

JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research
Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy
Working Paper Series No.32

日米住宅バブルの比較

Housing Market Bubbles in Japan and US

清水千弘
渡辺努

March 23, 2009

Research Center for Price Dynamics
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN
Tel/Fax: +81-42-580-9138
E-mail: sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

日米住宅バブルの比較*

Housing Market Bubbles in Japan and US

清水千弘
麗澤大学

渡辺努
一橋大学

2009年3月17日

1. はじめに.....	1
2. 日米の住宅価格の比較.....	2
2.1. 住宅価格指数.....	2
2.2. 主要都市の住宅価格の因果性.....	6
2.3. 日米の地域別住宅価格の動向.....	8
3. 住宅価格の変動要因.....	11
3.1. 市場の効率性と住宅供給.....	11
3.2. 住宅需要と住宅価格.....	13
3.3. 地域別住宅需要と住宅価格.....	17
4. 住宅価格と家賃.....	19
5. 結論.....	21

Key Words: Housing Bubble, House Price Index, Hedonic Method, Repeat Sales Method, House Demand, Rent Rigidity

*本稿は財務省財務総合政策研究所が主催する International Conference on U.S. Economy の報告論文として作成されたものである。本稿の作成過程で、西村清彦、中神康博、井上智夫、吉田二郎の各氏から貴重なコメントを頂戴した。記して感謝したい。

[要 旨]

日本と米国は相次いで住宅バブルとその崩壊を経験した。本稿ではこの 2 つのバブルを比較し以下のファインディングを得た。

第 1 に、住宅価格の代表的な計測手法である「リポートセールス法」と「ヘドニック法」をわが国の過去 20 年間のデータに適用した結果、バブル崩壊後の底入れの時期が 2 つの方法で異なることがわかった。リポートセールス法で推計される底入れ時期はヘドニック法の推計に比べマンションで 13 ヶ月、戸建てで 3 ヶ月遅れている。この遅れはリポートセールス法が建物の築年減価を適切に処理できていないために生じるものである。米国では S&P/Case-Shiller 指数が代表的な住宅価格指数であるがこれはリポートセールス法を用いており、底入れ時期を遅く見積もる可能性がある。米国住宅市場の底入れの時期に関心が集まっている状況下、こうした認知ラグの存在は不確実性を増加させ経済の回復を遅らせる危険がある。

第 2 に、住宅需要と住宅価格の関係を時系列データでみると両者の間には正の相関がある。しかし県あるいは州単位のデータを用いてクロスセクションでみると、日米ともに両者の間に有意な相関は見られない。この意味で、バブルの県（州）別の有無または大小を需要要因で説明することはできない。人口動態が住宅需要に影響を及ぼしそれが住宅価格を押し上げるというストーリーは少なくともバブル期の価格上昇を説明する上では有効でない可能性を示唆している。

第 3 に、住宅価格と家賃の連動性をみると、バブルの形成・崩壊の過程で住宅価格が大きく変動しても家賃はほとんど動かないという現象が日米ともに確認できる。この背景には、家主と店子の双方が様々な取引コストを節約するために長期的な契約関係を結んでいくことが挙げられる。また、日本については、持ち家の帰属家賃が市場価格で評価されておらず、それが連動性を弱めている面もある。連動性の欠如は、バブル期に住宅価格が上昇しても家賃が上昇しないためその家賃を重要な要素として含む消費者物価が上昇しないという現象を日米で生み、それが金融引き締めへの転換を遅らせた。また、バブル崩壊後は、住宅価格が下落しても家賃が連動しないため消費者物価が下落しないという現象が見られ、これは金融緩和への転換を遅らせる原因となった。家賃は資産価格と財サービス価格の結節点となる重要な変数であり、その計測精度を高める必要がある。

1. はじめに

本稿の目的は、戦後のもっとも大きな不動産バブルといわれた1980年代の日本と、1929年の世界大恐慌以来の金融危機をもたらした原因であるといわれる2000年以降の米国の住宅バブルを比較することで、その両市場の共通点と相違点を浮き彫りにすることである。住宅バブルに関して様々なことが指摘される中で、本稿では、特に、以下の点を明らかにすることを目的とした。

第一の関心は不動産価格の国際比較である。他の先進主要国との比較の中で、日本・米国のそれぞれのバブル期といわれる時期に、住宅価格がどの程度上昇し、そして下落したのか、そして、その終息にはどの程度の時間が必要とされたのかといったことである。一見、このような問題にこたえることは容易なように思われるが、西村・清水(2002)が指摘するように、わが国においてはきわめて困難なのである。その理由としては、住宅価格の変動を長期的に観察することが可能な住宅価格に関する信頼できる情報インフラが、依然として未整備のためである。たとえば、われわれが一般に目にしている国土交通省によって公表される「公示地価」や財団法人日本不動産研究所から公表される「市街地価格指数」は、建物価値を含まない「土地」だけの価格なのである。これらの指標は、不動産鑑定士の鑑定評価に基づく鑑定価格であり、そのため、Shimizu and Nishimura(2006)で指摘してきたように、市場価格ではなく強いバイアスを持つ価格データなのである。わが国の住宅価格の変動と他の国々の住宅価格の変動とを比較するためには、市場価格情報を収集し、米国をはじめとする先進主要国で推定されている方法と同様の手法で価格指数を推計しなければならない。本稿では統一した手法で価格指数を推計しそれをもとに国際比較を試みる。

第二の関心は住宅価格の変動要因である。なかでも、われわれの関心は、住宅需要が住宅価格に与える影響である。Mankiw and Weil(1989)では、住宅需要の変化に着目し、2007年までの20年間において、米国の住宅価格が47%下落するといった予測を行った。しかし、2000年以降においては、過去にないレベルでの住宅バブルが米国を襲った。その背景には、サブプライムローンに裏付けられた大きな住宅需要が発生していたことが指摘されている。本当に、住宅需要は住宅価格に対して影響を与えるのであろうか。もし、供給が弾力的であれば、需要が発生しても、次の時期には着工市場で調整されることで、大きな価格上昇はないはずである。また、需要が住宅価格を形成しているとするれば、人口が減少していくわが国においては、人口単位で測定された住宅需要が急激に低下していくなかで、住宅価格が大きく下落していくことを示唆するものである。これらの疑問に答えるため本稿では日米両国の住宅需要と住宅価格指標を地域別に作成し、クロスセクション分析によって住宅価格変動の原因を探っていく。

第三の関心は住宅価格と家賃との関係である。住宅価格の急激な上昇と、その後の下落を巡っては金融政策の失敗がその原因とする見方が少なくない。すなわち、1980年代後半は金融引き締めへの転換が遅れバブルの膨張を野放しにした。また、90年代前半には今度

は金融緩和への転換が遅れそれがバブル崩壊の悪影響を増幅させたとの見方である。一方、こうした見方に対しては、中央銀行の責務は財サービス価格の安定であり、80年代後半から90年代前半にかけての消費者物価が大きく変動しなかった以上、政策の変更がなかったのは仕方ないとの反論もある。そこで論争の鍵になるのはそもそもなぜ消費者物価が変化しなかったかという点である。仮に80年代後半に消費者物価が大きく上昇していれば日銀は金融引き締めを行ったであろうし、90年代前半に消費者物価が下落していればより迅速に金融緩和に転じていただろう。消費者物価が変化しなかった理由は家賃が変化しなかったからである。つまり、住宅の売買価格という資産価格が過去に例のないほどの大きな変動を示したにもかかわらず消費者物価指数に含まれる家賃は総じて安定していたのである。このような **decoupling** が生じたのはなぜか。これが本稿の第三の関心である。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、首都圏における住宅価格に関する市場価格情報を広く収集・整備するとともに、米国で採用されている「リピートセールス価格法」と英国のモーゲージバンクや政府で採用されている「ヘドニック法」により住宅価格指数を推計し、国際比較を行う。第3節では価格変動の原因のうち需要要因に焦点を絞り分析を行う。第4節では住宅価格と家賃の連動性に関する分析を行う。第5節は本稿の結論である。

2.日米の住宅価格の比較

2.1.住宅価格指数

まず、先進主要国の住宅価格指数の収集から出発する。ここでは、金融情報を中心に配信している Bloomberg 社の端末から入手可能な住宅価格指数を利用した。現在、主要国で公表されている住宅価格指数は、大きく二つの推定方法に基づき計算がおこなわれている。

たとえば、米国の代表的な住宅価格指数の一つである S&P/Case-Shiller 住宅価格指数や香港の香港大学住宅価格指数(The University of Hong Kong All Residential Price Index)は、リピートセールス価格法(Repeat Sales Method)によって計算されている。一方、英国の伝統的な住宅価格指数の一つである Halifax または Nationwide 住宅価格指数¹や、日本のリクルート住宅価格指数(Recruit Residential Price Index) は、ヘドニック価格法(Hedonic Method)によって推計されている。また、ドイツの取引価格指数(Kaufwert fuer Bauland)やオーストラリアの住宅価格指数は、平均価格として集計されている。

リピートセールス価格法やヘドニック価格法は、いずれも住宅価格を品質調整するための手法である。

一般に、住宅価格は、同質の財が存在しないという特性を持つことから、市場で観察できる価格情報としては、住宅の性能や属性が異なる取引価格だけとなる。そこで、同じ住

¹ 英国では、政府からは、Land Registry や Department of Community and Local Government から住宅価格指数が公表されている。前者は、リピートセールス価格法で、後者は Mixed Adjustment 法によって推計されている。Mixed Adjustment 法は、基本的にはヘドニック法と同じ推定法である。しかし、歴史も新しいこともあり、例えばデリバティブの原資産としては、Halifax 住宅価格指数が利用されている。

宅が繰り返し取引されたサンプルだけを用いて、価格指数を推計しようとする手法が、リピートセールス価格法となる。一方、すべての取引価格情報を用いて、住宅の価格形成要因を制御したうえで価格指数を推計する手法が、ヘドニック価格法である。

具体的には、次のように推計される。

まず、リピートセールス価格法について整理する。いま住宅 h があり、その価格は住宅属性と取引時点によって決まるものとする。住宅属性は時点によって変化せず、またそれがもたらす価格形成への強さも変化しないものとする。この場合の住宅価格のモデルは次のように表すことができる。

$$\ln P_{ht} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{hk} + \sum_{s=1}^T \delta_s D_s + \varepsilon_{ht} \quad (1)$$

P_{ht} は住宅 h の t 期の価格である。ここでは住宅 h が時点 t を変えて繰り返し現れることを想定している。 X_{hk} は住宅 h の属性 k の属性値であり時点によって変わらないものとする。それにかかるパラメータ β_k も時点によって変わらないものとする。 D_s はタイムダミーで取引時点の $s=t$ 期に 1 をとりそれ以外は 0 である。ただし常に $D_1=1$ (定数項) とする。 δ_s はタイムダミーにかかるパラメータである。いま同一の住宅 h が推定期間 $t=1,2,\dots,T$ のうちの t_1 期と t_2 期の 2 時点について計 2 回取引されたとする。そのときの住宅価格は(1)式を用いて次のように表される。

$$\begin{aligned} \ln P_{ht_1} &= \sum_{k=1}^K \beta_k X_{hk} + \delta_1 + \delta_{t_1} + \varepsilon_{ht_1} \\ \ln P_{ht_2} &= \sum_{k=1}^K \beta_k X_{hk} + \delta_1 + \delta_{t_2} + \varepsilon_{ht_2} \end{aligned}$$

ここから価格の変化 P_{ht_2} / P_{ht_1} は、

$$\ln(P_{ht_2} / P_{ht_1}) = \delta_{t_2} - \delta_{t_1} + (\varepsilon_{ht_2} - \varepsilon_{ht_1}) \quad (2)$$

このモデルによる価格の変化は住宅属性に影響されず取引時点の違いによってのみ決まることになる。さまざまな住宅について異なる時点での取引事例を集めたデータについて、住宅価格の変化を推定するためのモデルを定式化すると次のようになる。

$$\ln(P_{ht_2} / P_{ht_1}) = \sum_{s=1}^T \delta_s D_s + \mu_h \quad (\mu_h \text{ は攪乱項}) \quad (3)$$

ここで D_s は 2 回目の取引時 ($s=t_2$) に 1 をとり、1 回目の取引時 ($s=t_1$) に -1 をとり、それ以外では 0 をとるタイムダミーである。ここから推計された各タイムダミーのパラメータ δ_s が各期の価格指数を表すことになる。これが、典型的なリピートセールスモデル(Traditional Repeat Sales Index)である。

ヘドニック価格法は、次のように推計される。

いま全期間 $t=1,2,\dots,T$ についてプーリングした住宅価格と住宅属性とに関するデータがあり、それぞれの期におけるデータ件数が n_t であるとする。このとき、住宅価格の推定モデルは以下のように表される。

$$\ln P_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{ikt} + \sum_{s=1}^{\tau} \delta_s D_s + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

$$i = 1, 2, \dots, n_t \quad (t \text{ 期のデータが } n_t \text{ 件あるうちの } i \text{ 番目を表す})$$

P_{it} : t 期の住宅 i の価格 (同一の住宅 i が各 t 期に現れることを意味するのではなく t 期のデータのうちの i 番目のデータであることを意味する)

β_k : 住宅属性 k のパラメータ

X_{kit} : t 期の住宅 i の属性 k の属性値

δ_s : s 期におけるタイムダミーのパラメータ

D_s : $s=1$ のとき常に 1 をとる (定数項)。 $2 \leq s \leq T$ においては $s=t$ のときに 1 をとり、それ以外は 0 をとるタイムダミー

ε_{it} : 攪乱項

住宅価格指数は次のようにして得られる。ある住宅属性値 $\{X_k\}$ ($k=1,2,\dots,K$) を持つ住宅の価格の t 期 ($t=1,2,\dots,T$) の推定値 \hat{P}_t は、

$$\ln \hat{P}_t = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k X_k + \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_t \quad (5)$$

$$\ln \hat{P}_1 = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k X_k + \hat{\delta}_1$$

である。ここで $\hat{\beta}_k$, $\hat{\delta}_1$, $\hat{\delta}_t$ はパラメータの推定値である。よって、 $t=1$ 期を基準とした t 期の住宅価格指数 \hat{P}_t / \hat{P}_1 は、

$$\ln(\hat{P}_t / \hat{P}_1) = \hat{\delta}_t$$

と求められる。また $t-1$ 期から t 期にかけての価格指数の変化は、

$$\ln(\hat{P}_t / \hat{P}_{t-1}) = \hat{\delta}_t - \hat{\delta}_{t-1} \quad (6)$$

と表すことができる²。

このような推計方法の違いは、それぞれの国において収集可能な住宅価格関連情報の相違によってもたらされている。以上の定式からも分かるように、リピートセールス価格法は、基本的に、取引価格と取引時点が分かれば推計することができる。一方、ヘドニック価格法では、住宅属性値 ($\{X_k\}$) が観察できなければ、推計することができない。

² このように推計されるヘドニック価格指数は、推定期間を通じて構造が変化しないことを前提とした構造制約型ヘドニックモデルと呼ばれる。構造変化を前提としたモデルとして構造非制約型ヘドニックモデルといった方法もある。詳細は、Shimizu, Takatsuji, Ono and Nishimura, (2007)を参照されたい。

住宅に関する情報整備水準の格差が、住宅価格指数を推計する上での制約となっているのである。

このような推計方法の違いは、住宅価格指数にそれぞれバイアスをもたらす可能性が考えられること、また、国際比較をしづらくしていることから、その標準化を図ろうとする試みがなされている。2006年には、その標準化の可能性を模索するために、国際的なワークショップが開催された(OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes, 6 - 7 November 2006)³。その概要は、Diewert(2007)で整理されている。

Diewert(2007)、または、その他の過去の先行研究から、下記のような問題に集約される。

リピートセールス法では、i)リピートセールスされている住宅は、市場で取引されている住宅全体のなかで性質が異なる(いわゆる「*lemmon*」)というサンプルセクションバイアス問題(Clapp and Giaccotto(1992)), ii) リピートセールス法が取引期間中に属性とそのパラメータに変化はないとする仮定によって生じる質的变化・構造変化に対する対応問題 (Case and Shiller(1989)), といった2つの問題が指摘されている。

Diewert(2006)では、特に、後者の問題に注目している。

第一回目の取引と第2回目の取引との間で「質的な変化がない」という仮定は、どのような国においても強すぎるのである。具体的には、第一回目の取引と第2回目の取引との間に、増築や新しい住宅投資が実施される可能性がある。その場合には、たとえ出発点と同じ住宅であったとしても、異なる住宅であるといえよう。このような問題は、「修繕投資問題(Renovation Problem)」と呼ばれている。また、たとえ、新しい住宅投資がなかったとしても、建築後年数の経過に伴い住宅価格は減価していく。この問題は「築年減価問題(depreciation problem)」と呼ばれている。この二つの問題は、住宅価格指数に対して、大きなバイアスをもたらすことは容易に予想される。

