

## 都道府県別地価の動向と「公的支出依存度」

### Panel Data Analysis on the Relationship between Regional Land Prices and Public Expenditure

Shinichi Morinaga, Graduate School of  
Commerce, Meiji University

明治大学大学院商学研究科博士後期課程  
森永愼一

The purpose of this paper is to explore the relationship between regional land prices and public expenditure in 1981-2004. Using panel data, we derive land price bubble from co-integration equation of land price, income, interest rate and examine how much the bubble is explained by dependence of regional economy on public expenditure.

Keywords: Regional land prices, land price bubble, public expenditure, panel unit root, panel cointegration

都道府県別地価、地価バブル、「公的支出依存度」、パネル単位根、パネル共和分

#### 1 序

本稿は、バブル生成・崩壊の時期を含む1981年から2004年にかけての都道府県の地価の変動を説明しようとするものである。一般に、好景気で民間支出が大きく伸びる時期には、土地の将来収益も増えると予想され、地価は上昇する。逆に、不景気で民間支出の伸びがマイナスの時には、土地の将来収益が減少すると予想され、地価は下落する。

しかし、公的支出の依存度の高い地域では、民間支出主導のマクロ的な好・不況の地価への影響は大きくない。逆に、公的支出の依存度の低い地域では、マクロ的な好・不況の地価への影響は大きい。こうした地域経済の公的支出の依存の程度の違いは、地域の地価の動向にも影響を与えるであろう。

森永(2007)によれば、1980-1990年代のバブル生成・崩壊期の各都道府県の地価の変動は、大都市圏で大きく地方圏で小さい。1980年代後半から大都市圏の地価は急上昇し、1990年代に入ると一転して地価は大きく下落する。他方、地方圏の地価は、1980年代は上昇するがその上

昇は穏やかである。1990年代に入ると地方圏の地価も下落するがその下落幅は小さい。島根県のように、1990年代の方が地価の高い県もある。このように、1980-1990年代の地価の変動は、地域間、とくに都市圏と地方圏で大きな差がみられる。

本稿は、こうした地域の地価の変動の相違を見る上で、「公的支出依存度」に着目する。「公的支出依存度」は、各都道府県の公的支出額と県内総生産(県内総支出)の比率として定義(公的支出額÷県内総生産)され、地域経済の自立性を表す尺度として利用されている(内閣府(2008))。

周知のように、1990年代は「日米構造協議」や一連の不況対策によって公的支出が大幅に増加し、各都道府県の「公的支出依存度」も軒並み上昇した。とりわけ、島根、高知、沖縄などはピーク時で40%を超すまでに上昇した。

「公的支出依存度」の高い地域は、公共支出の変動が民間支出の変動とくらべて小さいことから、土地の将来収益の予想の変化は小さい。したがって、「公的支出依存度」の高い地域ほど、マクロ経済の好・不況による短期的な地価の変

動は小さいと推測される。逆は逆である。

本稿は、森永(2007)を拡張し、上記のような推測をもとに、地価の変動と「公的支出依存度」の関係を実証する。実証方法として、パネル単位根検定、パネル共和分検定等のパネルデータ統計分析手法を用いる。都道府県別地価のパネル共和分分析は緒についたばかりで、既存の研究は少ない。才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆(2004)、中村康治・才田友美(2007)の研究が挙げられるのみである。これらの研究は、都道府県別地価、県民所得、実効金利にパネル共和分の関係のあることを検証したものである。本稿は、そのパネル共和分式の誤差項に注目し、それを地価の短期変動と定義して、「公的支出依存度」との関係进行分析する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では(1) 都道府県別地価、(2) 実効金利、(3) 県民所得、(4) 宅地面積、(5) 「公的支出依存度」など、本稿で用いるデータの作成方法について説明する。第3節では、地価の決定式を導出する。地価のファンダメンタルズ・モデルから、地価の変動を長期的趨勢と短期変動に分ける。第4節では、地価の決定式に基づき、共和分式の推定を行う。都道府県別地価、県民所得、実効金利等の変数がパネル単位根を持つことを確認した上で、それら変数間にパネル共和分関係のあることを検証する。さらに、地価の短期変動を捉える共和分式の誤差項と「公的支出依存度」の関係を調べる。第5節では、本稿の実証分析の結果を要約し、本稿の分析の政策含意を含めて今後の課題について言及する。

