

不動産価格と実体経済

—住宅地地価に関するファンダメンタルズ・モデルの妥当性—

得 田 雅 章

I はじめに

政治的な地方分権への流れが見込まれる中、基礎自治体として、自らの市区の住宅地地価がどのような要因かつどの程度の影響力をもって構成されているのかを主体的に把握することは、独自の都市計画や住民サービスを推進するうえで重要なポイントである。居宅を構えるために住宅地を需要する消費者にとっても、地価の長期均衡値あるいは短期的な変動をよりピンポイントで知ることは、無駄な出費の抑制、ひいては住宅地不動産市場において価格の適正化が図られることにつながる。金融機関にしてみても、市区レベルのエリアを包括するような不動産の適正な担保価値を知りうることは、事務作業の効率化や経営方針策定に資するはずである。

こうした観点から本稿では、住宅地地価に関するファンダメンタルズ・モデルの妥当性を、全国市区レベルにおいて実証的に検証することを目的とする。そのため、①全国の市区別パネルデータを整備したうえで、②パネル共和分分析により均衡地価を求め、③誤差修正モデルを推計することで地価の変動要因を長期・短期の観点から探る。

マクロレベルの住宅価格変動に関する部分均衡分析においては、ケース・シラー住宅価格指

数の提唱者である R. Shiller を筆頭に、多くの研究者が用いている 3 ファクターモデルがベンチマークとしてコンセンサスを得ている¹⁾。Capozza et al. (2004) は動学的標準モデル (dynamics in the standard model) と称して、住宅価格の変化率を、自己相関項、長期均衡価格からの誤差修正項、および長期均衡価格変化率の 3 要因で説明した。そのうえで、価格の振幅や収束条件について理論・実証の両面から分析を行っている。

実証分析ではデータの整備や利用可能性の点において、パネルデータを用いた先行研究は時系列データより少ないのが現状である。その中でも Malpezzi (1999) は、アメリカのデータを用い、住宅価格の変動がランダムウォークに従うのではなく、少なくとも部分的に予測可能であることをシンプルなパネル誤差修正モデルによって確認している。そして、規制環境の程度が、均衡住宅価格-所得比率の決定に大きく影響していると論じた。他にも人口成長率や所得成長率が密接に関連していることを示した。一方で、均衡値との乖離からの調整スピードは上振れした場合でも下振れの場合でも同じであり、乖離幅が大きいからといって加速度的に調整されるわけではないことを明らかにした。なお、シラーも最近では Shiller (2000) において、アメリカのパネルデータから州毎の住宅価値を算出している。そして持ち家比率の観点から、

1) 3 ファクターモデルという用語がどこまで一般的に認知されているか不明だが、川口(2013)p.92, p140で論じられていることに従い、本論でもこの用語を用いることとする。3 ファクターモデルの原典は、株式市場および債券市場における 5 つの共通リスク要素 (five common risk factors) について論じた Fama and French (1993) とみられる。なお、モデルでの本質的な被説明変数は、本稿で扱うような宅地そのものの価格ではなく、住宅(構造物)の価格であることに注意されたし。

1990年代末の不動産市場の異常ともいえる高騰および景気循環に与える影響について考察し、来るべき景気後退期の影響に危惧を示していた点が興味深い。

時系列データによる分析では、Meen (2002) が住宅価格の形成要因について、時系列の誤差修正モデルを用い、アメリカとイギリスのデータで比較検討を行っている。そして、既存研究で指摘されたような大幅な差異は見られなく、むしろ類似性の方が高いことを明らかにした。Abraham and Hendershott (1996) はバブル期を含む都会エリアの住宅市場を対象に、住宅価格の高騰が均衡価格水準そのものの変化、およびその水準からの逸脱の調整過程に影響を与えた要因について分析している。他にも、住宅価格と自宅所有者の借入パターンとの関係を都市単位で分析した Lamont and Stein (1999) や、都市毎に異なる住宅価格変動をレントや地価で説明した Potepan (1996) 等、多くの先行研究がある。ただし、不動産価格といっても上物の住宅価格がメインであって、地価に特化した研究は比較的少ないように思える。

一方で、主要マクロ経済変数間の分析として近年急激な発展を遂げている動学的確率一般均衡モデル (DSGE モデル) やそのベースモデルとしての実物的景気循環モデル (RBC モデル) に、住宅部門を取り入れることで、一般均衡分析の枠組みから住宅価格の動向を分析するという流れもある。

Iacoviello and Neri (2010) は DSGE モデルを用い、アメリカ住宅市場の変動における原因と結果について考察している。住宅セクターにおける緩慢な技術革新が、過去40年にわたる実質住宅価格の上昇トレンドを招いたことを示し、景気循環を通じ住宅需要や住宅技術に関連する実物的なショックが住宅投資や住宅価格の変動の25%程度を説明できるとした。一方で、マネタリーな要因での説明力はわずかにすぎないが、今世紀に入りその重要性を増していると論じた。そして、住宅市場における変動の波及効

果は、設備投資よりもむしろ消費に向かい、金融革新が進展するにつれ徐々にその重要性を増してきたことを示した。

Aoki et al. (2004) は、金融加速度メカニズムを取り入れた一般均衡モデルで家計の行動を分析した。具体的には借入コストを低下させるために住宅担保を活用し、このことが金融政策ショックの住宅投資、住宅価格、消費に与える影響を増幅させるメカニズムを描写した。信用市場の内生的発展に伴い外部金融プレミアムが低下し、経済活動に対するプラスのショックが住宅需要の拡大を導き、それが住宅価格や住宅所有者の純価値を増加させ、更なる住宅需要、そして消費需要へと伝播することを示した。Aoki et al. (2004) はまた、イギリスのリテール金融市場の構造変化(住宅担保借入に対する規制緩和)を対象に考察を行い、住宅価格上昇に対し、資金が住宅投資よりも消費に向かうことを示した。このことは、意図せざる金利低下に対する消費の反応が、住宅価格や住宅投資に比べて大きいことを意味する。そして、金融加速度メカニズムが住宅価格に寄与するか消費に寄与するかは、規制緩和の程度に依存すると結論付けている。Gomme and Rupert (2007) や Davis and Heathcote (2005) は、家計における資本を住宅資本と耐久消費財から構成し、生産部門を企業と家計の2部門体制とすることで、住宅価格の変動をマクロ経済変数の動態とリンクさせている。こうした試みに基づくモデルがカリブレーションやシミュレーションといった検証を経て、景気循環に関わるデータとより合致することが多数報告されている。

一般均衡モデルの一例として、近年主流となってきた New IS-LM モデルに既存の部分均衡理論のパーツを組み込んだモデルを次に示す。

$$\begin{cases} y_t^f = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^f + \alpha_2 E(y_{t+1}^f) - \alpha_3 (i_t - E(\pi_{t+1})) + \varepsilon_y \\ \pi_t = \beta_1 y_t^f + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_\beta \\ i_t = \gamma_0 + \gamma_1 (\pi_t - \pi^*) + \gamma_2 y_t^f \end{cases}$$

方程式は上から IS 曲線, AS 曲線, 政策反応関数をそれぞれ表現しており, y_t^f は産出ギャップ, π および π^* はインフレ率ならびにその目標値, i は名目金利, $\varepsilon_y, \varepsilon_\beta$ はそれぞれホワイトノイズ, $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ ($i=0, \dots, 3$) はパラメータである。このような方程式それぞれの導出過程は, Fujiwara, Hara, Hirose and Teranishi (2005) で詳述されているように, もともとは厳密なミクロ的基礎付けから導出されるモデルに由来している。ただ, そうした純粋なモデルは現実データとのフィットが芳しくないため, 実務家や中央銀行等による研究では適宜ラグを付すことでフィットを高める工夫がされたモデルが用いられている²⁾。Arestis and Sawyer (2002) はこうした実務家版モデルをニューコンセンサスモデル (new consensus model) と呼んでいる。

白塚(2001)は, 住宅地資産価格の変動が市中銀行の信用創造プロセスを通じて金融システムの安定性に大きな影響を与えつつ, 最終的には実体経済に影響を与えるとしている。具体的に, i) 実体経済の先行きに関する期待についての情報が住宅地資産価格に影響を与える, ii) 住宅地資産効果に伴い支出変動が生じる, iii) 住宅地資産価格の変動が, 不動産デベロッパー, 家計, 金融機関のバランスシートに影響を与え, それが金融システムや実体経済活動に波及するという3つのルートに分けて分析している。

白塚(2001)が提唱したルートによると, 住宅地資産価格の変動は y_t^f に影響を与えることを通じて実体経済に伝播すると考えられる。このため上記方程式に直接, 住宅地資産価格変数を付加して政策反応関数の定式化を拡張した場合, マクロ経済の変動をいたずらに増大させてしまうという住宅地資産要因の重複採用問題が生じる。実際に Bernanke and Gertler (1999) では, 株価を資産価格として直接方式でシミュ

レーションしているが, 適切ではないと結論付けている。つまり, 現時点における産出ギャップの変動に住宅地資産価格変動の影響はすでに包含されているため, 政策反応関数に沿った形で名目利子率を調整することで, 将来の実体経済変動に対して未然に対応していけばよいという考えである。なお白塚(2001)は, 資産価格変動が実体経済に影響を及ぼすメカニズムとして, 政策効果の非対称性について指摘したうえで, 資産価格を物価指数に取り込み, 資産価格を将来提供される財・サービス価格の期待値の代理変数とする試みを展開している。そこでは GDP デフレーターと国富変化率の加重平均による具体的な指数算式 DEPI (Dynamic Equilibrium Price Index) を用いている³⁾。

