

マクロ経済変動と地価

—都道府県別地価のパネル分析—

北岡孝義

1 序

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激に上昇し、1990年代に入ると一転して地価は大きく下落する。一方、地方圏の地価は、1980年代は上昇するがその上昇率は穏やかである。1990年代に入ると、地方圏も地価は下落するが、その下落率は小さい。島根県などの地方によっては、1990年代の方が地価の高い県もある。このように、1980-1990年代のバブル生成・崩壊期の各都道府県の地価の変動は、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、地域経済の有効需要の観点から1980-1990年代の各都道府県の地価の変動に焦点をあて、地域間の地価の変動にどのような差がみられるか、地価の変動の地域間の違いはなぜ生ずるかを実証的に明らかにする。バブル期のように、好景気で民間支出が大きく伸びると予想される時には、都道府県経済が好況で土地の将来の予想収益も増え、地価が上昇する。逆に、不景気で民間支出の伸びがマイナスの時には、都道府県経済が不況で土地の将来の予想収益も減少し、地価が下がる。しかし、有効需要が公共支出依存型の地域では、たとえ民間支出が大きく増えても、有効需要全体の中では小さく地価に与える効果は限定的である。民間支出が大きく低迷する場合でも、同じことがいえる。

本稿は、地域の地価の変動の大きさに影響を与える要因として、「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））。すなわち、「公的支出依存度」の高い（低い）地域経済ほど、短期的な地価の変動が小

さい（大きい）と推測される。

都道府県別地価のデータとしては、森永（2007）と同様に、公示地価（国土交通省が毎年3月下旬に発表）をもとに作成した都道府県別の地価指数（連鎖指数）を用いる。森永（2007）では、作成した都道府県別の地価指数のデータをもとに、1980年代、1990年代の地域間の地価動向の特徴を明らかにした。本稿では森永（2007）を拡張し、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て、地価の変動と「公的支出依存度」の関係を調べる。具体的には、公示地価、県民所得、実効金利（正確には、実効金利マイナス県民所得の長期予想成長率）のパネルデータが、それぞれ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が存在することを明らかにする。県民所得は土地の生み出す将来収益（レント）の代理変数として使われ、また、実効金利は銀行の貸出金利に不動産関連諸税を考慮した金利として定義される。パネル共和分の関係は、地価、県民所得、実効金利の間のファンダメンタルズの関係を示すが、共和分式の誤差項は地価の短期的変動を表すものと解釈する。本稿では共和分関係の誤差項の絶対値を地価の短期変動として定義し、その短期変動と「公的支出依存度」の関係を調べる。すなわち、「公的支出依存度」の高い（低い）地域は経済の自立性が低く（高く）、地価の変動は小さい（大きい）という仮説を検証する。

都道府県別地価のパネル共和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短期変動の地域間の相違を分析する。地価変動の地

域間の相違を分析する上で、「公的支出依存度」で捉える地域の自立性に着目した点が本稿のオリジナルな視点である。

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。簡単な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、推定式を与える。そして、都道府県別地価、県民所得、実効金利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、その政策含意と今後の課題について言及する。

2 データ

この節では、本稿で使用するデータについて説明する。使用するデータは、都道府県別地価、実効金利、宅地面積、県民所得、「公的支出依存度」である。それらのデータのうち、都道府県別地価と実効金利のデータは、才田・橘・永幡・関根(2004)と同様の方法でデータを作成する。

2.1 都道府県別地価

都道府県別地価(以下、県別地価と略す)のデータは、才田・橘・永幡・関根(2004)に基づき、国土交通省の地価公示のデータを基に作成される。国土交通省の地価公示のデータは、「土地鑑定委員会」が毎年1回公表する1月1日時点での全国の調査地点(正式には、「標準地」と呼ばれる)の地価データである。県別地価は、各都道府県の調査地点での地価公示価格の加重幾何平均として定義される。加重値は、調査地点の前年の取引価額(1㎡当たりの公示価格に調査地点の面積を乗じた金額)を各都道府県の調査地点全体の前年の総取引価額で除したものである。加重値に関