## 2 データ

以下では、本稿で用いるデータの作成について説明する。

### (1) 都道府県別地価

都道府県別地価(以下、県別地価と略す)として、才田・橘・永幡・関根(2004)で用いられた連鎖指数を用いる。調査地点(「標準地」と

正式には呼ばれている。)での地価のデータは、国土交通省の土地鑑定委員会が毎年1回公表する公示地価を用いる。都道府県別地価として、調査地点の前年の取引価額(1m<sup>2</sup>当たりの公示価格に調査地点の面積を乗じた金額)で加重平均した連鎖指数を作成する。 $t$ 期における $i$ 県の地価を $p_{it}$ とすれば、県別地価は以下のように計算される。

$$\Delta p_{it} = \sum_{j \in i} \left( \frac{V_{j,t-1}}{\sum_{j \in i} V_{j,t-1}} \right) \Delta p_{j,t} \quad (1)$$

$p_{j,t}$ は $t$ 期における $i$ 県の調査地点 $j$ の1m<sup>2</sup>当

たりの価格、 $V_{j,t}$ は $p_{j,t}$ に調査地点の面積を

乗じた取引価額、 $\Delta$ は階差オペレーターである。地価は対数変換を行っている。上の式を用いて、1981年から2004年までの都道府県別地価を求める。

### (2) 実効金利

実効金利は不動産取得の資金コストである。名目金利 $i_{it}$ と不動産投資に係る実効税率 $\tau_{it}$ からなる。名目金利 $i_{it}$ は貸出約定金利(総合)を用いる。実効税率 $\tau_{it}$ は、不動産に係る税として、土地取得税、登録免許税、固定資産税、都市計画税、地価税を選択し、評価率に税率を乗じて求める。評価率については、山崎・井出(1997)と同様、県別に『固定資産の価格等の概要調書』(総務省)記載の課税標準額をSNA統計の宅地資産額で割戻し、毎期の固定資産税の評価率を求め、他の税の評価率は固定資産税評価率に掛け目(固定資産税に対する割合)を掛けて求める。以上の手順で1981年から2004年までの都道府県別の実効金利 $r_{it}$ のパネルデータを作成する。

### (3) 県民所得 $y_{it}$

県別の賃料収入等の統計データが存在しないので、土地の名目レントとして、SNA統計の県民所得(名目)を代理変数として用いる。1981年~1989年については平成2年基準68SNA、1990年~1995年については平成7年基準93SNA、

1996年~2004年については平成12年基準93SNAを採用する。公示地価は1㎡当りの単価なので、県民所得についても『固定資産の価格等の概要調書』記載の宅地面積で割戻した1㎡当りの県民所得を用いる。

なお、これらの県民経済計算は、基準や経済計算体系が異なる。ここでは、県民所得の接続を行っているが、この点に問題のあることは留意しておく必要がある。

#### (4) 宅地面積

宅地面積は、『固定資産の価格等の概要調書』（総務省）記載の評価総地積を用いる。2004年現在の全国の宅地面積は15,962k㎡で、1981年当時の11,949k㎡の1.33倍となっている。これは、造成や埋め立て以外に、市街化区域内農地の宅地並み課税等により、都市近郊の農地の宅地転換が進んだことが大きな要因と思われる。山梨、長野、佐賀県の3県は1981年から2004年の23年間で宅地面積が1.5倍以上増加している。その他の地方圏に属する県の面積も大きく増加している。反面、東京、大阪、神奈川の大都市の宅地面積は、それぞれ1.10倍、1.15倍、1.20倍の増加にとどまっている。

#### (5) 「公的支出依存度」

有効需要の側面を強調するため、公的支出のデータとして、県民経済計算の政府最終消費支出と公的固定資本形成（住宅、企業設備、一般政府）の合計を用いる。「公的支出依存度」は、県民経済計算の各都道府県の公的支出を県内総支出で除した比率として定義する。1981年から2004年までの都道府県別の「公的支出依存度」 $g_{it}$ のデータを作成する。

### 3 地価の決定式の導出

この節では、才田・橘・永幡・関根(2004)などの地価のファンダメンタルズ・モデルに依拠して、地価の推定式の導出を行う。都道府県を示すサフィックス*i*を省略して説明する。

地価 $P_t$ は、基本的には土地が生み出す将来収

益（地代）の割引現在価値である。すなわち、以下の式で表される。

$$P_t = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{Y_{t+k-1}^e}{(1+r_t)^k} \quad (2)$$

