

# 不動産市場のファンダメンタルズ

清水千弘\*・才田友美\*\*・井上智夫\*\*\*

## 概 要

本稿では、我が国の地価形成要因について長期時系列分析を行った。地価形成理論の一つである「割引現在価値モデル」を都道府県別地価データに適用し、1975年～2015年について共和分分析および誤差修正モデルの推計を行った。その結果、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地価との間には、共和分関係が見出された。また、人口要因が、地価に影響を与えている可能性も確認された。得られた共和分関係を用いて推計した誤差修正モデルから短期変動をもたらす要因として得られた主な事実は以下のとおりである。六大都市については、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、銀行貸出の多寡も地価上昇に寄与していた。2000年代入り後、低金利の下での持続的な経済成長を反映して、割引現在価値が地価押上げに寄与するとともに、均衡値より下がりすぎていた地価を押し戻す動き（誤差修正）が顕著となった。しかしその後、人口要因の地価押し下げ圧力が増加したため、ファンダメンタルズほど地価は上昇しなかったことが示唆されている。地方圏では、バブルの生成・崩壊期は、バブルの発生源（東京をはじめとする六大都市圏）からの地価波及効果が大きく、ファンダメンタルズの動き以上に地価が上昇・下落していた可能性が示唆された。2000年代入り後、徐々に地価波及効果は薄れ、2000年代後半では、地方圏自身の要因（ファンダメンタルズおよび人口）が地価の動きを主導するようになっており、不動産マーケットが地域間で分断されつつある可能性を示唆している。

**Journal of Economic Literature Classification Numbers :** E31, R21, R31

**Key Words :** 割引現在価値・不動産バブル・共和分・誤差修正モデル・人口減少

\* 日本大学・東京大学空間情報科学研究センター（金融庁金融研究センター特別研究員）  
本稿の執筆にあたり、吉野直行先生（金融庁金融研究センター顧問・アジア開発銀行研究所所長・慶應義塾大学経済学部名誉教授）、大庫直樹先生（金融庁金融研究センター顧問）はじめ、東京大学不動産経済ワークショップの参加者、金融庁のワークショップに出席された関係者の方々、また、一年間にわたる金融庁金融研究センターにおける研究会に参加していただいた職員の方から多くの示唆をいただいた。また、本稿は、西村清彦先生（政策研究大学院大学）との共同研究を出発点としている。ここに、記して御礼申し上げます。なお、本稿は筆者らの個人的な見解であり、金融庁及び金融研究センターの公式見解ではない。

\*\* 東京大学空間情報科学研究センター

\*\*\* 成蹊大学経済学部

## 1. 本研究の目的:不動産市場のファンダメンタルズ

日本の不動産市場は、一部の市場では、土地価格が20世紀最大のバブルと揶揄された1990年代の不動産バブルの水準を超える地域も出てくるなど活況を呈する一方で、地方部では所有者不明土地や空き家の問題が喧伝されており、地域間の格差はますます広がりつつある。金融市場に目を移せば、近年において地方金融機関が不動産市場に依存する傾向が強くなってきており、不動産業向け貸出残高は、2016年以降は新規の発行金額は低下傾向にあるものの、貸出期間が長期化したこともあり、その残高はバブル期を超える水準にまで積み上がり、対GDP比でも上昇を続けている。

不動産市場は、資産市場において大きな比重を占めるとともに、一般的な金融資産と異なり生産や生活と密接に関連するため、実体経済とは、様々な経路で互いに影響を及ぼし合う。また、1980年代から1990年代初頭のバブル期と比較すると、不動産証券化商品なども誕生してきたこともあり、より複雑な形で金融市場または実体経済と関連しあうことになっている。そのような中で、大手行については不動産の証券化市場に対して貸出を伸ばし、地域銀行や信用金庫は、急速にエクイティ投資を拡大させてきている。

このような市場をどのように分析したらいいのであろうか。1980年代半ば以降の日本、1990年代のスウェーデン、2000年代に入ってからリーマンショック以降の米国は、不動産バブルの生成と崩壊に伴い長期的な経済停滞に直面した。Claessens, Kose and Terrones (2009), (2011)によれば、すべての不動産バブルが金融危機になった訳ではなく、またすべての金融危機が不動産バブルを原因とした訳でもない。しかし、不動産価格の変動が、実体経済に対して深刻な影響をもたらしてきたことは、今までの歴史が物語っている。Crowe et al. (2011)が指摘しているように、大幅な不動産価格上昇後に発生した不況は、実際には、長期に及びかつ落ち込み幅も大きいことが指摘されてきている。

それでは、不動産市場の機能不全が発生した時に、経済全体が停滞し、かつそれが長期化するといった事象との間には、どのような連関があるのだろうか。まず考えられるのは、不動産バブルの生成・崩壊が実体経済に負の影響を及ぼすという連関である。一つの可能性としては、不動産市場においてバブルが発生するとその生成段階では過大投資が起きる一方で、崩壊する過程では過剰資本が生じる。これにより、生産水準や成長率が長期に亘ってトレンドから下方に乖離した可能性がある。

西村 (2014)に始まる一連の研究では、米国、欧州諸国、および日本の制度と政策、歴史的事実を丹念に分析することで、危機に直面した各国に共通する要素として「人口構成の変化」と「新しい金融技術・手段の普及による信用の急拡大」の2つの存在を指摘するなかで、不動産価格との関係についても言及した。また、Tamai, Shimizu and Nishimura (2017)では、人口構成が変化する中で、金融市場を通じての期待の変化と不動産価格との関連を、理論モデルと併せて実証分析を行うことで明らかにしている。

人口構成の変化と不動産価格との関連については、多くの先行研究が存在している。住

宅価格のマクロ変動について、人口動態の変化との関係に着目した研究としては、Mankiw and Weil (1989) をはじめとして数々の研究が蓄積されているが、人口動態の変化が住宅価格に影響を与えるか否かについて、異なる結果が報告されている。Mankiw and Weil (1989)では、「1980年代にベビーブーム世代による住宅需要がピークを迎え、その後2007年までに人口減少により実質住宅価格は20年間で47%下落する」と論じた。しかし人口動態の変化は極めて緩慢である。もしそのような予測を受けて、住宅供給が弾力的であるのであれば、ストックの調整機能を通じて、価格は調整されるはずである。例えば、同様の手法によりカナダを対象として分析を行った Engelhardt and Poterba (1991)では、人口動態の変化と住宅価格の変動には統計的に有意な関係が見られないとの結果を報告した。日本を対象とした同様の研究 (Ohtake and Shintani (1996))では、人口動態の変化は、供給制約のある短期においては住宅価格の変動に影響を与えるものの、長期においては住宅供給が調整されるため、人口動態の変化は住宅価格に影響を与えないとの結果を導いた。

