Title	高齢世帯の居住形態選択行動
Sub Title	Elderly household's housing tenure choice in Japan
Author	瀬古, 美喜(Seko, Miki)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2000
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.93, No.2 (2000. 7) ,p.353(65)- 368(80)
JaLC DOI	10.14991/001.20000701-0065
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20000701-0065

「三田学会雑誌」93巻2号（2000年7月）

高齢世帯の居住形態選択行動[1]

瀬古美喜

1．序論

日本では，人口高齢化が急速に進行しており，このことが，住宅市場に対しても，さまざまな問題をもたらしていると考えられる[2]。そこで，本研究では，「平成5年住宅統計調査」の，京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏のミクロデータを用いて，高齢世帯（65歳以上の世帯構成員がいる世帯）と，普通世帯（単身世帯を除く世帯全体）の持ち家を選択するか，借家を選択するかという居住形態選択行動を，二項ロジットモデルを用いて，計量経済学的に比較分析する。

具体的には，高齢世帯と，普通世帯が居住形態の選択に関して異なった行動をとったかということと，京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏でこれらの世帯間に異なった行動が見られるかということを分析する。

さらに，推定結果に基づいて，現在の住宅税制が変化した場合の，高齢世帯と普通世帯の居住形態選択行動に及ぼす影響を，シミュレーションを行うことによって，探る。

以下，第2節で，まずモデルとデータについて述べ，次に，それに基づいた推定結果を示す。第3節では，現行住宅税制を変更した場合の政策的シミュレーションを提示する。最後に，第4節でまとめをする。

（1） 本研究は，Asian Real Estate Society (AsRES) の2000年度第5回年次大会と，住宅総合センターの住宅土地研究会で発表した論文の一部分を，加筆修正した物である。宮内環助教授及びこれらの学会等の参加者からの有益なコメントに感謝する。

（2） アメリカと日本における高齢世帯の住宅問題の比較分析に関しては，ダニエル・マクファデン［1995］を参照のこと。

2．推計

2.1 既存研究との比較

住宅の居住形態選択の決定因を理論的に分析した研究としては，Henderson and Ioannides [1983] がある。

住宅の居住形態の選択は，他の住宅に関する決定と連動して行われる場合が多い。そこで，Boehm [1981] は，現在の居住形態の選択と将来の住み替え期待が同時に決定されているということを，ロジットモデルを用いて実証した。Zorn [1988] は，現在の居住形態の選択と現在の住み替えが同時に決定されているということを，移動費用を明示的に考慮して実証的に分析した。瀬古 [1998]（第7章第1節）は，現在の居住形態の選択と将来の子供との同居の可能性が同時に決定されているか否かを，日本のミクロデータに基づいて，実証的に分析している。また，瀬古 [1998]（第7章第2節）は，現在の居住形態の選択と将来の相続の可能性が同時に決定されているか否かを，日本のミクロデータに基づいて，実証的に分析している。

Henderson and Ioannides [1989] などは，パネル・データを利用して，居住形態の選択，居住期間，住宅消費のすべてを考慮した動学的な実証分析を行っている。

日本において，居住形態の選択と住宅需要の同時決定モデルをミクロデータを用いて分析したものとしては，Horioka [1988]，Moriizumi [1993]，Tiwari and Hasegawa [2000] などがある。

本研究では，現行の住宅税制やその変更が居住形態の選択に及ぼす影響を分析しているが，日米の住宅税制の相違点などに関しては，Noguchi and Poterba [1994] などが詳しい。また，Rosen [1979] などは，アメリカの所得税制度が住宅需要に与える影響を，ミクロデータを用いて分析している。

本研究では，持ち家の価格を計測するために，資本に関する使用者費用アプローチを利用しているが，その際，住宅価格の期待変化率をどのように想定するかということが，分析結果に影響を与える可能性がある。この点に関しては，DiPasquale and Wheaton [1990] や DiPasquale and Wheaton [1996]（Chapter 10）などを参照のこと。

本研究と同じ「住宅統計調査」のミクロデータ（但し東京大都市圏のみ）を用いて住宅需要の分析をしたものとしては，山田・池上・柳沼他 [1976]，Tiwari and Hasegawa [2000] などがある。

これらの既存研究に対して，本研究を含む一連の研究，Seko [2000-a]，[2000-b]，[2000-c]，瀬古 [近刊] は，バブル期前後の京浜（葉）大都市圏と京阪神大都市圏の4種類のクロスセクション・データをパネル・データ的に利用して，各サンプルに対して持ち家と借家の価格を外部データを用いてマッチングさせて，計量経済学的な推計を行い，それに基づいて，住宅税制の変更が持ち家選択確率などに及ぼすバブル期前後の影響を比較分析した初めての試みである。なお Seko

[2000-a] では，同じ4種類のミクロデータを用いて，バブル期前後の家計の住み替え行動の比較分析を二項ロジットモデルを用いて行っている。また，Seko [2000-b] では，本研究と同じく，平成5年度の京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏の2種類のデータを用いて，高齢世帯の住み替えと居住形態の選択行動の分析を二項ロジットモデルで，行なっている。Seko [2000-c] は，4種類のミクロデータを用いて，バブル期前後の家計の住み替えと居住形態の同時選択行動の比較分析を多項ロジットモデルを用いて行っている。瀬古 [近刊] は，4種類のミクロデータを用いて，バブル期前後の家計の居住形態選択行動の比較分析を二項ロジットモデルを用いて行ったものである。

2.2 モデルとデータ

本研究では，以下のような二項ロジット・モデルを用いて，回帰分析を行った。

(現在の) 居住形態の選択＝F（前居住地ダミー，前住居の居住期間，現住居の居住期間，
前住居の居住形態ダミー，前住居の広さ，広さの変化分，
所得，相対価格，年齢，同居ダミー，子供ダミー） (1)