ここで、 $P_t$ は*t*期の期首の地価、 $Y_{t+k-1}^e$ は*t*期の期首における*t+k-1*期の予想収益、 $r_t$ は*t*期の実効金利である。以下では、地域の土地の収益（地代）の代理変数として地域の総所得を使う。総所得の*t+1*期以降の長期の予想成長率を一定と仮定し $\lambda^L$ とおくと、(2)式は、

$$P_t = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{Y_t^e (1+\lambda^L)^{k-1}}{(1+r_t)^k} = \frac{Y_t^e}{r_t - \lambda^L} \quad (3)$$

となる。

総所得は総支出（有効需要）に等しく、総支出は民間支出と公的支出の和である。したがって、*t*期の総所得の成長率は、

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = (1-g_{t-1}) \frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} + g_{t-1} \frac{\Delta G_t}{G_{t-1}} \quad (4)$$

と書ける。 $\Delta$ は変化分のオペレーター、 $E_t$ は*t*期の民間支出、 $G_t$ は*t*期の公的支出、 $g_{t-1} = (G_{t-1}/Y_{t-1})$ は*t-1*期の公的支出依存度である。

民間支出、公的支出の成長率の変動は民間支出の成長率の変動の方がはるかに大きいと想定する。そこで、以下では簡単化のために公的支出の予想成長率をゼロとおく<sup>1</sup>。この想定のもとで、*t*期の総所得の予想成長率は、

$$\frac{\Delta Y_t^e}{Y_{t-1}} = (1-g_{t-1}) \lambda^S \quad (5)$$

となる。ここで、 $\lambda^S = \Delta E_t^e / E_{t-1}$ は民間支出の予想成長率である。(5)式の関係(3)式に代入し、両辺の対数をとると以下の式が得られる。

<sup>1</sup> 1980-1990年代の地価を分析する上では、妥当な想定と考える。

$$\ln P_t = \ln Y_{t-1} - \ln(r_t - \lambda_t^L) + \ln(1 + (1 - g_{t-1})\lambda_t^S) \quad (6)$$

推定にあたって、(6)式の右辺第1項は、 $r_t - \lambda_t^L$ がマイナスとなる可能性があるので線形近似する。また、(6)式の右辺第2項も  $(1 - g_{t-1})\lambda_t^S$  で線形近似する。さらに、地代に代えて県民所得を代理変数として使うこと、地価決定に関する様々な制度や地域の取引慣行を考慮して、パネル推定では、県別地価に対する固定効果を考慮し、係数には制約を課さないことにする。

民間支出の予想成長率  $\lambda_t^S$  は、毎期の予想の変化が大きいと想定し、 $(1 - g_{t-1})\lambda_t^S$  を確率項  $u_t$  とする。すなわち、

$$u_t = (1 - g_{t-1})\lambda_t^S \quad (7)$$

(7)式の両辺の絶対値をとり、さらにその対数をとると、

$$\ln|u_t| = \ln(1 - g_{t-1}) + \omega_t \quad (8)$$

となる。ここで  $\omega_t = \ln|\lambda_t^S|$  である。(7)式、(8)

式において、民間支出の予想成長率の項  $\lambda_t^S$  の地価への影響は、「公的支出依存度」 $g_{t-1}$  に依存することがわかる。「公的支出依存度」が大きければ(小さければ)、 $1 - g_{t-1}$  が小さくなる(大きくなる)ので、民間支出の予想成長率  $\lambda_t^S$  の地価への影響は絶対値で小さい(大きい)。

以上の議論から、都道府県  $i$  の地価の推定式は、以下の通りである。

$$p_{it} = \alpha_i + \beta y_{it-1} + \gamma(r_{it} - \lambda_{it}^L) + u_{it} \quad (9)$$

$$\ln|u_{it}| = \ln(1 - g_{it-1}) + \omega_{it}$$

ここで、添え字の  $i$  は都道府県  $i$ 、 $p_{it}$ 、 $y_{it-1}$  は

地価、県民所得の対数値を意味する。 $\alpha_i, \beta$  はパラメータで、 $\alpha_i$  は固定効果を表す。

#### 4 地価の短期的変動と「公的支出依存度」

この節では、地価、県民所得、実効金利マイナス県民所得の長期の予想成長率の3つの変数のパネル単位根検定を行った上で、パネル共和分検定により、変数間の共和分関係を検定する。次いで、共和分式の誤差を求め、「公的支出依存度」との関係を検証する。共和分式は地価の長期的関係を捉え、誤差は地価の短期的変化を示すものとする。

