



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

都道府県別パネル・データを用いた均衡地価の 分析：パネル共和分の応用

才田友美*

yumi.saita@boj.or.jp

橘永久**

towa.tachibana@boj.or.jp

永幡崇***

関根敏隆****

toshitaka.sekine@boj.or.jp

No.04-J-7
2004 年 3 月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

* 調査統計局 ** 調査統計局 *** 調査統計局（現 London School of Economics）

**** 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局広報課までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

都道府県別パネル・データを用いた均衡地価の分析: パネル共和分の応用*

才田 友美[†]・橋 永久[‡]・永幡 崇[§]・関根 敏隆[¶]

2004 年 3 月

概 要

本稿では、都道府県別のパネル・データに、パネル共和分の手法を適用することによって均衡地価を求め、地価の変動要因、とりわけ近年みられる地価の二極化の背景について分析を行った。すると、無裁定条件から導出された長期均衡解は、バブルの可能性を許容する、値上がり/値下がり期待を含めた形でみれば、共和分関係として支持される一方、バブルの可能性を排除した形では、共和分関係としては支持されないとの結果が得られた。また、こうして得られた長期均衡解をもとに、誤差修正型の地価関数を計測すると、不良債権比率の上昇とともに、均衡地価からの乖離が地価の変動に大きな影響を及ぼしてきたことがみてとれた。とりわけ、近年、都市圏と地方圏でみられる地価の格差は、均衡地価の動向と密接に関係していることがわかった。

1 はじめに

本稿は、都道府県別のパネル・データにパネル共和分 (panel cointegration) の手法を応用することによって均衡地価を求め、地価がどのような要因によって変動してきたのかを分析しようというものである。

「均衡地価は実際に観察される地価と共和分のあるはず」という考え方から、時系列分析で発展をみた共和分の手法を用いて、均衡地価を計測しようという試みは、実はそれほど多くない。米国では、Meese and Wallace (1994)、Clayton (1997)、日本では、井手 (1992)、吉岡 (2002)、今川 (2002) があるくらいである。

*本稿の作成にあたっては、松林洋一助教授 (神戸大学)、塩路悦朗助教授 (横浜国立大学)、藤木裕氏 (日本銀行金融研究所)、白塚重典氏 (日本銀行金融研究所)、副島豊氏 (日本銀行検査局) のほか、日本銀行調査統計局のスタッフから有益なコメントを得た。

[†] 日本銀行調査統計局経済調査課 (E-mail: yumi.saita@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局経済調査課 (E-mail: towa.tachibana@boj.or.jp)

[§] 日本銀行調査統計局経済調査課 (現 London School of Economics)

[¶] 日本銀行調査統計局経済調査課 (E-mail: toshitaka.sekine@boj.or.jp)

このように先行研究の数が少ないのは、マクロの時系列データでは、地価は年次もしくは半年次でしかデータが得られず、共和分といった時系列のテクニックを活用するには、十分な自由度が確保されないためである。そもそも共和分関係とは、長期的にみて、幾つかの変数がつかず離れずに連動することをみる分析手法であるため、十分なデータ数が確保できなければ、なかなかこの手法を適用する訳にはいかない。

そこで、「都道府県別地価というパネル・データを用いることによって、自由度の不足を補おう」というのが、本稿の基本的なアイデアである。時系列的にはデータが少なくとも、これを県別のデータという形でクロス・セクション方向でもサンプル数を増やせば、自由度の不足を補うことができると考えられる。その際、近年発展がみられたパネル共和分の手法を応用する。

都道府県別のパネル・データを用いることの、もう一つのメリットは、都市と地方といった地価の地域間格差の分析を行えることである。例えば、最近では、東京の地価はほぼ下げ止まっているにもかかわらず、地方圏の地価はなかなか下げ止まらず、地価の二極化が進んでいることが指摘されている（植村・佐藤（2000））。パネル・データを用いることによって、このような地域間の格差がどのような要因によって生じたのかをみることができる。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節では、都道府県別の地価パネル・データを公示地価の連鎖指数として求め、それがどのような特徴をもつのかをみる。とりわけ、東京、東京以外の都市圏、地方圏の3つの地域で、地価が異なる動きとなっており、地域間格差が存在することを示す。第3節では、まず理論的に均衡地価を無裁定条件（no-arbitrage condition）より導出し、実際にこの関係が共和分として計測できるかを、パネル共和分の手法を用いて検討する。第4節では、こうして得られた均衡地価からの乖離を用いて、誤差修正型（error correction model）の地価関数を計測し、上記の3つの地域で、それぞれどのような要因が働いていたのかを分析する。第5節では、本稿の分析結果をまとめる。

2 都道府県別地価

本稿で分析する県別地価には、公示地価を調査地点の前年の価額で加重平均（連鎖指数）したものをを用いる。具体的には、 i 県の t 時点の地価を P_{it} とすると、以下の算式により県別地価を求めた。

$$\Delta p_{it} = \sum_{j \in i} \frac{V_{j,t-1}}{\sum_{j \in i} V_{j,t-1}} \Delta p_{jt}.$$

ただし、 P_{jt} は i 県に属する調査地点 j （公示地価では「調査区」¹と呼ぶ）の価格、 V_{jt} は同地点の価額（単位あたりの価格 P_{jt} に面積をかけたもの）。小文字は対数変換値、 Δ は階差オペレーターである。

¹2003 年 1 月 1 日調査では、全国で 31,866 調査区が存在する。そのうち、東京だけでも、3,254 調査区にのぼる。

県別地価を用いた既存の研究では、SNA ベースの県別土地資産額を用いたケースがある（井出（1997）、香西・伊藤・定本（1999）、藤原・新家（2003））。そこで県別土地資産額を『固定資産の価格等の概要調書』（総務省）にある県別宅地面積で割り戻すことによって、県別地価を計算してみると、地方の県（青森、山形、福井、島根、徳島、高知、佐賀、等々：巻末付図を参照）では、1990年代の半ばにかなりの価格上昇をみせるなど、やや直感にあわない動きを示すところがある。また、県別土地資産額は統計公表までのタイムラグが長い（2004年3月現在で2001年分までが公表されているのみ）という問題もある。こうした事情から、本稿では公示地価をベースに分析を行った。

公示地価にも、統計として幾つかの問題点が指摘されている。例えば、公示地価は、(i) 鑑定価格をベースにするために、実売価格との間で乖離が生じること（実売価格の変動に比べて振れが小さく、遅行するくせがある）、(ii) 単純平均を用いているために、都会の一等地も地方の山林も同じウェイトを用いてしまっていること、といったことがあげられる（西村・清水（2002）、才田（2003））。

公示地価を連鎖指数の形で加重平均することにより、このうち(ii)の問題を回避することはできる。一方、(i)の問題については、SNAの県別土地資産額も公示地価をもとに推計されている以上、そもそも利用可能な県別データでは対処のしようがない。ただし、鑑定価格も、長期的にみれば実売価格の動きをそこそこ追っているとみなせれば、少なくとも以下の長期均衡関係を求める分析では、それほど大きな問題とならないと考えられる。

こうして計算した加重平均・公示地価は、6大都市平均の市街地価格指数やSNAベースの全国土地資産額/宅地面積に、よく似た動きを示している（図1）²。例えば、6大都市平均の市街地価格指数と前年比の推移を比較すると、1988-89年を除いて、バブル期の急騰局面や、バブル崩壊後の反落局面で、ほぼ同じ動きとなっている（右下段パネル）。また、SNAベースの地価との比較では、バブル崩壊後の下落率がやや大きくなっていることを除いて、やはり似た動きとなっている（右上段パネル）。これは、6大都市の方が物件あたりの価額が高く、加重平均・公示地価やSNAベースではより大きなウェイトを付しているためである。

加重平均・公示地価を「東京」、「都市圏（除く東京）」、「地方圏」に分けて、商業地、住宅地別の推移をみたのが図2である³。東京は、1985-86年頃より価格が高騰した後、1990年代に入ってバブル崩壊後は、一時期は前年比-25%程度まで下落したが、その後徐々に下落幅を縮小し、2002年では-0.3%とほぼ下げ止まっている（右上段パネル）⁴。また、東京を除く都市圏は、東京に若干遅れて価格高騰局面を迎えた後、1990年代前半には、-20%を越える下落率を示した（左下段パネル）。最近では、-10%前後の動きとなっている。一

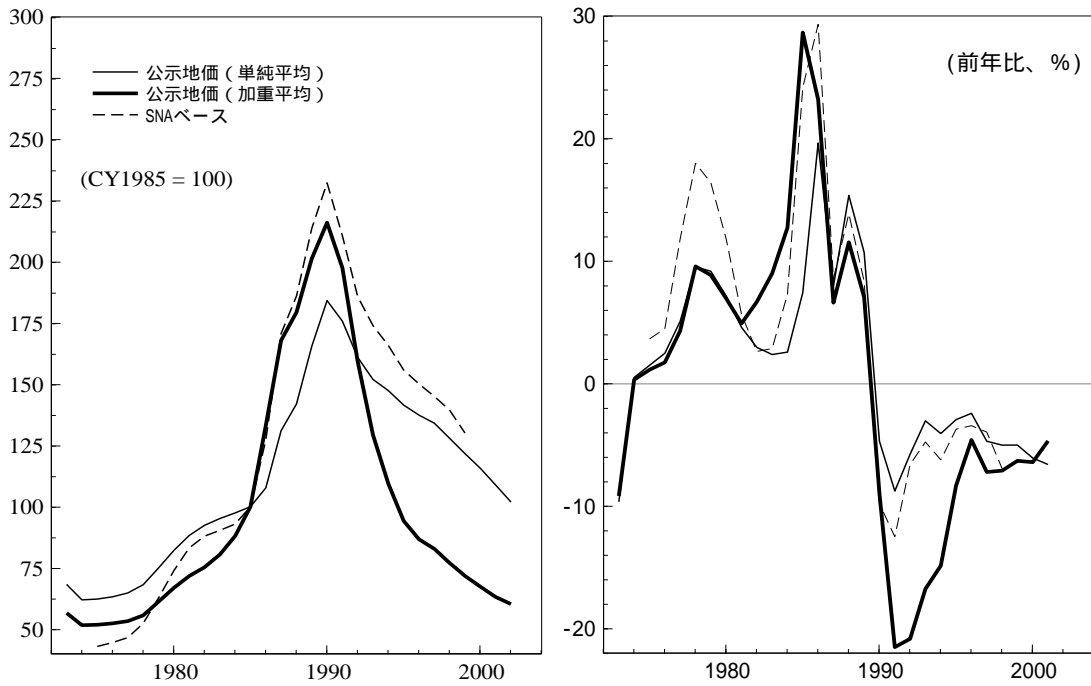
² 1月1日時点の鑑定価格である公示地価を、前年の年末値として取り扱っている。

³ 本稿で都市圏とは、政令指定都市のある都道府県を指す。北海道、宮城県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、広島県、福岡県がそれに当たる。地方圏とは残りの全ての県を指す。

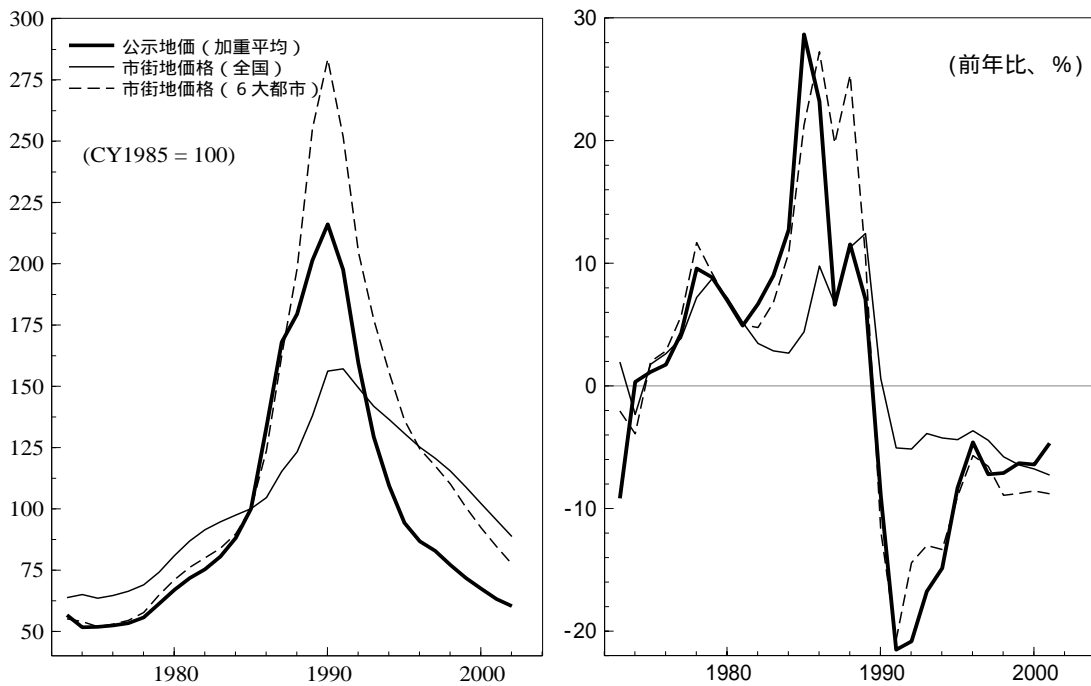
⁴ これを用途別にみると、2002年には、住宅地は前年比-2.4%と下落を続けた一方、商業地は+0.2%の上昇に転じている。ちなみに、国土交通省公表の単純平均の公示地価でみると、東京の住宅地は-3.1%（-4.1%）、商業地は-2.7%（-3.9%）と、2003年に至っても下げ止まっていない（括弧内は2002年）。

