

関西圏住宅地の価格形成要因分析

—彦根市と西宮市、JR 琵琶湖線沿線エリアと阪神間の比較をケースとして—

得田 雅章[†]

1. はじめに

2009 年以降、政府は景気対策あるいは住宅政策の一環として、住宅ローン減税制度を拡充することや、住宅金融支援機構を通じた低金利融資を行っている。当然その背景には GDP 等実体経済への波及効果を見越しているのだが、住宅に関する資産と実体経済とのつながりの程度や因果の方向性、さらには空間的な環境質との関連性をどうとらえるべきであろうか。

不動産資産とりわけ住宅地用の不動産は一般的に株式資産などとは異なり、個々に条件が異なるという個別性を有する。またその多くが一般消費者にとってはかなりの高額となるうえ相対取引である。そのため流動性リスクが高くなりがちで、価格付けをどう評価するかが重要となってくる。

こうした点から住宅地価格の形成要因を探ることは重要であるが、先行研究の多くはマクロデータを用いて全国ないしは首都圏を網羅的に検証したものが多く、ミクロの個別データを用いた分析でもその大半は東京都（区部）となっている。そこで本論では対象エリアを関西圏とする。実証分析ではまず、アグリゲートされたデータで時系列的な変化および実体経済との関連を確認し、そのうえで個別の鑑定地価調査地点の価格形成要因を調べる。調査地点は彦根市（滋賀県）と西宮市（兵庫県）、JR 琵琶湖線沿線と阪神間をケースとして取り上げる。これらの比較において、地価の鑑定ポイントにいわゆるブランド住宅地を含むエリアとそうでないエリアとの差異が明らかになる。

鑑定地価としては国土交通省地価公示と道府県地価調査がよく利用され、ウェブ上に全国全地点の価格関連情報が公開されておりアクセシビリティが高い。地価を説明できる要因全てが 1 カ所に集約されているならばワンストップサービスとして効率的である。公開されている関連データでどの程度当該地価を説明できるのかを定量的に検証することは有益であろう。そこで、本論の推計に用いる変数は、そのほとんどを国土交通省の土地総合情報システムから入手する。

次節ではミクロ・マクロの側面ならびに時系列・クロスセクショナルの側面から理論的に整理する。第 3 節では実証分析を行う。時系列面では VAR モデルを活用し、クロスセクションおよびパネル分析には HVM（ヘドニック価値モデル）を取り上げる。第 4 節はまとめとする。

2. 地価理論・先行研究

2.1. 住宅地価格のファンダメンタルズ・モデル

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¹。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

[†] 滋賀大学経済学部 E-mail : m-tokuda@biwako.shiga-u.ac.jp

¹ 資産市場の部分均衡分析と称する場合もある。

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表す。

$$\frac{E_t \left\{ (q_{t+1} + d_{t+1}) / p_{t+1} \right\}}{q_t / p_t} - 1 = i_t - E_t (\pi_{t+1}) + \theta_t \quad (1)$$

ここで、 q_t = t 期の住宅地価格、 d_t = t 期の帰属地代、 p_t = t 期の物価水準、 i_t = t 期の名目 (安全資産) 利子率、 π_t = t 期のインフレ率、 θ_t = t 期のリスクプレミアム、 E_t は t 期の期待オペレーターである。(1)式を実質住宅地価格式として書き直し、

$$q_t / p_t = \frac{E_t (q_{t+1} / p_{t+1}) + E_t (d_{t+1} / p_{t+1})}{1 + i_t - E_t (\pi_{t+1}) + \theta_t} \quad (2)$$

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、

$$q_t / p_t = \frac{E_t (q_{t+2} / p_{t+2})}{\prod_{j=1}^2 \{1 + i_{t-1+j} - E_t (\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} + E_t \sum_{k=1}^2 \left[\frac{(d_{t+k} / p_{t+k})}{\prod_{j=1}^2 \{1 + i_{t-1+j} - E_t (\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} \right] \quad (3)$$

となる。同様の逐次代入を T 期まで繰り返すと、

$$q_t / p_t = \frac{E_t (q_{t+T} / p_{t+T})}{\prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t (\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} + E_t \sum_{k=1}^T \left[\frac{(d_{t+k} / p_{t+k})}{\prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t (\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} \right] \quad (4)$$

が導かれる。T を無限大にし、(4)式右辺第 1 項が 0 に収束する、すなわち、

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t (\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\} = \infty \quad (5)$$

と仮定する。この仮定は昨今のデフレ状況下ではさらに妥当性を高めていると考えられる。さらに、

$$q_t^* / p_t^* = E_t \sum_{k=1}^{\infty} \left[\frac{(d_{t+k} / p_{t+k})}{\prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t (\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} \right] \quad (6)$$

と定義すると、結局

$$q_t / p_t = q_t^* / p_t^* \quad (7)$$

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子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+期待実質利子率+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、

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

という関係を有する。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。

本論では(6)式を住宅地価格のファンダメンタルズ・モデルとし、この均衡住宅地価格をファンダメンタルズとよぶことにする²。ただ、土地価格がファンダメンタルズを上回っていても、価格がさしあたりさらに上昇し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の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。今次景気拡大局面³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向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⁴。

以上の分析に関連して、白塚(2001)は、資産効果に伴い消費や住宅投資等の支出変動が生じることと、土地価格の変動が家計やそのローン債権を保有している金融機関のバランスシートに影響を与え、それを通じて金融システムと実体経済活動に大きな影響を与えることを指摘している。ファンダメンタルズ・モデルによる住宅地価値の変動が因となり、マクロの実体経済へ波及するパスが存在するのか、次にマクロモデルの中での住宅地資産価格の位置づけについて考えてみる。

2.2. 住宅地資産価格と実体経済

ファンダメンタルズ・モデルと同じ時系列でありながら、マクロ経済モデルの中では住宅地のような資産価格がどう位置づけられるのかを整理する。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。

$$\begin{aligned} y_t^g &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^g + \alpha_2 E(y_{t+1}^g) - \alpha_3 \{i_t - E(\pi_{t+1})\} + \varepsilon_y \\ \pi_t &= \beta_1 y_t^g + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_\beta \\ i_t &= \gamma_0 + \gamma_1 (\pi_t - \pi^*) + \gamma_2 y_t^g \end{aligned} \quad (8)$$

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^g = 産出ギャップ、 π^* = インフレ率目標値、 $\varepsilon_y, \varepsilon_\beta$ 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により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⁵。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。

² $p_{t+k} = 1, d_{t+k} = d$ ($k = 1, \dots, T$), $i_{t+j} - E_t(\pi_{t+j}) = r, \theta_{t+j} = \theta$ ($j = 1, \dots, T$) 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 $q_t^* = d/r$ の形に簡略化できる。

³ 内閣府が定義した 2002 年 2 月から始まる景気循環の拡大局面を指す。景気の拡大期間は 2007 年 10 月の 69 ヶ月の長期間にわたったとされ、第 14 循環あるいは俗称としてのいざなぎ景気に含まれる。

⁴ 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。

⁵ 得田(2010), pp.204-206.参照。

本論で対象とする住宅地資産価格の変動は、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、最終的には経済活動に影響を与えると考える。

白塚(2001)は具体的に、

- 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、それを通じて金融システムと実体経済活動に大きな影響を与える

と3つのルートに分けて分析している。

これらのルートから、住宅地資産価格の変動は y_t^s に影響を与えることを通じて実体経済に関わってくると考えられる。このため、(8)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すると、マクロ経済の変動をいたずらに増大させてしまう危険がある（住宅地資産要因の重複採用問題）。実際、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。したがって、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含まれているため、政策反応関数に沿った形で名目利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ことになる。

また、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、白塚(2001)は政策効果の非対称性について詳しく指摘したうえで、資産価格を物価指数に取り込む考え方により、資産価格は、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)を紹介している⁶。

2.3. ヘドニック・アプローチ

2.1、2.2 節では時系列的側面から、地価がモデルにどのように取り込まれているのかを整理してきた。ここではクロスセクショナルな側面について簡単にまとめるためヘドニック・アプローチを紹介する。ヘドニック・アプローチでは住宅地の価値を地域のアメニティ、環境質、利便性、規模等のような「特性(characteristics)」の合成物である点と考える点の特徴である。この場合、共通の客観的性質を示す特性のレベルに依存して住宅地地価が決定されると考えることから、客観的的特性に基づく金額換算が可能となる。概念的には、観測・非観測な情報分析を通じて、住宅地需要者が一定の予算制約のもとで効用最大化が図れる土地を選択し、一方で住宅地供給者は自らの利潤最大化が図れる場合に住宅地の供給を行うというものである。そうした結果として成立する均衡価格を想定するのがヘドニック・アプローチである。

ヘドニック・アプローチに基づくモデルすなわちヘドニック価値モデル(HVM)では、物件母集団の中での横断的異質性の価値効果を数値化するものである。モデル内変数はヘドニック変数(hedonic variables)と称され、各ヘドニック変数の価値のインパクトは価値のパラメータで決定される。すなわち係数はヘドニック変数1単位当たりの市場価格に与える影響を示すのである。

⁶ 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。

実証分析に先立ち、Epple (1987)の議論に沿って、住宅地地価の諸特性を取引する暗黙的な市場を想定したうえで、需要・供給両サイドの市場均衡価格曲線としてのヘドニック関数を導出していく。

地価を形成する特性の n 次元ベクトルを $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_{nz})$ 、ヘドニック価格関数を $p(\mathbf{z}) = p(z_1, z_2, \dots, z_{nz})$ 、住宅地需要者の効用関数を $U(\mathbf{z}, x; \boldsymbol{\alpha})$ とする。 x はニューメレール（価値尺度財）、 $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{nz})$ は需要者個人のテイストパラメータのベクトルである。需要者の所得を y で表すと予算制約式は $y = p(\mathbf{z}) + x$ となる。なお同時分布関数を $F(y, \boldsymbol{\alpha})$ と表しておく。予算制約式のもと、需要者が \mathbf{z}, x について効用最大化行動をとると、次のように定式化される。

$$\begin{aligned} \max_{\mathbf{z}} U(\mathbf{z}, x) \\ \text{s.t.} \quad y = p(\mathbf{z}) + x \end{aligned} \quad (9)$$

この場合、最適化のための1階条件（FOC）は以下の式で表せる。

$$p_{\mathbf{z}} = \frac{U_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}, y - p(\mathbf{z}); \boldsymbol{\alpha})}{U_x(\mathbf{z}, y - p(\mathbf{z}); \boldsymbol{\alpha})} = h(\mathbf{z}, y - p(\mathbf{z}); \boldsymbol{\alpha}) \quad (10)$$

ここで $p_{\mathbf{z}}$ はヘドニック価格関数の1階微分のベクトルである、 $U_{\mathbf{z}}, U_x$ は特性（ベクトル）およびニューメレールの1階微分を表している。

需要者の効用水準が u の下でのビッド関数(bid function)を $\theta(\mathbf{z}; u, y)$ とすると $U(\mathbf{z}, y - \theta) = u$ が成立し、これを微分することで次式が得られる。ビッド関数は増加する凹関数である。

$$\begin{aligned} \theta_{z_i} &= U_{z_i} / U_x > 0 \\ \theta_{z_i z_i} &= (U_{z_i}^2 U_{z_i z_i} - 2U_{z_i} U_x U_{z_i x} + U_x^2 U_{xx}) / U_x^3 < 0 \end{aligned} \quad (11)$$

需要者の効用はヘドニック関数とビッド関数との接点において最大化されるため、以下の式が成立することになる。

$$\begin{aligned} \theta(\mathbf{z}^*; u^*, y) &= p(\mathbf{z}^*) \\ \theta_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}^*; u^*, y) &= p_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}^*) \end{aligned} \quad (12)$$

図的にはヘドニック関数がビッド関数のエンベロップ・カーブとなる。

次に供給サイドの行動を定式化していく。供給者は自らの供給行動を決定する際、住宅地地価を所与として利潤 π を最大化するために特性の束 $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_{nz})$ を決定する。

$$\max_{\mathbf{z}, M} \pi = p(\mathbf{z})M - C(M, \mathbf{z}; \boldsymbol{\beta}) \quad (13)$$

ここで、 M は供給する住宅地の数⁷、 $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{n\beta})$ は個々の供給者を特徴づけるパラメータベクトルで $G(\boldsymbol{\beta})$ という分布関数を持つとする。 $C(M, \mathbf{z}; \boldsymbol{\beta})$ は供給者の費用関数である。供給者

⁷ 自社所有の宅地を相当数有する不動産会社がイメージしやすいだろう。もちろん個人で所有する宅地を売却する場合は $M=1$ ということになる。

が M および \mathbf{z} をコントロールできるような短期経済を想定した場合、利潤最適化のための FOC は次のようになる。

$$\begin{aligned} p_z &= C_z(M, \mathbf{z}; \boldsymbol{\beta}) \\ p(\mathbf{z}) &= C_M(M, \mathbf{z}; \boldsymbol{\beta}) \end{aligned} \quad (14)$$

これは供給者が、各特性の限界的な価値と土地 1 単位当たり特性の限界費用が等しくなるように供給活動を行うこと、および土地の市場価値が任意のキャラクターベクトルを有する供給者の土地供給限界費用に等しくなるように行動することを意味する。なおこの場合の最大利潤は $\boldsymbol{\beta}$ に依存することになる。

