



SHIGA UNIVERSITY

CRR WORKING PAPER SERIES J

Working Paper No. J-13

住宅地価格に関する定量分析  
—彦根市と西宮市の比較をケースとして—

得田 雅章

2010年4月

Center for Risk Research  
Faculty of Economics  
SHIGA UNIVERSITY

1-1-1 BANBA, HIKONE,  
SHIGA 522-8522, JAPAN

滋賀大学経済学部附属リスク研究センター  
〒522-8522 滋賀県彦根市馬場 1-1-1

## 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している。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、あるいは因果の方向性をどうとらえるべきであろうか。

この点について、土地資産の価格形成理論ならびに実体経済の位置づけを整理することは有益であろう。本論ではまずマイクロ・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。こうした整理をふまえ、分析対象を彦根市（滋賀県）と西宮市（兵庫県）の住宅地地価に絞り、時差相関係数による簡単な時系列的計測を行う。さらにクロスセクショナルな分析としてヘドニック価値モデルを定式化し、両市の年次ごとの推計を実施する。次節では理論面の整理を行い、第3節では実証分析を行う。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

まず、地価理論に関するマイクロ時系列面からの変動理論を確認する。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）を採用して、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。

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

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、 $\pi_t = t$  期のインフレ率、 $\theta_t = t$  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、

<sup>†</sup> 滋賀大学経済学部 Faculty of Economics, Shiga University    E-mail : m-tokuda@biwako.shiga-u.ac.jp

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

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。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  $[ \quad i \uparrow \rightarrow (q^* / p^*) \downarrow \quad ]$
- ・ 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<sup>1</sup>。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<sup>2</sup>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<sup>3</sup>。

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

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

<sup>2</sup> 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ヵ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。

<sup>3</sup> 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。

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、 $\pi^*$  = 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<sup>4</sup>。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。

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  $y_t^g$  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包されているため、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ことになる。

<sup>4</sup> 得田(2010), pp.204-206.参照。

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。ここでは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<sup>5</sup>。

### 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)」の合成物であると考え、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<sup>6</sup>。

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。

得田(2009)では、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ている。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ている。どの推計式もフィットは良好で、価格を形成する要因としては、地積、最寄り駅までの距離、滋賀県県庁所在地である大津駅までの距離、前面道路幅、ガス敷設ダミー、主要路線である琵琶湖線ダミーが重要であり、それぞれのモデルで定量化がなされている。また Tokuda(2009)では鑑定データである地価公示や地価調査に加え、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ている。鑑定データと取引データの差異をふまえたうえで極力同じ変数を用いた推計の結果、量的およびダミー変数の多くで同じ符号を得ている。一方、道路付け方位や優良住環境要因の影響については、取引データを用いた推計結果のみで有意性を確認している。

ここまで土地資産に関する理論整理をミクロ・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。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を近畿圏、さらに彦根・西宮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。