しては、才田・橘・永幡・関根(2004)と同じく連鎖指数¹の方法が用いられる。したがって、加重値は毎年更新される。

t 年における i 県の県別地価を P_{it} とすれば、 P_{it} は以下のように計算される。

$$P_{it} = P_{it-1} \times \prod_{j \in \Omega_{it-1}} \left(\frac{P_{ijt}}{P_{ijt-1}} \right)^{\omega_{ijt-1}} \quad (1)$$

ここで、 P_{ijt} 、 P_{ijt-1} は、それぞれ t 年、 $t-1$ 年における i 県の調査地点 j の公示価格(1㎡当たりの価格)である。 ω_{ijt-1} は加重値であり、調査地点の $t-1$ 年の取引価額(1㎡当たりの公示価格に調査地点の面積を乗じた金額)を、同じく $t-1$ 年の県内の調査地点全体の総取引価額で除したものである。すなわち、

$$\omega_{ijt-1} = \frac{P_{ijt-1} Q_{ijt-1}}{\sum_{k \in \Omega_{it-1}} P_{ikt-1} Q_{ikt-1}} \quad \sum_{j \in \Omega_{it-1}} \omega_{ijt-1} = 1 \quad (2)$$

ここで、 Q_{ijt-1} は $t-1$ 年における i 県の調査地点 j の面積(単位㎡)、 Ω_{it-1} は $t-1$ 年における i 県の調査地点の集合である。各年の調査地点は毎年変更されるので、調査地点の集合 Ω_{it-1} も毎年変わる。

初期年($t=0$)の県別地価 P_{i0} を与えると、(1)式に従って初期年以降の県別地価 P_{it} を求めることができる。また、初期年の県別地価 P_{i0} は、

$$P_{i0} = \prod_{j \in \Omega_{i0}} P_{j0}^{\omega_{j0}} \quad (3)$$

として計算される。初期年の県別地価の加重値は、同じ初期年の取引価額の加重値 ω_{j0} が用いられる。

2.2 実効金利

実効金利は、不動産投資の実質的な資金コストである。以下では、実効金利を、名目金利と不動産投資に関わる実効税率の合計として定義する。 t 年における i 県の実効金利、名目金利、実効税率を、それぞれ r_{it} 、 i_{it} 、 τ_{it} とすれば、

$$r_{it} = i_{it} + \tau_{it} \quad (4)$$

¹ 連鎖指数に関しては、日本銀行調査統計局(2002)参照。

となる。

名目金利 i_{it} は、各都道府県同じであると想定し、すべての都道府県について同一の貸出約定平均金利（貸出、国内銀行）を用いる。したがって、

$$i_{it} = i_t \text{ for all } i$$

となる。

実効税率で取り上げる不動産関連諸税は、才田・橘・永幡・関根（2004）と同様に、固定資産税、不動産取得税、登録免許税、都市計画法、地価税である。不動産の譲渡課税は、短期・長期保有の区分をすることが困難なこと等の理由から省略される。実効税率 τ_{it} は、これら諸税の税率に課税評価率を乗じたものの合計として算定される。各税の課税評価率は以下の通りである。

(1) 固定資産税

t 年における i 県の固定資産税に適用される課税評価率 θ_{ait} は、総務省の『固定資産の価格等の概要調書』の各都道府県別宅地課税標準額をSNA統計の宅地資産額で除したものである。すなわち、

$$\text{固定資産税評価率 } \theta_{ait} = \frac{i \text{ 県の宅地課税標準額}}{i \text{ 県のSNA統計宅地資産額}}$$

である。ここで、SNA統計の宅地資産額は、各都道府県の宅地の時価の代理変数として使われる。

(2) 不動産取得税、登録免許税、都市計画法、地価税

これら諸税の課税標準額は、固定資産税の課税標準額の一定割合である。1990年代の地価下落のときには、政府の経済対策の一環として固定資産税の課税標準額に対する割合は低下している（才田・橘・永幡・関根（2004）のデータ補論参照）。不動産取得税、登録免許税、都市計画法、地価税の課税標準額の固定資産税の課税標準額に対する割合をそれぞれ b_i , c_i , d_i , e_i とすると、それら諸税の評価率は以下の通りである。

