

Title	地価の乱高下が居住形態選択に与える影響の経済分析
Sub Title	The impact of the bubble burst on housing tenure choice in Japan
Author	瀬古, 美喜(Seko, Miki) 三好, 向洋(Miyoshi, Koyo)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2002
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.95, No.2 (2002. 7) ,p.443(253)- 451(261)
JaLC DOI	10.14991/001.20020701-0253
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20020701-0253">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20020701-0253</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

## 地価の乱高下が居住形態選択に 与える影響の経済分析\*

瀬 古 美 喜  
三 好 向 洋

### 1 序

日本の住宅市場の特徴として、住宅取得の価格が著しく高く、持ち家を取得するのが極めて困難であることがあげられる。そしてその価格は1980年代の後半から急激に上昇し、1990年初頭をピークに急激に下降したものの、80年代前半より高い水準になおとどまっている（Figure 1を参照）。

その一方で、家賃水準は持ち家の価格のようには急激な変化を見せていない（Figure 2を参照）。

家計は住み替え時に、その時点のみの効用を最大化するのではなく、その時点から続く将来までの効用を最大にするよう持ち家か借家かを選択するはずである。したがって、ある時点での持ち家、借家の相対価格の違いはもちろんその選択に影響を与えるが、それと同じように、同じ予算制約下での同じ相対価

格でも、そのとき抱えている持ち家に対する値上がりの期待の違いによって、その選択に違いをもたせることがありうる。

Figure 3の様な地価の右肩上がりの状態から急激な下落という、いわゆるバブル崩壊を観測することで、家計は住宅の値上がりの期待をおそらく変化させたであろうことは想像に難くない。そのため、バブル崩壊以前と以後で相対価格の、選択に与える影響は変化していると推測される。

さらに、たとえば、世帯主の年齢が何歳であるかといった事情や、世帯を構成する人数が何人であるかといった社会経済学的な要因がその選択に与える影響も、バブル崩壊前後で、変化していることが考えられる。それは、期待に基づく家計全体としての恒常所得に影響を与えることになることが予想されるからである。

住宅供給政策の不備が指摘される日本において、家計の住宅に関する選好を正しくつか

\* 本論文は Seko & Miyoshi (2001) を拡張したものである。匿名の評者からのコメントに感謝する。

Figure 1 住宅のストック価格 (P)

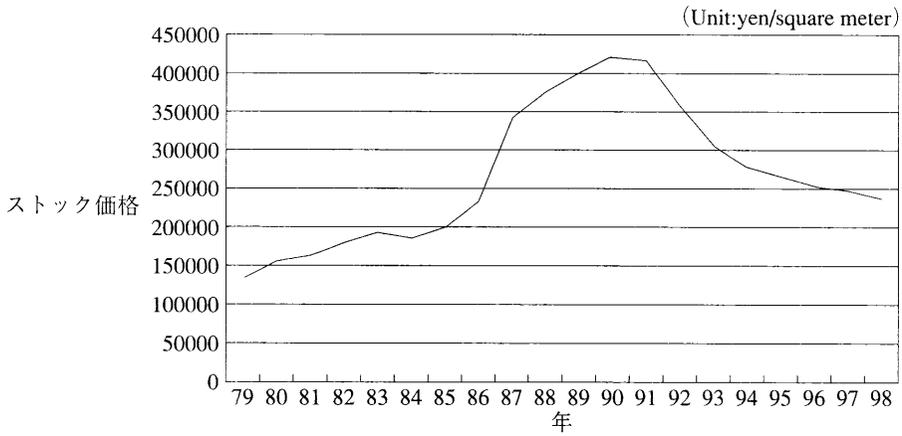


Figure 2 家賃 (NRENT)