日本における地価形成要因のクロスセクション分析, あるいはパネル分析には井出(1997), 井上・井出・中神(2002), 西村(2002)等, 多くの先行研究があるが, クロスセクションの単位は, データの利用可能性の観点から圏域や都道府県がほとんどである。高度成長期やバブル経済期のように全国一律に地価が変動するケースではそれで十分だが, 近年のように都市の限られた一部のエリアのみ高騰し, 都心と郊外で逆方向の変化がみられるような状況においては, 広範囲にアグリゲートされたデータで分析すると結果のミスリードが危惧される。一方で, 市区町村レベルにまで細分化して分析しようとすると, 地価形成に関連する使い勝手の良いデータが存在しないというジレンマに陥る。

そこで, 観測されないデータについては GIS (地理情報システム) を活用した位置情報を積極的に用いることで, 市区レベルのデータを整備するというのが本稿の特徴である。物価上昇率を考慮した実質金利データ整備にも GIS を活用する。GIS ソフトウェアを活用することで, 地価をはじめとする各変数の分布状況をよりグ

2) 得田(2010), pp.204-206. 参照。

3) 政策効果の非対称性については粕谷・福永(2003)や北坂(2003)でも詳しく述べている。

表1 基礎自治体別の所得規模

基礎自治体	2012年度						
	市区数	構成割合	(千人)所得割の納税義務者数	構成割合	(100万円)課税対象所得	構成割合	(千円)納税者1人あたり課税対象所得
市区	810	46.5%	50,275	91.7%	163,563	92.9%	3,253
町村	932	53.5%	4,575	8.3%	12,492	7.1%	2,731
全国	1,742	100.0%	54,850	100.0%	176,054	100.0%	3,210

(出所) 総務省 市町村税課税状況等の調

ラフィカルに把握することが可能となり、分析の見通しを良くすることに役立つ⁴⁾。また、地価はその高騰期において、地価レベルの高いエリアほど大幅に変動するという性質を有するため、ある程度広いエリアにおける単純平均指標では、高レベル地価エリアの地価変動インパクトが過小に評価されるおそれがある(中村・才田(2007))。こうしたバイアスに対処するため、いくつかの加重平均指標が提唱されているが、本稿では才田他(2004)に倣った価額による加重平均値を用いて市区別地価を算出した。

全国には2012年度において1,742の市区町村が存在する。全てを網羅するにはデータ整備にかなりの時間と労力を有するため、本稿では、日本全体の課税対象所得に占める市区と町村の割合を鑑みたうえで、次のように範囲を限定し分析を進める。対象となる自治体は、全国の市と東京の23特別区、計810の市区である。これは当該エリアの市区数が全国比で47%に過ぎないものの、所得割の納税義務者数および課税対象所得においては、いずれも全国比9割以上となっているため、日本国全体としてのマクロ経済から考えた包括的分析、ならびに作業の効率が図られると判断できるからである(表1)。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で本稿のオリジナルデータである市区別加重平均地価と市区別物価指数を算出する。第3節では住宅地地価のファンダメンタルズ・モデルを定義する。第4節では実証分析を行う。パネル単位

根検定、パネル共和分検定を経たうえで、誤差修正モデルに基づく地価関数をパネル推計する。いくつかの追加的な分析結果を示したうえで、最後に第5節で全体を総括する。

II データセットアップ

実証分析で用いる重要な変数である加重平均地価および物価指数はともに、市区別指標としてのデータが整備されていないため、本節ではこれら2つの指標を導出する。

II-1 市区別加重平均地価

本稿で分析する市区別地価は、都道府県地価調査による鑑定地価を調査地点の当年価額(1㎡あたり価格(円)×面積(㎡)をかけたもの)で加重平均した加重平均地価である((1式))。都道府県地価調査データは国土交通省の国土数値情報ダウンロードサービスから入手した⁵⁾。

$$P_{w,it} = \sum_{j \in i} \frac{V_{j,t}}{\sum_{j \in i} V_{j,t}} P_{jt} \tag{1}$$

ここで P_{jt} は i 市区に属する調査地点 j の t 時点における価格を示し、 $V_{j,t}$ は同時期同地点の価額(面積×1㎡あたり地価)である。 $P_{w,it}$ は価額で加重平均した加重平均地価を示す。

加重平均地価は才田他(2004)や中村・才田(2007)で提唱された代表値の一概念である。都道府県地価調査や公示地価で得られた地価指標を集計する場合、各計測地点における情報を単

4) 得田(2012)では首都圏・中部圏・近畿圏主要都市の市区別パネルデータを整備したうえで、パネル共和分分析により均衡地価を求め、誤差修正モデルを推計することで地価の変動要因を長期・短期の観点から探った。

5) <http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>

純平均して算出するという手法が広く用いられてきた。しかしこれでは地価のレベルが高い地点も低い地点も同ウェイトとして集計されてしまい、地価の変動期においては地価レベルの低い地域の地価変動インパクトが過大評価される危惧が生じる。マクロ経済指標との関係性を検証するためには、より地価レベルの高低を考慮した地価指標が求められるはずであり、加重平均地価はこうした要請に応えるものである。なお、才田他(2004)は集計単位を都道府県とし、地価の対前年変化率ベースで分析を行っている。加重平均には当年ではなく前年の価額を用いている。中村・才田(2007)も変化率ベースであり、アグリゲートした変数は時系列変数である。また、ウェイトは価額ではなく単純な価格で計算している。大越(2012)は、時系列分析が主であるが理論地価の共和分分析による先行研究についてコンパクトにまとめている。

本稿はデータの集計単位をマクロ経済集計単位としては小さな部類である市区単位とし、当年の価額で加重平均したうえでレベルベースの集計を行っている点に特徴を持つ。調査地点の現況利用を「住宅」⁶⁾に限定した全国14,735地点を(1)式に基づき市区毎に集計し、2013年都道府県地価調査(7月1日時点)において810地点の加重平均地価を得た。付図1は全国市区の加重平均地価分布を示している。20万円/㎡を超える市区は51市区あり、その過半が南関東エリアに属し43地点を有する(うち東京都は33地点)。残りの8地点は全て近畿エリアであった。政治経済の中心である都心部の地価レベルの高さが際立ち、一極集中となっていることが地価レベルからみてとれる。最高額をマークしたのは東京都千代田区の163万円/㎡だった。一方、最安値は北海道歌志内市で0.3万円/㎡だった。全平均は7.1万円/㎡で、メディアンは3.6万円

/㎡だった。

II-2 市区町村別物価指数

実質金利変数作成のために必要なインフレ率を求めるために、市区別物価指数を導出する。地域別の物価指数は総務省統計局の消費者物価指数(CPI)が利用可能であるが、基礎自治体ベースでの統計は都道府県庁所在市のみである。これを全市区別まで拡張するために、以下のような手順を踏んだ。

- i. 都道府県ごとに経済・物流重視の観点から主な隣接都道府県をピックアップし(表2)、それらの地理座標を確認する。
- ii. CPIの都道府県庁所在地の市区のものとしたうえで、当該市区から隣接都道府県までの直線距離の逆数を用いてウェイトを算出する。なお、物価指数は「総合指数」を用いた。
- iii. 隣接都道府県の近接性をウェイトとした加重平均を計算し、これを当該市区の物価指数と定義する。ただし、都道府県庁の所在市区については隣接都道府県のウェイトをゼロと置いている。

例えば彦根市(滋賀県)だと、所属県である滋賀県の他に、福井、岐阜、三重、京都の4府県と隣接していると考えられる。彦根市役所と各府県庁との距離はそれぞれ滋賀(47km)、福井(88km)、岐阜(44km)、三重(64km)、京都(54km)である。ウェイトを計算すると滋賀(0.24)、福井(0.13)、岐阜(0.25)、三重(0.17)、京都(0.21)となり、各府県の物価指数から加重平均が計算できる。このように本稿では隣接自治体との直線距離で近接性を測ったが、清水・唐渡(2007)のように厳密に空間重み行列を定義することで対応する方法もある。他にも、物流量や都道府県境の地形、通勤の方角等、考慮すべき要因がいく

6) 類似の現況として「住宅, その他」「住宅, 医院」「住宅, 医院, その他」「住宅, 工場」「住宅, 作業場」「住宅, 事務所」「住宅, 事務所, その他」「住宅, 事務所, 医院, その他」「住宅, 事務所, 倉庫」「住宅, 店舗」「住宅, 店舗, その他」「住宅, 店舗, 事務所」「住宅, 店舗, 事務所, その他」があるが、分析が煩雑になるため本稿では含めていない。

表2 主な隣接都道府県

01:北海道	02:青森	03:岩手	04:宮城	05:秋田	06:山形	07:福島	08:茨城	09:栃木	10:群馬	11:埼玉	12:千葉	13:東京	14:神奈川	15:新潟	16:富山	17:石川	18:福井	19:山梨	20:長野	21:岐阜	22:静岡	23:愛知	24:三重	25:滋賀	26:京都	27:大阪	28:兵庫	29:奈良	30:和歌山	31:鳥取	32:島根	33:岡山	34:広島	35:山口	36:徳島	37:香川	38:愛媛	39:高知	40:福岡	41:佐賀	42:長崎	43:熊本	44:大分	45:宮崎	46:鹿児島
--------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	--------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	--------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	--------



※ 経済・物流重視で作成。番号は都道府県行政コードを示す

つか考えられるが、本稿では第一次接近として、より簡便な上記手法を用いることとした。

Ⅲ 住宅地価格のファンダメンタルズ・モデル

実証分析に先立ち、住宅地価格のファンダメンタルズ・モデルを理論面から確認しておく。地価は土地が生み出す収益(帰属地代)によって決定され、その帰属地代は生産活動が生み出す収益の中から分配されるものと考えれば、地価の動態が総生産指標と無関係であるはずがない。そうした観点から、まず、地価理論に関するミクロ時系列面からの変動理論を確認する⁷⁾。住宅地はそれを所有する主体にとって資産の一種であることから、一般的な収益還元モデル(資産価格形成モデル)を援用して、その価格を定義づけることができる。具体的には住宅地資産とリスクフリーの安全資産との間での裁定条件を次のように定義する。

$$\frac{E_t[(P_{t+1} + Y_{t+1})/P_{t+1}^c]}{P_t/P_t^c} - 1 = i_t - E_t(\pi_{t+1}) + \theta_t. \quad (2)$$