$$\text{土地取得税評価率 } \theta_{bit} = \theta_{ait} b_i$$

$$\text{登録免許税評価率 } \theta_{cit} = \theta_{ait} c_i$$

$$\text{都市計画法評価率 } \theta_{dit} = \theta_{ait} d_i$$

$$\text{地価税評価率 } \theta_{eit} = \theta_{ait} e_i$$

固定資産税、不動産取得税、登録免許税、都市計画法、地価税の税率は、都道府県で同じである。これら税率を、それぞれ t_{at} , t_{bt} , t_{ct} , t_{dt} , t_{et} とおけば、実効税率 τ_{it} は、

$$\tau_{it} = t_{at} \theta_{ait} + t_{bt} \theta_{bit} + t_{ct} \theta_{cit} + t_{dt} \theta_{dit} + t_{et} \theta_{eit} \quad (5)$$

となる。

2.3 宅地面積

地価公示の対象となる宅地は、住宅地、商業地、工業地など建物の敷地に給せられる土地の総称である。したがって、農地は除外される。各年の都道府県の宅地面積は、総務省の『固定資産の価格等の概要調書』の地積を用いる。2004年現在の全国の宅地面積は15,962km²で、1981年当時の11,949km²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。特に山梨、長野、佐賀の3県は、1981年から2004年の23年間で宅地面積が1.5倍以上も増加している。その他の地方圏に属する県の宅地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。

このように、サンプル期間内（1981年～2004年）における地方圏の宅地面積の変化は無視できない。才田・橘・永幡・関根（2004）では、土地が生む地代（レント）として県民所得を代理変数として使っているが、公示価格が1m²当たりの価格である以上、正確には県民所得は1m²当たりの県民所得でなければならない。サンプル期間内での宅地面積が、どの都道府県もほとんど変化していない場合は、宅地面積を考慮する必要はない。しかし、上記で説明したように、現実には、地方圏の宅地面積は大きく増加している。したがって、こうした宅地面積の変化を考慮に入れ、土地のレントも宅地面積1m²当たりの県民所得で捉えなければならない。

本稿でも、才田・橘・永幡・関根（2004）と同様に、土地のレントとして県民所得を代理変数として使う。しかし、才田・橘・永幡・関根（2004）と違って、宅地面積の変化を考慮し、1m²当たり

の県民所得を土地のレントの代理変数とする。

2.4 県民所得

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、県民所得（名目）を代理変数とする。県民所得のデータは、以下の県民経済計算を用いる。

1981年～1989年 平成2年基準68SNA

1990年～1995年 平成7年基準93SNA

1996年～2004年 平成12年基準93SNA

これらの県民経済計算は、基準や経済計算体系が異なるので、県民所得の接続には留意が必要である。

また、宅地のレントとして県民所得を使うことには、もう1つの問題がある。すなわち、公示価格は農地を含んでいないが、県民所得は農家の所得も含まれるので農地のレントが入っている。したがって、県民所得から農家の所得を控除する必要があるが、農家の所得のデータがないので以下の分析では県民所得をそのまま使用する。この点にも留意が必要である。

2.5 「公的支出依存度」

内閣府（2007）では、「公的支出依存度」を県民経済計算の政府最終消費支出と公的固定資本形成の合計の県内総支出に対する割合として定義している。本稿でも、それに従い、「公的支出依存度」は、公的固定資本形成の県内総支出に対する割合として定義する。

3 地価の決定式

本節では、地価の決定式の導出を行う。地価のファンダメンタルズ・モデルの実証は、マクロ的には宮尾（1993）、林（1995）等、都道府県別には、井出（1997）、才田・橋・永幡・関根（2004）等の研究がある。本稿でもそれら既存の研究のファンダメンタルズ・モデルを踏襲するが、地代の予想成長率（土地が生み出す将来収益の予想成長率）に関しては、長期的趨勢と短期的変化に分ける。このことにより、地価のファンダメンタルズ

に関しても、長期的趨勢と短期的変化に分けることができる。「公的支出依存度」は、地価のファンダメンタルズの短期的変化に影響を与えると想定する。

3.1 地価と地代の長期予想成長率の関係

地価は、基本的には土地の予想地代（土地が生み出す将来収益の予想値）の割引現在価値として定義される。すなわち、一般的に、地価は以下の式で表される。

$$P_t = \frac{Y_t^e}{1+R_t} + \frac{Y_{t+1}^e}{(1+R_t)^2} + \dots = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{Y_{t+k-1}^e}{(1+R_t)^k} \quad (6)$$