オファー関数(offer function)を $\phi(\mathbf{z}, \pi)$ とすると $\pi = M\phi - C(M, \mathbf{z}; \boldsymbol{\beta})$ が成立する。これを微分することで次が得られる。

$$\begin{aligned} \phi_z &= C_z / M > 0 \\ \phi_\pi &= 1 / M > 0 \end{aligned} \quad (15)$$

すなわちオファー関数は増加する凸関数である。市場均衡は、

$$\begin{aligned} p(\mathbf{z}^*) &= \phi(\mathbf{z}^*, \pi^*) \\ p_z(\mathbf{z}^*) &= \phi_z(\mathbf{z}^*, \pi^*) \end{aligned} \quad (16)$$

のようなオファー関数のエンベロープ・カーブとなる。需要者・供給者とも条件が合致した場合、ビッド関数とオファー関数は市場がクリアとなるヘドニック関数を挟んで接することになる。これを示したのが図 1 である。

このようにヘドニック・アプローチでは $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_{nz})$ の特性を持つ住宅地に対する需要と供給が合致するところで市場均衡価格が決定される。すなわち、ヘドニック価格は需要者サイドの $F(\mathbf{y}, \boldsymbol{\alpha})$ と供給者サイドの $G(\boldsymbol{\beta})$ に依存して決定されることになる。

ただ、 $F(\mathbf{y}, \boldsymbol{\alpha})$ や $G(\boldsymbol{\beta})$ がわからない以上、一般的に $p(\mathbf{z})$ は未知であり、需要サイドと供給サイドの同時推定から市場均衡価格を導くことになる。その場合同時方程式バイアスにより一致性が得られないといった指摘や、関数型における様々な問題が清水・唐渡(2007)で指摘されている。

ヘドニック推計式はその理論上、特定の関数形まで想定するものではなく、一般的には次のように表される。

$$\begin{aligned} p_{it}^{(\theta)} &= \gamma_0 + \sum_{j=1}^l \gamma_j z_{ijt}^{(\lambda)} + \sum_{j=l+1}^n \gamma_j z_{ijt} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{ikt} + u_{it} \quad (i=1, 2, \dots, m) \\ p_{it}^{(\theta)} &= \begin{cases} (p_{it}^\theta - 1) / \theta & \theta \neq 0 \\ \ln p_{it} & \theta = 0 \end{cases} \\ z_{ijt}^{(\lambda)} &= \begin{cases} (z_{ijt}^\lambda - 1) / \lambda & \lambda \neq 0 \\ \ln \lambda_{ijt} & \lambda = 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (17)$$

ここで z_{ijt}, d_{ikt}, u_{it} はそれぞれ t 期における第 i ポイントの住宅地の第 j 番目の特性、第 k 期の時間ダミー、誤差項を示す。Box-Cox 変換⁸を行っているのは $j=1$ から l までであり、 $l+1$ から n までは質的ダミーであるため無変換である。 (θ) は理論住宅地価格の Box-Cox パラメータ、 (λ) は量的変数の Box-Cox パラメータ、 γ_{0t} は期間 t における価値の切片、 $\gamma_j, \delta_k (j=1, \dots, n, k=1, \dots, T)$ は期間 t におけるヘドニック変数の価値効果のパラメータ（ヘドニックの特性価値）である。

定性的な特徴を表すものについては、ダミー変数で対応することになる。モデルの各変数はヘドニック変数(hedonic variables)と呼ばれ、価格鑑定地点の横断的な違い、つまり住宅地市場で重要な違いを計測する。各ヘドニック変数の価値のインパクトは、ヘドニック変数 1 単位当たりの市場均衡価格に与える影響で決定されることになる。

ヘドニック・アプローチは不動産市場分析でよく使われる手法である。GIS(Geographic Information System : 地理情報システム)に基づく地理・空間データの整備やアクセシビリティの向上により、実証分析はすでに日本において広範に行われているが、その対象となるエリアは、環境質に関するデータが潤沢に整備されている東京都区部を対象とするものが多い。最近の例としては清水(2004)、杵澤(2008)、清水・唐渡(2007)があげられる。清水(2004)は、リクルート社刊行の「週刊住宅情報」における 1999 年の抹消日価格情報（取引価格の代理変数）を用い、東京都区部のマンション価格関数の推計を行っている。そして「築後年数」および「最寄り駅までの距離」で非連続点が存在することを確認している。また杵澤(2008)は東京都区部の 2005 年地価公示データ（住宅地）を用い、住宅価格に犯罪発生率がどの程度影響を及ぼすのかを検証している。そして侵入窃盗や非侵入窃盗が多い住宅地においては地価を押し下げる効果があることを示した。清水・唐渡(2007)は空間的自己相関に注視した数種の推計法を用い、東京都区部の 2006 年地価公示（住宅地）による地価関数の推計結果を検討している。一般化空間的 2 段階最小 2 乗 (GS2LS) 法による地価関数の推計結果は、地籍、前面道路幅員、最寄駅までの距離は安定的に推定される一方、指定容積率と東京駅までの距離はモデルのウェイトの取り方によって大きく変化することが報告されている。

東京都以外では岡崎・松浦(2000)が横浜市における比較的長期の公示地価データ（70～90 年および 70～95 年）を用いパネル分析を行っている。そして TOPIX で基準化した地価が土地特性、都市計画規制、アクセシビリティ、社会資本の整備状況、環境要因等によって影響されていることを明らかにした。

関西圏では、井出(2001)が大阪市における公示地価および住宅地競売価格を用いたヘドニック関数を推定し、住宅地地価と商業地地価を比較している。得田(2009)は、2008 年および 2009 年の滋賀県内住宅地地価の空間的分布を、ヘドニック・アプローチにより定量化した。具体的には地価公示ならびに地価調査のデータセットを用い、それぞれ線形、対数線形を含めた 5 つのモデルを用意し、探索的に推計を行った。また Tokuda(2009)では鑑定データである地価公示や地価調査

⁸ Box-Cox 変換は、 $\theta = \lambda = 0$ のとき、やや特殊な形状のように見えるが、L'Hopital の定理により、

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{d(x^\lambda - 1)}{d\lambda} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} x^\lambda \ln x = \ln x$$

と、0 以外の値のケースの極限值として導出され、Box-Cox 変換は 0

においても連続となる。

に加え、2006年第4四半期から2009年第1四半期までプールした市場での住宅地（更地）取引データを加えた分析を行った。このようにヘドニック・アプローチを用いた実証分析は頻繁になされているものの、関西エリアでの蓄積はまだ少ないといえる。

なお最近では、弾力的な関数形態に対応して利用可能な公示地価データの最も効率的な利用のためにノンパラメトリックな計算や空間的な自己相関性の誤差修正項のような洗練された統計技術を使った分析もされている[清水・唐渡(2007)]。

ここまで土地資産一般に関する理論整理をマイクロ・マクロ、あるいは時系列・クロスセクションの観点から行ってきた。住宅地価格に関しても同様に考えることができ、実体的なマクロ時系列的影響から地価が変動するものの、その空間的変動パターンは土地の地域性や、土地それぞれの特性により異なるはずである。次節ではこうした点に鑑みて関西圏を中心に実証的に検討する。さらにケースとして彦根市と西宮エリアの比較、および JR 琵琶湖線沿線エリアと阪神間エリアに特化して実証的定量化を進めていくことにする。

3. 実証分析

3.1. 時差相関分析

推計時に利用する不動産鑑定士による鑑定データである地価公示は毎年1月1日時点、同じく鑑定データの地価調査は毎年7月1日時点の地価であり、それぞれ年次データである⁹。一方、市街地価格指数は毎年3月と9月時点の半年次のデータである。実証分析での期種を年次データに統一させるため、4種（全国、関西圏、大阪圏、大阪府）の市街地価格指数（住宅地）を毎年3月ごと、9月ごとの年次データに変換(**high to low frequency conversion**)したうえで指数を1985年=100に基準化し、以降の推移を示したのが図2である¹⁰。

バブル景気の最盛期であった90年3月から91年3月にかけてピークを付けた後、断続的に下落し、03年には85年のレベルに戻っている。その後若干の反転上昇を示しているが、その勢いはバブル期に比して極めて弱い。図に示した4つの地域カテゴリの中では大阪圏および大阪府の変化率が大きく、次いで関西圏、全国と続く。都市部ほど住宅地地価の変動が激しいことがわかり、指数では関西圏都市部は関西圏全体に比べ最大で60ポイント以上の差となって表れている。ただし、全国平均との比較では、関西圏全体は最大で70ポイント程度高いことがわかる。バブル期の地価高騰が東京圏と同時進行的に、大阪でもその中心から波及していたことが示唆される。

次に市街地価格と実体経済との線形的な因果関係を定量的に把握するために、名目暦年GDPとの時差相関係数を測ったのが表1である¹¹。上段は3月時点の市街地価格指数、下段は9月時点である。市街地価格指数は全て住宅地で、全国、関西圏、大阪圏を取り上げ、実体経済は名目暦年GDPで測ることにした。データは市街地価格指数、GDPとも1985年以降の前年変化率を

⁹ 実際に土地情報システム <http://www.land.mlit.go.jp/webland/>上で公表されるのは、それぞれ3ヵ月ほど後になる。

¹⁰ 本論では関西圏を滋賀県、京都府、奈良県、和歌山県、大阪府、兵庫県の36都市を含むエリアとし、大阪圏を近畿圏整備法の既成都市区域及び近郊整備地帯全域の22都市としている。東京圏は首都圏整備法の既成市街地および近郊整備地帯全域の30都市+東京区部としている。

¹¹ エリアに対応する統計として県民経済計算による県内総生産あるいは県民所得を活用すべきなのかもしれないが、推計値であるうえデータの公表がきわめて遅いため、本論では活用していない（執筆当時の最新データは2007年まで）。

用いた。前述のとおり、市街地価格指数はその調査時点が3月と9月のストック価格である。一方、暦年GDPは1月から12月のフローデータである。そのため結果の把握には若干の注意が必要である。ストックとフローの対応における時差の概念を図3に示しておく。

同じリード数でもより時間に近接しているのは9月の地価指数である。一方、同じラグ数でもより近接しているのは3月の地価指数である。ラグ0では同時期のGDP集計期間に含まれるが、 t 期の地価の影響が色濃く反映するとすれば3月時点の地価指数であり、逆に t 期のGDPの影響が色濃く反映するとすれば9月時点の地価指数であろう。

3月時点の相関係数では全てのエリアにおいてラグ0が最も高く、9月時点では全国のみがラグ0で大阪圏と除大阪圏は1期のリードが最も高かった(太字)。これらの結果から、市街地価格指数で示される住宅地地価はGDPで示される実体経済に対し、ほぼ同時か1年程度のリードをもって相関する可能性が高いことが示された。

なお、時差相関係数は変数同士の因果を把握する有効な計測法であるが問題点も有する。これは時差相関係数が2変数間の関係と変数自身の変動(AR変動)とを識別できないという点である。ゆえに単に2変量のAR変動パターンが類似しているだけだとしても、高い時差相関係数が計測されてしまう可能性がある。したがって、Grangerの意味での因果関係を分析するには、さらに精緻なグレンジャー因果性テストやシムズ因果性テストを行う必要がある。そこで次節では時系列モデルであるVARモデルを構築した後、グレンジャー因果性テストの実施とインパルス反応関数の推定を行う。そうして因果関係およびショックの波及効果を検証する。

3.2. VARモデルによる分析

ここではVARモデルを用いて地価と実体経済の因果関係を検証する。使用変数は住宅地地価変数として市街地価格指数(住宅地)の全国、近畿地方、大阪圏、大阪府、東京圏、東京区部を用いる。サンプル期間は全て1985年3月～2010年3月の半年次データである(3月期と9月期)。実体経済変数としてGDP名目暦年を用いる。サンプル期間はGDPが1985年3月～2010年3月、工業統計は1985年～2008年である。GDP統計は四半期統計を地価の期種にあわせダウンコンバートした¹²。

まずは各変数の時系列的特性を調べるため、単位根検定を行った。多くの先行研究同様、対数差分をとることで定常過程となることが確かめられた¹³。同時に地価・実体経済2変数間の共和分関係の存在の有無を調べるためJohansenの共和分検定を行ったが、共和分の関係は確認できなかった。ゆえに全ての変数で対数差分変換を行ったうえ、VARモデルを構築する。

VARモデルは地価と実体経済からそれぞれ1変数ずつをチョイスした2変数モデルとする。自由度確保の観点からラグをあまり長くとることはでいたため、マックスを8期(4年)とし、各ラグ回数についてSBICの情報基準量をチェックした。そうしてVARモデルのラグ回数を確定させた後、グレンジャー因果性テストを行った(表2)。全国と関西圏の各エリア(関西圏、大阪圏および大阪府)では10%以下の有意水準で地価からGDPへの一方的な因果関係が示された。

