

【研究ノート】

土地価格のファンダメンタルズ理論の検証
—長期時系列データを用いた実証分析—

大越 利之

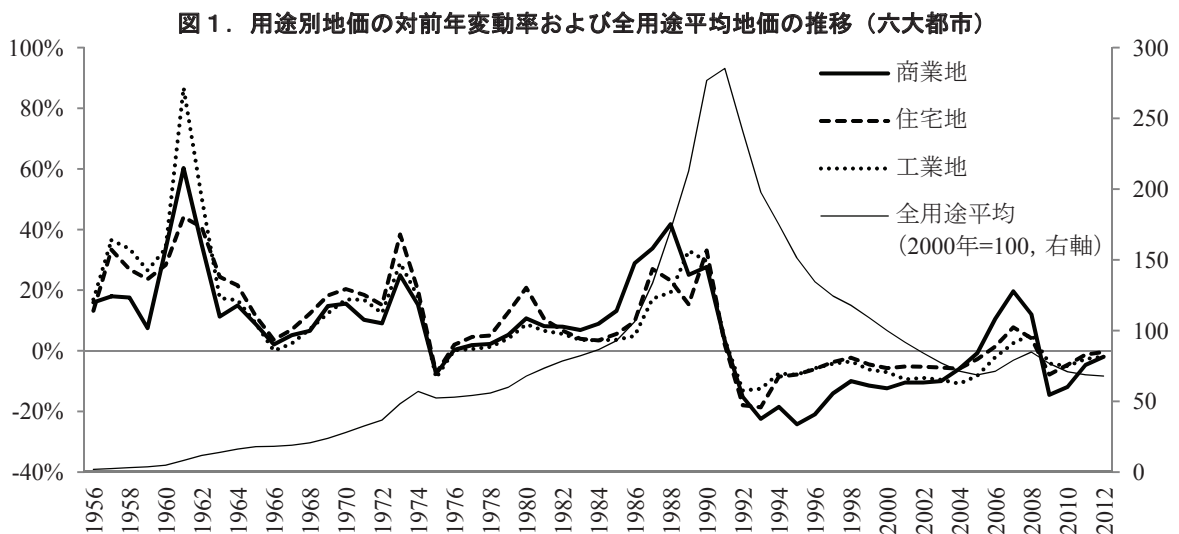
1. はじめに

戦後のわが国は、3度ないし4度の土地価格の急激な変動を経験してきた（図1）。はじめは、1960年代初頭の高度経済成長期における地価高騰である。戦後の好景気を背景に工業地の需要が増大し、1961年の工業地の市街地価格指数（六大都市）の対前年上昇率は87%を示した。第2は、1970年代初頭の急激な地価の上昇である。「日本列島改造論」による開発ブームや過剰流動性を背景に、土地の実需のみならず投機的需要も拡大し、1973年には住宅地価格が対前年で38%上昇した。第3は、1980年代後半から1990年代初頭にかけてのいわゆる「土地バブル」であり、1988年の商業地の市街地価格指数は対前年で42%上昇した。バブル崩壊以後の約15年間、日本の地価は下落

し続けてきたが、「いざなぎ超え」といわれた長期の景気拡大を背景に、2006年頃から都心部を中心に地価は上昇し、2007年の六大都市の商業地における地価の対前年上昇率は20%に達した。しかしながら、2009年以降、土地価格は再び下落傾向が続いている。

日本の土地バブルの発生以降、野口(1989)を嚆矢として、将来地代の割引現在価値で決定される理論地価（土地価格のファンダメンタルズ理論）に関する実証研究が行われてきた。多くの研究において、1980年代後半から1990年代初頭にかけての日本の地価は、理論により説明可能な水準から乖離していたことが明らかにされている。

本稿では、理論地価の実証分析に関する諸研究について論点を整理し、さらに、土地バブルの崩壊から20年余が経過し、新たな地価変動のエピソ



資料：『市街地価格指数』（一般財団法人日本不動産研究所）

ードを含む日本の長期地価動向を踏まえたうえで、実際の地価変動が理論地価で説明可能か否かについて、定量的な分析を行う。また、本稿を含む理論地価の実証研究に残されている共通の課題について考察する。

本稿の次節以降の構成は以下のとおりである。第2節にて地価の理論式であるファンダメンタルズ・モデルを提示する。第3節では、先行研究を概観し、論点を整理する。第4節では、共和分検定および誤差修正モデルの推定を行い、分析結果を考察する。最後に第5節をまとめとし、残された課題を整理する。

2. 理論地価：ファンダメンタルズ・モデル

1980年代後半の日本に生じた、いわゆる「土地バブル」は、市場の参加者が合理的な行動を維持し続けるときの土地の価格、つまり理論地価と区別される。実際の地価が理論地価と乖離するとき、バブルが存在することになる。理論地価は、市場の情報を十分に持った合理的な投資家の資産選行動（土地と安全資産から得られる収益の均等化）を前提として、将来地代の割引現在価値として表される。たとえば、バブルの存在を確認する場合、理論地価を算出したうえで、実際の地価との乖離があるか否かを検証すればよい。

本節では、以下に地価の決定理論であるファンダメンタルズ理論を概説する。

土地資産と安全資産との間の裁定条件を次のように表す。

$$\frac{Y_t + E_t P_{t+1} - P_t}{P_t} = r_t \quad (1)$$

$$\text{ただし、} r_t = i_t + \tau_t + \rho_t$$

Y_t は地代（帰属地代）、 P_t は地価である。 r_t は割引率であり、安全資産の収益率 i_t 、土地保有税率 τ_t 、土地保有のリスク・プレミアム ρ_t からなる。ここで、式(1)を地価決定式として変換すると、

$$P_t = \frac{Y_t + E_t P_{t+1}}{1 + r_t} \quad (2)$$

となる。さらに、キャピタル・ゲインの期待値 $E_t P_{t+1}$ を無限期間先まで逐次代入を繰り返すと、理論地価は次式で表される。

$$P_t = E_t \left[\sum_{h=0}^{\infty} \left\{ \prod_{k=0}^h \left(\frac{1}{1 + r_{t+k}} \right) \right\} Y_{t+h} + \lim_{h \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^h \left(\frac{1}{1 + r_{t+k}} \right) P_{t+h} \right] \quad (3)$$