ここで、 P_t は t 期の期首における地価、 Y_{t+k-1}^e は t 期の期首における $t+k-1$ 期 ($k=1,2,\dots,\infty$) の予想地代、 R_t は割引率として使われる t 期の金利である。将来の金利予想はフラットであると仮定する。

$t+1$ 期以降の予想地代の流列 $\{Y_{t+k-1}^e (k=1,2,\dots,\infty)\}$ から、以下の（7）式を満たす地代の予想成長率の流列 $\{\lambda_{t+k}^e (k=1,2,\dots,\infty)\}$ を一意に求めることができる。

$$Y_{t+k}^e = Y_t^e (1 + \lambda_{t+k}^e)^k \quad k=1,2,\dots,\infty \quad (7)$$

地代が一定の率 λ_t^e で成長していくと予想すれば、地代の予想成長率の流列は、

$$\lambda_{t+k}^e = \lambda_t^e \quad k=1,2,\dots,\infty \quad (8)$$

と表すことができる。この地代の予想成長率 λ_t^e は地代の長期的趨勢を捉えるもので、地代の長期予想成長率と呼べるものである。 λ_t^e を λ_t^L と表記する。

（7）式、（8）式の関係をも（6）式に代入すると、 t 期の地価 P_t は、（9）式のように簡単になる。

$$P_t = \frac{Y_t^e}{R_t - \lambda_t^L} \quad (9)$$

ただし、この場合、（6）式の右辺が発散しないためには、 $R_t > \lambda_t^L$ の関係を満たしていなければならない。

3.2 地価と地代の短期予想成長率の関係

(9) 式の両辺の対数をとれば、以下の (10) 式になる。

$$p_t = y_t^e - r_t \quad (10)$$

ここで、 $p_t = \ln P_t$ 、 $y_t^e = \ln Y_t^e$ 、 $r_t = \ln(R_t - \lambda_t^r)$ である。 t 期の期首における t 期の地代の予想成長率 λ_t^s に関して、(11) 式が成立する²。

$$y_t^e = y_{t-1} + \lambda_t^s \quad (11)$$

ここで、 $y_{t-1} = \ln Y_{t-1}$ 、 Y_{t-1} は $t-1$ 期の地代である。 t 期の期首における t 期の地代の予想成長率 λ_t^s は、地代の向こう 1 期間の地代の変化を捉えるもので、地代の短期予想成長率と呼べるものである。

(11) 式の y_t^e を (10) 式に代入すると、(12) 式のように表すことができる。

$$p_t = y_{t-1} + \lambda_t^s - r_t \quad (12)$$

地価の決定式 (12) の右辺の第 1 項、第 3 項は地価の長期的趨勢を、第 2 項は短期的変化を捉えるものである。

3.3 地価と「公的支出依存度」

実証にあたっては、才田・橘・永幡・関根 (2004) に倣って、地代の代理変数として県民所得を使う。県民所得は、県内の総生産、さらには県内総支出に依存する。

一般に、 t 期の県内総支出 E_t は、民間支出 D_t と公的支出 G_t に分けられる。すなわち、

$$E_t = D_t + G_t \quad (13)$$

(13) 式の関係成長率で表せば、以下の (14) 式となる。

$$\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} = \left(1 - \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} + \left(\frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) \frac{\Delta G_t}{G_{t-1}} \quad (14)$$

Δ は変化分を意味する。一般に、 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

である。県民所得の短期の予想成長率 λ_t^s は、総支出の短期の予想成長率 $\Delta E_t / E_{t-1}$ に依存する。それらが同じと想定すると、

$$\lambda_t^s = (1 - g_{t-1}) \alpha_t + g_{t-1} \beta_t \quad (15)$$

となる。ここで、

$$\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} = \lambda_t^s \quad \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} = g_{t-1} \quad \alpha_t = \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} \quad \beta_t = \frac{\Delta G_t}{G_{t-1}}$$