ここで，

居住形態の選択ダミー	＝	1：持ち家，　0：それ以外
前居住地ダミー	＝	1：圏内移動，　0：それ以外
前住居の居住形態ダミー	＝	1：従前が持ち家，0：それ以外
広さの変化分	＝	現住居と前住居の広さの差
相対価格	＝	持ち家のフロー価格÷借家のフロー価格
同居ダミー	＝	1：子供と同居，　0：それ以外
		(65歳以上の世帯員のいる家計で，かつ子供がいる家計に関して定義した)
子供ダミー	＝	1：子供あり，　0：それ以外
		(65歳以上の世帯員がいる高齢世帯に関して定義した)

である。なお，現住居の居住期間は，前住居から現住居へ住み替える家計が，現住居の居住形態を選択する際の，新住居での予想将来居住期間の代理変数として，説明変数に加えており，本モデルでは，外生変数とみなしている。理想的には，前住居に居住している状態で，現住居の居住形態を選択する際に，現住居に住み替えた後，どのくらいの期間，新住居に住み続けるかということに関する予想を表す変数を構築することが望ましいが，利用可能なデータに制約があるため，代理変数として，現住居の居住期間を用いた。同様に，広さの変化分も，本モデルでは，調整費用を表す変数として，居住形態の選択とは独立な外生変数と想定している。

本研究で使用した主要データは，「平成5年住宅統計調査」の，京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏のミクロデータである。[(3)] 京浜葉大都市圏とは，東京都，千葉県，神奈川県，埼玉県，茨城県の一

部，栃木県の一部，群馬県の一部，山梨県の一部，静岡県の一部をさす。また，京阪神大都市圏は，京都府，大阪府，兵庫県，三重県の一部，滋賀県の一部，奈良県の一部，和歌山県の一部をさす。

「住宅統計調査」は，すべての家計に関して次のような変数を含む。現在住んでいる場所へ移動した日時，現在の住宅の形態（すなわち持ち家か借家），世帯人員数，現在の住宅の畳数，現在の所得，現在の住宅の場所，通勤時間，世帯主の年齢や職業などである。

すべての家計に関して得られる現在の住宅に関する変数に加えて，この調査は最近の移動者（調査年から5年以内に居住状況が変化した世帯）に関する以下のような従前の住宅についての追加的情報を含む。従前の住宅の形態，従前の住宅の畳数，従前の住宅の場所，従前の住宅への入居時期などである。調査した家計の大部分に対して従前の住宅に関するこのようなデータが利用可能であるということが，消費者の居住形態決定の本質的に動学的局面の考察を可能にしている。

居住形態の選択は，この決定がなされるときに利用可能な最善の情報を考慮して決められる。厳密には，家計が居住形態の選択を決定する時期についての情報が必要であり，それを，現在の住宅へ移動した日であると仮定する。また従前の住宅に関する情報が居住形態の選択を決定するときの情報であると仮定する。

以上のような想定により，変数の作成と回帰分析において従前の住宅における情報が必要であるため，具体的には，前住居の情報のある「平成5年住宅統計調査」の昭和64年（平成元年）以降現在の住居に入居した世帯（京浜葉大都市圏，京阪神大都市圏）のサンプルを用いた。

また，「住宅統計調査」以外に，持ち家と借家に関する価格項を作成するために，追加的なデータを用いた。なお，価格項を作成するときに用いた外部データに関しては，次節を参照のこと。

2.3 変数の定義

推計式（1）の各変数を以下のように定義した。

まず，持ち家のフローの価格（使用者費用）は，「住宅統計調査」には情報がないので，以下の二種類の式を想定して，外部データより作成した。現在の日本の住宅税制では，モーゲージの利子支払いも固定資産税もほぼ税控除ができず，非住宅資産からのほとんどの所得は優遇税率で課税されているので，持ち家のフローの価格（使用者費用）は，(2-1) や (2-2) のような形となる。（日本の住宅税制に関しては，瀬古［1998］（第1章第3節）などを参照のこと。）

$$\text{持ち家のフローの名目価格}1 = (\text{民間住宅ローンレート} + \text{減価償却率} + \text{固定資産税実効税率} - \text{住宅価格の変化率}) \times \text{住宅のストック価格} \tag{2-1}$$

（3） データの使用許可に関しては，瀬古［近刊］を参照のこと。

持ち家のフローの名目価格2

＝（民間住宅ローンレート＋減価償却率＋固定資産税実効税率＋不動産取得税実効税率＋登録免許税実効税率—住宅価格の変化率）×住宅のストック価格　(2-2)

式（2-1）は，住宅の保有という立場を強調した持ち家のフロー価格（使用者費用）の定式化であり，式（2-2）は，住宅の取得と保有の両方を考慮した場合の持ち家のフロー価格（使用者費用）の定式化である。(4)

減価償却率として，木造住宅に対しては0.0255，非木造住宅に対しては0.01395という値を用いた。

固定資産税の実効税率＝（k_L×（固定資産税評価額÷土地評価額）＋k_N×0.7）×0.014　(3)

ここで，k_Lは，住宅の総価値に占める土地の割合，k_Nは，住宅の総価値に占める建物の割合を表す。

不動産取得税の実効税率＝（k_L×（固定資産税評価額÷土地評価額）＋k_N×0.7）×0.03　(4)

登録免許税の実効税率＝（k_L×（固定資産税評価額÷土地評価額）＋k_N×0.7）×0.006　(5)

住宅価格の変化率に関しては，合理的期待形成メカニズムを想定した。実際には，居住用の住宅デフレーターの上昇率を用いた。

住宅のストック価格Pは，地価P_Lと建築費P_Nのデータより，以下の式を想定して作成した。

$$P=P_L^{k_L}P_N^{k_N} \tag{6}$$

なお，価格を作成するときには，$k_L=k_N=0.5$という値を用いた。

また，借家のフローの価格は，以下の式を想定して，外部データより作成した。

各県（都，府）の借家のフローの名目価格

＝α公的借家家賃＋（1−α）民間借家家賃　(7)