ここで、次の条件を仮定する。

$$E_t \left[\lim_{h \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^h \left(\frac{1}{1 + r_{t+k}} \right) P_{t+h} \right] = 0 \quad (4)$$

この横断性条件は、割引率の成長が地価の成長より速く、土地の売却額（キャピタル・ゲイン）の期待値が無限に大きくならないことを意味する。つまり、土地価格の合理的バブルの可能性を排除している。

さらに、土地収益の成長率および割引率について静学的な期待を仮定すると（ $E_t g_{t+k} = g_t^e$ 、 $E_t r_{t+k} = r_t$ ）、理論地価は次式で表される。

$$P_t = \frac{Y_t}{r_t - g_t^e} = \frac{Y_t}{i_t + \tau_t + \rho_t - g_t^e} \quad (5)$$

ここで、理論地価および土地収益を物価水準 Π_t で除し（ $p_t = P_t / \Pi_t$ 、 $y_t = Y_t / \Pi_t$ ）、名目利率および名目期待成長率をフィッシャー方程式に従い実質化すると、理論地価は次のように表すことができる。

$$p_t = \frac{y_t}{(i_t - \pi_t^e) + \tau_t + \rho_t - (g_t^e - \pi_t^e)} \\ = \frac{y_t}{i_t + \tau_t + \rho_t - g_t^e} \quad (6)$$

ただし、 π_t^e は期待インフレ率である。式(6)で表

されるファンダメンタルズ理論に基づく地価は、安全資産の名目利子率、土地保有税率および土地保有のリスク・プレミアムが上昇すると下落する。期待地代成長率の上昇は地価を押し上げ、期待インフレ率は実質地価に影響しない。

3. 先行研究

日本の土地バブル以降、1980年代の地価高騰がファンダメンタルズ理論によって説明可能か否かについて、多くの研究が行われてきた。それぞれの分析手法、推定モデルの定式化、および採用するデータについて違いはあるものの、1980年代後半のバブル期には、短期的に地価がファンダメンタルズ指標により説明できる水準から乖離していたことについて共通理解が得られている。

理論地価に関する実証研究では、主に次の二つの手法が用いられている。第1は、地価と関連性が深いと考えられるマクロファンダメンタルズ指標、または、それらから推計された理論地価と、実際の地価動向を比較し、土地価格のファンダメンタルズ理論の妥当性を検証する方法である。第2は、理論に基づき共和分方程式を定式化し、理論地価と実際の地価の長期均衡関係について分析を行う方法である¹。

第1の手法を用いた研究に、野口(1989)、西村(1990)などがある。野口(1989)は、1987年の都心3区、横浜市、大阪市、福岡市、名古屋市、札幌市のオフィス用地の理論地価を推計し、理論地価が公示地価の水準を大幅に上回っていることを示した。西村(1990)は、1956年から1985年の市街地価格指数の変動と、理論地価の代理変数(実質GDP、実質利子率)の変化率の相関関係から、地価のファンダメンタルズ理論が成立している可能性を示

したが、1986年から1988年の都心3区の地価上昇率とオフィス賃料上昇率に大きな隔たりがあることから、この時期の地価は理論値の水準から乖離していたであろうことを推察している。

1990年代中盤以降は、日本の実際の地価と理論地価の長期均衡関係について、共和分検定による分析が盛んに行われてきた。これらの研究では、地価は長期的には理論値の水準に収束するという点で、共通した結論が得られている。しかしながら、モデルの定式化や採用するデータはそれぞれ異なっており、推定の精度を改善する余地は、いくらか残されている。表1に諸研究の概要が示されている。

まず、共和分方程式の定式化において、合理的バブルを許容するモデル、または、合理的バブルを排除するモデルの二つが想定されている(式(4)の条件を仮定するか否か)。合理的バブルを許容する場合、キャピタル・ゲインの期待値の想定という困難な作業が生じる。また、共和分方程式において、各ファンダメンタルズ変数の共和分ベクトルを個別に推定するケース(式(1)や式(6)を対数変換により線形近似)と、ファンダメンタルズ変数から算出された理論地価の共和分ベクトルを推定するケースがある。前者は地代や割引率の変数の弾性値がそれぞれ異なるため、より理論式(式(6))に忠実な後者の定式化が望ましいと考えられる。

次に、理論地価の算出に用いられるデータについて、特に式(6)の分母の割引率、および地代期待成長率の想定が、各研究で異なっている。理論地価は、リスク・プレミアムや地代の期待成長率などの観測不可能な未知のファクターに大きく依存している。よって、これらデータの想定の方により、理論地価の推定値は大きく左右され、共和分検定の分析結果も影響される。つまり、観測不可能なデータについて、できる限り恣意性を排除した客観的な想定をすることが、土地価格のファンダメンタルズ理論の検証において、最も重要な課題である。

¹ ほかに、Campbell and Shiller (1987, 1988a, b)のモデルを用いて、①超過収益率を自己ラグで回帰して短期PVRを検証、②超過収益率の理論値と実績値の相関を確認し長期PVRを検証した研究(井上・井出・中神, 2002; 中神, 1995, 1996)などがある。