¹² 第4・1四半期を平均し地価の3月期に対応させ、第2・3四半期を地価の9月期に対応させている。

¹³ ADFテストおよびPPテストを用いた。それぞれ定数項モデル、定数項・トレンドモデル、定数項なしモデルを網羅的に検証した結果である。

対して首都圏（東京圏および東京区部）では 10%以下の有意水準で双方向的な因果関係が示された。地価がリードしている点では時差相関係数による結果と同じである。

さらに VAR モデルを用いてインパルス反応を検証してみる。これによりモデルに各変数の 1 標準偏差分のショックを与えた際に、各内生変数が時間の経過とともにどう変動していくのかを累積的に確認することができる。横軸は期間を表し、最大 14 期（すなわち 7 年）とした。結果は図 4 に示される。各エリアとも 4 つの図で構成されていて、ショックは横書きテキスト、累積反応は縦書きテキストに対応している。たとえば左上ブロック（地価（全国）・GDP モデル）では 1 行 1 列目が地価ショックに対する自身の累積反応を示し、1 行 2 列目は GDP ショックに対する地価の累積反応を示している。実線上下の点線は±2 標準誤差帯を表している。全国、関西圏、大阪圏、大阪府については GDP ショックに対する地価の反応ははっきりしない一方、地価ショックに対する GDP の反応は明確にプラスである。全国を除くとおよそ 3 年から 4 年で影響が最大となることがわかる。東京圏および東京区部は GDP ショックに対する地価の反応が、当初は若干プラスに触れるものの、その後はっきりとマイナスの影響を及ぼすことがみてとれる。これらの反応はグレンジャー因果性テストの結果を追認するものであった。

時差相関係数、グレンジャー因果性テスト、インパルス反応関数から関西圏の住宅地地価の動向は実体経済に追随するものではなく、逆に 1 年程度のリードを有することが確認された。そして地価のショックは 3 年ないし 4 年をかけて実体経済である GDP に波及していくことが示された。ただし理論モデルから明らかなように、地価と実体経済とは密接に関連している。したがって、本節での実証結果は、住宅地地価が実体経済の実績に反応するのではなく、むしろ景気の先行きに関する期待に強く影響されることを示唆するものである。

ここまで、マクロの観点から関西圏の住宅地地価の推移ならびに実体経済との関連について検証してきた。次節以降ではミクロの観点からヘドニック・アプローチによる推計式を特定化したうえで、両市の住宅地地価に影響を及ぼす特性の探索および影響度の定量化を行う。

3.3. HVM による推計—彦根市と西宮市のケース—

個別のミクロデータを用いた HVM を活用するため、対象エリアを彦根市（滋賀県）と西宮市（兵庫県）に絞る。ヘドニック・アプローチは地域間の差異に基づく環境の違いによりアメニティの評価を行うが、対象エリアが狭いことが便益推定の上で重要である。これはエリアの拡大に伴い、エリア内格差が拡大するためである。

関西圏における市の位置関係は図 5 に示される。西宮市は市町民所得ならびに人口がともに彦根市と同じ県内第 3 位であり、面積が約 100k m²である自治体という共通性を有する¹⁴。一方で、西宮市は大阪・神戸という大都市に近く、人口は彦根市の約 4 倍の規模である。また、地価の鑑定ポイントに多くのいわゆるブランド住宅地¹⁵を含んでいる。こうした地域的特性の差異が地価のレベルやその推移にどう影響を与えるのかを一つのケースとして分析できるため、二市をチョ

¹⁴ 市町民所得（2006 年度）および面積データは各自治体のホームページより、人口データは国勢調査（2005 年）より入手した。なお、彦根市面積には琵琶湖の面積は算入していない。

¹⁵ 「メジャーセブンのマンショントレンド調査 5 周年総括レポート」（2008 年 11 月、レポート幹事会社（株）大京）では住んでみたい街として西宮が関西圏第 2 位にランクインされている。またウェブ上の Google 検索では「高級住宅地 彦根」のキーワード検索でのヒット数が 1.95 万件に対し、「高級住宅地 西宮」では 7.74 万件に上る（「ブランド住宅地」での検索は彦根市が 30.5 万件に対し、西宮市は 38.3 万件であった）。

イスすることにした。

図 6 は 2009 年における彦根市の鑑定地価（地価公示・地価調査）調査地点、地価、前年比変化率を示した空間的分布であり、図 7 は西宮市についてである¹⁶。調査地点数は彦根市が 37 地点、西宮市は 148 地点であり、調査地点は人口集積地区に厚く取られていることがわかる。その地点数が 4 倍と大きく異なるのは都市の規模を反映しているためであろう。リーマンショックに端を発する 2008 年以降の急激な景気後退を反映して全ての地点で前年比マイナスとなっていた。調査選定地は毎年ほぼ同じであるが、選定替えや新設等が行われる場合もある¹⁷。地価調査に関しては、彦根市が平均 5.4 万円、西宮市は 22.2 万円であり、一方、地価公示では、彦根市が平均 5.0 万円、西宮市は 23.6 万円であった。鑑定価格によると両市の平均的な住宅地価格は単位あたり 4 倍以上の差があることがわかる。

1985 年から 2009 年までの時系列推移については図 8 にまとめてある。両市の変動の特徴がはっきりと表れていて、西宮市は上昇の程度が激しい半面、下落も急激なものとなっている。01 年には 85 年のレベルにまで落ちてしまい、直近に至っても回復していない。一方、彦根市は西宮市に 1 年程度遅れてピークを付けているが、その上昇幅は西宮市の半分以下であった。その後はほぼ断続的に下落するが、そのペースは緩やかで直近でも 85 年のレベルまでには達していない。図 2 の市街地価格指数と比べると、明らかに西宮市は Z_OSAKA あるいは PR_OSAKA タイプであり、彦根市は ALL と KANSAI の中間のタイプに近い。

3.3.1. 推計式の特定化

ヘドニック推計式はその理論上、誰も真正なヘドニック価値モデル(HVM)を実際に知ることはできず、先験的な制約が存在しないために、特定の関数形まで想定するものではない。そのうえで実証分析においては関数形の選択に際し客観性を確保するために、ダミー変数以外の全ての変数について、①線形、②フルログ型、③セミログ型、④両側 Box-Cox 型、⑤片側 Box-Cox 型の 5 パターンがよく推計される。①～③は Box-Cox 変換項の特殊ケースと見ることができ、本質的に線形モデルであり取り扱いは容易である。一方④、⑤は本質的に非線形モデルであり、Gauss-Seidel 法、Newton 法、あるいは Broyden 法等に基づく繰り返しの収束計算を用いる必要がある。

様々な形で原データを変換することで、推計式のフィットが良くなることは多い¹⁸。これは、データを変換した場合に変換後のデータがより正規分布に近づく場合に生起する（特に OLS 等の統計学的手法では、データが正規分布でないと分析できない手法が多く存在するため）。一般的な実証モデルは以下のような形で表すことができる。

$$p_{it}^{(\theta)} = \gamma_{0i} + \sum_{j=1}^l \gamma_j z_{ijt}^{(\lambda)} + \sum_{j=l+1}^n \gamma_j z_{ijt} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{ikt} + u_{it} \quad (i=1,2,\dots,m) \quad (17 \text{ 再掲})$$

¹⁶ 主題図は GIS ソフト SuperMap Deskpro（日本スーパーマップ株式会社）を用いて作成した。西宮市の町名表示については、地点数が多く地図がわかりにくくなってしまったため省略した。

¹⁷ 1985 年以降、継続して選定されている調査地点の地価推移については筆者ホームページ <http://www.biwako.shiga-u.ac.jp/sensei/m-tokuda/> を参照いただきたい。

¹⁸ Geltner and Miller(2001) ch.23 より。

$$p_{it}^{(\theta)} = \begin{cases} (p_{it}^{\theta} - 1) / \theta & \theta \neq 0 \\ \ln p_{it} & \theta = 0 \end{cases}$$

$$z_{ijt}^{(\lambda)} = \begin{cases} (z_{ijt}^{\lambda} - 1) / \lambda & \lambda \neq 0 \\ \ln z_{ijt} & \lambda = 0 \end{cases}$$

説明変数の採択にあたっては、ダミー変数を含めた各種特性値から、符号条件が合わないものや統計的に有意でないものを逐次除外する方法を併用する。ただし、地価公示（1月）と地価調査（7月）の時間的差異を示す鑑定時点ダミーはマクロ経済との関連を考える上で重要と考えられるので、有意性の高低に関わらず説明変数に残すことにした¹⁹。したがって、 u_{it} については若干の留意が必要である。ある一定期間プールされたデータベースとなるゆえに、そのデータに基づくOLSは純粋に横断的な残差項か、純粋に時間的な残差項のいずれかの最小値を必ずしも意味するものではないということになるからである。

①から⑤の全てのパターンを網羅的に分析するには紙幅が足りないため、次節ではハンドリングが容易な①、②、③の関数形に特定化したうえで分析を行うことにする。

3.3.2. 推計結果

推計に使用するデータは、地価公示および地価調査から入手できるものとする。被説明変数は1㎡あたり住宅地価格である。説明変数は量的なもの（ダミー変数（質的変数））に大別する。量的変数として地積、最寄り駅からの距離、指定建蔽率、指定容積率、前面道路幅、県中心駅までの距離を準備した。ダミー変数は都市ガス・下水道未整備ダミー、調整区域ダミー、主要路線ダミー（琵琶湖線ダミー、阪急線ダミー²⁰）、快速ダミー、土地形状ダミー、道路付け方位ダミー、道路種ダミーである。これらは立地に帰属する情報である。さらに、鑑定調査時の時間的変化を鑑定調査時点ダミーにより考慮する（表3）。

推計に先立ち、使用データの記述統計を表4にまとめておく（2009年のみ）。3.1節でふれたように、彦根市と西宮市の地価では平均やメディアンから4倍以上の差が確認できる。一方、ばらつきの程度は変動係数（標準偏差/平均）で評価すると0.3程度と同じである。DS（最寄り駅からの距離）やDIST（県中心駅までの距離）といった距離関連の変数では彦根市は西宮市の倍となっている。質的変数では道路付け方位が興味深い。彦根市ではN_E（北東）とS_W（南西）の比率が高く、西宮市ではN（北）とS（南）が高い。住宅地を通る道路の方向が、彦根市では南東から北西にかけて、西宮市では東西方面のものがドミナントであり、その沿線に沿って住宅地が配されているというイメージでとらえることができる。このことは前掲図6、図7からもある程度確認することができる。接道する道路種について、彦根市では10%程度の県・私道が含まれる一方、西宮市ではほとんどが市道であり、特に県道は公示・調査を通して1サンプルしかなかった。CHOKU（市街化調整区域率）も西宮市は非常に小さかった。

記述統計の結果をふまえた上で、地価公示と地価調査を合わせたクロスセクショナルな推計を

¹⁹ 本来は地価公示と地価調査を分けて推計すべきかもしれないが、彦根市のサンプル数確保のため一緒にした。

²⁰ 西宮市にはJR、阪急、阪神の各線が通っていて、主要路線を阪急線とするのは適切ではないかもしれないが、以下の分析でこのエリアに高級住宅地が分布していることが重要になってくることを鑑み、ダミーを付した。

1998年から2009年まで年毎に行う。関数形は線形（全変数使用・逐次除外法）、量的説明変数のみを対数化させたセミログ a 型、フルログ型、被説明変数のみを対数化させたセミログ b 型の5つに特定化させた。推計法は OLS である。

最新年の推計である 2009 年についての推計結果を表 5（彦根市）および表 6（西宮市）で示す²¹。あてはまりの良さでは彦根市の方が上で、 $\overline{R^2}$ の評価ではほとんどが 0.9 を超えていた。一方、西宮市の推計では若干低く約 0.7 であったが、それでもモデルのフィットは良好といつてよいであろう。 $\overline{R^2}$ 以外にも対数尤度を元とする情報基準量(AIC、SBIC)でも全般的に彦根市の方があてはまりがよいことを示している。これら統計量から、西宮市のモデルには導入すべき他の要因が抜けていて、その要因は鑑定データから得られる以外のものである可能性がある。

彦根市ではほとんどの関数形で BC（指定建蔽率）を除く量的変数の係数が有意となった。西宮市では彦根市で有意だった AC（地積）と WIDTH（前面道路幅）が有意とはならなかった。今回用いた推計式で判断すると、西宮市においては地積の大きさや前面道路の道幅を単位地価に反映させていないと見ることができる。大きな地積を有する住宅地は低めに評価される彦根市に対し、西宮市はそうした傾向が見られない。このことは逆に、地積が大きな土地ほど単位価格を下げづらい何らかの規模の利益が含まれていると解釈することができる。ブランド住宅地として広い敷地を有する土地が高く評価されるのかもしれない。道路幅の結果については彦根市の方が乗用車利用の利便性を評価しているととらえることができよう。

ダミー変数（質的変数）に目を移す。SHAPE（土地形状ダミー）と道路付け方位ダミーについては両市ともほとんど有意とはならなかった。一方、比較優位路線である BIWAKO（琵琶湖線ダミー）やブランド住宅地が沿線に位置する HANKYU（阪急線ダミー）について、線形（逐次除外法）とセミログ a 型の推計では係数の大きさから両市とも同程度の価格影響度が示された一方、フルログ型とセミログ b 型では琵琶湖線ダミーの影響が大きいことが示された。複数社の鉄道路線やバス路線が発達している西宮市に比べ、彦根市は単独の鉄道路線利用に限られる場所が多いためと考えることができる。

RAPID（快速ダミー）は彦根市ではほとんど有意とはならなかったが、西宮市については有意であった。地域住民のライフスタイルとして、電車に依存しない程度が彦根市では大きなこと²²、職場までの通勤距離では西宮市の方が遠いため、快速停車駅近辺を重要視している可能性が考えられる。また、彦根市では道路種ダミーがほとんど有意とはならなかったのに対し、西宮市では各種道路ダミーが有意となった。特に県道は係数の大きさ、1%で有意である点で際立っている。彦根市では市街地に県道が縦横に通っているのに対し、相対的に西宮市は少ない。そのため乗用車による交通の便という点から高い評価になったものと考えられる。