ここで，αは，各県（都，府）の公的借家の割合，1−αは，各県（都，府）の民間借家の割合を表す。

推定の対象とした最近移動したサンプルに関しては，現住宅への入居年がわかっているので，地

（4）　なお，(2-1) (2-2) は，理論的には，消費者の異時点間の効用極大化のモデルから，住宅サービスと住宅以外の消費財の限界代替率に等しいということを，示すことができよう。標準的な持ち家住宅の使用者費用（資本コスト）については，中神［1992］を参照のこと。

価，建築費，公的借家家賃，民間借家家賃等を，各サンプルの県あるいは市区町村コードと各サンプルの入居年でマッチングすることによって，各サンプルの価格項を作成した。

価格項を作成するときに用いた外部データの出典は，以下のとおりである。

地価　：『土地価格の推移と分析』（ダイヤモンド社）（市区町村別，入居年別）

建築費：『建築統計年報』（建設省）（都府県別，構造別，入居年別）

公的借家家賃，民間借家家賃：『賃金決定のための物価と生計費指数』（労務行政研究所）（市区町村別，入居年別）

固定資産税評価額：『固定資産の価格等の概要調書（土地）』（自治省）（都府県別，入居年別）

土地評価額：『国民経済計算年報』（経済企画庁経済研究所）（都府県別，入居年別）

本稿のモデルでは，持ち家住宅の居住者と借家住宅の居住者を同時に考える必要があるので，持ち家のフロー価格と借家のフロー価格は，計測の単位が同一である必要がある。しかしながら，(2-1)（ないしは (2-2)）の持ち家のフロー価格と，(7) の借家のフロー価格は，作成するために用いた外部データが，まったく別のものであるため，そのままでは，計測の単位が異なり，したがって，平均値が異なった。そこで，計測単位の違いによる，持ち家と借家の相対価格の居住形態選択への影響を排除するために，均衡では，限界的な持ち家居住者と借家居住者のフローの価格は等しいと仮定して，(2-1)（ないしは (2-2)）の持ち家のフロー価格と，(7) の借家のフロー価格の平均値が等しくなるように変換した。最後に，変換した持ち家のフロー価格を借家のフロー価格で割って，相対価格を求めた。すなわち，

相対価格 1 ＝持ち家のフロー価格 1 ÷借家のフロー価格　（但し単位を揃えてある）　(8-1)

相対価格 2 ＝持ち家のフロー価格 2 ÷借家のフロー価格　（但し単位を揃えてある）　(8-2)

を求めた。この住宅の相対価格が上昇すると，持ち家を選択する確率が下がり，借家を選択する確率が上がることが予想される。

実質所得は，所得を，物価指数で割ることによって，求めた。物価指数に関するデータは，『賃金決定のための物価と生計費指数』（労務行政研究所）（市区町村別，入居年別）を用いた。持ち家は特に日本では借家との質の格差が大きく，あきらかに正常財であると考えられるので，所得が増加すると，持ち家を選択する確率が上がり，借家を選択する確率が下がることが期待される。(5)

推計に用いた主要な変数の記述統計（瀬古［近刊］の，表 1 を参照のこと）を見ると，同じ年でも，京阪神大都市圏の方が，京浜葉大都市圏より，住宅価格が安く，広い住宅が可能であり，所得は低いことがわかる。また，同じ年で，実効税率の地域間格差をみると，いずれの住宅税制に関しても，京阪神大都市圏の方が，京浜葉大都市圏よりも，税率が高くなっている。

（5）　たとえば，Horioka［1988］などを，参照のこと。

2.4　推定結果

まず，平成５年度の各大都市圏の（最近の移動者に関する）全サンプルを用いて，居住形態選択の二項ロジットモデルを，２種類の高齢世帯サンプルと，普通世帯（の全サンプル）に関して推計した。表１が京浜葉大都市圏，表２が京阪神大都市圏を対象とした推定結果を表している。65歳以上の世帯員がいる高齢世帯でかつ子供がいるサンプル（高齢世帯，子供あり）に関しては，同居ダミーを説明変数として用いて，推計を行なった。また，高齢世帯全体（高齢世帯）に関しては，子供ダミーを説明変数として，推計を行なった。

次に，各大都市圏のサンプルを，従前の居住形態が持ち家であるサンプルと借家であるサンプル

表１　居住形態選択の二項ロジットモデル（京浜葉大都市圏　平成５年）

説明変数	全サンプル		高齢世帯（子供あり）		高齢世帯	
	モデル１	モデル２	モデル１	モデル２	モデル１	モデル２
前居住地ダミー	-1.55	-1.55	-0.3743	-0.3764	-0.3008	-0.3027
(-)	(0.028)	(0.028)	(0.0922)	(0.0922)	(0.0881)	(0.0881)
前住居の居住期間	-0.0108	-0.0108	-0.0120	-0.0120	-0.0119	-0.0119
(-)	(0.0014)	(0.0014)	(0.00380)	(0.00380)	(0.00363)	(0.00363)
現住居の居住期間	-0.0378	-0.0353	-0.1006	-0.0981	-0.0971	-0.0945
(-)	(0.007)	(0.007)	(0.0248)	(0.0246)	(0.0238)	(0.0236)
前住居の居住形態ダミー	-0.9308	-0.9307	-1.4955	-1.4952	-1.5063	-1.5063
(-)	(0.021)	(0.021)	(0.0616)	(0.0616)	(0.0587)	(0.0587)
前住居の広さ	-0.1422	-0.142	-0.1311	-0.1310	-0.1326	-0.1325
(-)	(0.00111)	(0.00114)	(0.00339)	(0.00339)	(0.00325)	(0.00325)
広さの変化分	-0.1675	-0.1673	-0.1540	-0.1540	-0.1543	-0.1543
(-)	(0.00098)	(0.00098)	(0.00300)	(0.00300)	(0.00287)	(0.00287)
所得	-0.0000094	-0.00000947	-3.15E-6	-3.19E-6	-2.26E-06	-2.29E-06
(-)	(0.00000027)	(0.00000027)	(8.468E-7)	(8.472E-7)	(8.058E-7)	(8.062E-7)
相対価格(＝持ち家/借家)1	0.0837		0.0525		0.0453	
(+)	(0.0040)		(0.0127)		(0.0121)	
相対価格(＝持ち家/借家)2		0.715		0.4542		0.395
(+)		(0.0320)		(0.1024)		(0.0972)
年齢	-0.0162	-0.0163	0.0120	0.0120	0.00792	0.00786
(-)	(0.0007)	(0.0007)	(0.00241)	(0.00241)	(0.00193)	(0.00193)
同居ダミー			0.2196	0.2203		
(+)			(0.0706)	(0.0706)		
子供ダミー					-0.1244	-0.1236
(-)					(0.0851)	(0.0851)
定数項	7.396	7.3635	4.1846	4.1652	4.6164	4.5985
	(0.050)	(0.05)	(0.2090)	(0.2093)	(0.197)	(0.1972)
サンプル数	184699	184699	13750	13750	15529	15529
借家	133995	133995	6390	6390	7796	7796
持ち家	50704	50704	7360	7360	7733	7733