図 1: 各種地価指数の比較

(1) 公示地価とSNAベース地価

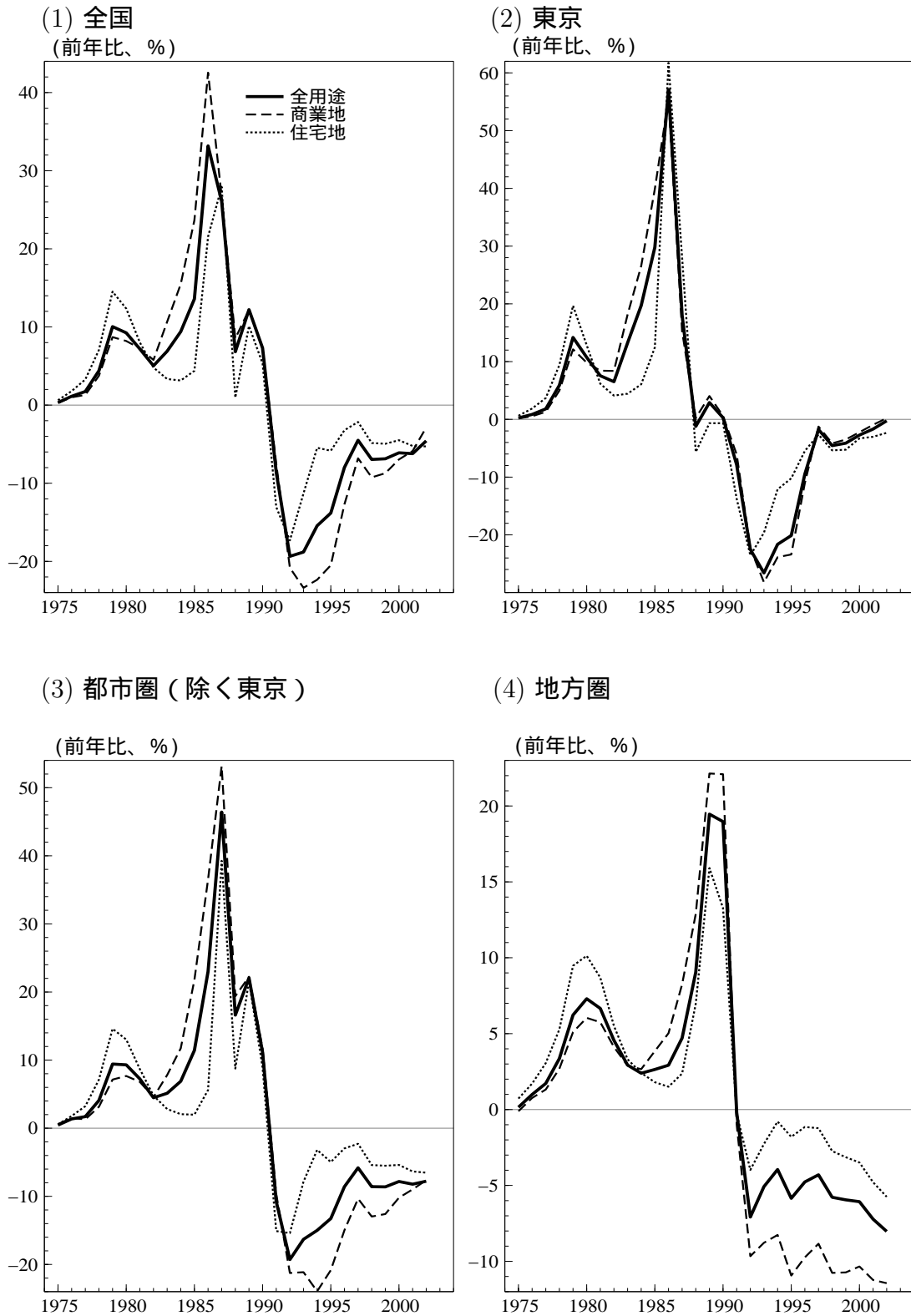


(2) 公示地価と市街地価格指数



(資料) 国土交通省『公示地価』、不動産研究所『市街地価格指数』、内閣府『国民経済計算』、総務省『固定資産の価格等の概要調書』

図 2: 加重平均・公示地価の地域別・用途別内訳



(資料) 国土交通省『公示地価』

方、地方圏は、東京を除く都市圏にさらに遅れて 1989 年ごろから価格が顕著に上昇した（右下段パネル）。バブル期の上昇、バブル崩壊直後の下落とも規模は小さかったものの、最近に至っても、徐々に下げ幅を拡大する傾向がみられる。なお、住宅地、商業地別に見ると、東京ではさほど明瞭ではないが、東京を除く都市圏、地方圏ともに、商業地の方がバブル期の上昇、バブル崩壊後の下落ともに大きい。

図 3 では、こうした地域別の動きを別の角度から比較した。同図では、1990 年代の半ばから、前年比がどの程度加速/減速したかを、各県の県内総支出との相関関係でみている。すると、東京をはじめとして、県内総支出の大きい都市圏ほど、地価の下落幅縮小が顕著になっており、県内総支出の小さい地方圏ほど、最近になって地価の下落が加速している姿をみてとることができる。

どうして地域間で、地価の推移に差があるのだろうか。以下の分析では、長期均衡関係を取り込んだ地価関数を推計することにより、上でみたような都市（とりわけ東京）と地方の格差がどのようなメカニズムによって生じているのかを解明したい。

3 長期均衡関係

3.1 PVR

本稿で想定する長期均衡関係は、資産価格理論として標準的な PVR（Present Value Relation、現在価値関係）モデルに基づく（井上・井出・中神（2002））。リスク中立性を仮定すると、PVR はもっともシンプルな形では、以下の関係で表される。

$$Y_{it} + (P_{i,t+1}^e - P_{it}) = r_{it}P_{it}, \quad (1)$$

ただし、 Y_{it} は名目レント、 $P_{i,t+1}^e$ は翌年の予想地価。 r_{it} は資金コストであり、名目金利 i_t と不動産投資にかかる税金 τ_{it} からなる（ $r_{it} = i_t + \tau_{it}$ ）。

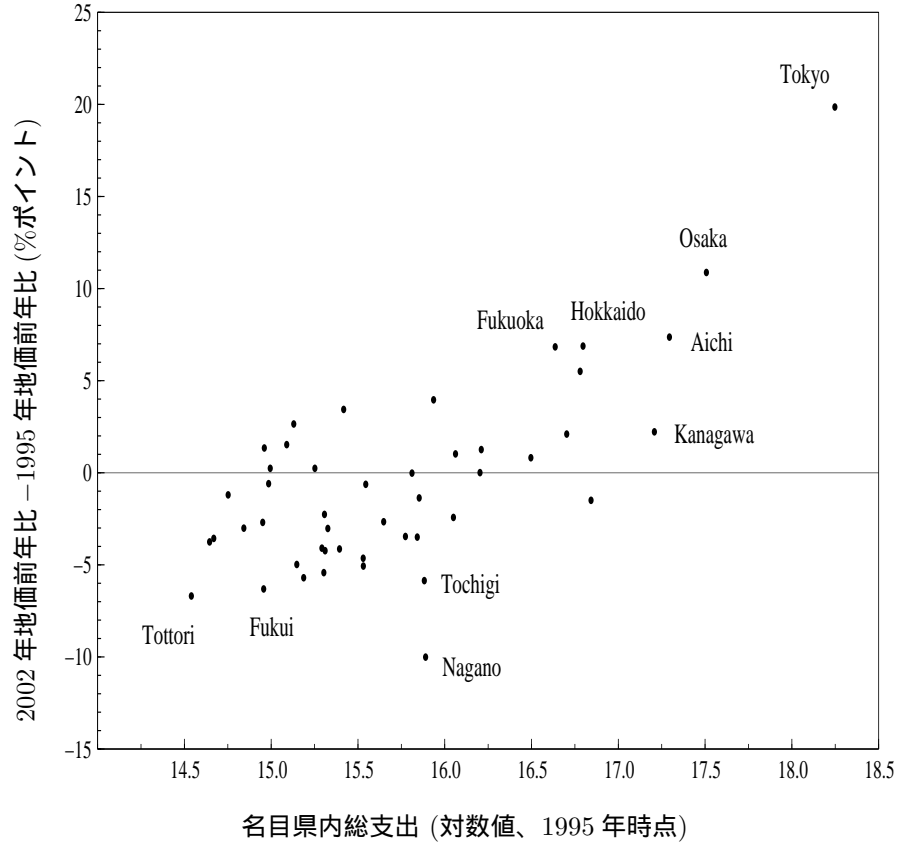
(1) 式は、無裁定条件（no-arbitrage condition）とも呼ばれる。左辺は不動産投資の 1 年後の期待収益がインカム・ゲイン（ Y_{it} ）とキャピタル・ゲイン（ $P_{i,t+1}^e - P_{it}$ ）の和で表されることを示している。右辺は不動産投資の資金コストが金利と税金で構成されていることを表す。無裁定条件が成り立っていれば、期待収益と資金コストは等しくなり、上記の関係が導かれる。

一点注意すべきことは、上記の関係はバブル解を許容するということである（バブルとの関係は西村（1990）や柳川（2002）を参照）。(1) 式を変換すると、

$$P_{it} = \frac{Y_{it} + P_{i,t+1}^e}{1 + r_{it}},$$

となる。ここで $P_{i,t+1}^e$ 、 $P_{i,t+2}^e$ 、... を繰り返し代入していくと（ E_t は t 期の情報集合 Ω_t を所与としたときの期待演算子 $E[\cdot|\Omega_t]$ ）。また、以下の展開では、 $h = 1, \dots$ に対して $P_{i,t+h}^e =$

図 3: 公示地価前年比と県内総支出



$E_t[P_{i,t+h}^e]$ を仮定入

$$P_{it} = E_t \left[\sum_{h=1}^{\infty} \left\{ \prod_{k=1}^h \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) \right\} Y_{i,t+h} + \lim_{h \rightarrow \infty} \prod_{k=1}^h \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) P_{i,t+h} \right]. \quad (2)$$

バブル解を排除するためには、最終項において、割引率である資金コストよりも地価が速く成長しないという追加的な仮定（横断条件）を設ける必要がある。この場合、

$$E_t \left[\lim_{h \rightarrow \infty} \prod_{k=1}^h \left(\frac{1}{1+r_{i,t+k}} \right) P_{i,t+h} \right] = 0,$$

となる。これは無限に高い価格で土地を売ることは期待できないことを仮定することに等しい。

さらに、将来の資金コスト $r_{i,t+k}$ が t 期の値 r_{it} と変わらず、 Y_{it} が g_{it}^e という一定の成長

率で伸び続けるという静学的な期待を仮定すると、(2) 式から

$$P_{it} = \frac{Y_{it}}{r_{it} - g_{it}^e}, \quad (3)$$

という割引現在価値のファンダメンタルズ解としてよくみる形が導出される。すなわち、(3) 式が成り立つためには、PVR のもとである無裁定条件に加えて、横断条件（バブル解の排除）と静学的期待を仮定する必要がある。

本稿は、(3) 式で表されるバブルを排除したファンダメンタルズ解の他に、Meese and Wallace (1994)、Clayton (1997) といった先行研究に従い、(1) 式で表される値上がり/値下がり期待を含めた形の PVR が長い目でみて成立しているかどうかを、共和分の観点から検証する。PVR が成立するためには、(i) 土地は効率単位で測れば同質的な財に還元でき、(ii) 十分な市場情報を持った合理的な投資家が資産選択を行っていること、すなわち、効率的な土地市場の存在が前提とされている。井上・井出・中神 (2002) でレビューされているように、土地市場の効率性が短期的に成り立っていることに関しては、否定的な実証結果が多い。これは、土地のように情報収集コストの高い資産では、短期的にみて、このような関係が成立していることを想定するのが難しいということであろう。しかし、ある程度長い目でみれば、PVR が成立しているかもしれない⁵。