本稿は、都道府県別のパネルデータにパネル共和分の手法を応用することによって均衡地価を求め、地価がどのような要因によって変動してきたのかを分析しようというものである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2章では、割引現在価値モデルについて整理し、適用するデータを観察する。第3章では、実際にこの関係が共和分として計測できるかを、パネル共和分の手法を用いて検討する。その後、こうして得られた均衡地価からの乖離を用いて、誤差修正型 (error correction model)の地価関数を計測し、地価の変動にどのような要因が働いていたのかを分析する。第4章では、本稿の分析結果をまとめる。

## 2. モデルとデータ

### 2.1. モデル

本節では、まず、地価の決定理論の一つである土地の割引現在価値モデルを概観した上で、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、割引現在価値モデルでは考慮されていない要因について考察を行う。

#### 2.1.1. 割引現在価値モデル

地価に関する決定理論の一つである割引現在価値モデルは、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とするものである。

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

$$\text{ただし } r_t = i_t + \tau_t + RP_t. \quad (2)$$

$P_t$  : 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、 $\tau_t$  : 税率<sup>1)</sup>、 $RP_t$  : 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。

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

永続するバブル解を排除するためには、(3)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。

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

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<sup>2)</sup>。

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

### 2.1.2. 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。

#### (名目 GDP と地価の動き)

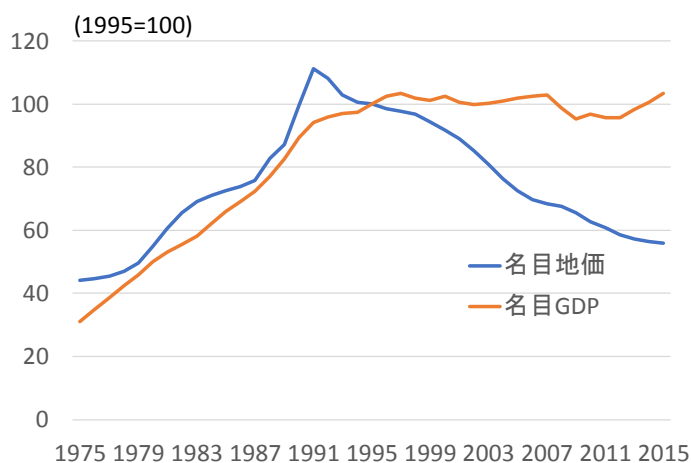
<sup>1)</sup> 本稿の分析では、実証分析上税率は、考慮していないが、取り入れることは今後の課題である。

<sup>2)</sup> 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。

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、適当なレント指標が利用可能でないため、通常、レントの代理変数として名目 GDP が用いられる。この代理変数は、土地への分配率が時間を通して一定であるという仮定のもとでは適切であると言える。

実際に、名目 GDP と地価の動きを長期時系列データで観察すると、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、地価が名目 GDP を大きく上回って上昇した。1990 年頃から地価が下落に転じた一方、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、県民所得を用いている<sup>3)</sup>。



(資料) 内閣府「国民経済計算」、国土交通省「公示地価」

図1 名目 GDP と地価<sup>4)</sup>

### (金利ギャップ)

名目長期金利<sup>5)</sup>、名目期待成長率<sup>6)</sup>を用いて金利ギャップの推移をみてみよう。「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2)。

<sup>3)</sup> ただし、用途別の推計にあたっては、各地域別の名目県民所得を用いている。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。

<sup>4)</sup> 図1の名目GDPと名目地価は、対数変換した後に指数化している。

<sup>5)</sup> 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。

<sup>6)</sup> 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( $\lambda=1600$ , one-sided)をかけたものを使用している。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』)の動きと整合的な系列が得られている。

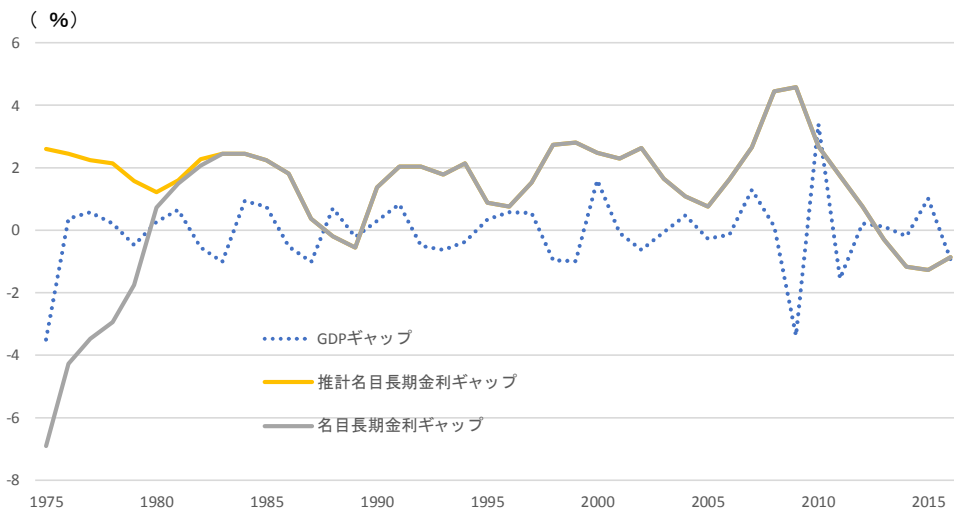


図2 名目長期金利ギャップと GDP ギャップ

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。1980 年代以前における名目長期金利ギャップは、循環的な変動幅が金融自由化以降と違い、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た<sup>7)</sup>。

### (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たい。リスクプレミアムは、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した。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すると、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

<sup>7)</sup> 具体的な金利ギャップの推計については、補論を参照。

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おり、リスクプレミアムを一定と仮定する本稿の分析と整合的である。また、6%という水準は、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<sup>8)</sup> (Kocherlakota(1996))。

以上のように設定した際に計算される現在価値と地価指数との関係を図3に示す。実際の地価指数は、粘着性を持ち、現在価値は大きく変動を持つことで乖離が見られるが、全体の傾向として大きなトレンドは説明しているようにも見える。ただし、近年において、低金利政策がとられることで、割引現在価値は大きく上昇し、両者の乖離が拡大している。

## 2.1. 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、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。

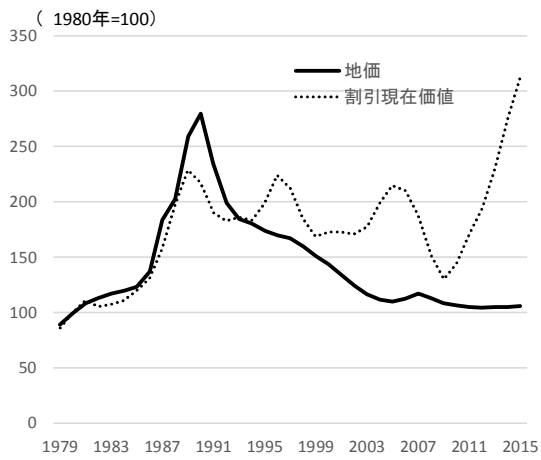
### (人口動態と地価)

まず、人口構成の変化が地価にあたえる経路について考えてみたい。第一に、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、地価も変動するだろう。第二に、土地への需要が、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。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、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。