表1. 共和分検定による理論地価の実証分析

	モデルの定式化		特徴	ECMにおける外生変数	結論
	変数	モジュール			
井出 (1992)	地価:市街地価格指数(実質) 地代:実質GNP 割引率:全国銀行平均約定金利	・用途別(全用途、住宅地、商業地、工業地) ・バブル項を排除したモデル	①EC項 ②自己ラグ ③実質GNP ④貸出約定金利	<共和分検定> 共和分関係あり。 <ECM> 地価高騰期に推定誤差が大きい。	
林 (1995)	<マクロデータ編> 地価:市街地価格指数 地代:名目GDP、家賃指数 割引率:コールレート、利付電債利回り、 全国銀行平均約定金利 <ミクロデータ編> 地価:東京圏住宅地地価 地代:家賃指数 割引率:コールレート	・マクロデータ、ミクロデータに分けて分析 ・マイクロデータの地価、家賃は「週刊住宅情報」 掲載の東京圏住宅地から作成 ・バブル項を排除したモデル	①EC項 ②自己ラグ ③実質GDP ④GDPデフレータ ⑤実質金利 ⑥マネーサプライ ⑦地価急騰期ダミー×⑥	<マクロデータ編> 金利にコールレートを用了した場合、共和分関係あり。 <ミクロデータ編> 共和分関係なし。	
吉岡・山田 (2002)	地価:市街地価格指数 地代:名目GDP その他:GDPデフレータ	・用途別(全用途、住宅地、商業地、工業地) ・バブル項を排除したモデル ・定常な金利を共和分方程式から除外	①EC項 ②自己ラグ ③実質GDP ④GDPデフレータ ⑤実質金利 ⑥マネーサプライ ⑦地価急騰期ダミー×⑥	<共和分検定> すべての用途で共和分関係あり <ECM> マネーサプライが短期の地価変動に影響	
吉岡 (2002)	地価:市街地価格指数 地代:名目GNP(県民総生産) 割引率:全国銀行平均約定金利	・地域別(全国、六大都市圏、地方圏) ・用途別(全用途、住宅地、商業地、工業地) ・バブル項を排除したモデル	①EC項 ②自己ラグ ③理論地価 ④マネーサプライ ⑤地価急騰期ダミー×④ ⑥92年以降ダミー×③	<共和分検定> すべての地域、すべての用途で共和分関係あり。 <ECM> EC項に加え、マネーサプライが短期の地価変動に影響	
今川 (2002)	地価:市街地価格指数 地代:名目GDP 割引率:全国銀行平均約定金利	・地域別(全国、六大都市圏) ・バブル項を排除したモデル	①EC項 ②自己ラグ ③理論地価 ④マネーサプライ ⑤パブルダミー×④ ⑥過剰債務対GDP比 ⑦デフレダミー×⑥	<共和分検定> 共和分関係あり。 <ECM> デフレ期に過剰債務比率の上昇が地価に有意に正の影響。過剰債務が土地の留保需要の上昇に結びついた可能性を示唆。	
才田 他 (2004)	地価:加重平均公示地価 地代:名目GDP 期待地価:実績値、予測値(ARIMA) (バブルを許容したモデルのみ) 割引率:①貸出約定金利 ②土地関連税率 ③期待成長率(移動平均)	・都道府県パネルデータ ・加重平均地価を作成 ・バブルを許容したモデル ・バブル項を排除したモデル	①EC項 ②割引率 ③名目GDP ④人口成長率 ⑤他県の地価 ⑥貸出残高 ⑦不良債権比率	<共和分検定> バブル項を許容するモデルでは、共和分関係あり。含まないモデルではなし。 <ECM> 1990年代中盤以降、不良債権比率が短期の地価変動に大きく寄与。	
中村・才田 (2007)	地価:加重平均公示地価 地代:名目GDP 割引率:①長期プライムレート ②固定資産税率 ③リスク・プレミアム(一定) ④期待成長率(HIPフィルタ) その他:生産年齢人口比率	・長期時系列データ(1955年～2005年) ・加重平均地価を作成 ・地域別(全国、六大都市圏、地方圏) ・用途別(全用途、住宅地、商業地、工業地) ・バブル項を排除したモデル	①EC項 ②理論地価 ③生産年齢人口 ④貸出残高	<共和分検定> すべての地域のすべての用途で共和分関係あり。 <ECM> EC項に加え、銀行貸出が短期の地価変動に影響。	

4. 実証分析

本節では、ファンダメンタルズ・モデルから導出される理論地価と、実際の地価の長期均衡関係について、共和分検定の手法により実証的に分析する。さらに、共和分ベクトルの推定から得られた推定残差を誤差修正項として用い、地価の短期変動について分析を行う。

一般に、非定常な変数同士の線形結合の和分次数が定常時系列になるとき、それらの変数は共和分関係にあり、長期的な均衡関係にあることが知られている。また、共和分関係にある変数同士の回帰では、OLS推定量は一致推定量となる²。

以下において、推定モデルおよびデータについて概説し、単位近検定、共和分検定、および誤差修正モデルの推定を行い、長期および短期の地価変動について分析する。

4-1. 推定モデル

理論地価と現実の地価の長期の均衡関係を検証するために、式(6)に基づき以下の共和分方程式を定式化する。

$$p_t = \alpha_0 + \alpha_1 Trend_t + \alpha_2 \theta_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

p_t は実質地価、 θ_t は理論地価を表している。理論式に忠実に推定モデルを定式化する場合、理論地価 θ_t の係数は1で固定される。しかしながら、理論地価の算出において、地代や割引率に含まれる期待成長率、リスク・プレミアムの正確なデータが存在しないため、それぞれに代理変数や推定値を用いている。そのため、理論地価の係数は、必ずしも理論と整合的になるとは限らない。よって、理論地価の係数を1とする制約を緩めたモデルを採用する。

² Davidson and MacKinnon (1993)によると、共和分関係にある変数同士の回帰分析のOLS推定量は超一貫性(Super Consistency)を有し、パラメータ推定値が真のパラメータの値に収束する速度が、通常のI(0)変数を用いたOLS推定値より速い。