注：各列の従属変数：log（借家を選択する確率/持家を選択する確率）
注：（　）内は漸近的標準誤差。

表2　居住形態選択の二項ロジットモデル（京阪神大都市圏　平成5年）

説明変数	全サンプル		高齢世帯（子供あり）		高齢世帯	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
前居住地ダミー	-1.01	-1.01	-0.2786	-0.2837	-0.2352	-0.2401
(-)	(0.028)	(0.028)	(0.0938)	(0.0939)	(0.0899)	(0.0900)
前住居の居住期間	-0.00903	-0.00899	-0.0115	-0.0115	-0.0107	-0.0107
(-)	(0.0017)	(0.0017)	(0.00465)	(0.00465)	(0.00443)	(0.00443)
現住居の居住期間	-0.0569	-0.0536	-0.0471	-0.0447	-0.0543	-0.0520
(-)	(0.010)	(0.010)	(0.0314)	(0.0311)	(0.0301)	(0.0298)
前住居の居住形態ダミー	-0.794	-0.793	-1.1433	-1.1423	-1.1738	-1.1728
(-)	(0.026)	(0.026)	(0.0722)	(0.0722)	(0.0689)	(0.0689)
前住居の広さ	-0.159	-0.159	-0.1549	-0.1548	-0.1564	-0.1563
(-)	(0.00156)	(0.00156)	(0.00446)	(0.00446)	(0.00425)	(0.00425)
広さの変化分	-0.1803	-0.1802	-0.1646	-0.1646	-0.1649	-0.1649
(-)	(0.00134)	(0.00134)	(0.00391)	(0.00391)	(0.00372)	(0.00372)
所得	-0.0000525	-0.0000529	-3.43E-7	-3.63E-7	-9.3E-8	-1.12E-7
(-)	(0.00000037)	(0.00000037)	(1.171E-6)	(1.172E-6)	(1.109E-6)	(1.109E-6)
相対価格(＝持ち家/借家)1	0.0575		0.0429		0.0402	
(+)	(0.004)		(0.0122)		(0.0117)	
相対価格(＝持ち家/借家)2		0.2283		0.1690		0.1583
(+)		(0.0141)		(0.0453)		(0.0434)
年齢	-0.00678	-0.00679	0.0151	0.0150	0.0130	0.0130
(-)	(0.0009)	(0.0009)	(0.00299)	(0.00299)	(0.00238)	(0.00238)
同居ダミー			0.0913	0.0916		
(+)			(0.0865)	(0.0866)		
子供ダミー					-0.0175	-0.0175
(-)					(0.1043)	(0.1043)
定数項	6.6142	6.5806	4.3582	4.3387	4.5593	4.5415
	(0.062)	(0.06)	(0.2554)	(0.2558)	(0.2381)	(0.2384)
サンプル数	96601	96601	9377	9377	10637	10637
借家	65698	65698	4760	4760	5760	5760
持ち家	30903	30903	4617	4617	4877	4877

注：各列の従属変数：log（借家を選択する確率/持家を選択する確率）
注：（ ）内は漸近的標準誤差。

に分けて，2種類の高齢世帯サンプルと，普通世帯サンプルのおのおのに関して，居住形態選択の二項ロジットモデルを推計した。表3 aが従前が持ち家である京浜葉大都市圏，表3 bが従前が借家である京浜葉大都市圏，表4 aが従前が持ち家である京阪神大都市圏，表4 bが従前が借家である京阪神大都市圏を対象とした推定結果をあらわしている。

価格項に関しては，持ち家と借家の相対価格1を入れたモデル1と，持ち家と借家の相対価格2を入れたモデル2の二つの場合を考慮した。説明変数の下の括弧内の符号は，理論的に予想される符号条件を表している。各推定結果の従属変数は，借家選択確率を持ち家選択確率で割った値の対数となっている。なお推計には，SASのLogistic procedure[6]のstepwise procedureを用いた。但し，理論的に考えて，相対価格と所得項は，必ず居住形態の選択の決定因として考慮すべきと考え