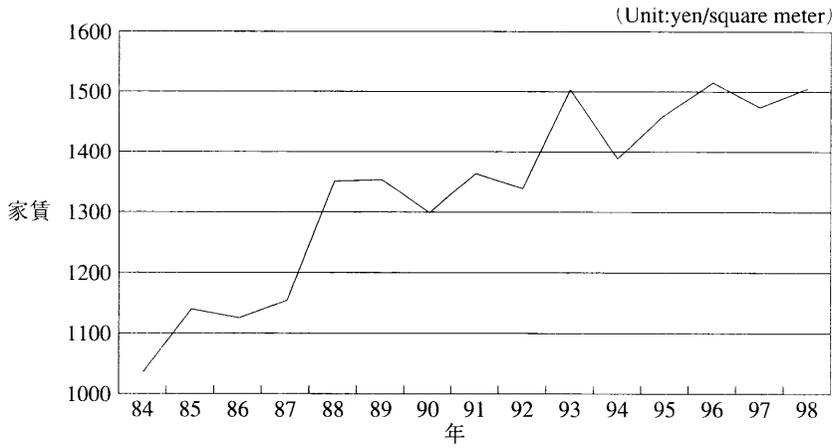
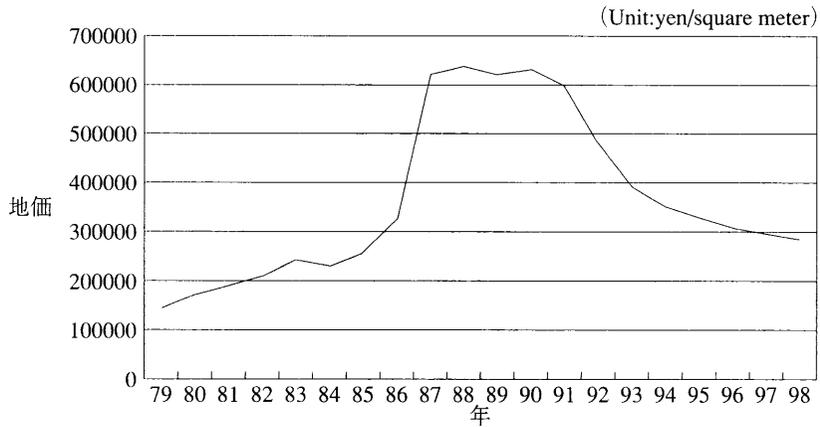


Figure 3 地価



むことはきわめて重要である。以下では、このような視点の下で、家計がバブル経験前と後でどのように住宅に関する選好を抱いたかということを実証分析によって定量的に明らかにする。

## 2 推定方法

この節では、入手できるデータから実証分析をする際の方法論についてまとめる。はじめに、上記の目的に適した実証分析の方法を述べる。次に、その実証分析の方法にどのように現実のデータを当てはめたかをまとめる。

### 2.1 推定のためのモデル

本論文では、家計の住宅に関する選好を測定する方法として、都市経済学で伝統的に用いられてきた Tenure choice に関する Logit model を採用する。以下では、そのモデルの理論的根拠について述べる。

ある家計  $i$  が住み替えを行い、居住形態を選択した時の効用が、

$$U_{ij} = x_i' \beta_j + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

と表す事ができるとする。ここで、 $x_i$  は、家計  $i$  における、家計の属性を表す説明変数となるべき部分であり、また、 $j$  は居住形態の状態を表す質的変数である ( $j=1$  の時持ち家を選択、 $j=0$  の時借家を選択しているとする)。また、 $\beta_j$  は推定されるべきパラメータであり、 $\epsilon_{ij}$  は観察されない部分 (誤差項)

であるとする。

このように定義された効用関数を用いるのであれば、住み替え時に持ち家が選択される、つまり持ち家を選択 ( $j=1$ ) する方が効用が高いということを、

$$U_{i(j=1)} > U_{i(j=0)} \quad (2)$$

と表現できる。このような、選択に関する効用関数のパラメータは、誤差項に関してある仮定をおくことで推定できることが知られている。その方法を以下で述べる。

ここでは、 $\epsilon_i = \epsilon_{i(j=1)} - \epsilon_{i(j=0)}$  と定義される  $\epsilon_i$  が <sup>(1)</sup>logistic 分布に従うと仮定する。すると、logit model を用いて説明変数  $x_i$  の居住形態に与える影響を推定することができる。