##### 4.1 パネル単位根検定

都道府県別地価等のパネルデータは、時系列では1981年から2004年まで、クロスセクションでは47都道府県の構成となっている。一般に経済時系列データは非正常時系列(単位根)の可能性が高い。そこで、都道府県別地価  $p_{it}$ 、県民所得  $y_{it}$ 、実効金利マイナス県民所得の長期の予想成長率  $r_{it} - \lambda_{it}^L$  のパネルデータに対して単位根検定を行い、定常性を確認する必要がある。県民所得の長期の予想成長率  $\lambda_{it}^L$  は、県民所得の長期的な趨勢を示す。そこで、才田・橘・永幡・関根(2004)と同じく、県民所得の長期の予想成長率のデータとして、過去3カ年の県民所得の平均成長率を用いる<sup>2</sup>。

一般に、パネル変数  $x_{it}$  の単位根検定の検定式は以下の通りである。

$$\Delta x_{it} = \rho_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{L_i} \tau_{ij} \Delta x_{it-j} + \phi \text{trend}_t + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

$$\rho_i, \tau_{ij}, \phi, \delta_i \text{ は係数パラメータ} \quad (10)$$

<sup>2</sup> 紙幅の都合上割愛するが、過去5年、10年の平均成長率でも実証した。しかし、3年がもっとも結果が良かったので、以下では3年を採用する。

ここで、 $i$ はクロスセクション、 $t$ は時系列の添字である。 $L_t$ は、検定式のラグ次数である。 $trend_t$ はトレンド項であり、 $\delta_i$ は固定効果を表す。 $\varepsilon_{it}$ は誤差項である。(10)式において、 $\rho_i = 0$ の場合は単位根で、 $\rho_i < 0$ の場合は定常である。以下では、 $\rho_i$ がクロスセクションによって異なる3つのタイプの単位根検定を行う。1つは、IPS検定(Im, Pesaran and Shin(2003))である。この単位根検定は、クロスセクションごとの時系列データにADF検定を行い、得られた $t$ 値の平均値をもとに検定量を与えるものである。また、後の2つの検定、Fisher ADF検定、Fisher PP検定は、クロスセクションごとの時系列データにADF検定(Augmented Dickey Fuller Test)とPP検定(Phillips and Peron Test)を行って得られる $t$ 検定の $p$ -値に基づく検定量である。これら検定の帰無仮説と対立仮説はいずれも、 $H_0$ : すべての $i$ に対して $\rho_i = 0$ 、 $H_1$ : 少なくとも1つの $i$ に対して $\rho_i \neq 0$ である。

地価 $p_{it}$ 、県民所得 $y_{it}$ 、実効金利マイナス長期の予想成長率 $r_t - \lambda_{it}^f$ の単位根検定の結果は、

表1の通りである。ここで、 $p_{it}, y_{it}, r_t - \lambda_{it}^f$ のいずれも、トレンド項なし・切片項ありの検定である。数字は、表1の左の列から、IPI検定、Fisher ADF検定、Fisher PP検定の $p$ 値である。いずれの変数についても、水準では単位根である帰無仮説を棄却できない<sup>3</sup>。したがって、3変数とも単位根をもつ非定常時系列であることがいえる。

上記のIPS検定、Fisher ADF検定、Fisher PP検定は、いずれもクロスセクション毎の単位根検定に基づいた検定なので、時系列の数が少ないという問題がある。そこで、確認のために、(13)式の $\rho_i$ がクロスセクションですべて等し

いと仮定したもとの単位根検定を行う。この場合の単位根検定はLLC(Levin, Lin and Chu (2002))の検定で、これは原データからあらかじめ自己相関の部分やトレンド項、切片項を控除し、さらに標本標準偏差で除して基準化したデータに基づいて、単位根検定を行うものである。この検定の結果は表1の第4列の通りである。いずれも単位根を有することが確認される。