一方、ヘドニック価格法による住宅価格指数の推計上の最も大きな問題としては、iii)関数の推定において、必要な全ての変数を集めることが困難であることや環境変数といった観測不可能な要因の存在によって住宅価格指数にバイアスが生じるという問題(たとえば、Case and Quigley(1991), Ekeland, Heckman and Nesheim, (2004))とともに、iv)長期間を対象とした住宅市場を分析対象とすることから、住宅の価格構造の変化に対応しなければならないとする構造変化問題(Case, Pollakowski and Wachter(1991))、といった2つの問題が指摘されている。

ただし、それぞれが持つ推計上の問題がある一方で、分析期間が長くなるとヘドニック価格指数とリピートセールス法による価格指数の違いが小さくなることも示されている(Clapp and Giaccotto(1998))。

リピートセールス法におけるi)の問題については、ヘドニック価格法でも、すべての取引データが収集され推定されているわけではないので、相対的には弱い強度ではあるが、サンプルセクションバイアス問題は存在している。ii), iv)のなかでの構造変化問題は、リピートセールス法・ヘドニック法それぞれにおいて等しく抱える問題となる。ただし、「修

³ 詳細は、http://www.oecd.org/document/47/0,2340,en_2649_33715_37582447_1_1_1_1.00.html を参照されたい。

繕投資問題」と「築年減価問題」は、リピートセールス価格法特有の問題となる。そして、iii)の問題については、ヘドニック価格法特有の問題として残る。

このような問題を前提としつつ、本研究では、首都圏の住宅の取引価格情報を収集し、Bailey, Muth and Nourse(1963)によって提案された伝統的なリピートセールス価格指数(Traditional Repeat Sales Index), Case and Shiller(1989)によって修正されたリピートセールス価格指数(Case&Shiller Type Repeat Sales Index)⁴, そして、ヘドニック価格指数(Hedonic Index)をそれぞれ推計した。首都圏のマンション価格、戸建て価格に関して推計された指数を比較したものが、図 1, 図 2 である。

ここでは、ピーク時からどの程度下落したのかに注目していることから、1990年9月を基準(1990年9月=1)としてその動向を観察している。

まずマンション価格の動向を観察する。全体の傾向としては、1986年からピーク時となる1990年にかけて2.6倍程度の上昇があった。その後、5年間をかけて、1986年と同一の水準になるまで急速に下落していき、その後は、ゆっくりと下落していく様子がみてとれる。ここで、ヘドニック価格指数とリピート価格指数を比較すると、リピートセールス価格指数で下落率が高い。この原因としては、Diewert(2006)でも指摘されるように、リピートセールス価格指数には「築年減価問題」が内在しており、その効果分だけ下方に押し下げているものと考えられる。

続いて、戸建て価格の動向を観察した。バブル期における上昇率は、マンション価格同様で、1990年にかけて2.7倍の上昇であった。1990年以降は下落に転じるが、1997年ころにいったん下げ止まったかと思えたものの、さらに同様の速度で2003年まで下落し、1986年と同様の水準に収束していったことが分かる。マンション価格と比較して、終息までの時間が長く必要とされ、10年以上要したことがわかる。一方、ヘドニック価格法とリピートセールス価格法との相違は、マンション価格ほど大きくはない。戸建て価格は土地価格のウェイトが大きいこともあり、「築年減価問題」の影響が小さくなっている。

2.2.主要都市の住宅価格の因果性

ここで、推計された価格指数を用いて、ロス、ニューヨーク、香港、ロンドン、メルボルンの住宅価格指数との比較を行った。近年における住宅価格の変化に着目していることから、2000年1月を1としている。

この時期の首都圏の価格水準は、マンション価格で1986年9月、戸建て価格で1987年1月頃の価格と同じ水準となる。

東京と香港では他の都市と異なる動きをしているものの、ロス、ニューヨーク、ロンド

⁴ Case&Shillerは、取引期間が増加するにつれて誤差分散が拡大することに着目し、修正するモデルを提案した。具体的には、第1段階において、(3)式を推計し、その誤差項を得る。第2段階においては、その誤差項の二乗を、定数項および第1回目と第2回目の差分である取引期間によって回帰すると、その誤差パラメータを得ることができる。これが取引期間を調整した上で残る誤差となる。このように得られた誤差パラメータでウェイトをサンプルごとに与えてGLS推計する。具体的には、Case and Shiller(1989)を参照されたい。

ン、メルボルンで同様の動きをしていたことが分かる。その上昇の程度に着目すれば、特に、ロスにおいては1986年以前のデータが東京にはないため単純に比較できないものの、1980年代の東京と同程度の上昇があったと予想できる。具体的には、2000年を基準とすれば、ピーク時である2006年7月に2.73倍まで上昇している。東京圏で1986年を基準とした時に、ピークでとなる1999年9月までに2.7倍の水準まで到達したが、その到達時間は45ヶ月であった。一方、ロスにおいては2.7倍まで上昇するために要した時間は67カ月であった。東京と比較してロスは、ピーク時から逆算して2.7倍までに到達するまでの時間は、22か月ほど多く要していたことが分かる。

一方、下落局面に注目すれば、東京では上昇の速度より下落の速度のほうが遅かったものの、ロスやロンドンでは、下落の速度のほうが早い。東京もバブル崩壊後の最初の3年間の調整速度は速かったものの、その後は、ゆっくりと調整されていった。これら都市のその後の調整速度がどのように変化していくのかが注目されるであろう。

ここで、各都市の住宅価格の変動の関係についてグレンジャー因果性を計算することで調べた⁵。

Tokyo_Single → Tokyo_Condo

Tokyo_Condo → Tokyo_Single

London → Los Angeles

London → New York

London → Melbourne

Los Angeles → New York

Los Angeles → London

Los Angeles → Melbourne

統計的に有意な関係が検出されたものに注目すれば、ロンドン・ロスの住宅価格がニューヨーク、メルボルンにも影響を与えていたことが分かる。この結果から、単純にはロンドンやロスの住宅価格の変動が、他の市場に影響をもたらしたと結論できない。それぞれの経済市場間の連携の強さが制御されていないため、住宅市場だけの因果性が検出されているものではない。もし、これらの市場間で因果性が存在しており、ロンドンやロスの住宅価格の変動がその他の市場に対して、たとえ現象面だけでも影響をもたらしているのであれば、ニューヨークやメルボルンの住宅価格も連鎖していく可能性が示唆されている。

ここで、東京とロスおよびニューヨークのバブルの崩壊局面に注目したい⁶。

まず、東京のマンション価格の下落局面に注目すれば、市場が反転し正の方向に転じるのは、ヘドニック価格指数で2004年5月、レポートセールス価格で見ると、ヘドニック価

⁵ これらの指標は、単位根検定の結果、その存在が確認されたため、一階の階差をとって分析を行った。また、因果性の検定には、F検定で行い、これらの関係がないとする帰無仮説は1%有意水準で棄却された。

⁶ 住宅価格指数は、それぞれ消費者物価指数月次指数によって実質価格指数としている。

格指数に13カ月遅れ2005年6月であることが分かる。戸建て価格では、市場が反転するのはヘドニック価格指数で2004年8月、リピートセールス価格指数は3カ月遅れて2004年11月であることがわかる。そして、その下落幅に注目すれば、ピーク時の1990年9月を1とすれば、マンション価格指数のヘドニック価格指数で0.33、リピートセールス価格指数で0.26、戸建て価格指数のヘドニック価格指数で0.37、リピートセールス価格指数で0.31の水準まで下落していたことがわかった。このことは、多くのことを示唆している。

まず、リピートセールス価格指数では、前述のように「築年減価問題」を構造的に内包しており、この指数で市場を観察していると、特に下落局面では、その反転時期の判定において大きなラグをもってしまうのである。とりわけ現在のような経済情勢下では、株式市場をはじめとして住宅価格の反転を期待している関係者が多い。また、その時期を見誤ることで、経済の回復時期を遅らせることにもつながる。特に、マンション価格指数では13カ月ものラグがあり、この大きさは極めて深刻な問題であると言わざるを得ない。

米国の代表的な住宅価格指数であるS&P/Case-Shiller住宅価格指数はリピートセールス価格法で推計されている。米国では、住宅の面積や構造、立地に関する情報などの住宅価格に影響を与える関連情報の整備の遅れからヘドニック指数が推計できないために、リピートセールス価格指数が中心である。そのため、今後において、底入れ時期を認識すること時期に時間的ラグをもつといった問題に直面することが考えられる。また、下落幅においても、実際の水準よりも低く見積もってしまう可能性がある。

ここで、ロスまたはニューヨークの価格が東京と同様なスピードで調整されていくとした場合の反転時期を見た(図4)。ロスは東京よりも速い速度で調整されており、ニューヨークはよりゆっくりと調整されている。もし、仮に、ロスの価格が東京と同じ速度で下落していくとすれば、反転に転じるのは2020年4月となる。また、2000年1月水準に到達するのが2014年10月となる。現在では、ロスではそれよりも速い速度で調整されているが、ニューヨークなどではゆっくりと調整されている。この時期を挟む形で市場が調整されていくものと考えられるであろう。

2.3.日米の地域別住宅価格の動向

ここで、地域別の住宅価格の動向に注目する。ここでのわれわれの仮説は、日本または米国においても、それぞれのバブル期において、住宅価格の変動は地域によって異なっていたのではないかということである。

まず、米国においては、OFHEOが公表している州別の住宅価格指数に注目する。同指数は、リピートセールス価格法(Traditional Repeat Sales)によって推計されて、1975年以降で公表されている。

しかし、日本においては、日本全体を網羅した地域別の品質調整済み住宅価格指数が存在しない。そこで、多くの先行研究で用いられている国土交通省が毎年1月1日時点の価格として公表している公示地価(Public Land Price)を代理指標として利用する。同指標は、

鑑定価格であること、土地価格であることといった問題があるが、住宅価格の中で土地価格が占めるウェイトが大きいわが国においては、代理指標として利用可能であると考えられる。

この指標を利用した先行研究では(清水(2004), 才田ら(2004)), 前年の価格が分かるものだけを利用して対前年の変動率を平均することで価格指数が作成されている。

公示地価は、市場価格と対比すると無視できないバイアスを持つ。その原因は、鑑定値であるためである。鑑定価格は、鑑定士によって決定される価格であるため、市場の変動期では「鑑定誤差問題」や「スムージング問題」が発生することが明らかにされている(Shimizu and Nishimura(2006))。その原因の一つとして、市場の変動期で継続地点の変動率を過小に評価する傾向が強いためである。具体的には、価格上昇が始まった頃は、その価格上昇が認知できないために、市場よりも低い価格水準で決定してしまう。その後、価格上昇を認知したときには、市場の状況にあわせて評価額を決定しようとする時、継続ポイントでは、対前年同期変動率が高くなりすぎてしまう。そのため、変動率を調整するように、市場価格よりも低い水準で評価せざるを得なくなる。そのような中で、価格水準があまりにも市場価格から乖離しすぎてしまうと、同一地点内での調整ができなくなり、地点を変更してしまうのである⁷。そのような中で、対前年変動率は、段階的に調整されている可能性が高い。

そのため、選定替えが行われた直後の鑑定価格は、何ら制約を受けずに価格決定が行われていることから、最も市場性が高い価格であるといえる。しかし、対前年変動率を利用する限り、この情報が利用できないこととなる。才田ら(2004)では、対前年変動率を用いて、その価格でウェイトをかけた加重平均地価指数が提案されているが、対前年変動率を用いる限り、このようなバイアスは回避できないのである。

そこで、本研究では、すべての公示地価データを用いて都道府県別にヘドニック関数の推計を行った。推計結果を表5に示す。

ヘドニック関数の推定においては、「面積(m²):area」「前面道路幅員(m):RW」「最寄り駅までの距離(m):ts)、「下水道の有無(ある場合は1, その他は0としたダミー):gesui」「水道の有無(ある場合は1, その他は0としたダミー):sui」「都市ガスの有無(ある場合は1, その他は0としたダミー):gas」といった住宅に関する変数だけでなく、都道府県という広域の単位で関数を推定することから、すべての地点に座標を取得し、都道府県のもっとも「商業集積が大きいエリアまでの接近性(m):TT」⁸と、座標(UX,UY)とその二乗(UXX,UY)を説明変数に入れて、地域特性を加味した⁹。

⁷ 継続地点は、総じて90%以上のポイントで調査されているが、1979年から1982年にかけては20%を越える地点で入れ替えが行われ、1983年には半数以上が変更された。また、バブル崩壊後の1993年から1995年にかけては、バブル期の急激な上昇と下落の調整ができなくなったため、1993.1994年で30%程度が、1995年でも13%の地点の入れ替えが行われている。そのような時期では、継続地点にはサンプルセレクションバイアスが大きく発生する。また、不動産鑑定士は、住宅地価格は取引事例比較法によって評価を行う。そのため、変動率を評価することは制度的に難しく、水準のほうが相対的には、正確に評価することができる。その意味でも、水準指標を用いたほうがよいこととなる。

⁸ 各都道府県で、公示地価の中での最高価格地からバッファーを発生させて、最も事業所密度が高いメッシュ中点を県中心と定義した。

⁹ このように座標位置を考慮したモデルはJackson(1979)で提案されたPolynomial expansion modelとよばれる。詳細は、清水・唐渡(2007)を参照されたい。

このように推計された東京都のヘドニック価格指数(Hedonic)と算術平均値(Average), 継続ポイントの変動比から計算された価格指数(Rate), そして, 前節でリクルートの市場価格情報から推定した戸建て住宅価格指数(RRPI)を比較した。ここでは 1986 年を基準(1)としている。1986 年以降の傾向を観察すれば, 平均値を除き同様の傾向を示す。しかし, 市場価格情報を用いたRRPIとの対比では, 1992 年時に大きな乖離がいずれの指標での存在してしまっている¹⁰。

1986 年以前については, 市場価格情報による価格指数が存在しないため評価を行うことができない。しかし, ヘドニック指数と平均値は同様の傾向を示すのに対して, 変動率を用いた指数は上方へと乖離している。ここに, サンプルの入れ替えによる差が発生していることが予想される。そのため, われわれの研究では, このようなバイアスの存在を前提としつつも, 公示地価によるヘドニック指数を用いることとした。

推定された都道府県別の価格指数は, 1985 年の住宅価格の平均値をもとに, 推定された価格指数で水準指標へと変換している。また, 米国の住宅価格は, OFEIO の住宅価格指標も基準年を 1 とした指数として推計されているため, 1985 年の U.S. Census of Bureau による中央値価格(“Census of Housing: Median home value”)を用いて, 水準指標へと変換した。

このような地域別の傾向と地域別格差の変化をみるために, ジニ係数を計算して比較した(図 6)¹¹。まず, 日本においては, 1986 年から 1990 年にかけて不平等度が大きく上昇し, その後, 2004 年にかけて下落していく。この動きは, 東京都の地価変動と同様の動きをしていることから, 日本のバブルは, 東京を中心とした特定の地域で発生することで地域間の格差を拡大していたことが分かる。

一方, 米国においても, 不平等度の水準は, 総じて日本よりも低かったが, 2000 年代の住宅バブルの発生を含めて上昇していたことが確認できる。米国も同様で, カリフォルニア州の住宅価格の変動とあわせてみているが, その変動とシンクロしながら変化していることが分かる。そのため, 日本と同様に, 特定の州で大きな価格変動が発生する中で地域間格差が拡大していたことが確認できる。

続いて, 住宅価格の変動の空間的な関係を観察するために, 地域別の住宅(地)価格の対前年変動率を用いて, クラスタ分析によって市場分類を行った。Ward法により, 平方ユークリッド距離によって 5 つのクラスターに分類した¹²。

まず, 日本の市場に着目すれば, 1980 年代のバブル期には, クラスタ4→5→3 の順で上昇している。クラスター4 は首都圏であり, クラスタ5 は関西圏, クラスタ3 は大都市圏の周辺部となる(図 7)。地域的なクラスターの分布をみると, 空間的にもまとまりをも

¹⁰ Shimizu and Nishimura(2006)でも, 同様の乖離が確認されている。この時期に, 最も「鑑定誤差問題」が顕著に発生していたのである。

¹¹ ジニ係数とは, ローレンツ曲線をもとに, 不平等さ測定にもとられる指標である。係数の範囲は 0 から 1 で, 係数の値が 0 で完全平等となり, 1 に近くなるほど不平等度が大きいことを示す。

¹² デンドログラムと平方ユークリッド距離で確認したところ, 日米ともに 5 のクラスターに分類されることは, 統計的にも意味がある結果であったことが確認できた。