なお西宮市の推計で CHOKU（調整区域ダミー）が正で有意となったのは解釈に困るところであるが、該当する地点（2 地点）においては、今回の推計で取り上げなかった特殊な要因が関係しているものと思われる²³。さらに今回、調査時点ダミーはほとんどの推計において有意とはな

²¹ 紙幅の都合上、全ての結果を掲載することはできない。1998年～2008年の結果については筆者ホームページを参照いただきたい。

²² 都市データパック(2009)によると、世帯あたり乗用車保有台数では彦根市の1.47台に対し、西宮市は0.71台と半分である。

²³ 調整区域内は2地点あり、うち1つがいわゆる高級住宅地と称される町に隣接していた。こうした空間的な自

らなかった点を指摘しておく²⁴。

次に個別変数の影響を推計年次ごとに確認する。図 9 は各年各モデルの推計された量的変数に属する係数から偏弾性値を計算したものである。弾性値を一意に示せないモデル（フルログ型、セミログ b 型）については変数の平均値を用いて評価した。これによると彦根市では 6 つ程度の変数が地価を形成するうえで有効であり、どのモデルも DIST（県中心駅までの距離）が比較的ボラティルな動きをしているのがわかる。住宅地が有する諸特性のうち、県中心までの路線距離に対する価値評価が年毎に大きく変わり、特に 2000 年初頭からは上昇傾向にあるのが確認できる。一方、その他変数の弾性値は時系列的に大きな変化は確認できなかった。西宮市については 4 つ程度の変数が有効であり、DIST およびフルログ型の FR（指定容積率ダミー）を除き彦根市とほぼ同様の安定的な偏弾性値が算出された。

全般的に弾性値の絶対値が 1 を超えるような変数はほとんどないことから、住宅地価格変動を決定づける要因として質的変数（ダミー変数）が重要であることが示唆される。そこで次に推計年次ごと、関数形ごとのダミー変数の影響度を順位づけしてみた。結果をまとめたものが表 7 である。CHOSA_DUM（鑑定調査時点ダミー）を除き、係数が有意となった変数のみを表している。カッコは符号条件がマイナスであることを示している。

彦根市では CHOKU（調整区域ダミー）や GAF（都市ガス未整備ダミー）がどの年次、関数形においてもコンスタントに上位に位置している。また、BIWAKO（琵琶湖線ダミー）が近年上昇している。道路付け方位では N（北）が比較的上位に位置しているもののプラスであり、日照条件の点から解釈が困難である。S_E（南東）は線形（逐次除外法）ではどの年次も有意であるが、その影響度は N に比べ小さい。

西宮市の推計結果では、彦根市にはほとんど見られなかった道路種ダミーが高い影響度を示した。特に ROAD_PREF（県道ダミー）が比較上位となった。ROAD_CITY（市道ダミー）と ROAD_PRI（私道ダミー）は同程度とみてよいであろう。CHOKU が線形（逐次除外法）・セミログ b 型で高順位となっているが、符号がプラスすなわち調整区域であれば高評価となっている点が、彦根市と異なり解釈が困難な結果となった。GAF はほとんどの年次、関数形で有意となったものの、その順位は道路種の後に位置するものであった。HANKYU（阪急線ダミー）や RAPID（快速ダミー）はさらにその下位に順位づけられた。

近年、特に 2000 年代後半において、係数が有意となった変数が多かったのは西宮市であった。沿線ダミーは両市とも有意となったが影響度は彦根の BIWAKO がより大きいといえよう。また GAF という共通に影響する変数が判明した一方、彦根市では評価されなかった道路種が西宮市で高い影響力を持つことがわかった。この点は両市の道路事情ひいては住民のライフスタイルやその価値観を反映しているものと考えられる。

ここまで行政区分の最小単位である市レベルでの分析を彦根市と西宮市との比較において行ってきた。しかしながら、彦根市におけるクロスセクションのサンプル数の少なさから、その評価と信頼性には一定の限界を有する。そこで次節では追加的分析として両市のエリアを拡大し、JR 琵琶湖線（滋賀県）と阪神間（兵庫県）について同様に実証分析を行う。

已相関が反映しているのかもしれない。

²⁴ 地価公示・地価調査の調査時点の差（6 ヶ月）と調査地点群間の差による影響が混在したためと考えられる。

3.4. HVMによる推計—JR 琵琶湖線（滋賀県）と阪神間（兵庫県）のケース—

前節の分析結果から、彦根・西宮両市のクロスセクション推計による数量変数の編彈性値の変動はそれほど大きくないことが示され、各ダミー変数の影響度も相当期間固定的であることが分かった。そこで、本節の分析では対象エリアを拡大（彦根市→JR 琵琶湖線沿線エリア、西宮市→阪神間）し、クロスセクション方向のサンプル数を充実させるのに加え、データをパネルデータとして再構築する。パネルデータは基本的にそれぞれの時間断面ではクロスセクションデータとしても活用可能であり、かつ個々の調査地点を特定してその変化を継時的に観測できるためである。また、前節の推計での自由度の少なさを回避できるからである。

対象エリアの拡大については、西宮市の一部がいわゆるブランド住宅地であり、そうしたエリアがどういった要因で地価形成されているかを検証することに意義があると考えられる。そこでまずブランド住宅地を多く有するエリアとして、西宮市に神戸市東灘区と芦屋市を追加した阪神間エリアを選定した。このエリアは人口が80万人近くで住宅地鑑定地点数（地価公示+地価調査）が約300地点存在する。この規模にマッチするようなエリアを滋賀県内で探したところ、JR 琵琶湖線沿線エリア²⁵がほぼ該当するため比較対象エリアとして選定した（表8）。

被説明変数は地価公示と地価調査の鑑定価格で、説明変数は量的変数として地籍、最寄駅からの距離、指定建蔽率、指定容積率、前面道路幅、県中心駅までの距離を選定した。ダミー変数はガス敷設ダミー、市街化調整区域ダミー、JR 琵琶湖線ダミー、阪急線ダミー、土地形状ダミー、地価調査ダミー、年次ダミーを用意した。サンプル期間は1998年から2010年とした。関数形は線形とフルログ型の2つを想定し、パネル推計法のランダム・エフェクトモデルで推計した²⁶。結果は表9に掲げるとおりである。

R^2 の値はそれぞれが0.8以上と充分に高い。同一説明変数の符号はほぼ揃っており、パラメータの地価に与える影響（正・負の方向）はほぼ同じであることが確認される。以下では差異が生じた量的変数について主として考察する。

AC(地積)は琵琶湖線沿線で負に有意なのに対し、阪神間線形モデルでは正で有意となった。一般に比べ地価が高いとされるブランド住宅地は比較的広い地積を有するため、ブランド住宅地に対する評価がある程度反映されたものと考えられる。ただし、フルログモデルでは有意とはなっていない。

線形モデルにおいて、DS(最寄駅からの距離)の影響は平均地価水準の差を考慮したとしても阪神間のほうが大きい。すなわち、単位距離あたりの地価単価の減少幅が大きいことが示された。これは、阪神間エリアは琵琶湖線沿線エリアに比べ徒歩や電車を用いた生活スタイルであることを反映したものだと考えられる。

フルログモデルにおいて、BC(指定建蔽率)とFR(指定容積率)の符号が有意に両エリアで逆となった。特に指定建蔽率について、敷地の効率的利用の観点から地価に正の影響を与えることが期待される一方、敷地の緑化率を高く評価するならば逆の方向もあるだろう。阪神間での符号はそ

²⁵ 自治体は9市町が含まれる（大津市、彦根市、近江八幡市、草津市、守山市、栗東市、野洲市、米原市、安土町）。

²⁶ 分析期間を通じて不変の値をとる変数が存在するため、固定効果モデルを推計することはできなかった。

うした点を反映しているのかもしれない。なお、線形モデルでは阪神間も正の方向を示している。

RAPID(最寄駅急行停車駅ダミー)は5%有意水準で判断すれば、琵琶湖線沿線は有意ではないが阪神間では有意となった。通勤等で電車をより遠方まで利用する生活スタイルが、地価の形成を通じて反映しているためと考えられる。GAF(都市ガス敷設ダミー)、SHAPE(土地形状ダミー)、CHOSA_DUM(鑑定調査時点ダミー)についてはほとんどが有意とならなかった。なお、有意でない変数が琵琶湖線沿線のモデルで比較的多かったのは、その地域選定エリアを大きくとりすぎたためかもしれない。同一の評価基準を有するような比較的小さな対象エリアを選定することと、サンプル数の確保は二律背反であり、難しい問題である。

4. まとめ

本論では土地資産の価格形成およびマクロ経済における位置づけについて、理論面からの整理を行ったうえで、住宅地価格に関する時系列のおよびクロスセクショナルな面からの実証分析を行った。対象は関西圏であり、彦根市と西宮市、JR 琵琶湖線沿線エリアと阪神間をケースとして取り上げた。

実体経済の代表変数である GDP の動きとの関係では、関西圏は同時期から1年程度のリードをもって住宅地価格が変動していくことが時差相関係数による分析で明らかとなった。続いて、住宅地が属する特性が当該住宅地価格にどの程度影響を及ぼすのかを HVM を特定化することで定量化した。その結果、両市・両エリアは同じ関西圏に属しながら住宅地価格形成要因において共通するものとそうでないものが判明し、各要因の価格への影響度が把握できた。これらの結果により、両市の空間的位置関係が大きく影響することで、住民のライフスタイルや価値観が異なる可能性が示されたと考えられる。

2.1 節のファンダメンタルズ・モデルに 2.2 節で紹介したマクロ経済モデル、また白塚(2001)の具体的な波及ルートを考え合わせれば次のことがわかる。「期待」される帰属地代 $E(d)$ の上昇は住宅地地価を押し上げる。この影響は住宅地所有者にとっては支出効果、担保所有者である金融機関にはバランスシート効果を生起させ、実体経済 y^s に伝播していく。この伝播の過程でさらに帰属地代に関する期待が増大していくのである。

このようなポジティブ・フィードバック、あるいはその逆作用のネガティブ・フィードバックの連環性が強いゆえに、関西圏都市部地価の時系列的变化は激しく、逆に彦根市はラグを伴った穏やかなものとなったと考えられる。

ここで問題となってくるのが、フィードバックの強弱を決める要因は何かということである。そのヒントはクロスセクショナルな HVM 推計の結果からうかがえるだろう。すなわち、対象エリアの空間的位置づけに関する、住宅地価格形成要因の重要性である。大都市に近いあるいは大都市そのものの人口集積地では、必然的に直接人と接触する機会が多くなる。密集地ゆえに電車あるいはバス利用を余儀なくされるような環境であればなおさらとなる。そうした環境がごく些細な「期待」を増幅させていくようなメカニズムを内包する可能性があるのではないかと。

つまり、期待形成は空間的に均一ではなく、経済主体の属する空間的位置や、その位置によって特徴づけられるライフスタイルにより影響するという命題である。本論における分析結果は、この命題に対する一定の定量的解答を得ようとするものであった。

また当局に対しては、土地の特性に基づく地価を容易に評価できるようにデータの開示、整備に努めることが求められよう。そのうえで資産のファンダメンタルズ価格についての推計を定期的に行うことはバブルの生成を抑制することに資すると考えられる。

なお、用いたデータは鑑定調査から得られたデータを極力加工せずに用いたものであった。彦根市と西宮市の推計では、推計式のあてはまりではどの関数形をみても西宮市の方が若干低かった。この原因としてオミットされた要因という観点から以下の2点を挙げておく。

- i) 住宅地の鑑定ポイントがほぼ平地である彦根市に対し、西宮市では傾斜地や標高の高低が存在すること。
- ii) 西宮市の複数の住宅地鑑定ポイントがいわゆるブランド住宅地として認知されているエリアにあるため、ブランドの価値評価をしなければならないこと。

i)については地理情報システム(GIS)の発展により、標高や傾斜といった要因を比較的容易に推計に取り入れる環境が整備されてきた。それでも平地でない土地は住宅建築のコスト面やアクセス面で価格マイナス要因となる一方、眺望面でプラスとなる場合があり、見通しに関する評価は一概にはいえない。ii)については直接的な定量化は困難であるが、ブランドという実体のないものをファンダメンタルズ的な要因をすべて考慮した推計の残差として定量化する余地はあると思われる。また、西宮市の推計で地積の増大が減価要因にならなかったのも、ある意味ブランドの影響ととらえることができよう。この点については今後の課題としたい。

[本論は H22 年度 財団法人陵水学術後援会学術調査・研究助成金[151010FB00323060]による研究成果の一部である。]

