



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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—

中村康治*

kouji.nakamura@boj.or.jp

才田友美*

yumi.saita@boj.or.jp

No.07-J-6
2007年3月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

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——

中村 康治*・才田 友美**

2007年3月

【要旨】

本稿では、マクロ経済指標との対比で分析する際に適切と考えられる「加重平均公示地価」指標を用いて、実質地価と実体経済に関する長期時系列分析を行った。共和分分析の結果、所得や金利、期待成長率等の経済のファンダメンタルズ指標から算出される割引現在価値と実際の実質地価との間には、共和分関係が見出されるケースが多くみられた。また、人口要因が、実質地価に影響を与えている可能性が示された。得られた共和分関係を用いて推計した誤差修正モデルによると、割引現在価値の変動のほかに、金融機関貸出や人口動態の変化も実質地価の変動に影響を与えてきたことが分かった。最近、地価の下落幅が縮小、あるいは上昇に転じている例がみられるが、こうした動きは、低金利が継続する状況の下で経済のファンダメンタルズが好転していることを反映した割引現在価値の上昇、理論地価への収斂、金融機関貸出の下落に歯止めがかかったこと、が影響している。

キーワード：加重平均公示地価、割引現在価値、共和分分析、誤差修正モデル

JEL Classification: C32, E39

* 日本銀行調査統計局 (E-mail:kouji.nakamura@boj.or.jp)

**日本銀行調査統計局 (E-mail:yumi.saita@boj.or.jp)

分析にあたっては、荒井千恵氏（日本銀行調査統計局）の多大な協力を得た。本稿の作成過程においては、西村清彦氏（日本銀行審議委員）、松林洋一教授（神戸大学）、阿部修人助教授（一橋大学）、関根敏隆氏（BIS）、および早川英男氏、前田栄治氏、木村武氏、肥後雅博氏をはじめとする日本銀行スタッフより数多くの有益な示唆を受けた。記して感謝したい。もちろん、有り得べき誤りは全て筆者達に帰するものである。また、本稿に記された意見・見解は筆者個人のものであり、日本銀行及び調査統計局の公式見解を示すものではない。

1. はじめに

1980年代半ば以降の地価上昇は、投機的な土地取引の大幅な増加と金融機関貸出の急増をもたらしたが、その後、地価が下落に転ずると、不良債権の増加、金融システムの不安定化といった問題を引き起こした。こうした過程で、「地価にはバブルがあったのかどうか」、「バブルの大きさはどの程度であったのか」、「適正な地価水準はどの程度か」、といった問題が、専門家の中で議論されてきた。これまでの分析や議論に基づけば、「1980年代半ばから1990年代初めにかけての地価は、実体経済のファンダメンタルズから説明できる水準からは乖離しており、当時の地価にはバブルが存在した」という理解が共有されている¹。しかし、その程度は分析により区々であり、また、その基準も分析によって大きく異なる。最近、ようやく地価に反転の兆しが見られてきている。こうした動きについては、実体経済の回復を反映したものという議論がある一方、行き過ぎた金融緩和によって再び地価バブルが発生しているという議論もなされており、コンセンサスは得られていない。

本稿では、こうした議論を踏まえ、地価水準を評価するためのひとつの「ものさし」を提供することを目的としている。すなわち、本稿では、(a)マクロのファンダメンタルズ指標から算出される地価の水準、すなわち土地の割引現在価値はどの程度であるのか、(b)人口変動など基本的な地価形成理論で考慮されていない要因が、現実の地価形成に影響を与えてきているのかどうか、(c) (a)、(b)の両方を考慮した理論地価は、実際の地価とどのような関係にあるのか、という点について焦点を当てて分析を行う。このため、本稿では、マクロ経済指標との対比で分析を行う際に適切と考えられる「加重平均公示地価」データを用いて、共和分分析、誤差修正モデルによって、理論地価と実際の地価との関係を定量的に分析する。過去においても共和分分析を用いた実証分析がいくつか行われてきているが、それらと比べると、本稿の特徴点は、(a)公表されている公示地価指標ではなく「加重平均公示地価」を分析対象としていること、(b)約50年間にわたる長期時系列データを用いて出来るだけ多くの地価変動のエピソードを取り込んでいること、(c)より地価形成理論に忠実な割引現在価値指標を作成して分析に用いていること、である。

本稿の分析で得られた結論をあらかじめ述べると以下の通りである。第一に、マクロの所得環境、金利水準、期待成長率、税率、リスクプレミアムといったファンダメンタルズ指標に基づき算出した土地の割引現在価値と実際の実質地価の間には共和分関係が見出されるケースが多くみられた。その際、基本的な地価形成理論では考慮されていない人口動態を加味したケースで、共和分関係

¹ バブル期における地価の包括的な分析については、日本銀行調査統計局（1990）、岩田（1992）、西村（1995 a）、吉川（1996、2004）、植村・佐藤（2000）等を参照。

を検出できたケースが多いことが判明した。

第二に、得られた共和分関係を用いた誤差修正モデルによって実質地価の短期的な変動をうまく説明することが出来た。その際、土地の割引現在価値以外に、銀行貸出や人口動態の変動といった要因が短期的な地価変動に影響を与えていたことが判明した。分析に基づくと、バブル期においては、(a)低金利の下で高成長期待が持続するという近視眼的期待が、土地の割引現在価値の上昇を通じて地価を押し上げていたこと、(b)金融機関貸出が地価押し上げに寄与していたこと、(c)推計モデルから説明できない要因（＝誤差項）も地価押し上げに寄与していたこと、が確認できた。

第三に、誤差修正モデルに基づくと、最近時点で、多くの用途、地域で、地価の下落幅の縮小や地価の上昇がみられるのは、(a)理論地価への収束の動き（＝誤差修正）、(b)低金利が持続する下での経済の持続的成長に伴う割引現在価値の上昇、(c)金融機関貸出の下落傾向に歯止めがかかったこと、が影響しているためと考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、日本の地価分析に関する留意点について考察を行う。第 3 節では、地価の決定要因について概観する。第 4 節では、先行研究についてサーベイを行う。第 5 節では、地価に関する共和分分析と、誤差修正モデルに基づいた短期的な地価変動の分析を行う。第 6 節は結論である。

2. 日本の地価分析に関する留意点

日本の地価をマクロ指標との対比で分析する際には、以下で述べるように、留意すべき点はいくつか存在する。これらの留意点を考慮した上で、適切な地価指標や分析期間を選択しないと、地価の実勢動向を見誤ったり、他のマクロ経済指標と間に安定的な関係を見出すことが出来なかつたりする可能性がある。

(1) 地価指標の集計方法に関する留意点

市街地価格指数や公示地価など公表されている代表的な地価指標は、各計測地点における前年比の情報を単純平均して算出されている。したがって、地価水準が高い地点の地価上昇率も、地価水準の低い地点の地価上昇率も同じウェイトで集計されている。過去の日本の例を見ると、地価高騰期には、地価水準の高い地域の地価が大幅に変動しており、公表されている単純平均指標では、都市部など地価水準の高い地域の地価変動のインパクトが過小評価されることになる。公示地価の計測地点の選定にあたっては、専門家による分析に基づき、代表的な調査地点が選択されており、各地域における地価の変動を見る上では

ベンチマークとなる指標である。しかし、GDP や金融機関貸出といったマクロ指標との関係を見る上では、地価水準の違いを加味した地価指標を見る必要がある。

こうした点に対処すべく、本稿では、公式統計ではなく、公示地価情報を用いて独自に算出した「加重平均公示地価」を分析対象としている²。加重平均公示地価とは、各調査地点の単位面積当りの地価単価をウェイトとして地価の前年比を加重平均するものである。すなわち、 t 時点における j 地点の地価を $P_{j,t}$ ($j=1\dots J$) とすると、 t 時点における集計された地価 (P_t) の前年比 (Δp_t) は、以下の式によって算出される。

$$\Delta p_t = \sum_{j=1}^J \frac{P_{j,t-1}}{\sum_{j=1}^J P_{j,t-1}} \Delta p_{j,t} \quad (1)$$

なお、小文字は自然対数値に 100 をかけたもの (%表示)、 Δ は階差オペレータである。

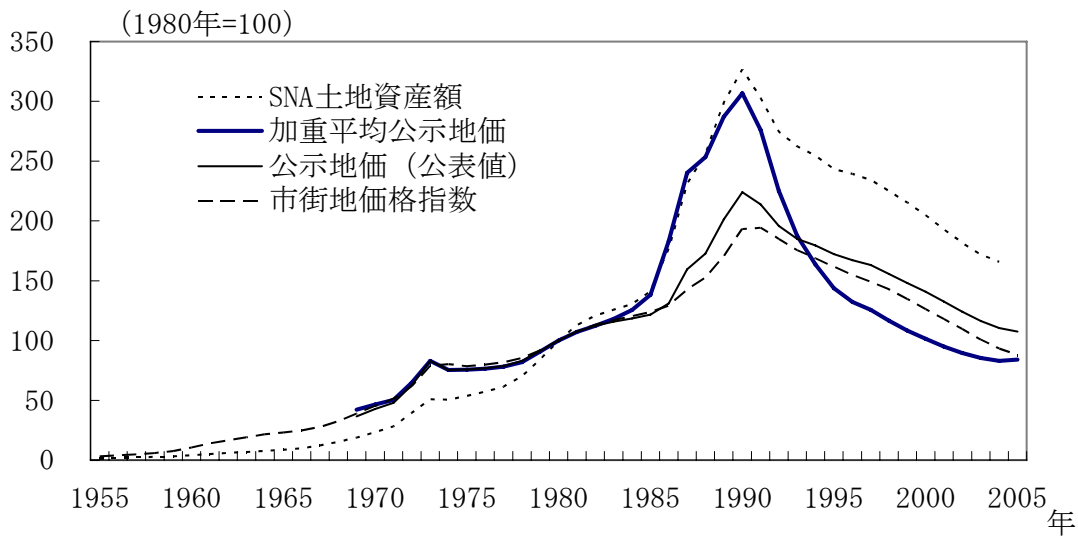
ウェイトは、毎年、実績を反映して変更される。したがって、加重平均公示地価は連鎖指数である。こうした加工により、単純平均によるバイアスを除去でき、地価水準の高い地区の地価変動の動きがより反映されるマクロ地価指標を作成することができる³。実際に、加重平均公示地価の動きを見ると、バブル期に大幅な上昇を示しており、当時の地価上昇のエピソードとも整合的である。また、当時のこうした動きは、マクロの土地価値指標として代表的な国民経済計算 (SNA) の土地資産額の動きともほぼ同じである⁴ (図 1)。一方、公表ベースの公示地価や市街地価格指数は、バブル期に緩やかにしか上昇しておらず、当時の地価上昇を過小評価していることが分かる。

² 加重平均公示地価についての詳細は、才田他 (2004)、日本銀行 (2006) を参照。なお、才田他 (2004) では、加重平均公示地価を求める際に、価格ではなく、価額 (=面積×価格) をウェイトとして用いていた。しかし、各調査地点の面積の動きを詳細に検討したところ、いくつかの異常値がみられた。このため、日本銀行 (2006) や本稿では、次善の策として、価格をウェイトとして加重平均公示地価を作成している。この点についての詳細な議論は、才田他 (2006) 脚注 5 を参照。

³ 加重平均公示地価と他のマクロ地価指標に関する詳細な論点については、補論 1 を参照。

⁴ ただし、1990 年代半ば以降、SNA 土地資産額と加重平均公示地価は乖離している。地域別に見ると、当時、加重平均公示地価が下落する一方で、SNA 土地資産額が上昇している地域が多く見られている。この点についての詳細は、補論 1 を参照。

(図1) 代表的地価指標の長期的動向⁵



(資料) 内閣府「国民経済計算」、国土交通省「公示地価」
日本不動産研究所「全国市街地価格指数」

(2) 取引価格、鑑定価格に関する留意点

市街地価格指数や公示地価など代表的な地価指標は、不動産鑑定士などによる鑑定価格であり、実際に取引されている価格とは異なるという問題点がある。公示地価の場合を例にとると、地価の評価にあたって不動産鑑定士が、(a) 収益還元法か、(b) 周辺地区の正常な取引事例を参考にするか、のいずれかの方法によって地価を算出することになっている。こうした評価方法は、西村 (1995b) が指摘するように、地価が落ち着いている場合には取引価格と鑑定価格はほぼ同じとなり、問題はないが、地価が大きく変動する場合には、鑑定価格が取引価格の変動を過小評価する傾向にある。ただし、土地は頻繁に取引されるものではないため、そもそも、取引価格が実勢を表しているのかどうかという本質的な問題も存在する。

こうした点については、本稿では対応はしない。取引価格をもとに地価指標を作成するという試みは過去においていくつかなされてきた。才田 (2004)は、競売価格を取引情報とみなした上で、首都圏における各土地建物の属性情報を調整したヘドニック価格を算出し、地価の変動を分析している。また、国土交通省は、2005年から取引価格のデータをインターネット上で公開を始めた。こうした試みは、実勢地価を把握しようとする点で有益である。しかし、いずれの指標についても時系列データの蓄積は十分ではなく、現時点では、地価と実体経済の長期時系列分析には使用できない。

⁵ 公示地価は、各年1月1日時点の値を前年末時点の値として図示している。以降の分析においても、各年1月1日時点の値を前年末時点の値として取り扱っている。

(3) データ頻度に関する留意点

代表的な地価指標として、市街地価格指数や公示地価が存在するが、前者は半年に一度、後者は年に一度である。このため、月次や四半期といった短期的な動向を把握することが困難である。近年になり、ようやく、民間機関が四半期や月次で地価動向を把握する指標を公表し始めているが⁶、現時点では、長期時系列分析に必要なデータが確保されていない。

この点については、本稿における分析では問題にはならないと考えられる。実質 GDP や金融指標のデータ頻度にあわせるように、地価の年間データをスプライン関数等で四半期化するという手法はありうるが、こうした手法により追加的な情報が得られるわけではなく、推計結果が左右されることはないと考えられる⁷。

(4) 分析対象期間に関する留意点

地価の変動周期は、他の経済指標と異なり、かなり長期間に亘っている。第二次世界大戦後、日本は 13 回の景気循環を経験してきたが、地価は 1960 年代初め、1970 年代初め、1970 年代後半、1980 年代半ばの 4 回しか大きな変動を経験していない。これまでの地価に関する定量分析では、1980 年代半ばの地価高騰期に焦点をあてているものが多く、1 回の地価変動しか分析に取り込めず、実体経済と地価の関係を定量的に分析する上では不十分といわざるを得ない場合が多い。

この点に関し、本稿では、長期の時系列データを用い、出来るだけ多くの周期を取り込むことで対応している。加重平均公示地価は、公示地価のデータが 1970 年からしか利用できないため、それ以前は算出ができない。したがって、1955 年から 1969 年までについては、市街地価格指数を用いて、加重平均公示地価系列に接続して長期時系列データを作成した。

⁶ ミサワエムアールディー（株）「不動産流通市場調査」、野村不動産アーバンネット（株）「住宅地地価」など。

⁷ より本質的な問題は、地価の変動エピソードが少ないという点である。この点については、将来におけるデータ蓄積を待つ以外に方法はない。

3. 地価の決定要因

本節では、まず、地価の決定理論＝土地の割引現在価値モデルを概観し、割引現在価値が、どのような要因によって影響を受けるかについて考察を行う。その上で、実際に割引現在価値に影響を与える個々の要因について実際のデータを観察する。更に、割引現在価値関係では考慮されていない要因について、考察を行う。

(1) 割引現在価値モデル

(割引現在価値モデルの導出)

地価に関する決定理論は、株価と同様に、シンプルである。すなわち、地価は、その土地が生み出す将来に亘る収益の割引現在価値に等しい。

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

$$\text{ただし } r_t = i_t + \tau_t + RP_t. \quad (3)$$

P_t : t期の地価水準、 P_{t+1} : t+1期の地価水準、 E_t : t期の情報に基づく期待演算子、 Y_t : t期のレント（収益）、 r_t : 資金コスト、 i_t : 名目金利、 τ_t : 税率、 RP_t : リスクプレミアム

これをフォワードに解くと以下の式を得る。

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

永続するバブル解を排除するためには、(4)式の第二項がゼロとなる必要がある。永続するバブル解を排除すると、地価は、レント（収益）の割引現在価値と等しいという以下の式になる。

$$P_t = E_t \left[\sum_{h=0}^{\infty} \left\{ \prod_{k=0}^h \left(\frac{1}{1+r_{t+k}} \right) \right\} Y_{t+h} \right] \quad (5)$$