4-2. データ

分析に用いるデータは、①実質地価 p_t (対数値)、②実質地代 y_t 、③名目長期金利 i_t 、④地代の名目期待成長率 g_t^e 、⑤土地保有税 τ_t および ⑥リスク・プレミアム ρ_t の6種類のデータである。

実質地価 p_t は、『市街地価格指数』(一般財団法人日本不動産経済研究所)から得られる全国および六大都市の全用途平均の地価指数を、GDPデフレーターにより実質化したものを用いる。なお、各年3月時点の指数を前年度の指数(例:2000年3月時点=1999年度)とする。

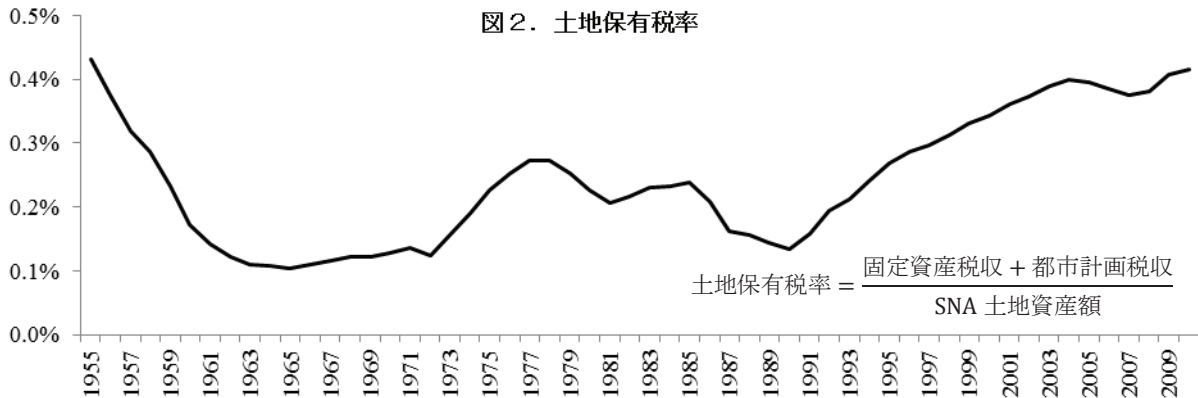
実質地代 y_t は、全国については『国民経済計算』(内閣府)の実質国内総生産を、六大都市については『県民経済計算』(内閣府)の実質県内総生産を代理変数として用いる。マクロの実質地代の信頼に足るデータは存在しないため、GDPの土地への分配率が時間を通して一定であるという想定のもと、こうした対応が一般に行われている(西村, 1990)。

割引率 r_t の構成要素の名目長期金利 i_t は、『金融経済統計月報』(日本銀行)の長期プライムレートを採用する。土地保有税 τ_t は、固定資産税、および都市計画税の土地分の税収を、SNA 土地資産額で除すことで求めた(図2)。なお、SNA 土地資産額は『国民経済計算』(内閣府)、固定資産税収および都市計画税は『地方税に関する参考計数資料』(総務省)および『市町村税徴収実績調』(総務省)から得られる³。

地代の名目期待成長率 g_t^e は、四半期の名目GDP成長率にHodrick-Prescottフィルタ ($\lambda = 100$) を適用して得られた系列の年度平均を用いた⁴。

³ 1992年以前の都市計画税収は、土地分、家屋分に分類されたデータが得られない。よって、1956年から1992年の期間については、都市計画税収の合計値に、固定資産税収に占める家屋分の割合を乗じることで、家屋分の都市計画税収を求め、合計値から家屋分を差し引くことで、土地分の税収を算出した。

⁴ 中村・才田(2007)に従い、四半期データを採用し、さらに、HPフィルタのスムーズ度として用いられる数値に $\lambda = 100$ を選択した。これは、『企業行動に関するアンケート調査』(内閣府)の企業が想定する期待成長率の動きと整合的な系列を得るためである(通常の「年



資料：『地方税に関する参考計数資料』、『市町村税徴収実績調』（総務省）

また、金融自由化前の期間（1955-1981年）の名目金利については、中村・才田（2007）と同様に、「仮に金融が自由化されていたら実現したであろう長期金利の水準」を用いている⁵。

土地保有のリスク・プレミアム ρ_t は、未知であり、客観的な推定も困難であることから、全期間を通じて一定と仮定する。ただし、恣意性を排除するために、2~7%の範囲で1%刻みの値を想定し、分析を進める。

なお、上記のデータ②~⑥を用い、式(6)の右辺に従い理論地価 θ_t （対数値）を求め、以後の実証分析に用いる。

4-3. 単位根検定

単位根検定の結果が表2に示されている。実質地価および理論地価について、ADF検定により単位根検定を行ったところ、水準では「単位根が存在する」という帰無仮説が棄却されなかった。1階差をとった場合では、帰無仮説が1%水準で棄却された。したがって、これらの変数は $I(1)$ 変数であることが確認された。

4-4. 共和分検定（Engle-Granger検定）

前項の単位根検定において、非定常性が確認された2変数を用い、式(7)に基づきEngle and Granger (1987)の残差を利用した共和分検定を行った。検定の結果、リスク・プレミアムに7%を想定した六大都市のケースを除き、実質地価と理論地価は共和分関係にあることが示された（表3）。

共和分関係にある変数同士の回帰では、OLS推定量は超一貫性を有することを利用し、通常のOLSの手法により共和分ベクトルを推定した（表4）⁶。また、共和分ベクトルを用いて推定した地価の理論値と実績値の推移を図3に示している。全国の地価推移を見ると、ピーク時に理論値が実績値を上回っている。六大都市では、2~4%の低いリスク・プレミアムを想定した場合、同様の傾向が見られる。また、全国、六大都市ともに、バブル崩壊直後は理論値が実績値を大幅に下回り、2000年代中盤には理論値が上回っている。バブル崩壊後の約20年は、理論値と実績値の乖離が大きい。