参考文献

- 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.
- 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.
- Epple, D. (1987), Hedonic Price and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products, *Journal of Political Economy*, 95(1), pp.59-80.
- Fujiwara, Ippei., Naoko Hara, Yasuo Hirose and Yuki Teranishi (2005), “The Japanese Economic Model (JEM),” *Money and Economic Studies* 23, 61-142.
- Geltner, D. M. and Miller, N. G. (2001), *Commercial Real Estate Analysis and Investments*, Prentice Hall.
- Tokuda, M. (2009), “Consideration of Relation between Characteristic and Price of Land by Hedonic Approach: The Residential Quarter in Shiga Prefecture as a Case Study”, *Working Paper Series*, No.120, Faculty of Economics, Shiga University.
- 井出多加子 (2001)「日本の不動産市場における価格情報とボラティリティの非対称性について：大阪市の実証研究から」日本銀行『物価に関する研究会（第1回）』報告論文
- 岡崎ゆう子・松浦克己 (2000)「社会資本投資、環境要因と地価関数のヘドニックアプローチ：横浜市におけるパネル分析」『会計検査研究』No.22、pp.47-62.
- 粕谷・福永 (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.
- 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.
- 沓澤隆司 (2008)『住宅・不動産金融市場の経済分析』日本評論社
- 国土交通省 (2002)『不動産鑑定評価基準』
- 清水千弘 (2004)『不動産市場分析』住宅新報社
- 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 (1997)「ヘドニック・アプローチによる品質変化の捕捉—理論的枠組と実証研究への適用—」、『IMES Discussion Paper Series 97-J-6』、日本銀行金融研究所
- (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.
- 東洋経済新報社 (2009)『都市データバック』
- 得田雅章 (2009)「ヘドニック・アプローチによる滋賀県住宅地の地価形成要因分析」『彦根論叢』No.381、pp.183-205.
- (2010)「金融政策の実体経済への影響」『平成不況』文真堂、pp.201-225.
- 日本銀行調査統計局 (2007)『2005年基準企業物価指数におけるヘドニック法の適用』

表 1 市街地価格指数と GDP の時差相関係数

3 月時点

	リード (地価→GDP)		ラグ 0	ラグ (GDP→地価)	
	2 期	1 期		1 期	2 期
全国	0.53	0.72	0.83	0.78	0.69
関西圏	0.42	0.65	0.70	0.53	0.33
大阪圏	0.47	0.68	0.72	0.51	0.31

9 月時点

	リード (地価→GDP)		ラグ 0	ラグ (GDP→地価)	
	2 期	1 期		1 期	2 期
全国	0.60	0.77	0.79	0.73	0.63
関西圏	0.56	0.72	0.68	0.46	0.25
大阪圏	0.60	0.74	0.69	0.43	0.25

※いずれも変化率で計算

(データ出所) 内閣府、財団法人日本不動産研究所

※市街地価格指数は住宅地、GDP は名目暦年を利用

※サンプル期間 1985 年-2009 年

表 2 グレンジャー因果性テスト

Null Hypothesis: X does not Granger Cause Y			
X	Y	F 値	P 値
GDP	地価 (全国)	0.078	0.781
地価 (全国)	GDP	9.244	0.004
GDP	地価 (関西圏)	2.357	0.107
地価 (関西圏)	GDP	2.680	0.080
GDP	地価 (大阪圏)	1.867	0.167
地価 (大阪圏)	GDP	2.686	0.080
GDP	地価 (大阪府)	1.789	0.179
地価 (大阪府)	GDP	2.782	0.073
GDP	地価 (東京圏)	2.337	0.056
地価 (東京圏)	GDP	2.957	0.021
GDP	地価 (東京区部)	2.560	0.055
地価 (東京区部)	GDP	2.525	0.057

表 3 推計に使用する変数

		変数	内容
被説明変数		REP:住宅地の地価 (円/㎡)	住宅地鑑定価格 (公示地価・地価調査)
説明変数	量的変数	AC : 地積 (㎡)	住宅地一区画の面積
		DS : 最寄り駅からの距離 (m)	住宅地から最寄り駅までの距離
		BC : 指定建蔽率 (%)	住宅地面積に対する許容建築面積の割合の最大値
		FR : 指定容積率 (%)	住宅地面積に対する許容延べ床面積の割合の最大値
		WIDTH : 前面道路幅 (m)	住宅地が面する道路の幅員
		DIST : 県中心駅までの距離 (km)	県庁所在地であり県の中心地として想定までの路線距離 (JR 大津駅[彦根市] or JR 元町駅[西宮市])
	ダミー変数 (質的変数)	GAF・SEF : 都市ガス・下水道未整備ダミー	未整備ならば 1、整備ならば 0
		CHOKU : 調整区域ダミー	住宅地が市街化調整区域内ならば 1、そうでないなら 0
		BIWAKO : 琵琶湖線ダミー	最寄り駅が琵琶湖線 (JR 西日本) ならば 1、それ以外ならば 0 ²⁷
		HANKYU : 阪急線ダミー	最寄り駅が阪急線ならば 1、それ以外ならば 0 ²⁸
		RAPID : 快速ダミー	最寄り駅急行の停車駅ならば 1、そうでないなら 0 ²⁹
		SHAPE : 土地形状ダミー	不整形地ならば 1、整形地ならば 0
		N, N_E, S_E, S, S_W, W : 道路付け方位ダミー	道路付け方位を 7 つに分けダミー変数化 (北・北東・南東・南・南西・西・その他)
		ROAD_CITY, ROAD_PREF, ROAD_PRI : 道路種ダミー	前面道路の種類を市道・県道・私道に分けダミー変数化
		CHOSA_DUM : 鑑定調査時点ダミー	1 月 (地価公示) ならば 0、7 月 (地価調査) ならば 1
		YEAR : 年次ダミー	

²⁷ 琵琶湖線 (びわこせん) は、西日本旅客鉄道 (JR 西日本) 東海道本線のうち、米原駅～京都駅間と北陸本線米原駅～長浜駅間の愛称である。

²⁸ 神戸本線、今津線、甲陽線が含まれる。

²⁹ 阪急線は西宮北口、夙川、岡本、JR 線は芦屋、阪神線は甲子園、西宮、芦屋、魚崎、御影の各駅が該当する。

表 4 住宅地鑑定データの記述統計 (2009 年)

変数	平均		メディアン		最大値		最小値		標準偏差	
	公示	調査	公示	調査	公示	調査	公示	調査	公示	調査
REP : 住宅地の地価 (万円/㎡)	5.04	5.40	5.02	5.94	7.40	7.30	1.69	1.84	1.57	1.77
	23.57	22.22	25.40	23.10	35.60	36.00	3.40	5.20	7.81	7.12
AC : 地積 (㎡)	265.7	219.4	211.0	194.0	535.0	343.0	156.0	133.0	122.5	70.0
	212.2	236.4	183.0	210.0	839.0	1179.0	58.0	64.0	119.6	169.1
DS : 最寄り駅からの距離 (m)	1633	2715	1300	2300	4000	8300	150	700	1241	1989
	1052	1051	850	900	7500	3600	200	200	902	636
BC : 指定建蔽率 (%)	63	61	60	60	80	70	60	50	5.5	4.3
	56	54	60	60	60	60	30	40	8.1	8.8
FR : 指定容積率 (%)	195	182	200	200	200	200	100	100	22	39
	171	159	200	200	200	200	80	100	44	47
WIDTH : 前面道路幅 (m)	5.24	5.84	5.00	6.00	10.00	7.00	2.60	2.70	1.54	1.16
	6.09	6.19	6.00	6.00	22.00	12.00	3.70	4.00	2.21	1.49
DIST : 県中心駅までの距離 (km)	50.61	51.31	51.05	51.40	56.50	55.60	42.40	46.60	3.91	2.55
	20.40	19.83	18.80	19.00	50.90	47.10	14.60	14.70	7.43	6.16

※上段：彦根市、下段：西宮市

変数	項目	彦根市		西宮市		
		公示	調査	公示	調査	
ライフライン	GAF : 都市ガス敷設率	65%	71%	96%	100%	
	SEF : 下水道敷設率	80%	82%	100%	100%	
CHOKU	: 市街化調整区域率	15%	12%	1%	2%	
BIWAKO	: 最寄り駅が琵琶湖線割合[彦根]	80%	100%	51%	56%	
HANKYU	: 最寄り駅が阪急線の割合[西宮]					
RAPID	: 最寄り駅が新快速停車駅[彦根]か快速停車駅[西宮]の割合 (筆者計算)	15%	41%	27%	30%	
質的変数	SHAPE : 土地形状が不整形の割合	15%	6%	7%	12%	
	道路付け方位	N : 北の割合	0%	12%	23%	19%
		N_E : 北東の割合	25%	24%	5%	7%
		E : 東の割合	0%	0%	13%	7%
		S_E : 南東の割合	10%	12%	3%	7%
		S : 南の割合	10%	6%	28%	37%
		S_W : 南西の割合	30%	23%	12%	9%
		W : 西の割合	10%	0%	9%	9%
N_W : 北西の割合		15%	23%	7%	5%	
ROAD_CITY	: 市道の割合	85%	88%	93%	100%	
接道道路種別	ROAD_PREF : 県道の割合	10%	6%	1%	0%	
	ROAD_PRI : 私道の割合	5%	6%	5%	0%	

※サンプル数 彦根市：地価公示 20、地価調査 17、西宮市：地価公示 105、地価調査 43

(データ出所) 土地情報総合システム

表 5 彦根市における住宅地地価関数 (クロスセクション: 2009年)

データセット: 2009年地価公示+地価調査
被説明変数: REP、サンプル数37

説明変数	線形 全変数使用		線形(逐次除外法)		セミログa型		フルログ型		セミログb型		
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	
(定数項)	-19577.770	-0.657	37653.240	2.309 **	-67180.340	-0.860	7.906	4.984 ***	9.105	17.629 ***	
量的変数	AC	-40.619	-3.142 ***	-44.396	-4.681 ***	-10336.530	-2.795 ***	-0.216	-2.823 ***	-0.001	-5.809 ***
	DS	-6.367	-5.255 ***	-4.610	-7.311 ***	-8552.572	-4.841 ***	-0.134	-3.692 ***	0.000	-9.932 ***
	BC	233.001	1.009								
	FR	-177.411	-5.605 ***	-171.010	-6.616 ***	-15578.770	-3.232 ***	-0.256	-2.592 **	-0.003	-4.415 ***
	WIDTH	1536.922	2.180 **	2201.969	3.949 ***	8162.571	2.133 **	0.138	1.797 *		
	DIST	1569.689	3.552 ***	839.802	3.316 ***	74619.230	3.955 ***	1.539	4.009 ***	0.043	5.116 ***
ダミー変数	GAF	-3960.027	-1.116	-9180.924	-4.759 ***	-10569.670	-3.930 ***	-0.267	-4.877 ***		
	SEF	714.577	0.246								
	CHOKU	-7638.656	-1.938 *	-5764.192	-2.169 **	-9468.084	-2.575 **	-0.448	-6.081 ***	-0.355	-5.821 ***
	BIWAKO	24742.830	3.584 ***	14457.710	4.520 ***	20305.990	4.450 ***	0.327	3.030 ***	0.767	7.347 ***
	RAPID	-5014.018	-1.770 *							-0.118	-2.167 **
	SHAPE	-9307.506	-2.290 **							-0.322	-5.762 ***
	N	9115.809	2.496 **	9560.442	2.995 ***						
	N_E	1825.042	0.788								
	S_E	6887.485	2.568 **	5844.828	2.743 **						
	S	7064.623	1.340					-0.172	-1.947 *	0.186	2.377 **
	S_W	4125.691	1.556								
	W	89.710	0.024								
	ROAD_CITY	5992.819	1.615	3879.732	1.766 *						
	ROAD_PREF	2464.685	0.503								
	CHOSA_DAM	-853.252	-0.466	-2496.447	-1.652	-1284.034	-0.621	-0.061	-1.460	-0.050	-1.479
Adjusted R ²	0.978		0.947		0.892		0.931		0.953		
対数尤度	-340.323		-349.440		-364.839		36.203		43.500		
AIC	19.585		19.591		20.262		-1.362		-1.757		
SBIC	20.543		20.157		20.697		-0.883		-1.278		

(注1) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。
(注2) セミログa型は量的な説明変数のみ対数化し、セミログb型は被説明変数のみ対数化している。
(注3) Adjusted R²は自由度修正済み決定係数、AIC、SBICはそれぞれ赤池、シュワルツの情報基準量を表す。

表 6 西宮市における住宅地地価関数 (クロスセクション: 2009年)

データセット: 09年地価公示+地価調査、被説明変数: REP、サンプル数148

説明変数	線形 全変数使用		線形(逐次除外法)		セミログa型		フルログ型		セミログb型		
	係数	t値									
(定数項)	170316.500	2.736 ***	202171.800	3.888 ***	517961.900	4.661 ***	14.710	19.829 ***	12.378	37.565 ***	
量的変数	AC	1.859	0.057								
	DS	-44.023	-7.006 ***	-45.700	-7.642 ***	-45030.350	-7.725 ***	-0.265	-7.500 ***	-0.0003	-7.605 ***
	BC	116.521	0.105					-0.750	-2.311 **	-0.011	-1.743 *
	FR	192.026	0.902	212.762	2.325 **	36548.890	2.918 ***	0.688	3.671 ***	0.004	2.904 ***
	WIDTH	250.007	0.097								
	DIST	-3073.499	-4.709 ***	-3235.823	-5.525 ***	-95465.530	-6.072 ***	-0.624	-5.732 ***	-0.022	-5.842 ***
ダミー変数	GAF	-70202.170	-2.960 ***	-67044.590	-2.922 ***	-70929.630	-3.334 ***	-0.700	-5.259 ***	-0.640	-4.586 ***
	CHOKU	147689.400	3.870 ***	154515.000	4.189 ***					0.817	3.604 ***
	HANKYU	11694.900	1.338	14863.400	1.888 *	22136.220	2.936 ***	0.196	4.214 ***	0.143	2.982 ***
	RAPID	43441.410	5.454 ***	45966.590	6.048 ***	44225.510	5.932 ***	0.160	3.413 ***	0.172	3.710 ***
	SHAPE	-741.875	-0.057								
	N	29526.780	2.827 ***	23765.000	2.869 ***	20180.730	2.493 **			0.084	1.662 *
	N_E	-12359.720	-0.771								
	E	20059.210	1.584								
	S_E	-21267.640	-1.145								
	S	1164.147	0.299								
	S_W	13070.000	1.086								
	W	6557.428	0.484								
	ROAD_CITY	105982.400	2.373 **	86762.370	2.056 **	92380.060	2.253 **	0.581	2.232 **	0.510	1.966 *
	ROAD_PREF	226248.300	3.039 ***	207789.700	3.621 ***	226711.500	4.052 ***	1.141	3.231 ***	1.005	2.867 ***
	ROAD_PRI	106217.500	2.203 **	83968.480	1.830 *	88673.040	1.988 **	0.570	2.009 **	0.524	1.858 *
CHOSA_DAM	-15829.650	-2.073 **	-18633.890	-2.545 **	-12803.920	-1.806 *	-0.045	-1.009	-0.076	-1.705 *	
Adjusted R ²	0.730		0.737		0.750		0.765		0.768		
対数尤度	-1764.144		-1768.005		-1764.675		8.157		10.198		
AIC	24.151		24.068		24.009		0.052		0.051		
SBIC	24.616		24.331		24.252		0.295		0.335		