ここで、 P_t はt期の住宅地価格、 Y_t はt期の帰属地代(レント)、 P_t^c はt期の物価水準、 i_t はt期の名目(安全資産)利率、 π_t はt期のインフレ率、 θ_t はt期のリスクプレミアム、そして E_t はt期の期待オペレータである。(2)式を実質住宅地価格式として書き直し、

$$P_t/P_t^c = \frac{E_t(P_{t+1}/P_{t+1}^c) + E_t(Y_{t+1}/P_{t+1}^c)}{1 + i_t - E_t(\pi_{t+1}) + \theta_t}, \quad (3)$$

としたうえで、(2)式を1期将来へずらした式を代入すると、

$$P_t/P_t^c = \frac{E_t(P_{t+2}/P_{t+2}^c)}{\prod_{j=1}^2 [1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}]} + E_t \sum_{k=1}^2 \left[\frac{(Y_{t+k}/P_{t+k}^c)}{\prod_{j=1}^2 [1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}]} \right], \quad (4)$$

となる。同様の逐次代入をT期まで繰り返すと、

$$P_t/P_t^c = \frac{E_t(P_{t+T}/P_{t+T}^c)}{\prod_{j=1}^T [1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}]} + E_t \sum_{k=1}^T \left[\frac{(Y_{t+k}/P_{t+k}^c)}{\prod_{j=1}^T [1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}]} \right], \quad (5)$$

が導かれる。Tを無限大とし、(5)式右辺第1項が0に収束する、すなわち、

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^T [1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}] = \infty,$$

のように横断性条件を仮定する。そのうえで均衡価格を、

$$P_t^*/P_t^c = E_t \sum_{k=1}^{\infty} \left[\frac{(Y_{t+k}/P_{t+k}^c)}{\prod_{j=1}^{\infty} [1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}]} \right], \quad (6)$$

と定義すると、結局、 $P_t/P_t^c = P_t^*/P_t^c$ が導出できる。

これは実質的な地価は期待実質地代および期待実質利率と期待リスクプレミアムの関数であることを意味する。割引率は(1+期待実質利率+期待リスクプレミアム)であり、他の条件を一定とするならば、

- ・名目利率の上昇は地価を押し下げる
[$i \uparrow \rightarrow (P_t^*/P_t^c) \downarrow$]
- ・期待インフレ率の上昇は地価を押し上げる
[$E(\pi) \uparrow \rightarrow (P_t^*/P_t^c) \uparrow$]
- ・リスクプレミアムの上昇は地価を押し下げる
[$\theta \uparrow \rightarrow (P_t^*/P_t^c) \downarrow$]

という一般的に受容できる方向性を確認できる。以上から、資産価格決定に関する理論的なフレームワークである収益還元モデルによると、資産価格はその資産が将来にわたって生み出す収益の流列に関する割引現在価値に等しくなる。

本稿では(6)式を住宅地価格のファンダメンタルズ・モデルとし、このモデルから求められる

7) 資産市場の部分均衡分析と称する場合もある。

均衡住宅地価格をファンダメンタルズ価格と称すこととする⁸⁾。ただし、土地価格がファンダメンタルズ価格を上回っていたとしても、価格がさしあたりさらに上昇していて下落前に売却でき、他の資産との裁定関係が成立する収益率を確保することができる。と当該土地所有者が判断すれば、短期的にはあるが地価は上昇するであろう。その意味では(6)式は自己実現的なバブルを許容するモデルといえる⁹⁾。

次に、ファンダメンタルズ・モデルを地価の長期均衡式として、実証分析に適用可能な形に変形させていく。(6)式を、

$$\frac{Y_t + E_t P_{t+1}}{P_t} = 1 + r_t, \quad (7)$$

と再定義し、この式をもとにCampbell and Shiller (1988)に従って変形させていく。 Y_t はレント、 P_t 、 $E_t P_{t+1}$ は地価および予想(1期先)地価、 r_t は物価上昇率とリスクプレミアムを考慮した実質金利である。まず、右辺はマクローリン展開による近似式を用いて $\ln(1 + r_t) \simeq r_t$ とする。次に左辺について、

$$\begin{aligned} f_t &= \ln \frac{Y_t + E_t P_{t+1}}{P_t} = \ln(e^{y_t} + e^{p_{t+1}}) - p_t \\ &= \ln(1 + e^{y_t - p_{t+1}}) + p_{t+1} - p_t \\ &= \ln[e^{(y_{t-1} - p_t) - (y_t - p_{t+1})} + e^{y_t - p_{t+1}}] + y_t - y_{t-1} \\ &= \ln(e^{\delta_t - \delta_{t+1}} + e^{\delta_t}) + \Delta y_t, \end{aligned} \quad (8)$$

と表現する。 y_t 、 p_{t+1} はそれぞれ Y_t 、 $E_t P_{t+1}$ の対数形である。また、表現を簡潔にするため、 $y_{t-1} - p_t = \delta_t$ とおいた。 e は自然対数の底である。そのうえで $\delta_t = \delta_{t+1} = \delta$ と長期均衡値を設定し、(8)式 $f_t(\delta_t, \delta_{t+1})$ を δ_t 、 δ_{t+1} に関し、 $f_t(\delta, \delta)$ 周辺で1次のテイラー展開を行う。

$$\begin{aligned} f_t &\simeq \ln(1 + e^\delta) + \frac{1}{1 + e^\delta} \left(\frac{1}{e^\delta} + 1 \right) e^\delta (\delta_t - \delta) \\ &\quad - \frac{1}{1 + e^\delta} (\delta_{t+1} - \delta) \\ &= \ln(1 + e^\delta) - \frac{\delta e^\delta}{1 + e^\delta} + \delta_t - \frac{1}{1 + e^\delta} \delta_{t+1}. \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、2つの定数 $\rho = 1/(1 + e^\delta)$ 、 $\kappa = \ln(1 + e^\delta) - \delta e^\delta/(1 + e^\delta)$ を用意し、期待値記号、クロスセクション方向の添え字 i を加え、両辺を移項させると、以下のように線形近似化できる。

$$p_{it} \simeq \kappa - \rho (y_{it} - p_{i,t+1}^e) + y_{i,t-1} - r_{it}. \quad (10)$$

これを共和分推計による実証分析が可能な形にもっていくため、パネル推計に関わる誤差項等を加え、クロスセクションの個別効果を考慮した1変量の固定効果モデル (fixed effect model) を(10)式のように設定する。

a 、 b 、 c 、 d はそれぞれパラメータ、 p_{it} 、 $p_{i,t+1}^e$ 、 y_{it} 、 $y_{i,t-1}$ はそれぞれ P_{it} 、 $P_{i,t+1}^e$ 、 Y_{it} 、 $Y_{i,t-1}$ の対数値とし、 r_{it} は負値の可能性を許容し原数値とする。これら変数は全ての i, t に関して v_{it} と相関しない強外生性を仮定する。 u_{it} は誤差項であり、 α_i と v_{it} に分けられる。 α_i はクロスセクション方向の個別効果 (individual effect) を表す確率変数であり、時点を通じて一定である観測不可能な当該地特有の効果を示す。そして α_i は説明変数 $x_{it}(y_{it} - p_{i,t+1}^e, y_{i,t-1}, r_{it})$ との相関を仮定している。一方で、 α_i と x_{it} の無相関を仮定した場合は変量効果モデル (random effect model) を採用することになるが、これらの判断は変量効果のハウスマン検定 (Hausman (1978)) によりなされる。 v_{it} は標準的線形回帰モデルの仮定を満たす攪乱項とする。 $y_{i,t-1}$ の係数は、厳密には(10)式に従い1とすべきである

8) $P_{t+k}^c = 1$ と基準化し、 $Y_{t+k} = Y$ ($k=1, \dots, T$)、 $i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) = r$ 、 $\theta_{t-1+j} = \theta$ ($j=1, \dots, T$) のようにそれぞれ変化しないと仮定すれば、テキストでよく示される $P_t^* = Y/(r + \theta)$ の形に簡略化できる。

9) 前回の景気拡大局面 (内閣府経済社会総合研究所制定の景気基準日付第14循環 [2002年1月—08年2月]) においても、地価高騰期待自体が地価を押し上げるような一方の投機にドライブされるケースを「新価格」「新新価格」といった用語で取り上げられることが多かった。朝日新聞では06年7月19日・11月8日、07年7月3日、08年4月1日のシリーズ「わが家のミカタ」や06年10月7日の「beyond」で、日本経済新聞では06年9月13日 p. 9、10月24日 p. 9、07年1月21日 p. 5、08年12月28日 p. 16でこうした用語について報じている (日本経済新聞06年9月13日のみ夕刊、他は全て朝刊)。またこの時期、これらの用語は多くの住宅情報誌で用いられた。

$$\begin{aligned}
 p_{it} &= a + b(y_{it} - p_{i,t+1}^e) + cy_{i,t-1} - dr_{it} + u_{it} \quad (t=1, \dots, T, \quad i=1, \dots, N) \\
 u_{it} &= \alpha_i + v_{it} \quad u_{it} \sim iid(0, \sigma^2) \\
 \text{Cov}(u_{it}, x_{it}) &= 0, \quad E[v_{it} | \alpha_i, x_{it}] = 0 \quad (x_{it} = y_{it} - p_{i,t+1}^e, \quad y_{i,t-1}, \quad r_{it}) \\
 E(v_{it}) &= 0, \quad V(v_{it}) = \sigma_v^2 \quad \forall i, t \\
 \text{Cov}(v_{it}, v_{js}) &= E(v_{it}v_{js}) - E(v_{it})E(v_{js}) = 0 \quad (i=j \text{ かつ } s=t \text{ 以外に}) \\
 E(\alpha_i) &= 0 \quad (i=1, \dots, N), \quad \text{Cov}(\alpha_i, x_{it}) = E(\alpha_i, x_{it}) \neq 0.
 \end{aligned} \tag{11}$$

