パネルデータのVariance component		
	C	-2.984	-2.538		C	-3.319	-3.455
	RFORECAST	-0.008	-15.744		RFORECAST	-0.008	-45.319
	Nikkei225	1.062	9.278		Nikkei225	1.098	27.399
	LSIZE	0.148	7.692		LSIZE	0.152	3.025
	LFAR	0.912	15.306		LFAR	0.828	5.478
	LTIME	-0.395	-14.210		LTIME	-0.337	-5.329
	LWALK2	-0.073	-6.414		LWALK2	-0.103	-2.550
	ROAD	-0.004	-2.876		ROAD	-0.003	-0.824
	CORNER	0.049	1.344		CORNER	0.117	1.185
	ES	-0.008	-0.287		ES	0.004	0.054
	INCOME	0.014	9.699		INCOME	0.016	4.583
	ASYM	-0.149	-3.161		ASYM	-0.035	-0.259
	Adj. R ²	0.674			theta	0.019	
					Adj. R ²	0.959	
Model 2:	プールしたデータを用いたOLS			Model 4:	パネルデータのVariance component		
	Y95	7.722	22.451		C	-3.257	-3.397
	Y96	7.462	21.677		RFORECAST	-0.012	-14.535
	Y97	7.312	21.250		Nikkei225	1.098	27.831
	Y98	7.220	20.964		LSIZE	0.151	3.014
	Y99	7.119	20.681		LFAR	0.828	5.477
	Y00	6.952	20.201		LTIME	-0.360	-5.665
	LSIZE	0.149	8.006		LWALK2	-0.103	-2.548
	LFAR	0.909	15.764		ROAD	-0.003	-0.823
	LTIME	-0.393	-14.599		CORNER	0.118	1.189
	LWALK2	-0.074	-6.670		ES	0.004	0.055
	ROAD	-0.003	-2.907		INCOME	0.016	4.581
	CORNER	0.048	1.371		ASYM	-0.035	-0.259
	ES	-0.008	-0.307		LTIME x RFORECAST	0.002	4.978
	INCOME	0.014	10.031		theta	0.018	
	ASYM	-0.149	-3.260		Adj. R ²	0.96005	
	Adj. R ²	0.695					

注1: プールしたデータのサンプルサイズは 1024, パネルデータのクロスセクション観測数は 154である。

表 4 競売データの基本統計量
(大阪市, 1997-2000)

	平均	標準偏差	最小値	最大値	歪度	尖度
住宅地						
観測数	211					
売却物件比	60.19%	49.07%			-0.4	-1.8
地積	250	291	15	2,610	4.16	25.83
最低価格	3,594	6,237	84	74,383	7.76	81.41
所要時間(分)	24.67	7.91	8.00	42.00	-0.07	-0.56
落札価格/最低価格	1.26	0.41	1.00	2.92	1.56	6.06
RIGHT2の比率	3.15% (売却)		8.33% (非売却)			
RIGHT9の比率	10.24% (売却)		14.29% (非売却)			
NOPROの比率	47.24% (売却)		53.57% (非売却)			
商業地						
観測数	417					
売却物件比	45.32%	49.84%			0.19	-1.97
地積	262	328	4	2,265	4.34	21.93
最低価格	10,768	14,913	46	131,423	3.60	17.58
所要時間(分)	17.66	8.48	4.00	69.00	2.32	11.29
落札価格/最低価格	1.49	1.58	1.00	11.46	4.72	22.72
RIGHT2の比率	0.00% (売却)		0.88% (非売却)			
RIGHT9の比率	5.82% (売却)		5.26% (非売却)			
NOPROの比率	65.61% (売却)		69.30% (非売却)			

注1: 価格の単位は1万円で, 地積は平方メートルである。

注2: RIGHT2, RIGHT9 およびNOPROは占有状況に関するダミーで,
RIGHT2は法廷地上権の存在, RIGHT9は長期賃貸借権利が存在することをしめす。
NOPROは物件が更地か簡易駐車場として利用されている場合, 1をとる。

表 5 (R) 住宅地競売価格の推定結果
(大阪市, 1997-2000)
従属変数: 土地総額の対数 (単位 1 万円)