(注1) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。
(注2) セミログa型は量的な説明変数のみ対数化し、セミログb型は被説明変数のみ対数化している。
(注3) Adjusted R²は自由度修正済み決定係数、AIC、SBICはそれぞれ赤池、シュワルツの情報基準量を表す。

表 7 ダミー変数影響度

(彦根市)

線形 (逐次除外法)

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	BIWAKO	BIWAKO	N	N	(GAF)	(GAF)	N	N	N	N	N	N
2	N	N	BIWAKO	(GAF)	N	(CHOKU)	(GAF)	(CHOKU)	S_E	S_E	(GAF)	(GAF)
3	(GAF)	(GAF)	(GAF)	BIWAKO	(CHOKU)	N	(CHOKU)	(GAF)	(GAF)	S_E	S_E	S_E
4	S_E	(CHOKU)	S_E	(CHOKU)	BIWAKO	BIWAKO	S_E	S_E	(CHOKU)	(S)	(S)	(S)
5	(CHOKU)	S_E	(CHOKU)	S_E	S_E	(S)	(S)	ROAD_CITY	S_W	S_W	S_W	S_W
6	ROAD_CITY	(CHOSA_DAM)	S_W	ROAD_CITY	S_W	ROAD_CITY	N_E	(CHOSA_DAM)	N_E	ROAD_CITY	N_E	N_E
7	(CHOSA_DAM)		ROAD_CITY	S_W	ROAD_CITY	S_W	S_W		S_W	N_E	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)
8			N_E	N_E	N_E	N_E	ROAD_CITY		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)		
9			(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)					

セミログ_a型

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	(GAF)	(GAF)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(GAF)	(GAF)	(GAF)
2	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(S)	(CHOKU)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)
3	(CHOKU)	N	(CHOKU)	(CHOKU)	(S)	(S)	N	N	N	S_E	S_E	N
4	(CHOSA_DAM)	(CHOKU)	N	N	N	N	(S)	S_E	S_E	N	N	(S)
5		S_E	(S)	(W)	(W)	RAPID	S_E	(S)	(S)	S_W	(S)	S_E
6		S_W	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	S_E	S_E	S_W	RAPID	S_W	(S)	S_W	(CHOSA_DAM)
7		N_E			S_W	(CHOSA_DAM)	N_E	(CHOSA_DAM)	N_E	N_E	N_E	
8		(CHOSA_DAM)			(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	ROAD_CITY	ROAD_CITY	(CHOSA_DAM)	
9									(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)		

フルログ型

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	(CHOKU)											
2	BIWAKO	BIWAKO	(GAF)	BIWAKO	(GAF)							
3	(GAF)	(GAF)	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	(S)	(S)	(S)	(S)	GAF	BIWAKO
4	(S)	(CHOSA_DAM)	N	(S)	(S)	(S)	N	N	N	N	ROAD_CITY	(CHOSA_DAM)
5	(CHOSA_DAM)		(S)	N	N	N	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	S_E	S_E	SEF	
6			(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)			(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	

セミログ_b型

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	(CHOKU)	(GAF)	(GAF)						
2	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	N	N	N	(S_E)	(S_E)
3	(SHAPE)	N	N	(GAF)	(GAF)	(GAF)	N	(GAF)	(GAF)	(GAF)	N	N
4	S	(GAF)	(GAF)	N	N	N	(GAF)	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	N_E	N_E
5	(RAPID)	(RAPID)	(RAPID)	ROAD_CITY	W	W	W	W	W	S_E	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)
6	(CHOSA_DAM)	(SHAPE)	(SHAPE)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	S_E	S_E	S_E	S_E	W		
7		ROAD_CITY	ROAD_CITY			(CHOSA_DAM)	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY		
8		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)				SEF	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)		
9							N_E	N_E				
10							(CHOSA_DAM)					

(西宮市)

線形 (逐次除外法)

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	ROAD_PREF	(GAF)	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU						
2	CHOKU	RAPID	(GAF)	(GAF)	ROAD_CITY	(GAF)						
3	ROAD_CITY	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_CITY	ROAD_CITY	N	RAPID	RAPID	ROAD_PRI	RAPID
4	ROAD_PRI	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_PRI	ROAD_PRI	(CHOSA_DAM)	N	N	(GAF)	N
5	(GAF)	HANKYU	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	RAPID	(N_E)						
6	RAPID	RAPID	(S_E)	(S_E)	(S_E)	(S_E)	RAPID				N	HANKYU
7	N	(S_E)	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID	(S_E)				(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)
8	(CHOSA_DAM)	(N_E)	(N_E)	(N_E)	(N_E)	(N_E)	(N_E)				E	
9	HANKYU	(S)	(S)	HANKYU	HANKYU	HANKYU	(S)				HANKYU	
10		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(S)	HANKYU					
11						(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)					

セミログ_a型

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)
2	ROAD_CITY	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID
3	ROAD_PRI	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_PRI	(GAF)	HANKYU	N	N	N	N
4	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	ROAD_PRI	N	HANKYU	HANKYU	HANKYU	HANKYU
5	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)
6	HANKYU	(N_E)	(N_E)	(N_E)	HANKYU	HANKYU	HANKYU					
7	N	HANKYU	HANKYU	HANKYU	N	(CHOSA_DAM)	N					
8	(CHOSA_DAM)	N	N	N	CHOSA_DAM		(CHOSA_DAM)					
9		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)								

フルログ型

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)
2	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	HANKYU	HANKYU	RAPID	HANKYU	RAPID
3	ROAD_CITY	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_CITY	ROAD_CITY	RAPID	RAPID	HANKYU	RAPID	HANKYU
4	ROAD_PRI	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_PRI	ROAD_PRI	(CHOSA_DAM)	N	N	N	N
5	HANKYU	HANKYU	HANKYU	HANKYU	HANKYU	HANKYU	HANKYU		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)
6	RAPID	RAPID	RAPID	(N_E)	RAPID	RAPID	RAPID					
7	(CHOSA_DAM)	(N_E)	(N_E)	RAPID	CHOSA_DAM	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)					
8		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)								
9												

セミログ_b型

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU	(GAF)	(GAF)
2	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	CHOKU	CHOKU
3	(GAF)	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PREF	ROAD_PREF	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID	RAPID
4	ROAD_PRI	(GAF)	(GAF)	(GAF)	ROAD_PRI	RAPID	RAPID	HANKYU	HANKYU	N	HANKYU	HANKYU
5	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	ROAD_CITY	HANKYU	HANKYU	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	N	N
6	RAPID	RAPID	RAPID	(N_E)	RAPID	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)			HANKYU	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)
7	HANKYU	(N_E)	(N_E)	RAPID	HANKYU							
8	N	HANKYU	HANKYU	HANKYU	(CHOSA_DAM)							
9	(CHOSA_DAM)	(S)	(S)	E								
10		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)								

※ カッコは符号条件がマイナスであることを示す。
 ※CHOSA_DAMを除き、係数が有意であった変数のみを表している。

表 8 対象エリアの人口と調査地点数

対象エリア	人口	地価公示地点数	地価調査地点数	計
JR 琵琶湖線沿線エリア	856,475	145	134	279
阪神間エリア	765,156	224	81	305

※人口は 2005 年国勢調査より、地点数は 2009 年のものである。

※JR 琵琶湖線沿線エリア：大津市、彦根市、近江八幡市、草津市、守山市、栗東市、野洲市、米原市、安土町の 9 市町を含む。

※阪神間エリア：東灘区（神戸市）、西宮市、芦屋市の 1 区 2 市を含む。

表 9 琵琶湖線沿線および阪神間における住宅地地価関数（パネル推計）

被説明変数：REP、ランダム・エフェクトモデル、サンプル数：琵琶湖線沿線エリア 3384、阪神間エリア 3008

説明変数	線形				フルログ型			
	琵琶湖線沿線エリア		阪神間エリア		琵琶湖線沿線エリア		阪神間エリア	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
AC	-27.844	-2.257 **	53.074	2.120 **	-0.236	-2.778 ***	0.025	0.690
量的変数 DS	-5.026	-9.293 ***	-40.684	-6.610 ***	-0.048	-3.515 ***	-0.173	-6.546 ***
BC	882.733	6.211 ***	1637.934	2.063 **	0.862	5.657 ***	-0.516	-3.507 ***
FR	-72.372	-14.717 ***	-108.502	-0.865	-0.101	-4.605 ***	0.405	4.597 ***
変数 WIDTH	138.606	0.545	4462.512	5.077 ***	-0.003	-0.254	0.147	3.399 ***
DIST	-802.362	-11.330 ***	-3338.740	-9.848 ***	-0.276	-9.026 ***	-0.372	-8.171 ***
ダミー変数 GAF	-1096.993	-0.699	-35425.710	-2.499 **	0.017	0.833	-0.182	-0.954
CHOKU	-30702.690	-10.318 ***	93786.950	1.413	-0.685	-9.727 ***	-0.507	-2.608 ***
BIWAKO or HANKYU	12439.190	5.979 ***	16692.390	3.567 ***	0.196	5.308 ***	0.150	5.656 ***
RAPID	-2020.324	-1.741 *	33367.260	7.140 ***	-0.027	-1.593	0.159	6.632 ***
SHAPE	-4300.383	-1.174	5197.793	0.729	-0.033	-0.444	0.016	0.384
CHOSA_DUM	219.257	0.139	-10489.930	-2.0229 **	-0.019	-0.620	-0.030	-1.099
Adjusted R ²	0.808		0.876		0.864		0.802	

(注1) t値は不均一分散を修正したWhiteによる一貫性のある値。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) 定数項および時点ダミー変数は記載を省略した。

図 1 特性 z_1 に関するビッド関数、オファー関数、市場均衡

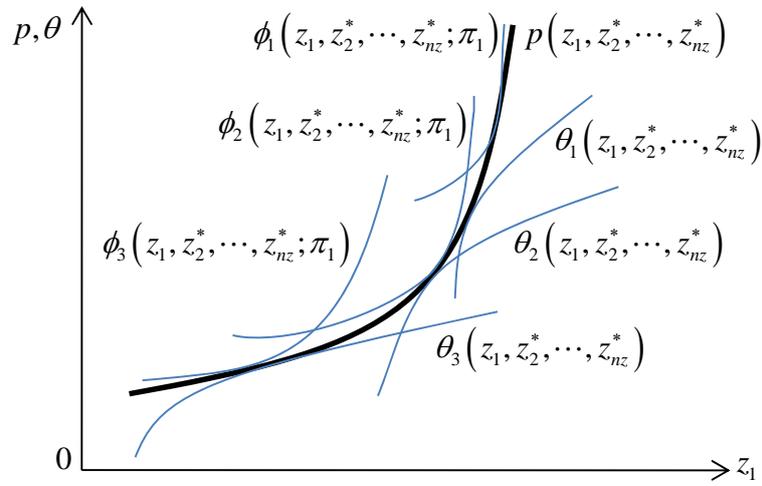
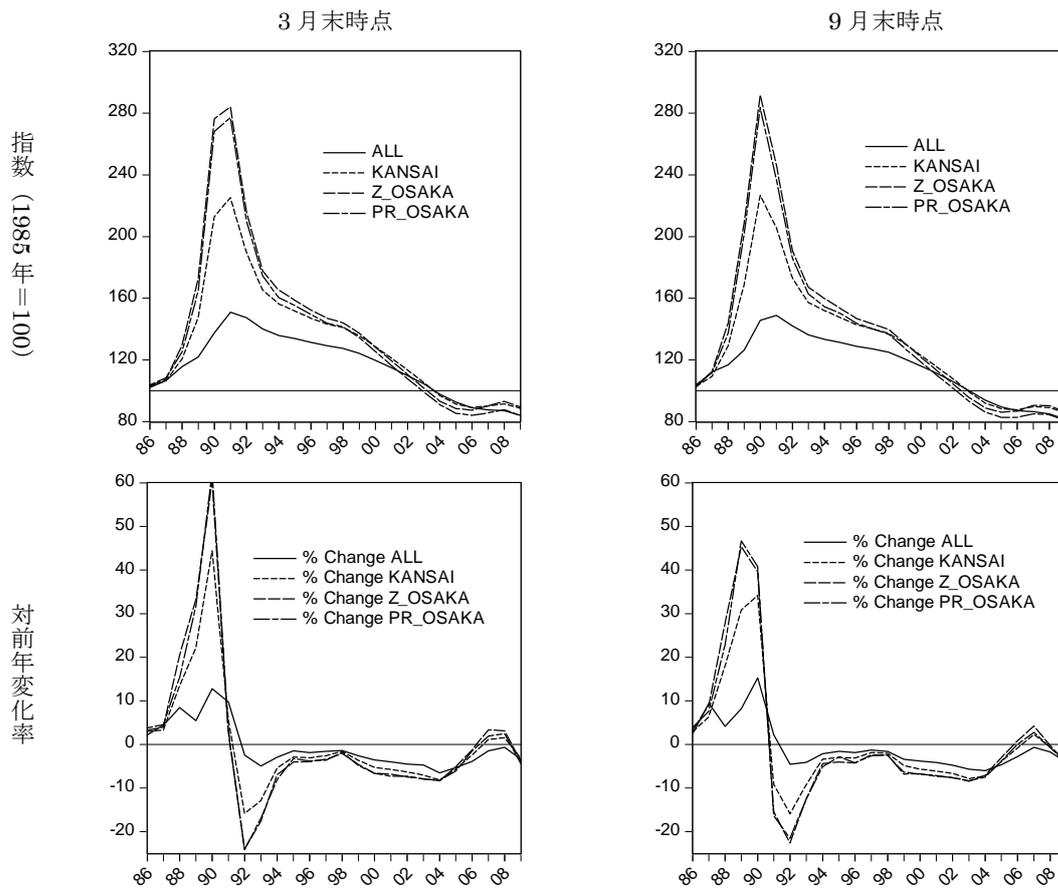