実際に共和分関係を推計するに当たっては、まず、(1) 式の PVR に対応する長期均衡関係を線形近似したうえで、誤差項等を以下の形で加えた。

$$p_{it} = \alpha p_{i,t+1}^e + \beta y_{it} - \gamma r_{it} + d_t + \eta_i + \nu_{it}. \quad (4)$$

ただし、 p_{it} 、 p_{it}^e 、 y_{it} はそれぞれ P_{it} 、 P_{it}^e 、 Y_{it} の対数値。 d_t はタイム・ダミー、 η_i は個別効果、 ν_{it} は誤差項 (idiosyncratic shock) にあたる。同式は、Campbell and Shiller (1988a,b) に倣い、対数変換によって (1) 式を線形近似した、以下の関係から導かれる。

$$p_{it} \simeq \rho p_{i,t+1}^e + (1 - \rho)y_{it} - r_{it} + \kappa.$$

ただし、 ρ と κ は定数⁶。

⁵なお、1 期間の無裁定条件から導かれた関係を「長期」均衡解と呼ぶことに、違和感を感じる向きもある。しかし、ここでの「長期」の意味は、長い目でみて無裁定条件から外れた動きが修正される傾向があるかどうかを検定しているのであり、理論が考える期間の長さ（それ自体、実際に観察される時間と対応している訳ではないが）とは関係がない。

⁶(1) 式の両辺を P_t で割ると（添え字 i は省略）

$$\frac{Y_t + P_{t+1}^e}{P_t} = 1 + r_t.$$

この両辺を対数変換する。右辺は $\ln(1 + r_t) \simeq r_t$ となる。一方、左辺は、 $\delta_t = \ln(Y_{t-1}/P_t) = y_{t-1} - p_t$ とすると、

$$h_t = \ln(\exp(\delta_t - \delta_{t+1}) + \exp(\delta_t)) + \Delta y_t,$$

で表わされる。 δ_t の長期均衡値を δ とし、 $\rho = 1/(1 + \exp(\delta))$ 、 $\kappa = \ln(1 + \exp(\delta)) - \delta \exp(\delta)/(1 + \exp(\delta))$ として、 $h_t(\delta_t, \delta_{t+1})$ を δ_t 、 δ_{t+1} につき、 $h_t(\delta, \delta)$ の周辺で 1 階のテイラー展開すると、上記の線形近似式が導かれる。

なお、上記の対数線形近似式から明らかなように、理論的には、(4) 式のパラメータに $\alpha + \beta = 1$ 、 $\gamma = 1$ という制約をかける必要があるが、ここでは、こうした制約をかけることなく、これらのパラメータを共和分ベクトルの推定という形で求めることにする。これは、後に述べるように、レント y_{it} に県民所得を用いるなど、理論的には必ずしも完全に対応がとれていない代理変数を用いているためである。こうした代理変数を用いた場合、パラメータが理論と整合的な値となるとは限らない。

また、(3) 式のファンダメンタルズ解に対応する関係としては、

$$p_{it} = \phi y_{it} - \psi \ln(r_{it} - g_{it}^e) + d_t + \eta_i + \nu_{it}, \quad (5)$$

を推定する。 $\phi = \psi = 1$ という理論制約をかけないのは、(4) 式の議論と同じである。

3.2 パネル共和分検定 (Panel Cointegration Test)

本節では、前節でみた理論的な関係が、長期的な均衡関係として成り立つか否かを、パネル共和分検定という手法を用いて検証する。

検証に当たっては、(i) 各県の地価 P_{it} には、前節で求めた加重平均の公示地価を用い、(ii) 県別のレント Y_{it} は、各県の名目所得を代理変数として用いる⁷。また、(iii) 資金コストのうち、名目金利 i_t には、貸出約定平均金利（総合）を用い、(iv) 税率 τ_{it} は、各種ある土地関連税のうち、土地取得税、登録免許税、固定資産税、都市計画税、地価税から求めた（詳細はデータ補論を参照）⁸。(v) 期待成長率 g_{it}^e は、各県の名目所得成長率の後方3期移動平均で代替し、(vi) 1年後の期待地価水準 $p_{i,t+1}^e$ については、実績値を用いた完全予見（PF）のケースと、Nishimura et al. (1999) に倣って自己回帰モデル（幾つかのトライの後、ARIMA(2,1,0) を選択）を用いて予測したケースの2通りの計測を行った。

実際に、共和分の関係を推計する前に、Hadri (2000) によるパネル単位根検定（panel unit-root test）で、各変数の定常性を検証した。検定に当たっては、クロス・セクション方向の相関を取り除くため、各変数 x_{it} の平均値を差し引いた（ $x_{it} - (1/N) \sum_{i=1}^N x_{it}$ ）。

⁷県別の名目レントとして、各県の不動産業の産出高に帰属家賃を加えた系列も試してみた。名目所得を用いた以下の分析結果と、概ね同じ結果が得られた。

⁸一般に、不動産税制は、「取得課税」、「保有課税」、「譲渡課税」の3つに分類される（山崎 (1999)、金本 (1990)）。

τ_{it} の計算に織り込んだ、土地取得税、登録免許税は「取得課税」、固定資産税、都市計画税、地価税は「保有課税」に相当する。「取得課税」、「保有課税」には、この他に、三大都市圏の特定市の市街化調整区域の土地に課税された特別土地保有税や、事業用家屋の取得、保有にかかる事業所税もあるが、本稿では捨象されている。

「譲渡課税」は、(i) 長期保有となるか、短期保有となるか、超短期保有となるかで税率が異なり（保有期間の定義も時に変わる）、(ii) 個人所得（この場合累進性も考える必要）となるか、法人所得となるかでも税率が異なるうえ、(iii) 様々な控除制度があるなど、極めて複雑な税体系になっている（浅田・西村・山崎 (2002) のように宅地内農家の相続税まで考えると、さらに複雑になる）。このため、本稿では考慮に入れることを諦めた。ただし、「譲渡課税」にかかる税率の変更が全県共通に及ぼす影響は、タイム・ダミーでコントロールされていると考えられる。

表 1: パネル単位根検定 (Hadri)

変数	水準	1 階差
p	11.20** (0.00)	1.31 (0.09)
y	21.06** (0.00)	1.18 (0.12)
r	9.63** (0.00)	-2.03* (0.02)

(注 1) NPT1.3 (Chiang and Kao, 2002) を使用。

(注 2) 「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%水準で有意であることを示す。() 内は p 値。kernel 推計に用いるラグには 2 期間を選択。

Maddala and Wu (1999) が議論するように、これでは完全に相関を取り除けないかもしれないが、次善の策として、こうした方法をとることが重要と考えた。

検定結果をみると (表 1)、「全ての県の x_{it} が定常である」という帰無仮説が、レベルのケースでは、3 変数とも棄却されている。1 階差のケースでは、地価 p_{it} 、名目所得 y_{it} は帰無仮説を棄却できず、これらの変数は $I(1)$ ということになる。一方、資金コスト r_{it} は 5%有意水準では帰無仮説を棄却しており、 $I(2)$ 以上という可能性も否定できない。しかし、補論で行っている ADF 検定や Fisher 検定では、資金コストが $I(1)$ であることを強く支持しており、ここでは各変数とも $I(1)$ ということ仮定して、以下の分析を行う。

(4)、(5) 式のパラメータ推定に当たっては、Pedroni (2000, 2001) が開発した Group-Mean Fully Modified OLS (FMOLS) を用いた。Group-Mean FMOLS とは、(A) 各変数を Within Group 変換 (例えば、 $p_{it}^{WG} = p_{it} - (1/T) \sum_{t=1}^T p_{it}$) して、個別効果 η_i を取り除いたうえで、(B) 変換後の変数を用いて各県別に FMOLS を行い、県毎に共和分ベクトルのパラメータを得た後、(C) これらのパラメータの平均値 (group-mean) をとって、パネル共和分ベクトルを求める、という手法である。非定常なデータから共和分ベクトルのパラメータを得る際に、時系列分析で一般的に用いられている Phillips and Hansen (1990) の FMOLS を用いることに特徴がある。

Group-Mean FMOLS は、パラメータの t 検定の解釈にも特徴がある。例えば、(4) 式の α の t 検定を行うとき、帰無仮説 H_0 は、全ての i について $\alpha_i = 0$ となる一方で、対立仮説 H_1 は、 $\alpha_i \neq 0$ となる。上記 (B) の処理の代わりに、Within Group 変換したデータをプールして FMOLS 推定を行うと、帰無仮説 H_0 は変わらずとも、対立仮説 H_1 は、全ての i について $\alpha_i = \alpha_A \neq 0$ となる。 α_i がゼロとは異なるという、一見同じような対立仮説でも、後者の場合、 α_A という特定な値をとるという制約がある分、より限定的な形になる。サンプル間のばらつきの大きなパネル・データの t 検定としては、Group-Mean の対立仮説の方が、制約が緩い分、より現実的であると考えられる (後述の脚注 12 を参照)。

Group-Mean FMOLS は、各県の推定誤差間に相関がないことが前提となっている。ここでは、推定誤差間の相関を取り除くために、タイム・ダミーを推定式に加えることにより、ク

ロス・セクション方向の共通ショックをコントロールした。これは、前述の Hadri 検定で行った、各変数 x_{it} のクロス・セクションの平均値を差し引くことによって ($x_{it} - (1/N) \sum_{i=1}^N x_{it}$) 変数間の相関を取り除くことと同等の処置を行っていることになる。

47 都道府県のデータを用いて、1976 年～2001 年の計測期間で、共和分ベクトルを推定した結果は、以下の通りである (kernel 推計に用いるラグは 2 期間を選択)。なお、各式の下段 () 内は t 値である。また、式に続く 7 つの統計量は、Pedroni (1999) による共和分検定の結果であり (帰無仮説は「共和分関係にない」、各統計量とも標準正規分布に従う。variance-ratio test と呼ばれる panel ν は大きな値をとればとるほど、また、その他の統計量 (panel/group ρ 、panel/group PP、panel/group ADF) は小さい値をとればとるほど、帰無仮説を棄却する可能性が高まる (片側検定) ⁹。

• PVR (4) 式) 完全予見のケース :

$$p_{it}^* = 0.85p_{it}^e + 0.17y_{it} - 3.30r_{it}, \quad (6)$$

(7.26) (16.9) (6.96)

panel ρ : -0.88, panel PP: -4.21, panel ADF: -5.02, panel ν : 5.16,
group ρ : 0.68, group PP: -4.61, group ADF: -6.59.

• PVR (4) 式) 自己回帰型モデルによる予測のケース :

$$p_{it}^* = 0.88p_{it}^e + 0.14y_{it} - 0.56r_{it}, \quad (7)$$

(10.9) (28.9) (4.00)

panel ρ : -0.83, panel PP: -3.37, panel ADF: -7.48, panel ν : 3.97,
group ρ : 1.74, group PP: -2.20, group ADF: -8.70.

• ファンダメンタルズ解 (5) 式) のケース :

$$p_{it}^* = 0.86y_{it} - 0.90 \ln(r_{it} - g_{it}^e), \quad (8)$$

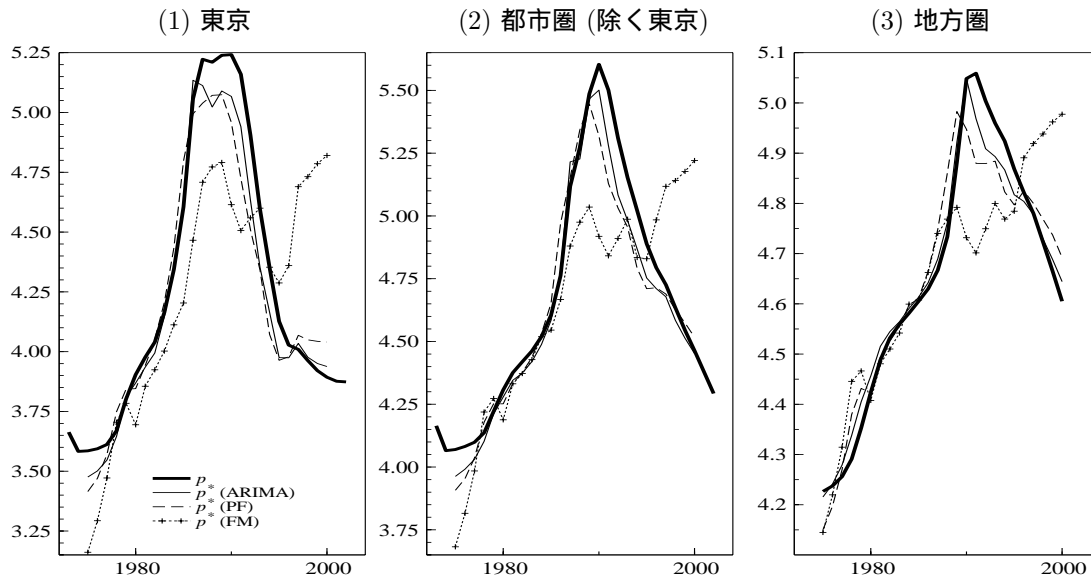
(1.82) (33.6)

panel ρ : 3.94, panel PP: 4.98, panel ADF: 4.06, panel ν : -2.42,
group ρ : 6.15, group PP: 7.41, group ADF: 5.96.