っていたことが分かる。

続いて、同様の手法で州別にクラスター分析を行った。空間的に離れているハワイは、クラスター5を単独で形成し、独立の動きをしていた(図8)。続いて、クラスター3が近年において最も大きな上昇を示した地域となるが、カリフォルニア州を中心とした西部とフロリダ、大都市を有する東部の州から構成されている。クラスター単位での価格変動の大きさは、日本と比較して大きな差はないものの、空間的な連鎖関係も存在していることが理解できる。

つまり、どのような国土構造をもっていたとしても、住宅価格の変動は、空間的な連鎖関係をもって変化していることを示唆するものである。

3.住宅価格の変動要因

3.1.市場の効率性と住宅供給

主要国の住宅価格の変動を観察した際に、日本と米国をはじめとする英国やオーストラリアとは全く独立の動きをしていたことが確認された。しかし、住宅価格の変動という一側面においては独立の動きをしていたとしても、その裏側にある構造においては、何らかの共通項が存在していると考えerるほうが自然であろう。つまり、住宅市場の供給・需要構造は、それぞれの国、または地域によって異なるために、その状況に応じて市場を分析していかなければならない。

住宅市場を対象とした先行研究に着目すれば、a)バブルの有無を確認するために住宅市場の効率性を検証することを目的とした研究、b)住宅供給の弾力性に注目した研究、そしてc)住宅の需要変化に注目した研究に大別される。

もし、住宅市場が効率的であるなら、その価格に市場の情報がすべて反映されるために、期待収益率は系列相関を持たないこととなる。このような性質を確かめるためには期待収益率を過去の収益率に回帰させ、その回帰係数がすべて0になるかどうかを調べることで検定することができる¹³。米国の住宅市場の効率性を検証したものの代表的な先行研究としては、Case and Shiller (1989)またはAbraham and Hendershott (1992)が挙げられる。Case and Shiller (1989)は住宅価格指数を収益率について系列相関をもつことを実証的に示した。さらにAbraham and Hendershott (1992)は、収益率の上昇はいつまでも続くわけではなく、時間の経過とともにファンダメンタルズに回帰していくという平均回帰的な動きを見せることを示した。

日本においても、井上・井出・中神(2002)・井上・清水・中神(2009)により、市場の効率性を統計的に検定している。井上・清水・中神(2009)では、Meese and Wallace (1994)と同様の手法で、首都圏のマンション市場を対象として市町村別に効率性テストを行った結果、首都圏の7割の市区において系列相関の存在は否定できず住宅市場が短期的には予

¹³ 被説明変数の過去の情報を用いて分析する方法は弱度の効率性テスト、説明変数に被説明変数の過去の情報だけでなく市場参加者に公開されているそれ以外の情報も含まれるとき準強度の効率性テストと呼ばれる。詳細は、井上・清水・中神(2009)を参照されたい。

測可能であること、また他方で、都心から離れた地域においては収益率に系列相関が存在しないことから住宅市場は効率的であること、といった 2 点が確認された。加えて、長期的な効率性の検定を行ったところ長期的 PVR は成立している、ということを示した。この結果は、サンフランシスコ近郊の 16 市を分析した Meese and Wallace(1994)と整合的であった。

本研究では、これらの先行研究の結果を前提として、市場の需給構造のみに着目し、分析を行う。

まず、所有形態に着目すれば、一般に米国においては日本と比較して早い世代から持ち家を購入する傾向が強いといわれる。その原因としては、米国では賃貸住宅は社会政策として整備された低所得者向けのものが中心であり、治安も含めた居住環境が低いところに建設されていることが多い。そのため、社会全体として持ち家に対する強い需要が潜在的に存在する国であるといってもよい。また、日本も、賃貸住宅の質が悪いために、持ち家需要が大きい国である。

また、米国の 2000 年以降の住宅価格の急騰は、カリフォルニア州などを中心にヒスパニック系を中心とした移民が増加し、大きな住宅需要が発生したことに起因したといわれる。総じて移民者は信用力が低い低所得者が多いために、通常の住宅ローンを借り住宅を購入することはできない。しかし 2001 年の世界同時多発テロ後の景気後退防止策としての FRB による金融緩和がおこなわれたことで、住宅を購入しやすい環境は整っていた。加えて、住宅ローン市場では、住宅ローンを含んだ高格付けのレバレッジドエクイティタイプの金融商品が開発され、その金融商品に対する需要が高まっていた。そのため、サブプライムローンのような低所得者に対する住宅ローンを発行することに対するインセンティブが、住宅ローンの需要層、供給層の両者において発生していたのである。そのような中で、サブプライムローンを含んだ金融商品が、高格付けで大量に投資市場に供給されることで、米国の住宅市場に世界中の投資資金が移転した結果、住宅バブルを加速させていったことが指摘されている(小林・安田(2008))。

一方、1980 年代の日本に目を向ければ、1985 年の「プラザ合意」以降に円高が急速に進み、低金利の状態が長く続く中で不動産市場に大量の投資資金が流れたことがバブルの一因であったことが指摘されている(稲本・長谷川・周藤・清水(1995))。

しかし、さまざまな理由で需要が増大したとしても、住宅供給が弾力的であれば、価格は大きく上昇することはない。中長期的には、需要の増大は、住宅が供給されることで調整され、住宅価格は収束していくことが予想される。そのような中で、住宅供給のメカニズムを明示的に扱った研究として、Kearl (1979) , Poterba (1984), DiPasquale and Wheaton (1994)によって提案されたフローモデルは、またはストック・フローモデルが挙げられる。ストック・フローモデルでは、住宅市場の持つ資産としての側面とサービスとしての側面の二つの市場と同時決定できるモデルとして提案された。このモデルでは、市場が均衡状態から乖離した際に、供給がどの程度弾力的に調整されるのかといったことに

注目している。特に、住宅は、住宅が着工され市場で供給されるまでの時間的なラグが存在し、さらに取引費用の存在などによって市場の調整には時間がかかるために、住宅ストックは瞬時に調整されるものではない性質を明示的に組み入れている。なかでも、DiPasquale and Wheaton (1994)が提案したストック・フローモデルでは、住宅投資は住宅価格の関数とし、資産市場で決定された価格によって供給が調整されることを示している。

わが国においては、井上・清水・中神(2009)において、1980年代の住宅バブルに対して、住宅の供給制約がどのような影響をもたらしていたのかを推計している。その結果として、わが国のバブル発生時の住宅供給の価格弾力性が極めて小さかったこと、その原因が資産税制と土地利用規制によってもたらされていたことを実証的に示している。

加えて、税制が住宅供給に与える影響を分析した研究も多い。

例えば、山崎 (1992)、金本 (1994) は、土地譲渡所得税の凍結効果に注目して研究をしている。また、田中・清水(1992)では、わが国の税制が土地価格の上昇を前提として設計されていることから、下落局面では、資源の分配に対してひずみをもたらすことを指摘している。Yamazaki (1999) では、税制の非中立性により不動産の方が金融資産よりも有利であることに着目し、世代間で土地利用に歪みが生じることを指摘している。

また、住宅の供給メカニズムをマイクロなレベルで分析しようとした場合には、中古住宅流通市場との関係を明示的に取り入れた分析が行われている。たとえば、Wheaton, and Lee(2009) では、在庫に占める売買比率が住宅価格の変動と密接な関係があることを示唆している。

3.2.住宅需要と住宅価格

住宅需要の変化に注目した代表的な研究としては、Mankiw and Weil(1989)がある。同研究では、米国の将来の住宅需要となるベビーブームとベビーバーストの影響を分析するために、個票データを用いて年齢別の住宅需要を独自に推計し、年齢階級別の人口変化に着目し、住宅価格の将来予測を行った。その結果、1987年から2007年までの間に、住宅価格は47%下落することを示した。この研究は、予測された下落の大きさが大きかったこともあり、社会的にも強い関心を持たれることとなった。その後、1991年には、Regional Science and Urban Economicsにおいて、その批判論文の特集号が出版された。その批判の中心は、推定上の問題を除けば、a)住宅需要の変化は住宅価格にではなく住宅の賃貸市場に影響を与えるものであること、b)住宅供給は長期的には弾力的であるために、住宅需要の変化があっても住宅供給によって調整されることによって価格には影響を与えない、c)住宅需要の変動が予測された時点で住宅価格は変動するため、当該年の住宅需要だけが住宅価格に影響を与えることはないこと、が指摘されている¹⁴。

そのような批判を踏まえて、わが国では、大竹・新谷(1994)、Ootake and Shintani(1996)において、Mankiw and Weil(1989)によって提案された同様の指標で住宅需要を計算し、

¹⁴ Hamilton.(1991), Hendershott(1991)参照。

予測を行っている。その結果としては、人口要因は住宅ストックに対して影響を与えるものの、住宅(宅地)価格には影響を与えないことが示唆された。

これらの研究では、ベビーブーマーの変化に注目している。つまり、一国全体の人口は、外部からの参入がない限りにおいては、国内において発生することとなる。そして、新しい生命の誕生は、将来の住宅需要になることが容易に予想されることから、その傾向から長期の住宅市場を予測しようとしたものである。

国土交通省において住宅計画五ヵ年計画を策定する際やシンクタンクなどで将来予測を行う場合などは、第一次住宅取得層として30歳または35歳から44歳の人口に着目して分析が進められている(小野・清水(1996))。つまり、暗黙のうちに第一次取得層の参入が、住宅市場を活性化させることを前提に置いている。また、第2次取得層としては、近年においては50代に入ってから大きな需要を発生させていることも知られている¹⁵。

住宅需要が住宅価格に対して影響をもたらすという仮定は、依然として住宅取得層を対象とした分析が多く提供されていることを考えれば、妥当な仮説設定であると考えられるであろう。また、人口は、他の経済指標と比較して長期的な予測が一定の精度でできるために、仮に、住宅需要と住宅価格との間に有意な関係を見出すことができれば、長期的な予測をすることができるといった意味でも意義が高い。そこで、Mankiew and Weil (1989)を出発点として、人口特性に基づく需要の変化と住宅価格の変化との関係を日米で比較する。

需要要因との関係を分析しようとした場合には、分析の空間単位に地域性を加味することが必要となる。Mankiew and Weil(1989)の研究が注目された背景には、予測された下落率が大きかっただけでなく、この研究が発表された直前において、テキサス州の住宅市場の過熱とニューイングランドにおける住宅価格の下落が発生していたためである。また、わが国の住宅バブルも、首都圏に端を発し、関西圏、そして地方の中核都市へと波及していったことが指摘されている(清水(2004))。

これらのことは、Mankiew and Weil (1989) や大竹・新谷(2004)では、米国または日本の一国全体のマクロな住宅価格の変動を分析しているが、地域間で差があるのであれば、地域別に分析することが必要であることを意味する。

そこで、住宅需要と住宅価格との関係について、日本においては都道府県単位で、米国においては州単位において分析を行うこととした。

まず、需要面となる人口動向に着目する。Mankiw and Weil (1989)では、年齢別の住宅需要に着目して研究をしている。このことは、住宅需要を定義するとき、単純な人口総数を見るのではなく、人口の構成を加味することが重要であることを意味する。

そこで、日米の出生者数に関する統計を見ると¹⁶、わが国においても、戦後直後に大き

¹⁵ リクルート住宅総合研究所(2006)(2007)では、団塊世代・団塊ジュニア世代の住宅需要に注目した研究がおこなわれている。同調査では、住宅市場にこれら世代が大きな影響をもたらしていることを示唆している。

¹⁶ 日本では、「(資料)厚生労働省「人口動態統計」、米国では、National Center for Health Statistics, "National Vital Statistics Reports"で見ることができる。

なベビーブームがあり、1970年代に第2次ベビーブームを迎えている。これらの世代が、のちに大きな住宅需要として市場に出現してきたのである。一方、米国においては、戦後のベビーブーム後において、合成特殊出生率が大きく低下し¹⁷、ベビーバーストを迎えた。ここにMankiwたちは注目したこととなる。しかし、1980年代後半から90年代にかけてEcho Baby Boomとよばれるベビーブームが発生した。加えて、近年にかけて出生者数は増加してきているのである。

Mankiw and Weil (1989)は、住宅価格が2007年にかけて46%下落すると予想したが、それが外れた原因のひとつは、小林ら(2007)が指摘するように移民の増加だけでなく、このような出生者数の増加もその原因のひとつとして作用したことが予想される。

続いて、世代別の持ち家率に注目する(図9)。ある国で誕生した出生者数は、成人になると住宅需要を発生させる。図9は、世帯における持ち家率の変化を世帯主の年齢に応じて計算したものである。日本においては、35歳から44歳にかけて急速に持ち家率が上昇していくことが分かる。

米国においては、前述のように賃貸住宅市場が発達していないこともあり、すでに25歳段階から住宅需要が顕在化してきている。そのため、最も顕著に住宅需要が発生する時期は、日本よりも早く30-44歳であると言えよう。このような傾向は、1980年以降、日本・米国ともに時間が経過しても大きく変化していないことも分かる。そして、60歳前で、日米の持ち家率は一致していくことが分かる。

そこで、30-44歳の5歳階級別の人口に着目し、その人口の変化を観察した(図10)。まず、日本に注目すれば、1980年代のバブル期に、団塊世代といわれる世代が35-40歳を迎えている。そして、35-44歳人口が過去と比べてピークになっていた。特に、35-44歳人口の動きが顕著である。そして、バブル崩壊と合わせて低下していくが、近年においても、そのジュニア世代が30-34歳人口世代として住宅市場に参入してきていたことがわかる。加えて、日本の特色は、移民等の外部からの人口流入がないため、団塊世代の山がそのまま時間の経過とともに変化していることが分かる。

一方、米国でも、30-44歳人口が2001年にかけて大きく上昇していたが、日本のように特定の世代の人口が上昇したというわけではなく、30-34歳人口、35-40歳人口、40-44歳人口それぞれの世代で大きく上昇していた。これは、国内で出生した人口がそのまま時間の経過とともに推移している日本とは対照的に、外部からの人口の流入が大きかったことを示している。

以上のように、わが国においては、1980年代のバブル期には、35-44歳人口世代が1985年にピークを迎えており、住宅市場に対して大きな需要ショックが与えられていた、また、近年における価格上昇も、第2次ベビーブーマーたちが住宅需要を顕在化させていた、米国においては、単なるベビーブーマーの影響だけでなく、移民などの影響もあり2000年にピークを迎えるまで、30-44歳人口世代が大きく増加してきていた、といったことが分か

¹⁷米国では1973年に、日本では1975年に、合成特殊出生率が2を割り込んでいる。

る。

ここで、住宅需要を再度詳細に検討する。

Mankiw and Weil (1989)では、住宅需要をより厳格に個票データに基づき、次のように1歳単位で年齢別の住宅需要量を計算した。

まず、第1段階として、世帯あたりの住宅需要(H_j)が、各世帯人員の年齢固有の住宅需要量の合計として近似できると仮定し、次式のように定義した。

$$H_j = \sum_{j=1}^N D_j \quad (7)$$

H_j は世帯における j 人目の住宅需要量、 N は世帯人員数を表す。また、各個人の住宅需要量を年齢の関数として考え、(2)式のように設定した。

$$H_j = \alpha_0 \text{Dummy}0 + \alpha_1 \text{Dummy}1 + \dots + \alpha_i \text{Dummy}_i \quad (8)$$

ただし、 $\text{Dummy}0$ は年齢=0のときに1となるダミー変数である。

(1), (2)より、次のように定義される。

$$H_j = \alpha_0 \sum \text{Dummy}0_j + \alpha_1 \sum \text{Dummy}1_j + \dots + \alpha_i \sum \text{Dummy}_{ij} \quad (9)$$

このように推計された年齢(i 歳)ごとの住宅需要量 α_i を用いて、 t 年における各年齢人口総数に掛け合わせ、 t 年におけるマクロ住宅需要量を推計している(10)。

$$D_t = \sum_i \alpha_i N(i, t) \quad (10)$$

この推計値 α_i は、Mankiw and Weil (1989)で知ることができる。また、同様に日本における住宅需要は大竹・新谷(2004)が計算し、公開している。

本研究では、もう一つ簡易な住宅需要指標を投入する。Mankiw and Weil (1989)では、個票データを用いて推計した住宅需要指標を用いても、成人人口を用いても、最終的な住宅価格予測モデルの推計には、大きな差がなかったと報告している。しかし、成人人口には、20代の若年層から定年後の高齢者まで広く含むこととなる。仮に、人口構成の年齢分布が時間を通じて一定であれば大きな誤差は存在しないものとするが、わが国のように急速に高齢化がすすむ国においては、住宅市場との関係を分析する場合には、問題を発生させる。