全サンプル (203 観測値)			全サンプル (203 観測値)		
	係数	t-stat		係数	t-stat
CONSTANT	2.909	0.660	Q1	0.693	0.490
RFORECAST	0.001	0.145	Q2	1.171	0.836
NIKKEI	-0.260	-0.615	Q3	0.576	0.407
			Q4	1.185	0.820
			Q5	0.855	0.606
			Q6	0.784	0.550
			Q7	0.683	0.484
			Q8	0.703	0.495
			Q9	0.647	0.453
			Q10	0.596	0.429
			Q11	0.400	0.282
			Q12	0.563	0.399
			Q13	0.305	0.216
			Q14	0.571	0.407
			Q15	0.379	0.268
			Q16	0.594	0.424
SOLD	2.039	3.537	SOLD	1.916	3.382
LSIZE	1.006	10.929	LSIZE	0.990	10.882
LFAR	0.497	2.111	LFAR	0.385	1.631
LTIME	-0.207	-1.462	LTIME	-0.095	-0.677
LWALK2	-0.125	-2.354	LWALK2	-0.113	-2.139
ROAD	0.241	1.841	ROAD	0.259	1.981
INCOME	-0.001	-0.266	INCOME	-0.002	-0.332
NOPRO	0.365	3.193	NOPRO	0.374	3.224
RIGHT2	-0.274	-1.144	RIGHT2	-0.243	-1.013
RIGHT9	-0.668	-4.244	RIGHT9	-0.680	-4.359
SOLD x LSIZE	-0.399	-3.667	SOLD x LSIZE	-0.365	-3.408
Adjusted R2		0.691	Adjusted R2		0.713
売却サンプル (122 観測値)			非売却サンプル (81 観測値)		
	係数	t-stat		係数	t-stat
Q1	3.582	1.651	Q1	-0.523	-0.295
Q2	4.135	1.898	Q2	-0.179	-0.103
Q3	3.195	1.475	Q3	-0.473	-0.267
Q4	4.220	1.911	Q4	-0.226	-0.125
Q5	3.903	1.803	Q5	-0.749	-0.435
Q6	3.491	1.577	Q6	-0.303	-0.172
Q7	3.415	1.572	Q7	-0.265	-0.153
Q8	3.743	1.706	Q8	-0.656	-0.373
Q9	3.432	1.571	Q9	-0.341	-0.190
Q10	3.741	1.745	Q10	-0.774	-0.450
Q11	3.330	1.514	Q11	-0.772	-0.441
Q12	3.351	1.562	Q12	-0.692	-0.381
Q13	3.107	1.444	Q13	-1.031	-0.580
Q14	3.322	1.530	Q14	-0.492	-0.281
Q15	3.309	1.499	Q15	-0.806	-0.460
Q16	3.573	1.658	Q16	-0.782	-0.452
LSIZE	0.590	7.355	LSIZE	0.986	13.289
LFAR	0.325	0.820	LFAR	0.490	1.850
LTIME	-0.115	-0.586	LTIME	-0.118	-0.613
LWALK2	-0.149	-1.697	LWALK2	-0.105	-1.653
ROAD	0.336	1.614	ROAD	0.178	1.146
INCOME	-0.007	-0.844	INCOME	0.007	0.989
NOPRO	0.420	2.339	NOPRO	0.416	2.820
RIGHT2	-0.128	-0.302	RIGHT2	-0.400	-1.440
RIGHT9	-0.869	-3.491	RIGHT9	-0.422	-2.342
Adjusted R2		0.555	Adjusted R2		0.884

F(23,153)= 0.30179 with Significance Level 0.99926919

変数の定義は表 2 (R)を参照。

Q1-Q16 = 1996第一四半期から始まる四半期ダミー。

注: F(*, *) は定数項と地積係数が売却物件と非売却物件で異なるという仮説のF統計量

表 5 (C) 商業地競売価格の推定結果
(大阪市, 1997-2000)
従属変数: 土地総額の対数 (単位 1 万円)