図 2 市街地価格指数の推移



※ALL : 全国、KANSAI : 関西圏、Z_OSAKA : 大阪圏、PR_OSAKA : 大阪府

図 3 ストックとフローの対応における時差の概念図

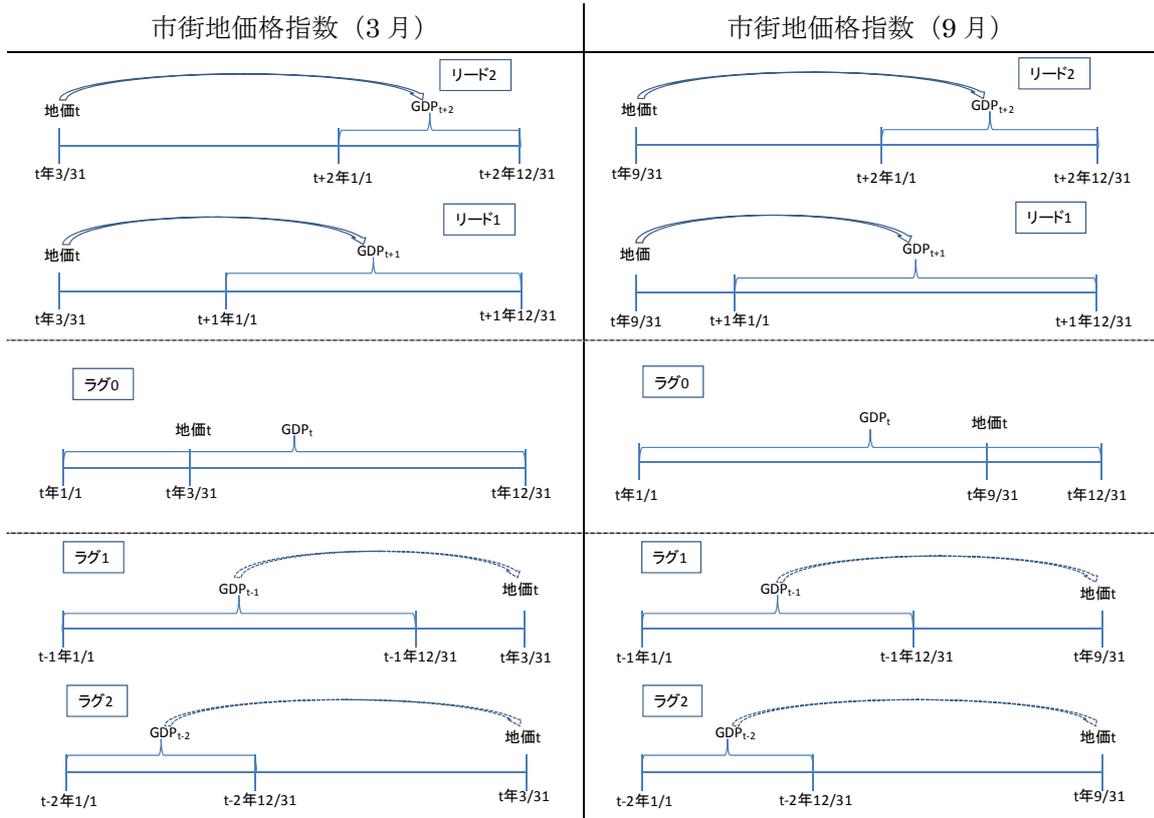
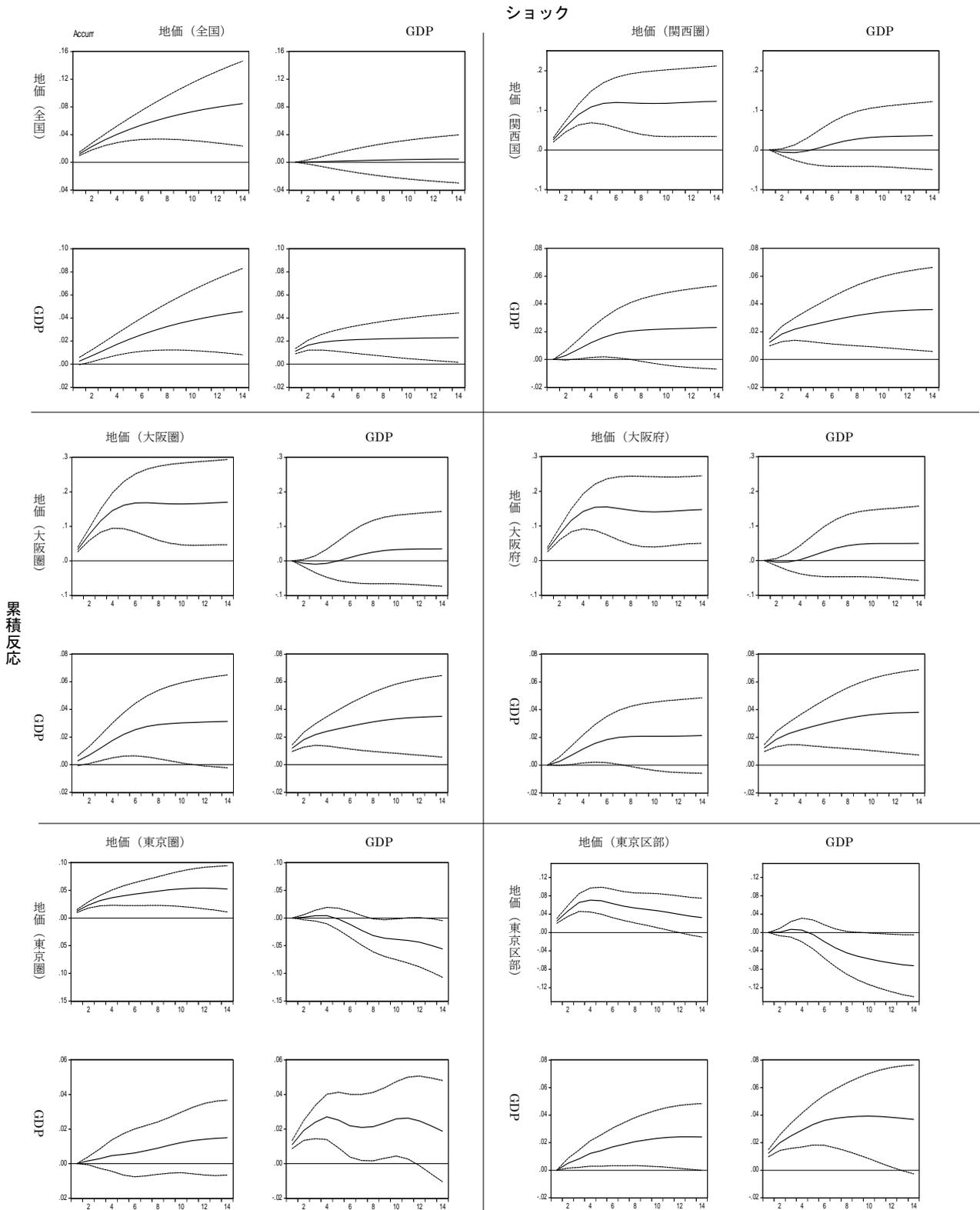