<sup>5</sup> 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。

<sup>6</sup> 原典の一つとして Apple(1987)が挙げられる。モデルの紹介は清水(2004)や Tokuda(2009)で行われている。

### 3. 実証分析

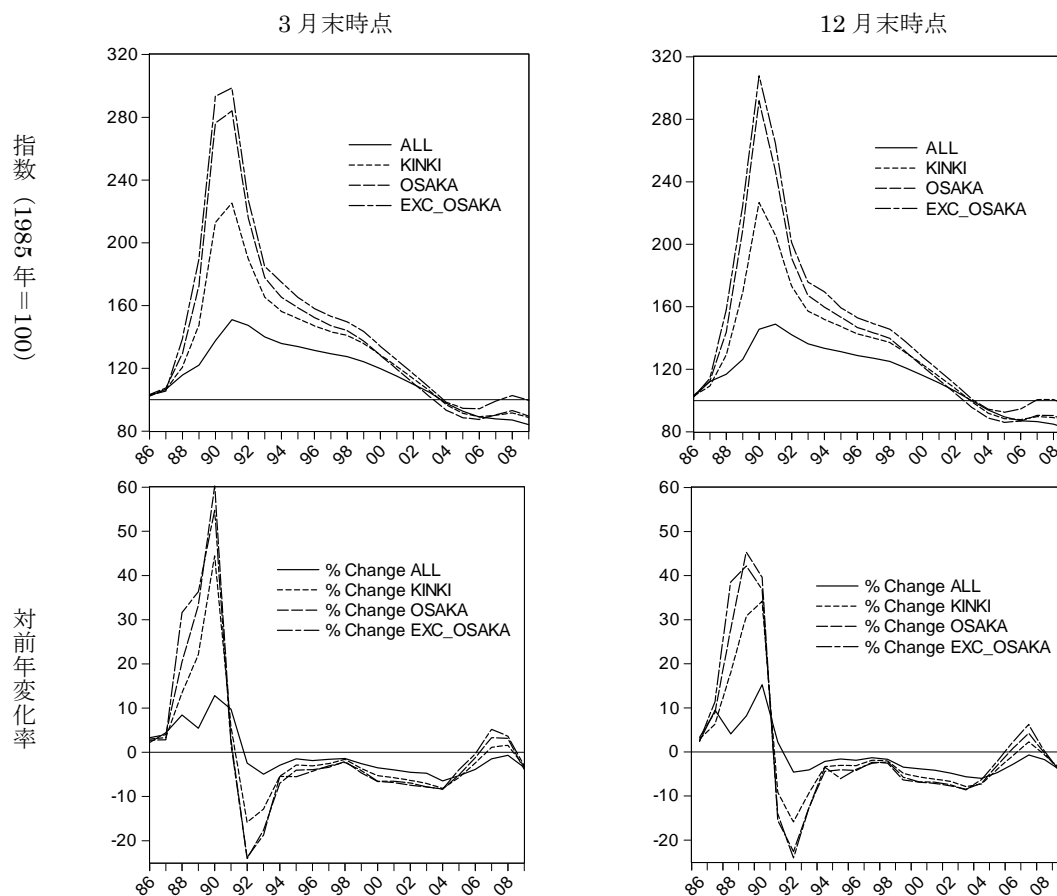
#### 3.1. 時差相関分析

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<sup>7</sup>。一方、市街地価格指数は毎年3月と9月時点の半期毎のデータである。期種が異なるため、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1である。

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を除く大阪圏の変化率が大きく、次いで近畿圏、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、指数では近畿圏都市部は近畿圏全体に比べ60ポイント以上の差となって表れている。

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、時差相関係数を測ったのが表1である。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

図1 市街地価格指数の推移



※ALL：全国、KINKI：近畿圏、OSAKA：大阪圏、EXC\_OSAKA：大阪府を除く大阪圏

<sup>7</sup> 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。

指数は全て住宅地で、全国、大阪圏、大阪府を除く大阪圏（除大阪圏）<sup>8</sup>を取り上げ、実体経済は名目暦年 GDP で測ることにした。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り、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。時差の概念を図2に示す。

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	<b>0.83</b>	0.78	0.69
大阪圏	0.42	0.65	<b>0.70</b>	0.53	0.33
除大阪圏	0.47	0.68	<b>0.72</b>	0.51	0.31

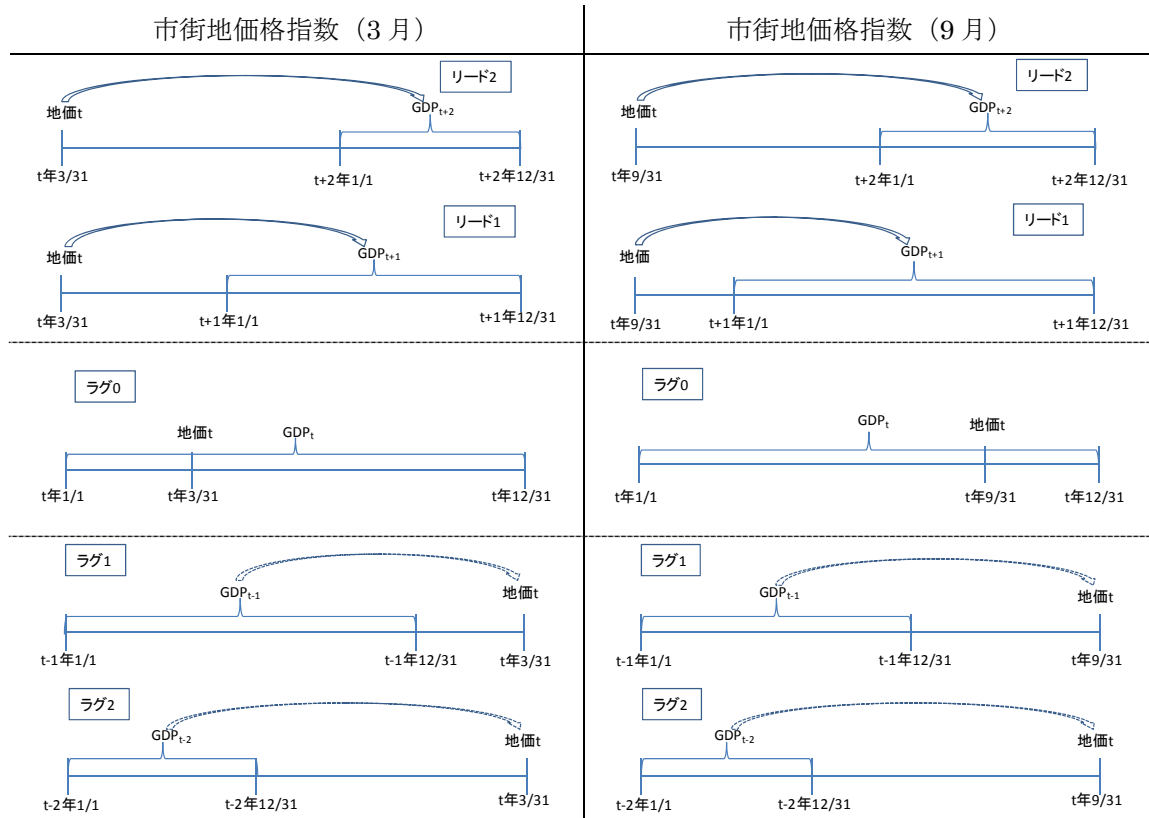
9月時点	リード（地価→GDP）		ラグ0	ラグ（GDP→地価）	
	2期	1期		1期	2期
全国	0.60	0.77	<b>0.79</b>	0.73	0.63
大阪圏	0.56	<b>0.72</b>	0.68	0.46	0.25
除大阪圏	0.60	<b>0.74</b>	0.69	0.43	0.25