全サンプル (397 観測値)			全サンプル (397 観測値)		
	係数	t-stat		係数	t-stat
CONSTANT	-2.869	-0.948	Q1	0.980	1.150
RFORECAST	-0.005	-1.246	Q2	1.311	1.530
NIKKEI	0.447	1.461	Q3	1.098	1.299
			Q4	1.116	1.318
			Q5	0.932	1.094
			Q6	0.948	1.131
			Q7	0.759	0.890
			Q8	0.781	0.926
			Q9	0.881	1.051
			Q10	0.699	0.813
			Q11	0.636	0.743
			Q12	0.624	0.718
			Q13	0.589	0.692
			Q14	0.472	0.543
			Q15	0.240	0.280
			Q16	0.867	0.991
SOLD	-0.428	-0.934	SOLD	-0.246	-0.548
LSIZE	0.807	12.705	LSIZE	0.817	13.215
LFAR	0.512	3.407	LFAR	0.606	4.121
LTIME	-0.429	-5.207	LTIME	-0.455	-5.686
LWALK2	-0.144	-3.595	LWALK2	-0.136	-3.496
ROAD	0.016	0.234	ROAD	0.018	0.272
INCOME	0.014	4.269	INCOME	0.013	4.144
NOPRO	0.159	1.971	NOPRO	0.253	3.158
RIGHT2	-0.897	-1.793	RIGHT2	-0.931	-1.920
RIGHT9	-0.597	-3.598	RIGHT9	-0.544	-3.325
SOLD x LSIZE	0.035	0.398	SOLD x LSIZE	0.018	0.208
Adjusted R2		0.603	Adjusted R2		0.636
売却サンプル (177 観測値)			非売却サンプル (220 観測値)		
	係数	t-stat		係数	t-stat
Q1	1.170	0.979	Q1	0.459	0.397
Q2	1.614	1.330	Q2	0.716	0.623
Q3	1.194	1.007	Q3	0.712	0.626
Q4	1.412	1.189	Q4	0.562	0.497
Q5	0.994	0.849	Q5	0.430	0.373
Q6	1.238	1.022	Q6	0.406	0.361
Q7	0.767	0.630	Q7	0.294	0.257
Q8	1.200	1.006	Q8	0.181	0.160
Q9	1.168	0.999	Q9	0.334	0.297
Q10	1.099	0.917	Q10	0.041	0.036
Q11	0.749	0.627	Q11	0.280	0.240
Q12	0.828	0.678	Q12	0.145	0.125
Q13	0.831	0.699	Q13	0.026	0.022
Q14	0.717	0.596	Q14	-0.116	-0.098
Q15	0.573	0.482	Q15	-0.658	-0.549
Q16	1.308	1.062	Q16	0.100	0.085
LSIZE	0.839	12.811	LSIZE	0.836	13.135
LFAR	0.510	2.174	LFAR	0.662	3.282
LTIME	-0.434	-3.251	LTIME	-0.438	-4.195
LWALK2	-0.150	-2.507	LWALK2	-0.133	-2.353
ROAD	0.086	0.802	ROAD	-0.040	-0.414
INCOME	0.013	2.351	INCOME	0.015	3.384
NOPRO	0.148	1.188	NOPRO	0.344	3.044
RIGHT2*	0.000	0.000	RIGHT2	-0.955	-1.902
RIGHT9	-0.459	-1.616	RIGHT9	-0.520	-2.290
Adjusted R2		0.676	Adjusted R2		0.581