$$U_{i(j=1)} - U_{i(j=0)} > \epsilon_{i(j=1)} - \epsilon_{i(j=0)} \quad (3)$$

のとき、持ち家の選択が観察される ( $j=1$ ) と考えられる。

ここで、持ち家が選択される確率を  $P_i$  とおき

$$\Lambda(x_i; \beta) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} \quad (4)$$

where

$$\beta = \beta_{(j=1)} - \beta_{(j=0)} \quad (5)$$

とおくと、

$$P_i = \Lambda(x_i; \beta) \quad (6)$$

からパラメータを推定することができる。

(1) Weibull 分布

## 2.2 推定するためのモデルの特定化

この節では、以上で構築したモデルを推定可能なものにするために、どのようにそれぞれの関数形とデータを特定化したかを述べる。

### 2.2.1 データ

今回推定の対象としたのは、住宅需要実態調査上から抽出することのできた、住み替えをした家計である。ただし、実際に使ったサンプルは、各調査年からさかのぼって5年以内という最近住み替えたサンプルのみである。なぜなら、今回の論文の目的のために必要な選択時点の社会経済学的の要因の情報が入手できるのはそのサンプルしかないためである。利用できたデータは、住宅需要実態調査の、1988、1993、1998年度版のものであり、その結果、推定の対象となったのはこれらの各版から抽出された、1984年から1998年に首都圏に移り住んだ家計である。

2.1節にて提示された推定するためのモデルは、家計が居住形態を選択する時点での効用最大化問題を解くものである。そのため、この論文では、住宅需要実態調査における現在の住居への入居年を家計の選択時点とし、その時点での（つまり、従前に居住していた住居での）社会経済学的要因から現在の住居の居住形態が決まると仮定した。なお、住宅需要実態調査からは価格データを入手することはできないので、外部データから価格データを作成し外挿することで対処した。以下ではどのように関数を特定化し、データの加工をして実証分析に適用したかを述べる。

### 2.2.2 効用関数の特定化

我々の関心は、家計の住宅に関する選好で

あり、そのため、この論文ではそれぞれの家計の社会経済学的な要因がどのように居住形態の選択に影響を与えているかに注目している。上で述べたような選択に関する推定方法を用いてその目的を達成するために、各居住形態における効用の差である  $U_{i(j=1)} - U_{i(j=0)} = x_i'\beta$  を、次のように特定化する。

まず、説明変数となるべき  $x_i$  を

$$x_i = (\alpha, \text{Income}, \text{Rprice}, \text{Fspace}, \text{Num}, \text{Age}, \text{Tdummy}) \quad (7)$$

と特定化する。ここで、

$\alpha$	定数項
Income	家計の所得
Rprice	持ち家と借家の相対価格
Fspace	居住形態選択時点（従前）での住居の広さ
Num	世帯人員数
Age	世帯主の年齢
Tdummy	居住形態選択時点（従前）での居住形態（持ち家なら1、そうでなければ0）

である。そのため、推定されるパラメータは7つあり、 $\beta$ は7つの要素からなるベクトルである。したがって、最終的に推定されるのは、

$$\begin{aligned} U_{i(j=1)} - U_{i(j=0)} &= x_i'\beta_{(j=1)} - x_i'\beta_{(j=0)} \\ &= x_i'\beta \\ &= \beta_0 \times \alpha + \beta_1 \times \text{Income} + \beta_2 \times \text{Rprice} + \\ &\quad \beta_3 \times \text{Fspace} + \beta_4 \times \text{Num} + \beta_5 \times \text{Age} + \\ &\quad \beta_6 \times \text{Tdummy} \end{aligned} \quad (8)$$

という式になる。

### 2.2.3 相対価格の特定化

上で述べた Rprice は、

$$Rprice = \frac{NOWN}{NRENT} \quad (9)$$

と定義される。ここで、

NOWN 単位あたりの持ち家の使用者費用  
(フローコスト)