ここで、更に、(a) レント（収益）の将来の成長率に関して静学的な期待、すなわち、一定の成長率（ g_t^e ）でレント（収益）が成長すると仮定し、また、(b) 資金コスト（ r_{t+k} ）についても静学的な期待（ $r_{t+k} = r_t$ ）を仮定すると、地価の理論値は、以下のように更に単純化できる⁸。

$$P_t = \frac{Y_t}{r_t - g_t^e} \quad (6)$$

（名目地価と実質地価）

上記の理論地価の算出にあたっては、名目と実質の区別をしておかなかった。ここでは、一般物価水準と地価の関係について、名目地価と実質地価の理論値について考えてみよう。(6)式では、地価もレントも名目値である。両辺を一般物価水準（ Π_t ）で割り、実質地価を $p_t = \frac{P_t}{\Pi_t}$ 、実質レントを $y_t = \frac{Y_t}{\Pi_t}$ とすると、以下の(7)式を得る。結果的には、両辺の分子は実質値になるが、分母は変わらない。

$$p_t = \frac{y_t}{r_t - g_t^e} \quad (7)$$

これを踏まえて、本稿における定量分析では、実質所得（ $= y_t$ ）の代理変数として実質 GDP を、また、実質地価（ $= p_t$ ）の代理変数として加重平均公示地価を GDP デフレーターで割ったものを使用する。

（金利ギャップ）

次に分母について考えてみよう。名目金利はフィッシャー方程式より以下の関係が成り立つ。

⁸ 一般に、収益の期待成長率は、足許の実績値に影響される度合いが高く、こうした静学的な期待を仮定することで資産価格が大きく変動することになる。

$$i_t = q_t + \pi_t^e \quad (8)$$

ここで、 q_t は実質金利、 π_t^e は期待インフレ率である。ところで、名目レントの成長率（ g_t^e ）についても、以下のように実質期待成長率（ f_t^e ）と期待インフレ率（ π_t^e ）に分解できる。

$$g_t^e = f_t^e + \pi_t^e \quad (9)$$

(7)の分母の割引率について、(8)、(9)を用いると、以下の通りとなる。

$$i_t - g_t^e + \tau_t + RP_t = q_t + \pi_t^e - (f_t^e + \pi_t^e) + \tau_t + RP_t = q_t - f_t^e + \tau_t + RP_t \quad (10)$$

すなわち、名目割引率は実質割引率に等しいという関係になる。

上記で考慮している名目金利は、「将来にわたる短期金利の平均値」であり、名目長期金利に置き換えて考えることが出来る。したがって、(10)式の左辺のうち、税率とリスクプレミアムを除いた部分は、名目長期金利から名目期待成長率を差し引いたもので、これを「名目長期金利ギャップ」と名付ける。一方、(10)式の右辺のうち、税率とリスクプレミアムを除いた部分は、実質長期金利から実質期待成長率を差し引いたものであり、「実質長期金利ギャップ」と名付ける。(10)式が示しているのは、「名目長期金利ギャップ」は「実質長期金利ギャップ」に等しいというものである⁹。

(2) 割引現在価値モデルの構成要素の動き

本節では、前節で考察した割引現在価値モデルを構成する各要素について、時系列データによって動きを確認する。

(実質 GDP と実質地価の動き)

割引現在価値モデルの分子は、土地から得られるレントである。地価をマクロの視点から分析する場合、通常、レントの代理変数として実質 GDP が用いられる。これは、マクロの地価を分析する際に、適当なレント指標が利用可能で

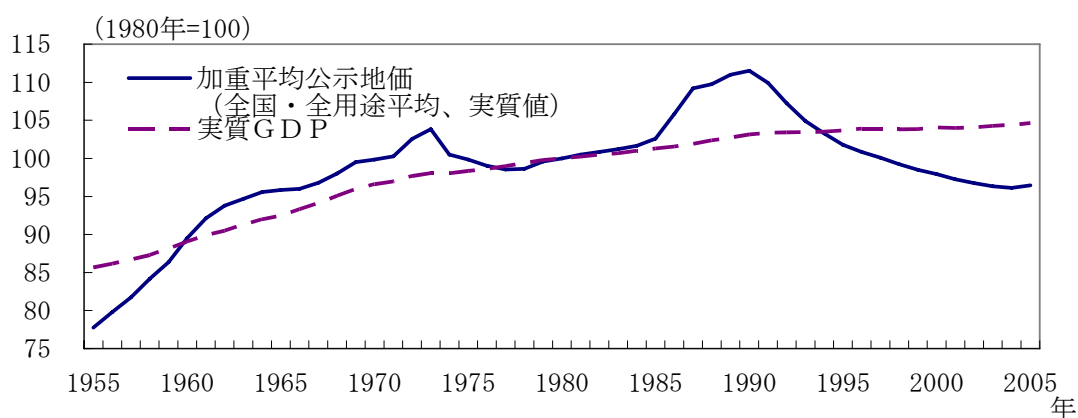
⁹ ここでは、名目長期金利に反映されている期待インフレ率のターム・ストラクチャーと名目期待成長率に反映されている期待インフレ率のターム・ストラクチャーが同じであると仮定している。

ないためである。こうした取り扱いは、土地への分配率が時間を通して一定であるという想定のもとでは適切であると考えられる。

実際に、実質 GDP と実質地価の動きを長期時系列データで観察すると、高度成長期から列島改造ブームに沸いた 1970 年代前半にかけては、実質地価が実質 GDP を上回るペースで上昇していたが、1970 年代中頃には、実質 GDP と同程度の水準にまで実質地価が下落した。その後、1970 年代半ばから 1980 年代前半までは同程度の水準で推移した後、バブル期には、実質地価が実質 GDP を大きく上回って上昇した。1990 年頃から実質地価が下落に転じた一方、実質 GDP は緩やかに上昇した。1990 年代前半には、両者は同程度の水準になったが、その後も実質地価は大幅に下落を続けた。

なお、本稿における実証分析では、全国だけではなく、六大都市圏と地方圏に分けて分析を行っているが、この場合には、それぞれに対応する実質県民所得を用いている¹⁰。

(図 2) 実質 GDP と実質地価¹¹



(資料) 内閣府「国民経済計算」、国土交通省「公示地価」

(金利ギャップ)

名目長期金利¹²、名目期待成長率¹³を用いて金利ギャップの推移をみてみよう。

¹⁰ ただし、用途別の推計にあたっては、各地域別の実質県民所得あるいは全国の実質 GDP を用いるだけに止めている。これは、用途ごとに県民所得を分配することが出来ないためである。したがって、用途別の違いは、割引現在価値のパラメータ、すなわち地価の割引現在価値に対する弾性値の違いに反映されていると考えられる。なお、県民所得は、2003 年度までしか利用可能ではないので、2004、2005 年度については、地域別の有効求人数をもとに推計している。

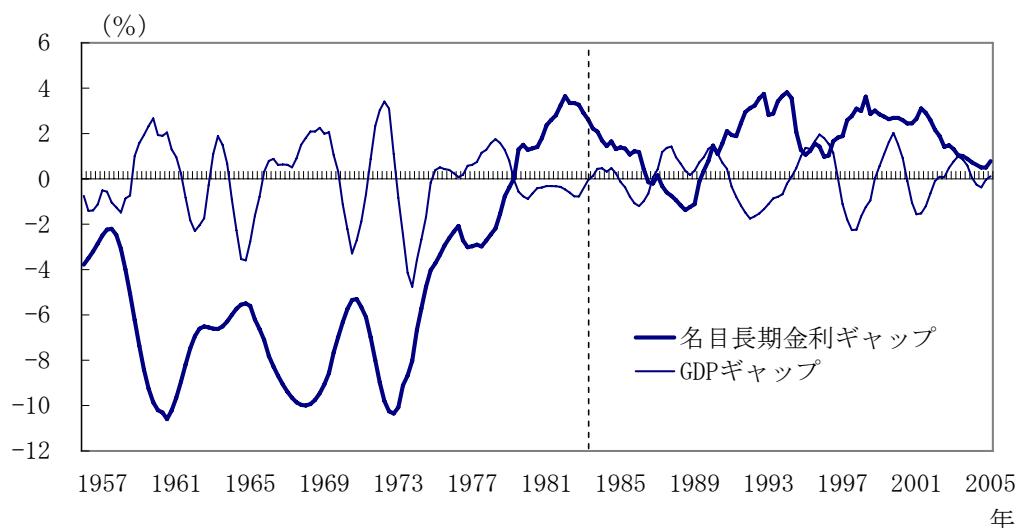
¹¹ 図 2 の実質 GDP と実質地価は、対数変換した後に指数化している。

¹² 実際の分析では、名目長期金利として、長期プライムレートを用いている。

¹³ 期待名目成長率として、本稿では、四半期の名目 GDP 成長率に HP フィルター ($\lambda=100$) をかけたものを使用している。通常、四半期データ系列には $\lambda=1,600$ が選択される。しかし、企業が想定する期待名目成長率 (内閣府『企業行動に関するアンケート調査』) の動き

「名目長期金利ギャップ」を実際に計測してみると、GDPギャップとの間に明確な逆相関関係があり、相対的に金利が高くなる＝名目長期金利ギャップが上昇すると GDPギャップは低下する（逆は逆）という関係がみてとれる（図3）。

（図3）名目長期金利ギャップとGDPギャップ



ただし、上記のような明確な関係は、金融市場が自由化され、金利が市場で決定されるようになった1980年代半ば以降においてのみ観察される。1980年代前半以前においては、金利は規制され、市場の需給や経済動向がそのまま金利水準に反映されていなかったと考えられる。実際にデータをみると、1980年代以前における名目長期金利ギャップは、(a) 循環的変動幅が金融自由化以降と違う上、(b) 名目長期金利ギャップの水準も、金融自由化以降に比べて大幅に低くなっていることが分かる。これは、実際に観察される名目長期金利が、金利規制のために経済実体や資金需給を反映していなかったためと考えられる。したがって、本稿では、実体経済の収益性と整合的な金利ギャップを別途推計し、割引現在価値の算出を行っている¹⁴。

（税制と土地価格）

土地の保有や取引には様々な税金が課税される。したがって、土地関連税制の変更は、地価に対してインパクトを与える。本稿では、マクロ指標を用いた地価の定量的な分析を行っているため、定量的な効果が測りやすい土地保有関連税についてのみ、割引現在価値の算出の際に考慮に入れることにする。

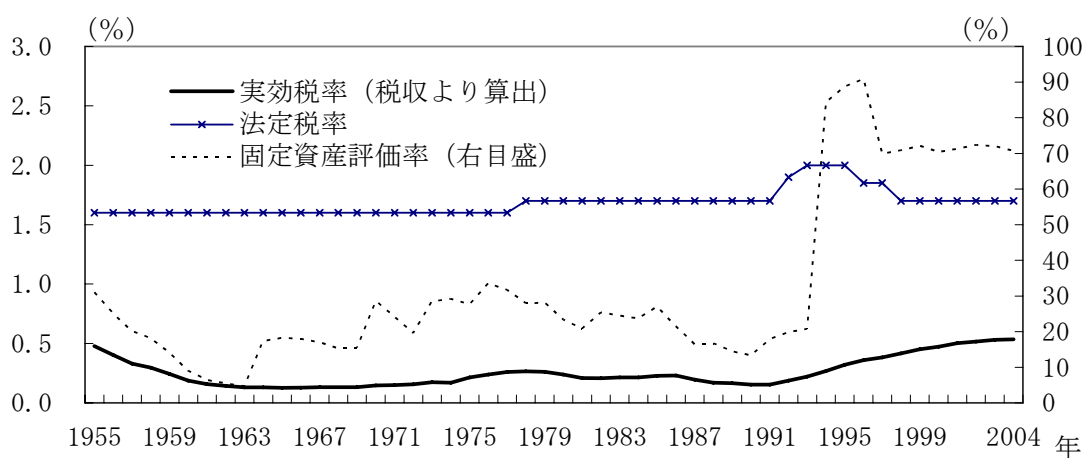
土地保有にかかる税は、固定資産税、都市計画税、地価税の3つが存在する。

と整合的な系列を得るために $\lambda=100$ を選択した。

¹⁴ 具体的な金利ギャップの推計については、補論2を参照。

地価税は、1991年に地価高騰を抑制するために導入されたが、その後、地価が持続的に大幅に下落したため、1998年には課税が停止された。一方、固定資産税と都市計画税の法定税率は1978年以降一定である。また、土地の時価と課税標準額の比率である固定資産評価率も、1990年代前半までは、振れを伴いながらも概ね20%程度で推移してきた。このため、土地保有にかかる実効税率は、1990年代前半までは概ね、0.5%程度で安定して推移していた。しかし、土地の時価と課税標準額の大幅な乖離について適正化を求める声が、特にバブル期に強く起こったため、1993年度の税制改革で、評価額の是正がなされ、固定資産税評価率が大幅に上方修正された。固定資産税評価率の上昇は、実効税率を高め、この時期における地価の下落に拍車をかけたと考えられる(図4)。ただし、実際の運用では、各地方自治体で激変緩和措置がとられ、実際に納付される固定資産課税額の上昇幅は、かなり緩やかに止まった。実際の納税額をもとに算出した実効税率を計算すると、1991年をボトムに緩やかに上昇していたことが確認できる。以上を踏まえ、本稿で地価の割引現在価値を計算するに当たっては、実際の納税額¹⁵に基づいた実効税率を用いることにする¹⁶。

(図4) 不動産関連税(所有にかかる税)



(資料) 総務省「固定資産の価格等の概要調書」、「地方税に関する参考計数資料」
内閣府「国民経済計算」

一方、土地の取引(譲渡、取得、遺産相続など)にかかる税制が地価に与える影響について、マクロ的に定量的に把握するのは困難である。土地の取引に関する課税額は、(a) それぞれの取引金額、キャピタルゲイン金額によって課税

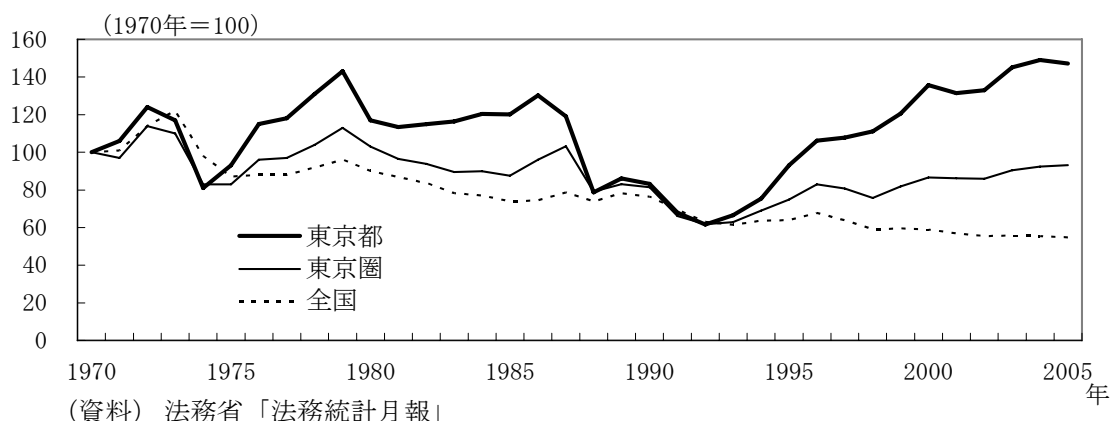
¹⁵ 分析時点(2007年2月)では、2004年度の計数までが利用可能であったため、2005年度については2004年から横這いと仮定して分析を行っている。

¹⁶ 土地保有税が地価に及ぼす影響については、目良他(1992)が詳しい。

額が大きく異なるほか、(b) 他の所得との合算で課税額が決定されるため、個別案件ごとに課税額、実効税率が大きく異なるからである。したがって、本稿の分析ではこうした影響については、定量的に把握することをしてはいない。こうした土地取引にかかる税制の影響については、推計された理論地価と実際の地価との乖離＝推計残差に現れていると考えられる。

なお、土地の取引関連税制の影響について、定性的には、以下のようなことが言える。第一に、譲渡所得税については、短期保有税率が長期保有税率に比べて高いため、特に、地価上昇期には、売却を遅らせるインセンティブが内包されていた。また、譲渡所得税は、土地を実際に売却したときに得られる実現されたキャピタルゲインに課税されるため、地価が持続的に上昇している局面では、売却を先延ばしする誘引が高まり、土地の供給が抑制される一方、土地に対する需要は高まる「ロックイン効果」があるといわれてきた。実際に、地価高騰が激しかった1980年代半ばの東京の土地取引件数をみると、地価の上昇と期を一にして土地取引件数が減少していることがわかる(図5)。