## 4.2 パネル共和分検定

変数 $p_{it}, y_{it}, r_t - \lambda_{it}^f$ が単位根を持つ時系列

であることが確認されたので、次にそれら3変数間に共和分関係があるかどうかを検定する。パネル共和分検定として、以下ではPedroni (1999)の共和分検定を行う。Pedroniの共和分検定は、共和分式を推定した残差の定常性を調べるもので、Engle-Grangerタイプの検定である。誤差項の自己相関をノンパラメトリックな方法で処理するPhillips Peron (PP)の方法とパラメトリックな方法で処理するAugmented Dickey Fuller (ADF)の方法の両方の検定を使う。Pedroniは、検定式において1期前の誤差項の係数がすべてのクロスセクションで同じと仮定するパネル検定とクロスセクションによって異なると仮定するグループ検定に分ける。検定結果は、表2の通りに与えられる。数値は各検定の $p$ 値である。検定結果は、パネル検定は共和分を支持しないが、グループ検定は共和分を支持する結果となっている。ADF検定では、1期のラグ変数の係数が1を超える都道府県があるなど不安定な結果が出ているので、ここではPP検定の結果の方が信頼できる。パネル検定の結果の $p$ 値が5%を上回っているが、その差はわずかなので、総じてPP検定では共和分関係を支持する結果が得られたと判断する。

## 4.3 都道府県別地価バブル

共和分式の残差から推定された1981-2004年までの各都道府県別の地価の短期変動の大き

<sup>3</sup> 水準だけでなく階差についても単位根検定を行ったが、階差では単位根の帰無仮説が棄却された。

さを、各都道府県別の残差の分散で捉えると、1981-2004年の間で地価の短期変動が最も大きかったのが東京で、次いで大阪、埼玉、神奈川、京都、宮城、愛知、千葉、北海道、兵庫が続く。他方、短期の変動が最も小さかった都道府県は島根で、次いで山口、宮崎、岩手、青森、山形、愛媛、高知、大分、長崎である。

#### 4.4 地価の短期変動と「公的支出依存度」

上記で求めた各都道府県のバブル項が地域経済の自立性の尺度である「公的支出依存度」と関係していることを明らかにする。

1981年-2004年までの各都道府県別の地価の短期変動と、同じく1981-2004年度までの各都道府県の公的支出依存度の平均値との関係を散布図で確認する。図1は、縦軸に各都道府県の短期変動（共和分式の誤差の標本標準偏差）、横軸に都道府県別の1981-2004年度の平均「公的支出依存度」をプロットしたものである。両者はほぼ、右下がりの関係にあることがわかる。図1の異常値のように見える右上の2つのポイントは、左から北海道、沖縄である。これら北海道と沖縄を除けば、図1から、地価の短期変動と「公的支出依存度」はほぼ右下がりの関係にあることが読み取れる。

図1は、散布図でサンプル期間の平均的な「公的支出依存度」と地価の短期変動の関係を見たものだが、より詳細にパネルデータで地価の短期変動と「公的支出依存度」の関係を見てみよう。共和分式の残差の絶対値の対数 $\ln|e_{it}|$ と $\ln(1-g_{it-1})$ の(8)式の関係をも最小二乗法により推定する。ここで、地価の短期変動の自己相関を考慮して1期前の変数を入れる。また、地価の短期変動の都市と地方での地域間の格差を考慮して固定効果を入れる。推定結果は以下の通りである。

$$\ln|e_{it}| = 0.345 + 0.555 \ln|e_{it-1}| + 11.9 \ln(1-g_{it}) \quad (11)$$

(2.06)      (21.8)      (7.23)

$\bar{R}^2 = 0.482$      $DW = 1.99$

各都道府県別の切片項の固定効果は省略する。(11)式の係数の下にある( )の中の数値はt値

である。 $\bar{R}^2$ は決定係数、 $DW$ はダービン・ワトソン統計量である。ラグ変数を含むので、 $DW$ は統計的意味はないが参考のためである。(11)式からわかるように、「公的支出依存度」 $\ln(1-g_{it})$ は地価の短期変動に統計的に有意に影響を与えていることがわかる。

一般に、都道府県の地価の変動は、都市圏が大きく地方圏は小さいと容易に予想される。この点は、固定効果により考慮しているが、「公的支出依存度」の独立性を明確にするために、地域格差を表す他の変数で地価の短期変動の説明を試みる。都市と地方の格差を表す代表的な変数である都道府県の人口変数 $pop_{it}$ を取り上げる。推定結果は以下の通りである。

$$\ln|e_{it}| = -13.4 + 0.579 \ln|e_{it-1}| + 0.868 \ln pop_{it} \quad (12)$$

(-0.906)(22.4)      (0.853)

$\bar{R}^2 = 0.456$      $DW = 1.91$

$$\ln|e_{it}| = -0.739 + 0.581 \ln|e_{it-1}| - 22.4 \ln(pop_{it} / pop_{it-1}) \quad (13)$$