NRENT 単位あたりの借家の使用者費用  
(フローコスト)

である。以下では、この二つを定義する方法を述べる。

単位あたりの借家の使用者費用としては、物価統計調査の家賃データを用いた。

単位あたりの持ち家の使用者費用を、

$$NOWN = (r + t_p + dep - g)P \quad (10)$$

と定義する。ここで、

r 利子率  
t<sub>p</sub> 固定資産税率の実効税率  
dep 減価償却率  
g 価格の期待上昇率  
P 持ち家の単位あたりのストックとしての価格

である。

また、それぞれの値についてはそれぞれ次のように特定化した。利子率 r は、各家計が住み替えを選択した時点での民間住宅ローン金利に等しく設定し、減価償却率 dep は木造なら 0.0255、非木造なら 0.01395 を用いた。固定資産税率の実効税率 t<sub>p</sub> は、次のように計算した。まず、国民経済計算値（市場価値の代理）に対する固定資産税評価額比率に標

準税率 0.014 を乗じることにより実効土地固定資産税率 (=effective ratio) を計算し、次にその実効土地固定資産税率から実効建物固定資産税率を計算する。ここでは実効土地固定資産税率に 0.7 を乗じることで実効建物固定資産税率とした。最後に、総住宅価値における土地の価値の割合を k<sub>L</sub>、総住宅価値における上物の価値の割合を k<sub>N</sub> = 1 - k<sub>L</sub>、とおき、実効住宅固定資産税率 t<sub>p</sub> を

$$t_p = (k_L \times \text{effective ratio} + k_N \times 0.7) \times 0.014$$

と特定化した。また、持ち家住宅の単位価格 P は、 $P = P_L^k P_K^{1-k}$  とおいた。ただし、P<sub>L</sub> は 1m<sup>2</sup> あたりの土地価格、P<sub>K</sub> は 1m<sup>2</sup> あたりの建築費である。また、総住宅価値における土地の価値の割合 k<sub>L</sub> はサンプル全体から計算し、k<sub>L</sub> = 0.24 を得た。

DiPasquale and Wheaton (1996) でいわれているように、価格の期待上昇率の特定化について一般的にどのような方法が最も適しているかは一般的にはいえない。そこで、今回は DiPasquale and Wheaton (1996) に従い、以下のような特定化を行った。

居住形態の選択時点で家計は利用可能な価格の情報を用いて価格の期待形成を行うと仮定する。その利用可能な価格情報と価格の期待形成の方法として、次の二つの方法もちいた。

#### Backward looking expectation 適応的期待

ここでは、市場における現在および過去の価格の動きを用いて期待形成していると仮定してモデル化する。推定のために

$$g_t = \frac{P_{t-1} - P_{t-2}}{P_{t-1}} \quad (11)$$

と特定化する。

### Forward looking expectation 合理的期待

ここでは、消費者が市場の機能について完全な情報をもっていることを仮定する。推定のために、

$$g_t = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \quad (12)$$

と特定化する。

## 3 推定結果

この論文の目的は地価の急激な上昇期と、下落期において、家計の住宅に関する選好が変化したかどうかを実証分析によって明らかにすることであるので、推定はこの論文の目的に従い、地価の急激な上昇期と、下落期にそのサンプルを分けて行った。ここでは Figure 3 で観察できるとおり、地価の上昇

と下降の分岐点である92年を境にサンプルを分けた。その結果は以下のとおりである。

合理的期待を仮定した推定結果は、Table 1 のようになっている。

また、適応的期待を仮定した上での推定結果は、Table 2 のようになっている。

**社会経済学的な要因の影響** 価格上昇期、価格下降期のいずれの期間でも、期待形成の違いに関らず1%水準で有意で、理論に合致したパラメータの値を得ることができた。推定された結果からは、選択時点での所得が高いほど、また、選択時点の住宅面積が狭いほど、また、選択時点での世帯人数が多いほど、また、選択時点での世帯主の年齢が高いほど、また、選択時点で持ち家に居住しているほど、持ち家を選択する可能性が高いことが明らかになった。