※市街地価格指数は住宅地、GDPは名目暦年を利用  
 ※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

同じリード数でもより時系列的に近接しているのは9月のものである。一方、同じラグ数でもより近接しているのは3月のものである。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月時点のものであり、逆にt期のGDPの影響が色濃く

図2 時差の概念図（市街地価格指数とGDP）



<sup>8</sup> このカテゴリに後に分析する彦根市（滋賀県）や西宮市（兵庫県）が含まれる。

反映するとすれば9月時点の地価であろう。

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用いた。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、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。

次に、分析する住宅地地価データの地域をさらに絞って、GDPとの時差相関を検証する。そのため地価データを鑑定データである地価公示ならびに地価調査にスイッチしたうえで、対象エリアを彦根市(滋賀県)とし、比較対象エリアとして西宮市(兵庫県)をとりあげる。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 m<sup>2</sup>である自治体という共通性を有する<sup>9</sup>。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<sup>10</sup>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、二市をチョイスすることにした。

図3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4は西宮市についてである<sup>11</sup>。調査地点数は彦根市が37地点、西宮市は148地点であり、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た。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。なお、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。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<sup>12</sup>。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5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1の市街地価格指数と比べると、明らかに西宮市はOSAKAあるいはEXC\_OSAKAタイプであり、彦根市はALLとKINKIの中間のタイプに近い。

<sup>9</sup> 市町民所得(平成18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(平成17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。