これらの結果から、地価は長期的には理論地価と均衡関係にあるものの、短期的には理論値の水準から離れること分かる。

次データ： $\lambda = 100$ 」、または「四半期データ： $\lambda = 1600$ 」よりも volatile な動き)。

⁵ 金利自由化以降の期間について、 $i_t - g_t^e$ を名目金利ギャップとし、GDPギャップ（実際GDPとHPフィルタによりトレンドを除いたGDPの乖離）で回帰して推計したパラメータ ($i_t - g_t^e = \alpha_0 + \alpha_1 y_{GAP}$) を、金利自由化以前のGDPギャップに乗じることで、金利自由化以前の名目金利ギャップ $i_t - g_t^e$ を推定した。

⁶ Stock and Watson (1993) は、共和分が長期関係でのみ成立する場合、OLS推定は適切ではなく、こうした場合に適切な推定量と検定統計量を与える推定方法として、Dynamic OLS (DOLS) を提唱している。また、Phillips and Hansen (1990) は、共和分では説明変数と誤差項の相関が問題を引き起こすが、これを解決する方法として、Fully Modified OLS (FMOLS) を提唱している。

表2. 単位根検定 (ADF検定) 結果

変数	全国			六大都市			
	t-statistic	Prob	Lag Length	t-statistic	Prob	Lag Length	
<u>水準</u>							
実質地価	0.198	[0.740]	(1)	0.021	[0.685]	(1)	
理論地価	$\rho = 2$	0.662	[0.856]	(2)	0.552	[0.832]	(2)
	$\rho = 3$	0.998	[0.914]	(2)	0.826	[0.887]	(2)
	$\rho = 4$	1.237	[0.943]	(2)	1.014	[0.916]	(2)
	$\rho = 5$	1.422	[0.960]	(2)	0.812	[0.885]	(1)
	$\rho = 6$	1.567	[0.970]	(2)	0.938	[0.905]	(1)
	$\rho = 7$	1.682	[0.976]	(2)	1.040	[0.920]	(1)
<u>1階差</u>							
実質地価	-2.889***	[0.005]	(0)	-2.769***	[0.007]	(0)	
理論地価	$\rho = 2$	-5.624***	[0.000]	(1)	-5.434***	[0.000]	(1)
	$\rho = 3$	-5.119***	[0.000]	(1)	-4.900***	[0.000]	(1)
	$\rho = 4$	-4.833***	[0.000]	(1)	-4.407***	[0.000]	(0)
	$\rho = 5$	-4.608***	[0.000]	(1)	-4.304***	[0.000]	(0)
	$\rho = 6$	-4.409***	[0.000]	(1)	-4.202***	[0.000]	(0)
	$\rho = 7$	-4.091***	[0.000]	(0)	-4.100***	[0.000]	(0)

Exogenous: None
 *** denotes significance at the 1% level.
 Prob: MacKinnon (1996) one-sided p-values
 Lag length: Based on SIC

表3. 共和分検定 (Engle-Granger検定) の結果

	全国			六大都市		
	tau-statistic	Prob	Lag Length	tau-statistic	Prob	Lag Length
$\rho = 2$	-3.796*	[0.072]	(1)	-4.107**	[0.037]	(1)
$\rho = 3$	-4.160**	[0.032]	(1)	-4.110**	[0.036]	(1)
$\rho = 4$	-4.377**	[0.019]	(1)	-3.996**	[0.047]	(1)
$\rho = 5$	-4.515**	[0.014]	(1)	-3.854*	[0.064]	(1)
$\rho = 6$	-4.599**	[0.011]	(1)	-3.717*	[0.085]	(1)
$\rho = 7$	-4.647***	[0.010]	(1)	-3.597	[0.108]	(1)