⁹panel ν 検定、panel/group ρ 検定、panel/group PP 検定は自己相関を Phillips-Perron 検定のように non-parametric に処理し、panel/group ADF 検定は parametric に処理している。(4)、(5) 式の ν_{it} を自己ラグ $\nu_{i,t-1}$ で回帰したときの係数を ρ_i^ν とする。どの検定も帰無仮説は「全ての県で共和分関係が成り立っていない ($H_0: \rho_i^\nu = 1$ for all i)」と同一であるが、対立仮説は、(i) 「panel」の場合は、「全ての県で共和分関係が成立し、その程度はどの県でも同じである ($H_1: \rho_i^\nu = \rho^\nu < 1$ for all i)」となり、(ii) 「group」の場合は、「全ての県で共和分関係が成立し、その程度は県ごとで異なる ($H_1: \rho_i^\nu < 1$ for all i)」となる。詳細は、Pedroni (1999) を参照。

なお、Group-Mean FMOLS とパネル共和分検定は、RATS を用いて書かれたプログラム PAN-GROUP.PRГ と PANCOINT.PRГ を使用した (http://www.estima.com/procs_panel.shtml からダウンロード可能)。

図 4: 共和分ベクトルから求めた均衡地価 p^*



(注) p^* のうち、「PF」は (6) 式 (PVR、完全予見)、「ARIMA」は (7) 式 (PVR、自己回帰型モデル)、「FM」は (8) 式 (ファンダメンタルズ解) にそれぞれ対応。図示に当たっては、各変数の平均と範囲が一致するように調整。

計測結果をみると、完全予見にせよ、自己回帰モデルによる予測にせよ、各期ごとの値上がり/値下がり期待を含んだ形の PVR は総じて良好である。パラメータは、(6) 式、(7) 式のどちらでみても、有意性、符号条件を満たし、その大きさは概ね理論で予測されたものに近い値をとっている。さらに、共和分検定の結果は、 ρ テストを除き、「共和分関係にない」という帰無仮説を棄却している。ただし、 $\alpha + \beta = 1$ という理論制約は棄却された (理論制約を試す t 検定値が、(6) 式、(7) 式のそれぞれで、20.03 と 33.24)。

一方、バブルを排除した (8) 式のファンダメンタルズ解のケースでは、有意性、符号条件を満たしてはいるが、そもそも「共和分関係にない」という帰無仮説が棄却できない。

次に、こうして得られた共和分ベクトルをもとに、均衡地価の推移を「東京」、「都市圏 (除く東京)」、「地方圏」別に、実際の地価の推移とともにプロットしてみると (図 4)、PVR から求めた均衡地価は、完全予見のケースでも、自己回帰型モデルのケースでも、実際の地価とだいたい似たような動きを示している。

一方、ファンダメンタルズ解から求めた均衡地価は、1990 年代の半ば以降、実際の地価からかなり大きく乖離している。共和分関係では、両者が一方的に乖離していくことは想定しがたいため、ファンダメンタルズ解から求めた地価を均衡地価と考えるのは、やや無理がある。

以上、ここまでの分析結果をまとめると、各期ごとの値上がり/値下がり期待を含めた

PVR が長期的に成立し、それを均衡地価とみなすのは一定の根拠をもちそうだが、しかし、バブルを排除したファンダメンタルズ解を均衡地価とみなすのは、共和分検定を満たしていないため、問題がある。これが表わしていることは、このサンプル期間ではバブルの生成と崩壊の影響が顕著にみられるため、予めバブル解を排除したファンダメンタルズ解を均衡地価とみるのは難しいということであろう。

以下では、ファンダメンタルズ解から求めた地価を均衡地価とするのではなく、PVR から求めた地価を均衡地価とみなして、実際の地価と均衡地価の乖離がどのように修正されていくのかを分析する。また、その際、完全予見という現実味に乏しい仮定をおかず、自己回帰型モデルによる予測を中心に分析を行う。

4 ECM 型地価関数

本節では、上記の均衡価格からの乖離を用いて、以下のような ECM 型 (Error Correction Model、誤差修正モデル) の地価関数をパネル推計する。

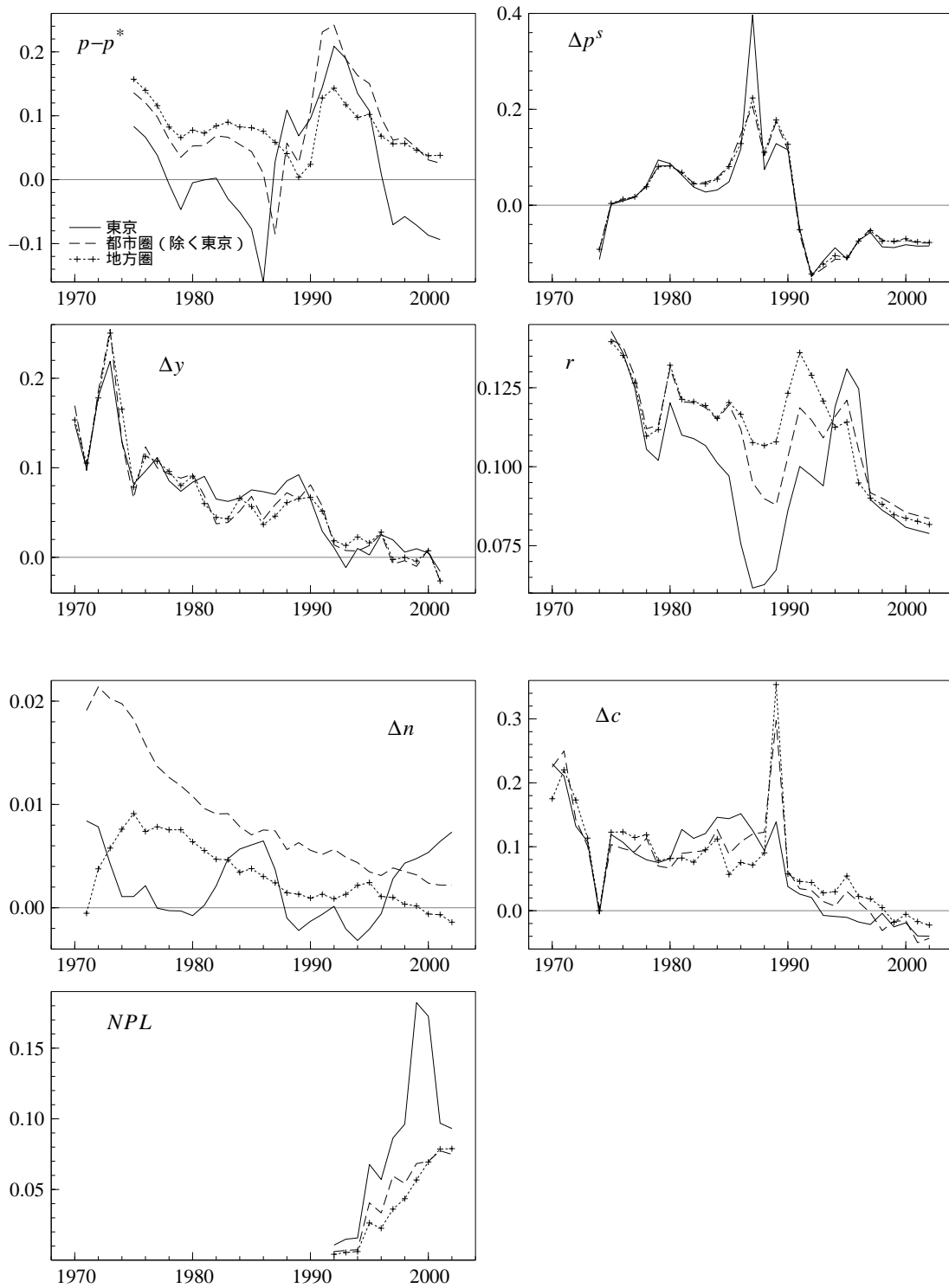
$$\Delta p_{it} = -\theta(p - p^*)_{i,t-1} + \lambda \Delta z_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

標準的な ECM で想定されるように、当期の地価前年比を、前期における長期均衡解からの乖離 $(p - p^*)_{i,t-1}$ と、その他の短期動学を決める説明変数 Δz_{it} で、回帰しようというものである (ε_{it} は誤差項)。

Δz_{it} には、次の 6 変数を考えた (図 5)。

1. Δr_{it} : 長期均衡解の導出に用いた資金コスト r_{it} の前年差。なお、バブル期の 1980 年代後半に、東京の資金コストが、他の地域に比しても、一段と低下しているのは、この間の東京の地価上昇率に課税標準の評価額の調整が追いつかず、実効税率が低下したためである。
2. Δy_{it} : 同じく長期均衡解の導出に用いた名目所得 y_{it} の前年差。
3. Δn_{it} : 人口成長率。人口動態の影響をみるために加えた。東京の人口は、バブルが発生する 1980 年代の中ほどに一旦増加した後、80 年代末から 90 年代半ばまでは減少し、最近では再び増加に転じている。その他の地域は、人口成長率が長期低落傾向にあり、地方圏に至っては 2000 年入り後、減少に転じた。
4. $\Delta p_{i,t-1}^s$: 他県の地価前年比 (1 期ラグ)。他県の地価動向が自県に及ぼす影響をみるために加えた。例えば、バブル期では、東京の地価上昇がその他の都市圏に波及し、その後、地方に広がっていったといわれている (図 2 でも、こうしたラグ関係はみてとれる)。こうした空間的な地価変化の波及をみるために、自県と経済的なつながり

図 5: 説明変数の推移



(資料) 内閣府『国民経済計算』、日本銀行『都道府県別預貸金』、国土交通省『公示地価』、
『全国貨物純流動調査』、総務省『住民基本台帳』、『固定資産の価格等の概要調書』、
全銀協『全国銀行財務諸表分析』

がりが強い県の地価変化率を以下のように計算し、変数に加えた。

$$\Delta p_{it}^s = \sum_h w_{ht}^i \Delta p_{ht},$$

ただし、 w_{ht}^i は i 県と h 県間の運送量 T_{iht} (国土交通省、『全国貨物純流動調査』) から求めた h 県のウェイト ($w_{ht}^i = T_{iht} / \sum_h T_{iht}$) である。

5. $\Delta c_{i,t-1}$: 貸出残高の対数前年差 (1 期ラグ)。不動産バブルの生成、崩壊には、土地担保に基づく銀行貸出が重要な役割を果たしたことが広く指摘されており、こうした影響をみるために貸出残高の変化率を入れることが重要と考えた。

なお、1989 年に東京以外の都市圏及び地方圏で貸出残高が著増している。これは、当時の相互銀行が、都道府県別預貸金統計の対象である普通銀行に転換した影響が、相互銀行のウェイトが相対的に高い東京以外の地域でより顕著にみられたことによる。

6. $NPL_{i,t-1}$: 不良債権比率¹⁰ (1 期ラグ)。例えば一部の貸出が不良債権化しても、1990 年代以降に顕著となったとみられる追い貸し等がなされれば (関根・小林・才田 (2003))、貸出残高から落ちずにいる。この場合、上記の貸出残高は、実効的な貸出動向を十分に表わしていないことになり、各県の不良債権比率等、何らかの追い貸しの状況をとらえた情報によって補正する必要があると考えられる。また、不良債権比率が高まれば、これまでの議論では捨象していたリスク・プレミアムの上昇によって、地価押し下げに寄与するかもしれない。こうした事情を勘案して、ここでは各県の不良債権比率を加えることにした。