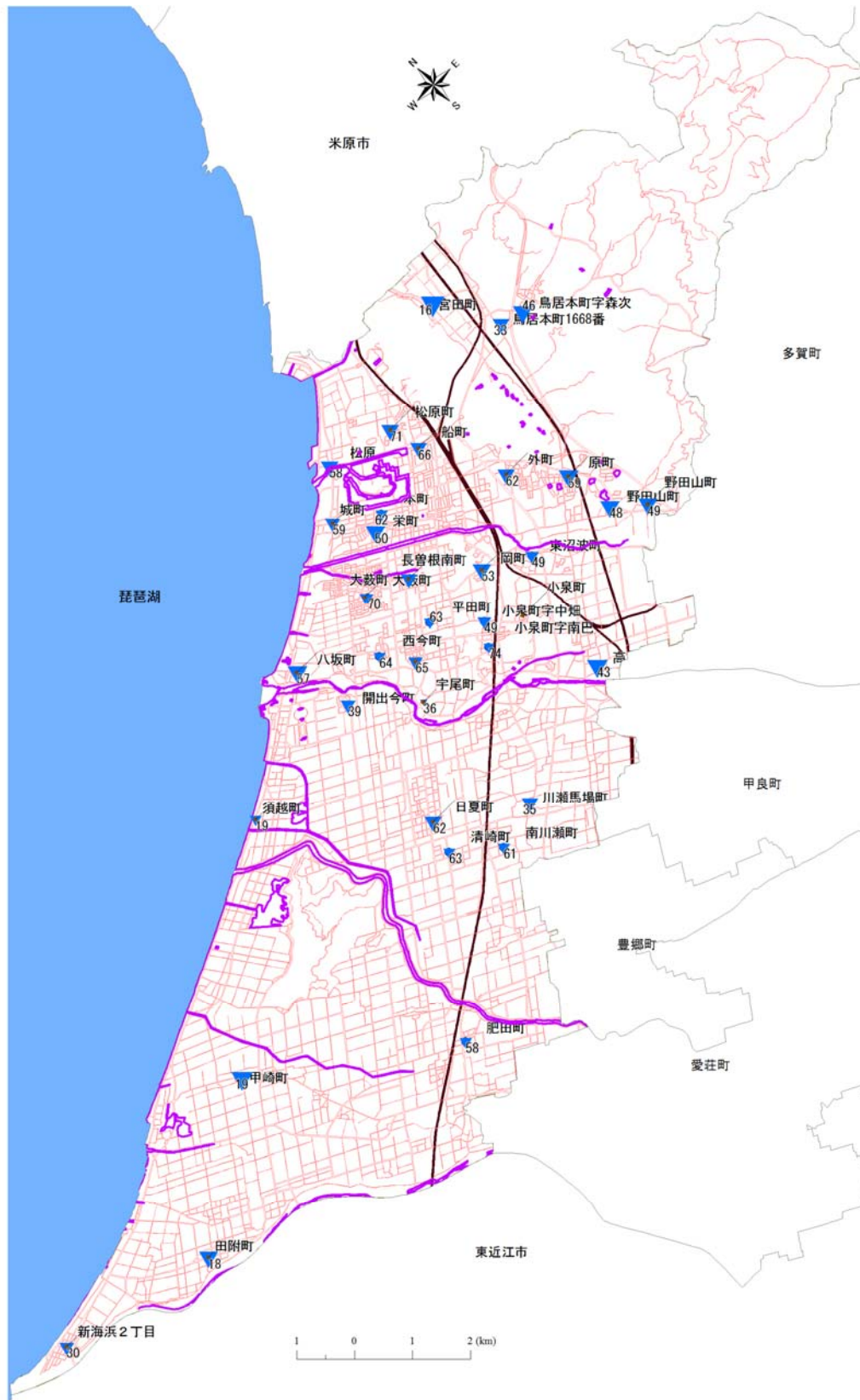
<sup>10</sup> 「メジャーセブンのマンショントレンド調査5周年総括レポート」(2008年11月、レポート幹事会社(株)大京)では住んでみたい街として西宮が関西圏第2位にランクインされている。またウェブ上のGoogle検索では「高級住宅地 彦根」のキーワード検索でのヒット数が1.95万件に対し、「高級住宅地 西宮」では7.74万件に上る(「ブランド住宅地」での検索は彦根市が30.5万件に対し、西宮市は38.3万件であった)。