が、係数制約は付さないこととする。レントとして以下に述べるような代理変数を用いることで、理論と厳密な整合性が取れない可能性を考慮するためである。同様の理由で実質金利についても $d=1$ という制約を付さない。

(11)式の説明変数には以下のデータを割り当てる。

- ・各市区の地価 p_{it} には、II-1節で算出した加重平均地価の対数値 $p_{w,it}$ を用いる。一方で、当該市区内の地価を単純に平均した算術平均地価の対数値 $p_{A,it}$ についても併せて検証する。
- ・期待地価水準 $p_{i,t+1}^e$ には、実績値を用いた完全予見のケースを想定した値(対数値)を用いる ($p_{w,i,t+1}^e$ or $p_{A,i,t+1}^e$)。
- ・市区単位での地代に相当するデータが存在しないため、レント y_{it} , $y_{i,t-1}$ は可住地単位面積あたりの課税対象所得¹⁰⁾の対数値を代理変数として用いる。
- ・実質金利 r_{it} として、都市銀行貸出約定平均金利¹¹⁾から物価上昇率¹²⁾を引いたものを用いる。物価は都道府県庁所在地としてのデータしか存在しないため、市区別の物価を導出するに際しII-2節で示したように、市区役所から都道府県庁までの直線距離の近接度に応

じて加重平均調整したものをを用いた。なお、都道府県庁が位置する市区はそのまの値を用いている。そうして作成した実質金利にはマイナスの期間が含まれるものもあるため、対数をとらずレベルのままとする¹³⁾。

IV 実証分析

本節では地価関数に関する実証分析を、パネル単位根検定、長期均衡地価関数の推計(パネル共和分検定)、ECM型地価関数(パネルECM)の推計、そして若干の追加分析の順で行う。

IV-1 パネル単位根検定

市区別パネルデータを整備した結果、クロスセクション方向に810、時系列で2006年から2012年の年次データによる構成となった¹⁴⁾。時系列データは単位根を持つ(非正常である)可能性が高いため、モデルの推計に先立ち、各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。基本的な各パネル変数 x_{it} の単位根検定式を以下のように設定する。

$$\begin{aligned}
 \Delta x_{it} &= \rho_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^3 \tau_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \delta_i + \varepsilon_{it} \\
 \rho_i, \tau_{ij}, \delta_i &: \text{係数パラメータ.}
 \end{aligned} \tag{12}$$

10) 課税対象所得データは「市町村税課税状況等の調」(総務省)より入手した。可住地面積データは「全国都道府県市区町村別面積調」(総務省)より、総面積から林野面積と主要湖沼面積を差し引いて算出している。
 11) 日本銀行の時系列統計データ検索サイトより、ストック/短期/都市銀行の貸出金利を利用した。
 12) 物価データは総務省統計局『基準消費者物価指数』の都市階級・地方・大都市圏・都道府県庁所在市別中分類指数を利用した。
 13) 地価決定式に金利変数として(実効金利-長期期待成長率)を用いた北岡(2008)も、マイナスの期間が若干あるからとして対数化していない。
 14) 上記期間には合併した市も含まれているため、アンバランスなパネルデータとなっている。また、加重平均地価の元となっている都道府県地価調査は、その調査時点が毎年7月1日付のものであるため、1年ずらして用いている。したがって、直近2013年の地価調査データは2012年のものと読み替えている。

表3 各種パネル単位根検定

変数名	水準(定数項あり・トレンド項なし)							
	IPS		Fisher ADF		Fisher PP		LLC	
	統計量	p 値	統計量	p 値	統計量	p 値	統計量	p 値
p_W	4.87	1.00	1777.8	0.00	1415.6	0.99	-17.92	0.00
p_A	19.03	1.00	964.10	1.00	1383.00	1.00	-16.22	0.00
y	20.15	1.00	423.5	1.00	490.9	1.00	0.77	0.78
biz	56.37	1.00	184.1	1.00	224.9	1.00	38.78	1.00
r	-38.43	0.00	4777.8	0.00	7144.9	0.00	-82.78	0.00
pop	18.27	1.00	1255.9	1.00	1850.6	0.00	-14.80	0.00

変数名	一階差(定数項あり・トレンド項なし)							
	IPS		Fisher ADF		Fisher PP		LLC	
	統計量	p 値	統計量	p 値	統計量	p 値	統計量	p 値
p_W	-20.21	0.00	2867.3	0.00	3256.4	0.00	-161.7	0.00
p_A	-23.25	0.00	3195.3	0.00	3851.1	0.00	-109.20	0.00
y	-5.05	0.00	1900.2	0.00	2308.0	0.00	-35.62	0.00
biz	13.70	1.00	546.6	1.00	624.6	1.00	7.56	1.00
r	-56.99	0.00	6658.9	0.00	11414.1	0.00	-122.0	0.00
pop	-13.57	0.00	2603.0	0.00	2739.8	0.00	-22.41	0.00

※1 p_W : 加重平均地価, p_A : 単純平均地価, y : 課税対象所得, biz : 単位面積あたり事業所数, r : 実質金利, pop : 人口密度

※2 ラグ次数はシュワルツのベイジアン情報量規準(SBIC)によりそれぞれ選定した(表記略)。

δ_i はクロスセクション方向の個別効果を示し, ε_{it} は誤差項である。帰無仮説は $\rho_i = 0$ であり, この場合当該変数は単位根を持ち非定常ということになる。一方, 対立仮説は $\rho_i < 0$ であり, 定常性を有することを示唆する。ラグ次数は, シュワルツのベイジアン情報量規準(SBIC)によりそれぞれ選定した。

以下では IPS 検定 (Im, Pesaran and Shin (2003)), Fisher ADF 検定, Fisher PP 検定, LLC (Levin, Lin and Chu (2002)) 検定の 4 つのタイプの単位根検定を実施する。LLC 検定を除いた 3 つは上記(12)式で表現される。IPS 検定は ρ_i がクロスセクションによって異なることを仮定し, 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統計量を与えるものである。Fisher ADF 検定と Fisher PP 検定も同様に, クロスセクションごとの時系列データに ADF 検定と PP 検定を行うものである。これらに対し LLC 検定式は次のように設定する。

$$\Delta \tilde{x}_{it} = \rho \tilde{x}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad \rho: \text{係数パラメータ} \quad (13)$$

これは, 最初に原データから自己相関の部分,

トレンド項, 定数項を控除したうえで, 標本標準偏差で除し基準化したデータ \tilde{x}_i に基づき単位根検定を行うという手法である。単位根検定の帰無仮説は $\rho = 0$, 対立仮説は $\rho < 0$ である。

これら検定の結果は表3の通りであり, この中には IV-3 節の短期変動分析で導入する変数も含まれている。水準での検定では検定法毎に結果が大きく異なってしまったため, 所得および事業所変数を除く全ての変数が $I(0)$ であるという可能性は排除できない。ただし, どれか 1 つでも 1% 水準で有意ではないものが含まれていれば定常ではないという基準に従って判断すると, ほとんどの変数は多くの先行研究で示されるような階差定常とみることができる。従って, 本稿では各変数とも $I(1)$ と仮定し, 分析を進めることとする。

IV-2 長期均衡地価関数の推計

本節ではパネル共和分検定により, III 節でみた理論的關係が長期均衡關係として成立するのかを検証する。その際, 被説明変数の地価として, II-1 節で算出した加重平均地価, および単純平均地価を用意し, 比較的検証する。

$$p_{W,it}^* = 6.115 - 0.434 (y_{it} - p_{W,i,t+1}^e) + 0.945y_{i,t-1} - 0.014r_{it} \quad (14)$$

(30.27) (-26.64) (56.70) (-14.49)

Kao(1999)によるパネル共和分検定統計量 ADF: -49.66***
AIC: -2.976 SBIC: -1.704

$$p_{A,it}^* = 5.788 - 0.451 (y_{it} - p_{A,i,t+1}^e) + 0.935y_{i,t-1} - 0.014r_{it} \quad (15)$$

(28.68) (-26.88) (57.38) (-14.99)

Kao(1999)によるパネル共和分検定統計量 ADF: -50.06***
AIC: -3.030 SBIC: -1.758

※期間は2006-2012年。()内の数値は t 値。***は 1%水準で有意であることを示す。
※AIC は赤池情報量規準, SBIC はシュワルツ・ベイズ情報量規準を示す。

(11)式のパラメータ推定では, Kao (1999)が開発した Engle-Granger (1987) タイプの残差に基づく二段階共和分検定を実施する。Engle-Granger (1987)の基本的アイデアは $I(1)$ 変数を用いて補助回帰 (auxiliary regression) を実行し, その残差について単位根検定するという考えだ。変数が共和分関係にある場合には, 残差は $I(0)$ となる。Kao (1999)はこの考えをパネルデータに拡張したものである。パネル推計の方法は, 市区毎でパラメータが異なりうることを考慮し, 個別効果モデルを採用した。個別効果モデルを推計したうえで個別効果が有意でない(この場合 pooled OLS を用いることになる)とする帰無仮説について, F 検定および尤度比検定を行い, p 値から帰無仮説が強く棄却されることを確認した。次に, ハウスマン検定により変数効果モデルと固定効果モデルの選択を行い, 変数効果モデルが正しいとする帰無仮説は χ^2 統計量による検定で棄却された (p 値 0.00)。したがって, 固定効果モデルを採用する。なお, たとえ変数効果モデルによる推定が真であるにもかかわらず固定効果モデルを選択したとしても, 有効性は失うものの不偏性は保持される。その意味から固定効果モデルを選択するのが無難といえるだろう¹⁵⁾。