F(23,348)= 0.22621 with Significance Level 0.99995037

注2: 商業地売却サンプルでは, すべての観測値でRIGHT2 が0であった。

図 1
公示地価におけるヘドニック関数係数の変化

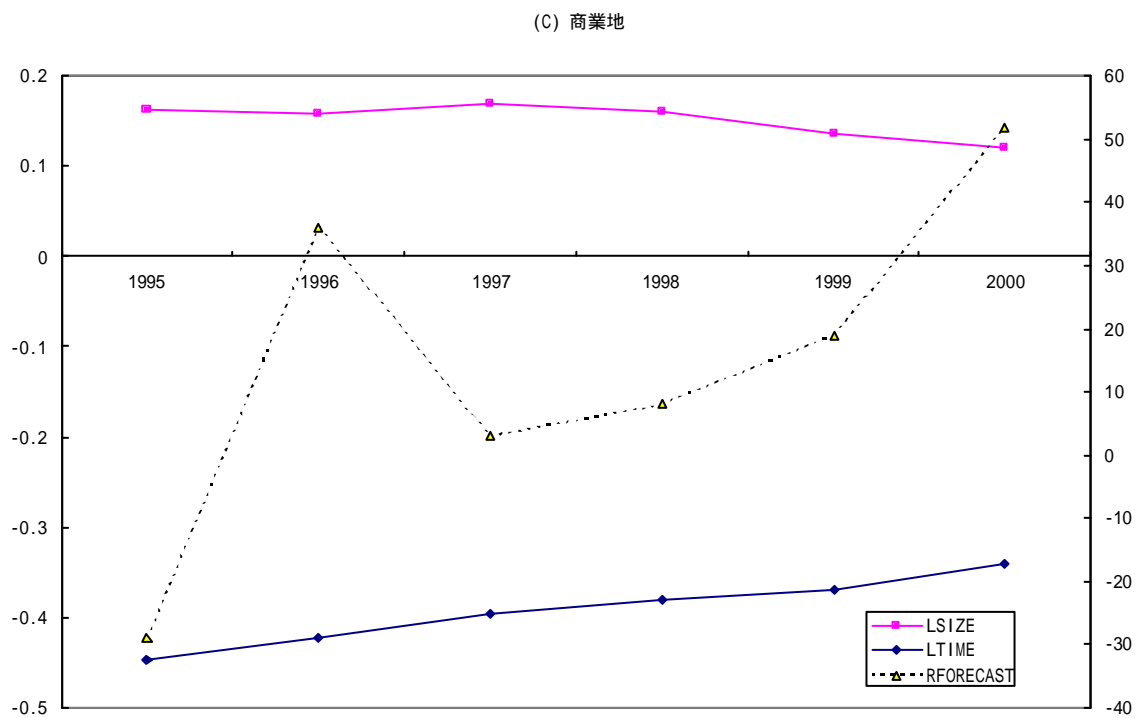
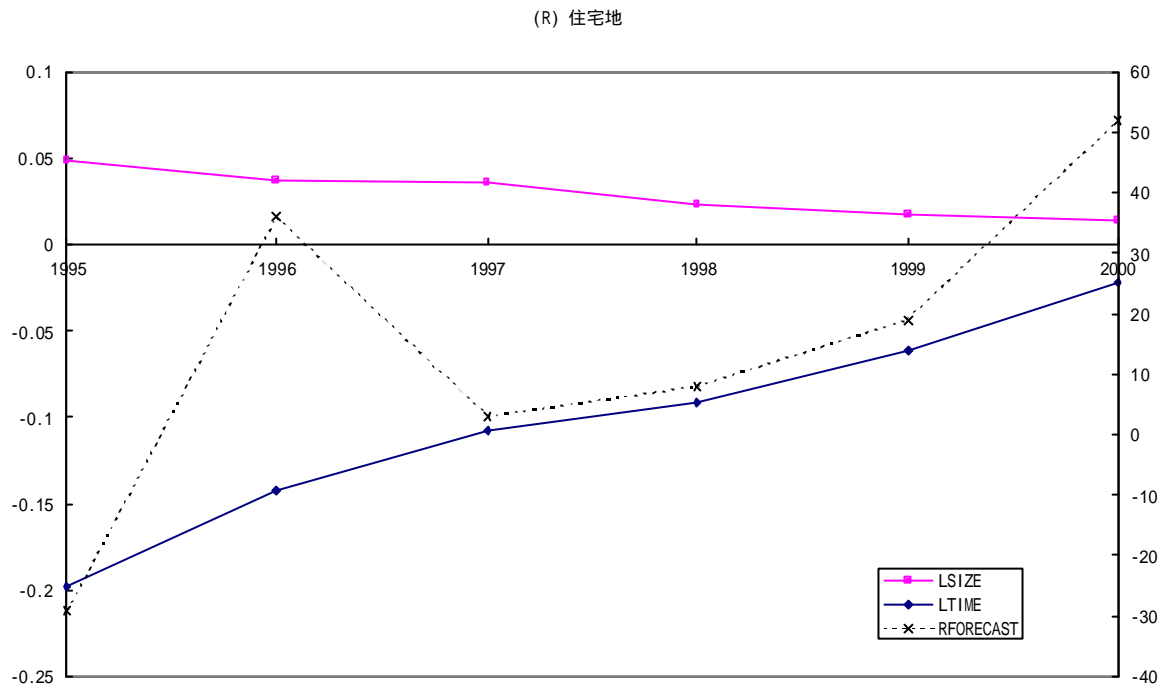
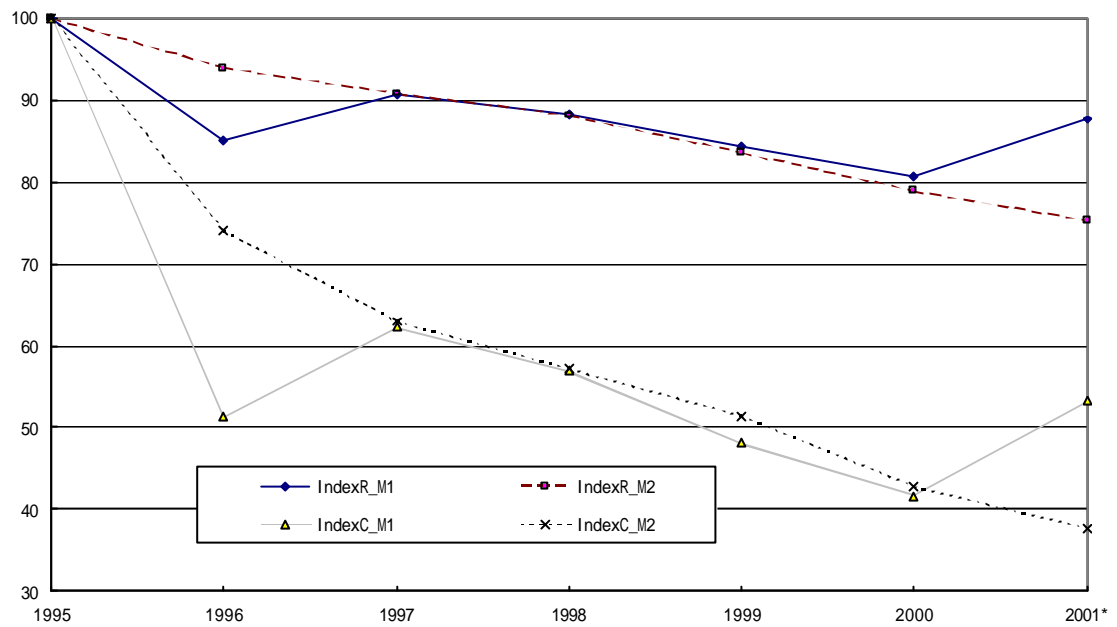