県別の不良債権比率は、当該県に本店をもつ地銀、地銀 II の不良債権比率を用いることによって代替した。都銀を含めていないため、都銀の貸出シェアが高い東京や大阪では、必ずしも正確に不良債権の動向を表しているとは限らない。しかし、多くの県では、地銀、地銀 II の貸出シェアが高く、これらの業態の不良債権比率を使うことの問題は少ないと考えた。また、不良債権に占める他県での貸出比率が高ければ、当該県の不良債権動向を必ずしも正確に表していないかもしれない。しかし、不良債権の県別内訳データが存在しない以上、少なくとも一次近似としては、こうしたアプローチも許容できると考えた。

なお、各銀行が不良債権残高を公表したのは 1992 年からであるため、それ以前はゼロとしている。ただし、1992 年以前には不良債権問題そのものがクローズアップされる機会はなかったこと、関根・小林・才田 (2003) でも追い貸しが顕著になったのは 1990 年代の前半からであること、を考えると、それまでの期間をゼロとするのは、さほど問題ではないと考えられる。

不良債権比率は、この定義でみると、バブルの影響が一番大きい東京のレベルが高い。地方圏は、1990 年代ではもっとも低い水準にあったが、近年では東京以外の都市圏のレベルにまで上昇している。

¹⁰ リスク管理債権を貸出残高で除したもの。

推定に当たっては、県毎でパラメータが異なりうる（heterogeneous）ことを考慮に入れた。こうした heterogeneous なパラメータを考慮に入れた推定方法は幾つかあるが（例えば、Hsiao (1986) を参照）¹¹、ここでは、これらの係数がある確率過程に従って異なりうることを仮定し、Swamy (1970) による Random Coefficients Model を用いることにした。すなわち、(9) 式は、

$$\Delta p_{it} = -\theta_i(p - p^*)_{i,t-1} + \lambda_i \Delta z_{it} + \varepsilon_{it},$$

となり、各県ごとにパラメータが異なりうる。ただし、

$$\theta_i = \theta + \xi_i, \quad \lambda_i = \lambda + \zeta_i,$$

と仮定する。すなわち、これらのパラメータは θ 、 λ という各県共通のパラメータから確率的に乖離していると考え（ ξ_i 、 ζ_i はとある確率過程に従う誤差項）。幾つかの追加的な仮定のもとで、(i) 各県のパラメータを OLS で求め、(ii) これらを各県の共分散で加重平均した推定量が、 θ 、 λ を求めるには効率的（efficient）であることが示されている。

こうして求めた推定結果が、表 2 の (1) 列目である。各変数とも有意かつ符号条件を満たしている。また、パラメータの同一性（ H_β ）の検定結果をみると、「パラメータが各県で同一である」という帰無仮説が棄却されており、Random Coefficients Model のようにパラメータの不均一性を仮定する必然性が支持されている。

表 2 の (2) 列目では、県民所得の替わりに、名目 GDP の前年比 $\Delta \bar{y}_t$ を用いて推定を行った。(1) 列目で推定期間が 2001 年で終わっているのは、県民所得統計が利用可能なのが、同年までであるためである。図 5 をみる限りでは、県民所得の前年比 Δy_{it} は、「東京」、「都市圏（除く東京）」、「地方圏」で、それほど大きな乖離がある訳ではない。そこで、県民所得の替わりに、名目 GDP の前年比を用いて、2002 年までを推定期間に加えてみた。資金コストと名目所得にかかる係数は若干変わるものの、その他の係数やパラメータの同一性の検定結果は、ほとんど (1) 列目と変わらない。

次に、表 2 の (2) 列目で得られたパラメータを用いて、「東京」、「都市圏（除く東京）」、「地方圏」の地価前年比を、不良債権比率が得られる 1993 年以降で要因分解したのが、図 6 である。因みに、同表の (1) 列目のパラメータを用いても、ほとんど同じ結果が得られた。

- 「東京」では、均衡地価要因が 1990 年代の前半には押し下げに寄与し、地価が十分に下落した 1990 年代の末からは、逆に押し上げに寄与しはじめた。人口流入も、ほぼ時を同じくして、押し上げに寄与しはじめている。この間、不良債権比率や、他県からの地価の波及が押し下げに寄与している。ただし、前者については、2002 年には、2000-2001 年に比べれば押し下げ幅をだいぶ減じており、その面で地価底入

¹¹ 本稿で取り上げているような時系列方向にもある程度の長さをもつサンプルにおいては、長期均衡解の計測を行うときも含めて、こうした heterogeneous なパラメータを考慮に入れることが有効であることは、Pesaran and Smith (1995) で強調されている。なお、前節で用いた Group-Mean FMOLS も、各県ごとに推定したパラメータを平均することによって、heterogeneity を考慮に入れた形になっている。

表 2: ECM 型地価関数

	(1)	(2)
被説明変数	Δp_{it}	Δp_{it}
推定期間	FY1977-FY2001	FY1977-FY2002
$(p - p^*)_{i,t-1}$	-0.66 (0.11)***	-0.61 (0.10)***
Δr_{it}	-0.46 (0.27)*	-1.04 (0.32)***
Δy_{it}	0.32 (0.09)***	
$\Delta \bar{y}_t$		0.03 (0.01)***
Δn_{it}	2.47 (1.09)**	2.56 (0.91)***
$\Delta p^s_{i,t-1}$	0.18 (0.06)***	0.22 (0.05)***
$\Delta c_{i,t-1}$	0.22 (0.05)***	0.30 (0.05)***
$NPL_{i,t-1}$	-0.72 (0.20)***	-0.78 (0.18)***
定数項	-0.05 (0.01)***	-0.04 (0.01)***
標準誤差	0.056	0.056
都道府県数	47	47
サンプル数	1,175	1,222
H_β	1121.4 [0.00]	1100.2 [0.00]

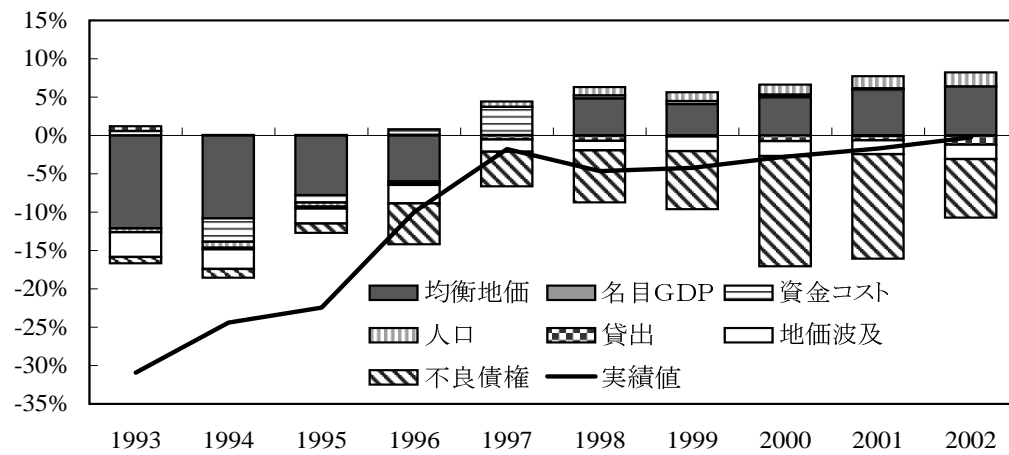
(注 1) Random Coefficients Model による推定 (RATS version 5.1 の SWAMY.PRG を使用)。

(注 2) () 内の数値は標準誤差。「***」、「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。

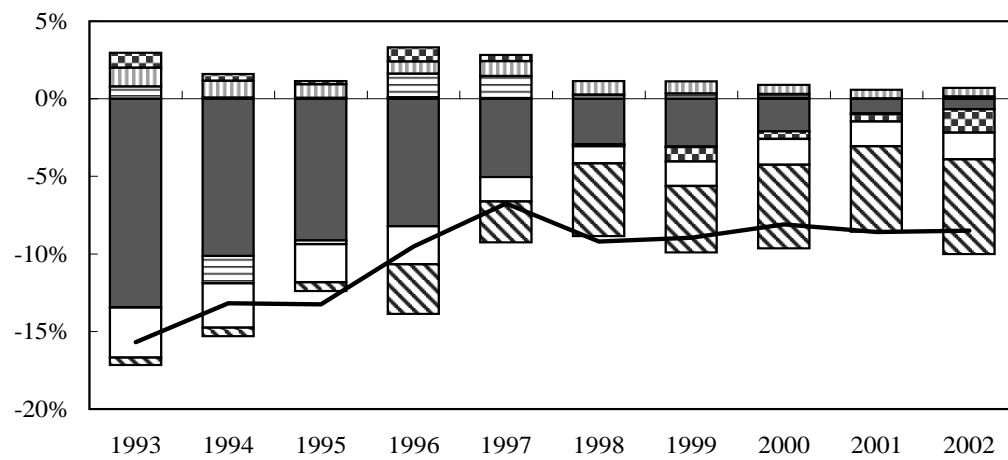
(注 3) H_β はパラメータの同一性に関する検定。「パラメータは各県で同一である」という帰無仮説のもと、自由度 $K(n-1)$ の χ^2 分布に従う (K は説明変数の数、 n は都道府県数)。 $[]$ 内の数値は p 値。

図 6: 地価前年比の寄与度分解

(1) 東京



(2) 都市圏(除く東京)



(3) 地方圏

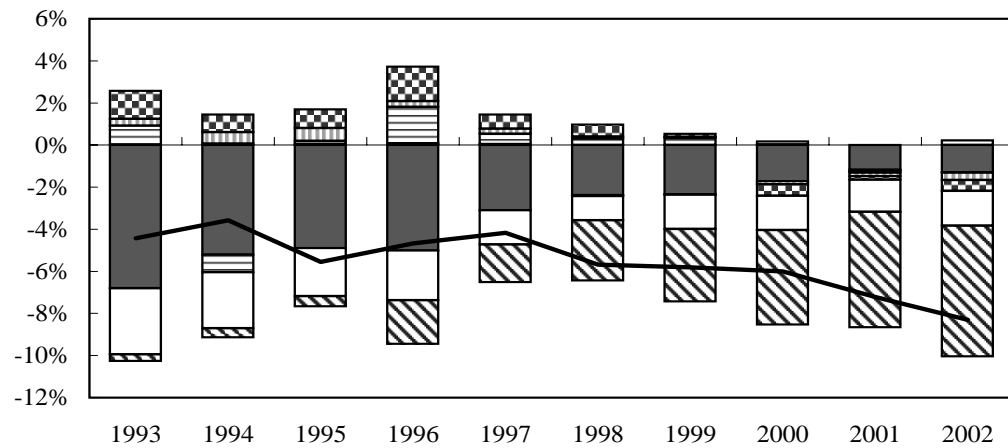
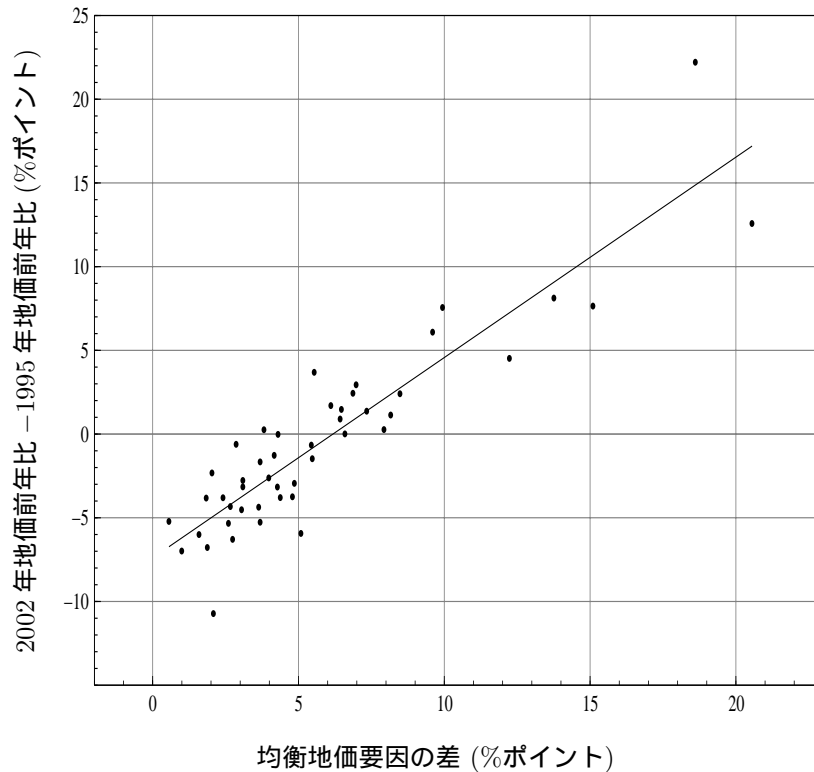