(-11.7) (22.5)      (-2.22)

$\bar{R}^2 = 0.459$      $DW = 1.93$

(12)式から、都道府県別人口 $\ln pop_{it}$ のt値は有意ではない。また、(13)式の都道府県人口の変化率 $\ln(pop_{it} / pop_{it-1})$ は有意だが符号条件を満たしていない。このことから、「公的支出依存度」は都道府県の地価の短期変動を説明する上で、独立的な変数であると考えられる。

## 5 結語

本稿では、都道府県別の地価、実効金利、県民所得のパネルデータに基づき、パネル共和分式を推定した。その共和分式から地価の短期的変動の項を導出して、公的支出依存度との関係の分析を行った。分析結果をまとめると以下の通りである。

- (1) 共和分式の残差から求められた 1981-2004 年の地価の短期変動は、東京、大阪を始めとする大都市圏で大きく、逆に、鳥根、山口などの地方圏で小さいことが確認された。
- (2) 1981-2004 年の平均的な「公的支出依存度」と地価の短期変動の関係は、ほぼ右下がり関係にある。
- (3) 共和分式の残差の絶対値で測る地価の短期変動と「公的支出依存度」の関係のパネル分析の結果、「公的支出依存度」は都道府県の地価の短期変動に統計的に有意なマイナスの効果を持っていることが分かった。

このことから、北海道のような例外を除き、東京圏や大阪圏に属する「公的支出依存度」の低い（経済的自立性の高い）都道府県ではマクロの景気循環に伴う地価の短期変動が大きく、鳥根のような「公的支出依存度」の高い（経済的自立性の低い）地方圏では地価の短期変動の小さいことが実証された。

今後の課題として、以下の 2 点を挙げたい。1 点は、地価の短期変動と「公的支出依存度」あるいは公的支出との因果関係についてである。本稿では、「公的支出依存度」が地域の地価の動向にどのような影響を与えるかに焦点をあてて分析したが、逆に、公的支出が地価の影響を受ける可能性が指摘できる。その可能性があれば、地域の地価の変動が「公的支出依存度」に与える影響を考慮しなければならない。こうした両者の因果関係を踏まえた慎重な分析が必要である。

2 点は、公的支出の変動の問題である。

本稿ではデータの問題もあって 2004 年以降の都道府県の地価の分析を行っていない。2000 年以降の公共事業の削減は、1980-90 年代とは異なり将来の公的支出の予想を不透明にしていると思われる。それが結果的に 2004 年からの本格的な景気回復の中にあっても「公的支出依存度」の高い地方の地価が下落し続けている原因であろうと推測される。この分析の政策的意義は大きいと思われる。2000 年以降の公的支出の変動に焦点をあてて、「公的支出依存度」と地価の関係を分析する必要がある。

## 謝辞

本論文を取りまとめるに際して、複数の匿名査読者から、大変に有益な助言をいただきました。ご多忙の中でのご尽力に心から感謝の意を表します。

## 参考文献

1. 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆(2004) 「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」(日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.04-J-7)
2. 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆(2006) 「県別データによる地価の動向」(季刊『住宅土地経済』2006 年秋季号・財団法人日本住宅総合センター)
3. 中村康治・才田友美(2007) 「地価とファンダメンタルズ~加重平均公示地価指標を用いた長期時系列分析~」(日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.07-J-6)
4. 内閣府政策統括官室(2008) 『地域の経済 2007-自立を目指す地域経済-』日本統計協会
5. 森永慎一(2007) 「バブル期以降の県別地価の実証分析」『明治大学商学研究論集』、第 28 号 pp.32-44.
6. Im, K. S., M. H. Pesaran,

and Y. Shin (2003): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74

7. Levin, A., C.F. Lin, and C. Chu (2002): "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108, 1-24

8. Pedroni, P. (1999): "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-70

<図 表>

表1  $p_{it}$ ,  $y_{it}$ ,  $r_{it} - \lambda_{it}$  のパネル単位根検定

変数名	p-値			
	IPI	F-ADF	F-PP	LLC
$p_{it}$	0.74	0.94	1.00	0.31
$y_{it}$	1.00	1.00	1.00	0.94
$r_{it} - \lambda_{it}$	1.00	1.00	1.00	0.33

表2 Pedroni パネル共和分検定

	パネル検定	グループ検定
PP 検定	0.0562*	0.0009***
ADF 検定	0.1413	0.0000***

図1 地価の短期変動と「公的支出依存度」