表３ａ　居住形態選択の二項ロジットモデル（従前持ち家）（京浜葉大都市圏　平成５年）

説明変数	全サンプル		高齢世帯（子供あり）		高齢世帯	
	モデル１	モデル２	モデル１	モデル２	モデル１	モデル２
前居住地ダミー	-2.0096	-2.0093	-0.8939	-0.8945	-8.195	-0.8197
(-)	(0.0521)	(0.0521)	(0.1266)	(0.1266)	(0.1205)	(0.1206)
前住居の居住期間	0.00433	0.00436	-0.0188	-0.0188	-0.0183	-0.0183
(-)	(0.00238)	(0.00238)	(0.00601)	(0.00601)	(0.00572)	(0.00572)
現住居の居住期間	-0.2335	-0.2306	-0.2744	-0.2714	-0.2694	-0.2661
(-)	(0.0150)	(0.0149)	(0.0359)	(0.0356)	(0.0342)	(0.0339)
前住居の広さ	-0.1325	-0.1325	-0.1315	-0.1315	-0.1326	-0.1326
(-)	(0.00210)	(0.00210)	(0.00492)	(0.00492)	(0.00466)	(0.00466)
広さの変化分	-0.1711	-0.1711	-0.1548	-0.1547	-0.1550	-0.1550
(-)	(0.00186)	(0.00186)	(0.00436)	(0.00436)	(0.00409)	(0.00409)
所得	-9.87E-7	-1E-6	4.463E-6	4.443E-6	4.865E-6	4.856E-6
(-)	(4.882E-7)	(4.883E-7)	(1.177E-6)	(1.178E-6)	(1.088E-6)	(1.088E-6)
相対価格(＝持ち家/借家)1	0.00687		-0.00044		-0.0114	
(＋)	(0.00770)		(0.0174)		(0.0164)	
相対価格(＝持ち家/借家)2		0.0770		0.0207		-0.0642
(＋)		(0.0589)		(0.1325)		(0.1253)
年齢	-0.0305	-0.0305				
(-)	(0.00119)	(0.00119)				
同居ダミー			0.0562	0.0573		
(＋)			(0.0835)	(0.0835)		
子供ダミー					-0.2825	-0.2813
(-)					(0.1196)	(0.1196)
定数項	7.0295	7.0150	4.1238	4.1110	4.3903	4.3781
	(0.1051)	(0.1053)	(0.2202)	(0.2207)	(0.2304)	(0.2308)
サンプル数	43371	43371	6399	6399	6923	6923
借家	23719	23719	1748	1748	2014	2014
持ち家	19652	19652	4651	4651	4909	4909

注：各列の従属変数：log（借家を選択する確率/持家を選択する確率）
注：（　）内は漸近的標準誤差。

られるので，stepwise procedureにおいて，相対価格と所得は，必ず説明変数として含むように制約をかけた。

まず高齢世帯と，普通世帯の全サンプルを対象とした表１と表２をみてみると，相対価格の項は，高齢世帯に関しても，普通世帯に関しても，ほとんど有意でかつ理論的な符号条件を満たしていることがわかる。それに対して，所得項は，高齢世帯に関しては，有意でない場合が多い。これは，高齢世帯の持ち家選択確率には，資産効果など，所得以外の要因の方が，大きな影響を与えているためであると思われる。

この事実と整合的であると考えられるが，年齢変数が，普通世帯に関しては，持ち家選択確率に

（６）　SASを用いたロジスティック分析に関しては，Stokes, Davis and Koch［1995］が詳しい。

表3 b　居住形態選択の二項ロジットモデル（従前借家）（京浜葉大都市圏　平成5年）

説明変数	全サンプル		高齢世帯（子供あり）		高齢世帯	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
前居住地ダミー	-1.3806	-1.3816				
(-)	(0.0321)	(0.0322)				
前住居の居住期間	-0.0259	-0.0259	-0.0143	-0.0143	-0.0144	-0.0145
(-)	(0.00169)	(0.00170)	(0.00505)	(0.00505)	(0.00483)	(0.00483)
現住居の居住期間	0.0216	0.0243	0.0641	0.0670	0.0737	0.0769
(-)	(0.00857)	(0.00851)	(0.0353)	(0.0350)	(0.0339)	(0.0336)
前住居の広さ	-0.1474	-0.1472	-0.1251	-0.1250	-0.1274	-0.1273
(-)	(0.00137)	(0.00137)	(0.00477)	(0.00477)	(0.00462)	(0.00462)
広さの変化分	-0.1638	-0.1635	-0.1525	-0.1523	-0.1529	-0.1528
(-)	(0.00117)	(0.00117)	(0.00425)	(0.00425)	(0.00410)	(0.00410)
所得	-0.00001	-0.00001	-0.00001	-0.00001	-9.41E-6	-9.45E-6
(-)	(3.243E-7)	(3.246E-7)	(1.223E-6)	(1.224E-6)	(1.163E-6)	(1.164E-6)
相対価格(＝持ち家/借家)1	0.1125		0.1166		0.1142	
(+)	(0.00470)		(0.0196)		(0.0187)	
相対価格(＝持ち家/借家)2		0.9693		1.0005		0.9825
(+)		(0.0386)		(0.1607)		(0.1538)
年齢	-0.00515	-0.00518	0.0201	0.0201	0.0139	0.0138
(-)	(0.000915)	(0.000915)	(0.00319)	(0.00320)	(0.00253)	(0.00253)
同居ダミー			0.3369	0.3379		
(+)			(0.1029)	(0.1029)		
子供ダミー					0.0422	0.0418
(-)					(0.1251)	(0.1251)
定数項	7.0225	6.9815	3.1882	3.1474	3.6857	3.6467
	(0.0586)	(0.0588)	(0.2588)	(0.2597)	(0.2420)	(0.2429)
サンプル数	141328	141328	7351	7351	8606	8606
借家	110276	110276	4642	4642	5782	5782
持ち家	31052	31052	2709	2709	2824	2824

注：各列の従属変数：log（借家を選択する確率/持家を選択する確率）
注：（ ）内は漸近的標準誤差。

関して正で有意となっているが，高齢世帯に関しては，負で有意となっている。普通世帯の場合には，年齢が高くなるほど，資産の蓄積が進み，したがって，持ち家選択確率が高まるのに対して，高齢世帯の場合には，むしろ逆になっていることがわかる。

高齢世帯で子供がいる場合，子供との同居割合が高まるほど，持ち家選択確率は下がることがわかる。これは，日本では，依然として，2世代家計という家族形態が残っているため，子供がいる高齢世帯は，子供と同居するため，持ち家を選択しなくなるためであると考えられる。また，高齢世帯で子供がいない場合には，持ち家選択確率が高まることも示されている。これも，やはり，2世代家計という形態をとることができないためであろう。また，これらの傾向は，京浜葉大都市圏の方が，京阪神大都市圏におけるよりも，顕著に表れている。これは，東京圏と関西圏の文化的な差と，東京圏の方が住宅価格等が高く，持ち家を取得しにくいという理由によるものと考えられる。