である。 g_{t-1} は「公的支出依存度」である。

人びとは、県内総支出の成長率は民間支出の成長率がどうかによってほぼ決まると予想するものとする。これは、バブル期やバブル崩壊期が民間支出の変化が大きな役割を果たしたことを考えれば、許される想定であろう。そこで、この想定のもと、(15) 式の右辺は、第 1 項 $(1 - g_{t-1}) \alpha_t$ のみを取り上げる。すなわち、

$$\lambda_t^s = (1 - g_{t-1}) \alpha_t \quad (16)$$

(16) 式を (12) 式に代入すると、以下の (17) 式をえる。

$$p_t = y_{t-1} + (1 - g_{t-1}) \alpha_t - r_t \quad (17)$$

(17) 式から、民間支出の短期的変動が大きいと予想されると、「公的支出依存度」が高いほど (低いほど)、地価の変動は小さくなる (大きくなる) と予想される。

4 実証結果

この節では、最初に、地価の推定式を与える。次いで、都道府県別地価 p_{it} 、県民所得 y_{it} (いずれも対数)、実効金利マイナス県民所得の短期の予想成長率 rr_t 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。最後に、共和分関係の残差と「公的支出依存度」との関係を検証する。

² λ_t^e は期間複利成長率だが、 λ_t^s は連続複利成長率である。

4.1 推定式

(17) 式の地価決定方式が基本的な地価の推定式だが、実際の推定にあたっては、以下の変更を行う。地代に代えて県民所得を代理変数として使うこと、地価決定に関する各都道府県の様々な制度的慣行が存在すると予想されること等を踏まえて、都道府県別地価に固定効果を考慮し、県民所得、(実効金利マイナス長期予想成長率)の係数には制約を課さないことにする。実効金利マイナス長期の予想成長率はサンプル期間ではほとんどプラスだが、若干マイナスの期間もあるので、対数をとらないことにする。民間支出の短期予想成長率は短期的変動が大きくその変化は確率的であると想定し、地価の推定式の説明変数ではなく攪乱項とする。

以上の諸点を考慮して、都道府県別地価の推定式を以下の (18) 式とする。

$$\begin{aligned} p_{it} &= c_0 + \delta_i + c_1 y_{it-1} - c_2 rr_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= (1 - g_{it-1}) \alpha_{it} \end{aligned} \quad (18)$$

ここで、 $p_{it} = \ln(P_{it})$ 、 $y_{it-1} = \ln(Y_{it-1})$ 、 $rr_{it} = R_{it} - \lambda_{it}^L$ 、 P_{it} 、 Y_{it} 、 R_{it} 、 λ_{it}^L はそれぞれ t 期の都道府県 i の地価、県民所得、金利、長期の予想成長率である。 c_0 、 c_1 、 c_2 は係数で、 δ_i は固定効果である。(18) 式の第 2 式より、以下の (19) 式を得る。

$$\ln |u_{it}| = \ln(1 - g_{it-1}) + \ln |\alpha_{it}| \quad (19)$$

$|\alpha_{it}| = e^{\mu_i + \omega_{it}}$ とおいて、民間支出の変化の大きさに都道府県別の固定効果 μ_i を考慮する。また、 u_{it} が複利の短期の予想成長率であることを踏まえて、(19) 式の $\ln(1 - g_{it-1})$ の係数に 1 の制約を課さないことにする。よって、(19) 式を (20) 式に書き換える。

$$\ln |u_{it}| = \mu_i + b \ln(1 - g_{it-1}) + \omega_{it} \quad (20)$$

ω_{it} は攪乱項である。

推定手順は、最初に各変数の単位根検定で単位

根の変数であることを確認した上で、(18) 式の第 1 式が共和分関係を示す式であることを共和分検定により確認する。その後、共和分式の残差系列を用いて (20) 式を推定する。都道府県別地価の短期的な変動に「公的支出依存度」が関係しているとすれば、変数 $\ln(1 - g_{it})$ は有意である。

4.2 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定常時系列 (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 rr_{it} 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は、県民所得の長期的な趨勢を表すものである。以下では、才田・橘・永幡・関根 (2004) と同じく、過去 3 カ年の県民所得の平均成長率を用いる³。

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。

$$\begin{aligned} \Delta x_{it} &= \rho_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{L_i} \tau_{ij} \Delta x_{it-j} + \phi trend_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \\ \rho_i, \tau_{ij}, \phi, \delta_i & \text{ は係数パラメータ} \end{aligned} \quad (21)$$