図 7: 均衡地価要因



れに寄与している。なお、バブル崩壊の影響が大きい東京では、1990 年代の前半では、実績値が推計値に比べて大きく下落している。

- 「都市圏（除く東京）」でも、均衡地価要因は 1990 年代の前半に比べれば押し下げ圧力をだいぶ減じているが、「東京」のように反転するまでには至っていない。均衡地価要因の押し下げ幅が減じているにもかかわらず、1997 年以降、前年比-10%程度の推移が続いているのは、不良債権や貸出要因が押し下げ寄与を拡大しているからである。この間、人口要因は一貫して押し上げ寄与、他県からの地価波及は一貫して押し下げ寄与となっている。
- 「地方圏」でも、均衡地価要因は 1990 年代の前半に比べれば押し下げ圧力を減じているが、押し下げ幅の縮小は、「東京」や「都市圏（除く東京）」に比べれば小さい。加えて、(i) 不良債権要因が年々押し下げ幅を拡大し、(ii) 1990 年代中は押し上げに寄与していた貸出要因が 2000 年入り後押し下げ寄与に転じたことから、地価の下落幅は拡大している。人口要因も僅かではあるが、2000 年からはマイナスに寄与している。

以上みてきたように、図 3 でみたような地域間の格差が生じているのは、この間の均衡

地価要因の動きによるところが大きい。この点を確認するために、図7では、1995年から2002年までの地価の価格下落率の縮小幅と、その間の均衡地価要因の押し下げ寄与の縮小幅を、県別にプロットしてみた。すると、両者の間で正の相関が顕著にみてとれる。これは、1990年代に入って地価下落の激しかった大都市圏ほど、PVRでみた均衡価格との対比で十分に価格調整がされ、その後、均衡価格面からの価格押し下げ圧力は著しく減じた（東京では押し上げ寄与にまで転じた）ことを表わしている。

なお、資金コスト要因が、金融緩和や登録免許税、不動産取得税の課税標準の見直しにもかかわらず、「東京」や「都市圏（除く東京）」では、1990年代の前半にむしろ押し下げに寄与しているのは、都市圏では固定資産税の実効税率が高止まりしたためとみられる（現に、「地方圏」では資金コスト要因は押し上げに寄与している）。資金コスト要因は、固定資産税の課税標準の見直しがされた1990年代中ほどには、都市圏でも押し上げに寄与したが、その後は金利の引き下げ幅が限られていることもあり、資金コスト要因の寄与はみられない。

5 おわりに

本稿では、都道府県別のパネル・データに、パネル共和分の手法を適用することによって均衡地価を求め、地価の変動要因、とりわけ近年の地価の二極化の背景について、分析を行った。分析結果をまとめると、以下の通りである。

1. 公示地価を個々の物件の価額で連鎖指数化すると、そこそこ説得的な都道府県別の地価パネル・データが得られた。
2. 無裁定条件から導出された長期均衡解は、バブルの可能性を許容する、値上がり/値下がり期待も含めた形でみれば、共和分関係として支持された。一方、バブルの可能性を排除した形では、共和分関係としては支持されなかった。
3. こうして得られた長期均衡解をもとに、資金コスト、名目所得、人口動態、他県からの地価の波及、貸出動向、不良債権も考慮に入れた誤差修正型の地価関数を計測すると、不良債権比率の上昇とともに、均衡地価からの乖離が地価の変動に大きな影響を及ぼしてきたことがみてとれた。とりわけ、近年、都市圏と地方圏でみられる地価の格差は、均衡地価の動向と密接に関係していることがわかった。

東京をはじめとした都市圏は、バブル崩壊後の地価下落が激しい分、期待地価、名目所得、資金コストとの関係からみた均衡地価との対比で十分に価格が下がり、その面からの価格押し下げ圧力は減じている（東京に至っては押し上げに寄与している）。一方、地方圏はまだ価格調整圧力が残っているため、これが両者の間で、二極化ともいわれる地価の格差をもたらすこととなった。

なお、不良債権比率の上昇が地価の大きな下押し要因となっている点は、銀行の不良債権と企業の過剰債務がコインの裏表の関係にあることを考えると、過剰債務問題が企業の土地売却に大きく寄与したことを見出した橘・関根（2003）の結果と整合的である。

以上の均衡地価の動きから判断すると、今後、不良債権処理が進捗するにつれ、東京では地価がより明確に上昇することが展望される。一方、地方圏では、均衡地価要因の押し下げ圧力が残っていることを勘案すると、地価が下げ止まるまでには、まだ時間がかかりそうだ。

(補論) パネル単位根検定 (Panel Unit-Root Test)

近年発展をみているパネル単位根検定の応用例として、本論では Hadri 検定の結果を紹介した。頑健性をチェックする意味もあり、ここでは Fisher 検定 (そして、その前提になる ADF 検定) の結果も紹介する。

表 3 は、地価 p_{it} 、名目所得 y_{it} 、資金コスト r_{it} とそれぞれの変数の 1 階差の定常性を各県別に ADF 検定 (Augmented Dicky-Fuller Test) した結果である。この ADF 検定で、「単位根をもつ」という帰無仮説が棄却された都道府県数をまとめると、以下の通りである。

変数	水準	1 階差	サンプル期間
p	2	2	1977-2002
y	37	2	1976-2001
r	0	47	1979-2002

まず、地価についてみると、レベル、1 階差とも、帰無仮説を棄却する県が 2 県のみで、1 階差も非定常 (I(2) 以上) の可能性も否定できない。次に、名目所得についてみると、レベルはほとんどの県で帰無仮説を棄却しているにもかかわらず、1 階差をとると逆に I(2) を示唆する県が増えるなど、解釈に苦しむところがある。最後に、資金コストについてみると、レベルでは帰無仮説を棄却できず、1 階差では全ての県で棄却しているため、I(1) であることを支持している。

しかし、こうした一変数ごとの単位根検定は、検定力 (power) が劣り、非定常過程であるという帰無仮説を許容しがちであるという欠点が知られている。そこで、相互チェックのために、Maddala and Wu (1999) に従って、パネル・データを用いた単位根検定 (Fisher 検定) を行った。

Fisher 検定では、まず各県別 ($i = 1, \dots, N$) に、変数 x_{it} に対して、

$$\Delta x_{it} = \rho_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \alpha_i + \epsilon_{it}, \quad (10)$$

といった ADF 検定を行って、 ρ_i の p 値 (π_i) を求め、それを

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln \pi_i,$$

といった形で集計する。このとき、 ϵ_{it} にクロス・セクション方向での相関がなければ、「全ての県の x_{it} が単位根をもつ」という帰無仮説のもと、 λ は自由度 $2N$ の χ^2 分布に従うことが知られている (対立仮説は、「少なくとも一つの県で x_{it} は非定常ではない」)¹²。

¹² より正確には、帰無仮説 $H_0 : \rho_i = 0$ for all i に対して、対立仮説 $H_1 : \rho_i < 0$ for at least one i と

表 3: ADF 検定

	p	Δp	y	Δy	r	Δr
北海道	(1) -3.073*	(1) -1.622	(2) -8.058**	(2) -1.358	(0) -1.064	(1) -4.989**
青森	(1) -2.534	(0) -0.503	(0) -6.963**	(0) -3.230*	(0) -1.043	(0) -3.824**
岩手	(1) -2.074	(0) -1.616	(1) -5.579**	(1) -2.277	(0) -1.014	(1) -4.339**
宮城	(1) -2.439	(0) -1.106	(0) -2.925	(0) -1.454	(0) -1.158	(1) -4.703**
秋田	(1) -1.954	(0) -1.086	(2) -5.718**	(2) -2.491	(0) -1.067	(0) -3.854**
山形	(1) -1.869	(0) -0.319	(0) -7.218**	(0) -3.222*	(0) -0.815	(0) -3.986**
福島	(3) -2.355	(2) -0.532	(0) -2.767	(0) -2.057	(0) -1.271	(1) -4.925**
茨城	(1) -2.573	(1) -1.229	(0) -5.064**	(0) -2.840	(0) -1.403	(1) -5.082**
栃木	(3) -2.165	(2) -1.146	(2) -6.657**	(2) -0.733	(0) -1.132	(1) -5.062**
群馬	(1) -2.288	(1) -2.051	(0) -7.238**	(0) -2.031	(0) -1.651	(1) -5.644**
埼玉	(1) -1.642	(0) -2.801	(0) -2.414	(0) -1.559	(0) -1.831	(1) -4.861**
千葉	(1) -1.685	(0) -2.250	(2) -6.715**	(2) -0.621	(0) -1.824	(1) -4.670**
東京	(1) -2.652	(0) -1.504	(0) -2.562	(0) -0.796	(1) -2.251	(0) -3.709*
神奈川	(1) -1.602	(0) -3.116*	(0) -6.767**	(0) -1.913	(0) -1.394	(1) -4.373**
新潟	(1) -2.189	(0) -0.834	(0) -5.578**	(0) -2.654	(0) -1.200	(1) -4.759**
富山	(1) -2.036	(0) -1.550	(1) -6.945**	(1) -1.599	(0) -1.116	(1) -4.711**
石川	(1) -1.942	(0) -1.102	(2) -6.392**	(2) -0.970	(0) -1.735	(1) -5.595**
福井	(1) -1.962	(0) -1.229	(1) -6.549**	(1) -1.585	(0) -1.704	(1) -5.327**
山梨	(1) -2.021	(0) -1.766	(0) -5.379**	(0) -2.669	(0) -1.248	(1) -5.535**
長野	(1) -2.153	(1) -1.576	(0) -6.018**	(0) -2.287	(0) -1.435	(1) -4.998**
岐阜	(3) -2.305	(2) -0.946	(2) -8.098**	(2) -0.731	(0) -1.334	(1) -5.331**
静岡	(3) -2.048	(1) -2.465	(1) -4.753**	(1) -0.676	(0) -1.580	(1) -5.218**
愛知	(1) -2.741	(1) -1.859	(2) -6.176**	(2) -1.139	(0) -1.526	(1) -4.861**
三重	(2) -1.813	(1) -2.377	(1) -3.977**	(1) -1.115	(0) -1.424	(1) -5.388**
滋賀	(3) -2.097	(2) -1.282	(0) -6.095**	(0) -3.020*	(0) -1.459	(1) -4.933**
京都	(2) -1.622	(1) -2.755	(3) -6.725**	(3) -1.119	(0) -1.881	(1) -4.775**
大阪	(1) -2.657	(0) -1.325	(2) -4.850**	(2) -1.044	(0) -1.389	(1) -4.574**
兵庫	(2) -1.673	(2) -2.508	(2) -4.954**	(2) -1.310	(0) -1.539	(1) -4.675**
奈良	(3) -2.112	(2) -1.730	(0) -6.545**	(0) -1.959	(0) -1.410	(1) -4.913**
和歌山	(1) -1.864	(1) -3.136*	(0) -3.547*	(0) -4.073**	(0) -1.366	(1) -4.892**
鳥取	(1) -2.011	(1) -2.789	(1) -9.152**	(1) -1.922	(0) -1.541	(1) -5.092**
島根	(3) -3.871**	(2) -0.225	(0) -4.591**	(0) -3.989**	(0) -0.732	(0) -3.902**
岡山	(1) -1.895	(0) -1.841	(0) -3.139*	(0) -1.565	(0) -0.675	(1) -4.925**
広島	(1) -2.711	(1) -2.080	(0) -2.734	(0) -1.354	(0) -0.801	(1) -4.820**
山口	(1) -2.204	(0) -0.487	(0) -5.187**	(0) -2.789	(0) -0.802	(1) -4.393**
徳島	(3) -2.259	(3) -1.521	(1) -5.901**	(1) -1.340	(0) -1.084	(1) -5.012**
香川	(1) -1.515	(0) -2.286	(0) -2.958	(0) -2.270	(0) -0.988	(1) -5.029**
愛媛	(1) -1.984	(2) -1.120	(2) -4.641**	(2) -2.322	(0) -1.145	(1) -4.988**
高知	(1) -1.440	(0) -2.366	(0) -2.382	(0) -2.020	(0) -1.177	(1) -4.561**
福岡	(1) -2.176	(0) -1.331	(0) -3.253*	(0) -1.613	(0) -1.113	(1) -5.381**
佐賀	(1) -2.023	(0) -1.574	(2) -7.774**	(2) -2.593	(0) -0.883	(1) -4.499**
長崎	(1) -1.901	(0) -1.319	(0) -5.506**	(0) -2.095	(0) -1.149	(1) -5.360**
熊本	(1) -2.347	(1) -1.598	(0) -7.820**	(0) -2.191	(0) -1.084	(1) -5.108**
大分	(1) -2.192	(2) -1.029	(0) -5.946**	(0) -2.298	(0) -0.893	(1) -4.553**
宮崎	(1) -2.346	(3) -1.825	(3) -6.830**	(3) -1.466	(0) -0.953	(0) -4.114**
鹿児島	(1) -1.867	(0) -1.572	(3) -8.939**	(3) -2.641	(0) -1.425	(1) -4.769**
沖縄	(1) -2.019	(0) -0.778	(0) -7.958**	(0) -2.212	(0) -2.021	(1) -5.239**