(図5) 土地取引件数



第二に、遺産相続税については、金融資産に比べて実効税率が非常に低いため、価値保存手段として土地に対する家計からの需要は恒常的に高いと考えられる。特に、地価高騰が激しかったバブル期には、遺産相続税の課税標準額と時価が短期間のうちに大幅に乖離したため、遺産相続需要としての土地需要も大きく伸びたと考えられる。いずれの税についても、地価が下落に転じると、反対方向への巻き返しが起こり、地価下落に拍車をかけたものと推察される。これらの効果については、以下の定量的な分析では、誤差項の動きに現れていると解釈することが可能である。

(リスクプレミアム)

次にリスクプレミアムについて考えてみよう。リスクプレミアムについては、長期的には一定の値をとるが、短期的には大幅に変動すると考えられる。本稿では、地価の割引現在価値を算出する際に、リスクプレミアムは一定であると仮定する。こうした仮定の下で算出された割引現在価値を用いて地価を推計した場合、推計残差には短期的に変動するリスクプレミアムに基づく変動が含まれることになる。この推計残差が景気変動と同調的に変動している場合、割引現在価値の変動以上に、資産価格は変動し、景気回復期には楽観的な期待の下で、地価が上方にオーバーシュートする一方、逆に景気後退期には悲観的な期待の下で、地価が下方にオーバーシュートすることになる。

本稿において、土地の割引現在価値を算出する際に用いるリスクプレミアムの水準は、過去の実証研究に基づき、6%を採用する。藤原・新家(2003)では、本稿とは異なり、土地のリスクプレミアムは可変であると仮定して、実際の地価を用いてリスクプレミアムを算出している。彼らの推計によれば、土地のリスクプレミアムは、1%から7%の範囲で変動しているが、平均すれば6%程度であるとの推計結果を報告している。こうした結果は、固定リスクプレミアムを仮定する本稿の分析と整合的である。また、6%というリスクプレミアム水準は、米国株式市場において観察される長期リスクプレミアムの値とも等しい¹⁷(Kocherlakota(1996))。

(3) 割引現在価値モデル以外の要素

割引現在価値モデルに基づけば、地価は、レント、レントの期待成長率、金利水準、税率、リスクプレミアムの水準によって決定される。しかし、これらの要素以外にも地価に影響を与えると考えられる要因が存在する。本節では、こうした要素のうち、人口動態の変動、産業構造の変化、金融機関貸出の動向、資産としての土地需要、について考察を行う。

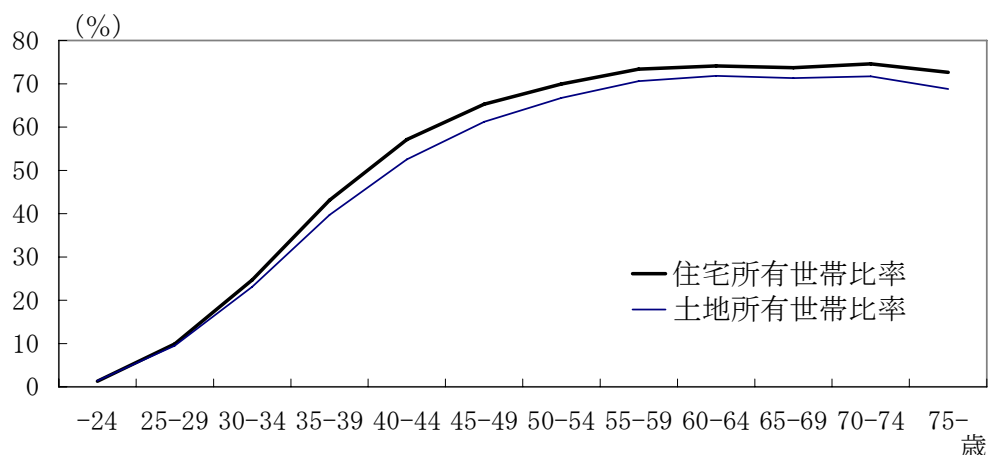
(人口動態と地価)

まず、人口構成の変化が地価にあたる経路について考えてみたい。もっとも単純な考え方は、国土面積が一定の下では、人口の増減によって土地に対する需要が変化し、地価が変動するというものである。また、土地への需要が、

¹⁷ 株式と土地を比べた場合、流動性や取引費用の点では、株式のほうが土地よりもリスクプレミアムが低いと考えられる。しかし、日本では長い間土地が金融資産よりも有利な資産であると認識されてきており、この点、土地のほうが株式よりもリスクプレミアムが低いとも考えられる。このように、土地のリスクプレミアムについて、株式のリスクプレミアムとの対比で、どちらがどの程度高いのかは、先験的には判断しがたい。

人口のうち、ある一定年齢層に限定されている場合、人口構成の変化に伴い土地需要が変化する可能性がある。実際、住宅や土地の保有年齢層をみると、生産年齢人口階層（15歳～64歳）に集中しており、65歳以上では、住宅や土地の保有比率は頭打ちとなっていることが確認できる¹⁸（図6）。

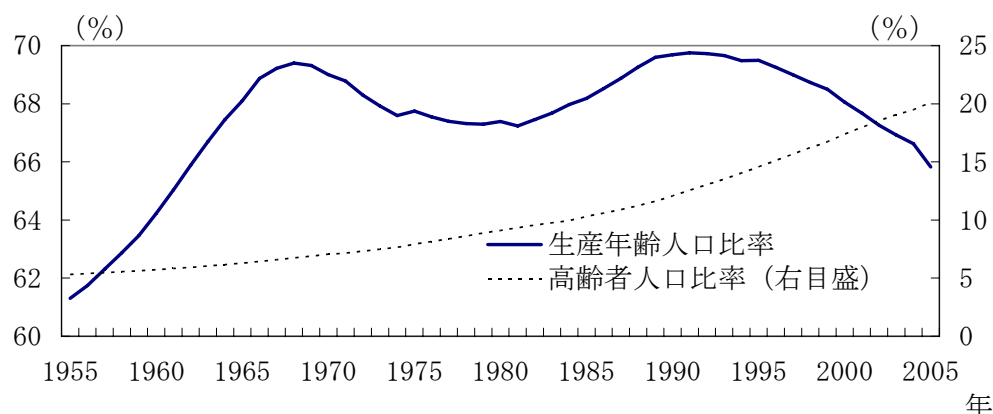
（図6）住宅・土地保有比率（2003年）



（資料）総務省統計局「住宅・土地統計調査（2003年）」

したがって、人口に占める生産年齢階層の比率が高い場合には、住宅や土地の需要が高く、地価は上がりやすい状況になると考えられる（図7）。また、商業不動産の場合でも、近年、生産年齢人口の低下に伴うオフィスビル需要の低下、不動産市況の悪化を懸念する声が聞かれるなど、人口動態の変化と不動産価格の密接な結びつきを指摘する声は少なくない。

（図7）生産年齢人口比率と高齢者人口比率



（資料）総務省統計局「人口推計」、「住民基本台帳人口移動報告年報」

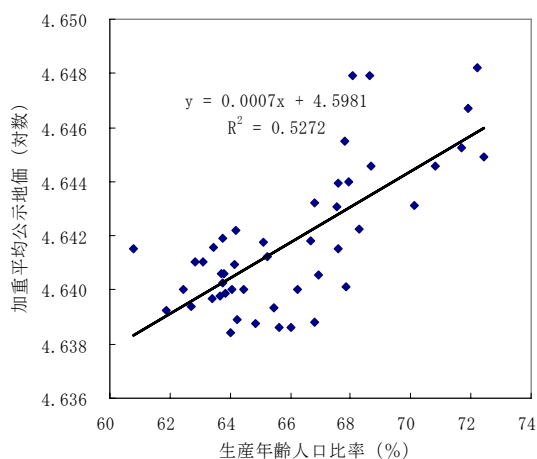
¹⁸ もちろん、65歳以上の人々が住宅や土地を全く購入しない訳ではない。事実、最近では、首都圏において、都心周辺にあった自宅を売却し、都心部のマンションへ引越しをするという高齢層の動きも見られる。

こうした影響を、先に検討した理論地価の考え方に基づいて解釈すると、土地などの生産要素に対する需要の高まりは、そもそも土地を用いて生産した財・サービスに対する需要の増加により引き起こされたものであり、割引現在価値モデルで言えば、分子の収益（＝付加価値）の上昇が、地価の変動を引き起こしたと考えることになる。この場合、人口構成の変化は、土地が提供しているサービスに対する需要の増加→収益の増加→土地の割引現在価値の増加、というルートを通じて地価に影響を与えることになる。したがって、収益の指標が適切に計測されていれば、人口動態の変化にともなう土地サービスへの需要変化は、収益の変化を通じてのみ現れることになる。

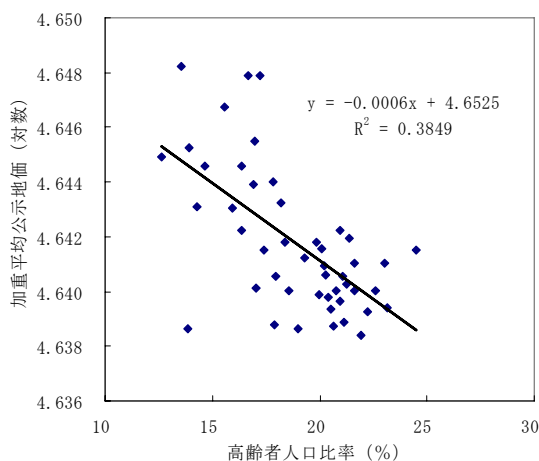
通常、地価をマクロ指標との関係で分析する際、レントの代理変数として、GDPが用いられる場合が多い。これは、先述したように、GDPの土地に対する分配率が一定であると仮定しているためである。しかし、GDPは、土地が提供するサービスに対する需要の変化のみならず、他の様々な要因を反映して変動している。このため、GDPをレントの代理指標として地価を分析する場合には、人口変動に伴う土地への需要が、正確に捉えられていない可能性がある。このため、GDPを通じるルートとは別に、人口変動が地価に直接影響を与える可能性も考えておいたほうが良いであろう。また、土地の供給は地価に対して非常に非弾力的であることが知られている。すなわち、地価が大幅に上昇しても、土地の供給はすぐには行われないため、短期的に人口が集中した場合、地価は上昇する可能性がある。本稿では、これらのことを考慮し、定量的な分析を行う際に、人口要因を加味した分析も行っている。

実際に、人口と地価の関係をみると、まず、都道府県別のクロスセクション・データでは、生産年齢人口比率と地価は正の相関、高齢者人口比率と地価は負の相関が観察される（図8、9）。

（図8）生産年齢人口比率と地価

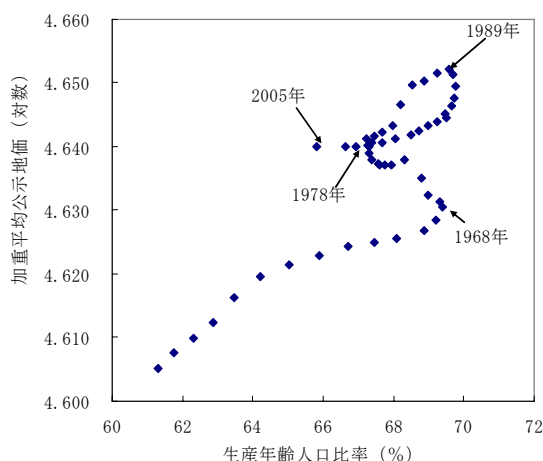


（図9）高齢者人口比率と地価

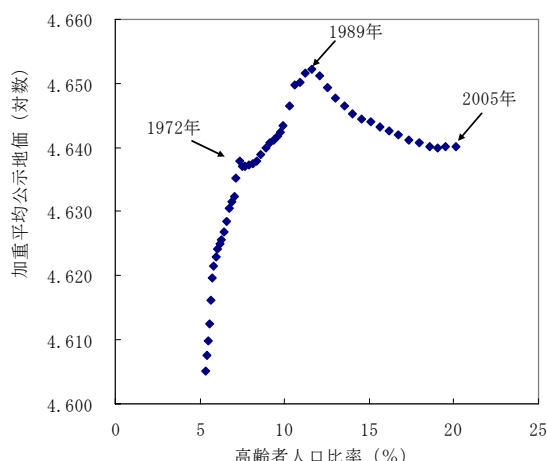


一方、人口構成と地価の関係について時系列データで確認すると、まず、生産年齢人口比率と地価については、正の相関が確認できる（図 10）。また、高齢者人口比率と地価については、1980 年代のバブル期前後を除けば、高齢者人口比率が高くなるにつれ、地価の上昇テンポが鈍化するという関係がみられる（図 11）。

（図 10）生産年齢人口比率と地価



（図 11）高齢者人口比率と地価



本稿の時系列分析では、人口比率と地価の相関関係が比較的頑健な生産年齢人口比率のみを土地需要の代理変数として使用する¹⁹。

地価と人口動態との関係に関する分析の嚆矢は、Mankiw and Weil (1988)である。彼らは、各年齢階層別の住宅需要を推計し、人口動態の変動により、どのように住宅需要が変動し、それによって住宅価格がどのように変化したかについて定量的な分析を行っている。彼らは、生産年齢人口比率が住宅価格に大きな影響を与えることを見出し、1990 年代に入るとベビーブーマー世代が高齢化することで住宅需要が低下、住宅価格も軟化すると予想した。ただし、実際の住宅価格をみると、彼らの予想とは異なり、1990 年代に入ると米国の住宅価格は高騰した。これに対し、Martin (2005)は一般均衡の枠組みを用いて、ベビーブーマー世代の年齢階層移動に伴う住宅価格の変動を分析し、長期金利の低下が住宅価格を支えたため、Mankiw and Weil (1988)の予想が当たらなかったと分析している。日本では、大竹・新谷 (1996) が Mankiw and Weil (1988)と同様の方

¹⁹ 高齢者人口比率の動きをみると、トレンドをもって上昇している（図表 7）。後の共和分分析では、所得、金利、生産年齢人口以外の要因を捉える要素としてトレンド項を含む方程式を推計しており、高齢者人口要因もトレンド項として捉えられていると考えることができる。ただし、トレンド項は、高齢者人口要因以外にも土地の供給増加要因や産業構造の変化要因を捉えている可能性がある。

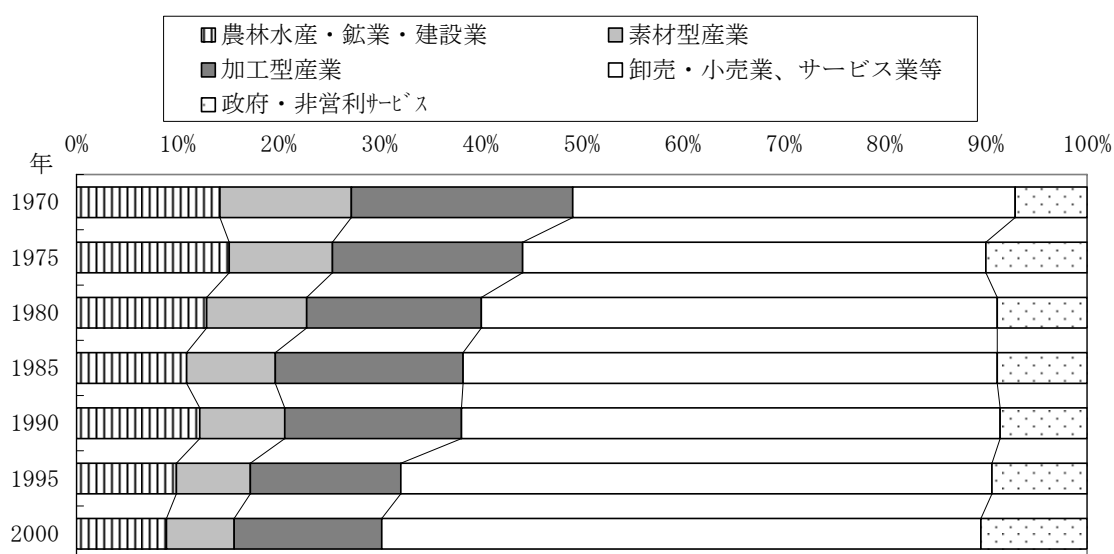
法論で、日本のデータを用いて人口変動と住宅価格の関係を分析している。大竹・新谷（1996）は、短期的には、供給制約により人口動態の変化が住宅価格に影響を与えるが、長期的には住宅供給が弾力的になされるため、人口動態の変化が長期的に住宅価格に影響を与えることはない結論付けている。一方、岩田・服部（2003）は、成長モデルに基づき、少子化による労働力人口の減少、高齢化による家計の時間選好率の上昇により、少子高齢化は長期的に地価/付加価値比率を低下させると結論付けている。