表4 a　居住形態選択の二項ロジットモデル（従前持ち家）（京阪神大都市圏　平成5年）

説明変数	全サンプル		高齢世帯（子供あり）		高齢世帯	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
前居住地ダミー	-1.2614	-1.2644	-0.5381	-0.5393	-0.4899	-0.4907
(-)	(0.0511)	(0.0511)	(0.1303)	(0.1304)	(0.1241)	(0.1242)
現住居の居住期間	-0.1705	-0.1667	-0.1468	-0.1441	-0.1399	-0.1371
(-)	(0.0185)	(0.0184)	(0.0456)	(0.0452)	(0.0438)	(0.0434)
前住居の広さ	-0.1500	-0.1499	-0.1448	-0.1448	-0.1450	-0.1450
(-)	(0.00265)	(0.00265)	(0.00607)	(0.00607)	(0.00578)	(0.00578)
広さの変化分	-0.1843	-0.1842	-0.1628	-0.1628	-0.1629	-0.1629
(-)	(0.00235)	(0.00235)	(0.00554)	(0.00554)	(0.00522)	(0.00522)
所得	2.329E-7	2.121E-7	2.649E-6	2.65E-6	2.267E-6	2.27E-6
(-)	(6.303E-7)	(6.304E-7)	(1.601E-6)	(1.601E-6)	(1.46E-6)	(1.46E-6)
相対価格(＝持ち家/借家)1	0.0220		-0.00257		-0.00861	
(+)	(0.00735)		(0.0187)		(0.0178)	
相対価格(＝持ち家/借家)2		0.0871		-0.00239		-0.0234
(+)		(0.0250)		(0.0636)		(0.0607)
年齢	-0.0190	-0.0190				
(-)	(0.00139)	(0.00139)				
同居ダミー			0.0555	0.0561		
(+)			(0.1014)	(0.1014)		
子供ダミー					0.0298	0.0301
(-)					(0.1480)	(0.1480)
定数項	6.2072	6.1835	4.0972	4.0872	4.0802	4.0716
	(0.1218)	(0.1222)	(0.2427)	(0.2438)	(0.2580)	(0.2589)
サンプル数	27092	27092	4175	4175	4527	4527
借家	13537	13537	1279	1279	1455	1455
持ち家	13555	13555	2896	2896	3072	3072

注：各列の従属変数：log（借家を選択する確率/持家を選択する確率）
注：（ ）内は漸近的標準誤差。

次に，従前の居住形態別に各地域ごとに推計した表3と表4をみてみると，両地域において，従前が持ち家であるサンプルに関して，高齢世帯の場合，特に，所得項は，両地域に関して，あまり有意ではない。これは，すでに持ち家を保有している高齢世帯は，買い替えによって新しい持ち家を取得することが可能であるため，所得の影響が少ないためであろう。

従前が借家の場合，両地域において，高齢世帯の場合，世帯主の年齢が高くなるほど，借家を選択する確率が高くなっている。従前の持ち家から別の持ち家への買い替えが期待できない高齢世帯にとっては，持ち家選択が，困難であることが示されているものと思われる。

また，従前の居住形態別にサンプルを分割して，推計した結果では，同居ダミーも，子供ダミーも，京阪神大都市圏では，ともに，有意になっていない。京浜葉大都市圏では，従前が持ち家の場合は，子供がいないほど，持ち家選択確率が高まるという結果が出ている。持ち家という実物資産を保有している富裕な高齢世帯は，買い替えることによって，新たな持ち家を取得することができるのであろう。それに対して，従前が借家で，かつ子供がいる高齢世帯は，同居割合が高まるほど，

表４ｂ　居住形態選択の二項ロジットモデル（従前借家）（京阪神大都市圏　平成５年）

説明変数	全サンプル		高齢世帯（子供あり）		高齢世帯	
	モデル１	モデル２	モデル１	モデル２	モデル１	モデル２
前居住地ダミー	-0.9178	-0.9236				
(-)	(0.0330)	(0.0331)				
前住居の居住期間	-0.0200	-0.0199	-0.0229	-0.0229	-0.0217	-0.0217
(-)	(0.00206)	(0.00206)	(0.00611)	(0.00612)	(0.00583)	(0.00583)
現住居の居住期間	-0.0182	-0.0151				
(-)	(0.0115)	(0.0114)				
前住居の広さ	-0.1650	-0.1649	-0.1681	-0.1679	-0.1708	-0.1706
(-)	(0.00195)	(0.00195)	(0.00659)	(0.00660)	(0.00628)	(0.00628)
広さの変化分	-0.1759	-0.1757	-0.1648	-0.1646	-0.1643	-0.1642
(-)	(0.00165)	(0.00165)	(0.00553)	(0.00553)	(0.00526)	(0.00526)
所得	-8.31E-6	-8.36E-6	-3.9E-6	-3.94E-6	-2.82E-6	-2.86E-6
(-)	(4.683E-6)	(4.686E-7)	(1.683E-6)	(1.684E-6)	(1.589E-6)	(1.589E-6)
相対価格(＝持ち家/借家)1	0.0710		0.0717		0.0753	
(+)	(0.00448)		(0.0131)		(0.0126)	
相対価格(＝持ち家/借家)2		0.2877		0.2847		0.2982
(+)		(0.0171)		(0.0505)		(0.0484)
年齢	0.00279	0.00277	0.0229	0.0229	0.0217	0.0217
(-)	(0.00114)	(0.00114)	(0.00393)	(0.00393)	(0.00310)	(0.00310)
同居ダミー			0.0660	0.0660		
(+)			(0.1220)	(0.1221)		
子供ダミー					-0.0141	-0.0146
(-)					(0.1541)	(0.1541)
定数項	6.3609	6.3235	4.0840	4.0545	4.1815	4.1521
	(0.0741)	(0.0743)	(0.3046)	(0.3051)	(0.2865)	(0.2869)
サンプル数	69509	69509	5202	5202	6110	6110
借家	52161	52161	3481	3481	4305	4305
持ち家	17348	17348	1721	1721	1805	1805