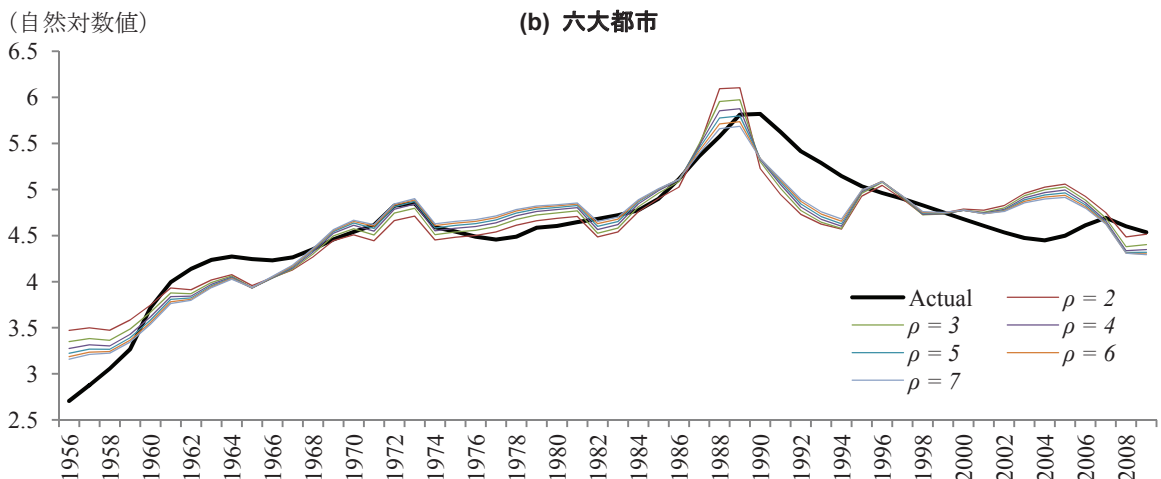
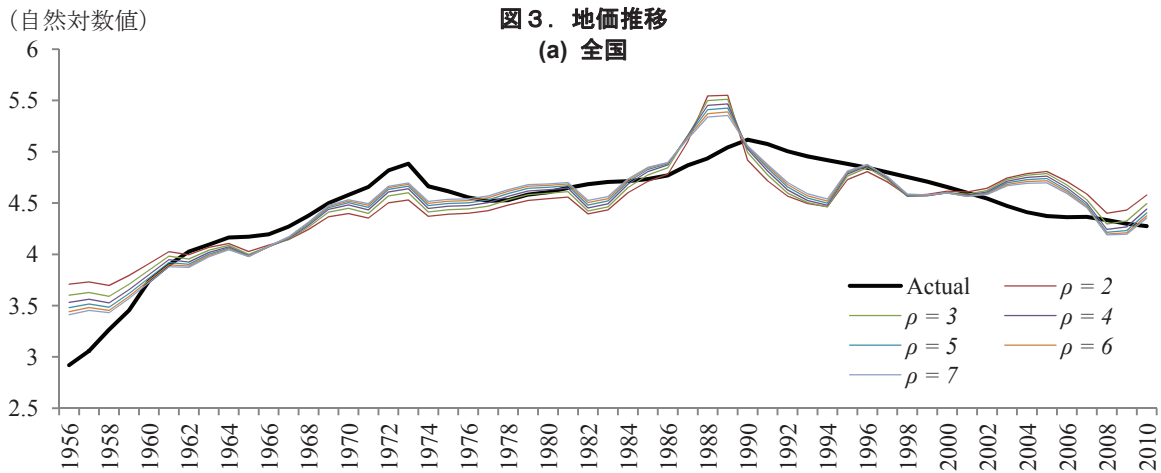
Null hypothesis: Series are not cointegrated.
 Cointegrating equation deterministic: Constant, Trend
 ***, ** and * denotes significance at the 1, 5 and 10% level respectively.
 Prob: MacKinnon (1996) p-values.
 Lag length: Based on SIC

表 4. 共和分ベクトルの推定結果

	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$	$\rho=5$	$\rho=6$	$\rho=7$
全国						
定数項	2.218*** (8.041)	1.529*** (5.148)	1.055*** (3.505)	0.702** (2.350)	0.429 (1.459)	0.213 (0.738)
トレンド	-0.006 (-1.415)	-0.014*** (-3.415)	-0.020*** (-4.875)	-0.024*** (-6.070)	-0.028*** (-7.091)	-0.030*** (-7.981)
理論地価	0.534*** (6.880)	0.739*** (8.687)	0.880*** (10.12)	0.985*** (11.37)	1.066*** (12.48)	1.130*** (13.47)
Adj. R ²	0.418	0.505	0.532	0.540	0.542	0.541
S.E.	0.349	0.292	0.278	0.274	0.275	0.276
六大都市						
定数項	1.474*** (5.008)	0.744** (2.301)	0.278 (0.821)	-0.052 (-0.150)	-0.299 (-0.835)	-0.488 (-1.339)
トレンド	-0.008* (-1.717)	-0.017*** (-3.599)	-0.023*** (-4.751)	-0.028*** (-5.539)	-0.031*** (-6.103)	-0.033*** (-6.515)
理論地価	0.739*** (8.808)	0.958*** (10.22)	1.099*** (11.10)	1.198*** (11.70)	1.273*** (12.11)	1.330*** (12.40)
Adj. R ²	0.745	0.789	0.812	0.825	0.834	0.840
S.E.	0.735	0.781	0.804	0.819	0.828	0.834

***, ** and * denotes significance at the 1, 5 and 10% level respectively.

(#) denotes t-statistic.



4-6. 誤差修正モデルの推定

前項で得られた共和分関係を用いて、以下の誤差修正モデルを推定し、短期の地価変動要因を分析する。

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta\theta_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Δp_t は実質地価（対数値）の前年差、 EC_{t-1} は共和分ベクトルの推定で得られた誤差項の1期ラグ、 $\Delta\theta_t$ は理論地価（対数値）の前年差である。なお、誤差修正モデルの推定に用いる誤差修正項および理論地価について、全国はリスク・プレミアムが7%、六大都市は3%を想定したものを採用した。これは、先の共和分検定結果における共和分関係の強さ（帰無仮説検定のp値が最小）を基準に選択した⁷⁸。

表5に推定結果が示されている。全国、六大都市ともに、誤差修正項の係数は有意に負となっており、長期均衡への収束速度を表す誤差修正項 EC_{t-1} の係数は、概ね-0.2であった。

図4は、誤差修正モデルの推定で得られた係数を用いて、短期の地価変動の寄与度を表したものである。バブル崩壊直後は、地価変動に誤差修正要因が大きく寄与していることがわかる。また、モデル外の要因（推定誤差）が、地価の急騰期には

地価を押し上げ、1990年代中盤から2000年代中盤にかけて地価を押し下げる要因となっている。理論地価 $\Delta\theta_t$ が合理的期待、誤差修正要因 EC_{t-1} が適応的期待と捉えれば、短期的には、それら以外の要因が地価変動に強く影響していることになる⁹。既存研究では銀行貸出残高、マネーサプライ、不良債権比率などの金融要因を誤差修正モデルに取り入れ、短期の地価変動を説明している。こうした金融要因をはじめとするマクロ経済変数のほかに、地代や地価の期待に関するサーベイ・データを利用することが考えられる。Manski (2004)は、経済主体が選択した結果を表すデータのみに基づき統計的推論を行うことの限界を指摘し、サーベイ・データを用いて主観的期待を定量化することにより、期待形成に関する仮定を自由にすることの重要性を主張している。また、竹田・小巻・矢嶋(2005)は、サーベイ・データでは実物的な統計では得難い情報を入手することができ、さらに実際の経済変動より先行的な動きを示すようなデータの作成も可能であるとしている¹⁰。土地市場に関するサーベイ・データの拡充に期待したい¹¹。