図 2 公示地価価格指数



注：R と C は，それぞれ住宅地と商業地を示している。M1 と M2 は，表 3 の Model1 と Model2を表す。 2001年の値は予想値で，Model 1 では2つのマクロ経済変数の実現値から計算し，Model 2 では過去3年の変動率の移動平均から導出した。

图 3 競売土地価格指数 (1996Q4=100)

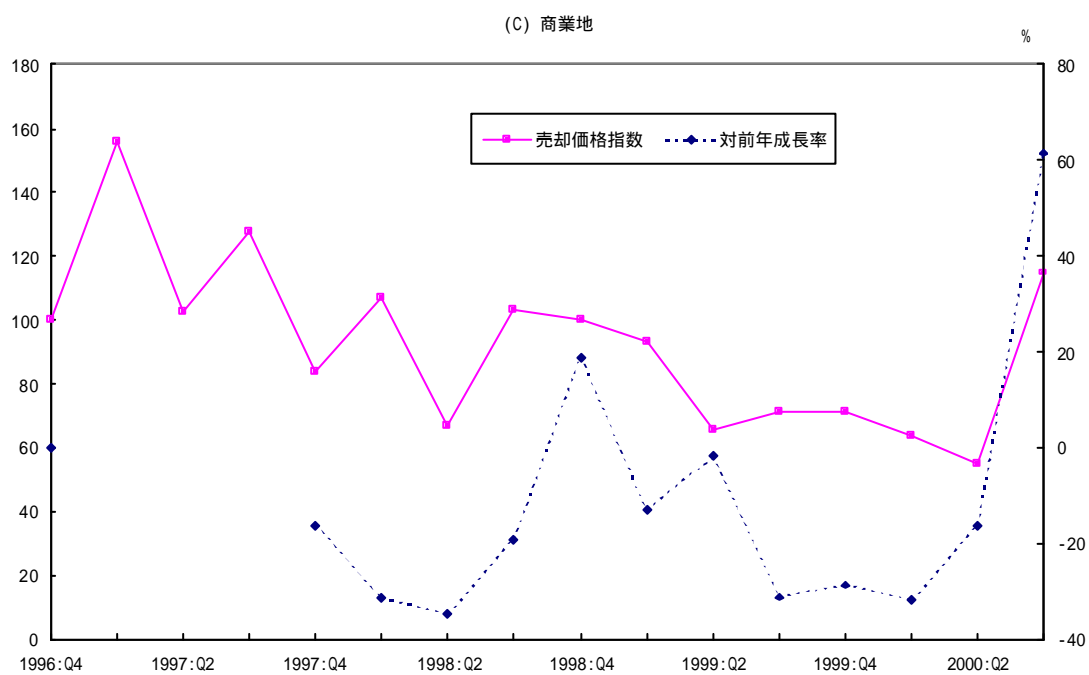
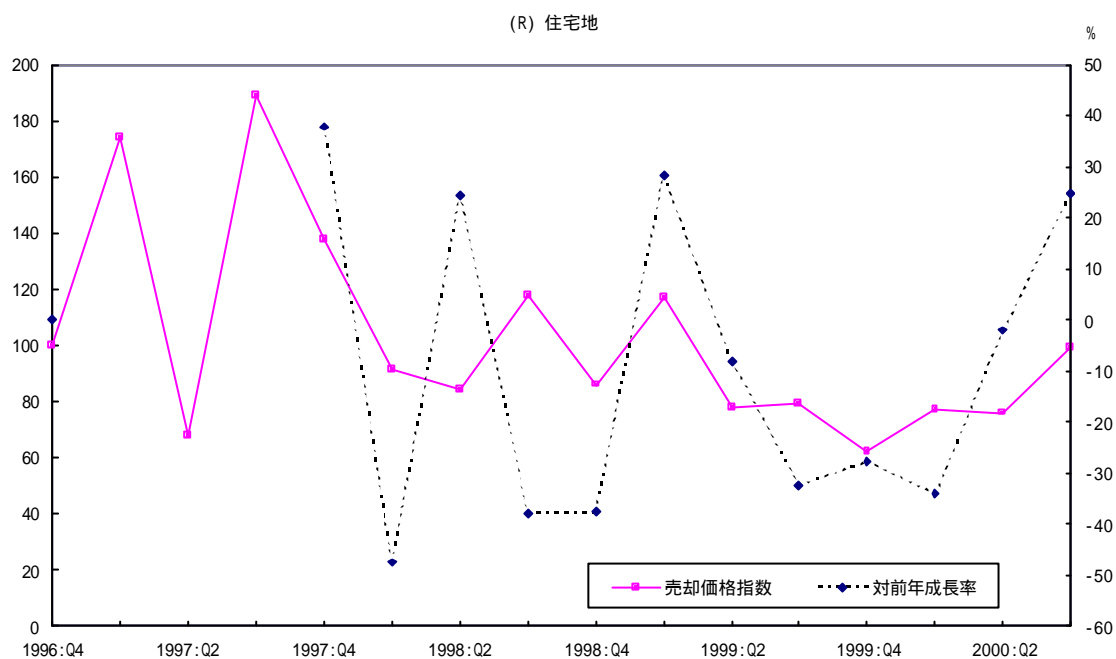