<sup>11</sup> 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うため省略した。

<sup>12</sup> 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。



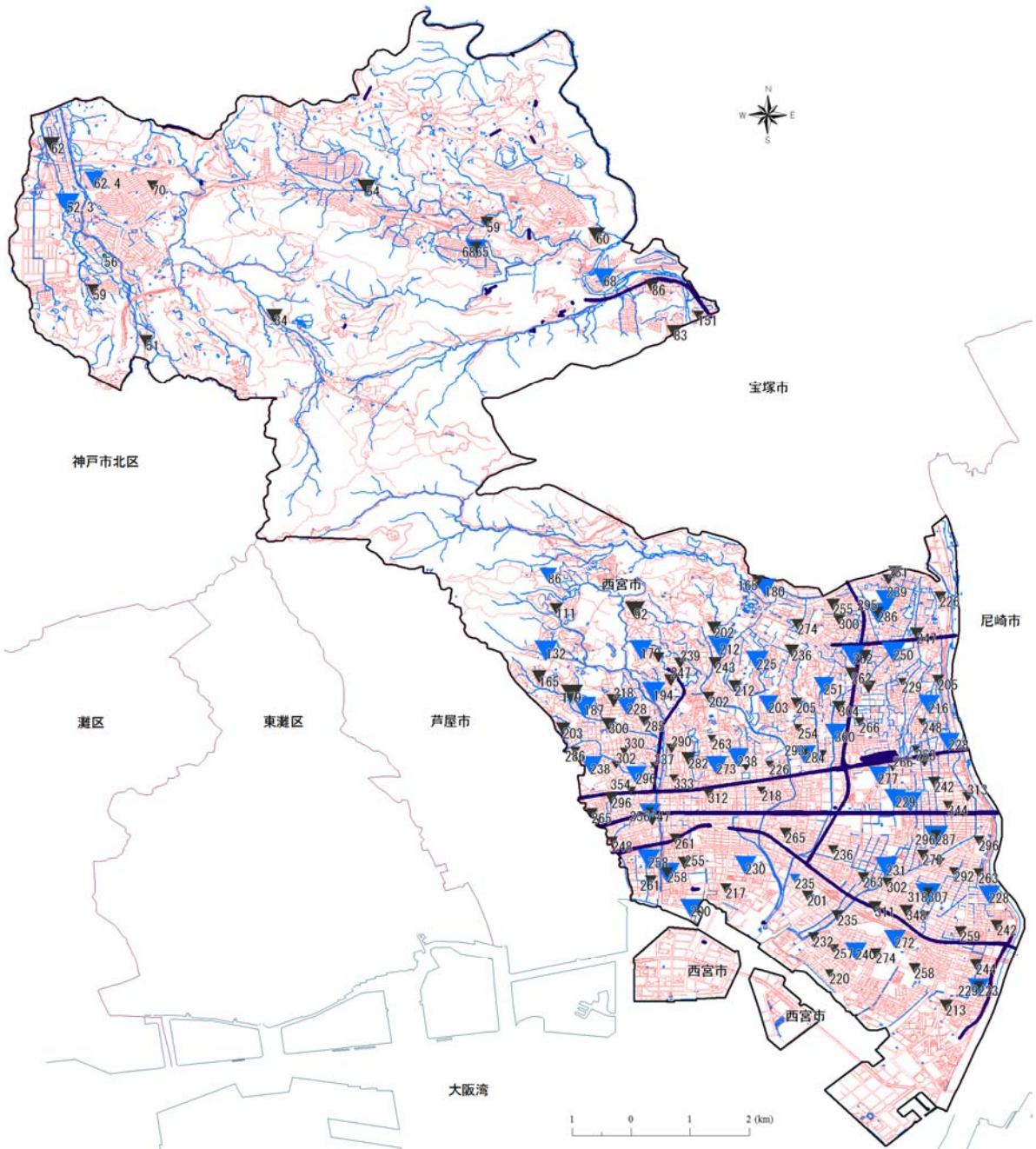
図 3 彦根市住宅地の鑑定調査価格分布



(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。

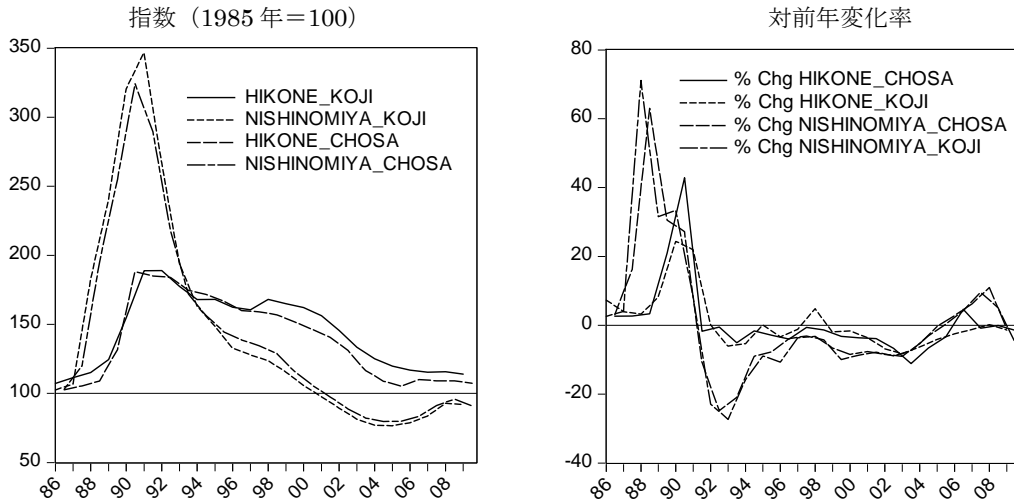
図 4 西宮市住宅地の鑑定調査価格分布



(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 5 彦根市・西宮市の住宅地平均鑑定価格推移



※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。

さらに鑑定データにおいても、時差の概念図として図 6 を示したうえで、両市毎の時差相関係数を表 2 で示す。データは鑑定地価データ、GDP も 1985 年以降を用いた。地価データに市街地価格指数を用いた表 1 に比べれば、彦根市は地価公示でラグ 1 (係数 0.77)、地価調査でラグ 0 (係数 0.66) が最も大きい。表 1 で検証したより大きなエリアでの分析と異なり、彦根市においては GDP が地価に先行していることから、住宅地地価への波及が遅れていることが示唆される。一方、西宮市は地価公示でラグ 0 (係数 0.69)、地価調査でリード 1 (係数 0.72) が最も大きく、前出表 1 と同じ地価の先行性が確認された。

図 6 時差の概念図 (鑑定データと GDP)

