慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	持家住宅投資に関する日米比較分析
Sub Title	Comparative analysis concerning owner-occupied housing investment in Japan and the United States
Author	白石, 憲一(Shiraishi, Kenichi)
Publisher	慶應義塾大学湘南藤沢学会
Publication year	2003
Jtitle	Keio SFC journal Vol.2, No.1 (2003. 3) ,p.152- 166
JaLC DOI	10.14991/003.00020001-0152
Abstract	本論文は、日・米の家計による持家住宅投資の決定要因を実証的に明らかにすることを目的とする。データの種類、諸変数の測定尺度、推定期間、需要関数形を日・米で統一して、持家住宅投資を分析する点に、既存研究に見られない特徴がある。 分析の結果、帰属家賃のシェアーは、一部の年を除いて日本の方がアメリカよりも高い。その重要な要因として、日・米の家計の選好場の違いを反映して、日本の方がアメリカよりも帰属家賃の所得弾性値が高く、価格弾性値の絶対値が低い点が解明された。 The purpose of this paper is to analyze empirically determinants of household owner-occupied housing investment in Japan and the United States. There is original feature to analyze household owner-occupied housing investment by unifying sort of data, measure of variables, estimation periods, type of demand function between Japan and the United States. As a result of this analysis , the following point is clear. The share of imputed rents is higher in Japan than in the United States except some years. This fact is caused by the factor that income elasticity of imputed rents is higher and the absolute value of price elasticity of imputed rents is lower in Japan than in the United States because of the difference of preference between Japan and the United States.
Notes	自由論題論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=0402-0201-0700

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.

自由論題論文

持家住宅投資に関する日米比較分析

Comparative Analysis Concerning Owner-Occupied Housing Investment in Japan and the United States

白石 憲一　慶應義塾大学総合政策学部非常勤講師
Kenichi Shiraishi / Part-time Lecturer, Faculty of Policy Management, Keio University

本論文は、日・米の家計による持家住宅投資の決定要因を実証的に明らかにすることを目的とする。データの種類、諸変数の測定尺度、推定期間、需要関数形を日・米で統一して、持家住宅投資を分析する点に、既存研究に見られない特徴がある。

分析の結果、帰属家賃のシェアーは、一部の年を除いて日本の方がアメリカよりも高い。その重要な要因として、日・米の家計の選好場の違いを反映して、日本の方がアメリカよりも帰属家賃の所得弾性値が高く、価格弾性値の絶対値が低い点が解明された。

The purpose of this paper is to analyze empirically determinants of household owner-occupied housing investment in Japan and the United States. There is original feature to analyze household owner-occupied housing investment by unifying sort of data , measure of variables , estimation periods , type of demand function between Japan and the United States.

As a result of this analysis , the following point is clear . The share of imputed rents is higher in Japan than in the United States except some years . This fact is caused by the factor that income elasticity of imputed rents is higher and the absolute value of price elasticity of imputed rents is lower in Japan than in the United States because of the difference of preference between Japan and the United States.

Keywords: 帰属家賃、持家住宅投資、クライン＝ルービン型効用指標関数、日米比較分析、SNA

1　はじめに

日本とアメリカの貯蓄率の格差に国内外から注目が集まっているにもかかわらず、その貯蓄率の決定メカニズムに関して十分に解明されているとは言えないのが現状である。その原因の１つとして従来の研究では、多種多様な貯蓄形態が一括して分析されることが多い点を挙げることができる。家計による持家住宅投資は、金融資産貯蓄とならんで、貯蓄の重要な構成要素であり、本論文では特に日・米の家計による持家住宅投資の決定メカニズムを実証的に明らかにすることを研究の目的とする。持家住宅需要に関する既存研究では、データの種類、諸変数の測定尺度、推定期間、需要関数形などが研究者によって異なるため、推定された所得・価格弾性値の値は大きな幅を持っていた。日・米それぞれの真の所得・価格弾性値の値についてコンセンサスが得られていない状況の中で、日・米の持家住宅投資の決定メカニズムを比較することは困難なのが現状である。本論文は、データの種類、諸変数の測定尺度、推定期間、需要関数形を日・米で統一して、日・米の持家住宅投資の決定メカニズムを実証的に明らかにすることを試みる点に、既存研究に見られない特徴がある。ここでの分析手法の特徴として、家計による持家住宅投資に関する既存研究で試みられなかった以下の２つの点を挙げることができる。第１に、一般均衡型の家計の効用指標関数の構造パラメターを計測することにより、自律度の高い[1)]という意味で安定的な家計行動に関する分析結果が得られる点である[2)]。第２に、帰属家賃[3)]（あるいは持家住宅投資）とその他の消費財の同時決定を通じて、現在財と将来財の同時決定のモデルを構築した点である。