**価格期待形成の影響** ただし、相対価格項においては、地価が急激に上昇している期間について、有意あるいは理論に合致した結果を

Table. 1 合理的期待を用いた回帰結果

価格上昇期				価格下降期			
	Coef.	Std. Err.	z		Coef.	Std. Err.	z
Income	0.44615	0.02155	20.70	Income	0.45452	0.02572	17.67
Rprice	-0.00106	0.00101	-1.06	Rprice	-0.02076	0.00350	-5.94
Fspace	-0.01969	0.00329	-5.99	Fspace	-0.01971	0.00411	-4.80
Num	0.27131	0.02761	9.83	Num	0.27448	0.03351	8.19
Age	0.04198	0.00310	13.53	Age	0.04715	0.00366	12.89
Tdummy	0.90669	0.09157	9.90	Tdummy	0.48350	0.12215	3.96
$\alpha$	-5.61755	0.18427	-30.49	$\alpha$	-4.96706	0.22304	-22.27
Log likelihood = -2504.2049				Log likelihood = -1658.9931			
Number of obs = 5236				Number of obs = 3320			

Table. 2 適応的期待を用いた回帰結果

価格上昇期				価格下降期			
	Coef.	Std. Err.	z		Coef.	Std. Err.	z
Income	0.44984	0.02162	20.81	Income	0.45310	0.02576	17.59
Rprice	0.00704	0.00113	6.22	Rprice	-0.01535	0.00310	-4.95
Fspace	-0.01928	0.00330	-5.84	Fspace	-0.01970	0.00412	-4.78
Num	0.26342	0.02771	9.51	Num	0.27526	0.03344	8.23
Age	0.04098	0.00313	13.11	Age	0.04874	0.00364	13.37
Tdummy	0.92358	0.09209	10.03	Tdummy	0.45078	0.12190	3.70
$\alpha$	-5.63927	0.18565	-30.38	$\alpha$	-5.07743	0.22057	-23.02
Log likelihood=-2482.251				Log likelihood=-1662.8295			
Number of obs= 5227				Number of obs= 3314			

得ることはできなかった。特に、適応的期待を用いると、相対価格項が正に有意になってしまう。これは、価格の上昇の程度が異常ともいえる速度であったため、家計が近視眼的に行動していると仮定する適応的期待のもとではストック価格が高いほど将来の値上がり期待が大きくなり、結果として使用者費用を下げってしまうためであると考えられる。また、合理的期待においても同様に、地価の急激な上昇期においてよい結果を得ることはできなかった。それは、家計が実際の値上がり率より、より強気な期待をもっていたためである<sup>(2)</sup>と考えられる。

構造変化の有無について 各期間においてい

くつかの係数は安定的である。従前の住居の広さや、世帯人員数、世帯主の年齢が居住形態の選択に与える影響は極めて安定的であるように見える。しかし、従前の居住形態および相対価格について、その影響は安定的であるようには見えない。そのため、この地価の上昇期および下降期で、パラメータの構造変化があったかどうかを尤度比検定によって検定する。具体的にここでおこなわれた検定は、価格上昇期と価格下降期にすべてのパラメータの変化がないという制約をかけておこなわれた推定結果と、パラメータの変化が存在しないという制約をかけない（パラメータの変化を許す）のそれぞれの尤度比をとることで

(2)  $Rprice = \frac{NOWN}{NRENT} = \frac{(r+t_p+dep-g)P}{NRENT}$  であるため、我々が家計の価格期待上昇率  $g$  を誤って特定化していたとしたら、その誤りによる相対価格への影響は、住宅のストック価格である  $P$  を借家のフロー価格  $NRENT$  でわったものが大きければ大きい程、強くなる。したがって、価格期待形成の値の誤差は各地域の相対価格に一樣に影響を与えるわけではないため、それが推定結果を有意でないものにさせる原因のひとつと考えられるかもしれない。ただし、これらの解釈はいずれも仮説に過ぎず、検証が必要なものである。価格期待形成の特定化も様々なものを試してみる必要がある。