図 4

景気の異なる局面における地価の分布

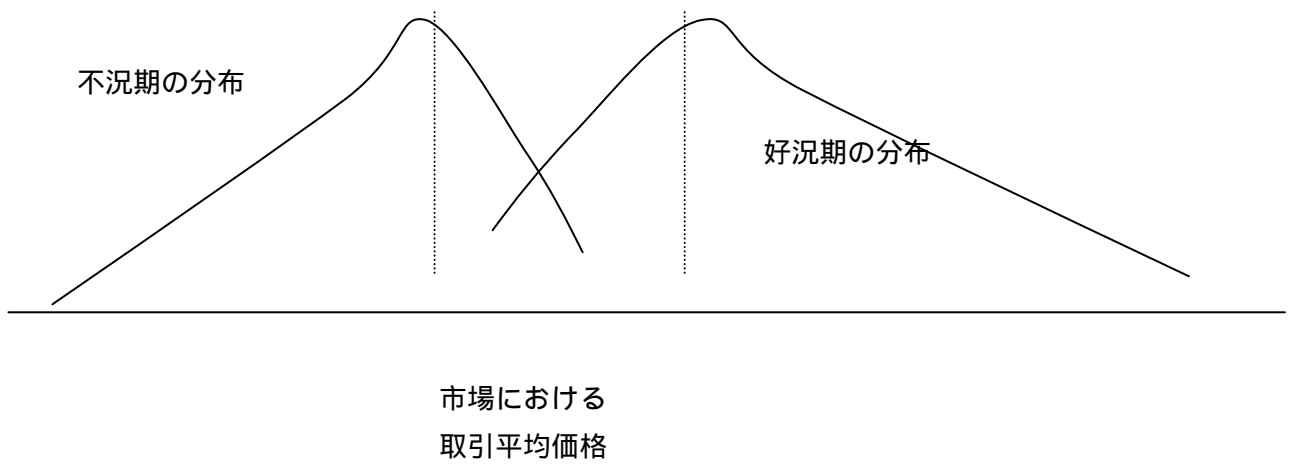
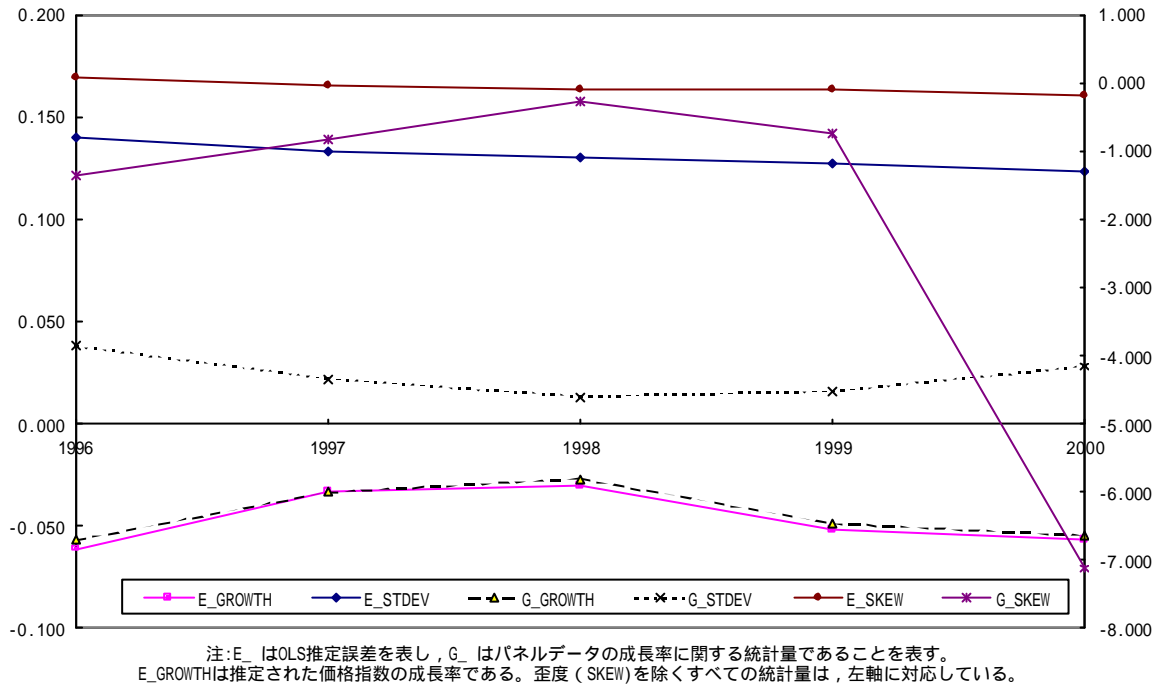