そこで、先にみた5歳階級別の持ち家率に着目し、5歳階級単位での t 期の j コーホートの持ち家需要は、(11)式で示すように5歳上昇する毎に発生する持ち家率の上昇分だけ発生するものとする。つまり、その比率の上昇分が、その世代に発生する持ち家需要であると仮定する。

$$D_{j,i,t} = \sum_{j=1}^p O_{i,j,t} \cdot P_{i,j,t} \quad (11)$$

$D_{i,j,t}$: i 地域 j コーホートの t 期の持ち家需要
$O_{i,j,t}$: i 地域 j コーホートの t 期の持ち家率
$P_{i,j,t}$: i 地域 j コーホートの t 期の人口

この指標(以下、持ち家需要指標と呼ぶ)は、持ち家市場だけに限定した指標であるために、強い仮定であると考えられる。また、持ち家率の増加は相続によっても発生することから、単純に持ち家率の増加が新規の持ち家需要であるとは言い難いところもある。しかし、個票データがたまたま入手できた特定時点でしか計測できない Mankiw 指標に比べて、時間的な構造変化も加味することができるという点では優位性がある。その意味で、複数の需要指標の変化を吟味する意義は高い。

ここに、Mankiw(1989)または Ootake(2004)で推計された住宅需要パラメータ a_i を用いて、現在の人口数に当てはめて計算した需要量と、コーホート別の持ち家率の変化に応じて推計した需要量を比較した(図 11)。

日本においては、Mankiw 指標は追時的に単調に上昇していくのに対して、持ち家需要指標は、1980 年にかけて大きく上昇し 1985 年にピークを迎え、その後、一旦は低下する。しかし、再度、いわゆる団塊ジュニアの影響を受けて 2000 年以降に上昇していた。

米国においても、Mankiw 指標は追時的に単調に上昇していくのに対して、持ち家需要指標は 1990 年にかけて大きく上昇し、また、近年においても上昇基調にあったことが分かる。

このように比較してみると、Mankiw 指標は、単なるトレンドを示す代理変数になっているようにも見受けられる。その理由としては、Mankiw 指標は、年齢とそれに対応する人口によって推計されるために、日本・米国ともに社会全体の高齢化が進むことで単調な増加になっているものと考えられる。

最後に、金融市場に注目する。住宅価格と家計の所得水準との間には密接な関係があることは容易に予想される(Gallin(2006))。一般に、住宅はローンを組んで購入されることが大半であるために、マイクロな意味での住宅需要となる住宅取得能力は、家計の所得水準だけでなく住宅ローンの金利負担も影響を受ける。日米の主要金利の変化をみると、わが国の銀行貸出約定平均金利は 1980 年の 8%代からバブル期には 3%代まで低下し、その後、1990 年代に引き上げられている。しかし、バブル崩壊後は、急速に低下していき、2006 年には 2%代まで下落していた。米国においても同様で、特に 2000 年以降に注目すれば、2002 年の世界国際テロ事件以降において短期の変動金利商品は 2%代まで下落していたことがわかる。このような金融市場の環境は、住宅取得者にとっては、金利負担の低下を通じて住宅需要を顕在化させやすい状況にあったことにも留意しておく必要がある。

3.3.地域別住宅需要と住宅価格

日米における住宅需要の変化が住宅価格の変動に与える影響をマクロ的に確認するために、地域別のクロスセクションデータを用いて確認を行った。図 12、図 13、図 14 では、

住宅需要指標として、a)持ち家世帯となる年齢階級別人口(日本は 35—44 歳，米国は 30—44 歳)，b)Mankiw 指標，c)持ち家需要指標のそれぞれ 5 年単位で見た変化率(2005 年から 2008 年にかけては 3 年間の変化率)と住宅価格(米国は OFEIO 住宅価格指数，日本は公示地価を用いたヘドニック指数)の変化率との関係を見た。全体としてみたときに，日本の Mankiw 指標と住宅地価格の変化率と正の相関があるように見受けられるが，期間別に分けてみたときには，有意な関係を見出すことができない。つまり，見せかけの相関となっていることを意味する。

このような簡単な分析では，日本・米国ともに，いずれの時期においても住宅需要と住宅価格との間には明確な関係がないこととなる。ここで，日本・米国のそれぞれのバブル期に注目する。日本では 1985 年から 1990 年にかけて，米国では 2000 年から 2005 年の期間だけに焦点を当てる。先に見た分析では，住宅需要と住宅価格との関係を見たときに，同一性バイアスが存在している可能性は否定できない。つまり，住宅価格の上昇は，その地域での住宅需要を停滞させてしまう可能性がある。具体的には，東京の住宅価格が上昇したときに，住宅需要が顕在化したとしても購入することができないために，神奈川・埼玉・千葉などの周辺地域で住宅購入をすることが予想できる。このことは，年齢階級別に見た持ち家率の上昇が(図 9)，日米ともに時間的に安定していたことから予想されることである(住宅価格の急騰期でも年齢階層別に見た持ち家率は低下していない)。

そこで，たとえば日本における 1990 年の住宅需要は，(12)式で示すように， i 地域に住む 1985 年の人口構成によって決定されるものとする。つまり，地域への移動がなかったことを想定し，その需要の変化が住宅価格に対して影響をもたらしているのではないかということを確認する。このことで，住宅需要が住宅価格に対してどのような影響をもたらしていたのかを確認することができる。米国においても同様で，2005 年の住宅需要は，(13)式で示すように， i 地域に住む 2000 年の人口構成によって決定されるものとする

$$D_{j,i,2000} = \sum_{j=1}^p O_{i,j,2000} \cdot P_{i,j,1995} \quad (12)$$

$$D_{j,i,1990} = \sum_{j=1}^p O_{i,j,1990} \cdot P_{i,j,1985} \quad (13)$$

図 15 は，日本と米国のそれぞれのバブル期において，a)住宅価格の上昇が当該地域の住宅需要を押し下げた効果をコントロールした住宅需要の変化率，b)先に見た同一時期の持ち家需要の変化率と，c)一期(5 年)前の住宅需要の変化率と住宅価格の変化率，との関係を見たものである。

以上のように同一性バイアスを考慮した場合においても，住宅需要と住宅価格の伸び率との間に有意な関係を見出すことができなかった。一国全体で見た場合には，日本において最も持ち家需要が上昇したのはバブルが発生する 1985 年にかけてであり，米国においても同様でバブルが発生する 2000 年までである。そこでラグをとった指標との関係も見たものの，その変化率と住宅価格の変化率との間にも明確な関係を見出すことができなかった。

以上の一連の分析からわかるように、日本・米国ともに、地域単位での分析では、住宅需要の伸びが住宅価格に対して影響を与えることはなかったことがわかる。この結果は、Mankiw 指標を使って日本のケースで分析した大竹・新谷(2004)やカナダのケースで分析した Engelhardt and James(2001)の結果と整合的であった。また、一国全体を扱ったマクロ的な意味で両者の間に有意な関係が見出せたとしても、住宅市場は地域性を持つものであることから、慎重に分析を進めることの重要性を示唆している。

このことは、人口動態が住宅需要に影響を及ぼしそれが住宅価格を押し上げるという仮説は、日米の地域別の変化を分析した結果、少なくともバブル期の価格上昇を説明する上では有効でない可能性を示唆していると考えられる。

4.住宅価格と家賃

前節までの分析では住宅価格の変動に焦点を絞ってきた。住宅価格の変動それ自身が様々な経路を通じて経済に影響を及ぼすのは事実であるが、より正確には住宅価格のような資産価格と財サービス価格の間の相対価格こそが見るべき変数である。資産価格が 2 倍になったとしても財サービス価格も（そして賃金も）同じく 2 倍になっているとすれば経済への影響は非常に小さいからである。しかし現実には、日本でも米国でも消費者物価に代表されるような財サービス価格がほとんど動かない中で住宅価格が大幅な上昇・下落を示した。これはなぜだろうか。本節では、住宅価格の大幅な上昇・下落を所与とした上で、それがなぜ財サービス価格に波及しなかったのかについて考察を加える。

住宅価格の財サービス価格への波及を考える上で最も重要な変数は家賃である。住宅サービスは日米の典型的な消費者の消費バスケットの 1/4 以上を占めている。したがって住宅価格の上昇が家賃に波及すれば消費者物価は上昇するはずである。Goodhart (2001)は、家賃こそが資産価格と財サービス価格をつなぐ結節点であると指摘している。

このように考えると、住宅価格の変動がなぜ消費者物価に波及しないかを理解するには、まずは家賃にどの程度波及しているかを見る必要がある。図 16 では、日本について、消費者物価指数の内訳項目である家賃（「CPI 家賃」）がバブルの形成・崩壊期にどのように変化しているかを示している。図からわかるように、住宅価格との連動性はほとんど見られない。次に、ヘドニック法によって推計された家賃指数をみると(図 16 の「New rent」), 弱いながらも住宅価格との連動性が見える。ここで示している家賃指数はリクルートの住宅情報雑誌に掲載された物件から計測したものであり、店子の入れ替えを伴う新たな賃貸契約に適用される家賃（新規家賃）である。これに対して CPI 家賃は店子の入れ替えを伴わない契約更新の際に適用される家賃（継続家賃）も含んでおり、新規家賃と継続家賃の和である。図 18 が示唆していることは、新規家賃は住宅価格との連動性をある程度持っているが継続家賃は連動性が欠如しているということである。図 17 では米国などの CPI 家賃の動きを示しているが日本とほぼ同様の傾向が認められる。

新規家賃と継続家賃の性質の違いを Shimizu et al (2009)に即して詳しくみてみよう。図

18 では、ある住戸に適用されている家賃が「市場価格」から離れているとして、その住戸で引っ越しがあり店子の入れ替えが起きたときに新しい店子との間で取り決められる家賃が以前の家賃と同じか否かを調べている。図の横軸は店子の入れ替えが起こる直前に「市場価格」からどの程度乖離しているかを示しており、縦軸は新しい家賃が以前と異なる確率を示している。横軸の 0 に対応する縦軸の値を読むと、0.7 をやや下回る水準であり、「市場価格」からの乖離がないときには約 7 割で以前と異なる家賃が採用され、残る 3 割で以前と同じ家賃が採用されている。しかし「市場価格」からの乖離が正の方向に大きくなると以前と異なる家賃が採用される確率が徐々に高くなることがわかる。つまり、それまでの家賃が「市場価格」を上回れば上回るほど家賃の改定確率が高くなる。この傾向は「市場価格」からの乖離が負の方向に大きくなるときにはより顕著である。例えば横軸の値が -40%（「市場価格」より 40%低い）のときには改定確率は 0.9 に達しており、この条件を満たすほぼ全ての住戸で家賃改定が行われている。

このように新規家賃は「市場価格」へと収束する性質をもつ。一方、継続家賃は必ずしもそうではない。図 19 は図 18 と同じ図を継続家賃について示したものであるが新規家賃との最も大きな違いは家賃の改定確率が全般に低いということである。つまり、以前と同じ店子が住み続けることを前提に賃貸契約の更新を行う場合、以前と同じ家賃が採用される確率が高いということである。図 21 をみると家賃の改定確率は高いところでも 20%に届いておらず、8 割以上の住戸で以前と同じ家賃が採用されていることを示している。家主と既存の店子はともに新たな契約相手を探す費用（サーチコスト）を節約する誘因をもち、それが両者の長期的な契約関係を生み出すと解釈できる。また図 19 を仔細にみると、「市場価格」からの乖離が正のときには（つまり家賃が市場価格を上回る）家賃の改定確率が低いなりにも上昇する傾向が見られるものの、「市場価格」からの乖離が負のときには（つまり家賃が市場価格を下回る）そうした傾向はまったく見られない。これは、借地借家法など借り手保護を目的とした法制度があるため、「市場価格」を下回っていても家主から引き上げを言い出しにくいという事情があるためと解釈できる。

以上をまとめると、新規家賃には「市場価格」に収束する仕組みがある程度備わっているものの、継続家賃は長期的な契約関係や法規制があるため「市場価格」への収束が起こりにくい。CPI 家賃が住宅価格の変動に連動しない理由の一端はここにある。しかし Shimizu et al (2009)が指摘するように、CPI 家賃の連動性の低さは CPI 家賃を作成する際に用いられる方法に起因する部分もある。CPI 家賃は、本来の意味での「家賃」と、持ち家の保有者が享受する住宅サービスの価格である「持ち家の帰属家賃」とから成る。例えば東京では前者の割合が約 2 割、後者が残りの 8 割であり、「帰属家賃」が大半を占めている。この「帰属家賃」とは、概念的にいえば、持ち家の保有者が仮にその家を今日、賃貸市場で貸した場合に受け取ることでできる家賃の水準である。したがって「帰属家賃」は常に「市場価格」に一致するものである。例えば、Diewert and Nakamura (2008)は “the services yielded by the use of a dwelling by the corresponding market value for the same

sort of dwelling for the same period of time” と定義している。しかし総務省が CPI 家賃を実際に計測する際には、「市場価格」を調べることが実務的に難しいため、アパートなどで実際に適用されている家賃を代用している。ところがこの家賃は既に述べたように継続家賃を含むものであり、市場価格と乖離しており、住宅価格との連動性も乏しい。このため、これを代用品として用いる「帰属家賃」も連動性が乏しくなってしまう。

この問題は実際にどの程度深刻だろうか。Shimizu et al (2009)はリクルートのデータを用いて「市場価格」を計測した上で、それを用いて「帰属家賃」を推計している。具体的には、CPI の全品目のうち「帰属家賃」だけをこの新指数で置き換え、それ以外は CPI の実績値をそのまま用いて新 CPI を計測している。図 20 に示した推計結果をみると、新 CPI(New_CPI)は 1980 年代後半のバブル期には CPI の実績値(Real_CPI)を 1%超上回っている。また 90 年代前半のバブル崩壊期には CPI の実績値を約 2%下回っている。特に興味深いのはデフレに入るタイミングである。CPI 実績値がマイナスになるのは 1995 年であるが新 CPI がマイナスになるのは 1993 年初であり約 2 年先行している。ここでの思考実験は、「帰属家賃」をより望ましい指標に切り替えることによって住宅価格と CPI の連動性をかなりの程度高めることができることを示している。

1980 年代後半のバブル期には日本銀行の金融引き締めの変換が遅れ、それがバブルの膨張を加速したと指摘されることが多い。また、バブル崩壊後は金融緩和への転換が遅れ、それがその後の不況を長期化させたとも言われている。こうした指摘を踏まえると、ここでの分析結果は、金融政策の適切な運営には家賃の計測精度の向上が不可欠であることを示唆している。また、資産価格と財サービス価格の連動性の欠如が金融政策の運営を難しくしてきたという日本の経験は現在の米国にも当てはまる。米国でも CPI 家賃の計測に問題がある可能性を踏まえると、米国の政府・中央銀行は CPI だけでなく資産価格にも目配りした政策運営を行うべきであろう。

5. 結論

日本と米国は相次いで住宅バブルとその崩壊を経験した。本稿ではこの 2 つのバブルを比較し以下のファインディングを得た。

第 1 に、住宅価格の代表的な計測手法である「リピートセールス法」と「ヘドニック法」をわが国の過去 20 年間のデータに適用した結果、バブル崩壊後の底入れの時期が 2 つの方法で異なることがわかった。リピートセールス法で推計される底入れ時期はヘドニック法の推計に比べマンションで 13 ヶ月、戸建てで 3 ヶ月遅れている。この遅れはリピートセールス法が建物の築年減価を適切に処理できていないために生じるものである。米国では S&P/Case-Shiller 指数が代表的な住宅価格指数であるがこれはリピートセールス法を用いており、底入れ時期を遅く見積もる可能性がある。米国住宅市場の底入れの時期に関心が集まっている状況下、こうした認知ラグの存在は不確実性を増加させ経済の回復を遅らせる危険がある。

第 2 に、住宅需要と住宅価格の関係を時系列データで見ると両者の間には正の相関がある。しかし県あるいは州単位のデータを用いてクロスセクションで見ると、日米ともに両者の間に有意な相関は見られない。この意味で、バブルの県（州）別の有無または大小を需要要因で説明することはできない。人口動態が住宅需要に影響を及ぼしそれが住宅価格を押し上げるというストーリーは少なくともバブル期の価格上昇を説明する上では有効でない可能性を示唆している。