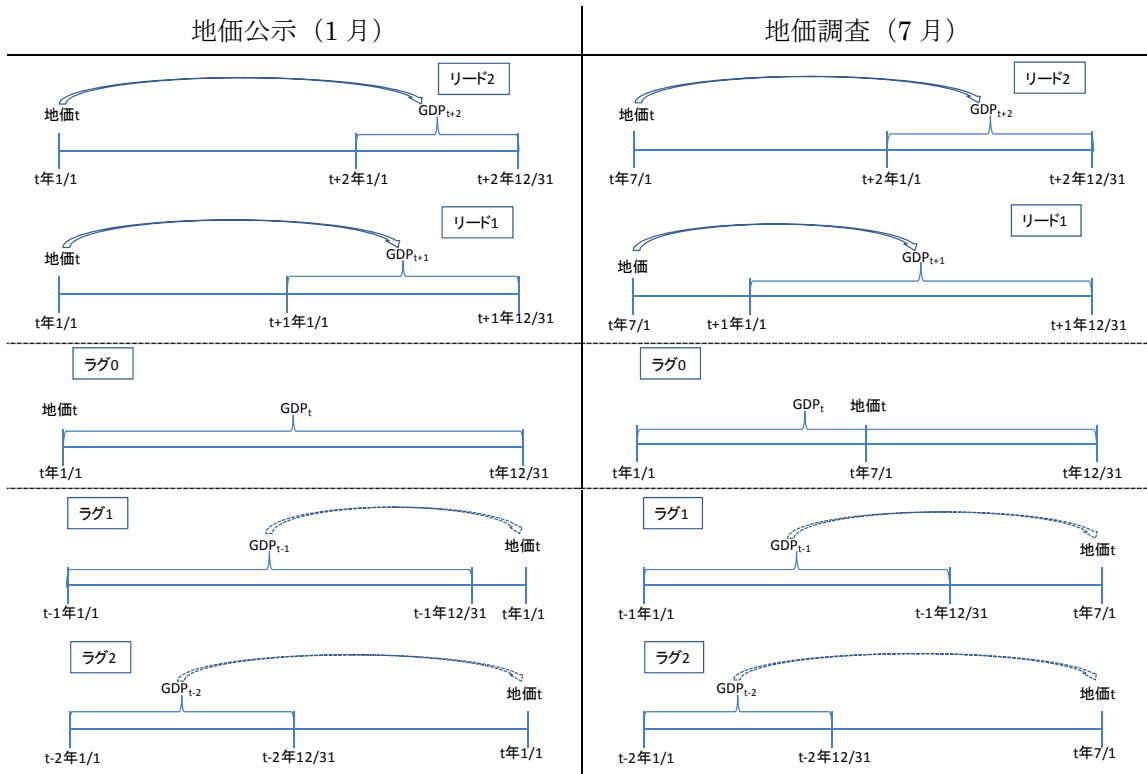


表 2 住宅地地価鑑定データと GDP の時差相関係数

地価公示 (1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
彦根市	0.29	0.51	0.74	<b>0.77</b>	0.65
西宮市	0.57	0.69	<b>0.69</b>	0.44	0.27
地価調査 (7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
彦根市	0.33	0.55	<b>0.66</b>	0.60	0.48
西宮市	0.65	<b>0.72</b>	0.66	0.39	0.22

※市街地価格指数は住宅地を、GDP は名目暦年を利用  
※いずれも変化率で計算

(データ出所) 内閣府、土地情報総合システム

このように時差相関係数による簡単な計測から、住宅地資産価格から実体経済への大きな方向性が示され、より小さな地域単位での分析では西宮市に比べ彦根市は波及までのタイムラグを有する可能性が示唆された。もっとも、GDP 変動の波及自体が遅行していることは十分に考えられる。この点について滋賀県より市町内総生産が発表されているので<sup>13</sup>、この指標を利用すれば因果の逆転が示せるかもしれない。ただし、公表時期が遅く未確定となっていることには留意する必要がある<sup>14</sup>。

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変数相互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 Granger テストや Sims テストを行う必要がある。

次節以降ではヘドニック・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。

## 3.2. HVM による推計

### 3.2.1 推計式の特定化

Tokuda(2009)で検討しているように、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極力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。なお、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。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 等の統計学の手法では、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

<sup>13</sup> 滋賀県市町民経済計算 <http://www.pref.shiga.jp/e/toukei/sna/sichou-sna.html>

<sup>14</sup> 2010 年 3 月現在の最新公表は 2006 年度のものであり、3 年程度の遅れを有している。

証モデルは以下のような形で表すことができる。

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

$$p_{it}^{(\theta)} = \begin{cases} (p_{it}^{\theta} - 1) / \theta & \theta \neq 0 \\ \ln p_{it} & \theta = 0 \end{cases} \quad (9)$$