推計結果は, 加重平均地価によるものが(14)式, 単純平均地価によるものが(15)式に示される。両

推計ともに, 課税対象所得の符号条件はプラスかつ実質金利はマイナスであり, 予想された符号条件を満たし, 有意性も高かった。課税対象所得は前期と当期の合算ベースで判断すると, その係数が 0.5 程度であり, 対数化した可住地面積あたり課税対象所得 1 単位の増加が, 均衡地価をレベルベースで 1,650 円程度押し上げることがわかった。一方で, 実質金利の 1% 上昇は均衡地価をレベルベースで 1,000 円程度押し下げる。また, 自己実現的な期待が形成される程度は 4 割程度であることがわかった。

Kao (1999)に基づく共和分検定の結果, 「共和分関係にない」とする帰無仮説を 1% 有意水準で棄却でき, 変数間の長期均衡関係の存在を強く示唆する結果となった。両モデルのパラメータおよびその有意性は非常に似通っている。AIC および SBIC の情報量規準で判断した場合, わずかながら単純平均地価モデルに高い妥当性を見出せるものの, どちらの地価がよりファンダメンタルズ・モデルのデータとして適切かというのは一概にいえないだろう。ただ, 労多くして算出した加重平均地価よりも, むしろ単純平均地価によるモデルが支持されたことは意外であった。地価の変動期における対マクロ経済インパクトを適切に評価するために考案された加重平均地価であるが, 今回の時系列方向が 7 期 (2006 年~2012 年) と若干短かったこと

15) パネル推計手法および検定の詳細は, 英文では Baltagi (2001), 邦文では北村 (2003) あるいは松浦・マッケンジー (2009) が詳しい。

表4 短期変動上位50市区(網掛けは東京都)

順位	市区名	都府県	標本標準偏差	順位	市区名	都府県	標本標準偏差	順位	市区名	都府県	標本標準偏差
1	飯山	0.1491	長野	18	日南	0.0922	宮崎	35	高萩	0.0737	茨城
2	駒ヶ根	0.1346	長野	19	新見	0.0908	岡山	36	調布	0.0723	東京
3	稲敷	0.1289	茨城	20	鶴ヶ島	0.0883	埼玉	37	須崎	0.0722	高知
4	千代田	0.1208	東京	21	宮古	0.0875	岩手	38	銚田	0.0720	茨城
5	草津	0.1168	滋賀	22	鯖江	0.0869	福井	39	大田	0.0713	東京
6	渋谷	0.1153	東京	23	世田谷	0.0833	東京	40	練馬	0.0710	東京
7	浦安	0.1152	千葉	24	新宿	0.0821	東京	41	武蔵野	0.0706	東京
8	目黒	0.1066	東京	25	行方	0.0805	茨城	42	那須烏山	0.0703	栃木
9	美作	0.1062	岡山	26	高梁	0.0804	岡山	43	市川	0.0703	千葉
10	美濃加茂	0.1048	岐阜	27	文京	0.0800	東京	44	中野	0.0700	東京
11	美馬	0.1047	徳島	28	留萌	0.0789	北海道	45	中津川	0.0699	岐阜
12	さくら	0.1036	栃木	29	豊島	0.0787	東京	46	夕張	0.0699	北海道
13	台東	0.1020	東京	30	みよし	0.0777	愛知	47	浅口	0.0697	岡山
14	室戸	0.0981	高知	31	中央	0.0773	東京	48	東松山	0.0689	埼玉
15	品川	0.0929	東京	32	白河	0.0768	福島	49	京丹後	0.0684	京都
16	釜石	0.0927	岩手	33	防府	0.0746	山口	50	国分寺	0.0675	東京
17	港	0.0924	東京	34	安芸	0.0741	高知				

※ 自治体合併、東日本大震災等の影響と考えられる異常値(0.1以上)は除外した。

から、変動期を十分に取込みできなかったのかもしれない。

次に、得られた共和分推計式の残差を長期均衡値からの短期的な乖離とみなしたうえで、各市区の地価の短期変動を確認する。2006年以降2012年までの地価の短期変動を、標本標準偏差として算出し、都道府県別に降順で表したのが付図2-1~2-2である。縦軸が短期変動の大きさを示す。東京都の都心エリアや他首都圏、名古屋、大阪、神戸といった都道府県庁所在地に属する市区が大きな変動を示しているものの、必ずしも大都市の値が一番大きなわけではなく、小規模の市が大きな変動を示している場合も確認できる¹⁶⁾。それでも、都心部へのアクセスがしやすいエリア、大規模な再開発が行われたエリア、そしていわゆるブランド住宅地を有するような都市圏に属する市区が大きな変動を示す傾向がみてとれる。

全体としての変動上位50市区を表4で確認すると、東京都だけで1/3を占め、そのほとんどが区内の都心部であり、東北、北関東、中部、

中国・四国といった他エリアの倍以上ランクインしていることがわかる。これらから、地価がそのファンダメンタルズから大きく乖離し、短期変動が発生したエリアは都市圏において顕著であることが示唆された。次節では、求めた均衡地価と現実の地価との乖離がどの程度の速度で修正されていくのかを、ECM型地価関数を用いて検証する。

IV-3 ECM型地価関数の推計

前節で求めた完全予見の長期均衡モデルから算出された残差を誤差修正項(ECT_{it})としたうえで、ECM(誤差修正モデル)型地価関数を次のように設定し、パネル推計を行う。これは当期の地価変化率を、前期における長期均衡値との乖離 $ECT_{i,t-1}$ と、他の短期変動に影響を与える変数群 Δz_{it} で回帰するものである。被説明変数の地価変動率は、前節同様、加重平均地価を用いたもの $\Delta p_{w,it}$ および算術平均地価 $\Delta p_{A,it}$ の2種類を用意する。誤差修正項の符号条件は、前期に生じた乖離を修正しようと働く

16) 本推計は自治体間でいわゆる「平成の大合併(1999年~2010年)」が実施された期間にあたる。そのため、中小規模の市がいくつかの町村をまとめて吸収合併した場合などは、平均地価の大幅な変動が生じたことが考えられる。また、東日本大震災(2011年)を受けて、被災3県(岩手県、宮城県、福島県)の基礎自治体においては、ファンダメンタルズ以外の要因が大きく影響したことが考えられる。

表5 ECM型地価関数

モデル名	ECM(1-a)	ECM(1-b)	ECM(2-a)	ECM(2-b)
被説明変数	$\Delta p_{W,it}$		$\Delta p_{A,it}$	
推定期間	2006-2012			
$ECT_{i,t-1}$	-0.599 (-50.19)***	-0.632 (-52.76)***	-0.571 (-50.03)***	-0.602 (-52.92)***
Δbiz_{it}	0.001 (0.46)	0.073 (3.43)***	0.029 (1.48)	0.088 (4.45)***
Δpop_{it}	-0.234 (-2.87)***	-0.242 (-3.02)***	-0.245 (-3.22)***	-0.246 (-3.31)***
Δy_{it}		0.011 (0.73)		0.019 (1.34)
$\Delta r_{i,t}$		-0.005 (-12.04)***		-0.005 (-12.78)***
\bar{R}^2	0.469	0.492	0.473	0.499
S.E.	0.033	0.033	0.031	0.030
AIC	-3.79	-3.83	-3.93	-3.98
SBIC	-2.52	-2.56	-2.66	-2.71
市区数	809			
サンプル数	4022			

※1 Fixed Effect Modelによる推定(EViews ver. 8を使用)

※2 ()内の数値はt値。***は1%水準で有意であることを示す。定数項は省略。

※3 AICは赤池情報量規準, SBICはシュワルツ・ベイズ情報量規準を示す。

ため $-1 < \theta < 0$ の負値であることが予想される。 α は定数項, β は係数ベクトル, ε_{it} は誤差項とする。

$$\Delta p_{it} = \alpha + \theta \cdot ECT_{i,t-1} + \beta \Delta \mathbf{z}_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (16)$$

今回, ECMは $\Delta p_{W,it}$, $\Delta p_{A,it}$ それぞれ2タイプを推計する。 $\Delta \mathbf{z}_{it}$ に単位面積当たり事業所数変化率 Δbiz_{it} , 人口密度変化率 Δpop_{it} を含めたECM(1-a), ECM(2-a)と, さらに可住地単位面積あたり課税対象所得変化率 Δy_{it} と実質金利の1期前変化幅 $\Delta r_{i,t-1}$ を追加したECM(1-b), ECM(2-b)である。事業所数変化率は市区内の事業所サイドからみた経済力の動態を測るための変数である。才田他(2004)や中村・才田(2007)は貸出残高前年比で分析したが, 本稿では事業所数の変化率をその代理変数として位置付けた。

人口密度変化率(人口成長率)は少子高齢社会への移行を鑑み, 人口動態の影響をみるために導入した。課税対象所得変化率と実質金利の1期前変化幅は共和分分析でもレベル変数として用いたが, 短期変動の経済的重要性を鑑み, それぞれ変化率, 変動幅に変換したうえで再度導入した。実質金利の1期前変化幅は, 地価にマ

イナスに働き, その他はプラスに働くと考えられる。パネル推計の方法は, 共和分検定の節での論点をふまえて固定効果モデルを採用した。対応するデータとして以下を選定した。

- ・人口密度 pop : 総務省『住民基本台帳』に掲載されている市区別総人口を, 可住地面積で割って算出した。密度の増加とともに住宅需要が高進するため, 地価にプラスに働くと考えられる。対数差分で人口成長率の近似と解釈でき, 被説明変数も変化率とすることで, 弾力性の観点から結果を考察できる。
- ・事業所数 biz : 市区内事業所数を可住地面積で割って基準化したものを, 変化率の形で用いる。データは総務省統計局の『事業所・企業統計調査』(2006年まで)と, 『経済センサス』(2009年以降)から入手した。ただし, 年次データではないため線形補間を施してある。