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_i は、検定式のラグ次数である。 $trend_t$ はトレンド項であり、 δ_i はクロスセクションの固定効果を表す。 ε_{it} は誤差項である。(21) 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、 ρ_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 値のクロスセクション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

³ 紙幅の都合上割愛するが、過去 5 年、10 年の県民所得の平均成長率の場合にも、以下と同様の検定を行い、同じ結果を得ている。過去何年の平均をとるかは、検定結果には大きく影響しない。

系列データにADF検定 (Augmented Dickey Fuller Test) とPP検定 (Phillips and Peron Test) を行つて得られる 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、以下の通りである。

$$H_0: \text{すべての } i \text{ に対して } \rho_i = 0$$

$$H_1: \text{少なくとも1つの } i \text{ に対して } \rho_i \neq 0$$

検定の結果は、表1の通りである。ここで、 p_u ,

y_u , rr_u のいずれも、水準はトレンド項なし・切片項あり、階差はトレンド項なし・切片項なしの検定である。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。しかし、その階差になると10% (*), 5% (**), 1% (***) の有意水準で帰無仮説を棄却できる。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。

表1 p_u , y_u , rr_u のパネル単位根検定の結果 (p 値)

変数名	水 準			1 階の階差		
	IPI	Fisher ADF	Fisher PP	IPI	Fisher ADF	Fisher PP
p_u	(0.58)	(0.77)	(1.00)	—	(0.00) ***	(0.00) ***
y_u	(0.77)	(1.00)	(1.00)	(0.02) **	(0.03) **	(0.00) ***
rr_u	(1.00)	(1.00)	(1.00)	—	(0.00) ***	(0.00) ***

注：*** 1%, ** 5%, *10%有意水準で帰無仮説を棄却

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ことの問題がある。そこで、確認のために、(21) 式の ρ_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。その場合の検定式は、以下の (22) 式の通りである。

$$\Delta \tilde{y}_u = \alpha \tilde{y}_{u-1} + \eta_u \quad (22)$$

表2 p_u , y_u , rr_u の

パネル単位根検定 (LLC) の結果 (p 値)

変数名	水 準	1 階の階差
p_u	0.31	0.00***
y_u	0.94	0.00***
rr_u	0.33	0.00***

注：*** 1%, ** 5%, *10%有意水準で帰無仮説を棄却

(22) 式で、 \tilde{y}_i や $\Delta \tilde{y}_i$ は、自己相関の部分、トレンド項、切片項を控除し標準偏差で除したデータ

である。単位根の帰無仮説は $\alpha = 0$, 対立仮説は $\alpha < 0$ である。この検定の結果は上の表2の通りである。いずれも水準では単位根、階差では定常であることを示している。

4.3 パネル共和分検定

変数 p_u , y_u , rr_u 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。したがって、合計4通りの検定を行う。

検定結果は、表3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。したがって、ここではPP検定の結果の方を採用する。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。

表3 Pedroniパネル共和分検定 (p値)

	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***

注：***1%，**5%，*10%有意水準で帰無仮説を棄却

4.4 都道府県別地価バブル

図1のグラフは、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的変動の大きさを、標本標準偏差で表したもので

ある。各都道府県を北の北海道から順に番号を割り当て、その番号順に地価の短期変動を並べている。図1の横軸は都道府県の番号、縦軸は短期変動である。

図1からわかるように、バブル生成・崩壊期における地価の変動が最も大きかったのが大阪(27)で、次いで東京(13)、京都(26)、千葉(12)、宮城(4)、愛知(23)、北海道(1)、滋賀(25)、兵庫(28)、福岡(40)が続く。他方、変動が最も小さかった都道府県は島根(32)で、次いで青森(2)、山口(35)、宮崎(45)、岩手(3)、山形(6)、高知(39)、三重(24)、富山(16)、愛媛(38)である。このことから、バブル生成・崩壊期を含む1981年-2004年間に於いて、地価の短期変動の大きかった地域は都市圏で、小さかった地域は地方圏であったことが確認できる。