(注) () 内は ADF 検定に用いたラグ次数 (10% 有意水準で有意なラグ次数)。定数項を含む。
ADF-t 値について「**」、「*」はそれぞれ 1%、5% 水準で有意であることを示す。

表 4: パネル単位根検定 (Fisher)

	水準			1 階差		
	Fisher	1%水準	5%水準	Fisher	1%水準	5%水準
p	299.19*	319.50	231.30	208.36*	231.41	187.96
y	1027.90**	238.76	195.96	165.77**	200.10	161.70
r	150.10	253.47	202.08	860.97**	364.59	258.19

(注 1) 「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%水準で有意であることを示す。1%、5%水準の critical value は 10,000 回の Bootstrap によって求めた。

(注 2) 検定量を求めるには、 Ox (Doornik, 2001) でコーディングしたプログラムを用いた。

問題は、「 ϵ_{it} にクロス・セクション方向での相関がない」という仮定であり、これが満たされなければ、Maddala and Wu (1999) では、 χ^2 分布を使う代わりに、Bootstrap を行って critical value を求めることとしている。東京の地価バブルが、その後、他の都市圏、地方圏に波及していったことを勘案すると、各県の地価にはある程度の相関があることは十分に考えられ、「 ϵ_{it} にクロス・セクション方向での相関がない」という仮定が成り立つかどうかは定かではない。そこで、本稿でも Bootstrap を行った¹³。

表 4 が、その結果である。テスト結果は、まず、地価と名目所得については、レベル、1 階差の非定常性が棄却されており、 $I(0)$ という結論になる。資金コストについては、レベルの非定常性は棄却されず、1 階差の非定常性は棄却されており、 $I(1)$ ということになる。

地価、名目所得のように、多くの時系列分析で非定常性が確認される変数が定常となっ

なる。帰無仮説、対立仮説とも IPS 検定として知られる Im, Pesaran, and Shin (2003) と同じである。一方、Levin-Lin Test として知られる Levin, Lin, and Chu (2002) では、帰無仮説は同じでも、対立仮説が $H_1: \rho_i = \rho < 0$ となり、何らかの共通の値 (ρ) をとらなければならない分、制約がきつくなっている。県ごとのばらつきが大きいと想定される状況では、対立仮説の制約が緩い IPS や Maddala-Wu の方が現実的と考えられる。

¹³Bootstrap は、以下の手順で行った。

1. 各県ごとに (10) 式を推計し (ラグ次数は、各県ごとに 10%水準で有意なところまでを採択)、Fisher 統計量を計算する。
2. 各県ごとに、 $\Delta x_{it} = \rho_i^0 \Delta x_{i,t-1} + \epsilon_{it}^0$ を推計し、 ϵ_{it}^0 を得る (Maddala and Kim (1999) でいう S_3 のサンプル抽出方法)。
3. ϵ_{it}^0 のクロス・セクション方向の関係を維持しながら、重複を許す形で無作為抽出を各変数のサンプル期間分だけ行い、Bootstrap サンプル ϵ_{it}^* を得る。
4. $x_{it}^* = x_{i,t-1}^* + \rho_i^0 \Delta x_{i,t-1}^* + \epsilon_{it}^*$ の関係を用い、 ϵ_{it}^* から x_{it}^* の系列を得る。その際、 x_{i0}^* 、 x_{i1}^* には、 x_{it} を 2 期間のブロック毎に分割し、無作為抽出したものを適用する。
5. x_{it}^* にステップ 1 の処理を行い、Fisher 統計量を計算する。
6. ステップ 3 から 5 ままで 10,000 回繰り返す。

こうして得られた 10,000 個の Fisher 統計量を昇順に並び替え、値の大きい方から数えて 100 個目の値を 1%水準の critical value に、500 個目の値を 5%水準の critical value とした。

ていることは、些か腑に落ちないところがある。本論でみた Hadri 検定も非定常性を支持している。このような結果が得られたのは、以下のような可能性が考えられる。

- size の問題。Fisher 検定は対立仮説に関する制約が緩いのみならず、Maddala and Wu (1999) のモンテカルロによると、Levin-Lin 検定や IPS 検定に比べて power や size がより正確であるというメリットがある。しかし、本稿のサンプルのように、25 期間程度の時系列サンプルでは、size に乱れが生じることも報告されている。地価や名目所得のレベルまで非定常性が棄却されたのは、size に問題があり、本来試したい有意水準との間で乖離が生じているからかもしれない。
- 確定トレンドの問題。上記の ADF 検定、Fisher 検定では、確定トレンドを含まない形で計測している。実際、レベル変数の回帰では、10% (20%) 有意水準でトレンド項が有意となるのは、47 都道府県中、地価の場合、9 (17) 都道府県、名目所得の場合は 17 (27) 都道府県と、そこそこの数はある。そこで (10) 式の替わりに

$$\Delta x_{it} = \rho_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \alpha_i + \delta_i t + \epsilon_{it},$$

と、確定トレンドを含む形でレベル変数の Fisher 検定を行うと、地価は 97.64、名目所得は 82.99 となり、それぞれ 5% 有意水準 (163.65 と 127.84) でも、棄却できなくなる。

- Bootstrap の問題。上記のアルゴリズムでは、誤差項のクロスセクション方向の相関には注意を払っていたが、時系列方向では相関や分散不均一について配慮していない。Herwartz and Reimers (2002) のように、この点も考慮に入れた wild bootstrap のような手法を用いれば、事態は改善するのかもしれない。

(データ補論) 不動産税の実効税率 τ_{it} の算出

本稿で考慮に入れた不動産税（土地取得税、登録免許税＜売買取得分＞、固定資産税、都市計画税、地価税）の実効税率は、基本的に以下の算式に基づいて計算した。

$$\text{実効税率} = \text{評価率} \times \text{税率}$$

評価率は、まず固定資産税については、山崎・井手 (1997) 同様、各県別に『固定資産の価格等の概要調査』（総務省）の固定資産税評価額を SNA 統計の宅地資産額で割り戻すことによって求めた。他の税の評価率については、地価税（0.8）以外は、固定資産税の評価率に掛け目（固定資産税に対する割合）をかけて算出した。掛け目は、都市計画税については1で固定されているが、土地取得税と登録免許税については、折々の税制改正に伴う経過措置として、変更されている。

最後に、こうして求めた各種の実効税率を足し上げて、 τ_{it} とした。

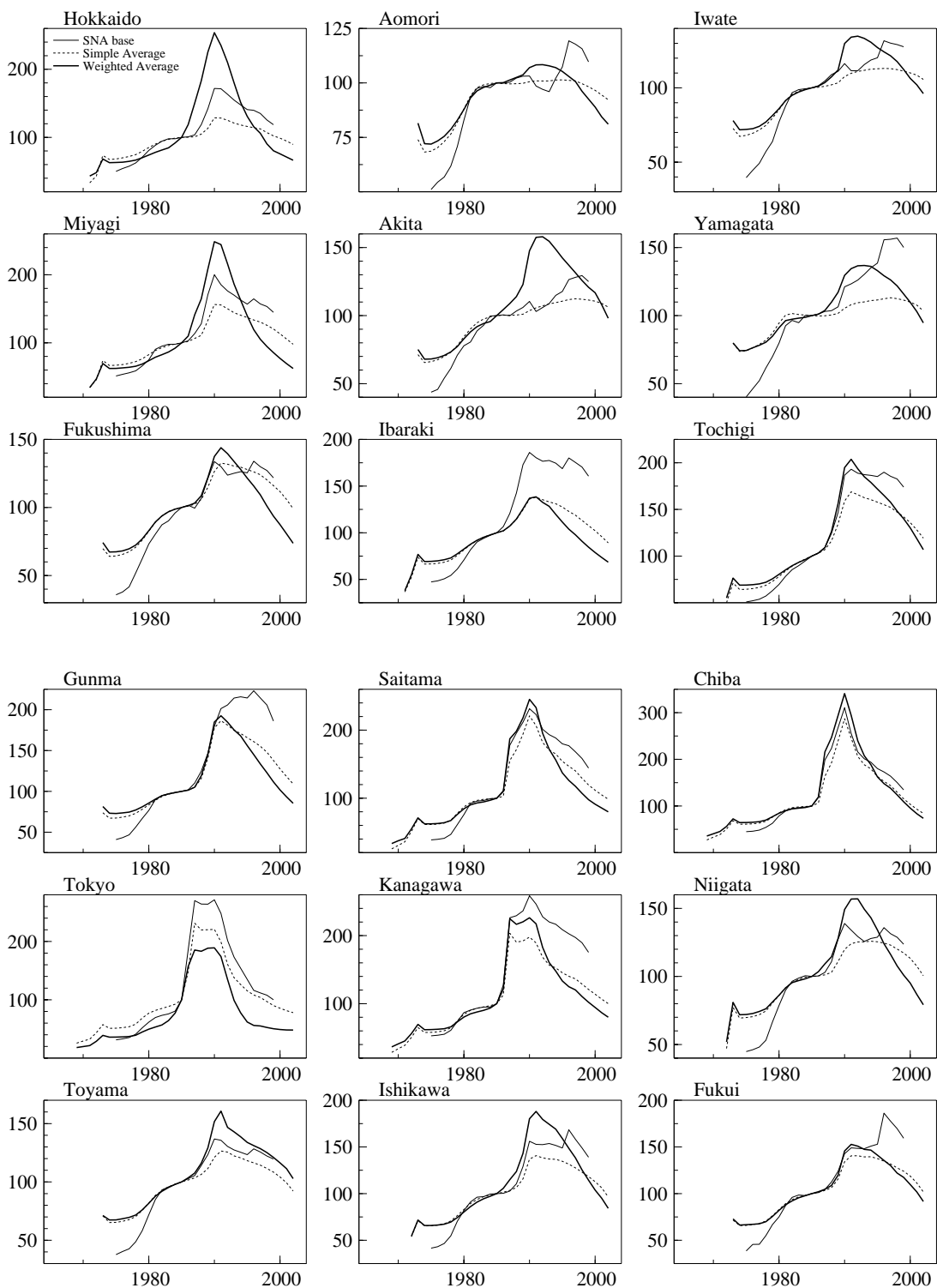
	地価税評価率	不動産取得税 評価率掛け目	登録免許税評 価率掛け目	固定資産税率 (%)	都市計画税 (%)	不動産取得税率 (%)	登録免許税率 (%)	地価税率 (%)
1975	0	1.00	1.00	1.4	0.2	4	5	0
1976	0	1.00	1.00	1.4	0.2	4	5	0
1977	0	1.00	1.00	1.4	0.2	4	5	0
1978	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1979	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1980	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1981	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1982	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1983	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1984	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1985	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1986	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1987	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1988	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1989	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1990	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1991	0	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0
1992	0.8	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0.20
1993	0.8	1.00	1.00	1.4	0.3	4	5	0.30
1994	0.8	0.50	0.40	1.4	0.3	4	5	0.30
1995	0.8	0.67	0.40	1.4	0.3	4	5	0.30
1996	0.8	0.50	0.40	1.4	0.3	4	5	0.15
1997	0.8	0.50	0.40	1.4	0.3	4	5	0.15
1998	0	0.50	0.40	1.4	0.3	4	5	0
1999	0	0.50	0.33	1.4	0.3	4	5	0
2000	0	0.50	0.33	1.4	0.3	4	5	0
2001	0	0.50	0.33	1.4	0.3	4	5	0
2002	0	0.50	0.33	1.4	0.3	4	5	0