第 3 に、住宅価格と家賃の連動性をみると、バブルの形成・崩壊の過程で住宅価格が大きく変動しても家賃はほとんど動かないという現象が日米ともに確認できる。この背景には、家主と店子の双方が様々な取引コストを節約するために長期的な契約関係を結んでいることが挙げられる。また、日本については、持ち家の帰属家賃が市場価格で評価されておらず、それが連動性を弱めている面もある。連動性の欠如は、バブル期に住宅価格が上昇しても家賃が上昇しないためその家賃を重要な要素として含む消費者物価が上昇しないという現象を日米で生み、それが金融引き締めへの転換を遅らせた。また、バブル崩壊後は、住宅価格が下落しても家賃が連動しないため消費者物価が下落しないという現象が見られ、これは金融緩和への転換を遅らせる原因となった。家賃は資産価格と財サービス価格の結節点となる重要な変数であり、その計測精度を高める必要がある。

[参考文献]

- 稲本洋之助・長谷川徳之輔・周藤利一・清水千弘(1995)「地価バブルと土地対策:1985-1995」東京大学社会科学研究所.
- 井上智夫・井出多加子・中神康博 (2002) 「日本の不動産価格: 現在価値関係 (PVR) で説明可能か」西村清彦編『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社, 第3章, pp. 67-98.
- 井上智夫・清水千弘・中神康博 (2009) 「資産税制と「バブル」」(mimeo).
- 伊豆宏・清水千弘(1993)「最近における地価形成理論と土地税制の研究」都市住宅学会誌, Vol.2, pp.58-61.
- 大竹文雄・新谷元嗣(1994)「人口構成と住宅市場」住宅問題研究 1994年2月号, pp2-34.
- 小野宏哉・清水千弘(1996)「住宅ストックの長期予測」伊豆宏編著『住宅投資の長期予測—第七期住宅建設五箇年計画から21世紀初頭の住宅建設』住宅新報社所収.
- 金本良嗣 (1994b) 「譲渡所得税の凍結効果と中立課税」『住宅土地経済』第13号, pp. 12-23.
- 小林正宏・安田裕美子(2008)『サブプライム問題とアメリカ住宅金融市場』住宅新報社.
- 清水千弘(2004)『不動産市場分析』住宅新報社.
- 清水千弘・唐渡広志(2007)『不動産市場の計量経済分析』朝倉書店.
- 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』日本経済新聞社, 第2章, pp.19-66.
- 西村清彦 (1995) 『日本の地価の決まり方』, 筑摩書房.
- 田中啓一・清水千弘(1992)「地価下落局面における土地税制とその問題点」税務弘報 Vol.40, No.6, pp.6-12.
- リクルート住宅総合研究所 (2006) 『ポスト団塊ジュニア考』 (<http://www.jresearch.net/house/jresearch/vr/index.html>)
- リクルート住宅総合研究所(2007)『団塊世代の今後のライフスタイル住まいに関する調査』 (<http://www.jresearch.net/house/jresearch/dankai/index.html>)
- Abraham Jesse M. and Partic H. Hendershott (1992), "Patterns and Determinants of Metropolitan House Prices, 1977-91," NBER Working Paper No. 4196.
- Case, Karl E. and Robert J. Shiller(1989), "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," American Economic Review 79 (1), pp. 125-137.
- Case, Karl E. and Robert J. Shiller (2003), "Is There a Bubble in the Housing Market?," Brookings Papers on Economic Activity, 2, pp. 299-342.
- Case, B., H. O. Pollakowski and S. M. Wachter, (1991) "On Choosing among House Price Index Methodologies," AREUEA Journal, Vol.19(3), pp.286-307
- Case, B. and J. M. Quigley, (1991) "The Dynamics of Real Estate Prices" Review of Economics and Statistics, Vol. 22, pp.50-58
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto, (1992) "Estimating Price Trends for Residential Property: A Comparison

- of Repeat Sales and Assessed Value Methods,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5,, pp.357-374
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto,(1998) “Price Indices Based on the Hedonic Repeat-Sales Method: Application to the Housing Market,,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 16(1),, pp.5-26
- Diewert, W. Erwin E.(2007), “The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions,” The University of British Columbia, Department of Economics, Discussion Paper 07-01,
- Diewert, W. Erwin and Alice O. Nakamura (2008), “Accounting for Housing in a CPI,” *Price and Productivity Measurement, Volume 1: Housing, Chapter 2*, pp.13-48.
- DiPasquale, Denise and William C. Wheaton (1994), “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices,” *Journal of Urban Economics* 35 (1), pp. 1-27.
- DiPasquale, Denise and William C. Wheaton (1996), *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall: Englewood Cliffs, NJ.
- Engelhardt, Gary V. and James M. Poterba(1991), “House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence”, *Regional Science and Urban Economics*,Vol.21, pp.539-546.
- Ekeland, I., J. J. Heckman and L. Nesheim, (2004), “Identification and Estimation of Hedonic Models”, *Journal of Political Economy*, Vol.112, pp.60-109.
- Gallin, J. (2006), “The long run relationship between house prices and income”, *Real Estate Economics*, Vol.34, pp.417-438.
- Goodhart, Charles (2001), “What Weight Should be Given to Asset Prices in Measurement of Inflation?” *The Economic Journal*, Vol.111, (No.472), pp335-356.
- 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, Patric H.(1991), “Are real house prices likely to decline by 47 percent”, *Regional Science and Urban Economics*,Vol.21, pp.553-563.
- Kearl, J.R. (1989), “Inflation, Mortgages, and Housing,” *Journal of Political Economy* 87 (5), pp. 1115-1138.
- 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.
- 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 (3), pp. 245-266.
- Ohtake, Fumio, and Mototsugu Shintani(1996), “The effect of demographics on the Japanese housing market”, *Regional Science and Urban Economics*,Vol.26,pp.189-201.
- Poterba, James M. (1984), “Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach,” *Quarterly Journal of Economics* 99 (4), pp. 729-752.

- Shimizu, C. and K.G.Nishimura, (2006), "Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan", *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.26, No.2, pp.150-175.
- Shimizu, C. and K. G. Nishimura, (2007), "Pricing Structure in Tokyo Metropolitan Land Markets and Its Structural Changes: Pre-Bubble, Bubble, and Post-Bubble Periods," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 35 (4), pp. 475-496.
- Shimizu, C.,K.G.Nishimura and T.Watanabe (2009),"Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences", (mimeo).
- Shimizu, C., H.Takatsuji, H.Ono and K.G.Nishimura, (2007), "Change in House Price Structure with Time and Housing Price Index", RPESS (Reitaku Institute of Political Economics and Social Studies) Working Paper, No.25.
- Wheaton, William C. and Nai Jia Lee(2009) "The co-movement of Housing Sales and Housing Prices: Empirics and Theory"(mimeo).
- Yamazaki, F. (1999), "The Effects of Bequest Tax on Land Prices and Land Use," *Japanese Economic Review* 50 (2), pp. 148-160.

表 1.ヘドニック関数推定結果

Estimation Method OLS

Dependent Variable

Price or Rent per square meter

Independent Variables

Variables	Condominium(Asset Price)		Single Family(Asset Price)		Condominium(Rent Price)	
	coefficient	t-value	coefficient	t-value	coefficient	t-value
Constant	4.658	153.088	6.238	724.872	9.184	34.256
<i>FS</i> : Floor space (㎡)	0.020	23.880	0.114	92.490	-0.262	-1139.460
<i>GA</i> : Ground Area (㎡)	-	-	-0.332	-262.450	-	-
<i>Age</i> : Age of	-0.168	-426.170	-0.064	-206.060	-0.027	-360.550
<i>TS</i> : Time to the nearest station: (minutes)	-0.098	-207.420	-0.112	-113.390	-0.076	-331.890
<i>Bus</i> : Bus Dummy	-0.185	-33.710	0.098	7.610	-0.010	-3.350
<i>Car</i> : Car Dummy	-	-	-0.616	-30.700	-	-
<i>Bus</i> × <i>TS</i>	0.023	10.820	-0.084	-18.590	0.018	13.690
<i>Car</i> × <i>TS</i>	-	-	0.154	16.030	-	-
<i>TT</i> : Travel Time to Central Business District (minutes)	-0.067	-105.680	-0.109	-83.770	-0.078	-283.790
<i>Top</i> : Top of Building	0.013	5.460	-	-	-	-
<i>Before Construction</i>	-0.085	-126.640	-	-	-0.122	-256.050
<i>Steel Dummy</i>	0.018	33.620	-	-	0.082	200.050
<i>Balcony Area</i>	0.029	69.850	-	-	-	-
<i>Road Width</i>	-	-	0.143	70.240	-	-
<i>Private Road</i>	-	-	0.003	8.580	-	-
<i>Land only Dummy</i>	-	-	0.039	6.440	-	-
<i>Old house</i>	-	-	-0.086	-36.020	-	-
<i>New Construction</i>	-	-	-0.121	-69.330	-	-
1986/01-2008/12	n=714,506		n=1,540,65		n=2,066,14	
Adjusted R-square=	0.857		0.861		0.785	