推定結果は表5に示される。修正済み決定係数から, どのモデルにおいても約50%のあてはまりでありまずまずといえよう。誤差修正項の係数はいずれも約-0.6であり, 1%水準で有意であった。これは, 前年に生じたファンダメ

ンタルズ価格との乖離の約6割を、当年で修正するメカニズムが確認されたことになる。この値は才田他(2004)で示された値と極めて近いものであった。データ集計単位(都道府県か市区か)および短期動学を決める説明変数が若干異なるものの、ECM型地価モデルにおける誤差修正パラメータの妥当性が追認できた意義は大きいといえよう。一方で、人口密度変化率の係数はおよそ-0.24であり、符号条件は想定と逆であった。

ECM(1-a), ECM(2-a)では事業所数変化率の係数がプラスであるものの有意でなかった。一方、ECM(1-b), ECM(2-b)では全ての変数が1%水準で有意であった。弾性値から判断すると、人口動態の地価に与える影響は、事業活動の動態に比べ3倍程度、所得の変動に対しては13~22倍も大きいことが示された。実質金利変動の係数はいずれも-0.005で有意であった。ただし、符号条件は想定通りであるものの、地価に対する影響は他の要因に比べてかなり小さいようだ。なお、どのモデルで比較しても、特段、加重平均地価を用いたモデルの優位性が高いという結果は得られなかった。

今回推計した4つのどのモデルからも、ファンダメンタルズ・モデルでは考慮されていたかった人口動態の影響が、短期地価変動に有意かつ大きく寄与していることが示された。係数がマイナスであったことは解釈に困る点であるが、時系列方向のサンプル期間が6年と短かったことを考えると、より長期にわたる推計をすることで、結果が変わってくるかもしれない¹⁷⁾。あるいは、単純な人口動態ではなく、生産年齢人口や高齢者人口、またはそれらの比率といったより細分化された変数を適切に用いることで、地価にプラスに働く結果が導出できるかもしれない。可住地面積を一定とした場合、人口密度の変化は、出産、死去といった自然増

減に加え、転出入といった社会的増減が影響する。地価の適正な成長が、担保価値の上昇を通じ、マクロ経済活動水準に寄与すると考えるならば、今後更なる詳細な人口動態をモデルに取り入れた分析が一つのトレンドとなっていくだろう。

IV-4 追加分析

追加分析として、前節同様、共和分分析に基づく長期均衡モデル(ファンダメンタルズ・モデル)、および長期均衡関係の存在を仮定しないモデルの2つについて分析を行う。まず、共和分関係の存在を仮定したモデルについて、(11)式では y_{it} および $p_{i,t+1}^e$ にパラメータ制約を付していたが、その制約を緩めて個別のパラメータを設定する。これは代理変数を用いることによって理論との整合性が低下することへの対応でもある(モデルADD1およびADD2)。また、(11)式では1期前の課税対象所得を含めたが、才田他(2004)は当期の所得のみのモデルを推計している。レントの代理変数としての妥当性を鑑みるに、モデルをよりコンパクトにした方が良いのかもしれない。そこで $y_{i,t-1}$ を除いて、よりシンプルなモデルを構築しパネル推計を実施する(モデルADD3およびADD4)。加重平均地価の有用性を確認するため、それぞれ加重平均地価と単純平均地価による推計を行う。共和分関係が認められる場合にはさらに誤差修正項を準備し、短期動学に基づく誤差修正モデルを推計する。その際の推計モデルには Δy_{it} と Δr_{it} を加えたものと、そうでないパターンの2モデルを用意した。

上記推計結果は表6に示される。長期均衡モデルでは前期の所得を含めているモデル(ADD1およびADD2)で約0.4、当期のみのモデル(ADD3およびADD4)で約0.3となり、前節の結果より若干低下した。一方で、自己実現的な

17) 才田他(2004)では人口成長率を説明変数に用いているが、本推計同様、他の要因に比べかなり大きな係数となっている。ただし、符号はプラスであり本推計とは異なる。これはサンプル期間を1977年~2002年とかなり長かつたためであろう。

表 6 追加分析
長期均衡モデル (ファンダメンタルズ・モデル)

モデル名	ADD1	ADD2	ADD3	ADD4
被説明変数	$p_{W,it}$	$p_{A,it}$	$p_{W,it}$	$p_{A,it}$
$\beta_{i,t+1}^*$	0.636(46.29)***	0.675(48.87)***	0.681(63.52)***	0.707(66.86)***
y_{it}	0.292(13.80)***	0.273(13.50)***	0.350(25.35)***	0.324(24.53)***
$y_{i,t-1}$	0.148(6.53)***	0.127(5.92)***		
r_{it}	-0.001(-0.77)	-0.001(-0.68)	0.001(1.20)	0.001(1.20)
\bar{R}^2	0.998	0.998	0.998	0.998
S.E.	0.040	0.038	0.040	0.038
AIC	-3.436	-3.548	-3.443	-3.552
SBIC	-2.163	-2.274	-2.351	-2.459
ADF	-49.92	-50.69	-56.93	-59.21

ECM 型地価関数 (短期変動モデル)

モデル名	ECM(ADD 1a)	ECM(ADD 1b)	ECM(ADD 2a)	ECM(ADD 2b)	ECM(ADD 3a)	ECM(ADD 3b)	ECM(ADD 4a)	ECM(ADD 4b)
被説明変数	$\Delta p_{W,it}$	$\Delta p_{A,it}$						
$ECT_{i,t-1}$	-0.997(-109.0)***	-1.044(-123.1)***	-1.000(-119.7)***	-1.041(-138.6)***	-0.999(-130.2)***	-1.023(-142.8)***	-1.000(-138.7)***	-1.021(-154.7)***
Δbiz_{it}	-0.129(-10.11)***	-0.146(-12.16)***	-0.127(-11.54)***	-0.149(-14.69)***	-0.041(-3.70)***	-0.084(-7.82)***	-0.049(-4.99)***	-0.093(-9.91)***
Δpop_{it}	-0.292(-5.82)***	-0.190(-4.16)***	-0.250(-5.77)***	-0.147(-3.83)***	-0.180(-4.06)***	-0.108(-2.64)***	-0.147(-3.75)***	-0.076(-2.12)**
Δy_{it}		0.205(23.69)***		0.198(27.23)***		0.198(25.20)***		0.193(28.20)***
Δr_{it}		-0.002(-9.44)***		-0.002(-9.66)***		-0.001(-4.09)***		-0.001(-4.05)***
\bar{R}^2	0.798	0.834	0.828	0.866	0.823	0.848	0.841	0.869
S.E.	0.021	0.019	0.018	0.016	0.019	0.018	0.017	0.016
AIC	-4.755	-4.952	-5.054	-5.301	-4.889	-5.044	-5.127	-5.317
SBIC	-3.483	-3.677	-3.781	-4.025	-3.797	-3.949	-4.035	-4.221

共和分関係なしモデル

モデル名	ADD 5	ADD 6
被説明変数	$\Delta p_{W,it}$	$\Delta p_{A,it}$
Δy_{it}	0.061(3.13)***	0.076(4.17)***
Δbiz_{it}	0.024(0.95)	0.042(1.80)*
Δpop_{it}	0.494(6.77)***	0.353(5.16)***
Δr_{it}	-0.000(-0.16)	-0.001(-1.07)
\bar{R}^2	0.014	0.013
S.E.	0.046	0.043
AIC	-3.324	-3.450
SBIC	-3.317	-3.443

※ 1 Fixed Effect Model による推定, 推定期間はいずれも 2006-2012 年。
 ※ 2 () 内の数値は t 値。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意であることを示す。
 ※ 3 AIC は赤池情報量規準, SBIC はシュワルツ・ベイズ情報量規準, ADF は Kao (1999) によるパネル共和分検定の検定統計量を示す。

期待が形成される程度はどのモデルも0.7程度となり、前節の結果に比べ若干上昇した。実質金利については符号条件が安定せず、係数の有意性はどのモデルも低かった。Kao (1999) に基づく共和分検定からは、いずれのモデルも変数間の長期均衡関係の存在を強く示唆する結果となった。なお、詳細は省略するが、前節同様ハウスマン検定を実施し、固定効果モデルを採用した。

全てのモデルで長期均衡関係が認められたことから、長期均衡値からの乖離を誤差修正項とし、引き続いて短期変動モデルとしてのECM型地価関数を推計した(ECM (ADD 1a~ADD 4b))。修正済み決定係数はいずれも0.8程度と良好であるものの、誤差修正項の係数がほぼ1となり、前期に生じた乖離幅が1年でほぼ完全に修正されるという結果となった。事業所数変化率および人口密度変化率の係数はマイナスでしかも5%水準で有意となった。課税対象所得変化率の係数はいずれのモデルにおいてもプラスで有意であり、弾力性の観点から比較すると、所得要因が事業所、人口要因に比べ最も大きくなっていった。実質金利変動の係数はいずれも-0.001程度で有意であった。想定通りの符号条件であるが地価に対する影響は前節のモデル同様、他の要因に比べてかなり小さいようだ。

最後に、共和分関係の存在を仮定しないモデルを推計する。この場合は単純に、長期・短期の区別なく1階の差分をとった変数を用いている(モデルADD 5およびADD 6)。共和分関係に基づく長期均衡メカニズムを考慮しないため、均衡値との乖離による誤差修正は行われなない。そのため、修正済み決定係数でみたあたりはあまりが極端に悪くなり、事業所、金利変数のパラメータが5%水準で有意とならなかった。

なお、これも前節同様にどのモデルで比較しても、特段、加重平均地価を用いたモデルの優位性が高いという結果は得られなかった。

V まとめ

ファンダメンタルズ・モデルに基づく地価の理論値が、実際の住宅地地価並びにその変動をどの程度説明できるかについて、共和分分析の手法を援用し実証的な検証を行った。その際、従来の先行研究に比べ推計精度を向上させるため、クロスセクションの単位エリアをより細分化し、市区別のパネルデータを構築した。地価データ以外についても、市区別のパネルデータを構築するに際し、数々の観測されないデータがあることに対しては、代理変数を用いることや、GISを活用した位置情報からデータを作成したりすることで対応した。