以上のように、人口動態の変動が、地価や住宅価格といった資産価格に与える影響については、区々の結果が得られている。したがって、本稿においては、(a)共和分分析では、人口要因を含むケースと含まないケースの両方を分析対象とする、(b)誤差修正モデルの分析では、人口要因を含み、それが有意であるかどうかを検証する、という方法をとることにする。

（産業構造の変化と土地需要）

次に、産業構造の変化と土地需要について考えてみよう。戦後の日本経済は、重厚長大産業を起点に経済発展を始めた。その後、組立機械工業に産業の軸足が移り、更には、サービス産業への転換がなされている（図12）。

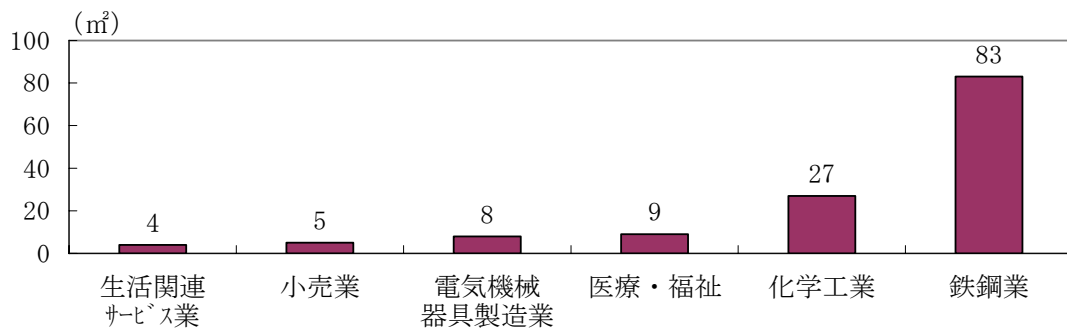
（図12）産業構造の推移（名目国内総生産ベース）



（資料）国土交通省「土地白書（土地の動向に関する年次報告）」平成18年版

こうした産業構造の変化は、土地需要に対しても影響を及ぼしてきていると考えられる。生産する付加価値100万円当りに必要な土地面積は、鉄鋼業では83㎡に達するが、小売業やサービス業ではたった5㎡に過ぎない（図13）。

(図 13) 付加価値 100 万円あたりに必要な土地面積



(資料) 国土交通省「企業の土地取得状況に関する調査」、財務省「法人企業統計」

日本経済のサービス化は、付加価値生産に必要とされる土地需要の減少を引き起こしてきたと考えられる。したがって、こうした産業構造の変化は、地価に対して構造的な下落圧力として働いてきた可能性が指摘できる。こうした影響は、共和分分析においては、トレンド項（係数がマイナス）として捉えられることになる。更に、近年では、グローバル化を背景に、企業の海外進出が製造業を中心に活発化している。こうした動きについても、中期的にみて、地価に対する下落圧力となる可能性が高い。

(金融機関貸出と地価変動)

金融機関の貸出と地価変動については、金利を通じたルート以外にも、従来から密接な関係があることが指摘されてきた。両者の間には、(a) 地価変動が金融機関貸出の変動をもたらすルートと、(b) 金融機関貸出が地価変動をもたらすルート、の双方向の関係が存在すると考えられる。(a)のルートでは、地価が変動することにより担保価値が変動し、それに連動して金融機関貸出が変動することになる²⁰。(b)のルートでは、金融機関が土地投機を行っている企業などに積極的に貸し込むことによって、更なる土地投機を招き地価が高騰することになる。現実には、両方のルートが相互作用していると考えられる。ただし、こうした関係は、中長期的には地価に対して影響を与えないと考えるのが適当である。先に見たように、地価の理論値は、収益環境や金利環境、更には人口要因など実体的な要因によって変動するという考え方がスタンダードである。この場合、金融機関の貸出姿勢といった要因は、地価に対して中長期的に影響を与

²⁰ 地価の上昇により担保価値が上昇し、企業の金融機関借入れが容易化すれば、企業は設備投資を積極化させ、実体経済も大きく成長する可能性がある。しかし、地価下落により担保価値が下落すれば、逆のことが発生する。このように、地価変動は金融機関貸出を通じて、実体経済を不安定化させることがある。こうした現象を Kiyotaki and Moore (1997) は一般均衡の枠組みを用いて分析を行い、こうしたメカニズムを financial accelerator と呼んだ。

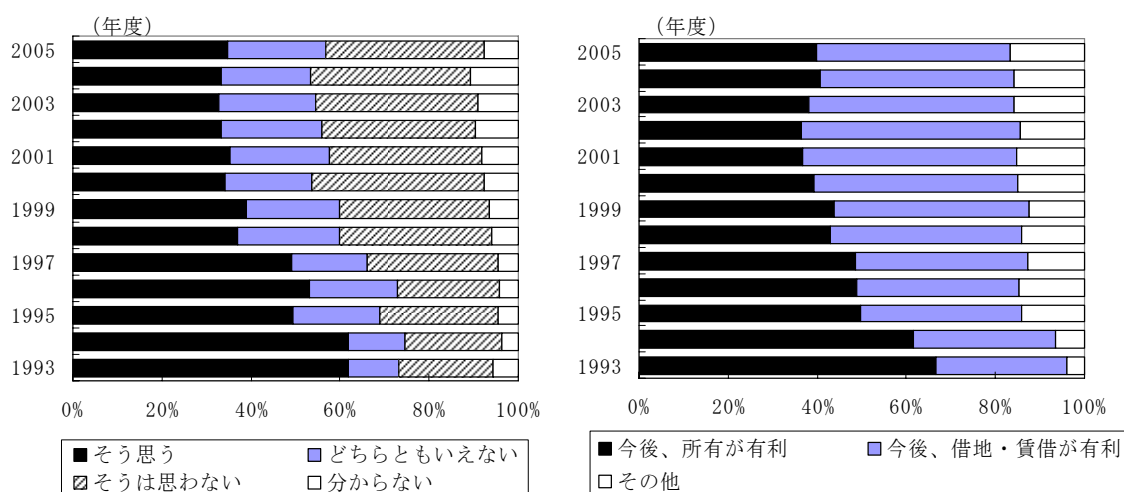
える要因とはなりえないはずである。したがって、以下の定量分析では、共和分分析において、金融機関貸出を明示的に含まない一方、地価の短期的な変動を分析する誤差修正モデルによる分析では、金融機関の貸出を明示的に定式化して分析に取り込むことにする²¹。

(資産としての土地需要)

地価が割引現在価値で決定されるという理論地価の考え方の根本には、土地の使用価値＝レントこそが土地の価格の本源であるという考え方が存在する。従って、土地を保有した上で土地を使用することから得られる便益は、土地を借りて土地を使用することから得られる便益と同じになるため、土地を保有すること自体に価値が生じることは無い。しかし、土地を資産、すなわち価値保存手段として見た場合には、資産としての土地需要が、利用価値とは別に生じると考えられる。地価が高かった1993年度において、家計に対するアンケート調査の結果をみると、実に6割以上の家計が、土地は預貯金や株式などに比べて有利な資産であると答えている(図14(1))。また、企業においても同様の傾向がみられる(図14(2))。

(図14) 土地保有に対する考え方

(1) 土地は預貯金や株式などに比べて有利な資産か(家計) (2) 今後の土地所有の有効性についての意識(企業)



(資料) 国土交通省「土地白書(土地の動向に関する年次報告)」平成18年版、
「土地所有・利用状況に関する企業行動調査」平成17年度

²¹ ただし、後の実証分析では、地方圏・商業地においては、金融機関貸出が中期的に地価形成に影響を与えるという結果が得られている。

この比率は、地価が下落するとともに低下し、2002年度から2003年度にかけて最低水準となった。しかし、その後、地価がようやく下げ止まり始めると、その比率は徐々に回復しつつある。こうした資産需要としての土地需要も、先の理論地価の要素としては捉えられておらず、理論地価と実際の地価を共和分分析で行う際には、推計残差として捉えられていることになる。

4. 地価に関する実証分析の先行研究

日本の地価についての時系列分析は過去にいくつかなされている。しかし、本稿の分析と比較すると、(a) 使用する地価データ、(b) 推計モデルの定式化や地価の動きを説明するデータの違い、(c) 共和分検定の方法、(d) 誤差修正モデルの定式化、といった点で違いがある。以下では、それぞれの点について吟味していきたい。

第一に、使用する地価データに違いがある。井出（1992）、吉岡（2002）、今川（2002）などの過去の分析では、市街地価格指数がマクロ地価指標として用いられている。しかし、2で詳述した通り、マクロの地価指標として市街地価格指数は、特にバブル期において地価変動の実勢を的確に表していない可能性がある。すなわち、市街地価格指数は、各観測点における地価の変動率を単純平均して算出しているため、地価水準の高い地区における地価高騰が激しかったというバブル期の現実に合致していない。これに対し、本稿では、実態をより反映した加重平均公示地価に基づき分析を行っている。

第二に、共和分関係を推計する際の定式化や地価の動きを説明するデータに違いがある。井出（1992）をはじめ、多くの文献では、以下の式(11)を推計している。これは、(a) 地価に対する実質 GDP と実質金利の弾性値がそれぞれ異なっている、(b) 収益（分子）の期待成長率を考慮しておらず、理論式(7)と異なっている、という問題点がある。

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t \quad (11)$$

p_t : 実質地価（対数値）、 y_t : 実質 GDP（対数値）、 r_t : 実質金利

この点、本稿では、割引現在価値をまず算出し、それと実際の地価との共和分関係を求めるという、より理論の定式化に忠実な方法で推計を行っている。吉岡（2002）、今川（2002）は、GDP を金利水準で割った値を地価のファンダメ

ンタル・バリューとして計算しており、上記の(a)の問題をクリアしている²²。しかしながら、両者は、レントの期待成長率をファンダメンタル・バリューに含んでいない。地価の理論値として割引現在価値モデルに依拠するのであれば、やはり、なんらかのかたちでレントの期待成長率を含んだ上で、割引現在価値の値を計算し、実際の地価と比較すべきであろう。

また、分子で使用する金利についても、金融自由化以前についても、市場で観察される金利をそのまま使用している場合がほとんどである。先にも考察したように、市場原理を反映していない金利水準で地価水準を評価することには問題があると考えられるため、本稿のように、「仮に金融が自由化されていたら実現したであろう長期金利の水準」を推計した上で、地価の分析を行うことが望ましいと考えられる。

第三に、共和分検定の臨界値に関する問題点が挙げられる。例えば、井出(1992)は、ADF 統計量の 10%有意水準を-2.6 程度として共和分検定を行っている。しかし、共和分ベクトルが事前に分かっておらず、推計で求める場合には、MacKinnon (1991)に基づき、(a)推計される変数の数、(b)サンプル数、(c)共和分ベクトルの推計におけるトレンド項の有無、を考慮した上で臨界値を計算する必要がある²³。なお、今川(2002)は、共和分検定における有意水準を 15%にまで広げており、通常 of 共和分検定(高くても 10%)よりも甘めの評価基準が採用されている。

第四に、共和分関係を前提とした短期の誤差修正モデルの定式化に違いがある。例えば、井出(1992)では、共和分関係の推計式、短期の誤差修正モデル双方に実質金利の水準が説明変数として入る定式化となっている。本来であれば、金利は、共和分推計式においては水準で、誤差修正モデルでは 1 階差で入れるべき変数である。また、誤差修正モデルにおいて実質金利にかかる係数がプラスとなっており、金利が上昇するにつれ地価の伸び率が上昇するというメカニズムが検出されている。これは共和分関係で検出された関係(金利水準が高くなると、地価水準が下落する)と矛盾する結果である。

なお、米国では、地価そのものではなく住宅価格と所得等のファンダメンタルズ指標との関係について共和分分析が行われている。結果は、区々であり、Capozza, Hendershott, Mack, and Mayer (2002)や Meen(2002)は、住宅価格とファンダメンタルズ指標の間に共和分関係があるとの結論を得ている一方、Gallin(2003)は、共和分関係が存在しないと結論付けている。

²² ただし、吉岡(2002)、今川(2002)ともに名目値による定式化となっている。

²³ 臨界値(critical value)や p-value の計算には、James MacKinnon 教授が自らのウェブサイトで公開している計算プログラムを用いて計算している。プログラムは、<http://qed.econ.queesu.ca/faculty/mackinnon/>で入手可能。

こうした共和分分析のほかに、地価の前年比関数を推計した分析も行われてきた。西村（1995a）は、市街地価格指数前年比を被説明変数、「実質 GDP 上昇率－実質金利変化分」を説明変数とするモデルを最小二乗法で推計し、(a)1984 年以前はフィットがかなり高くファンダメンタルズ・モデルは説明力が高かったが、(b)1985 年以降のサンプルを含む推計では、モデルのフィットが著しく低下していることを指摘し、1985 年以降は、ファンダメンタルズからは説明できないバブルが発生していたと結論付けている。しかし、西村（1995a）の定式化は、理論地価の考え方に基づけば、ややアドホックな定式化であるといえる。すなわち、理論地価の考え方に基づけば、地価水準が、実質所得をレントの成長率と金利の差で割ったもの（(7)式）によって説明されるという定式化になるはずである。あるいは、(7)式の両辺の対数値をとり、前期との差分をとると、地価の前年比は、実質所得の前年値と「レントの成長率と金利の差」の対数前期差で説明すべきということになる。更に、地価水準が他の経済指標と共和分関係が検出される場合には、そうした情報を誤差修正項として前年比関数に取り込んだほうが、効率的な推計となるはずである。本稿では、こうした既存研究の成果を踏まえて、できるだけ理論地価の定式化に忠実に実証分析を行う。

5. 共和分分析と誤差修正モデルの推計

(1) 単位根検定

まず、実質地価指標について単位根検定の結果を見てみよう。水準では、「単位根が存在する」という帰無仮説は、5%有意水準以下で、いずれの地域・用途でも棄却されなかった（表 1）。

（表 1）単位根検定結果

(1) 実質地価

| | | 全国 | | 六大都市圏 | | 地方圏 | |
|-----|-----|-------|-------------|-------|-------------|-------|-------------|
| 全用途 | 水準 | -2.25 | <0.455> | -2.85 | <0.189> | -2.32 | <0.418> |
| | 1階差 | -2.95 | <0.004> *** | -2.63 | <0.010> *** | -3.00 | <0.003> *** |
| 住宅地 | 水準 | -2.00 | <0.588> | -2.58 | <0.289> | -2.14 | <0.514> |
| | 1階差 | -3.61 | <0.009> *** | -3.18 | <0.027> ** | -3.34 | <0.001> *** |
| 商業地 | 水準 | -2.38 | <0.385> | -2.86 | <0.184> | -2.09 | <0.541> |
| | 1階差 | -2.63 | <0.010> *** | -2.46 | <0.015> ** | -2.74 | <0.007> *** |
| 工業地 | 水準 | -2.59 | <0.286> | -3.24 | <0.090> * | -2.85 | <0.189> |
| | 1階差 | -3.05 | <0.003> *** | -2.84 | <0.006> *** | -2.82 | <0.006> *** |

(2) 割引現在価値

| | 全国 | | 六大都市圏 | | 地方圏 | |
|-----|-------|-------------|-------|-------------|-------|-------------|
| 水準 | -1.54 | <0.799> | -1.62 | <0.767> | -1.74 | <0.719> |
| 1階差 | -4.94 | <0.000> *** | -5.03 | <0.001> *** | -3.82 | <0.005> *** |

(3) 生産年齢人口比率

| | 全国 | | 六大都市圏 | | 地方圏 | |
|-----|-------|------------|-------|-------------|-------|------------|
| 水準 | -1.74 | <0.715> | -4.94 | <0.001> *** | -3.03 | <0.136> |
| 1階差 | -3.42 | <0.016> ** | -3.94 | <0.004> *** | -3.93 | <0.019> ** |

(4) 貸出残高対GDP比率

| | 全国 | | 六大都市圏 | | 地方圏 | |
|-----|-------|-------------|-------|-------------|-------|-------------|
| 水準 | -1.77 | <0.704> | -2.20 | <0.477> | -1.37 | <0.859> |
| 1階差 | -5.02 | <0.001> *** | -5.16 | <0.001> *** | -5.61 | <0.000> *** |

(注) 表の数値は ADF 検定量、<> は p 値。

*, **, ***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示す。

1階差をとった場合には、いずれの地域・用途でも「単位根が存在する」という帰無仮説は 5%有意水準以下で棄却された。したがって、実質地価指標は、I(1)であることが確認された^{24,25}。