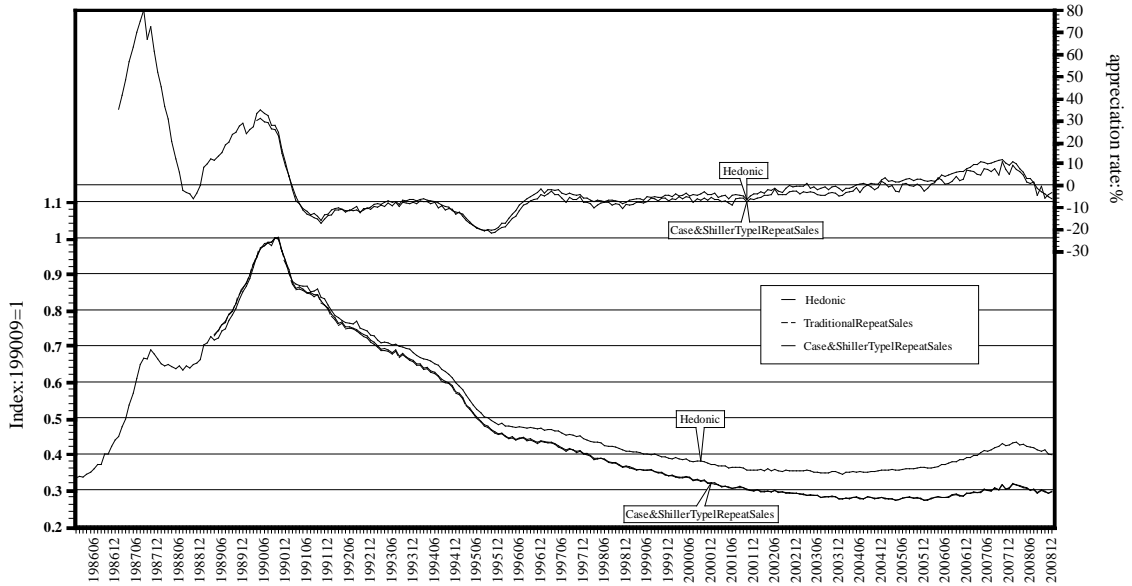


図 1.リピートセールス価格指数・ヘドニック価格指数:マンション価格

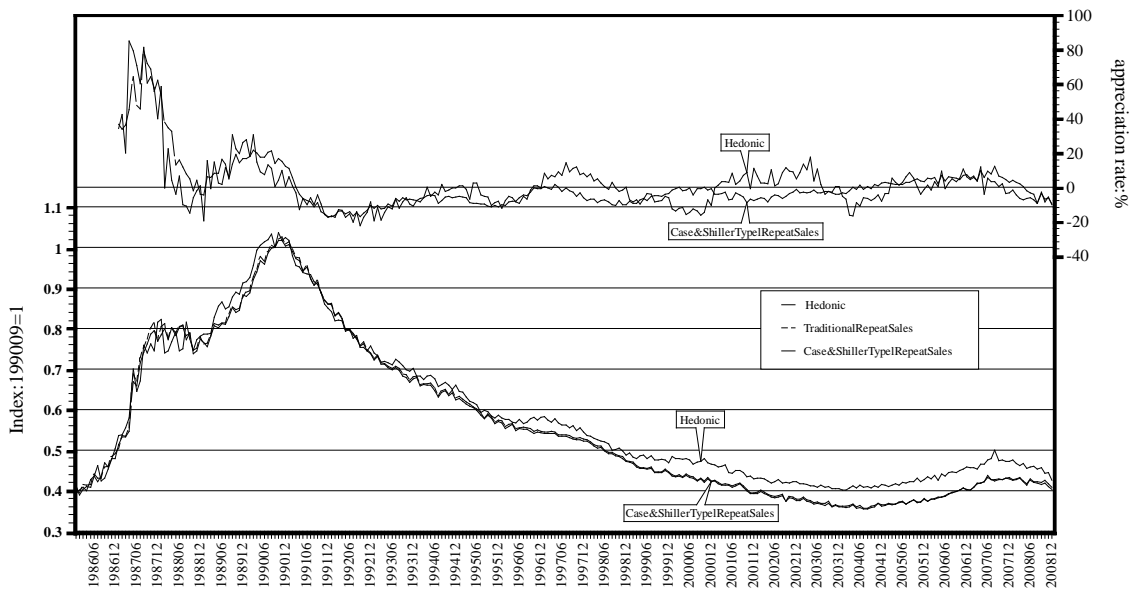


図 2.リピートセールス価格指数・ヘドニック価格指数:戸建て価格

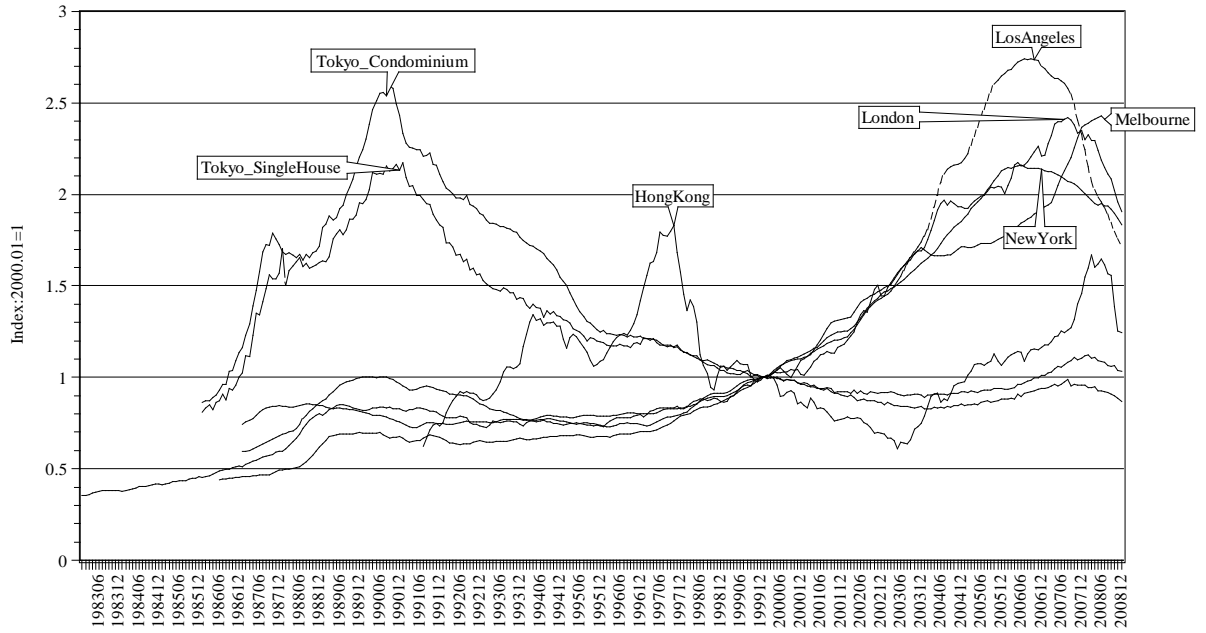


図 3.主要都市の住宅価格の動向

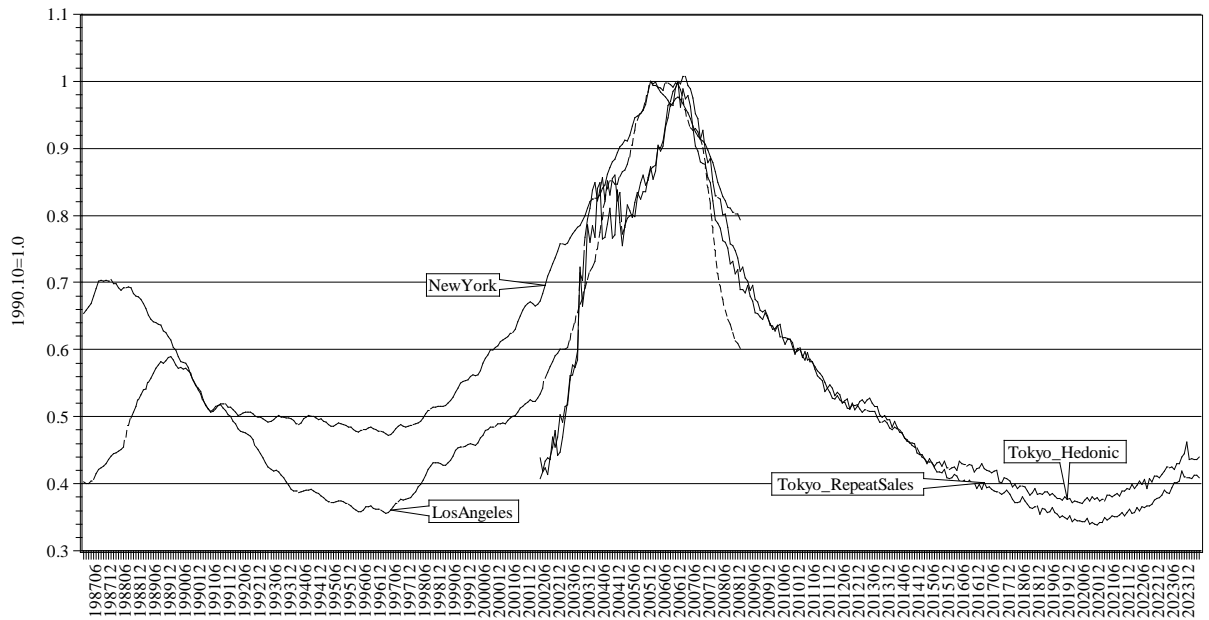


図 4.米国の住宅価格の展望

表 2.都道府県別ヘドニック住宅関数・推定結果

No	Prefecture	area	rw	ts	tt	gesui	sui	gas	UX	UY	UXX	UYU	cp1	cp3	cp6	cp7	tm	Number of Samples	adjusted R ²
1	Hokkaido	-1.180	0.179	-0.051	-0.409	0.288	0.004	0.415	-6.221	-24.091	0.022	0.276	-0.108	-0.275	0.878	-0.951	Yes	24,565	0.814
2	Aomori	-1.245	0.418	-0.038	-0.236	0.187	0.325	0.441	0.360	-0.919	-	-	-0.216	-0.034	0.339	-0.732	Yes	4,965	0.835
3	Iwate	-1.149	0.016	0.035	-0.321	0.217	0.086	0.256	0.530	-63.865	-	0.805	-0.117	-0.010	-	-0.589	Yes	3,153	0.827
4	Miyagi	-1.108	0.237	-0.112	-0.365	0.143	0.232	0.180	0.284	0.040	-	-	-0.079	-0.037	-	-0.592	Yes	10,350	0.895
5	Akita	-1.157	0.150	-0.074	-0.396	0.230	0.199	0.196	0.574	-151.022	-	1.896	-0.054	0.506	-	-0.776	Yes	3,300	0.867
6	Yamagata	-1.259	0.234	-0.054	-0.342	0.220	-	0.303	-0.177	-42.895	-	0.560	-0.056	-	-	-0.691	Yes	3,126	0.867
7	Fukushima	-1.135	0.135	-0.028	-0.193	0.165	0.398	0.257	0.050	-80.239	-	1.076	-0.001	0.139	-0.387	-0.839	Yes	8,462	0.851
8	Ibaragi	-1.216	0.181	-0.111	-0.140	0.206	0.148	0.330	-0.428	-0.274	-	-	-0.091	-	0.325	-0.710	Yes	14,836	0.877
9	Tochigi	-1.257	0.221	-0.050	-0.244	0.151	0.312	0.235	-0.204	-0.651	-	-	-0.021	-	-	-0.369	Yes	8,752	0.879
10	Gunma	-1.142	0.279	-0.062	-0.063	0.271	0.258	0.179	-0.264	-0.168	-	-	0.008	-	-	-0.455	Yes	7,188	0.839
11	Saitama	-1.039	0.145	-0.148	-0.173	0.109	-0.100	0.110	0.231	-2.411	-	-	-0.026	0.244	0.301	-0.599	Yes	28,425	0.943
12	Chiba	-1.096	0.120	-0.168	-0.283	0.077	0.307	0.261	-1.646	1.430	-	-	-0.055	-0.042	-	0.074	Yes	27,654	0.864
13	Tokyo	-0.871	0.144	-0.125	-0.724	0.086	0.089	0.186	-0.578	-0.560	-	-0.001	0.012	0.135	-0.349	-3.136	Yes	50,333	0.923
14	Kanagawa	-0.919	0.096	-0.107	-0.038	0.040	0.024	0.122	0.782	0.947	-	-	-0.008	-0.054	-0.195	-0.589	Yes	41,470	0.931
15	Niigata	-1.309	0.369	-0.131	-0.331	0.112	-0.082	0.316	-0.418	-11.409	-	0.150	-0.108	-	-	-0.797	Yes	7,386	0.851
16	Toyama	-1.080	0.242	-0.062	-0.179	0.294	0.103	0.231	-0.583	1.121	-	-	-0.110	-	-	-0.325	Yes	3,941	0.839
17	Ishikawa	-1.170	0.175	-0.057	-0.414	0.157	0.212	0.146	-0.604	-165.220	-	2.257	0.026	-	-0.044	-0.407	Yes	3,903	0.849
18	Fukui	-1.057	0.168	-0.129	-0.318	0.070	-0.106	0.124	-0.335	-0.935	-	-	-0.020	-	-	-1.107	Yes	2,090	0.858
19	Yamanashi	-1.143	0.215	-0.039	-0.155	0.028	0.335	0.158	1.087	0.627	-	-	-0.017	-	-0.078	-0.349	Yes	2,774	0.936
20	Nagano	-1.370	0.113	-0.062	-0.281	0.330	0.812	0.142	-0.122	90.043	-	-1.247	-0.085	0.460	0.202	-0.424	Yes	5,125	0.844
21	Gifu	-1.062	0.204	-0.047	-0.213	0.193	0.010	0.154	-0.323	0.771	-	-	-0.052	0.066	0.129	-0.559	Yes	6,207	0.893
22	Shizuoka	-1.154	0.116	-0.070	-0.125	0.131	-0.082	0.258	0.080	0.118	-	-	-0.058	0.159	-	-0.455	Yes	13,103	0.882
23	Aichi	-1.013	0.267	-0.066	-0.417	0.146	-0.051	0.131	0.623	-0.449	-	-	-0.033	-0.141	-0.314	-0.383	Yes	33,687	0.931
24	Mie	-1.116	0.329	-0.071	-0.040	0.060	0.155	0.318	0.212	-59.555	-	0.853	-0.032	-0.016	-	-0.635	Yes	8,298	0.885
25	Shiga	-1.310	0.395	-0.074	-0.158	0.111	0.092	0.268	-1.340	0.532	-	-	-0.085	-0.198	-0.490	-0.669	Yes	5,431	0.910
26	Kyouto	-0.994	0.270	-0.080	-0.318	0.134	0.830	0.241	1.174	1.080	-	-	0.004	-0.165	-0.188	-1.101	Yes	12,672	0.932
27	Oosaka	-0.965	0.221	-0.129	-0.342	0.083	-0.003	0.186	0.009	0.691	-	-	-0.031	0.040	-	-0.847	Yes	34,854	0.944
28	Hyougo	-0.983	0.201	-0.123	-0.062	0.077	0.106	0.380	0.911	-70.375	-	1.000	-0.110	-0.020	-	-0.930	Yes	25,911	0.875
29	Nara	-1.060	0.255	-0.133	-0.049	0.054	0.387	0.247	-1.254	2.115	-	-	-0.100	-	-0.572	-0.342	Yes	8,399	0.899
30	Wakayama	-1.094	0.168	0.014	-0.158	0.151	0.205	0.156	0.032	-0.225	-	-	-0.022	-0.171	-	-0.413	Yes	3,049	0.878
31	Tottori	-1.199	0.561	-0.182	-0.177	0.103	-0.670	0.158	-0.298	-0.233	-	-	-0.063	-0.102	-	-0.941	Yes	1,946	0.859
32	Shimane	-1.054	0.133	-0.094	-0.290	0.089	-	0.228	-0.680	-50.651	-	0.724	-0.038	-	-	-0.656	Yes	2,215	0.790
33	Okayama	-1.232	0.156	-0.086	-0.266	0.110	0.079	0.236	-0.444	-0.258	-	-	-0.110	-	-	-0.616	Yes	7,396	0.880
34	Hiroshima	-1.083	0.197	-0.103	-0.329	0.114	0.237	0.279	0.265	-0.905	-	-	0.002	0.097	-	-0.729	Yes	12,160	0.855
35	Yamaguchi	-1.143	0.146	-0.048	-0.010	0.022	0.366	0.402	0.330	0.399	-	-	-0.058	-	-	-1.079	Yes	5,714	0.817
36	Tokushima	-1.018	0.117	-0.037	-0.303	0.062	0.065	0.237	-0.573	-0.327	-	-	0.090	-	-	-0.063	Yes	2,518	0.929
37	Kagawa	-1.142	0.247	-0.163	-0.264	0.011	0.254	0.256	-0.626	0.088	-	-	-0.097	-	-	-0.462	Yes	2,866	0.913
38	Ehime	-1.240	0.306	-0.077	-0.208	0.180	-0.125	0.251	0.307	34.366	-	-0.518	-0.108	-0.263	-	-0.498	Yes	4,405	0.861
39	Kouchi	-1.232	0.284	-0.038	-0.272	0.218	0.176	0.195	0.304	34.104	-	-0.527	0.051	-	-	-0.292	Yes	2,644	0.890
40	Fukuoka	-0.992	0.157	-0.072	-0.434	0.280	0.182	0.232	0.611	-55.140	-	0.821	-0.035	0.635	0.039	-0.954	Yes	17,948	0.870
41	Saga	-1.294	0.153	-0.062	-0.186	0.094	0.096	0.200	0.243	1.040	-	-	-0.120	-	-0.181	-0.774	Yes	2,001	0.887
42	Nagasaki	-0.919	0.685	-0.006	-0.211	0.101	0.143	0.374	-0.298	-9.789	-	0.148	-0.012	-	-0.384	-0.831	Yes	4,922	0.815
43	Kumamoto	-1.222	0.311	-0.033	-0.265	0.116	0.199	0.315	-0.147	-0.607	-	-	-0.009	-	-	-0.349	Yes	5,186	0.901
44	Ooita	-1.139	0.418	-0.097	-0.232	0.106	0.695	0.254	-0.640	-0.765	-	-	-0.085	-	-	-0.040	Yes	4,496	0.856
45	Miyazaki	-1.168	0.125	-0.057	-0.273	0.259	0.140	0.244	0.634	-52.347	-	0.816	-0.038	-	-	-0.520	Yes	4,397	0.896
46	Kagoshima	-1.122	0.108	-0.092	-0.384	0.095	-	0.330	-0.264	1.593	-	-0.028	-0.064	-	-	-0.590	Yes	4,799	0.885
47	Okinawa	-1.225	0.318	0.015	-0.367	0.112	-0.067	0.006	-2.586	48.458	-	-0.873	-0.043	0.070	-	-1.261	Yes	3,348	0.929