第１の点は、既存研究では誘導型である家計による持家住宅需要関数や持家住宅投資関数を計測して、持家住宅投資の決定要因を実証的に明らかにした研究が存在するが、持家住宅需要（投資）関数を導出する構造方程式体系に関するパラメターの情報は得られていない。それに対して本論文では、一般均衡型の家計の効用指標関数の構造パラメターの計測が可能となり、既存研究の家計による持家住宅投資の実証分析よりも、自律度の高

いという意味で安定的な家計行動に関する分析結果が得られることが期待できる点に、本研究の意義がある。

第２の点は、以下の分析では、家計の効用指標関数に基づいて、消費支出総額を帰属家賃とその他の消費に配分する。ところで、持家住宅資産は将来にわたって帰属家賃という形で便益をもたらすため、金融資産と同様に将来財と考えられる。そして単位当りのサービス額（帰属家賃）を与件とすると、帰属家賃の決定は持家住宅資産、さらに持家住宅投資の決定を意味する[4)]。したがって本論文のモデルは、持家住宅投資とその他の消費の同時決定、つまり将来財と現在財の同時決定を意味する。

２　日・米の家計の貯蓄率の動向とその要因

表１の日本とアメリカの家計の貯蓄率[5)] は、SNA（System of National Accounts）のデータから、分子を家計の貯蓄額、分母を家計の可処分所得として計算したものである。日本の貯蓄率はすべての年で 12％以上の貯蓄率なのに対し、アメリカの貯蓄率はすべての年で 11％以下の貯蓄率であり、貯蓄率は全ての年で日本の方がかなり高いことがわかる。また日・米の貯蓄率は 1980 年以降下落傾向にあることが分かる。そして表１の一番右側の列の日・米の貯蓄率の格差は、分子を日本の家計の貯蓄率、分母をアメリカの家計の貯蓄率として計算したものである。表１から、日・米の貯蓄率の格差は 1.49～３の格差があり、そして 1970 年～1977 年までは日・米の家計の貯蓄率の格差は拡大傾向にあり、1977 年～1982 年までは縮小傾向にあり、1982 年～1992 年までは相対的に安定的であり、そして 1992 年以降 1997 年までは再び拡大傾向にあることがわかる。

次に貯蓄の重要な構成要素である家計による持家住宅投資について見ていく。SNA のデータでは、家計による持家住宅投資に関するデータが掲載されていないため、ここでは日・米の帰属家賃のシェアーについて見ていく。表１の帰属家賃のシェアー[6)] は、同じく SNA のデータから、分子を帰属家賃、分母を家計の可処分所得として計算した。帰属家賃のシェアーは、日本が８％～14％のシェアーであるのに対し、アメリカは８％～９％の

表1　主要なデーター覧

	日本				アメリカ				
年	貯蓄率	帰属家賃のシェアー	帰属家賃の価格指数	その他の消費の価格指数	貯蓄率	帰属家賃のシェアー	帰属家賃の価格指数	その他の消費の価格指数	日・米の貯蓄率の格差
1970	17.7	0.091	0.322	0.356	9.4	0.083	0.307	0.329	1.88
1971	17.8	0.093	0.352	0.378	10	0.083	0.321	0.343	1.78
1972	18.2	0.093	0.388	0.398	8.9	0.084	0.332	0.355	2.04
1973	20.4	0.087	0.427	0.442	10.5	0.082	0.346	0.374	1.94
1974	23.2	0.080	0.460	0.543	10.7	0.083	0.359	0.416	2.16
1975	22.8	0.079	0.512	0.605	10.6	0.083	0.383	0.451	2.15
1976	23.2	0.081	0.564	0.664	9.4	0.083	0.409	0.475	2.46
1977	21.8	0.086	0.619	0.712	8.7	0.084	0.444	0.505	2.50
1978	20.8	0.090	0.673	0.743	9	0.085	0.474	0.541	2.31
1979	18.2	0.093	0.711	0.766	9.2	0.086	0.511	0.590	1.97
1980	17.9	0.093	0.744	0.826	10.2	0.088	0.559	0.656	1.75
1981	18.4	0.095	0.780	0.864	10.8	0.089	0.617	0.712	1.70
1982	16.7	0.096	0.811	0.886	10.9	0.090	0.669	0.750	1.53
1983	16.1	0.098	0.837	0.903	8.8	0.091	0.709	0.780	1.82
1984	15.8	0.101	0.853	0.927	10.6	0.089	0.746	0.808	1.49
1985	15.6	0.102	0.875	0.948	9.2	0.090	0.790	0.833	1.69
1986	15.6	0.105	0.898	0.955	8.2	0.092	0.837	0.850	1.90
1987	13.8	0.109	0.925	0.957	7.3	0.094	0.875	0.882	1.89
1988	13	0.111	0.944	0.960	7.8	0.094	0.916	0.916	1.66
1989	12.9	0.113	0.971	0.977	7.5	0.095	0.954	0.956	1.72
1990	12.1	0.116	1	1	7.8	0.095	1	1	1.55
1991	13.2	0.118	1.029	1.024	8.3	0.097	1.029	1.039	1.59
1992	13.1	0.122	1.057	1.042	8.7	0.095	1.056	1.071	1.50
1993	13.4	0.128	1.082	1.054	7.1	0.096	1.085	1.096	1.88
1994	13.3	0.132	1.107	1.059	6.1	0.097	1.115	1.117	2.18
1995	13.7	0.137	1.127	1.050	5.6	0.097	1.152	1.142	2.44
1996	13.4	0.140	1.143	1.044	4.8	0.097	1.189	1.165	2.79
1997	12.6	0.145	1.161	1.061	4.2	0.098	1.223	1.186	3