図 5
 公示地価における指数増加率とリスク関連のクロスセクション統計量
 (R) 住宅地



(C) 商業地

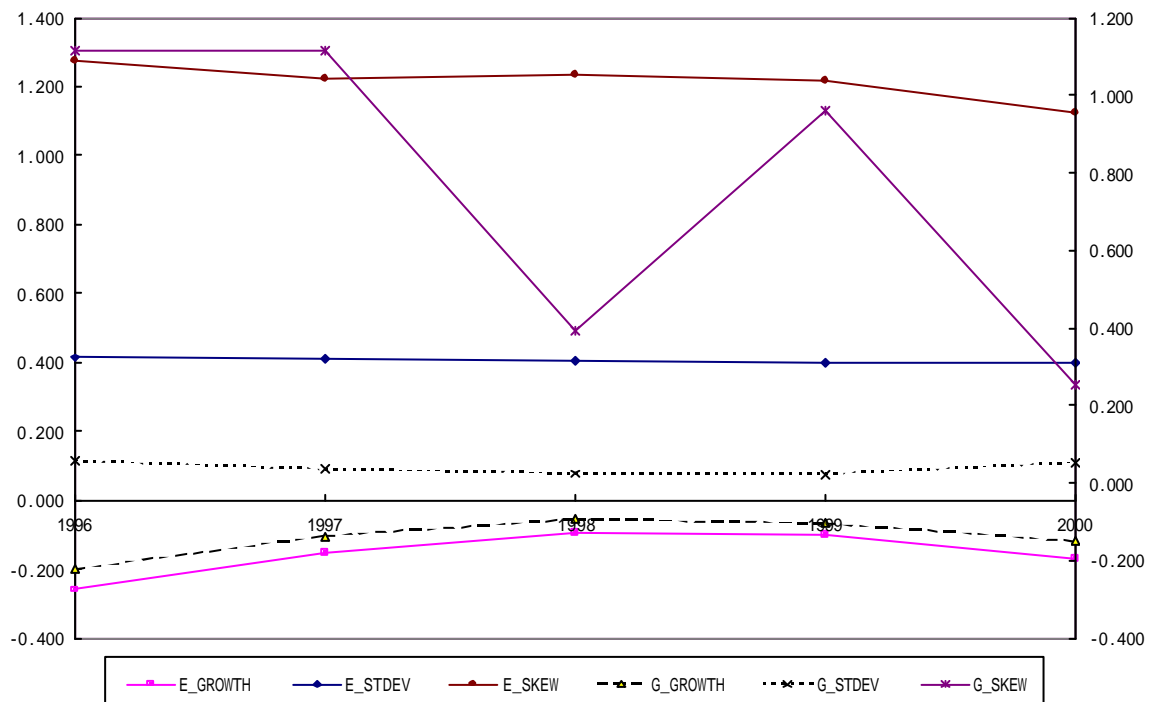
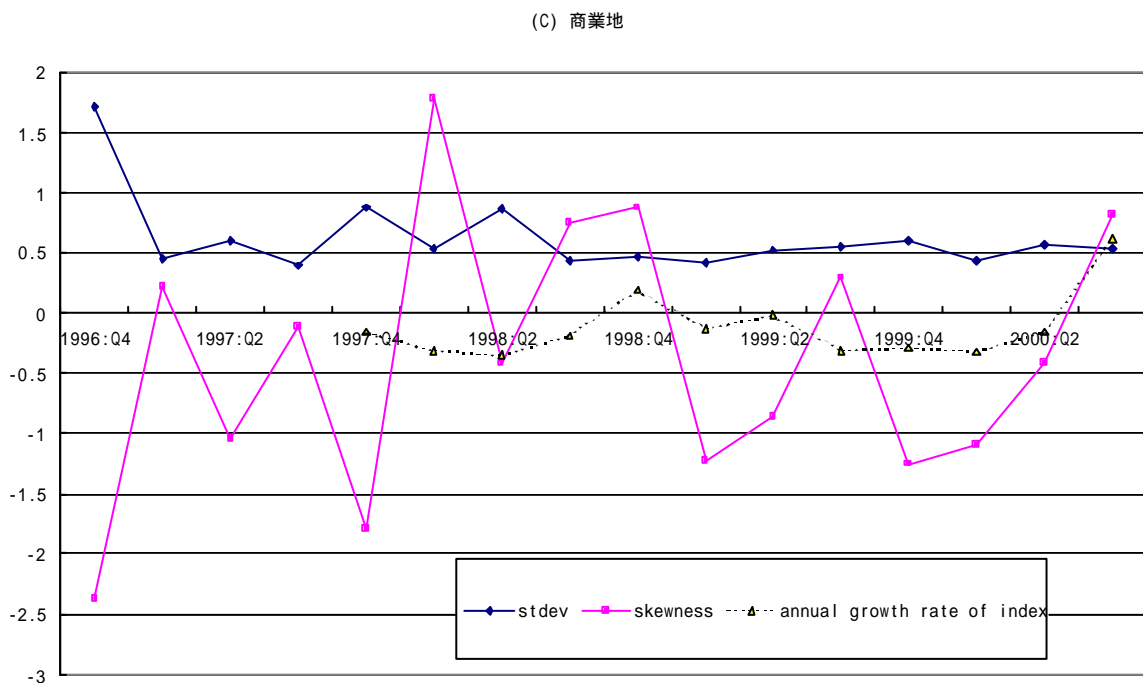
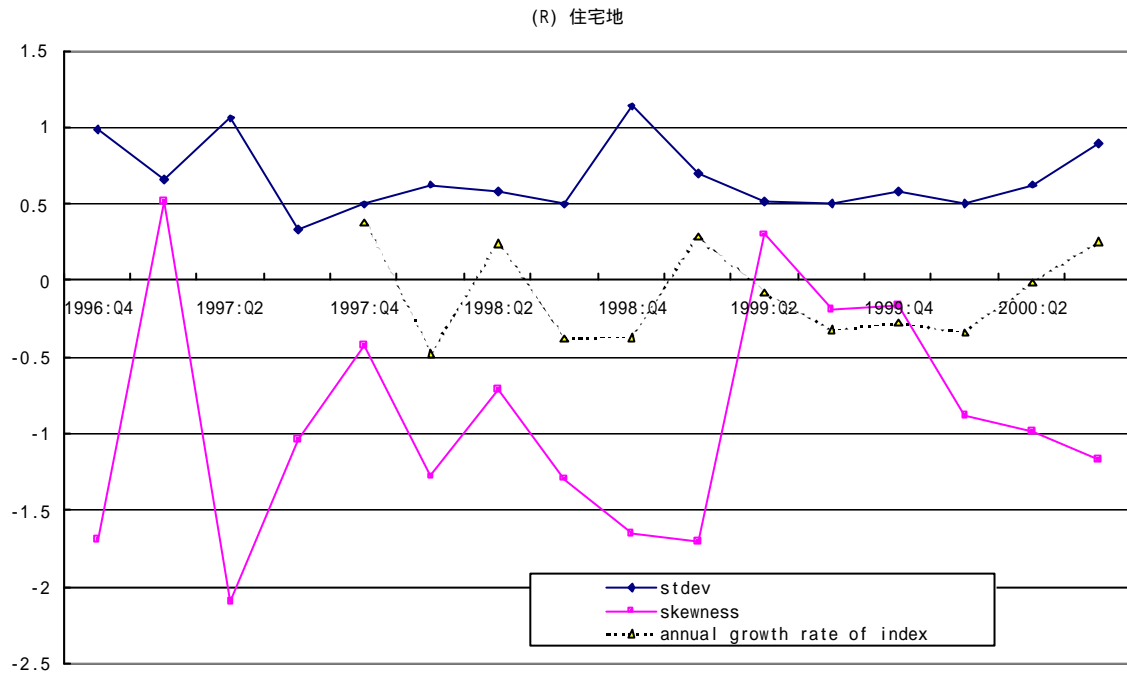


図 6
競売市場における指数増加率とリスク関連クロスセクション統計量
(売却物件)



注：stdev および skewness は，ヘドニック推定誤差のクロスセクション統計量。
annual growth rate of index はヘドニック関数から求めた価格指数の対前年同期成長率。