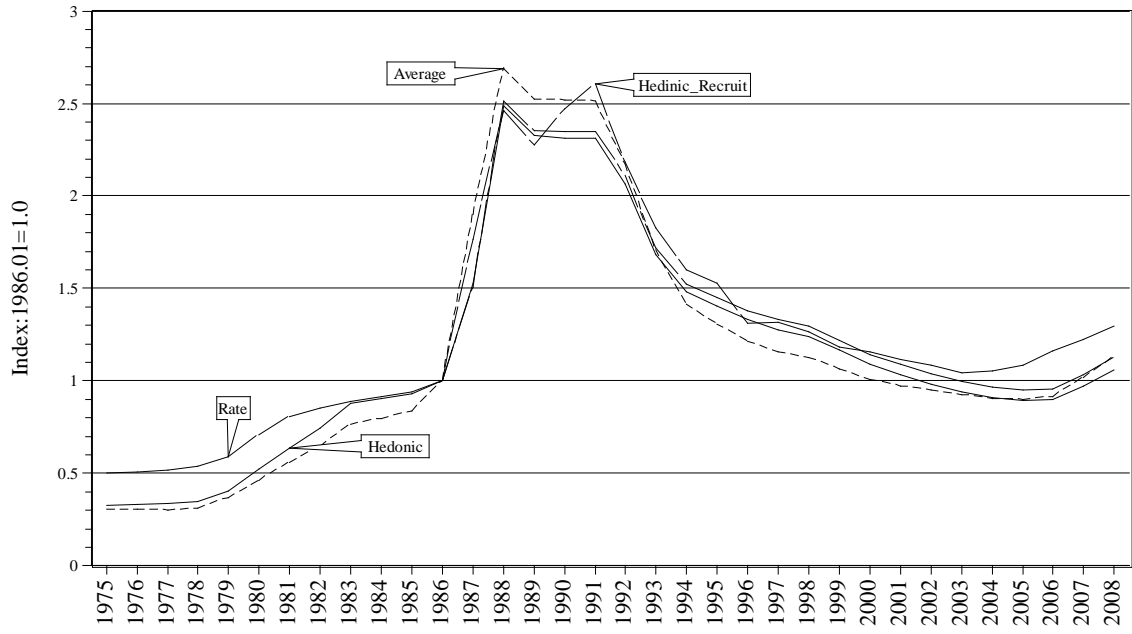


図 5.推計住宅地価格指標の比較:東京都

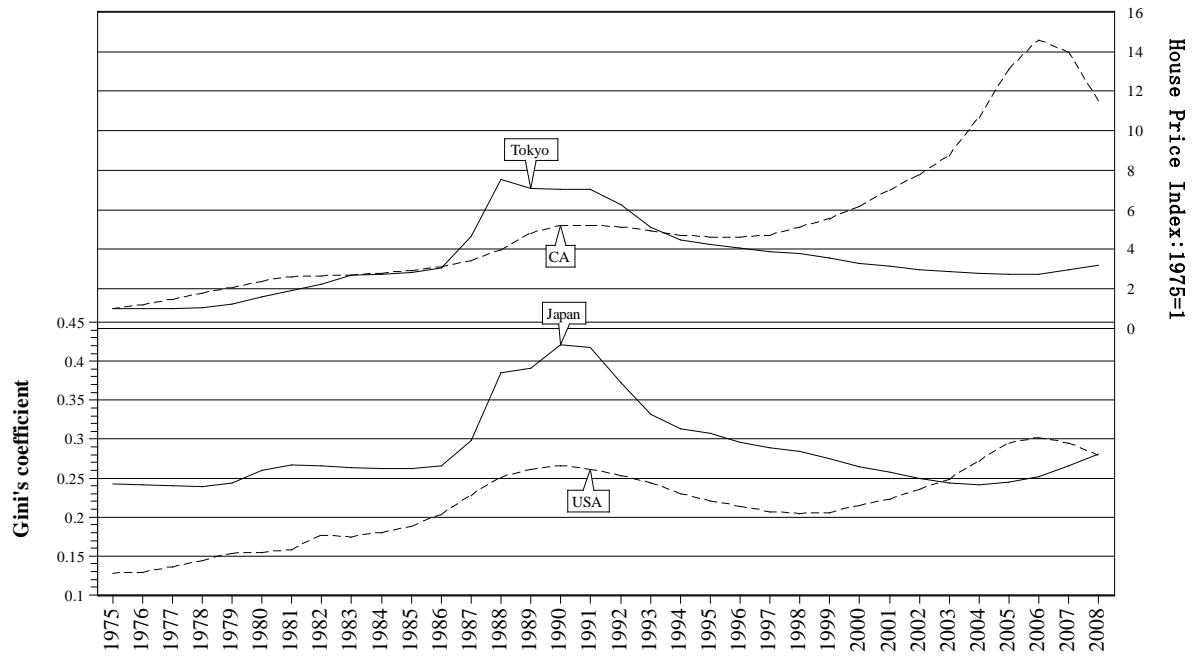


図 6.日米の住宅価格による地域ジニ係数

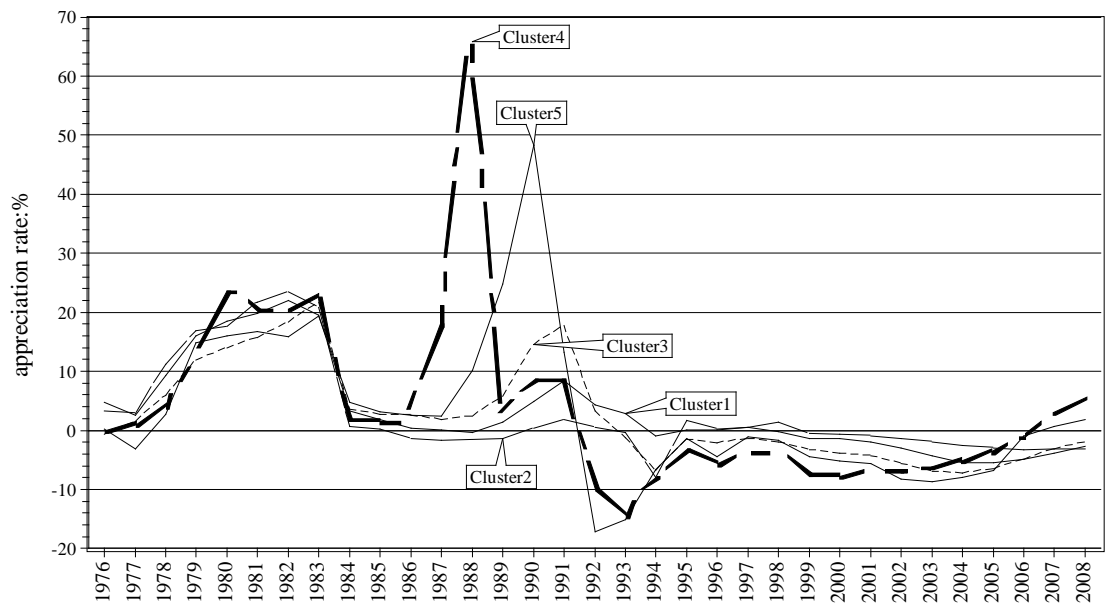
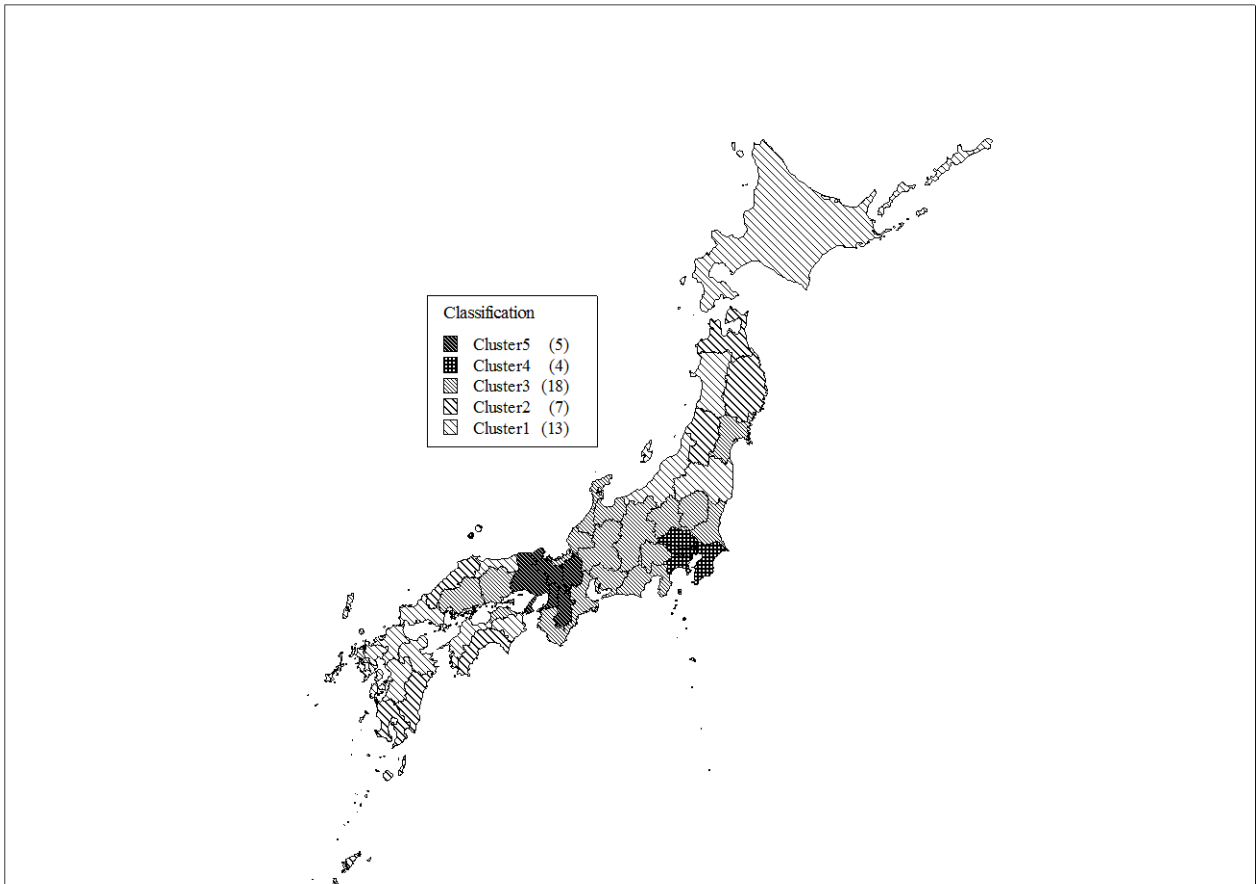


図 7. クラスタ別住宅地価格の推移: 日本

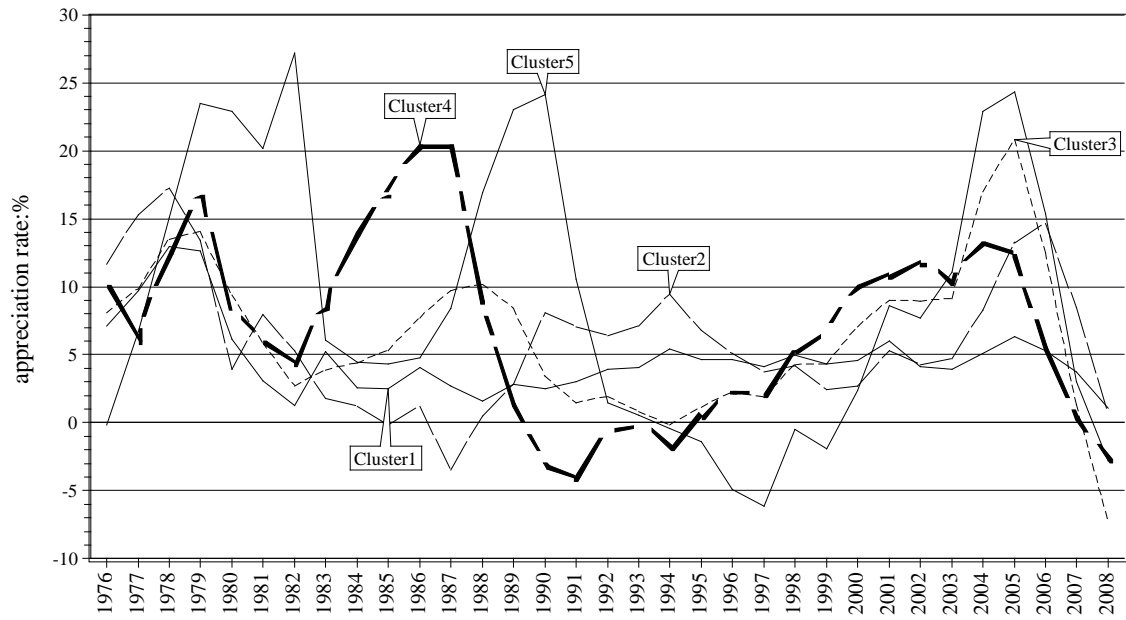
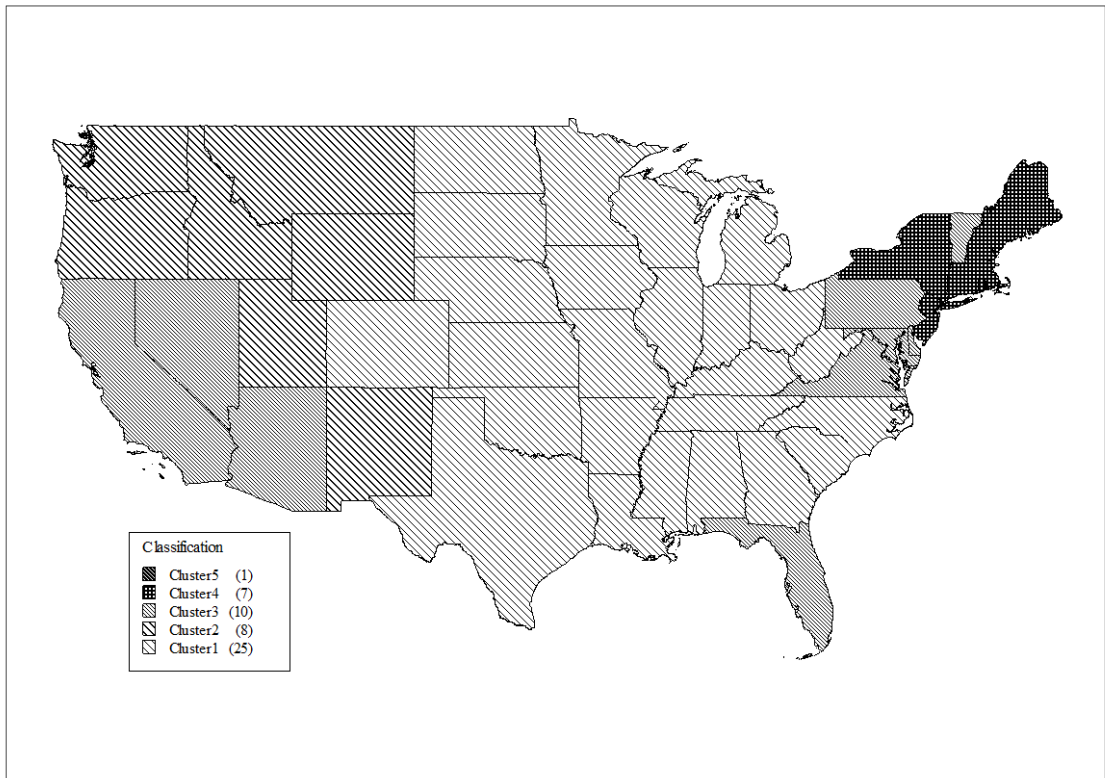


図 8. クラスター別住宅地価格の推移: 米国

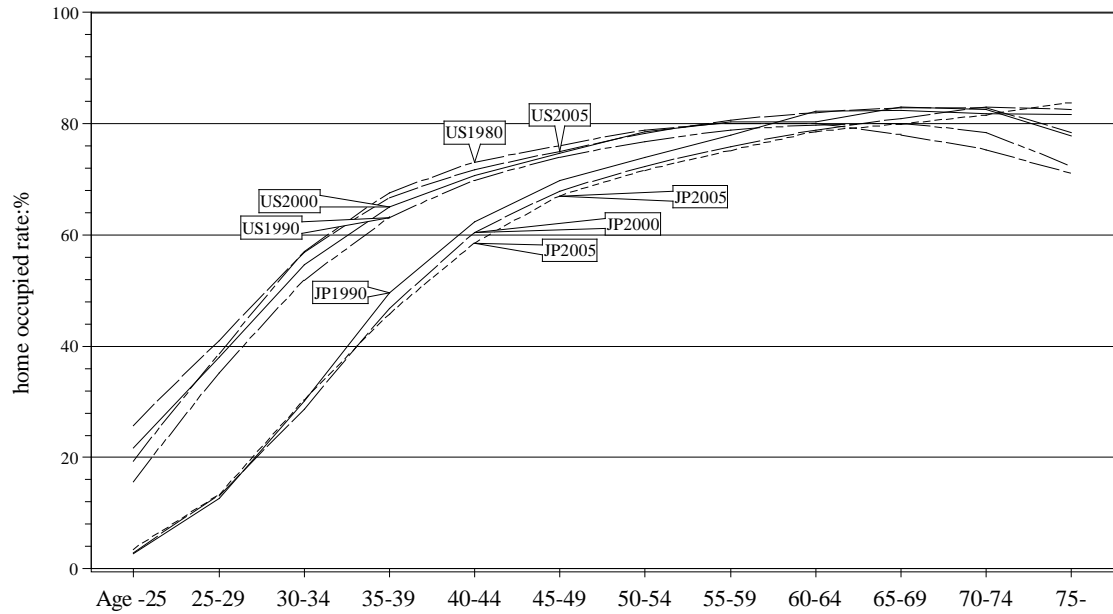


図 9.日米の年齢別持ち家率の推移

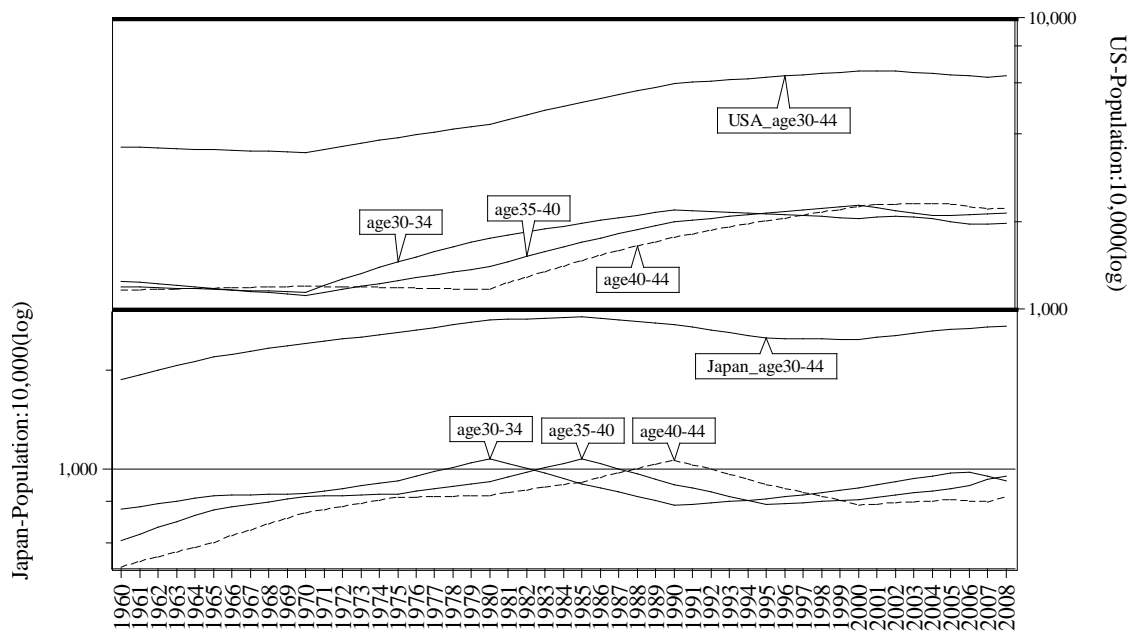
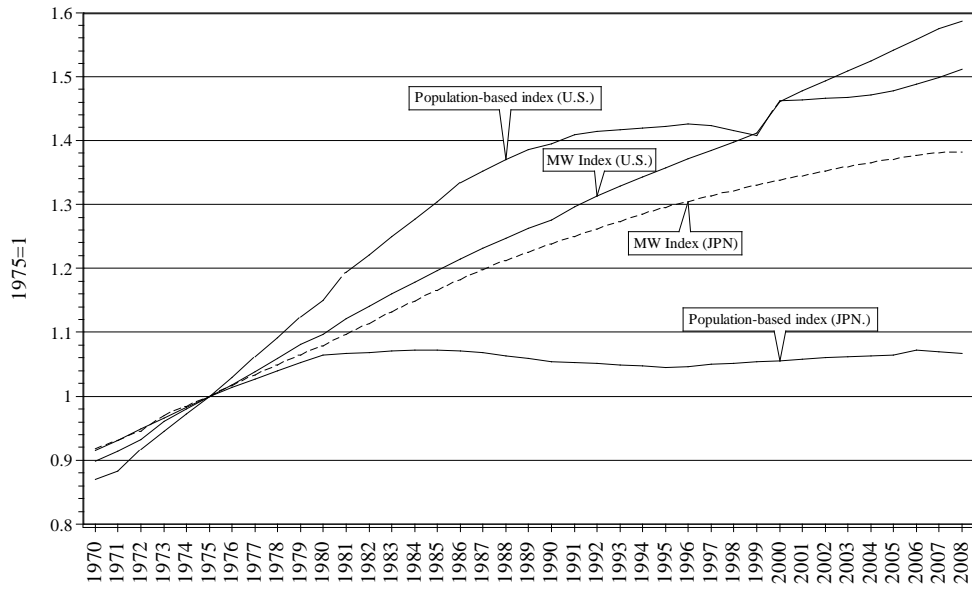


図 10.日米の 35-44 歳人口の推移



Source: Mankiw and Weil (1989), Ootake and Shintani(1994)