Table. 3 尤度比検定結果

1 合理的期待（来期と今期の情報を用いる）を用いた構造変化検定	
Logit: likelihood-ratio test	chi2(4)=123.67
Prob>chi2=0.0000	
2 適応的期待（来期と今期の情報を用いる）を用いた構造変化検定	
Logit: likelihood-ratio test	chi2(4)=116.04
Prob>chi2=0.0000	

おこなわれた。その結果は Table 3 のように、構造変化を支持するものであった。

#### 4 まとめ

以上で見たように、80年代後半から90年代にかけての地価の乱高下は家計の住宅に関する選好そのものに対し少なからぬ影響を与えていることが明らかとなった。ただしこの論文は価格の期待形成に関して厳密な検討を行っていない。このことは今後の課題としたい。

(経済学部教授)

(経済学研究科博士課程)

#### 参 考 文 献

- [1] Boehm, T.P. "Tenure Choice and Expected Mobility: A Synthesis." *Journal of Urban Economics*, Vol 10, (1981) pp.375-389.
- [2] Börsh-Supan, A., F. Heiss and M. Seko. "Housing Demand in Germany and Japan: Paper in Memoriam of Stephan Mayo." *Journal of Housing Economics*, Vol 10, (2001) pp.229-252.
- [3] DiPasquale, D. and W.C. Wheaton. "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices." *Journal of Urban Economics*, Vol 35, (1990) pp.1-27.
- [4] DiPasquale, D. and W.C. Wheaton. *Urban Economics and Real Estate Markets*, (1996) Prentice Hall. (『都市と不動産の経済学』瀬古 美喜・黒田 達朗 訳, 創文社, 2001年)
- [5] Horioka, Charles Y. "Tenure Choice and Housing Demand in Japan." *Journal of Urban Economics*, Vol 24, (1988) pp.289-309.
- [6] Ioannides, Y.M. "Residential Mobility and Housing Tenure Choice." *Regional Science and Urban Economics*, Vol 17, (1987) pp.265-287.
- [7] Kiel, K.A. "The Impact of House Price Appreciation on Household Mobility." *Journal of Housing Economics*, Vol 3, (1994) pp.92-108.
- [8] Muth, R.F. "Expectations of House-Price changes." *Papers of the Regional Science Association*, Vol 59, (1986) pp.45-53.
- [9] Noguchi, Y. and J. Poterba, eds. "Housing Markets in the United States and Japan." The NBER and the University of Chicago Press. (1994)
- [10] Quigley, J.M. and D.H. Weinberg. "Intra-Urban Residential Mobility: A Review and Synthesis." *International Regional Science Review*, Vol 2, (1977) pp.41-66.
- [11] 瀬古 美喜. 『土地と住宅の経済分析一日』

- 本の住宅市場の計量経済学的分析], (1998) 創文社.
- [12] 瀬古 美喜. 「高齢世態の居住形態選択行動」『三田学会雑誌』93巻2号 (2000) pp.65-80.
- [13] 瀬古 美喜. 「日本の住宅と土地：政策と市場」『応用地域学研究』(近刊) (2002).
- [14] Seko, M. and K. Miyoshi. “The Impact of the Bubble Burst on Japanese Housing Demand.” Paper presented at the Asian Real Estate Society Sixth Annual Conference in Tokyo, Japan, (2001)
- [15] Seko, M. and K. Miyoshi. “Japanese Household Mobility and Housing Tenure Choice Before and After the Bubble Era Based on Quasi-Panel Data,” Paper presented at the Asian Real Estate Society/American Real Estate and Urban Economics Association Joint International Conference in Seoul, Korea, (2002).
- [16] Sheffrin, S. *Rational Expectations*, Cambridge: Cambridge University Press, (1983).
- [17] Zorn, P.M. “An Analysis of Household Mobility and Tenure Choice: An Empirical Study of Korea.” *Journal of Urban Economics*, Vol 24 (1988), pp.113-128.