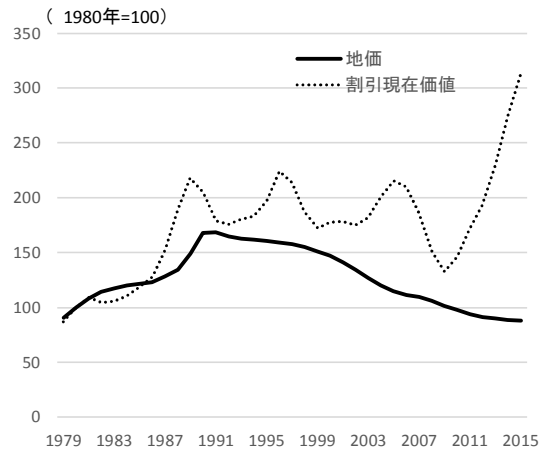
---

<sup>8)</sup> 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たことを前提とすると、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、土地と株式のリスクプレミアムで、どちらがどの程度高いのかは、先験的な判断は困難である。

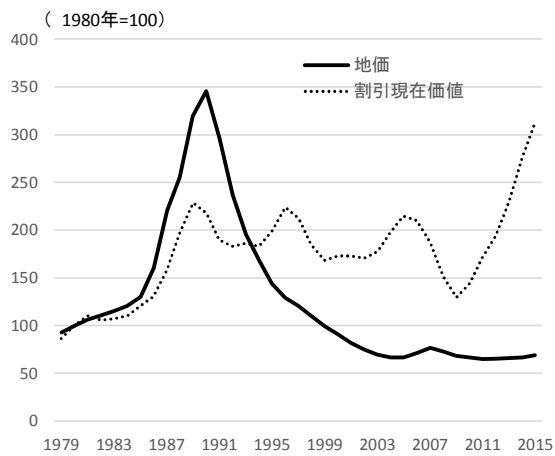
住宅地  
六大都市



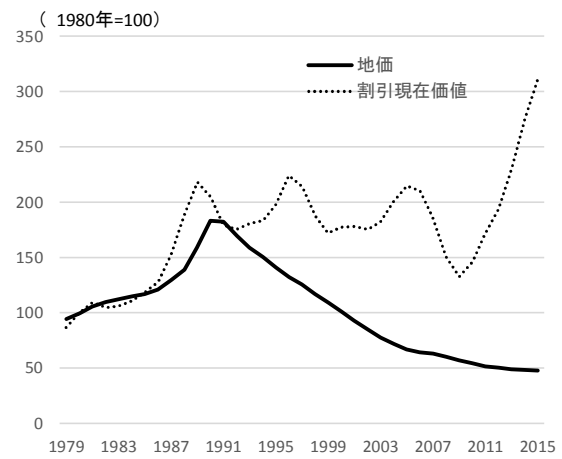
地方圏



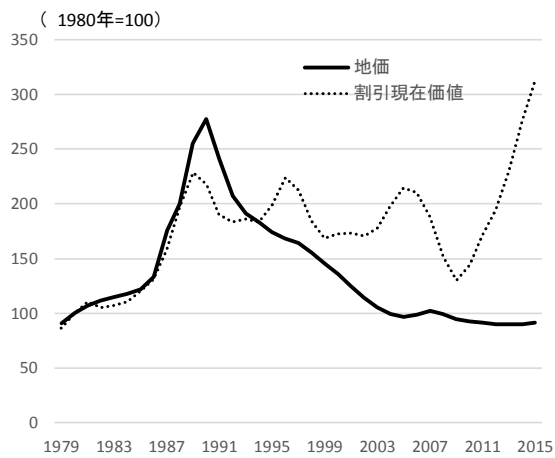
商業地  
六大都市



地方圏



工業地  
六大都市



地方圏

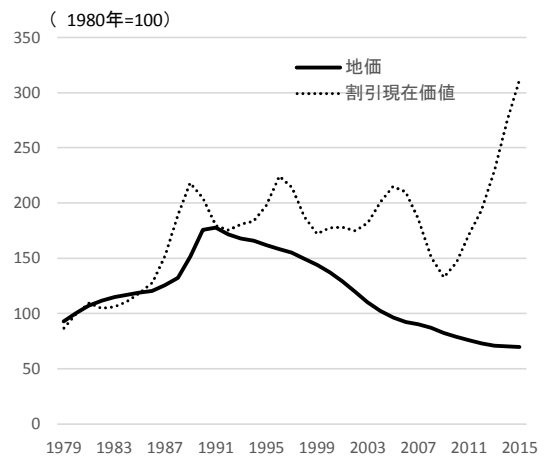
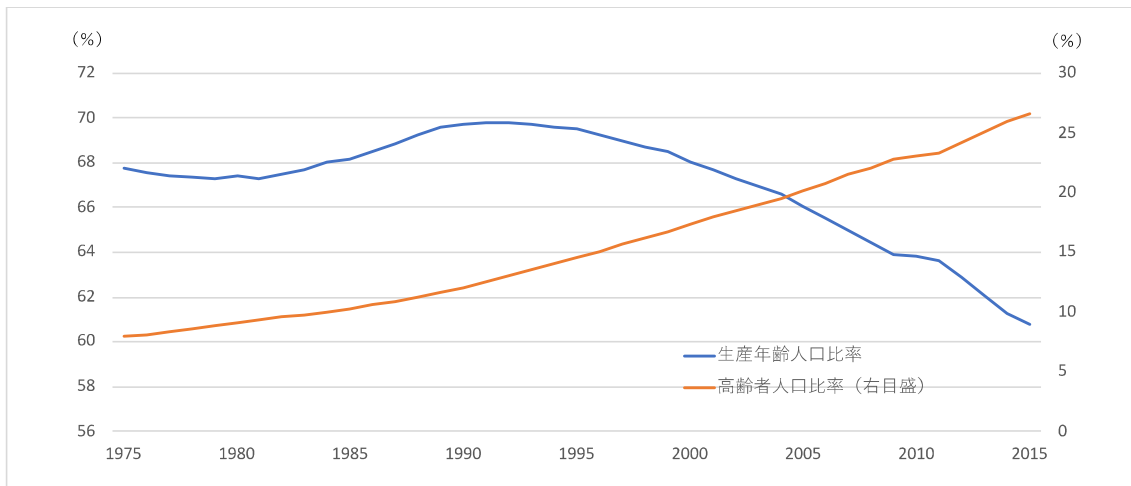


図3 割引現在価値と地価





(資料) 総務省統計局「人口推計」

図4 生産年齢人口比率と高齢者人口比率

こうした影響を、先に検討した割引現在価値モデル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、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、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、収益の指標が正確に計測できれば、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が用いられることが多い。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ことを意味する。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ため、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くことが望ましいだろう。さらに、土地の供給は地価に対して非弾力的である。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、割引現在価値モデルに人口要因を加味した分析を行った。

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(2015年平均)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5, 6)。