注：各列の従属変数：log（借家を選択する確率/持家を選択する確率）
注：（ ）内は漸近的標準誤差。

借家を選択する確率が高くなっている。住宅価格が高い東京圏では，持ち家を買い換えるという余裕のない高齢借家世帯は，２世代家計という形態で，住宅問題を解決しているのであろう。

３．シミュレーション

本研究では，得られた推定結果を用いて，現在の住宅税制が変化した場合の，高齢世帯の居住形態選択行動に及ぼす影響を，２種類のシミュレーションを行うことによって，探った。

第１に，モデル１において，固定資産税の評価額を，市場評価額の７割にするという変更をした場合の，借家選択確率に及ぼす影響を分析した。その結果が，表５のモデル１（現行制度と変更１）にあらわされている。現行制度では，固定資産税の評価額は，あきらかに市場評価額の７割を下回

表5　借家選択の予測確率（シュミレーション結果）

表1	京浜葉大都市圏	モデル1	現行制度	0.8362	変更1	0.8372	変更1－現行制度	0.0010
		モデル2	現行制度	0.8359	変更2	0.8342	変更2－現行制度	-0.0017
表1	京浜葉大都市圏 高齢世帯（子供あり）	モデル1	現行制度	0.7469	変更1	0.7478	変更1－現行制度	0.0009
		モデル2	現行制度	0.7213	変更2	0.7197	変更2－現行制度	-0.0016
表1	京浜葉大都市圏 高齢世帯	モデル1	現行制度	0.7376	変更1	0.7384	変更1－現行制度	0.0008
		モデル2	現行制度	0.7380	変更2	0.7367	変更2－現行制度	-0.0013
表2	京阪神大都市圏	モデル1	現行制度	0.7774	変更1	0.7785	変更1－現行制度	0.0011
		モデル2	現行制度	0.7776	変更2	0.8643	変更2－現行制度	0.0867
表2	京阪神大都市圏 高齢世帯（子供あり）	モデル1	現行制度	0.6776	変更1	0.6787	変更1－現行制度	0.0011
		モデル2	現行制度	0.6775	変更2	0.7661	変更2－現行制度	0.0886
表2	京阪神大都市圏 高齢世帯	モデル1	現行制度	0.6860	変更1	0.6871	変更1－現行制度	0.0011
		モデル2	現行制度	0.6869	変更2	0.7688	変更2－現行制度	0.0819

注：これらの値は，すべて説明変数の平均値で評価したものである。

っているため，この税制度の変更は，　持ち家が現行制度下におけるよりも相対的に高価になることを意味している。したがって，両地域において，持ち家選択確率が下がり，借家選択確率が上がるという結果が得られている。(7)

第2に，モデル2において，登録免許税の評価額を，0.6%から0.15%に軽減し，かつ，不動産取得税の税率に関して，評価額から1,200万円の控除を認めるという変更をした場合の，借家選択確率に及ぼす影響を分析した。その結果が，表5，6，7のモデル2（現行制度と変更2）にあらわされている。この不動産流通課税の軽減は，あきらかに持ち家が現行制度よりも相対的に安くなることを意味している。高齢世帯全体に関して，このシミュレーション結果を見てみると，不動産流通課税の軽減によって，京浜葉大都市圏では，持ち家選択確率が高まり，借家選択確率が下がるという結果が得られているが，京阪神大都市圏では，逆に，持ち家選択確率がむしろ下がるという結果が得られている（表5を参照のこと）。

これを，従前の居住形態別に，サンプルを分けて，シミュレーションを行なった，表6と，表7で見てみると，京浜葉大都市圏では，従前が持ち家の場合，不動産流通課税の軽減にもかかわらず，むしろ，持ち家選択確率が下がっている。これは，東京圏では，従前の持ち家の値下がりが大きいため，不動産流通課税が軽減されても，キャピタル・ロスが大きく，買い替えができないためであろう。それに対して，京阪神大都市圏では，従前が持ち家の場合，不動産流通課税の軽減は，持ち家選択確率を高めることが示されている。また，従前が借家の場合，不動産流通課税の軽減は，持ち家が借家に比べて相対的に安くなることを意味するため，東京圏では，持ち家選択確率が高まっている。それに対して，大阪圏では，逆に，借家選択確率が高まっている。これは，大阪圏には，

（7）　なお，本研究では，固定資産税の評価額を上げることによる供給サイドからの価格項への影響は無視できるものとして，需要面からの価格項への効果のみを，明示的に考慮している。

表 6　借家選択の予測確率（従前持ち家）（シュミレーション結果）

表 3 a	京浜葉大都市圏	モデル 2	現行制度	0.6348	変更 2	0.6546	変更 2 ― 現行制度	0.0198
表 3 a	京浜葉大都市圏 高齢世帯（子供あり）	モデル 2	現行制度	0.4459	変更 2	0.4722	変更 2 ― 現行制度	0.0263
表 3 a	京浜葉大都市圏 高齢世帯	モデル 2	現行制度	0.4482	変更 2	0.4816	変更 2 ― 現行制度	0.0334
表 4 a	京阪神大都市圏	モデル 2	現行制度	0.1178	変更 2	0.1182	変更 2 ― 現行制度	0.0004
表 4 a	京阪神大都市圏 高齢世帯（子供あり）	モデル 2	現行制度	0.4014	変更 2	0.4014	変更 2 ― 現行制度	0
表 4 a	京阪神大都市圏 高齢世帯	モデル 2	現行制度	0.7052	変更 2	0.7046	変更 2 ― 現行制度	-0.0006