次に、割引現在価値指標について単位根検定を行う。割引現在価値 (NPV_t) は、以下の算式(12)で計算している。前述の通り、名目長期金利ギャップと実質長期金利ギャップは、名目長期金利と名目期待成長率に含まれる期待インフレ率が同じであるとすれば、同値であるので、実際に割引現在価値指標を作成する際には、名目長期金利と名目期待成長率を用いて計算を行っている。

$$NPV_t = \frac{y_t}{i_t - g_t^e + \tau_t + RP} \quad (12)$$

y_t : 実質 GDP、 i_t : 名目長期金利、 g_t^e : 名目期待成長率、 τ_t : 税率、

RP : リスクプレミアム (=6%)

この指標について単位根検定を行うと、全国、六大都市圏、地方圏ともに、

²⁴ 地域別の区分について、六大都市圏とは、六大都市（東京都区部、横浜市、名古屋市、京都市、大阪市、神戸市）を含む都道府県（東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県）を合わせたものを指す。また、地方圏とは、六大都市圏以外の道県を合わせたものを指す。

²⁵ この他に、Dickey-Fuller GLS テストも行ったが、ほぼ同様の結果を得た。

水準では「単位根が存在する」という帰無仮説は棄却できなかったが、1階差では1%有意水準で帰無仮説は棄却された。この他、人口指標（生産年齢人口比率）や貸出指標についても、I(1)であるとの結果を得た。

(2) 共和分方程式の定式化

共和分関係については、以下のような4つの定式化を想定している。最も単純な定式化は、実質地価を割引現在価値、定数項、トレンド項で回帰するものである。この場合、トレンド項は経済のサービス化に伴う土地需要の減少、中長期的な土地の供給の増加、あるいは高齢者人口比率の高まり等の複数の要素を表す代理変数として考えている。

まず定式化1では、実質地価と割引現在価値の間には、1対1の関係が成立していると仮定している。

(定式化1)

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 Trend_t + NPV_t + e_t \quad (13)$$

p_t : 実質地価 (対数値)、 NPV_t : 割引現在価値 (対数値)、 $Trend_t$: トレンド項、 e_t : 誤差項

定式化2では、定式化1と同様に、実質地価と割引現在価値の間には、1対1の関係が成立していると仮定している。更に、人口要因、すなわち生産年齢人口比率が割引現在価値とは独立に実質地価に影響を与えていると仮定している。

(定式化2)

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 Trend_t + NPV_t + \beta_2 pop_t + e_t \quad (14)$$

p_t : 実質地価 (対数値)、 $Trend_t$: トレンド項、 NPV_t : 割引現在価値 (対数値)、 pop_t : 生産年齢人口比率 (対数値)、 e_t : 誤差項

定式化3では、割引現在価値にかかる係数が1であるという制約を緩め、最小二乗法で以下の(15)式を推計して、共和分ベクトルを求めている。

(定式化3)

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 Trend_t + \beta_2 NPV_t + e_t \quad (15)$$

最後に定式化4では、割引現在価値にかかる係数についての制約を緩めた上で、人口要因も割引現在価値とは独立に実質地価に影響を及ぼすという定式化を行っている。

(定式化 4)

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 Trend_t + \beta_2 NPV_t + \beta_3 pop_t + e_t \quad (16)$$

(3) 共和分検定の方法

本稿における共和分検定は、Engle-Granger (1987)の検定法を用いている²⁶。すなわち、上記の各式 ((13)(14)(15)(16)) を最小二乗法で推計し、得られた推計残差 (\hat{e}_t) について単位根検定を行うという手順を踏んでいる。しかし、推計残差に対して単位根検定を行う際には、1 変数の単位根検定で用いられる ADF テストの critical value を用いることは適当ではない。このため、本稿では、MacKinnon (1991)に基づき、(a)サンプル数、(b)推計すべき共和分ベクトルの数、(c)定数項やトレンド項の有無、を考慮した上で、定常性検定の臨界値を求め、それによって、推計された ADF 方程式の t 値を評価している。マクロ指標の共和分分析では、通常の定常性検定が想定するような大きなサンプル数を得られることは稀で、サンプル数が 100 以下ということも珍しくない。このため、漸近理論に基づいて算出された臨界値を用いることは適当ではない。本稿の共和分分析でも、時系列方向でのサンプル数は約 50 と少なく、MacKinnon (1991)に基づく小標本検定が必要である。

なお、割引現在価値の係数に 1 という制約を課した定式化 1 と定式化 2 における共和分検定については、以下のような手順で行っている。

- (a) 実質地価から割引現在価値を差し引いた系列 ($= x_t = p_t - NPV_t$) を計算する。
- (b) 定式化 1 の場合、 x_t について通常の単位根検定 (定数項、トレンド項有り) を行う。
- (c) 定式化 2 の場合、 x_t を被説明変数、人口要因、定数項、トレンド項を説明変数とする方程式を最小二乗法で推計し、推計残差について、定常性検定を行う。定常性検定には、上記の通り、MacKinnon(1991)による臨界値を用いている。

(4) 共和分検定の結果

共和分検定は、地域別、用途別に行い、それぞれの結果を報告している。

²⁶ この他に、Johansen (1988)による共和分検定も一般的に用いられている。しかし、Johansen (1988)の方法では、共和分関係にある変数がすべて内生変数であり、相互に影響を及ぼすことが想定されている。地価の場合、割引現在価値や人口変動が地価に影響を与えるルートが想定されている一方、地価が割引現在価値や人口変動に影響を与えるとは一般的に想定できない。このため、本稿では Engle-Granger の方法を用いることにした。

(全国)

(表2) 共和分検定結果

| (1) 全用途 | | | | | (2) 住宅地 | | | |
|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 |
| ADF (t値) | -2.69 | -3.38 | -3.52 | -3.45 | -2.80 | -3.93 | -4.00 | -5.05 |
| p-value | 0.245 | 0.163 | 0.127 | 0.263 | 0.204 | 0.056 | 0.048 | 0.011 |
| Critical Value | 1% | -4.171 | -4.665 | -4.665 | -4.171 | -4.665 | -4.665 | -5.074 |
| | 5% | -3.511 | -3.984 | -3.984 | -3.511 | -3.984 | -3.984 | -4.375 |
| | 10% | -3.186 | -3.648 | -3.648 | -3.186 | -3.648 | -3.648 | -4.028 |

| (3) 商業地 | | | | | (4) 工業地 | | | |
|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 |
| ADF (t値) | -2.43 | -2.97 | -3.25 | -3.14 | -4.35 | -4.32 | -4.66 | -5.71 |
| p-value | 0.360 | 0.311 | 0.204 | 0.396 | 0.006 | 0.023 | 0.010 | 0.002 |
| Critical Value | 1% | -4.171 | -4.665 | -4.665 | -4.171 | -4.665 | -4.665 | -5.074 |
| | 5% | -3.511 | -3.984 | -3.984 | -3.511 | -3.984 | -3.984 | -4.375 |
| | 10% | -3.186 | -3.648 | -3.648 | -3.186 | -3.648 | -3.648 | -4.028 |

(注) シャド一部は、当該有意水準で帰無仮説が棄却されていることを示す。

全用途、商業地では、いずれの定式化についても10%有意水準以下では、帰無仮説が棄却されることはなく、共和分関係があるとの結論は得られなかった。こうした結果は、後述するように、地方圏における商業地の価格形成が、他の地域・用途と異なっているために生じている可能性がある。一方、住宅地では、定式化3、定式化4の両方において、5%有意水準で帰無仮説が棄却され、強い共和分関係が検出された。また、工業地では、定式化1では1%有意水準で、他の定式化では5%の有意水準で帰無仮説が棄却され、共和分関係が存在することが示された。

(六大都市圏)

次に、地域別に共和分検定を行ってみた。全国と同様、4つの定式化で検討を行っている。まず六大都市圏についての結果は以下の通りである(表3)。

(表3) 共和分検定結果(六大都市圏)

| (1) 全用途 | | | | | (2) 住宅地 | | | |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 |
| ADF (t値) | -3.778 | -4.058 | -5.060 | -5.671 | -3.432 | -3.664 | -4.634 | -4.665 |
| p-value | 0.026 | 0.043 | 0.004 | 0.002 | 0.059 | 0.097 | 0.011 | 0.026 |
| Critical Value | 1% | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -5.074 |
| | 5% | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -4.375 |
| | 10% | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -4.028 |

| (3) 商業地 | | | | | (4) 工業地 | | | |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 |
| ADF (t値) | -3.294 | -3.552 | -4.565 | -5.169 | -4.745 | -5.206 | -4.746 | -5.040 |
| p-value | 0.079 | 0.120 | 0.013 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.008 | 0.011 |
| Critical Value | 1% | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -5.074 |
| | 5% | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -4.375 |
| | 10% | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -4.028 |

(注) シャド一部は、当該有意水準で帰無仮説が棄却されていることを示す。

全用途についてみると、定式化1と2では、5%有意水準で帰無仮説が棄却された。また、定式化3と4では、1%の有意水準で帰無仮説が棄却され、強い共和分関係が検出された。住宅地では、定式化1、定式化2では10%、また定式化3、4では5%有意水準で帰無仮説が棄却された。商業地についてみると、定式化1では10%、定式化3では5%、定式化4では1%有意水準で帰無仮説が棄却され、共和分関係の存在が確認された。最後に、工業地についてみると、定式化1から3では、1%有意水準で、定式化4では5%有意水準で帰無仮説が棄却された。

(地方圏)

最後に、地方圏について、共和分検定を行う。定式化は従前と同様である。結果について要約すると以下のとおりとなる(表4)。

(表4) 共和分検定結果(地方圏)

| | (1) 全用途 | | | | (2) 住宅地 | | | | |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------|
| | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | |
| ADF (t値) | -2.830 | -3.168 | -3.004 | -3.412 | -3.537 | -5.347 | -3.814 | -5.602 | |
| p-value | 0.194 | 0.232 | 0.296 | 0.278 | 0.047 | 0.002 | 0.072 | 0.003 | |
| Critical Value | 1% | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -5.074 | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -5.074 |
| | 5% | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -4.375 | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -4.375 |
| | 10% | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -4.028 | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -4.028 |

| | (3) 商業地 | | | | (4) 工業地 | | | | |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------|
| | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 | |
| ADF (t値) | -2.142 | -2.463 | -2.463 | -2.727 | -3.641 | -3.626 | -3.788 | -5.539 | |
| p-value | 0.510 | 0.561 | 0.561 | 0.602 | 0.037 | 0.104 | 0.076 | 0.003 | |
| Critical Value | 1% | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -5.074 | -4.158 | -4.665 | -4.665 | -5.074 |
| | 5% | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -4.375 | -3.504 | -3.984 | -3.984 | -4.375 |
| | 10% | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -4.028 | -3.182 | -3.648 | -3.648 | -4.028 |

(注) シャド一部は、当該有意水準で帰無仮説が棄却されていることを示す。

全用途、商業地では、全国と同様、全てのケースについて、10%有意水準では、帰無仮説は棄却されなかった。特に、商業地でのp-valueが高く、従前の定式化では、共和分関係が存在しないことが示唆される。一方、住宅地では、定式化2、4において、1%有意水準で帰無仮説が棄却され、共和分関係が検出された。最後に、工業地についてみると、定式化1は5%有意水準で、定式化3では10%有意水準で、また、定式化4では1%有意水準で帰無仮説が棄却された。

地方圏・全用途において共和分関係が検出できなかったのは、地方圏・商業地の地価形成が、先に考察した要素以外の影響を受けているためであると考えられる。そこで、地方圏の商業地地価は、中長期的にも(a) 金融機関貸出の影響を受けてきた可能性、(b) 都市部における地価変動の影響が波及してきた可能性

27、の2つを考慮した以下の定式化を試みに推計し、共和分関係の有無を検定した。

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 Trend_t + NPV_t + \beta_2 pop_t + \beta_3 c_t + \beta_4 pu_t + e_t \quad (17)$$

p_t : 実質地価 (対数値)、 $Trend_t$: トレンド項、 NPV_t : 割引現在価値 (対数値)、 pop_t : 生産年齢人口比率 (対数値)、 c_t : 金融機関貸出対県民所得比率、 pu_t : 六大都市圏商業地実質地価 (対数値)、 e_t : 誤差項

この場合、従前のように割引現在価値に係る係数に制約をかけるか否か、また、人口要因を含むか否かについて、定式化1から4のそれぞれについて共和分検定を行った。

(表5) 共和分検定結果 (地方圏・商業地)

| | 商業地 | | | |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 定式化1 | 定式化2 | 定式化3 | 定式化4 |
| ADF (t値) | -4.254 | -4.274 | -3.719 | -4.583 |
| p-value | 0.064 | 0.122 | 0.291 | 0.127 |
| Critical Value | 1% -5.074 | -5.460 | -5.460 | -5.826 |
| | 5% -4.375 | -4.740 | -4.740 | -5.086 |
| | 10% -4.028 | -4.384 | -4.384 | -4.721 |

(注) シャドー部は、当該有意水準で帰無仮説が棄却されていることを示す。

共和分検定結果をみると、生産年齢人口比率を含まず、金融機関貸出要因、六大都市圏地価の波及要因を考慮したケースでのみ、共和分関係が検出された(表5)。

(5) 共和分ベクトルの推計

ある変数同士が共和分の関係がある場合、最小二乗法 (ordinary least square, 以下 OLS) で推計された共和分ベクトルは一致性 (consistency) がある。しかし、最小二乗法で推計された共和分ベクトルの分布は一般に正規分布ではないので、共和分ベクトルに関する検定は、通常の t 分布を用いることは出来ない。こうした欠点を克服するため、Stock and Watson (1993) は、動的最小二乗法 (dynamic ordinary least square, 以下 DOLS) という手法を提唱している。DOLS とは、共和分ベクトルを推計する際に、説明変数の階差のラグ項を加えた上で OLS 推計を行うものである。ラグ次数はシュワルツ情報量基準 (Schwarz Information Criteria, SIC) によって決定している。DOLS を用いれば、推計された共和分ベクトルは、

²⁷ Kamada, Hirata, and Wago (2007) は、空間計量経済分析を用いて地域間で地価変動が波及することを示している。

効率的 (efficient) であり、共和分ベクトルに関する t 値は、不均一分散・自己相関修正後の標準誤差を用いれば、標準正規分布を用いて評価することができる。以下では、上記で考察した定式化に則り、共和分ベクトルを推計した²⁸ (表 6、7)。なお、DOLS による推計は、割引現在価値にかかるベクトルを 1 にしばらない定式化 3、4 についてのみ行った。また、先の共和分検定でみたように、共和分関係は、地域別・用途別にかなり異なっている可能性があるため、以下では、六大都市圏と地方圏の用途ごとの推計のみを掲載している。

(六大都市圏)

説明変数はいずれも有意との結果を得た。ただし、共和分ベクトルの大きさは、DOLS と OLS では違いが見られた。すなわち、住宅地、商業地の場合、割引現在価値にかかる共和分ベクトルの大きさは、DOLS の方が OLS よりも大きくなった一方、生産年齢人口比率にかかる共和分ベクトルは小さくなった。一方、工業地の場合、割引現在価値にかかる共和分ベクトルは DOLS の方が OLS よりも幾分小さくなった。

(地方圏)

住宅地では、六大都市圏の場合とは異なり、DOLS の方が割引現在価値にかかる共和分ベクトルが小さくなった一方、生産年齢人口比率にかかる共和分ベクトルは大きくなった。商業地では、DOLS において定式化 4 で割引現在価値が有意ではなくなるという結果が出たが、定式化 3 では、全ての変数が有意であった。また、工業地でも、DOLS では定式化 4 で割引現在価値にかかる係数は有意ではなかった。地方圏の工業地は、他の地域・用途とは異なり、2000 年代入り後、下げ足が加速している。こうした動きは、地方圏における製造業の先行きについて、グローバル化の拡大を背景とした労働集約的製造業の海外移転などの進展により、悲観的な見方があることを反映しているためかも知れない。

²⁸ ある変数間で共和分関係が存在するかどうかの検定 (共和分検定) には、通常最小二乗法で推計された残差に対して単位根検定が行われる。そこで、変数間に共和分関係があると判断された後、DOLS によって共和分ベクトルそのものを求める、あるいは、そうしたベクトルが有意であるかどうかを検定する、という手順を踏むのが現在では一般的となっている。