5. おわりに

本稿は、マクロファンダメンタルズ指標から求められた理論地価が、実際の日本の地価変動を説明可能か否かについて、長期時系列データを用い共和分分析の手法により検証を行った。また、関連する諸研究について説明してきた。分析結果をまとめると、理論地価と実際の地価は、短期的には乖離するものの長期的には均衡へ収束することが明らかになった。ただし、これらの分析結果は、

表5. 誤差修正モデルの推定結果

	全国		六大都市	
C	0.009	(0.371)	0.021	(0.139)
EC(-1)	-0.206***	(0.000)	-0.224***	(0.000)
$\Delta\theta$	0.378***	(0.000)	0.328***	(0.000)
Adj. R ²	0.345		0.443	
S.E.	0.071		0.101	

*** denotes significance at the 1% level.
(#) denotes t-statistic.

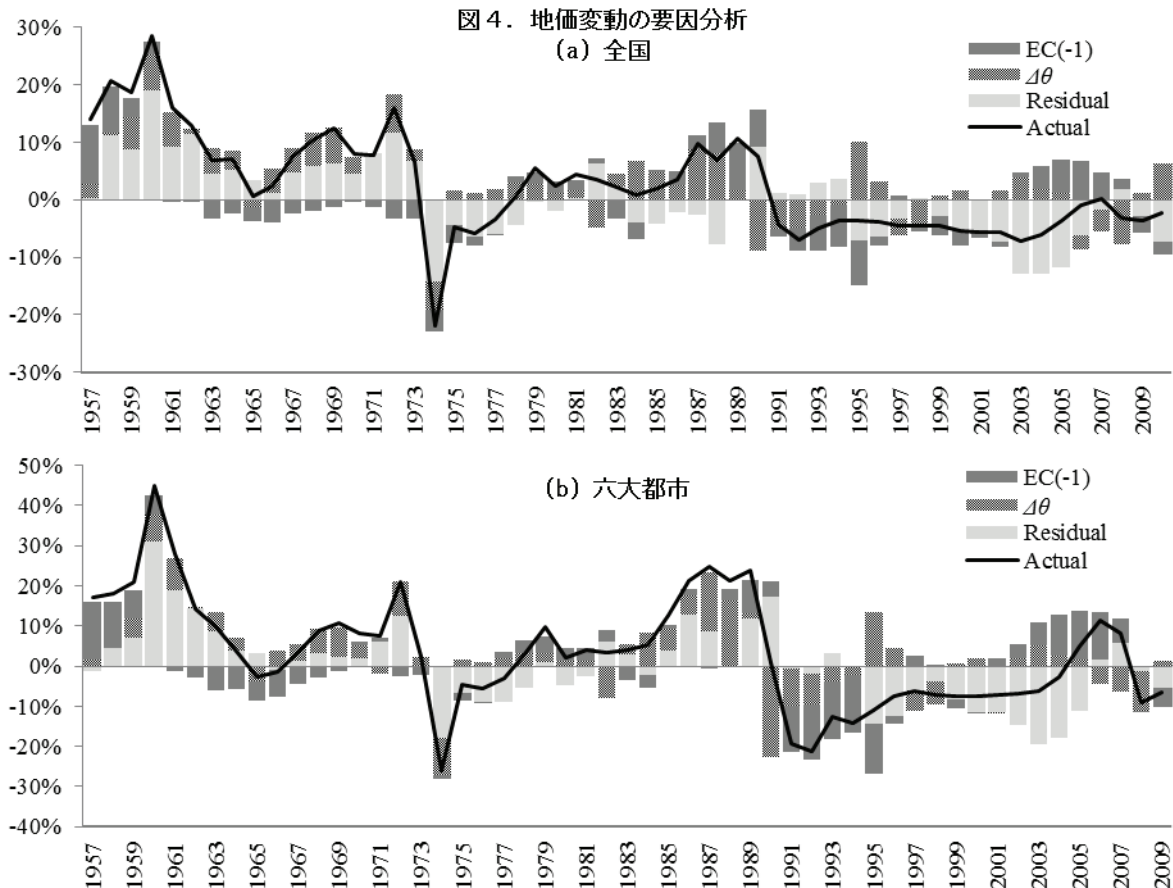
⁷ 「不動産投資家調査」（一般財団法人日本不動産研究所）によると、不動産投資に対する期待（要求）利回りは、大都市と比較して地方が高い。これは、地方において、リスク・プレミアムが相対的に高いことを示していると捉えることができる。

⁸ 中村・才田(2007)と同様に、リスク・プレミアムを6%（一定）として誤差修正モデルを推定したところ、全国、六大都市ともに結果に差異は見られなかった。

⁹ ファンダメンタルズ理論で説明できない地価高騰の要因として、合理的バブル、ケインズの美人投票、情報の非効率性、貨幣錯覚がある（西村，1990）。

¹⁰ サーベイ・データを用いた経済分析手法については、加納(2006)を参照されたい。

¹¹ 関連するサーベイ・データとしては、「土地取引動向調査」（国土交通省）、「不動産業業況等調査」（一般財団法人土地総合研究所）などがある。



理論地価の算出方法、つまり理論モデルの定式化や採用するデータの選択により大きく左右される。地価のファンダメンタルズ・モデルには、観測不可能な経済変数が含まれているため、これらのデータ想定の違いが研究の結論に差異をもたらす。特に、理論式の分母にあたる、割引率や地代の期待成長率をどのように想定するかは重要な問題である。たとえば、理論式の分子（地代）を 100、分母を 5%とすると、理論地価は、 $100/0.05 = 2000$ となる。ここで割引率の想定を 4%にすると、 $100/0.04 = 2500$ となり、想定する割引率の 1%の変更は、理論地価の 25%の変化をもたらすことになる。