参考文献

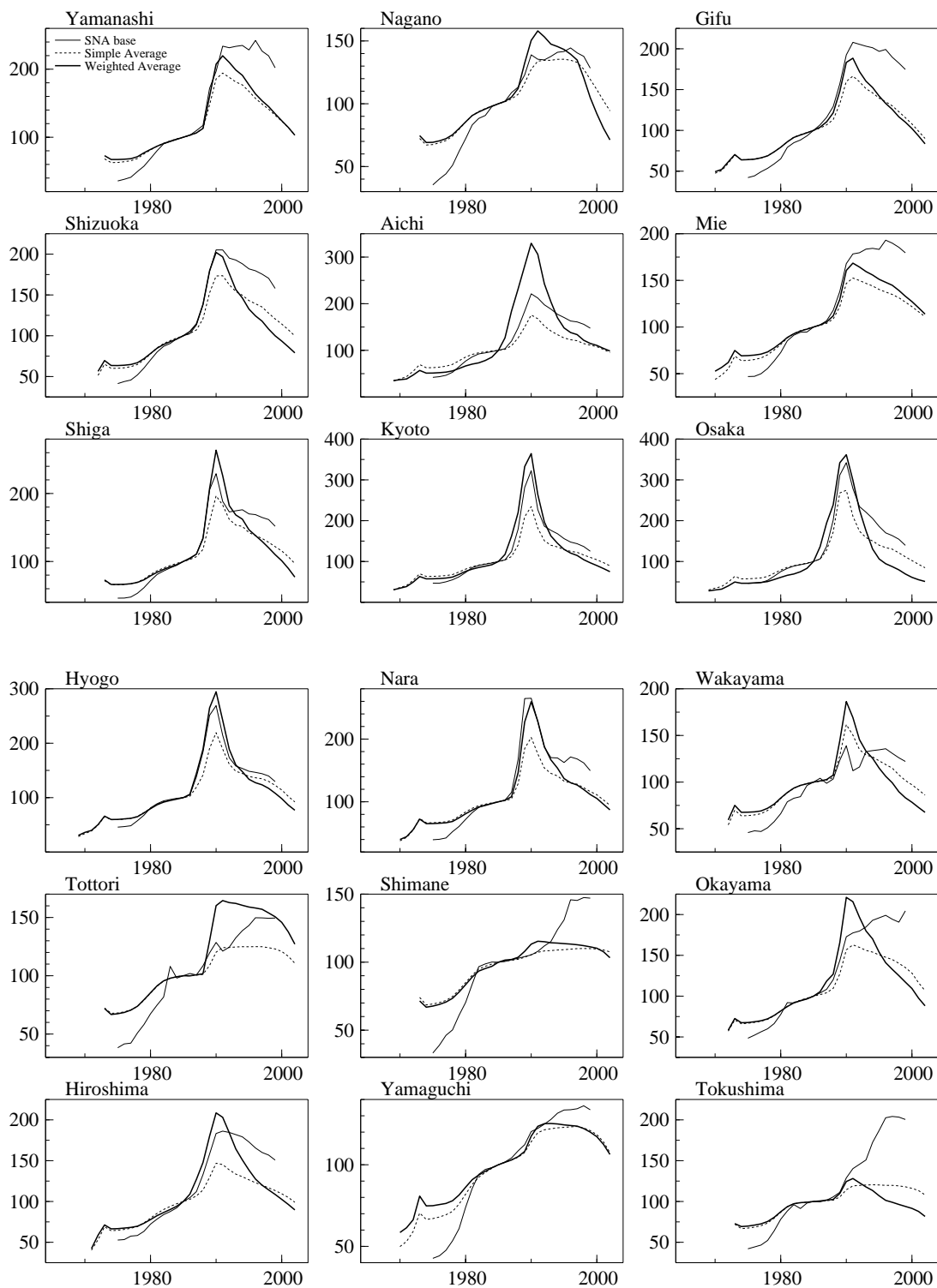
- 浅田義久・西村清彦・山崎福寿 (2002): 「税制変化の影響：地価を不安定化した相続税と土地譲渡所得税」、西村清彦 (編) 『不動産市場の経済分析』、pp. 99-128. 日本経済新聞社.
- 井出多加子 (1992): 「地価バブルの統計的考察」、『住宅土地経済』、pp. 17-23, 秋季号.
- (1997): 「地価バブルと地域間資本移動」、浅子和美・福田慎一・吉野直行 (編) 『現代マクロ経済分析：転換期の日本経済』、pp. 219-247. 東京大学出版会.
- 井上智夫・井出多加子・中神康博 (2002): 「日本の不動産価格：現在価値関係 (PVR) で説明可能か」、西村清彦 (編) 『不動産市場の経済分析』、pp. 67-98. 日本経済新聞社.
- 今川拓郎 (2002): 「資産の拘束は長期停滞を説明できるか」、原田泰・岩田規久男 (編) 『デフレ不況の実証分析』、pp. 145-169. 東洋経済新報社.
- 植村修一・佐藤嘉子 (2000): 「最近の地価形成の特徴」、『日本銀行調査月報』、pp. 161-195, 10月号.
- 金本良嗣 (1990): 「土地税制の宅地供給阻害効果と地価」、西村清彦・三輪芳朗 (編) 『日本の株価・地価』、pp. 135-163. 東京大学出版会.
- 香西泰・伊藤由樹子・定本周子 (1999): 「2025年の日本経済と地価」、『住宅土地経済』、pp. 2-7, 夏季号.
- 才田友美 (2003): 「競売不動産からみた首都圏地価の動向」、日本銀行調査統計局 Working Paper 03-3.
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美 (2003): 「いわゆる『追い貸し』について」、『金融研究』、22(1), 129-156.
- 橘永久・関根敏隆 (2003): 「1990年代以降の企業部門の土地投資について」、日本銀行調査統計局 Working Paper 03-6.
- 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』、pp. 109-134. 東京大学出版会.
- 西村清彦・清水千弘 (2002): 「地価情報の歪み：取引事例と鑑定価格の誤差」、西村清彦 (編) 『不動産市場の経済分析』、pp. 19-66. 日本経済新聞社.
- 藤原裕行・新家義貴 (2003): 「土地収益率と地価下落要因の分析」、内閣府経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ DP/03-2.

- 柳川範之 (2002): 「バブルとは何か」、村松岐夫・奥野正寛 (編)、『平成バブルの研究 (上)』、pp. 195–215. 東洋経済新報社.
- 山崎福寿 (1999): 『土地と住宅市場の経済分析』、東京大学出版会.
- 山崎福寿・井手多加子 (1997): 「宅地の供給と価格支配力」、『日本経済研究』、35号、pp. 111–130.
- 吉岡孝昭 (2002): 「地価とマーケット・ファンダメンタルズ」、『住宅土地経済』、pp. 28–35, 夏季号.
- CAMPBELL, J. Y., AND R. J. SHILLER (1988a): “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, 1(3), 195–228.
- (1988b): “Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends,” *Journal of Finance*, XLIII, 661–676.
- CHIANG, M.-H., AND C. KAO (2002): “Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3 – A User Guide,” mimeo.
- CLAYTON, J. (1997): “Are Housing Price Cycles Driven by Irrational Expectations?,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14(3), 341–363.
- DOORNIK, J. A. (2001): *Ox 3.0: Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*. Timberlake Consultants Press, London, fourth edn.
- HADRI, K. (2000): “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *Econometric Journal*, 3, 148–161.
- HERWARTZ, H., AND H.-E. REIMERS (2002): “Testing the Purchasing Power Parity in Pooled Systems of Error Correction Models,” *Japan and the World Economy*, 14, 45–62.
- HSIAO, C. (1986): *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- IM, K. S., M. H. PESARAN, AND Y. SHIN (2003): “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- LEVIN, A., C.-F. LIN, AND C.-S. J. CHU (2002): “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- MADDALA, G. S., AND I.-M. KIM (1999): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge.

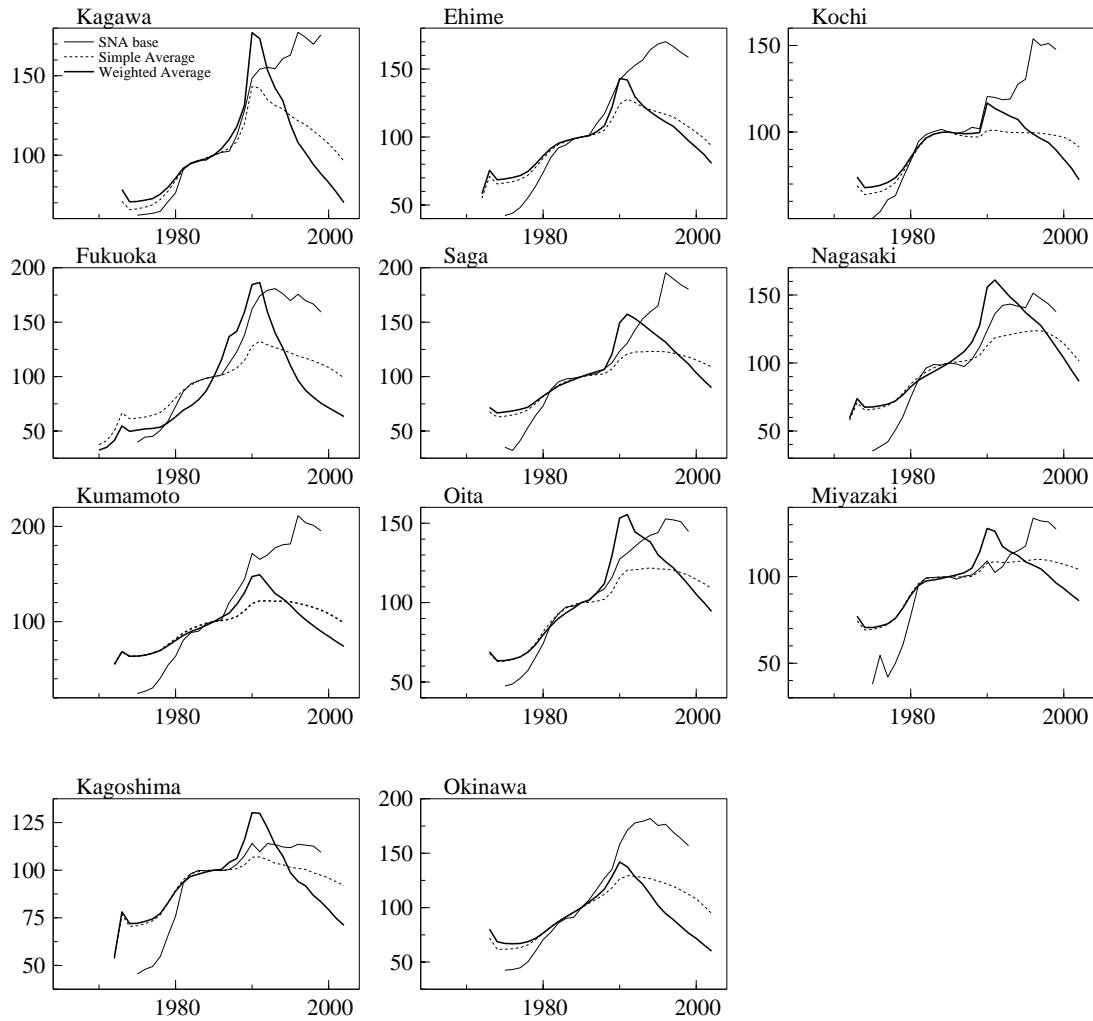
- MADDALA, G. S., AND S. WU (1999): “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. 631–652, Special Issue.
- MEESE, R., AND N. WALLACE (1994): “Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?,” *Journal of Urban Economics*, 35, 245–266.
- NISHIMURA, K. G., F. YAMAZAKI, T. IDEE, AND T. WATANABE (1999): “Discretionary Taxation, Excessive Price Sensitivity, and Japanese Land Prices,” NBER Working Paper, No. 7254.
- PEDRONI, P. (1999): “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4), 653–670, Special Issues.
- (2000): “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels,” *Advances in Econometrics*, 15, 93–130.
- (2001): “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panel,” *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731.
- PESARAN, M. H., AND R. SMITH (1995): “Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 68, 79–113.
- PHILLIPS, P. C. B., AND B. E. HANSEN (1990): “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Process,” *Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.
- SWAMY, P. A. V. B. (1970): “Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model,” *Econometrica*, 38(2), 311–323.



(注) 1985 年を 100 に基準化。「SNA base」(細実線)は県別土地資産額を宅地面積で除したもの。「Simple Average」(点線)は単純平均・公示地価、「Weighted Average」(太実線)は加重平均・公示地価。



(注) 1985 年を 100 に基準化。「SNA base」(細実線)は県別土地資産額を宅地面積で除したもの。「Simple Average」(点線)は単純平均・公示地価、「Weighted Average」(太実線)は加重平均・公示地価。



(注) 1985 年を 100 に基準化。「SNA base」(細実線)は県別土地資産額を宅地面積で除したもの。「Simple Average」(点線)は単純平均・公示地価、「Weighted Average」(太実線)は加重平均・公示地価。