(表6) 共和分ベクトルの推定結果 (六大都市圏)

| (1) 住宅地 | | | | | | | | |
|----------------|-------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|
| | 定式化1 | | 定式化2 | | 定式化3 | | 定式化4 | |
| OLS | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | 1.36 | (0.18) *** | 1.27 | (0.12) *** |
| 人口要因 | — | — | 0.08 | (0.02) *** | — | — | 0.07 | (0.03) ** |
| 定数項 | -5.33 | (0.08) *** | -10.71 | (1.44) *** | -8.43 | (1.57) *** | -12.44 | (2.41) *** |
| トレンド | -0.01 | (0.00) *** | -0.01 | (0.00) *** | -0.03 | (0.01) *** | -0.02 | (0.01) *** |
| Adj. R-squared | 0.32 | | 0.47 | | 0.83 | | 0.86 | |
| S.E. | 0.25 | | 0.22 | | 0.23 | | 0.21 | |
| DOLS | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | 1.50 | (0.10) *** | 1.49 | (0.08) *** |
| 人口要因 | — | — | — | — | — | — | 0.06 | (0.02) *** |
| 定数項 | — | — | — | — | -9.33 | (0.88) *** | -13.35 | (1.62) *** |
| トレンド | — | — | — | — | -0.04 | (0.00) *** | -0.04 | (0.00) *** |
| Adj. R-squared | — | | — | | 0.95 | | 0.96 | |
| S.E. | — | | — | | 0.10 | | 0.08 | |
| (2) 商業地 | | | | | | | | |
| | 定式化1 | | 定式化2 | | 定式化3 | | 定式化4 | |
| OLS | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | 1.72 | (0.24) *** | 1.56 | (0.15) *** |
| 人口要因 | — | — | 0.14 | (0.03) *** | — | — | 0.13 | (0.04) *** |
| 定数項 | -5.52 | (0.11) *** | -15.70 | (1.90) *** | -11.71 | (2.03) *** | -19.24 | (3.21) *** |
| トレンド | -0.03 | (0.00) *** | -0.03 | (0.00) *** | -0.06 | (0.01) *** | -0.05 | (0.01) *** |
| Adj. R-squared | 0.61 | | 0.75 | | 0.64 | | 0.77 | |
| S.E. | 0.36 | | 0.29 | | 0.32 | | 0.26 | |
| DOLS | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | 2.06 | (0.29) *** | 1.90 | (0.14) *** |
| 人口要因 | — | — | — | — | — | — | 0.11 | (0.03) *** |
| 定数項 | — | — | — | — | -14.41 | (2.54) *** | -20.81 | (1.95) *** |
| トレンド | — | — | — | — | -0.08 | (0.01) *** | -0.07 | (0.01) *** |
| Adj. R-squared | — | | — | | 0.76 | | 0.88 | |
| S.E. | — | | — | | 0.24 | | 0.17 | |
| (3) 工業地 | | | | | | | | |
| | 定式化1 | | 定式化2 | | 定式化3 | | 定式化4 | |
| OLS | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | 0.99 | (0.17) *** | 0.84 | (0.13) *** |
| 人口要因 | — | — | 0.11 | (0.02) *** | — | — | 0.11 | (0.02) *** |
| 定数項 | -4.96 | (0.09) *** | -12.69 | (1.45) *** | -4.89 | (1.45) *** | -11.70 | (1.68) *** |
| トレンド | -0.03 | (0.00) *** | -0.03 | (0.00) *** | -0.03 | (0.01) *** | -0.02 | (0.01) *** |
| Adj. R-squared | 0.65 | | 0.78 | | 0.52 | | 0.71 | |
| S.E. | 0.28 | | 0.22 | | 0.28 | | 0.22 | |
| DOLS | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | 0.79 | (0.10) *** | 0.79 | (0.07) *** |
| 人口要因 | — | — | — | — | — | — | 0.09 | (0.02) *** |
| 定数項 | — | — | — | — | -2.75 | (0.90) *** | -9.44 | (1.23) *** |
| トレンド | — | — | — | — | -0.03 | (0.00) *** | -0.03 | (0.00) *** |
| Adj. R-squared | — | | — | | 0.77 | | 0.92 | |
| S.E. | — | | — | | 0.12 | | 0.07 | |

(注1) DOLS のラグ次数はシュワルツ情報量基準 (SIC) により選択した。

(注2) *, **, ***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを表す。

() 内は標準偏差。

(表7) 共和分ベクトルの推定結果 (地方圏)

| (1) 住宅地 | | | | | | | | | | |
|----------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|------------|------------|------------|--|
| | 定式化1 | | | 定式化2 | | | 定式化3 | | 定式化4 | |
| OLS | | | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | — | 1.09 | (0.12) *** | 0.84 | (0.16) *** | |
| 人口要因 | — | — | 0.04 | (0.01) *** | — | — | — | 0.06 | (0.03) * | |
| 定数項 | -5.71 | (0.04) *** | -8.27 | (0.85) *** | -6.50 | (1.02) *** | -8.41 | (1.34) *** | | |
| トレンド | -0.01 | (0.00) *** | -0.02 | (0.00) *** | -0.02 | (0.01) *** | -0.01 | (0.01) * | | |
| Adj. R-squared | 0.69 | | | 0.74 | | | 0.93 | | 0.94 | |
| S.E. | 0.14 | | | 0.13 | | | 0.14 | | 0.13 | |
| DOLS | | | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | — | 1.00 | (0.10) *** | 0.51 | (0.16) *** | |
| 人口要因 | — | — | — | — | — | — | — | 0.16 | (0.05) *** | |
| 定数項 | — | — | — | — | — | -5.59 | (0.82) *** | -11.85 | (2.07) *** | |
| トレンド | — | — | — | — | — | -0.02 | (0.01) *** | 0.00 | (0.01) | |
| Adj. R-squared | — | | | — | | | 0.94 | | 0.97 | |
| S.E. | — | | | — | | | 0.11 | | 0.07 | |
| (2) 商業地 | | | | | | | | | | |
| | 定式化1 | | | 定式化2 | | | 定式化3 | | 定式化4 | |
| OLS | | | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | — | 0.81 | (0.11) *** | 0.50 | (0.12) *** | |
| 人口要因 | — | — | 0.02 | (0.02) | — | — | — | 0.07 | (0.02) *** | |
| 貸出残高GDP比率 | 0.02 | 0.00 *** | 0.02 | (0.00) *** | 0.02 | (0.00) *** | 0.01 | (0.00) *** | | |
| 六大都市地価 | 0.33 | 0.03 *** | 0.29 | (0.04) *** | 0.41 | (0.05) *** | 0.41 | (0.05) *** | | |
| 定数項 | -7.03 | (0.12) *** | -8.34 | (0.92) *** | -5.54 | (0.86) *** | -7.09 | (0.85) *** | | |
| トレンド | -0.06 | (0.00) *** | -0.06 | (0.00) *** | -0.05 | (0.01) *** | -0.03 | (0.01) *** | | |
| Adj. R-squared | 0.96 | | | 0.96 | | | 0.93 | | 0.95 | |
| S.E. | 0.11 | | | 0.11 | | | 0.11 | | 0.10 | |
| DOLS | | | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | — | 0.95 | (0.12) *** | 0.06 | (0.15) | |
| 人口要因 | — | — | — | — | — | — | — | 0.08 | (0.02) *** | |
| 貸出残高GDP比率 | — | — | — | — | — | 0.03 | (0.00) *** | 0.01 | (0.00) *** | |
| 六大都市地価 | — | — | — | — | — | 0.36 | (0.07) *** | 0.58 | (0.07) *** | |
| 定数項 | — | — | — | — | — | -6.56 | (0.91) *** | -4.00 | (1.41) ** | |
| トレンド | — | — | — | — | — | -0.06 | (0.01) *** | -0.02 | (0.01) *** | |
| Adj. R-squared | — | | | — | | | 0.98 | | 0.99 | |
| S.E. | — | | | — | | | 0.05 | | 0.03 | |
| (3) 工業地 | | | | | | | | | | |
| | 定式化1 | | | 定式化2 | | | 定式化3 | | 定式化4 | |
| OLS | | | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | — | 0.88 | (0.10) *** | 0.32 | (0.11) *** | |
| 人口要因 | — | — | 0.04 | (0.02) ** | — | — | — | 0.14 | (0.02) *** | |
| 定数項 | -5.46 | (0.06) *** | -8.24 | (1.21) *** | -4.43 | (0.88) *** | -8.73 | (0.90) *** | | |
| トレンド | -0.03 | (0.00) *** | -0.04 | (0.00) *** | -0.03 | (0.00) *** | -0.01 | (0.00) ** | | |
| Adj. R-squared | 0.86 | | | 0.87 | | | 0.69 | | 0.84 | |
| S.E. | 0.19 | | | 0.18 | | | 0.19 | | 0.14 | |
| DOLS | | | | | | | | | | |
| 割引現在価値 | — | — | — | — | — | 0.69 | (0.09) *** | -0.11 | (0.13) | |
| 人口要因 | — | — | — | — | — | — | — | 0.24 | (0.04) *** | |
| 定数項 | — | — | — | — | — | -2.62 | (0.83) *** | -11.32 | (1.57) *** | |
| トレンド | — | — | — | — | — | -0.02 | (0.00) *** | 0.00 | (0.00) | |
| Adj. R-squared | — | | | — | | | 0.63 | | 0.84 | |
| S.E. | — | | | — | | | 0.15 | | 0.09 | |

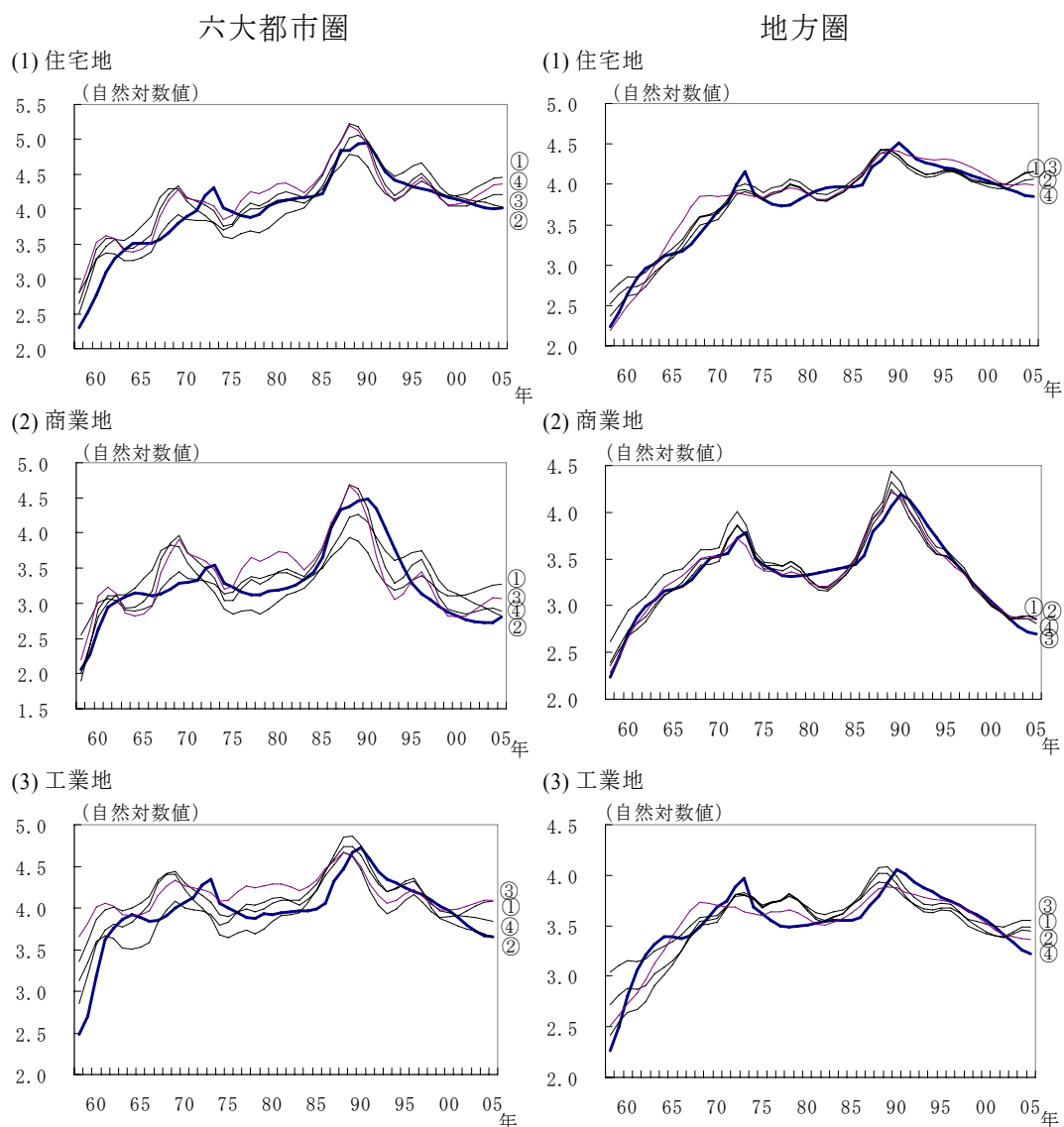
(注1) DOLS のラグ次数はシュワルツ情報量基準 (SIC) により選択した。

(注2) *, **, ***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを表す。

() 内は標準偏差。

なお、推計された共和分ベクトルを用いて実質地価の理論値を算出すると（図15）、最近時点において、多くの定式化において、理論値が実績値を上回っている²⁹。ただし、図でも示されている通り、推計モデルによって理論値に大きな差がみられるほか、一般に共和分分析では、端点の推計値については、データが追加されることによって大幅に変わる可能性があることが知られており、理論値と実績値を比較する際には、幅を持つてみる必要がある。

（図15）実質地価の理論値と実績値



（注）図中の数字はそれぞれ①：定式化1、②：定式化2、③：定式化3、④定式化4による推計値であることを示す。太線は実績値。

²⁹ 共和分ベクトルは、定式化1、2ではOLS、定式化3、4ではDOLSの結果を用いている。なお、地方圏商業地と工業地の定式化4では、DOLSにおいて割引現在価値が有意でなかったため、OLSの結果を用いて理論値を算出している。

(6) 誤差修正モデルの推計

本節では、前節で得られた共和分関係を用いて、短期の実質地価変動、すなわち、実質地価の前年比に関する誤差修正モデルを推計する。被説明変数は、実質地価の前年比である。説明変数は、共和分推計で求められた誤差項（1期ラグ）、割引現在価値前年比、生産年齢人口比率前年差、実質貸出残高前年比、定数項である。

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta NPV_t + \beta_3 \Delta pop_t + \beta_4 \Delta c_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

Δp_t ：実質地価前年比、 EC_{t-1} ：誤差修正項（1期前）、 ΔNPV_t ：実質地価割引現在価値前年比、 Δpop_t ：生産年齢人口比率前年差、 Δc_t ：実質貸出残高前年比－実質地価割引現在価値前年比、 ε_t ：誤差項

ここで実質貸出残高の変化を説明変数として用いたのは、先にも述べたように、短期的には、地価変動と金融機関貸出の変動は密接に関係していると考えたためである。しかし、こうしたメカニズムは中長期的には地価に影響を及ぼさないはずなので、地方圏・商業地を除き、長期均衡を推計する共和分ベクトルの推計には用いていなかった。また、実際の推計に当たっては、貸出残高前年比と実質地価割引現在価値前年比の差を貸出要因として推計に用いている³⁰。これは、実体経済の変動は割引現在価値の変化に表れていると考え、割引現在価値の変動を上回る金融機関貸出の変化が、実体経済の変動とは乖離した金融状況の変化を表すと考えたためである。

誤差修正モデルは、地域別・用途別に推計を行った。誤差修正項（ EC_{t-1} ）は、先の共和分検定の結果を踏まえて、共和分関係の強い定式化、すなわち帰無仮説検定における p-value の一番低い定式化における共和分ベクトルを用いて算出している。この結果、六大都市圏では、住宅地は定式化 3（NPV の係数は推計値、人口要因を含まない）、商業地は定式化 4（NPV の係数は推計値、人口要因を含む）、工業地は定式化 1（NPV の係数は 1、人口要因を含まない）が選択された。一方、地方圏では、住宅地では定式化 2（NPV の係数は 1、人口要因を含む）、商業地では定式化 1（NPV の係数は 1、人口要因を含まず、貸出要因、六大都市圏商業地地価波及要因を含む定式化）、工業地では、定式化 1（NPV の係数は 1、人口要因を含まない）が選択されている³¹。

³⁰ 地域別の推計では、『都道府県別貸出金』統計（日本銀行）を各地域ごとに集計して用いている。

³¹ 地方圏・工業地では、共和分検定における p-value では定式化 4 が選択されているが、推計された共和分ベクトルをみると、割引現在価値の係数が理論と整合的ではないため、定