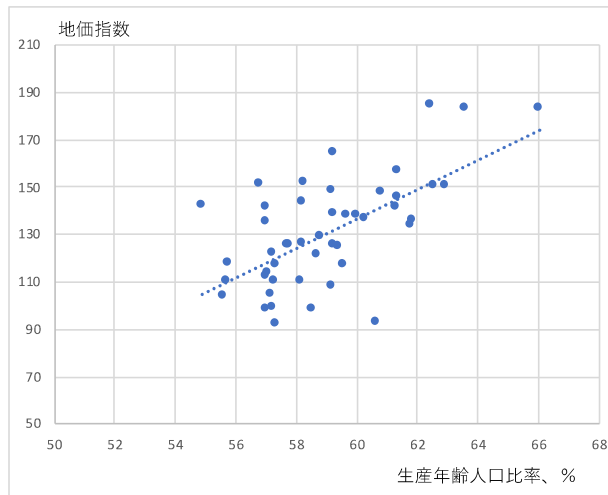


図5 生産年齢人口比率と地価

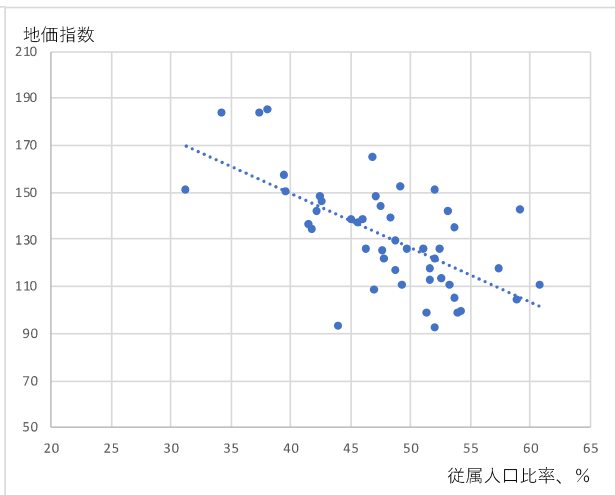


図6 高齢者人口比率と地価

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7）。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8）。

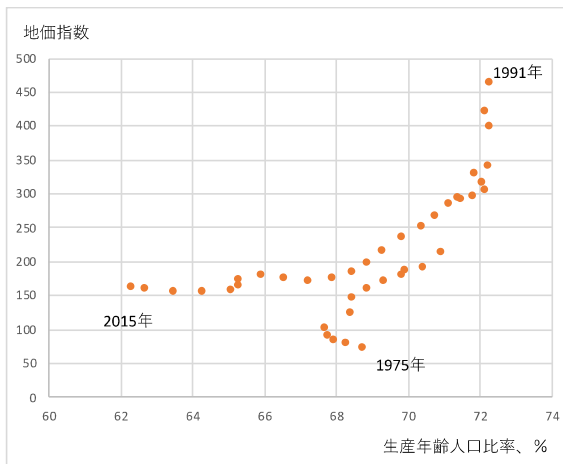


図7 生産年齢人口比率と地価

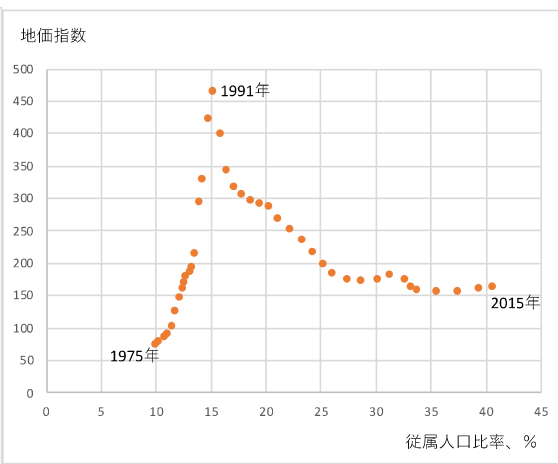


図8 高齢者人口比率と地価

そこで、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。

地価と人口動態との関係に関する分析は、Mankiw and Weil (1988)が代表的である。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様々な結果が得られており、本稿でも、人口要因の有意性を検証する。

### (金融機関貸出と地価変動)

金融機関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、(1) 地価変動が金融機関貸出の変動をもたらすルートと、(2) 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。(1)のルートでは、地価変動による担保価値の変動が、金融機関貸出を変動させることになる<sup>9)</sup>。(2)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出すことによって、更なる土地投機を招き地価が高騰することになる。もっとも、実際には、両方のルートが相互作用していると考えられる。ただし、理論上、地価は、収益や金利環境、人口要因など実体的な要因によって変動すると考えられるため、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える要因にはなりえない。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めない一方、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とした。

## 3. 実証分析

### 3.1. 定常性の検定

都道府県パネルデータを用いて、地価と各価格形成要因と想定した各変数を用いて、変数間の長期均衡関係の有無の検証 (パネル共和分検定)、およびそれら変数間の短期変動要

<sup>9)</sup> 地価の変動による担保価値の変動が、企業の金融機関借入れ制約を通じて設備投資、ひいては实体经济を変動させるという現象について、Kiyotaki and Moore (1997)は一般均衡の枠組みを用いて分析を行い、そのメカニズムを *financial accelerator* と呼んだ。

因の分析（誤差修正＜Error Correction＞モデルの推定）を行う。

時系列データの分析において、系列が非定常過程に従う場合、それらの系列間で回帰分析を行うと、実際には全く相関のない変数同士に相関関係が検出される「見せかけの相関」の問題が生じる。したがって、データの定常性の検定が必要となる。

パネルデータの時系列方向の定常性を検定するための手法（パネル単位根検定）として、地域間で共通の単位根を持つ場合の検定（Common Unit Root 検定）および地域間で異なる単位根を持つ場合の検定（Individual Unit Root 検定）の2通りの手法が提案されている。

具体的な検定の手順としては、あるパネル系列  $y_{it}$  の一階の自己回帰過程を

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \theta_i d_t + \epsilon_{it} \quad \text{where } i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T,$$

$$d_{1t} = \{0\}, d_{2t} = \{1\}, d_{3t} = \{1, t\}$$
(6)

として表す場合（ただし、 $\epsilon_{it}$  は誤差項）、同データの単位根の有無( $\rho_i = 1$ )を調べるには、以下の(7)式に示す ADF 検定によって、地域固定効果、地域トレンド項、地域別の誤差項系列相関（および地域別の被説明変数ラグ次数）を許容する形で、 $\delta_i = \rho_i - 1 = 0$  の仮説検定により検定可能である。

$$\Delta y_{it} = \delta_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{L_i} \gamma_{ik} \Delta y_{it-k} + \theta_i d_t + \epsilon_{it}$$
(7)

Common Unit Root 検定（Levin, Lin and Chu (2002), LLC 検定）は、地域間で共通の単位根を持つことを想定した単位根検定であり、帰無仮説 $H_0$ および対立仮説 $H_1$ は、それぞれ以下の通りとなる。

$$H_0: \delta_i = \delta = 0$$

$$H_1: \delta_i = \delta < 0$$
(8)