図 11.日米の住宅需要指標の推移

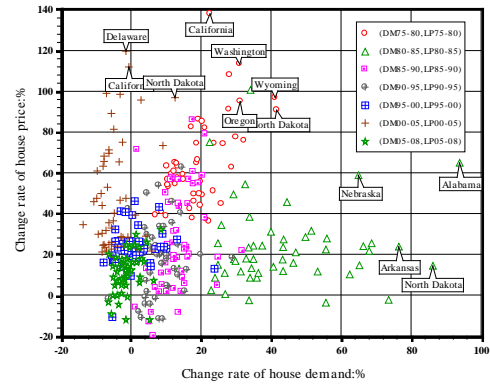
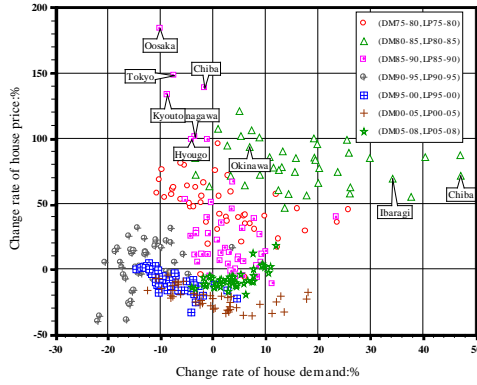


図 12.住宅需要と住宅価格の関係:年齢階層別人口

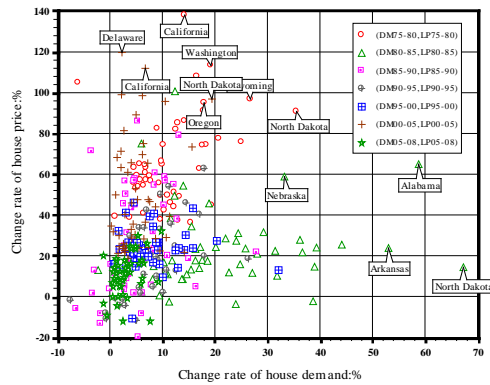
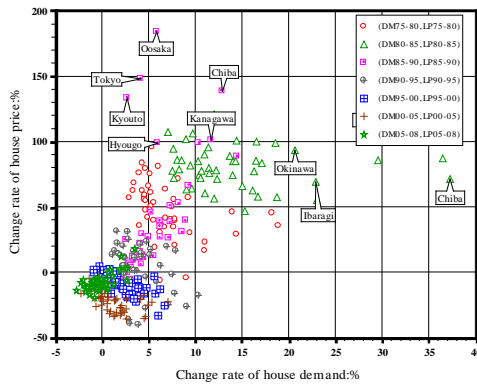


図 13.住宅需要と住宅価格の関係:Mankiw 指標

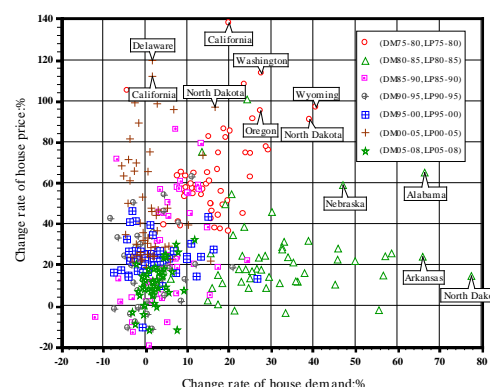
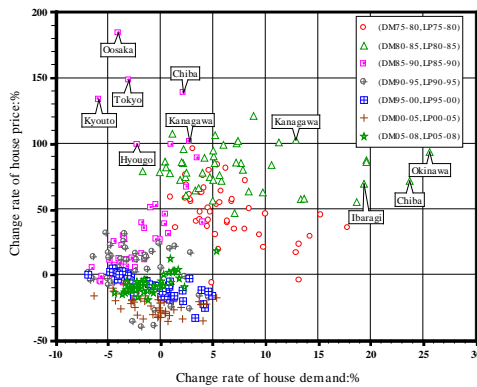


図 14.住宅需要と住宅価格の関係:持ち家需要指標

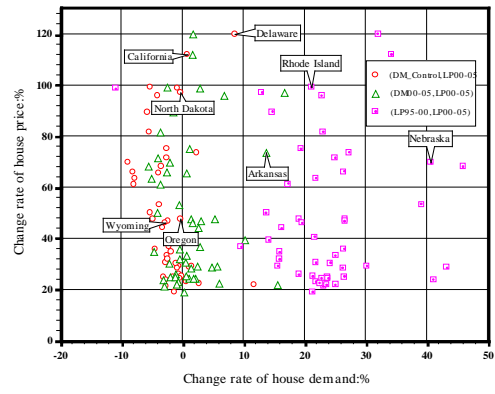
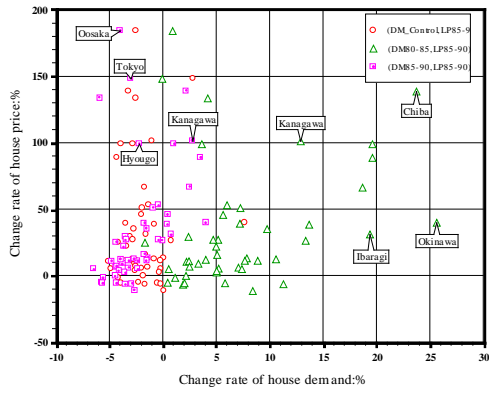


図 15. 住宅需要と住宅価格の関係:バブル期

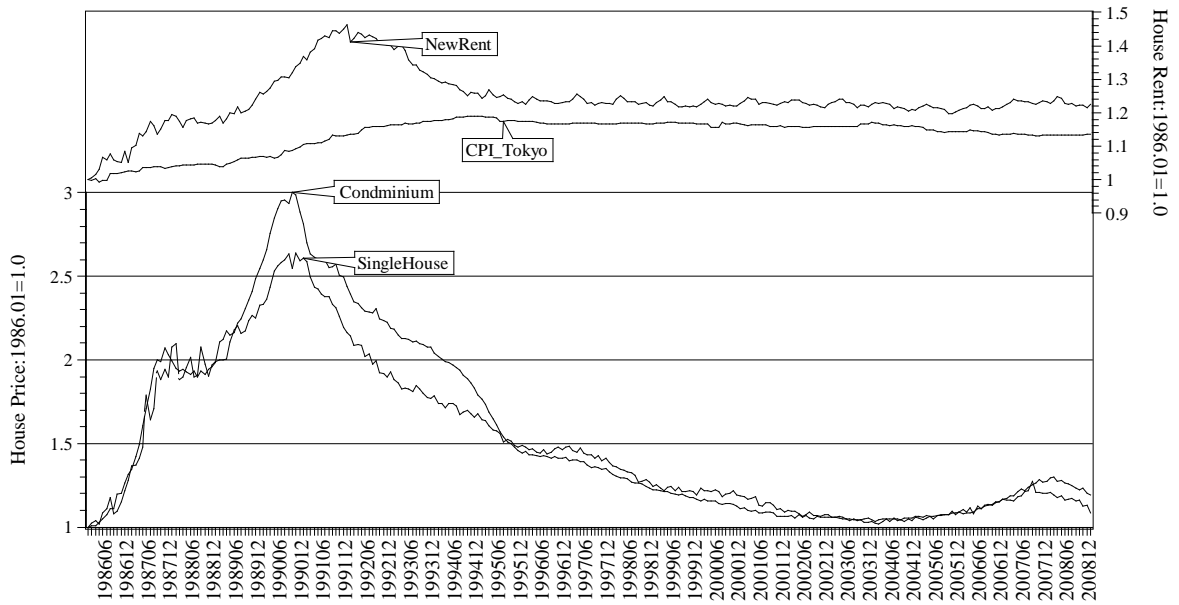


図 16.住宅価格と家賃の比較:東京

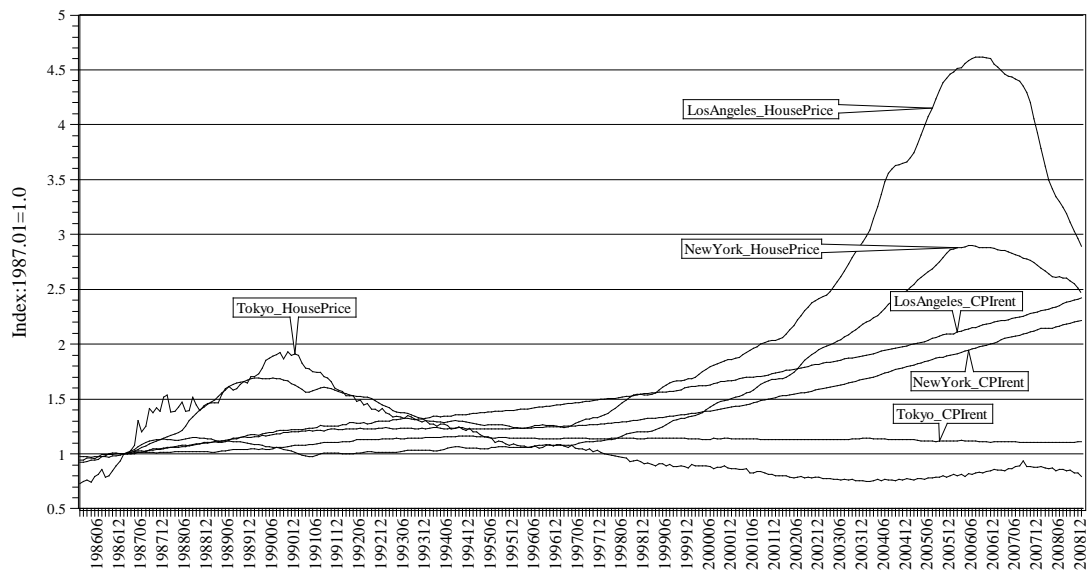


図 17.日米主要都市の住宅価格と家賃の比較

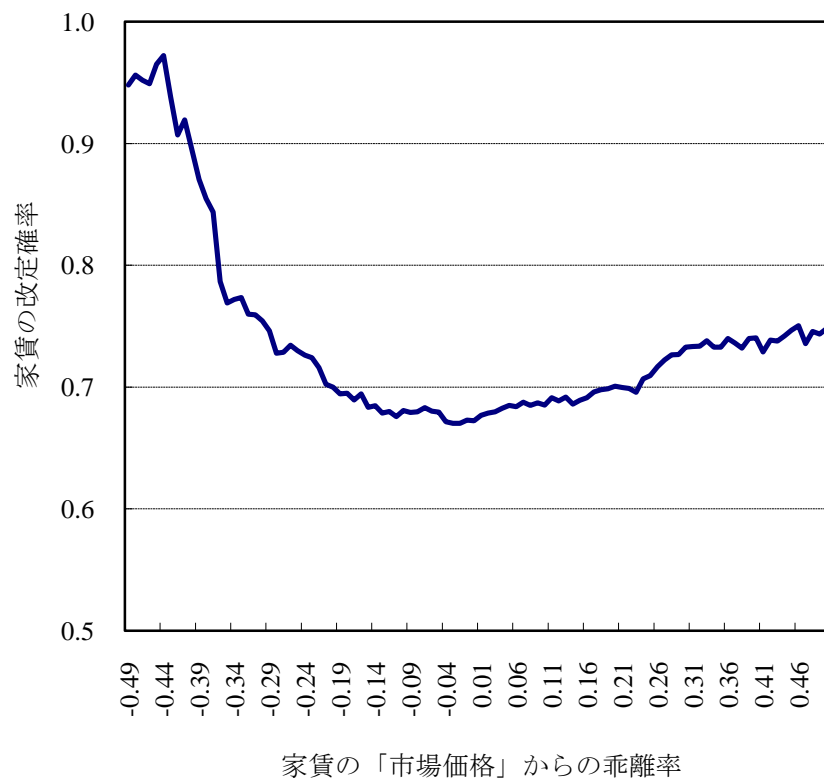


図 18.新規家賃の改定確率

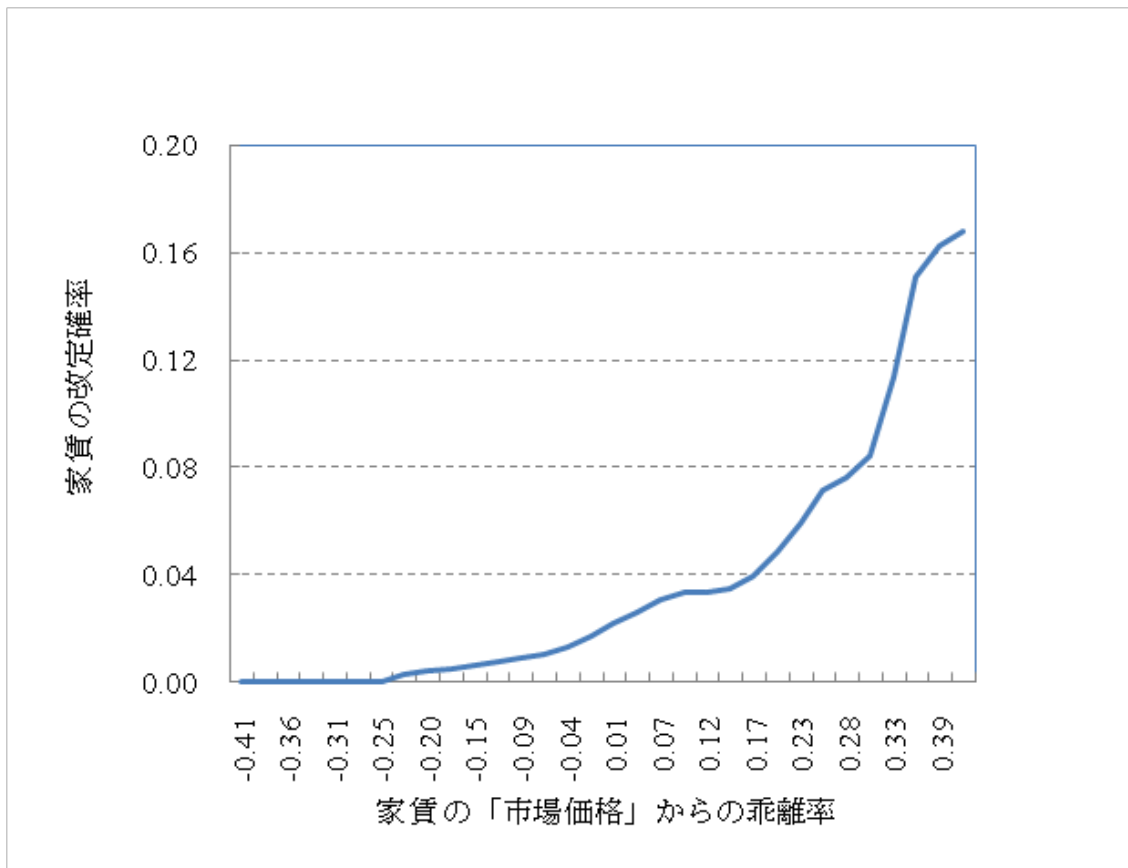


図 19.継続家賃の改定確率

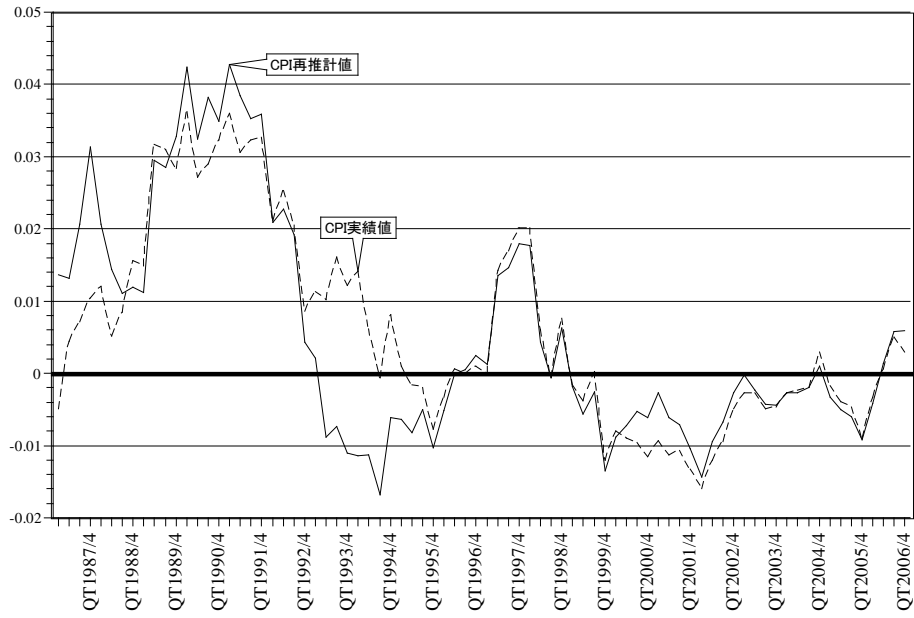


図 20.CPI の再推計