推計結果をみると、上記の定式化に基づく係数は、ほぼすべて有意であることが確認できた（表 8）。すなわち、理論値と実績値の乖離を修正する誤差修正項はマイナスでいずれの地域・用途においても有意であった。また、割引現在価値、貸出要因についても符号条件が一致し、有意との結果を得た。ただし、人口要因については、六大都市圏、地方圏ともに、住宅地で有意ではないとの結果が得られている。このことを踏まえると、住宅地については、長期的には人口要因が地価変動に影響を与える一方、短期的には影響を与えないという結論が導かれる。これは、大竹・新谷（1996）とは逆の結論である。

（表 8）誤差修正モデルの推計結果

（1）六大都市圏

| | 住宅地 | | 商業地 | | 工業地 | |
|----------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|
| EC項（1期前） | -0.26 | (0.05) *** | -0.25 | (0.06) *** | -0.21 | (0.05) *** |
| Δ割引現在価値 | 0.80 | (0.21) *** | 0.94 | (0.27) *** | 0.83 | (0.23) *** |
| Δ人口要因 | 0.02 | (0.03) | 0.13 | (0.04) *** | 0.06 | (0.03) |
| Δ貸出要因 | 0.49 | (0.19) ** | 0.44 | (0.25) * | 0.68 | (0.20) *** |
| 定数項 | -0.04 | (0.01) *** | -0.05 | (0.02) *** | -0.01 | (0.02) |
| Adj. R-squared | 0.69 | | 0.63 | | 0.63 | |
| S.E. | 0.07 | | 0.09 | | 0.08 | |

（2）地方圏

| | 住宅地 | | 商業地 | | 工業地 | |
|----------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|
| EC項（1期前） | -0.23 | (0.09) ** | -0.28 | (0.06) *** | -0.15 | (0.06) ** |
| Δ割引現在価値 | 0.87 | (0.21) *** | 0.60 | (0.13) *** | 0.77 | (0.19) *** |
| Δ人口要因 | 0.03 | (0.03) | 0.05 | (0.02) ** | 0.07 | (0.03) ** |
| Δ貸出要因 | 0.60 | (0.18) *** | 0.54 | (0.11) *** | 0.69 | (0.18) *** |
| Δ地価波及要因 | — | | 0.36 | (0.06) *** | — | |
| 定数項 | -0.02 | (0.01) | -0.03 | (0.01) *** | -0.03 | (0.01) ** |
| Adj. R-squared | 0.49 | | 0.87 | | 0.53 | |
| S.E. | 0.07 | | 0.04 | | 0.07 | |

（注）*、**、***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを表す。（）内は標準誤差。

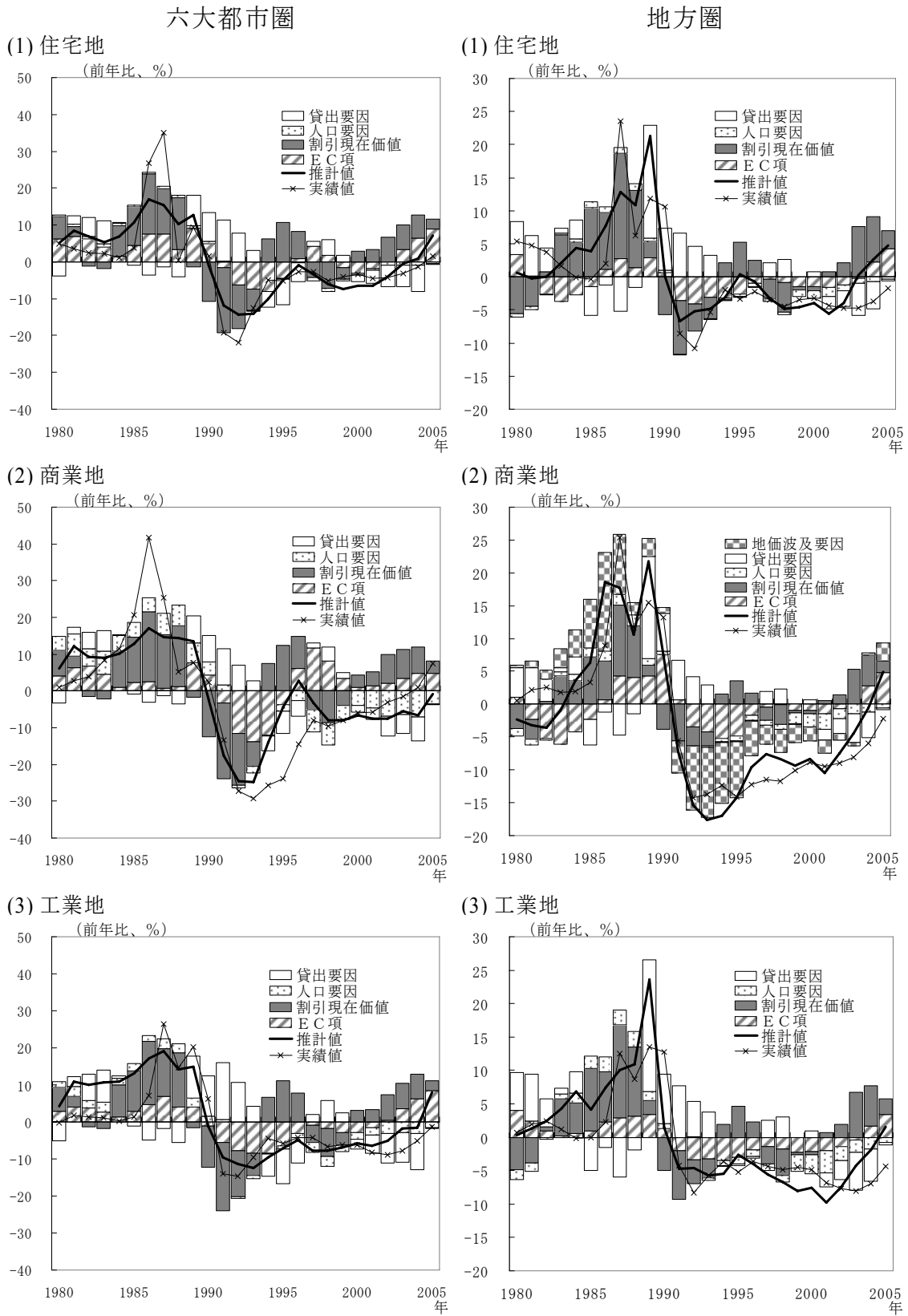
各要素が短期的な地価変動にどの程度影響を及ぼしていたかを視覚的に確認するため、上記で求められた係数を用いて、六大都市圏と地方圏の住宅地、商業地、工業地について加重平均公示地価前年比の要因分解を行った（図 16）。結果の概要は以下の通りである。

式化 1 から 3 のうちで、最も p-value の低い定式化に基づく共和分ベクトルを採用した。

- (a) 1980年代半ばから後半にかけては、金利が低水準に維持された中、期待成長率が上振れて割引現在価値が大きく上昇していたことに加え、モデルでは説明できない要因（＝誤差項）も地価上昇に寄与していた。なお、地方圏・商業地では、六大都市圏・商業地の地価波及の要因も大きかった。
- (b) 1990年頃のバブル末期においては、貸出要因が地価押し上げに大きく寄与していた³²一方、割引現在価値や誤差修正要因が地価への押し下げ圧力となっていた。また、モデルでは説明できない誤差項も地価押し下げ方向に寄与していた。
- (c) 最近時点における動きをみると、割引現在価値は、低金利が持続する下での持続的な経済成長を反映して、地価に対して押し上げ方向に作用してきた。また、誤差修正要因も、ここ数年、地価に対して押し上げ方向に寄与している。一方、貸出要因については、1990年代半ば以降、ほぼ持続的に押し下げ方向に作用してきたが、2005年になり漸くそうした動きがなくなった。また、人口要因は、1990年代半ば以降、持続的に地価押し下げに寄与してきている。

³² 地方圏においてこうした傾向が顕著である。

(圖 16) 實質地價前年比要因分解



6. 結論

本稿では、マクロ経済指標との対比で分析をする際に適切と考えられる「加重平均公示地価指標」を用いて、地価と実体経済指標に関する長期時系列分析を行った。共和分分析の結果、所得や金利、期待成長率といったファンダメンタルズ指標を用いて算出した割引現在価値と実際の地価との間には、共和分関係が見出されるケースが多くみられた。その際、人口要因が長期的にも地価に影響を与えるケースがみられることが判明した。また、得られた共和分関係を用いて推計した誤差修正モデルは、短期的な地価変動を描写する上で非常にパフォーマンスの良いモデルであることが分かった。地価の短期的な変動には、所得や金利などの実体経済の動きのほかに、金融機関貸出の変化や人口動態の変化も影響を与えてきたことが分かった。

ここで、本稿での定量分析とバブルの関係について整理しておこう。本稿では(4)、(5)式で明らかのように、永続的なバブルは排除されている。この点は、理論地価と実際の地価の間に共和分関係があると診断されたことと整合的である。しかし、短期的には、理論地価と実際の地価は大きく乖離しうることも事実である。実際、理論地価を説明変数とした共和分方程式の推計では、誤差項が大きく循環的に変動していることが確認されている。したがって、数年単位でみても、理論地価と実際の地価は乖離しうることを念頭におくべきであろう。次に、本稿における理論地価は、近視眼的な期待形成に基づいた理論値であるという点に注意を払う必要がある。これは、理論地価を算出する際、分母に、その時々々の名目長期金利水準と期待名目 GDP 成長率が用いられていることから明らかである。こうした定式化により、地価を分析することには、メリットとデメリットの両面が存在する。メリットは、特にバブル期に顕著にみられた、「高い名目成長率と低金利が、並立して持続するという期待に基づいて、地価が形成されていた」というロジックを、こうした定式化がうまく描写できるという点である。実際、当時の経済主体の行動も、こうした期待に基づいてなされていた可能性はきわめて高い。一方、デメリットとしては、近視眼的な期待に基づいた理論地価は、長期的な理論地価とは異なっている可能性が高いという点である。循環的な変動を均した長期においては、(7)式の分母は、税率やリスクプレミアムの恒久的な変動が無ければ、一定値をとることになる。しかし、実際の統計をみると、(7)式の分母=実質地価/実質 GDP 比率は、長期的にみて一定値をとっている訳ではない。この点に関する分析は将来の課題としたい。

以 上

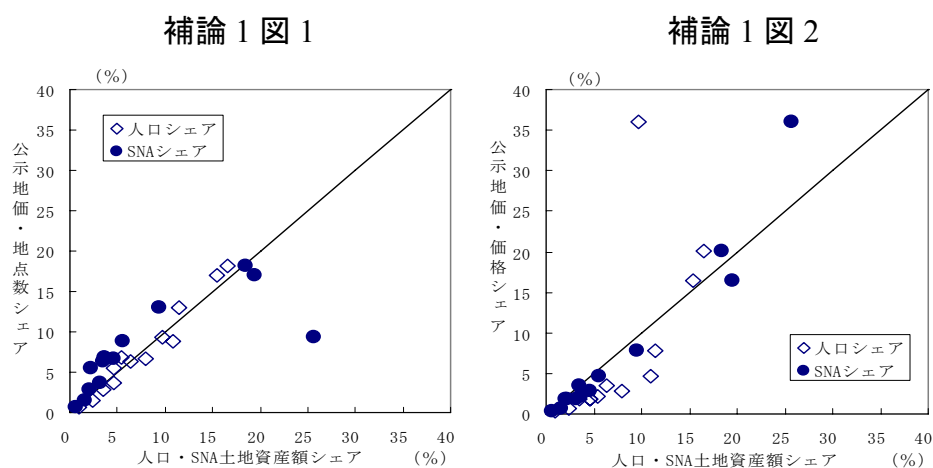
補論 1：加重平均公示地価と他の代表的地価指標

本文で述べたように、加重平均公示地価は、マクロ経済指標との対比で地価を評価する際に適切な指標であると考えられる。本補論では、より詳細に、加重平均公示地価と他の地価指標の違いについて検討する。

(マクロ指標としての妥当性に関する議論)

加重平均公示地価は、単価の安い土地の変動を小さく評価する一方、単価の高い地価の変動を高く評価している。一方、公表されている代表的地価指標である公示地価や市街地価格指数は、単価の安い土地の変動も高い土地の変動も同じウエイトで集計しているため、単価の安い土地の変動が相対的に大きく評価される一方、単価の高い土地の変動が相対的に小さく評価される結果となっている。

マクロの土地指標として代表的な指標は、SNA 土地資産額である。この SNA 土地資産額の地域別のウエイトと、公表ベースの公示地価の地域別ウエイト³³、加重平均公示地価の地域別ウエイトとを比べてみよう。まず、公表ベースの公示地価をみると、ほぼ人口のウエイトのばらつきに等しい(補論 1 図 1)。このため、補論 1 図 1 では、白丸がちょうど 45 度線上に点在している。一方、加重平均公示地価の地域別ウエイト(価格ウエイト)は、SNA 土地資産額の地域別ウエイトにほぼ等しい(補論 1 図 2)。このため、補論 1 図 2 では、黒丸がほぼ 45 度線上に点在している。



(注) 図表内のプロットは、以下の 13 の地域別集計(1980~1992 年平均値)による。地域区分は、北海道、東北、茨城・栃木・群馬、埼玉・千葉・神奈川、東京、山梨・長野、中部、北陸、近畿、中国、四国、九州、沖縄。

³³ 地域別の調査地点数の全調査地点数に対するウエイトである。

専門家の中には、「公示地価の価格調査地点の選定にあたっては、その土地の代表性が吟味されているので、価格ウエイトで再集計する必要が無い」と主張する意見もある。しかしながら、公表されている公示地価のウエイトは、ほぼ人口比例となっており、マクロ的なインパクトを見る上では適切な指標とは言い難い。

(SNA 土地資産額に関する問題点)

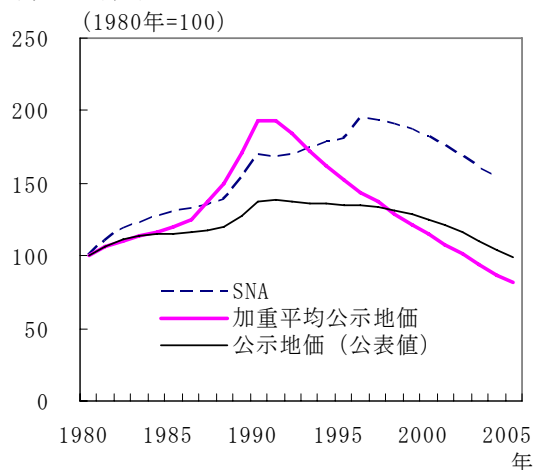
バブル期までの SNA 土地資産額の動きは、加重平均公示地価とよく似た動きをしており、マクロ的な地価変動のインパクトを分析する上で有益な指標と考えられてきた。しかしながら、バブル崩壊後の動きを見ると、SNA 土地資産額は、加重平均公示地価とは異なり、非常に緩やかにしか下落してこなかった(本文図 1)。SNA 土地資産額を地域別にみると、バブル崩壊後、地方圏において、単価である公表値公示地価や加重平均公示地価が下落する一方、SNA 土地資産額が大幅に上昇するという傾向が見られる地域が多かった(補論 1 図 3)。この時期に、地方では郊外でショッピングセンター等の商業施設の建設が盛んになり、農地であった土地が商業地に用途変更されるという事象が起こった。このため、単価の高い商業地面積が大幅に増加する一方、単価の低い農地面積が減少したため、全体では、地方における土地総額が増加したという見方も出来る。確かにそうした事象が、同時期にみられたことは事実であるが、定量的なマグニチュードからみて、こうした事象が単価である地価と土地総額の乖離を全て説明していると考えるのはやや無理があろう。したがって、この時期における SNA 土地資産額の推計に問題がある可能性が高い³⁴³⁵。

³⁴ SNA の土地資産額の推計では、商業地の評価にあたって、1995 年までは固定資産税の課税額が用いられていた。固定資産税評価額は 1990 年代半ばまで実勢地価に対して割高な水準に据え置かれており、その分、地価は高めに推計されていたことも要因の一つであると考えられる。

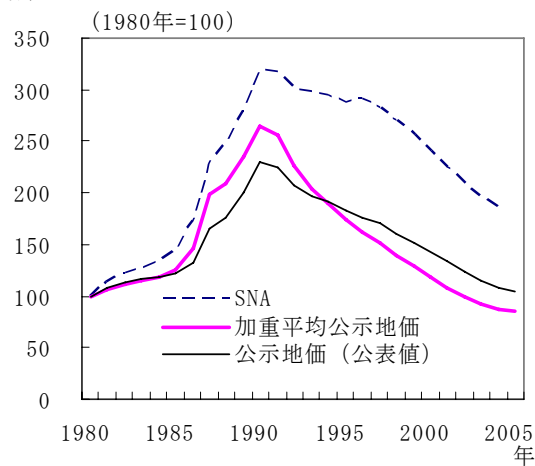
³⁵ なお、西村・清水(2002)は、公表されている公示地価・住宅地系列について、1980 年代前半に調査地点の入れ替えがなされたため、非連続となっている可能性を指摘している。