調整後 t 検定統計量が  $N(0, 1)$  に従うとして検定を行う（検定統計量の詳細は Levin, Lin and Chu (2002) を参照）。

Individual Unit Root 検定（Im, Pesaran and Shin (2003), Maddala and Wu (1999)）は、地域間で異なる単位根を持つことを想定した単位根検定であり、帰無仮説 $H_0$ および対立仮説 $H_1$ は、それぞれ以下の通りとなる。

$$H_0: \delta_i = 0 \quad \text{for all } i$$

$$H_1: \begin{cases} \delta_i < 0 & \text{for } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \delta_i = 0 & \text{for } i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases} \quad (\text{i は必要に応じて再序列されることを許容する})$$
(9)

検定統計量は、Im, Pesaran and Shin (2003) (IPS 検定) では各地域  $i$  の ADF 検定における  $\delta_i$  の  $t$  値の単純平均値を用い、Maddala and Wu (1999) の Fisher 型検定では各地域  $i$  の ADF 検定における  $\delta_i$  の  $p$  値の集計がカイ二乗分布に従うとして検定を行う (検定統計量の詳細は Im, Pesaran and Shin (2003), Maddala and Wu (1999) を参照)。

Individual Unit Root 検定では、対立仮説において自己相関係数を地域間で異質とする点で、Common Unit Root 検定よりも制約が緩やかである。

本稿では、都道府県間で時点間のラグの存在など、異質性の強い地価を扱うため、定常性の検定を前述の Individual Unit Root 検定 (Fisher 検定) により行う。

### 3.2. 長期均衡関係

複数の非定常な系列 ( $d$  次の和分、 $I(d)$ ) の線形結合関係が、より次数の低い和分 ( $d-f$  次の和分  $I(d-f)$ 、ただし  $d \geq f \geq 0$ ) となる時、それら非定常な系列の間には次数  $d, f$  の共和分関係  $CI(d, f)$  があるという。共和分関係にある非定常な系列同士は長期均衡関係にあるものと解釈され、そのような場合に、それら非定常系列同士の変動要因を分析しようとした場合には誤差修正モデル、すなわち定常系列および共和分関係式の推計残差の 1 期ラグ項を含めた形で推計を行う必要がある (Granger の表現定理, Engle and Granger (1987))。つまり、ある系列が共和分関係にある場合、非定常な系列を単純に定常過程に変換した変数のみで回帰分析を行ってしまうと、「見せかけの回帰」の問題は回避できるものの、本来モデルに含めるべき変数を除外して推計を行ってしまうといった問題が生じる。したがって、非定常な系列間の共和分関係の有無の検定が重要となる。

パネルデータを用いた共和分関係の検定 (パネル共和分検定) の手法としては、共和分関係式の推計残差に対してパネル単位根検定を行う Engle-Granger 型検定として、共和分関係における係数に地域間の同質性 (homogeneity) を仮定する Kao (1999) の検定と、異質性 (heterogeneity) を仮定する Pedroni (1999) の検定が提案されている。また、Pedroni 検定においては、推計残差の自己回帰係数に地域間の同質性を仮定する Panel 検定と、異質性を仮定する Group 検定が提案されている。具体的には、パネル  $v$  統計量、パネル  $\rho$  統計量、パネル ADF 統計量、グループ  $\rho$  統計量、グループ PP 統計量、そしてグループ ADF 統計量の 7 つを提案している。全ての統計量は、共和分関係にないという帰無仮説を検定するが、対立仮説は、「パネル」検定量か「グループ」検定量かで異なる。前者においては共和分ベクトルが主体ごとに異なることを許容しているが、後者においては主体を通じて同一のベクトルをもつと仮定している。パネル  $v$  統計量、パネル/グループ  $\rho$  統計量、そしてパネル/グループ PP 統計量は、誤差項の系列相関をノンパラメトリックに処理するのに対し、パネル/グループ ADF 統計量はパラメトリックに処理している。

検定の手順は以下の通りである。

ある非定常なパネル系列  $y_{it}, x_{it}$  ( $y_{it} \sim I(d), x_{it} \sim I(d)$ ) の線形結合を

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + e_{it} \quad (10)$$

として表す場合（ただし、 $e_{it}$  は誤差項）、 $y_{it}, x_{it}$  の共和分関係の有無を調べるには、推計残差  $\hat{e}_{it}$  が単位根を持つか否かについて、以下の自己回帰過程の  $\rho_i = 1$  について検定を行えばよいこととなる。

$$\hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

この検定は、以下の(12)式に示す ADF 検定によって、地域別の誤差項系列相関（および地域別の被説明変数ラグ次数）を許容する形で、 $\mu_i = \rho_i - 1 = 0$  の仮説検定により検定可能である。

$$\Delta \hat{e}_{it} = \mu_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{k=1}^{L_i} \varphi_{ik} \Delta \hat{e}_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

推計残差  $\hat{e}_{it}$  が単位根を持たない場合 ( $\hat{e}_{it} \sim I(0)$ )、 $y_{it}, x_{it}$  ( $y_{it} \sim I(d), x_{it} \sim I(d)$ ) は共和分関係にあり、 $y_{it}, x_{it} \sim CI(d, f)$  として表される。

Kao 検定では、共和分関係式における係数について  $\beta_i = \beta$  との仮定を置いた形で残差を推計するとともに、推計残差の自己回帰係数についても  $\rho_i = \rho$  との仮定を置き、共和分検定を行う。検定における帰無仮説  $H_0$  および対立仮説  $H_1$  は、それぞれ以下の通りとなる（検定統計量の詳細は Kao (1999) を参照）。

$$\begin{aligned} H_0: \mu_i &= \mu = 0 \\ H_1: \mu_i &= \mu < 0 \end{aligned} \quad (13)$$

Pedroni 検定では、共和分関係式における係数  $\alpha_i, \beta_i$  について地域間の同質性を仮定しないが、推計残差の自己回帰係数について  $\rho_i = \rho$  との仮定を置く場合の Panel 検定と、自己回帰係数についても地域間の同質性を仮定しない Group 検定がある。

Panel 検定における帰無仮説  $H_0$  および対立仮説  $H_1$  は、それぞれ以下の通りとなる。

$$\begin{aligned} H_0: \mu_i &= \mu = 0 \\ H_1: \mu_i &= \mu < 0 \end{aligned} \quad (14)$$

一方、Group 検定における帰無仮説  $H_0$  および対立仮説  $H_1$  は、それぞれ以下の通りとなる（検定統計量の詳細は Pedroni (1999) を参照）。

$$H_0: \mu_i = \mu = 0$$

$$H_1: \mu_i < 0 \text{ for all } i$$

(15)

したがって、これら3通りの手法の中ではKao検定が最も制約が厳しく、PedroniのPanel検定が次いで制約が厳しく、PedroniのGroup検定が最も制約の緩い検定手法となる。以下では、Kao検定に基づいて、共和分関係を分析する。