図1 都道府県別地価の短期変動

短期的変動

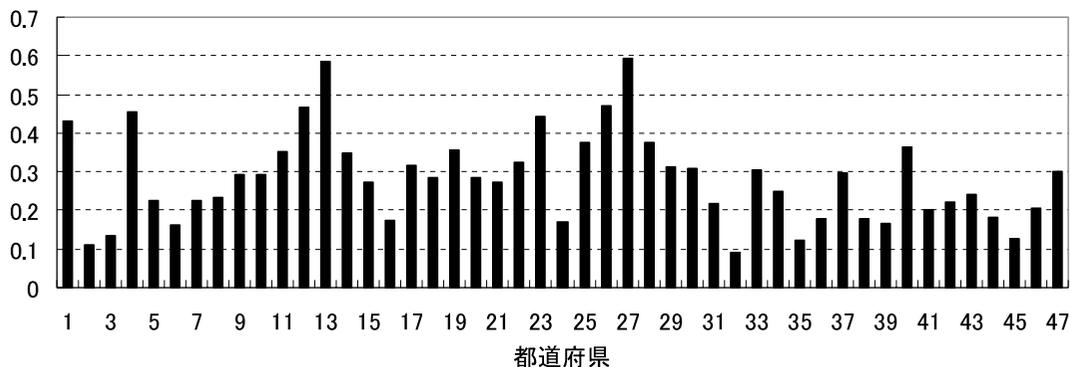


表4 都道府県の番号

1	北海道	11	埼玉	21	岐阜	31	鳥取	41	佐賀
2	青森	12	千葉	22	静岡	32	島根	42	長崎
3	岩手	13	東京	23	愛知	33	岡山	43	熊本
4	宮城	14	神奈川	24	三重	34	広島	44	大分
5	秋田	15	新潟	25	滋賀	35	山口	45	宮崎
6	山形	16	富山	26	京都	36	徳島	46	鹿児島
7	福島	17	石川	27	大阪	37	香川	47	沖縄
8	茨城	18	福井	28	兵庫	38	愛媛		
9	栃木	19	山梨	29	奈良	39	高知		
10	群馬	20	長野	30	和歌山	40	福岡		

4.5 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地価の短期変動は、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。

最初に、4.3で求めた1981年-2004年までの各都道府県別の短期的変化（共和式の残差の標準偏差）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2は、縦軸に地価の短期変動、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2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2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2 地価の短期変動と「公的支出依存度」

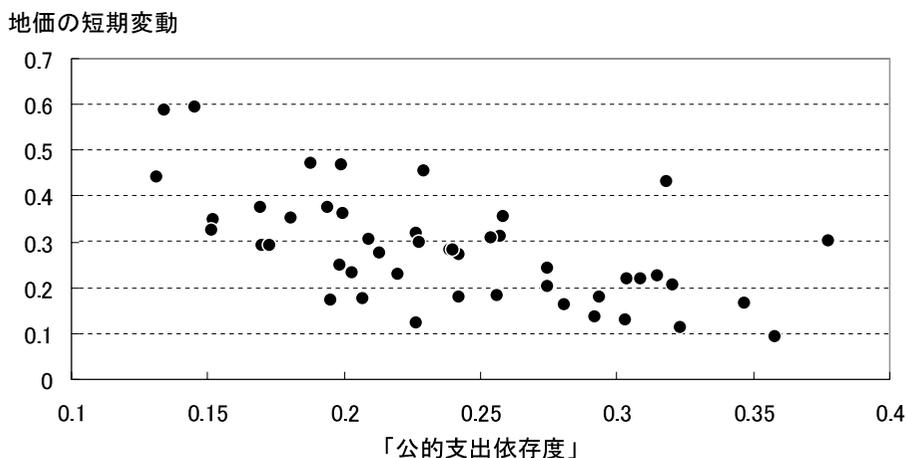


図2では、散布図を用いて「公的支出依存度」とバブル変動の関係を見たが、次に共和式の残差 e_{it} の絶対値 $|e_{it}|$ と各都道府県の「公的支出依存度」 g_{it} の (20) 式の関係、時系列レベルでの系列相関を考慮して推定する。結果は以下の (23) 式の通りである。

$$\ln|e_{it}| = 0.345 + 0.555 \ln|e_{it-1}| + 11.9 \ln(1 - g_{it-1}) \quad (2.06) \quad (21.8) \quad (7.23)$$

$$\bar{R}^2 = 0.482 \quad DW = 1.99 \quad (23)$$

パネル推定にあたって、各都道府県別の固定効果を考慮している。(23) 式の係数の下にある () の中の数値は t-値である。(23) 式からわかるように、「公的支出依存度」の項 $\ln(1 - g_{it})$ は、地価の短期変動を統計的に有意に説明し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予想されるので、他の地域格差を表す変数でも地価の変動を有意に説明できる可能性がある。そこで、都市と地方の格差を表