以上を踏まえ、本稿および理論地価に関連する諸研究に残された共通の課題を以下にまとめる。

① 本稿で用いた、鑑定評価に基づく市街地価格指数は、実際の取引価格と異なる動向を示していることが指摘されている(西村・清水, 2002a, b)。西村・清水(2002b)に従えば、市街地価格指数は、取引事例に基づきヘドニッ

ク・アプローチにより構築された地価水準と比較すると、地価のピーク時や上昇局面が異なり、また高度な加工によりスムージング化されているため、地価動向を把握するための指標として適切ではない。よって、土地の取引価格の動向を正確に捉えたデータを実証分析に採用することが望ましい。

② 理論地価のモデルに含まれる観測不可能な変数の想定について、多くの課題が残る。まず、土地保有のリスク・プレミアムを一定と仮定したが、実際には可変的であると考えられる(中村・竹下, 2003; 藤原・新家, 2003)。また、マクロの地代に関するデータが存在しないため、実質 GDP を代理変数として用いたが、地代にオフィス賃料や家賃と同様に価格粘着性があるとするれば、GDP と地代の推移には差異があると考えられる。西村・佐々木(1995)、林(1995)、井上・井出・中神(2002)などでは、地代の代理変数として、『小売物価統計調査』(総務省)の民営家賃の指数や、

不動産会社の賃貸収入から作成した価格指数を用いている。また、土地保有に係る実効税率は、約 0.1~0.4%の範囲にあり、土地保有税が地価に及ぼす影響は非常に小さいと考えられる(図2)。土地税制が地価に与える影響を分析した浅田・西村・山崎(2002)によると、固定資産税よりも、土地譲渡所得税や相続税制が、地価の上昇や下落に対して無視しえない影響を与えると同時に、地価を不安定化させる大きな原因になることを明らかにしている。同様に、地代の期待成長率の想定についても課題が残されている。

- ③ 地価とマクロファンダメンタルズ変数との関係を検証するために、共和分方程式に式(6)に含まれる変数以外の経済変数を導入することも考えられる。たとえば、中村・才田(2007)は生産年齢人口比率を外生変数として導入している。しかしながら、土地価格のファンダメンタルズ理論では、人口のようなマクロ経済変数は、地代の期待成長率に影響を及ぼし、地価へと波及するはずである。地価分析に用いるマクロ経済変数を拡張する場合、理論的な考察を行ったうえで、土地市場を含むマクロ経済モデルを構築し、地価と実体経済の相互依存関係について検証する方法が考えられる。

参考文献

- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller (1987) "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, pp. 1062-1088.
- (1988a) "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends," *Journal of Finance*, Vol. 43, NO. 3, pp. 661-676.
- (1988b) "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 3, pp. 195-228.
- Davidson, Russell and James G. MacKinnon (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*: Oxford University Press.
- Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- Manski, Charles F. (2004) "Measuring Expectations," *Econometrica*, vol. 72, N. 5, pp. 1329-1376.
- Phillips, Peter C B. and Bruce E Hansen (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 1, pp. 99-125.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1993) "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 783-820.
- 浅田義久・西村清彦・山崎福寿(2002)「税制の変化の影響：地価を不安定化した土地譲渡所得税と相続税」, 西村清彦(編)『不動産市場の経済分析』, 日本経済新聞社, 99-128頁.
- 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』, 日本経済新聞社, 67-98頁.
- 井出多加子(1992)「地価バブルの統計的考察」, 『季刊住宅土地経済』, 第6巻, 17-23頁.
- 今川拓郎(2002)「資産の高速は長期低迷を説明できるか」, 原田泰・岩田規久男(編)『デフレ不況の実証分析』, 東洋経済新報社, 145-169頁.
- 加納悟(2006)『マクロ経済分析とサーベイデータ』, 岩波新書.
- 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, 04-J-7.
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次(2005)『期待形成

- の異質性とマクロ経済政策：経済主体はどこまで合理的か』，東洋経済新報社。
- 中神康博(1995)「不動産市場における現在価値モデルについて」，『季刊住宅土地経済』，第16巻，20-27頁。
- (1996)「商業地と「バブル」」，『季刊住宅土地経済』，第22巻，10-19頁。
- 中村良平・竹下俊彦(2003)「資産運用物件における情報効率性と可変リスクプレミアムの検証」，『日本不動産学会誌』，第17巻，第1号，54-64頁。
- 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，07-J-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』，東京大学出版会，109-134頁。
- 西村清彦・佐々木真哉(1995)「日本の土地の超過収益率：商業地・住宅地・農地」，『東京大学経済学論集』，第61巻，第3号，124-135頁。
- 西村清彦・清水千弘(2002a)「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』，日本経済新聞社，19-66頁。
- (2002b)「商業地不動産価格指数の「精度」：東京都区部：1975-1999」，『季刊住宅土地経済』，第43巻，28-35頁。
- 野口雄紀雄(1989)『土地の経済学』，日本経済新聞社。
- 林健司(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』，第34号，112-131頁。
- 藤原裕行・新家義貴(2003)「土地収益率と地価下落要因の分析」，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。
- 山崎福寿(2009)「土地税制と地価の変動」，池尾和人(編)『不良債権と金融危機』，慶應義塾大学出版会，35-77頁。
- 吉岡孝昭(2002)「地価とマーケット・ファンダメンタルズ」，『季刊住宅土地経済』，第45巻，28-35頁。
- 吉岡孝昭・山田浩之(2002)「戦後日本の地価変動の時系列分析」，『日本不動産学会誌』，第16巻，第2号，54-64頁。

【おおこし としゆき】
【土地総合研究所(研究員)】