### 3.3. 共和分分析と誤差修正モデルの推計

#### 3.3.1. 単位根検定

まず、地価（対数値）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）。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、地価指標は、I(1)であることが確認された<sup>10</sup>。

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(16)で計算している。

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

(16)

$y_t$  : 名目GDP、 $i_t$  : 名目長期金利、 $g_t^e$  : 名目期待成長率、 $\tau_t$  : 税率、

$RP$  : リスクプレミアム (=6%)

この割引現在価値（対数値）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、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、対数値）についても、I(1)であるとの結果を得た。

---

<sup>10</sup> 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。

表1 単位根検定結果

(1) 地価 (対数値)

			六大都市圏		地方圏	
住宅地	水準	ADF	9.5	<0.66>	58.6	<0.98>
		PP	12.1	<0.44>	61.9	<0.95>
	1階差	ADF	64.8	<0.00> ***	113.2	<0.01> **
		PP	57.6	<0.00> ***	115.3	<0.01> ***
商業地	水準	ADF	3.7	<0.99>	5.0	<1.00>
		PP	8.3	<0.76>	16.8	<1.00>
	1階差	ADF	36.5	<0.00> ***	124.6	<0.00> ***
		PP	34.4	<0.00> ***	122.4	<0.00> ***
工業地	水準	ADF	5.8	<0.92>	10.1	<1.00>
		PP	8.7	<0.73>	26.7	<1.00>
	1階差	ADF	53.9	<0.00> ***	112.6	<0.01> ***
		PP	47.7	<0.00> ***	111.6	<0.02> ***

(2) 割引現在価値 (対数値)

			六大都市圏		地方圏	
水準	ADF	0.9	<1.00>	4.8	<1.00>	
	PP	1.8	<1.00>	10.9	<1.00>	
1階差	ADF	61.0	<0.00> ***	447.5	<0.00> ***	
	PP	53.5	<0.00> ***	399.6	<0.00> ***	

(3) 生産年齢人口比率 (対数値)

			六大都市圏		地方圏	
水準	ADF	1.7	<1.00>	5.3	<1.00>	
	PP	0.2	<1.00>	3.0	<1.00>	
1階差	ADF	10.6	<0.56>	144.3	<0.00> ***	
	PP	21.3	<0.05> **	342.2	<0.00> ***	

(注) 表の数値は Fisher-ADF, Fisher-PP 検定量、<> は p 値。

\*\*、\*\*\*は、それぞれ 5%、1%水準で有意であることを示す。



### 3.3.2. 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、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、共和分検定、および、共和分ベクトルを推計した（表 2、3）。

表 2 共和分検定結果（Kao's ADF test）

		t値	
住宅地	六大都市	-3.69	***
	地方圏	-8.91	***
商業地	六大都市	-0.56	
	地方圏	-6.27	***
工業地	六大都市	-2.72	**
	地方圏	-8.18	***

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

共和分検定の結果、六大都市の商業地以外で「共和分関係がない」という帰無仮説が棄却され、共和分関係があることが明らかになった。もっとも、六大都市の商業地でも棄却基準を 15%までゆるめた場合、棄却されるため、以降の分析は共和分関係があることを前提として分析を進める。

表3 共和分ベクトルの推定結果

(1) 六大都市

	住宅地		商業地		工業地	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
割引現在価値	0.849	(0.09) ***	0.808	(0.11) ***	0.887	(0.10) ***
生産年齢人口比率	4.283	(0.50) ***	5.375	(0.88) ***	4.853	(0.57) ***
Adjusted R-squared	0.868		0.843		0.870	

(2) 地方圏

	住宅地		商業地		工業地	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
割引現在価値	0.362	(0.04) ***	0.818	(0.05) ***	0.483	(0.05) ***
生産年齢人口比率	7.474	(0.35) ***	7.460	(0.48) ***	8.758	(0.45) ***
Adjusted R-squared	0.826		0.861		0.789	

(注) \*\*\*は、1%水準で有意であることを表す。()内は標準誤差。

六大都市、地方圏ともに、割引現在価値に加え、生産年齢人口比率も有意との結果を得た。

### 3.3.3. 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、短期の地価変動、すなわち、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、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、貸出残高前年比-割引現在価値前年比、定数項である。

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta NPV_t + \beta_3 \Delta pop_t + \beta_4 \Delta c_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

$\Delta p_t$  : 地価前年比 (対数前年差)、 $EC_{t-1}$  : 誤差修正項 (1期前)、 $\Delta NPV_t$  : 地価割引現在価値前年比 (対数前年差)、 $\Delta pop_t$  : 生産年齢人口比率前年差、 $\Delta c_t$  : 貸出残高前年比-割引現在価値前年比、 $\varepsilon_t$  : 誤差項

ここで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。これは、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。

誤差修正モデルの推計結果をみると、六大都市の商業地における誤差修正項（理論値と実績値の乖離を修正する力）を除いて、いずれの係数も有意であった。

表 4 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	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
EC項	-0.252	(0.06) ***	-0.053	(0.04)	-0.189	(0.05) ***
△割引現在価値	0.176	(0.04) ***	0.279	(0.05) ***	0.141	(0.04) **
△生産年齢人口比率	0.060	(0.01) ***	0.083	(0.02) ***	0.090	(0.01) ***
△貸出残高	0.588	(0.11) ***	0.844	(0.13) ***	0.564	(0.11) ***
定数項	0.007	(0.01)	-0.004	(0.01)	0.014	(0.01) **
Adjusted R-squared	0.353		0.357		0.359	

(2) 地方圏

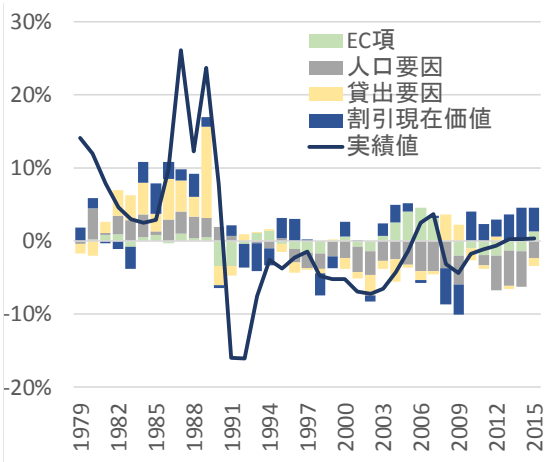
	住宅地		商業地		工業地	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
EC項	-0.044	(0.01) ***	-0.035	(0.01) ***	-0.032	(0.01) ***
△割引現在価値	0.098	(0.03) ***	0.134	(0.03) ***	0.116	(0.03) ***
△生産年齢人口比率	0.022	(0.00) ***	0.019	(0.00) ***	0.023	(0.00) ***
△貸出残高	0.083	(0.02) ***	0.147	(0.02) ***	0.116	(0.02) ***
△六大都市地価	0.244	(0.06) ***	0.255	(0.04) ***	0.257	(0.05) ***
定数項	0.000	(0.01)	-0.020	(0.01) ***	-0.010	(0.01) *
Adjusted R-squared	0.280		0.436		0.360	