注：これらの値は，すべて説明変数の平均値で評価したものである。

表 7　借家選択の予測確率（従前借家）（シュミレーション結果）

表 3 b	京浜葉大都市圏	モデル 2	現行制度	0.8971	変更 2	0.8967	変更 2 ― 現行制度	-0.0004
表 3 b	京浜葉大都市圏 高齢世帯（子供あり）	モデル 2	現行制度	0.7873	変更 2	0.7866	変更 2 ― 現行制度	-0.0007
表 3 b	京浜葉大都市圏 高齢世帯	モデル 2	現行制度		変更 2		変更 2 ― 現行制度	
表 4 b	京阪神大都市圏	モデル 2	現行制度	0.8501	変更 2	0.8517	変更 2 ― 現行制度	0.0016
表 4 b	京阪神大都市圏 高齢世帯（子供あり）	モデル 2	現行制度	0.7799	変更 2	0.7820	変更 2 ― 現行制度	0.0021
表 4 b	京阪神大都市圏 高齢世帯	モデル 2	現行制度	0.7843	変更 2	0.7865	変更 2 ― 現行制度	0.0022

注：これらの値は，すべて説明変数の平均値で評価したものである。

東京圏とは異なる敷金等の慣例があるためであろうか。

なお，表 5 ― 7 の各モデルの最右欄に，住宅税制変更後の確率から現行制度における確率を引いた，ネットの予測確率の増減を，示してある。

4．結　　論

本研究では，「平成 5 年住宅統計調査」の，京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏のミクロデータを用いて，二項ロジットモデルにより，高齢世帯の居住形態選択行動の，計量経済学的な比較分析を行った。

具体的には，高齢世帯が，普通世帯と居住形態の選択に関して異なった行動をとったかということと，これらの世帯間で京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏で異なった行動が見られるかということ

を分析した。分析結果より，京浜葉大都市圏では，２世代家計という家族形態による高齢世帯の住宅問題の解決法が，うかがえた。

さらに，推定結果に基づいて，現在の住宅税制が変化した場合の，高齢世帯の居住形態選択行動に及ぼす影響を分析するために，シミュレーションを行なったが，不動産流通課税の軽減は，京阪神大都市圏では，買い換え高齢世帯の持ち家選択確率を高めるが，京浜葉大都市圏では，むしろ下げるということがあきらかとなった。それに対して，従前に借家に居住していた高齢世帯に関しては，京浜葉大都市圏では，不動産流通課税の軽減によって，持ち家選択確率が高まることが示された。

（経済学部教授）

参 考 文 献

経済企画庁経済研究所『国民経済計算年報』各年版
建設省『建築統計年報』建設物価調査会　各年版
自治省『固定資産の価格等の概要調書（土地）』各年版
瀬古美喜［1998］『土地と住宅の経済分析―日本の住宅市場の計量経済学的分析』創文社
瀬古美喜［近刊］「バブル期前後の家計の居住形態選択行動の比較分析」『講座：ミクロ統計分析』第３巻，日本評論社，松田芳郎・垂水共之・近藤健文編所収。
総務庁統計局『昭和63年住宅統計調査』
総務庁統計局『平成５年住宅統計調査』
ダニエル・マクファデン［1995］「アメリカと日本における高齢者の住宅問題」『高齢化の日米比較』日本経済新聞社，野口悠紀雄，デービッド・ワイズ編所収。
土地価格研究会『最新データによる土地価格の推移と分析』ダイヤモンド社　各年版
中神康博［1992］「持ち家住宅の資本コストと住宅価格」『季刊：住宅土地経済』No.6，秋季号
山田浩之・池上政弘・柳沼寿ほか［1976］『東京大都市圏における住宅市場の計量分析』経済企画庁経済研究所（研究シリーズ　第31号）
労務行政研究所『賃金決定のための物価と生計費指数』各年版
Boehm, T.P. [1981], "Tenure Choice and Expected Mobility: A Synthesis," *Journal of Urban Economics*, 10 (3), 375-389.
DiPasquale, D. and W.C. Wheaton [1990], "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, 35, 1-27.
DiPasquale, D. and W.C. Wheaton [1996], *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall.（『都市経済学と不動産市場』瀬古美喜・黒田達朗訳，創文社，近刊）
Henderson, J.V. and Y.M. Ioannides [1983], "A Model of Housing Tenure Choice," *American Economic Review*, 73 (1), 98-113.
Henderson, J.V. and Y.M. Ioannides [1989], "Dynamic Aspects of Consumer Decisions in Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, 26 (2), 212-230.
Horioka, CharlesY. [1988], "Tenure Choice and Housing Demand in Japan," *Journal of Urban Economics*, 24, 289-309.
Moriizumi, Y. [1993], "Tenure Choice and the Demand for Rental Housing in Japan," *Economic*

Studies Quarterly, 44 (1), 29-40.

Noguchi, Y. and J. Poterba [1994], *Housing Markets in the United States and Japan*, The NBER and the University of Chicago Press.

Rosen, H.S. [1979], "Housing Decisions and The U.S. Income Tax," *Journal of Public Economics*, 11, 1-23.

Seko, M. [2000-a] "Japanese Household Mobility Before and After the Bubble Era," Paper presented at the 2000 AREUEA Meetings in Boston, U.S.A.

Seko, M. [2000-b] "Elderly Household's Mobility and Tenure Choice in Japan," Paper presented at the 2000 AsRES Annual Meetings in Beijing, PRC.

Seko, M. [2000-c] "Japanese Household Mobility and Housing Tenure Choice Before and After the Bubble Era," Paper presented at the 2000 Japanese Economic Association Annual Meetings in Osaka, Japan.

Stokes, M.E., C.S. Davis and G.G. Koch [1995], *Categorical Data Analysis Using the SAS System*, SAS Institute Inc.

Tiwari, P. and Hasegawa, H. [2000] "Simultaneous Model of Tenure Choice and Housing Demand in Tokyo Metropolitan Region," (日本語版「テニュア選択と住宅需要のシュミレーションモデル」『季刊：住宅土地経済』No.37, 夏季号)

Zorn, P.M. [1988], "An Analysis of Household Mobility and Tenure Choice : An Empirical Study of Korea," *Journal of Urban Economics*, 24, 113-128.