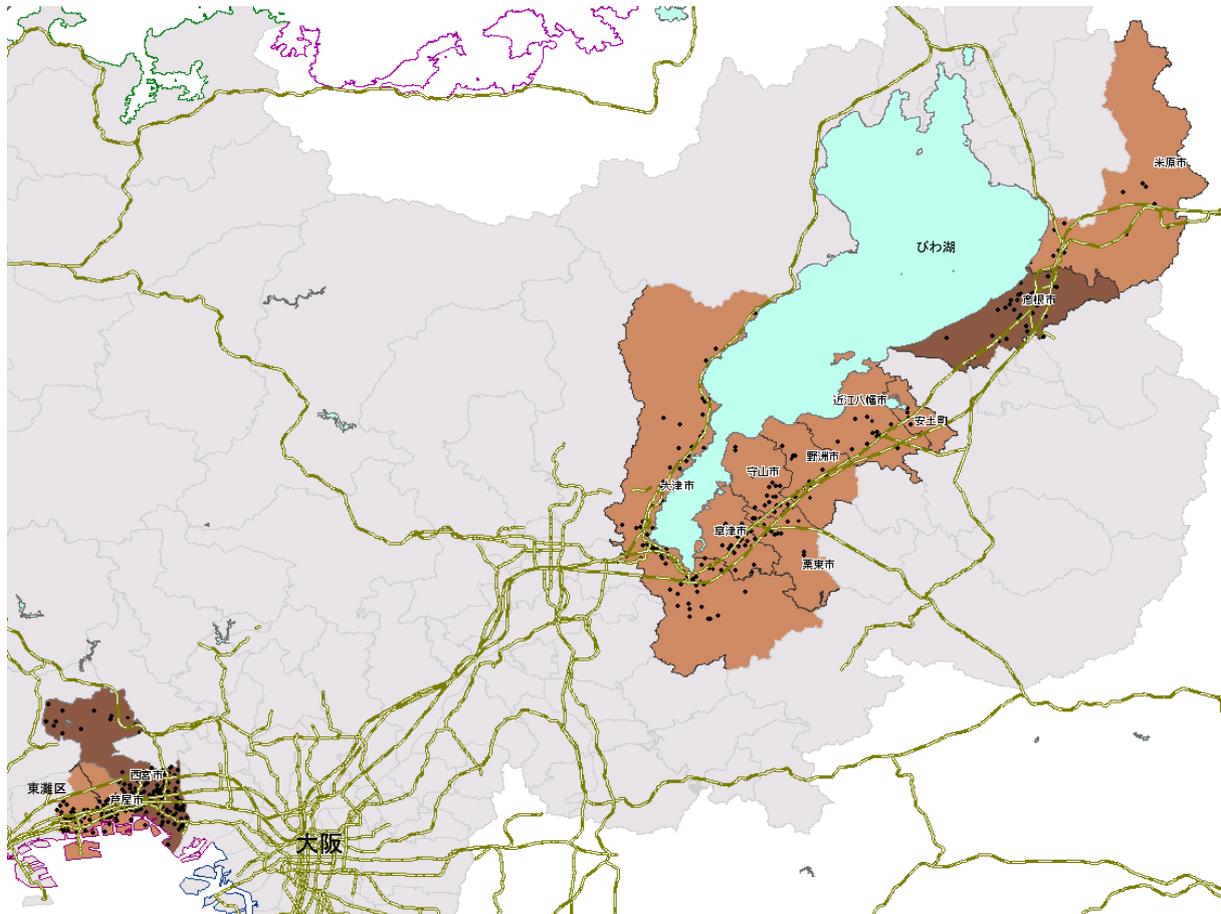
図 4 インパルス反応関数



※ショックは横書きテキスト、累積反応は縦書きテキストに対応している。

※実線上下の点線は ± 2 標準誤差帯を表している。

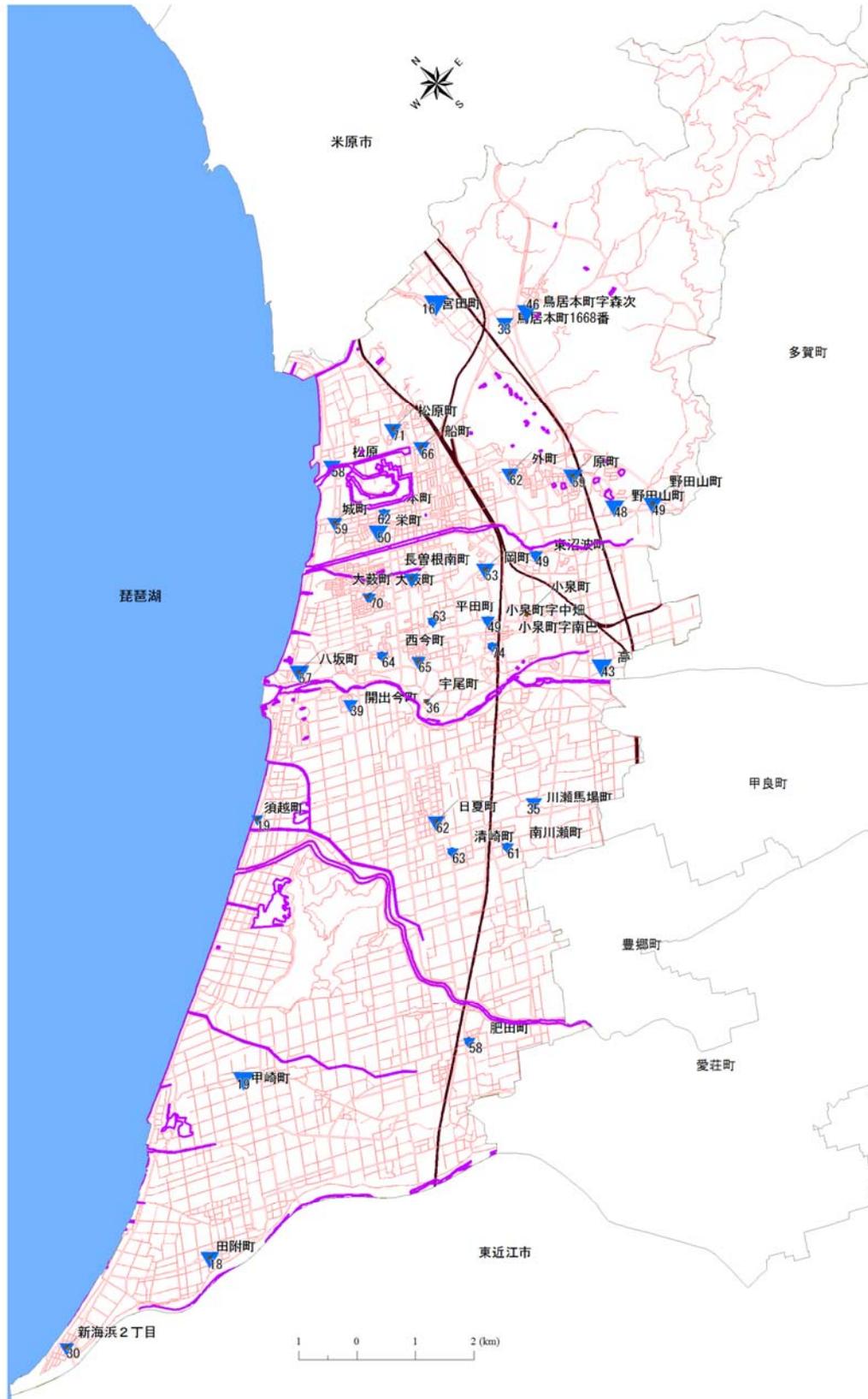
図 5 JR 琵琶湖線沿線エリア（滋賀県）と阪神間エリア（兵庫県）



※濃いエリアは彦根市および西宮市、薄いエリアは JR 琵琶湖線沿線エリアおよび阪神間エリアである。

※ドットは鑑定調査ポイントを示す。

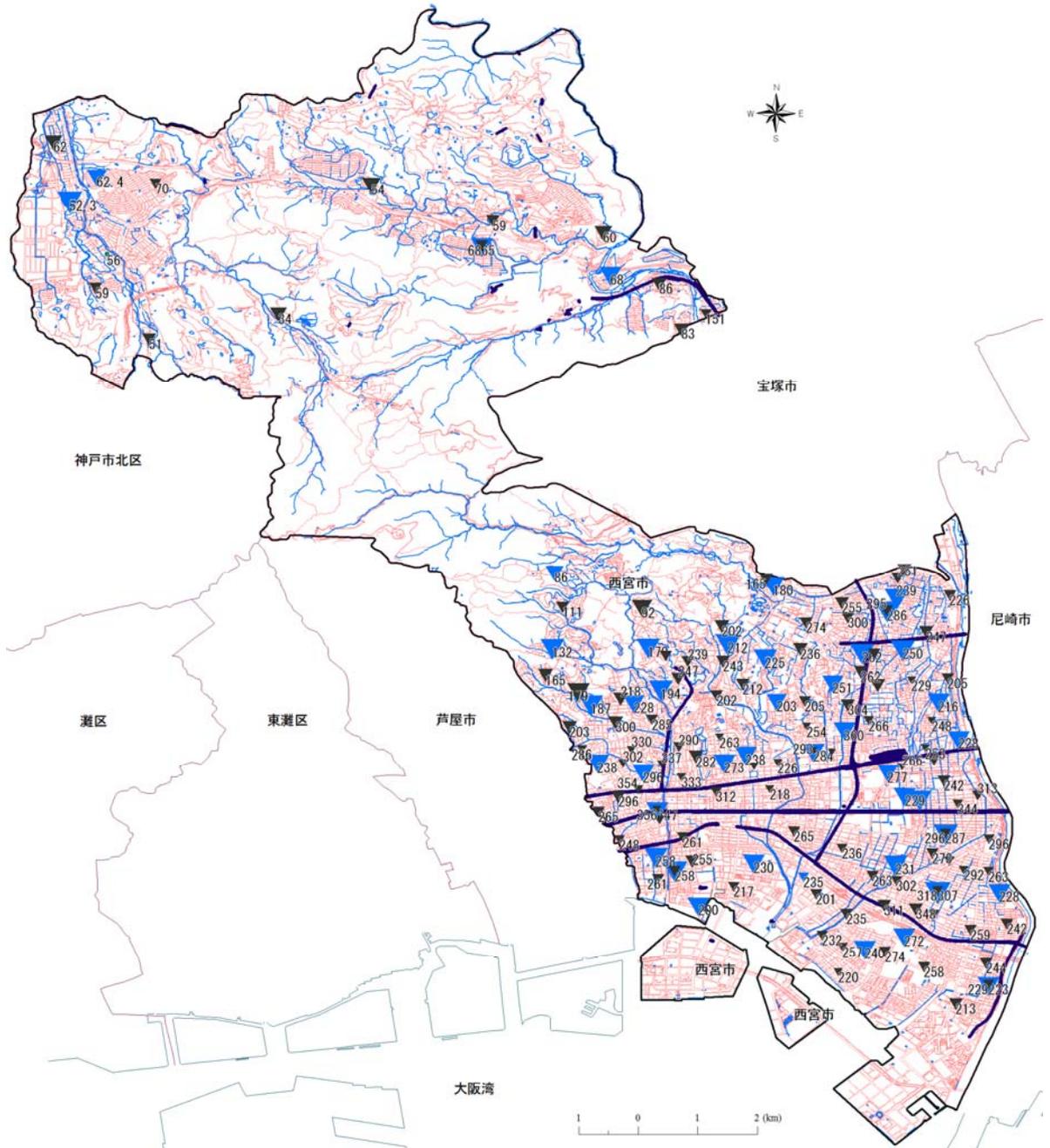
図 6 彦根市住宅地の鑑定調査価格分布



(データ出所) 2009年地価公示・地価調査

※数値は㎡あたり価格 (単位千円)、▼の大きさは前年比下落率を示す。

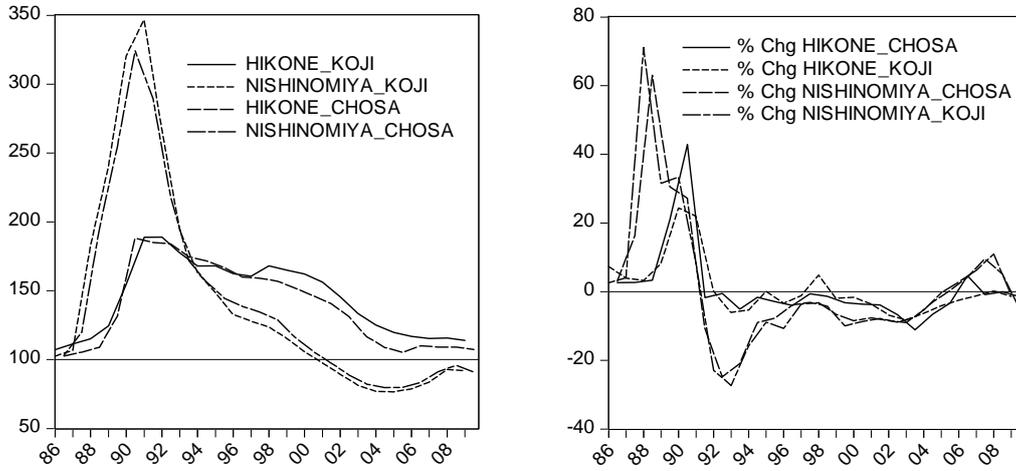
図 7 西宮市住宅地の鑑定調査価格分布



(データ出所) 2009年地価調査

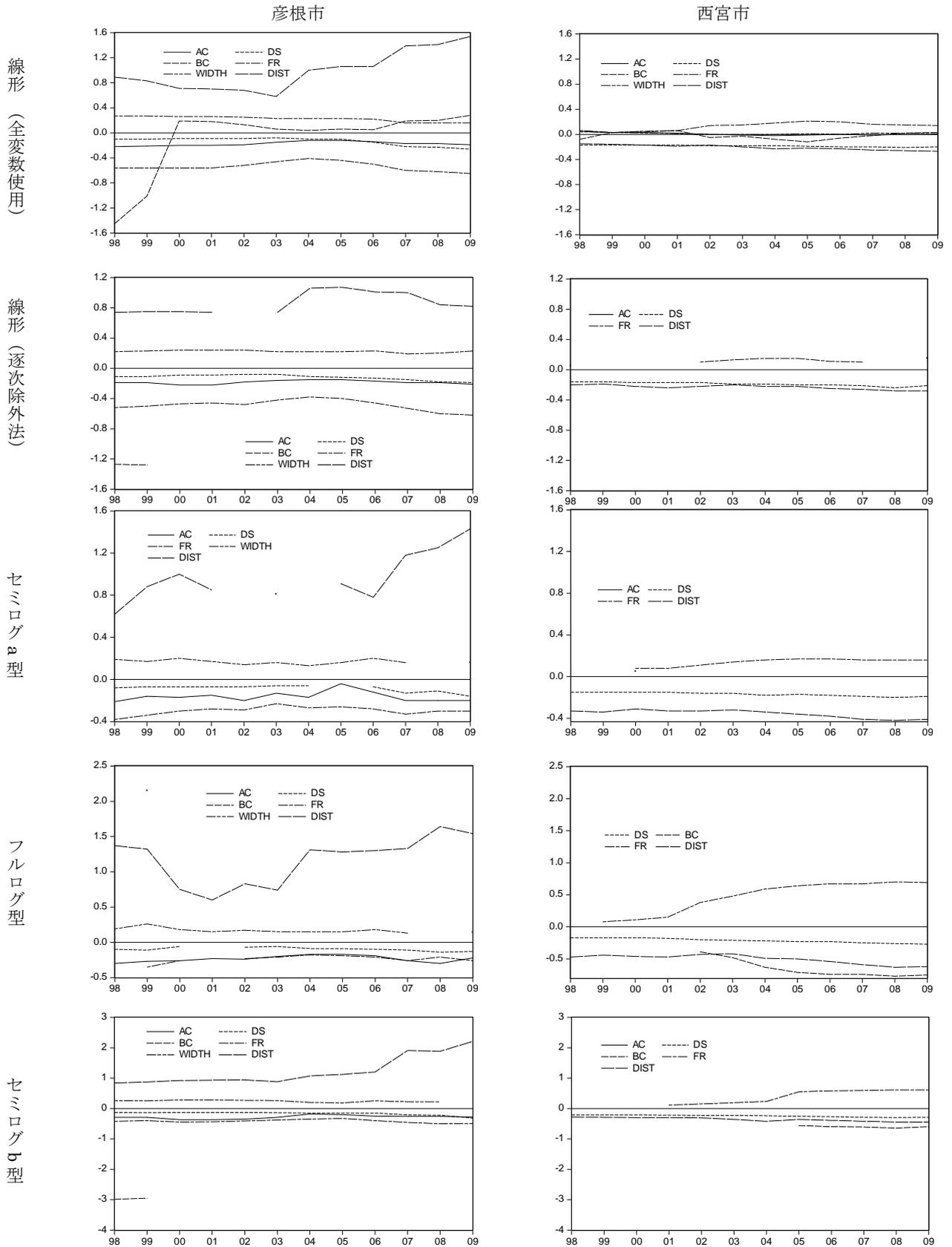
※数値は㎡あたり価格（単位千円）、▼の大きさは前年比下落率を示す。

図 8 彦根市・西宮市の住宅地平均鑑定価格推移
 指数 (1985年=100) 対前年変化率



※HIKONE_KOJI : 地価公示[彦根市]、NISHINOMIYA_KOJI : 地価公示[西宮市]、HIKONE_CHOSA : 地価調査[彦根市]、
 NISHINOMIYA_CHOSA : 地価調査[西宮市]
 ※地価公示は1月時点、地価調査は7月時点を示す。

図 9 量的変数の偏弾性値推移



※「線形 全変数使用モデル」を除いて、空白は係数が有意とならなかったことを示す。

※AC：地積、DS：最寄駅からの距離、BC：指定建蔽率、FR：指定容積率、WIDTH：前面道路幅、DIST：県中心駅までの距離