(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。

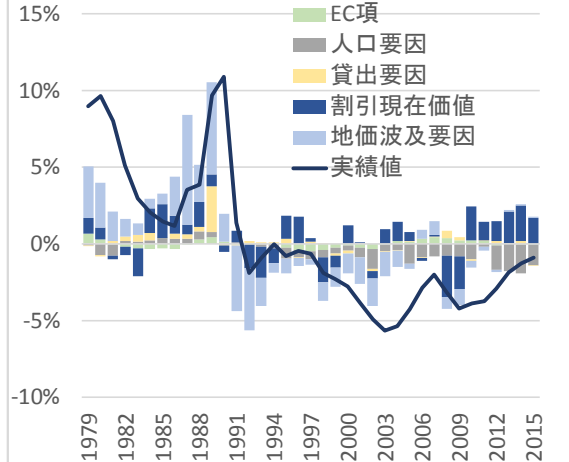
次に、各要素が短期的な地価変動にどの程度影響を及ぼしていたかを視覚的に確認するため、上記で求められた係数を用いて、六大都市圏と地方圏の住宅地、商業地、工業地について加重平均公示地価前年比の要因分解を行った(図9)。結果の概要は以下の通りである。

住宅地

六大都市

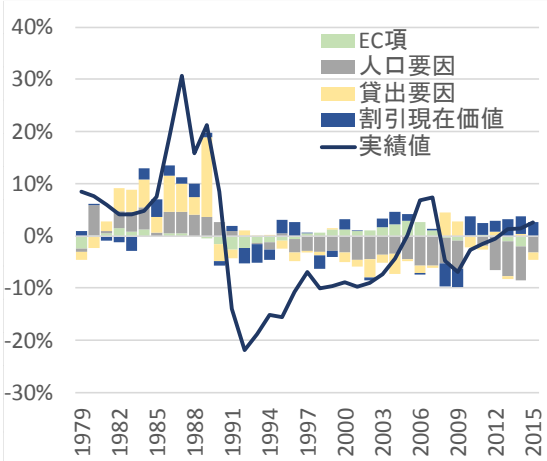


地方圏

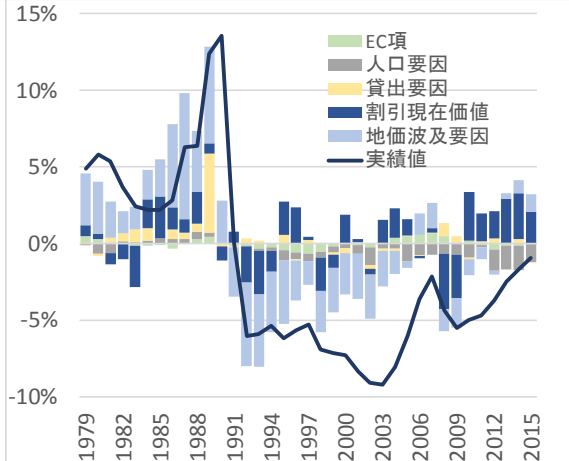


商業地

六大都市

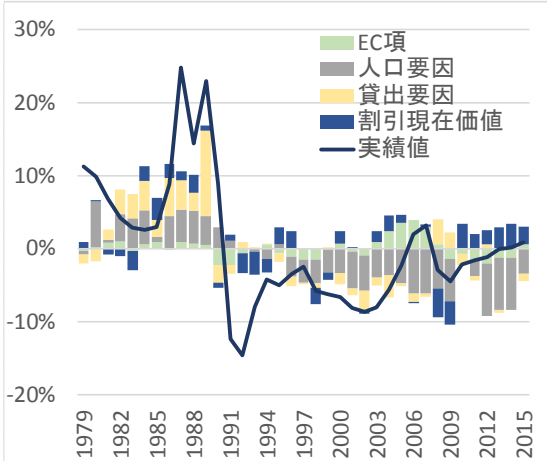


地方圏



工業地

六大都市



地方圏

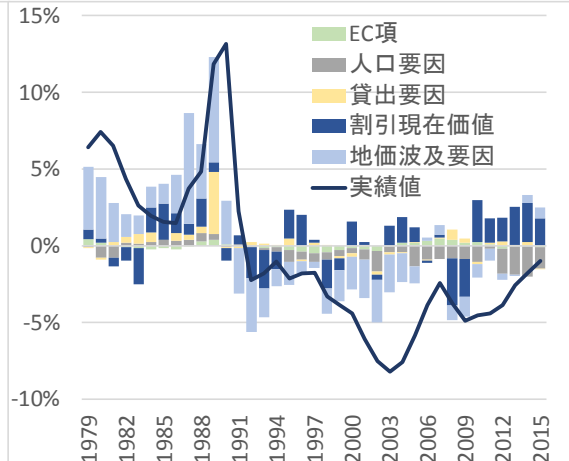


図9 短期変動の要因分解

六大都市については、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、銀行貸出の多寡も地価上昇に寄与していた。2000年代入り後、低金利の下での持続的な経済成長を反映して、割引現在価値が地価押上げに寄与するとともに、均衡値より下がりすぎていた地価を押し戻す動き（誤差修正）が顕著となった。しかしその後、人口要因の地価押し下げ圧力が増加したため、ファンダメンタルズほど地価は上昇しなかったことが示唆されている。

地方圏では、バブルの生成、崩壊期は、バブルの発生源（東京をはじめとする六大都市圏）からの地価波及効果が大きく、ファンダメンタルズの動き以上に地価が上昇・下落していた可能性が示唆されている。2000年代入り後、徐々に地価波及効果は薄れ、2000年代後半以降、地方圏自身の要因（ファンダメンタルズおよび人口）が地価の動きを主導するようになっており、都市と地方の不動産マーケットが分断されつつある可能性を示唆している。

#### 4. 結びにかえて

本稿では、我が国の地価形成要因について長期時系列分析を行った。その結果、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地価との間には、共和分関係が見出された。また、人口要因が、地価に影響を与えている可能性も確認された。

得られた共和分関係を用いて推計した誤差修正モデルから短期変動をもたらす要因として得られた主な事実は以下のとおりである。

- ・六大都市については、1980年代半ばから後半にかけては、低金利による割引現在価値の上昇に加え、銀行貸出の多寡も地価上昇に寄与していた。
- ・2000年代入り後、低金利の下、割引現在価値が地価押上げに寄与するとともに、均衡値まで地価を押し戻す動き（誤差修正）が顕著であった。
- ・しかしその後、人口要因の地価押し下げ圧力が増加したため、ファンダメンタルズほど地価は上昇しなかったことが示唆された。
- ・一方、地方圏では、バブルの生成・崩壊期は、バブルの発生源（東京をはじめとする六大都市圏）からの地価波及効果が大きく、ファンダメンタルズの動き以上に地価が上昇・下落していた可能性が示された。
- ・2000年代入り後、徐々に地価波及効果は薄れ、2000年代後半以降、地方圏自身の要因（ファンダメンタルズおよび人口）が地価の動きを主導するようになっており、不動産マーケットが地域間で分断されつつある可能性が示された。