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

ここで  $z_{ijt}$ ,  $d_{ikt}$ ,  $u_{it}$  はそれぞれ  $t$  期における第  $i$  ポイントの住宅地地価の第  $j$  番目の特性、第  $k$  期の時間ダミー、誤差項を示す。Box-Cox 変換<sup>15</sup>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。 $(\theta)$  は理論住宅地価格の Box-Cox パラメータ、 $(\lambda)$  は量的変数の Box-Cox パラメータ、 $\gamma_{0t}$  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。モデルの各変数は鑑定価格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ヘドニック変数である。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 単位あ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。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<sup>16</sup>。したがって、 $u_{it}$  については若干の留意が必要である。ある一定期間貯蔵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。

### 3.2.2 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 m<sup>2</sup>あたり住宅地価格である。説明変数は量的なものと同ダミー変数（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、琵琶湖線ダミー、阪急線ダミー、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、鑑定

<sup>15</sup> 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、

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{d(x^{\lambda} - 1)}{d\lambda} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} x^{\lambda} \ln x = \ln x \quad \text{と、} 0 \text{ 以外の値のケースの極限值として導出され、Box-Cox 変換は } 0$$

においても連続となる。

<sup>16</sup> 本来は地価公示と地価調査を分けて推計すべきだが、彦根市のサンプル数確保のため一緒にした。

調査時点ダミーとした（表 3）。

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、そうでないならば 0
		BIWAKO : 琵琶湖線 <sup>17</sup> 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
		HANKYU : 阪急線 <sup>18</sup> ダミー	最寄り駅が阪急線ならば 1、それ以外ならば 0
		RAPID : 快速ダミー	最寄り駅が琵琶湖線[彦根市]あるいは阪急神戸線[西宮市]であり、しかも新快速[彦根市]か快速[西宮市]の停車駅ならば 1、そうでないならば 0
		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_DAM : 鑑定調査時点ダミー	1月ならば 0、7月ならば 1		

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 3、図 4 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% 弱の県・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年毎の推計を 1998 年から 2009 年まで行う。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。

<sup>17</sup> 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。

<sup>18</sup> 神戸本線、今津線、甲陽線が含まれる。

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
PLP : 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	説明	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%
	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%
接道道路種別	ROAD_CITY : 市道の割合	85%	88%	93%	100%
	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

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<sup>19</sup>。あてはまりの良さでは彦根市の方が上で、 $R^2$  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ってよいであろう。 $R^2$  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

<sup>19</sup> 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。

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価値が含まれていると解釈することができる。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）や高級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。

表 5 推計結果（2009年：彦根市）

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 <sup>2</sup>		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 R<sup>2</sup>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。

RAPID（快速ダミー）は彦根市ではほとんど有意とならなかったが、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、電車で依存しない程度が彦根市では大きなこと<sup>20</sup>、職場までの通勤距離が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。

<sup>20</sup> 都市データバック(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。



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。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らなかった点を指摘しておく。

表 6 推計結果（2009 年：西宮市）

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	係数	t値	係数	t値	係数	t値	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 <sup>2</sup>	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 R<sup>2</sup>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。

次に個別変数の影響を推計年次ごとに確認する。図 7 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）が比較的ボラタイ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\_DAM（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。