パネル共和分分析の結果、ファンダメンタルズ・モデルによる長期均衡関係が確認された。長期均衡地価の形成に大きく寄与していたのは、レントの代理変数としての課税対象所得と、自己実現的なバブル生成の可能性を包含する将来地価に対する期待、それと実質金利であった。求められた長期均衡地価からの短期的な変動は、中核的な都市部の市区で比較的顕著に表れたが、必ずしも都道府県庁所在地とは限らなかった。

さらに、長期均衡地価からの乖離を修正するメカニズムを内包したECM型の地価関数をパネル推計することで、短期動学的な観点から地価変化率の構成要因を探った。いくつかのモデルを検証した結果、理論地価と実際の地価は、短期的に乖離したとしても次年にはその6割程度が均衡地価の方向に収束することが示された。この結果は、先行研究とかなり一致するものであった。

短期動学の検証のために用いたほとんどの変数は、モデル毎のパラメータやその有意性が不安定であり、限られた影響度しか示さなかった。一方で、人口動態変数のパラメータはどのモデルにおいても有意かつ大きな影響を示すものだった。今世紀初頭に日本の総人口がピークア

ウトしてしまった現状を鑑みるに、今後、このような地価関連モデルにおける人口動態要因の位置付けが一層クローズアップしていくものと考えられる。

なお、追加分析を含む全ての長期均衡地価関数およびECM型地価関数で、加重平均地価よりむしろ単純平均地価によるモデルが支持された。地価の変動期における対マクロ経済インパクトを適切に評価するために考案された加重平均地価であるが、本稿での対象が7期(2006年～2012年)と若干短く、変動期を十分に取り込めなかったのかもしれない。

今回は得田(2012)に比してクロスセクション方向に大きく拡大したパネルデータを用いた。今後はデータ整備のより効率的なシーケンスを確立したうえで時系列方向にも拡張させ、バブル期を含めたより長期にわたる“マクロ経済分析におけるビックデータ”の構築を模索していきたい。また、Sato(1995)のように、金融ストック関連指標を導入したうえで金融政策的な観点から考察することは今後の課題とする。

【付記】

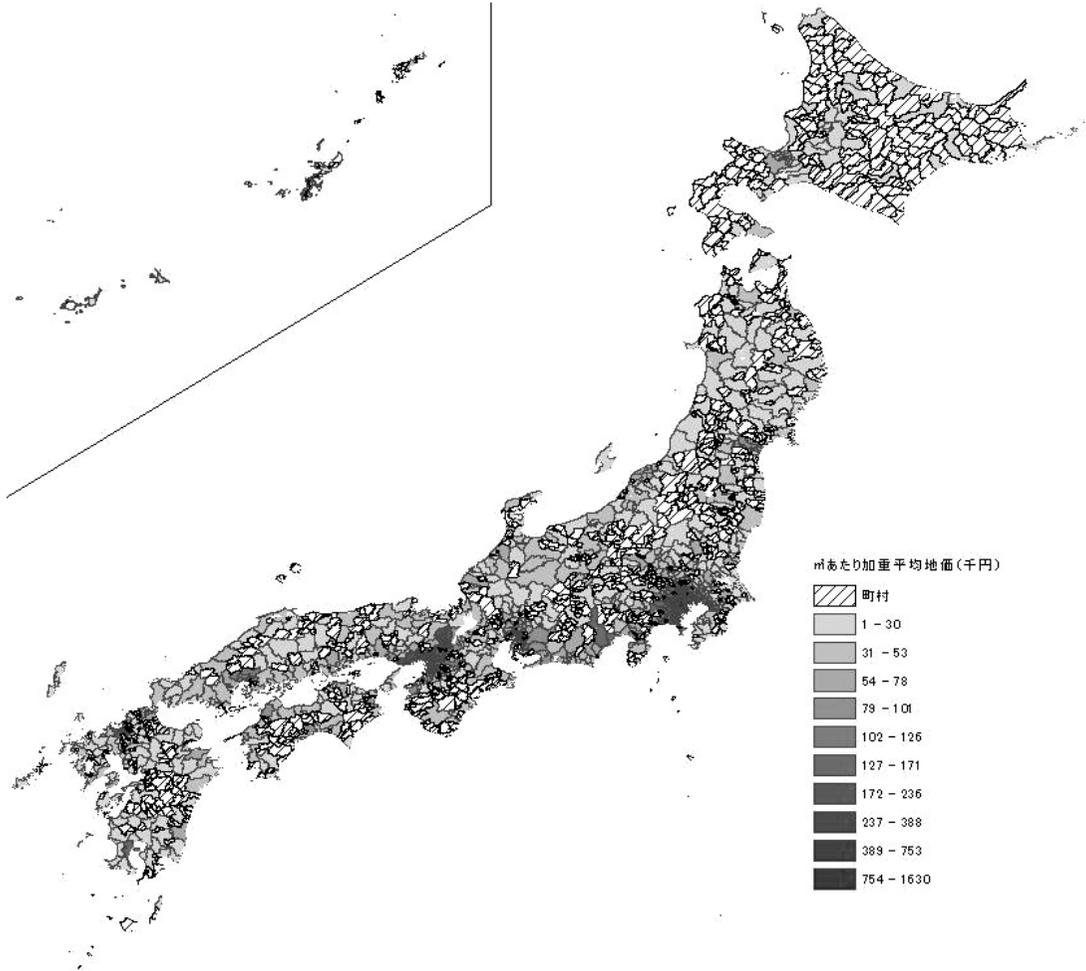
本稿は滋賀大学科研費連動型研究助成による研究成果の一部である。

参考文献

- Abraham, J. M. and P. H. Hendershott (1996), “Bubbles in Metropolitan Housing Markets”, *Journal of Housing Research* Vol.7, Issue 2, pp.191-207.
- Aoki, K., J. Proudman and G. Vlieghe (2002), “House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach”, *Journal of Financial Intermediation* 13, pp.414-435.
- Arestis, P. and M. Sawyer (2002), “‘New Consensus,’ New Keynesianism, and the Economics of the ‘Third Way’”, *Economics Working Paper Archive* No.364, pp. 1-10.
- Baltagi, B. H. (2013), “Econometrics Analysis of Panel Data, 5th”, West Sussex, England: John Wiley and Sons.
- Bernanke, Ben S., and Mark Gertler (1999), “Monetary Policy and Asset Price Volatility”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Fourth Quarter, pp. 17-51.
- Campbell, J. Y., and R. J. Shiller (1988), “Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends”, *Journal of Finance*, XLIII, pp.661-676.
- Capozza, D., P. Hendershott, and C. Mack, (2004), “An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local Housing Markets,” *Real Estate Economics*, 32, pp.1-32.
- Case, K. E. (2000), “Real Estate and the Macroeconomy”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2000, No. 2, pp. 119-162.
- Clapp, J. M. (1990), “A Methodology for Constructing Vacant Land Price Indices”, *AREUEA Journal*, Vol. 18, No.3, pp.274-293.
- Davis, M. A., and J. Heathcote, (2005), “Housing and the Business Cycle,” *International Economic Review*, 46, pp.751-784.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993), “Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics* 33, pp.3-56.
- Fujiwara, Ipppei, Naoko Hara, Yasuo Hirose and Yuki Teranishi (2005), “The Japanese Economic Model (JEM),” *Money and Economic Studies* 23, 61-142.
- Gomme, P., and P. Rupert, (2007), “Theory, Measurement and Calibration of Macroeconomic Models,” *Journal of Monetary Economics*, 54, pp.460-497.
- Hausman, Jerry A. (1978), “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, pp.1251-1272.
- Iacoviello, M. and S. Neri (2010), “Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(2), pp.125-64.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003): “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115, pp.53-74.
- Kao, Chihwa D. (1999), “Spurious Regression and Residual-Based Test for Cointegration in Panel Data,” *Journal of Econometrics*, 90, pp.1-44.
- Lamont, O. and J. C. Stein (1999), “Leverage and House-Price Dynamics in U.S. Cities”, *RAND Journal of Economics* Vol.30, No.3, pp.498-514.
- Levin, A., CF. Lin, and CS. James Chu (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108, pp.1-24.
- Malpezzi, S. (1999), “A Simple Error Correction Model of House Prices”, *Journal of Housing Economics* 8, pp. 27-62.
- Meen, G. (2002), “The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?”, *Journal of Housing Economics* 11, pp.1-23.
- Potepan, M. J. (1996), “Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rent and Land Prices”,

- Real Estate Economics* Vol.24, No.2, pp.219-245.
- Sato, Kazuo (1995), "Bubbles in Japan's Urban Land Market: An Analysis," *Journal of Asian Economics*, Vol.6, No.2, pp. 597-625.
- 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, 浅古和美・福田慎一・吉野直行編, 東京大学出版会, pp.219-247.
- 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, pp.67-98.
- 大越利之(2012), 「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—」『土地総合研究』2012年夏号, pp.41-52.
- 粕谷宗久・福永一郎(2003), 「金融政策効果のレジーム変化: 円滑遷移 VAR モデルによる分析」『Working Paper 03-7』日本銀行, pp.1-68
- 川口有一郎(2013), 『不動産エコノミクス』, 清文社
- 北岡孝義(2008), 「マクロ経済変動と地価—都道府県別地価のパネル分析—」, 『広島大学経済論叢』, Vol.32, No.2, pp.23-32.
- 北坂真一(2003), 「金融政策の非対称効果—LST-VARモデルによる検証」『日本の金融問題』第5章, 林俊彦・松浦克己・米澤康博編, 郵政研究所研究叢書, pp.113-130.
- 北村行伸(2003), 「パネルデータ分析の新展開」, 『一橋大学経済研究』Vol.54, No.1, pp.74-93.
- 才田友美・橋永久・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
- 清水千弘・唐渡広志(2007), 『不動産市場の計量経済分析』, 朝倉書店
- 白塚重典(2001), 「資産価格と物価: バブル生成から崩壊にかけての経験を踏まえて」『金融研究』日本銀行, pp.289-316.
- 得田雅章(2010), 「金融政策の実体経済への影響」『平成不況』文真堂, pp.201-225.
- (2012), 「パネルデータを用いた均衡地価分析: 首都圏・中部圏・近畿圏主要都市について」, 『滋賀大学経済学部リスク研究センター CRR Discussion Papers』No. J-30, pp.1-17.
- 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
- 西村清彦編(2002), 『不動産市場の経済分析』, 日本経済新聞社
- 松浦克己・コリン・マッケンジー(2009), 『ミクロ計量経済学』, 東洋経済新報社