以上のことは、現在の不動産市場と照らすと、次のような政策的な含意が得られるとともに、今後における課題も浮き彫りにされた。

現在の低金利または地方を中心とした不動産業向けの貸し出しの増加は、不動産価格を押し上げる強い力を持つ。しかし、生産年齢人口比率が大きく低下し始める中で老年人口比率がそれぞれの地域で上昇することで、均衡値まで地価を押し下げるように市場で調整されている。

このことは、人口要因が強い負の効果として不動産市場に影響をもたらしていることと理解できる。しかし、将来の生産年齢人口の大幅な減少や高齢化の進展が正しく市場に織り込まれていれば、建築着工が調整され、かつストック調整を通じて将来において地価が大きく低下することがないという見解もある。実際には、そのようなストック調整機能が弱いと予想されることから、今後において金融緩和政策が変更されると、一気に地価が下落してしまう可能性が示唆されることになる。

また、地域銀行のエクイティ投資の増加は、東京を中心とした大都市部の不動産市場に対する資金流入が地方から集中していることを示唆しており、六大都市の地価変動が全国の地域金融システムに関連していく可能性を意味している。六大都市においては、金融政策によるファンダメンタルズの改善以上に、人口要因による価格下落圧力が高まってきている。高齢化が進む速度は、2025年以降においては地方以上に早くなっていくことを考えれば、地価が持続的に上昇していくことは想定しづらく、六大都市に限定されず一国全体に、不動産価格の下落リスクが波及していく可能性が考えられる。

本研究に残された課題も多い。第一に、分析期間がデータの制約から1975年以降の40年余りである。我が国における不動産バブルは、それ以前に二度経験しており、そのような期間を含めることができていないことである。第二に、前述のような建築着工市場を含むストック調整機能への配慮である。この点を取り巻く議論は多く、過去においても様々な政策論争をもたらしてきただけでなく、空き家問題に代表されるような社会課題とも密接に関係する。第三に、地域間の波及への配慮である。本モデルでは、六大都市とそれ以外といった二地域を想定したが、地域間によるばらつきが大きくなりつつある中で、より詳細な波及メカニズムを考慮するべきであろう。

これらの問題は、今後の課題としたい。

## 5. 補論 金利ギャップの推計手順

Step1: 金利自由化後の名目長期金利ギャップ ( $LG_t$ ) と GDP ギャップ ( $GAP_t$ ) 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。

$$LG_t = \beta_0 + \beta_1 GAP_t + \varepsilon_t \quad (A1)$$

	係数	標準誤差	
GAP	0.378	0.105	***
定数項	1.756	0.133	***
AdjR2	0.084		

推計期間: 1983Q1~2015Q4

Step2: こうして推計されたパラメータと、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 ( $est(LG_t)$ ) を求める。

$$est(LG_t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 GAP_t \quad (A2)$$

## 参考文献

- 井上智夫・清水千弘・中神康博 (2009)「資産税制とバブル」井堀利宏編著『バブル・デフレ期の日本経済と経済政策 5・財政政策と社会保障』,慶應義塾大学出版会所収, pp.329-371.
- 宇南山卓・日置 瞬・清水千弘(2017),「日本における住宅宅地需要の推計」(momeo).
- 川村康人・清水千弘 (2013)「住宅価格のマクロ変動—日米比較に見る価格変動構造の推定—」麗澤経済研究, 第21巻第2号, pp.37-72.
- 清水千弘・川村康人 (2009)「既存住宅流通と住宅価格」『都市住宅学』第67号, pp.112-117.
- 西村清彦 (2014)「不動産バブルと金融危機の解剖学」季刊住宅土地経済, No.93, pp.10-19.
- Claessens,S, M. A. Kose and M. E. Terrones (2009), “What Happens During Recessions, Crunches, and Busts?,” *Economic Policy*, October, pp. 653-700
- Claessens,S, M. A. Kose and M. E. Terrones (2011), “Financial Cycles: What? How? When?,” IMF Staff Paper WP-11-76
- Crowe, C., G. Dell’Ariccia, D.Igan, and P. Rabanal (2011), “How to Deal with Real Estate Booms: Lessons from Country Experiences,” IMF Staff Paper WP-11-91
- DiPasquale, D and W. C. Wheaton (1994), “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices,” *Journal of Urban Economics* ,Vol.35, Issue 1, pp. 1-27
- Engelhardt, G.V. and J. M. Poterba (1991), “House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence,” *Regional Science and Urban Economics*,Vol.21, pp.539-546
- Hamilton, B. W. (1991), “The baby boom, the baby bust, and the housing market: A second look,” *Regional Science and Urban Economics*,Vol.21, pp.547-552
- Hendershott, P. H. (1991), “Are real house prices likely to decline by 47 percent,” *Regional Science and Urban Economics*,Vol.21, pp.553-563
- Im, K.S., M.H. Pesaran, and Y. Shin (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, Vol.115, pp.53-74
- Kao, C. (1999), “Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data,” *Journal of Econometrics*, Vol.90, pp.1-44
- Kearl, J.R. (1989), “Inflation, Mortgages, and Housing,” *Journal of Political Economy*, Vol.87, Issue 5, pp. 1115-1138
- Levin, A., C.F. Lin, and C.S.J. Chu (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, Vol.108, pp.1-24
- Maddala, G.S. and S. Wu (1999), “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, pp.631-652



- Mankiw, N. G., and D. N. Weil (1989), "The baby boom, the baby bust, and the housing market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19, pp.235-258
- Nishimura, K. G. (2011), "Population Ageing, Macroeconomic Crisis and Policy Challenges," Presented at the Panel on "The General Theory and the Policy Responses to Macroeconomic Crisis" at the 75th Anniversary Conference of Keynes' General Theory, University of Cambridge, June 19-21, 2011
- Nishimura, K. G. and E. Takáts (2012), "Ageing, property prices and money demand," BIS Working Papers, No 385
- Ohtake, F, and M.Shintani (1996), "The effect of demographics on the Japanese housing market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.26, pp.189-201
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, pp.653-670
- Poterba, J. M. (1984), "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.99, Issue 4, pp. 729-752
- Saita, Y., C. Shimizu and T. Watanabe (2015), "Aging and Real Estate Prices: Evidence from Japanese and US Regional Data," *International Journal of Housing Markets and Analysis*, forthcoming
- Shimizu, C and T. Watanabe (2010), "Housing Bubble in Japan and the United States," *Public Policy Review* Vol.6, No.3, pp.431-472
- Takáts, E (2012), "Aging and house prices," *Journal of Housing Economics*, Vol. 21, No. 2, 131-41
- Tamai, Y., C. Shimizu and K. G. Nishimura (2017), "Aging and Property Prices: Theory of a Very Long Run and Prediction on Japanese Municipalities in the 2040s", *Asian Economic Policy Review*, Vol.16, Issue 3, pp. 48-74