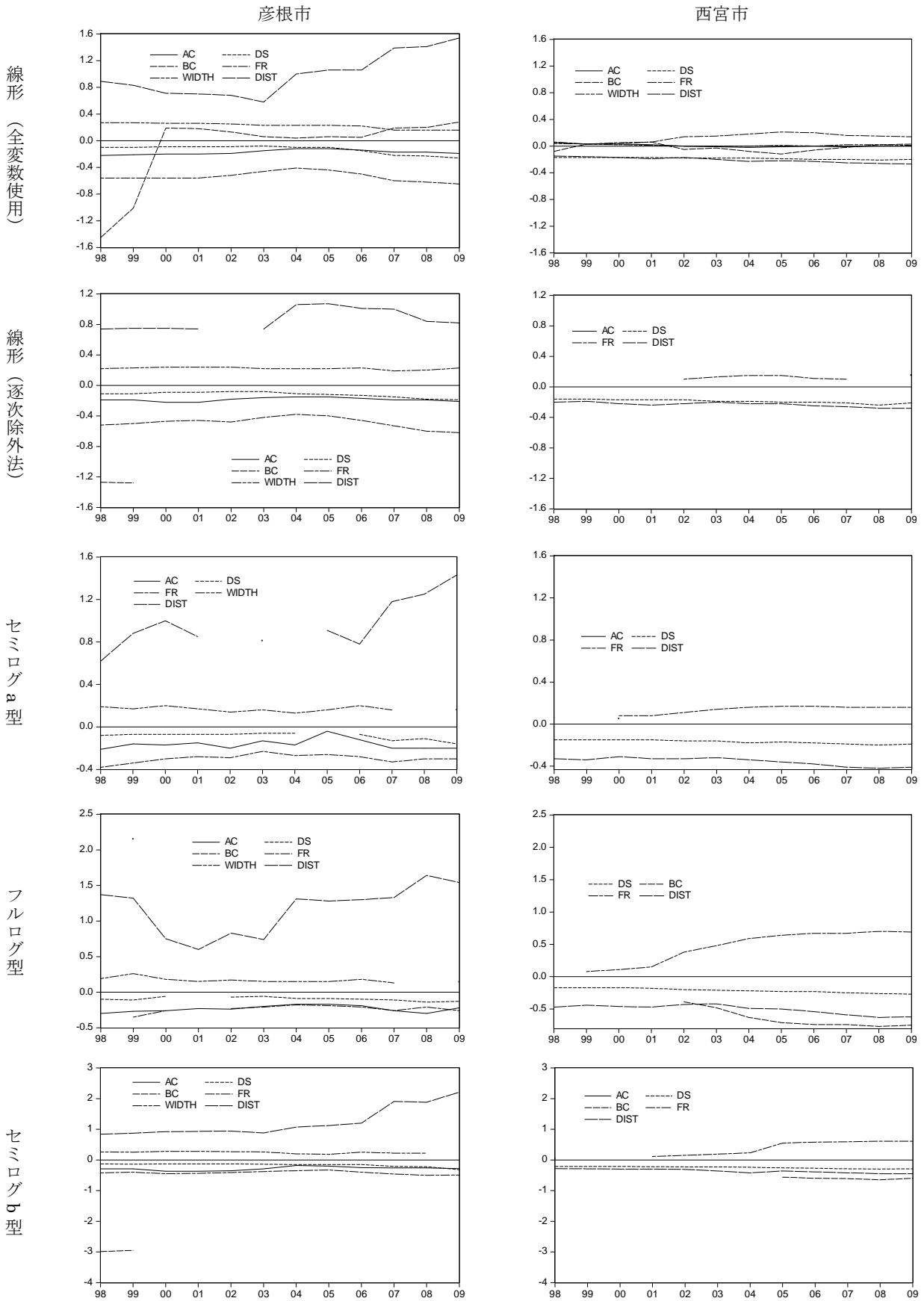
彦根市では CHOKU（調整区域ダミー）や GAF（都市ガス未整備ダミー）がどの年次、関数形においてもコンスタントに上位に位置している。また、BIWAKO（琵琶湖線ダミー）が近年上昇

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。

図 7 数量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。

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)	(GAF)	S_E	S_E
4	S_E	(CHOKU)	S_E	(CHOKU)	BIWAKO	BIWAKO	S_E	S_E	(CHOKU)	(CHOKU)	(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)	(CHOSA_DAM)	ROAD_CITY	ROAD_CITY	
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)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)
2	BIWAKO	BIWAKO	(GAF)	(GAF)	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	(GAF)	(GAF)	(GAF)	BIWAKO	(GAF)
3	(GAF)	(GAF)	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	(S)	(S)	(S)	(S)	GAF	BIWAKO
4	(S)	(CHOSA_DAM)	N	(S)	(S)	N	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)	

セミログ型

順位	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998
1	BIWAKO	BIWAKO	BIWAKO	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(GAF)	(GAF)
2	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	(CHOKU)	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	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	ROAD_PREF	(GAF)	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU
2	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU	CHOKU	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)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(GAF)	(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	(S)	(S)				HANKYU	
10		(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)	(S)	HANKYU					
11						(CHOSA_DAM)	(CHOSA_DAM)					

セミログ型

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	ROAD_CITY	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	ROAD_PRI	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。

#### 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実証分析を行った。対象は関西圏であり、さらにエリアを絞った彦根市および西宮市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、彦根市は 1 年程度のラグをもって、西宮市は逆に 1 年程度のリードを持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、西宮市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。

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。

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。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 年度滋賀大学リスク研究センター研究助成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, Ipppei., Naoko Hara, Yasuo Hirose and Yuki Teranishi (2005), “The Japanese Economic Model (JEM),” *Money and Economic Studies* 23, 61-142.
- 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.
- 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.
- 清水千弘 (2004) 『不動産市場分析』住宅新報社
- 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.
- 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.