補論1 図3

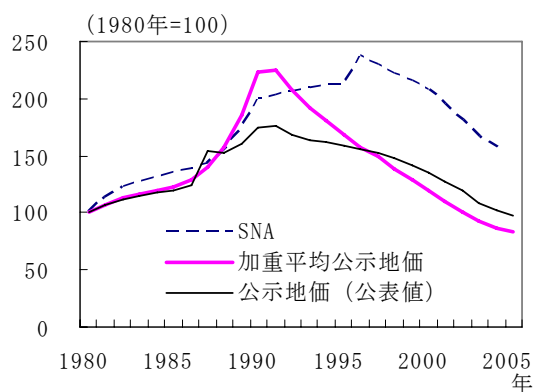
北海道・東北



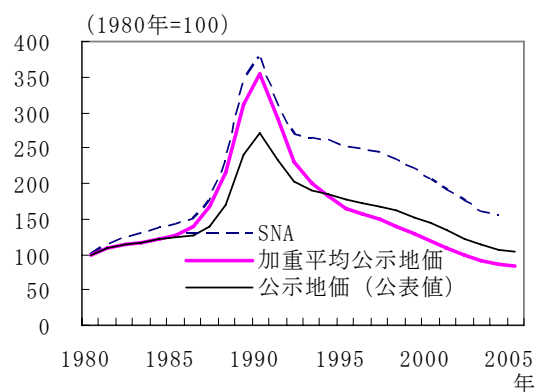
関東



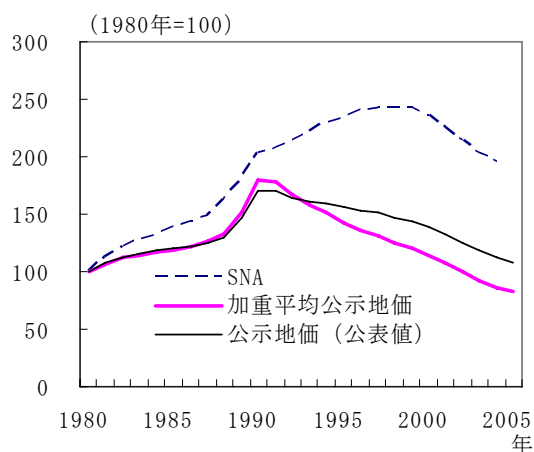
中部・北陸



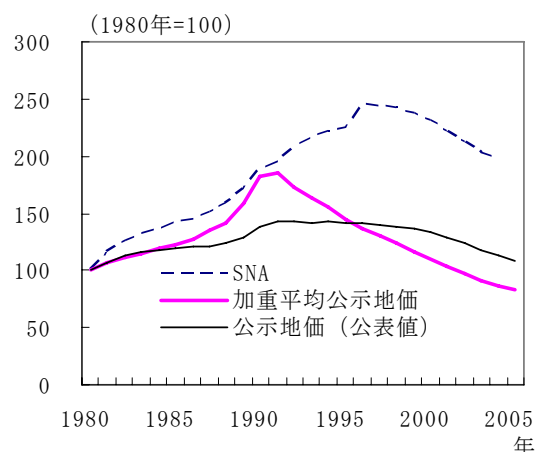
近畿



中国・四国



九州・沖縄

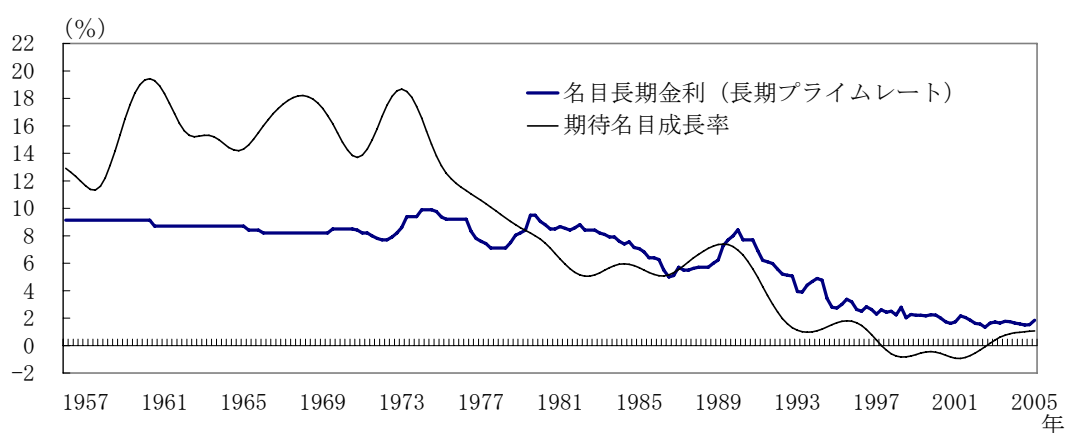


補論 2：金融自由化以前の金利ギャップの推計

本補論では、金融自由化以前における土地の割引現在価値を算出する際に必要となる、「経済変動と統合的な金利ギャップの水準」を推計する。

先行研究に基づくと、金融自由化以前の金融市場においては、人為的な低金利政策のもとで、信用割当が行われており、実際に観察される金利は、実体経済と統合的な金利水準を大幅に下回っていたと主張する分析が多い（館・小宮（1971）、館・浜田（1972）、伊藤・植田（1982））。事実、1980年代以前における名目長期金利の水準は、期待名目成長率を大きく下回っている（補論 2 図 1）。

補論 2 図 1



また、金本（1990）は、この時期に、地価の上昇率が金利よりも高かった理由として、(a) 地価の上昇自体が事前に予想されていなかった、(b) 地価変動の不確実性が高く、土地のリスクプレミアムが非常に高かった、(c) 資金市場が不完全であり、データで観察される金利より、実効金利の方が高い、という 3 つの仮説を提示した。彼は、土地上昇率と金利の差が長期間に亘り続いたことを根拠に、(a)や(b)については有り得ないとして、(c)を支持している。

このため、本稿では、金融自由化以前の金利ギャップについて、以下のような手順で推計を行っている。

Step1: 金利自由化後の名目長期金利ギャップと GDP ギャップの相関関係が、次のような 1 次の線形の関係にあると仮定し、以下の式を推計する。

$$LG_t = \beta_0 + \beta_1 GAP_t \quad (19)$$

ここで、 LG_t は名目長期金利ギャップ ($= q_t - f_t^e = i_t - g_t^e$)、 GAP_t は GDP ギャ

ップを表す³⁶。

Step2: こうして推計されたパラメータ ($\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$) と、金融自由化以前の GDP ギャップの実績値を用いて、金融自由化以前の名目長期金利ギャップの推計値 ($est(LG_t)$) を以下のように求める (補論表 1)。

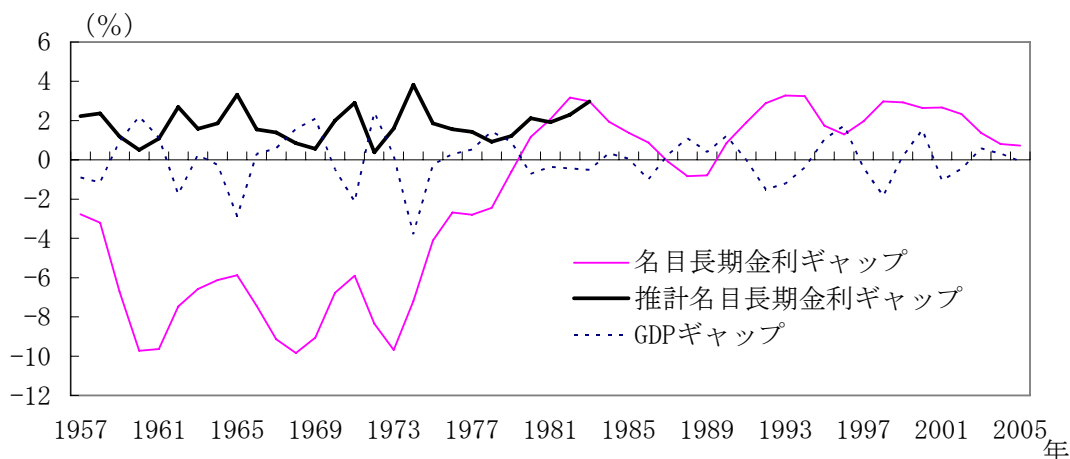
$$est(LG_t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 GAP_t \quad (20)$$

(補論表 1) 推計結果

| | 係数 | 標準誤差 |
|---------------------|--------|---------|
| <i>GAP</i> | -0.555 | (0.109) |
| 定数項 | 1.721 | (0.113) |
| Adj. R ² | 0.213 | |
| S.E. | 1.089 | |

こうして推計された名目長期金利ギャップ³⁷を用いて、土地の割引現在価値を算出する (補論 2 図 2)。

補論 2 図 2



³⁶ GDP ギャップは、四半期の実質 GDP の水準に HP フィルター ($\lambda=1,600$) をかけて算出したトレンドと実際の GDP 水準との乖離として計算されている。

³⁷ この推計においては、GDP ギャップが名目長期金利ギャップをもたらすのか、あるいは名目長期金利ギャップが GDP ギャップを生じさせるのかについては、特定しておらず、両者の相関関係のみを実体経済と整合的な名目長期金利水準の推計に用いている。両者については、双方向に因果関係があると考えるのが適切であると考えられる。

(参考文献)

- 伊藤隆敏・植田和男 (1982)、「貸出金利の価格機能について」、『季刊理論経済学』第33巻、第1号。
- 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」、『不動産市場の経済分析——情報・税制・都市計画と地価——』、西村清彦編、日本経済新聞社。
- 井出多加子 (1992)、「地価バブルの統計的考察」、季刊 住宅土地経済 1992年 秋季号、17-23。
- 今川拓郎 (2002)、「資産の拘束は長期停滞を説明できるか」、『デフレ不況の実証分析』、第7章、東洋経済新報社。
- 岩田一政 (1992)、『現代金融論』、日本評論社。
- 岩田一政・服部哲也 (2003)、「少子化・高齢化と土地価格」、季刊 住宅土地経済 2003年秋季号、2-7。
- 植村修一・佐藤嘉子 (2000)、「最近の地価形成の特徴について」、日銀調査月報 10月号、日本銀行。
- 大竹文雄・新谷元嗣 (1996)、「人口構成の変化と住宅市場」、季刊 住宅土地経済 1996年冬季号、32-39。
- 金本良嗣 (1990)、「土地税制の宅地供給阻害効果と地価」、西村清彦・三輪芳郎編、『日本の株価・地価』、第6章、東京大学出版会。
- 香西泰・伊藤由樹子・定本周子 (1999)、「2025年の日本経済と地価」、季刊 住宅土地経済 1999年夏季号、2-7。
- 才田友美 (2004)「競売不動産からみた首都圏地価の動向」、金融研究、日本銀行金融研究所。
- 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆 (2004)、「都道府県別パネル・データを用いた均衡地価の分析：パネル共和分の応用」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、04-J-7。
- 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆 (2006)、「県別データによる地価動向」、季刊 住宅土地経済 2006年秋季号、30-37。
- 館龍一郎・小宮隆太郎 (1971)、「日本の金融政策はいかにあるべきか——金融正常化の理論的検討——」、村上泰亮編、『経済成長』、日本経済新聞社。
- 館龍一郎・浜田宏一 (1972)、『金融』、岩波書店。
- 日本銀行 (2006)、「経済・物価情勢の展望」、2006年4月28日。
- 日本銀行調査統計局 (1990)、「わが国における近年の地価上昇の背景と影響について」、『調査月報 1990年4月号』、34-83、日本銀行。
- 西村清彦 (1995 a)、『日本の地価の決まり方』、ちくま新書。

- 西村清彦 (1995 b)、「情報の不十分性と地価——商業地市場の地価形成——」、
季刊 住宅土地経済 1995 年冬季号、16-25。
- 西村清彦編 (2002)、『不動産市場の経済分析 (シリーズ：現代経済研究 20)』、
日本経済新聞社。
- 西村清彦・清水千弘 (2002)、「地価情報の歪み：取引事例と鑑定価格の誤差」、
西村清彦編、『不動産市場の経済分析 (シリーズ：現代経済研究 20)』、
日本経済新聞社。
- 西村清彦・三輪芳朗編 (1990)、『日本の株価・地価』、東京大学出版会。
- 藤原裕行・新家義貴 (2003)、「土地収益率と地価下落要因の分析」、景気判断・
政策分析ディスカッション・ペーパー、DP/03-2、内閣府。
- 目良浩一・坂下昇・田中一行・宮尾尊弘 (1992)、『土地税制の研究——土地保
有課税の国際比較と日本の現状——』、日本住宅総合センター。
- 吉川洋 (1996)、『金融政策と日本経済』、日本経済新聞社。
- 吉川洋 (2004)、「失われた 10 年：金融と実体経済」、フィナンシャル・レビュ
ー September 2004、財務省財務総合政策研究所。
- 吉岡孝昭 (2002)、「地価とマーケット・ファンダメンタルズ」、季刊 住宅土地
経済 2002 年夏季号、28-35。
- Capozza, Dennis R., Hendershott, Patric H., Mack, Charlotte, and Mayer, Christopher, J.
(2002), “Determinants of Real House Price Dynamics,” NBER Working Paper
9262.
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller (1987), “Cointegration and Test of Present
Value Models,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1062-1088.
- Clayton, Jim (1997), “Are Housing Prices Cycles Driven by Irrational Expectations?”
Journal of Real Estate Finance and Economics, 14:3, 341-363, 1997.
- Davis, Morris A., and Robert F. Martin (2005), “Housing, House Prices, and the Equity
Premium Puzzle,” Finance and Economics Discussion Series 2005-13, Federal
Reserve Board.
- Enders, Walter (2004), *Applied Econometric Time Series, Second Edition*, Wiley.
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction:
Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, March
1987, 251-276.
- Engle, Robert F., and B. Sam Yoo (1991), “Cointegrated Economic Time Series: An
Overview with New Results,” in R. F. Engle and C. W. J. Granger (ed.),
Long-Run Economic Relationships (Oxford University Press), 237-266.
- Gallin, Joshua (2003), “The Long-Run Relationship between House Prices and Income:
Evidence from Local Housing Markets,” Finance and Economics Discussion

- Series 2003-17, Federal Reserve Board.
- Gallin, Joshua (2004), "The Long-Run Relationship between House Prices and Rents," Finance and Economics Discussion Series 2004-50, Federal Reserve Board.
- Ito, Takatoshi, and Tokuo Iwaisako (1995), "Explaining Asset Bubbles in Japan," NBER Working Paper 5358.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, June-September 1988, 231-254.
- Kamada, Koichiro, Hirata, Wataru, and Hajime Wago (2007), "Determination of Land-Price Movements in Japan," mimeo, Bank of Japan.
- Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore (1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105(2), April 1997, 211-48.
- Kocherlakota, Narayana R. (1996), "The Equity Premium: It's Still a Puzzle," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No.1, 42-71, March 1996.
- Li, Hongyi and G.S. Maddala (1997), "Bootstrapping cointegrating regressions," *Journal of Econometrics* 80, 297-318.
- MacKinnon, James G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger (ed.), *Long-Run Economic Relationships* (Oxford University Press), 267-276.
- MacKinnon, James G. (1994), "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 2, April 1994, 167-176.
- MacKinnon, James G. (1996), "Numerical Distribution Function for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No.6, Nov.-Dec. 1996, 601-618.
- Maddala, G. S., and I.-M. Kim (1999), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Mankiw, N. Gregory, and David N. Weil (1988), "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," NBER Working Paper 2794, December 1988.
- Martin, Robert F. (2005), "The Baby Boom: Predictability in Housing Prices and Interest Rates," International Finance Discussion Papers 2005-847, Federal Reserve Board, November 2005.
- Meen, Geoffrey (2002), "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?" *Journal of Housing Economics*, 11, 1-23.
- Meese, Richard, and Nancy Wallace (1994), "Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?" *Journal of Urban Economics* 35, 245-266.

- Phillips, P.C.B., and S. Ouliaris (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, January 1990, 165-193.
- Stock, James, H., and Mark W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica* 61, 783-820.
- Stock, James, H., and Mark W. Watson (2003), "*Introduction to Econometrics*," Addison Wesley.