す代表的な変数である人口変数 $\ln pop_{it}$ で、上記の都道府県の地価変動の説明を試みる。推定結果は以下の通りである。

$$\ln|e_{it}| = -13.4 + 0.579 \ln|e_{it-1}| + 0.868 \ln pop_{it} \quad (-0.91) \quad (22.4) \quad (0.853)$$

$$\bar{R}^2 = 0.456 \quad DW = 1.91 \quad (24)$$

人口変数 $\ln pop_{it}$ の下の () の中の t-値をみれば、人口変数は有意ではない。また、地価の短期変動の説明力は (23) 式と比べて若干低下している。以上の結果を考慮すれば、「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独立的な変数であると考えてよい。

5 結語

森永 (2007) によれば、バブル生成・崩壊期における都道府県別地価の変動は、東京、大阪などの大都市圏で大きく、島根、山口などの地方圏で

小さい。とくに、1990年代では、地方圏の中には島根のように1990年よりも地価が上昇している県もある。本稿は、こうしたバブル生成・崩壊期の都道府県の地価の動向を、「公的支出依存度」によって説明することを試みたものである。

実証方法としては、地価、県民所得（地代の代理変数）、実効金利マイナス県民所得の長期の予想成長率の変数間に、パネル共和分関係のあることを検証する。そして、共和分関係の誤差項の絶対値を地価の短期変動と解釈し、その誤差項の絶対値と「公的支出依存度」の関係を調べる。実証結果は、バブル生成・崩壊期のような民間支出の変動が大きな時期での民間支出変動の地価への影響は、各都道府県経済の「公的支出依存度」が関係していることを明らかにしている。もちろん、「公的支出依存度」が地価の短期変動のすべてを説明する変数でないことは明らかである。しかし、地域の地価の変動を予想する上で、その地域の「公的支出依存度」がどの程度かは考慮すべき要因であるといえる。

バブル崩壊期の1990年代は、公的支出が増大した時期でもある。1990年代の地方圏の地価の動向は、島根県に代表されるように、もともとの「公的支出依存度」の高さに加え、1990年代の公的支出の増大によるいっそうの「公的支出依存度」の上昇が地価変動を抑えたと解釈できる。

本稿では、十分なデータが存在しないこともあって、2001年以降の公的支出の減少の地価への効果を統計的に分析することはできなかったが、2001年以降の地方圏での地価の下落は大きい。本稿での実証結果を踏まえれば、公的支出を削減し、公共事業依存型の地方経済からの脱却が急務であるとしても、不況期での急激な公共支出の削減は地方経済の地価の大きく下落させ、土地の経済機能を損なう可能性がある。公的支出の削減は、好況期にこそ行うべきであろう。

本稿では、1980-90年代のバブル生成崩壊期の地価の変動に焦点をあてるため、有効需要の中で民間支出の変動のみを取り上げた。今後の課題として、2001年以降を対象に、公的支出の変動の地価への影響を分析することが挙げられる。

参考文献

(邦文)

1. 井出多加子「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・福田慎一・吉野直行編、東京大学出版会 pp219-247.
2. 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).
3. 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
4. 中村康治・才田友美「地価とファンダメンタルズ-加重平均公示価格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).
5. 宮尾尊弘(1993)「地価決定理論の再検討」『土木学会論文集』No.470/IV-20, pp27-33.
6. 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24号pp.32-44.
7. 林建司(1995)「80年代後半の地価高騰について」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所, pp112-131.

(英文)

8. Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74
9. Levin, A., C.F. Lin, and C. Chu (2002): "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24
10. Pedroni, P.(1999): "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 653-70