付図1 全国市区の加重平均地価分布



※国土交通省の都道府県地価調査データをもとに筆者計算。描画ソフトは ArcGIS for Desktop を用いた。なお、全国を9つのエリアに分割したカラー拡大図は筆者ホームページに掲載している。

(<http://www.biwako.shiga-u.ac.jp/sensei/m-tokuda/>)

付図2-2 都道府県別にまとめた市区の短期変動(続き)

滋賀県	京都府	大阪府	兵庫県	奈良県	和歌山県	鳥取県	島根県	岡山県	広島県	山口県	徳島県
草津 0.117	京丹後 0.068	●大阪 0.049	豊岡 0.052	御所 0.045	田辺 0.039	倉吉 0.035	雲南 0.034	美作 0.106	安芸高田 0.061	防府 0.075	美馬 0.105
米原 0.052	舞鶴 0.034	門真 0.049	芦屋 0.049	葛城 0.041	有田 0.036	●鳥取 0.029	浜田 0.029	新見 0.091	備後府中 0.056	周府 0.045	鳴門 0.058
野洲 0.048	●京都 0.033	寝屋川 0.044	川西 0.047	五條 0.041	紀の川 0.034	米子 0.029	安来 0.022	高梁 0.080	呉 0.055	長門 0.039	阿南 0.052
近江八幡 0.047	綾部 0.031	阪南 0.044	●神戸 0.046	大和郡山 0.032	御坊 0.034	境港 0.021	大田 0.022	浅口 0.070	竹原 0.046	山崎小野田 0.036	阿波 0.040
湖南 0.041	向日 0.028	豊中 0.035	西脇 0.043	生駒 0.030	●和歌山 0.021	●松江 0.020	総社 0.047	江田島 0.045	美祿 0.034	小松島 0.037	0.033
東近江 0.035	木津川 0.026	吹田 0.034	三田 0.042	桜井 0.030	岩出 0.019	益田 0.015	真庭 0.044	宇部 0.043	●山口 0.032	●徳島 0.033	0.026
栗東 0.033	宮津 0.026	河内長野 0.033	丹波 0.042	宇陀 0.029	新宮 0.019	江津 0.014	笠岡 0.033	廿日市 0.042	岩国 0.030	三好 0.026	0.026
守山 0.033	亀岡 0.026	大東 0.033	篠山 0.041	橿原 0.026	橋本 0.018	出雲 0.011	赤磐 0.032	大竹 0.042	下松 0.028		
甲賀 0.032	長岡京 0.026	東大阪 0.033	西宮 0.039	香芝 0.025	海南 0.014		備前 0.032	尾道 0.041	萩 0.023		
●大津 0.025	京田辺 0.026	四條畷 0.032	加西 0.036	●奈良 0.024			津山 0.029	三原 0.038	光 0.023		
彦根 0.024	八幡 0.025	茨木 0.032	尼崎 0.036	天理 0.024			瀬戸内 0.025	庄原 0.034	柳井 0.018		
滋賀高島 0.019	城陽 0.023	枚方 0.032	宝塚 0.035	大和高田 0.022			倉敷 0.017	広島島 0.032			
	宇治 0.019	守口 0.031	伊丹 0.033				●岡山 0.015	福山 0.020			
	福知山 0.017	箕面 0.029	洲本 0.029				●広島 0.017				
		交野 0.029	明石 0.028								
		貝塚 0.029	相生 0.027								
		高槻 0.028	南あわじ 0.026								
		松原 0.028	穴栗 0.025								
		堺 0.027	淡路 0.024								
		岸和田 0.027	加古川 0.024								
		八尾 0.027	朝来 0.024								
		柏原 0.026	三木 0.021								
		高石 0.026	加東 0.019								
		池田 0.025	姫路 0.017								
		摂津 0.024	小野 0.017								
		泉佐野 0.024	高砂 0.015								
		藤井寺 0.024	赤穂 0.009								
		泉南 0.021	養父 0.009								
		泉大津 0.021	たつの 0.008								
		和泉 0.020									
		富田林 0.020									
		大阪狭山 0.018									
		羽曳野 0.018									
香川県	愛媛県	高知県	福岡県	佐賀県	長崎県	熊本県	大分県	宮崎県	鹿児島県	沖縄県	
善通寺 0.039	八幡浜 0.053	室戸 0.098	行橋 0.035	小城 0.037	五島 0.060	宇城 0.037	竹田 0.063	日南 0.092	垂水 0.056	石垣 0.055	
さぬき 0.035	新居浜 0.037	安芸 0.074	岩若 0.033	●佐賀 0.036	松浦 0.046	阿蘇 0.035	梓桑 0.057	小林 0.053	枕崎 0.042	宮古島 0.045	
坂出 0.034	西条 0.033	須崎 0.072	朝倉 0.033	伊万里 0.031	諫早 0.043	玉名 0.033	中津 0.056	串間 0.023	霧島 0.041	豊見城 0.041	
丸亀 0.033	今治 0.032	●高知 0.056	北九州 0.033	多久 0.028	志岐 0.041	山鹿 0.031	豊後大野 0.053	延岡 0.019	奄美 0.038	浦添 0.036	
東かがわ 0.030	西子 0.019	四万十 0.055	宗像 0.031	武雄 0.026	大村 0.036	人吉 0.030	佐伯 0.048	西都 0.015	南さつま 0.032	うるま 0.033	
●高松 0.022	●松山 0.015	土佐津水 0.047	久留米 0.031	錦野 0.023	平戸 0.036	荒尾 0.030	●大分 0.043	えびの 0.015	阿久根 0.032	南城 0.024	
三豊 0.020	宇和島 0.014	南国 0.037	小郡 0.030	鳥栖 0.022	島原 0.025	●熊本 0.029	由布 0.040	●宮崎 0.013	指宿 0.031	名護 0.022	
観音寺 0.016	大洲 0.013	香南 0.037	大川 0.030	唐津 0.022	雲仙 0.019	上天草 0.028	別府 0.039	●都府 0.012	薩摩川内 0.029	●那覇 0.021	
	四国中央 0.013	土佐 0.036	柳川 0.030	鹿島 0.021	対馬 0.018	合志 0.025	豊後高田 0.039	日向 0.011	南九州 0.026	糸満 0.015	
	東温 0.012	宿毛 0.019	みやま 0.030	神埼 0.017	西海 0.016	水俣 0.025	国東 0.023		日置 0.023	沖繩 0.013	
	伊予 0.012		●福岡 0.029		●長崎 0.015	菊池 0.023	宇佐 0.019		曾於 0.021	宜野湾 0.013	
			飯塚 0.028		南島原 0.007	宇土 0.021	日田 0.015		鹿屋 0.021		
			豊前 0.026			八代 0.017	白杵 0.013		伊佐 0.018		
			中間 0.025			天草 0.016	津久見 0.011		いちき串木野 0.017		
			直方 0.025						●鹿児島 0.016		
			福津 0.025						西之表 0.015		
			古賀 0.023						始良 0.015		
			大牟田 0.022						志布志 0.014		
			うきは 0.020								
			筑後 0.020								
			田川 0.019								
			春日 0.018								
			太宰府 0.017								
			筑紫野 0.017								
			大野城 0.017								
			嘉麻 0.014								
			糸島 0.012								

Real Estate Price and Real Economy: Validity of the Fundamentals Model on Residential Land Prices

Masaaki Tokuda

The purpose of this paper is to empirically verify the validity of the fundamentals model on residential land prices from the view of long-run equilibrium and short-term dynamics. First, the national panel data classified by municipal district were consolidated. Next, the equilibrium land prices were derived by panel cointegration analysis. Finally, the error correction models were estimated, though some were not observed in the variables required for analysis. In surveying and data consolidation, GIS (geographic information system) was utilized for the geographical distribution. Two versions of the aggregate land price data for every unit area were prepared — the weighted average and the arithmetic average, and these were analyzed in comparison. In various panel estimations, the fixed effects model was adopted.

A long-run equilibrium relation was observed by our fundamentals model as the result of panel cointegration analysis. Taxable income, expectation for future land prices, and real interest rates greatly contributed to the formation of the long-run equilibrium land price. The short-term fluctuation from the long-run equilibrium value appeared comparatively, notably in the municipal districts of the major urban areas. However, it was not necessarily a government building location in all prefectures.

Next, the composition factor of the change rate of land prices was explored from the view of short-term dynamics by carrying out a panel estimation of the ECM-type land price function. As a result of examining several models, we confirmed that, even if short-term deviation occurred in both theoretical and actual land prices, about 60 percent of the deviation width is corrected the following year. These were in agreement with the quantitative consequence of the previous work.

Many variables used for the verification of short-term dynamics were unstable for the parameters for each model, or its significance. They also showed only a limited degree of incidence. On the other hand, the population variable parameter showed significant and substantial influence in every model. In addition, the model by arithmetic average land price was supported by the weighted average land price, with all the long-run equilibrium land price functions and the ECM-type land price functions, including additional analysis.