出典：『国民経済計算年報』（内閣府）、『消費者物価指数年報』（総務省）、"NATIONAL INCOME AND PRODUCT ACCOUNTS OF THE UNITED STATES"（U.S. DEPARTMENT OF COMMERCE）

シェアーであり、一部の年を除いてほとんどの年で日本の方がアメリカよりも帰属家賃のシェアーが高い。そして日・米の帰属家賃のシェアーはともに増加傾向にあるが、日本の方がはるかに大きな増加傾向にあり、両国の帰属家賃のシェアーの格差は時系列的に増加傾向にある。例えば 1970 年は、日本が 9.12％であり、アメリカが 8.32％であるが、1997 年は日本が 14.56％であり、アメリカが 9.81％である。したがって、もし日・米の単位

当りの住宅資本の収益率に大きな差異がなく、時系列的にも安定的であると仮定するならば、家計の実物資産（持家住宅投資）の貯蓄率は一部の年を除いてほとんどの年で日本の方が高く[7]、1970年から1996年にかけて時系列的に日・米の家計の実物資産の貯蓄率の格差が拡大することを意味する。

次に日・米の帰属家賃のシェアーの格差に与える要因について考えてみる。考えられる要因として、①日・米の家計属性（例えば居住形態や世帯人員や世帯主の年齢など）の分布の違い、②日・米の選好場の違い[8]、③その他、の３つが挙げられる。第１の家計属性の分布の違いは、例えば日・米の持家率が異なれば、世帯属性をコントロールした上で日・米の選好場が等しいとしても、一国全体の帰属家賃のシェアーが異なることになる。同様に日・米の世帯人員や世帯主の年齢の分布の違いが、一国全体の帰属家賃のシェアーに影響を及ぼしているかもしれない。しかし持家率以外の世帯属性が持家住宅需要に及ぼす影響について、研究者によって異なった分析結果が得られ、明確なコンセンサスが得られていないため、ここでは持家率が一国全体の帰属家賃のシェアーに及ぼす影響について考察する。表２[9]の日・米の持家率のデータを見ると、アメリカの方が日本よりも４～５％程度持家率が高いことが分かる。また日・米とも時系列的に持家率は微増傾向にあり、1970年と比較すると最近は２～３％程度高い値となっている。したがって、日・米の持家率の違いは日・米の帰属家賃のシェアーの格差を縮小する効果を持ち、現実の帰属家賃のシェアーの格差を説明できないことが明らかである。

表２　日・米の持家率の時系列推移

	日本	アメリカ
1970年	58.2%	62.9%
1973年	58.8%	－
1977年	－	64.8%
1978年	60.4%	－
1980年	－	64.4%
1983年	62.3%	－
1988年	61.3%	－
1993年	59.8%	64.7%
1997年	－	65.8%
1998年	60.3%	－

出典：『世界の統計（国際統計要覧）』（総務庁）

第２の選好場の違いは、世帯属性をコントロールした上でも、日・米の選好場が異な

るために、それが消費構造に反映され、その結果家計の可処分所得に占める帰属家賃のシェアーに大きな影響を及ぼしていることが考えられる。本論文では第２の要因について、さらに分析を深めていくことにする。

第３の要因として、住宅ローンの利用可能状況など、さまざまな要因が考えられるが、本論文では触れないこととする。

最後に本論文の分析で使用するデータについて説明をする。日・米ともに、SNA のデータを、分析の基本的なデータとして使用する。日本のデータに関しては、一国全体の名目と実質の家計の最終消費支出は『国民経済計算年報』（内閣府）のデータを使用した。消費関数の推計には、1 世帯当たりの消費支出を分析対象とするため、1 国全体の世帯数のデータとして『住民基本台帳』（市町村自治研究会）を使用した。また価格指数のデータは『国民経済計算年報』を利用したが、帰属家賃の価格指数は得られないため、『消費者物価指数年報』（総務省）から帰属家賃の価格指数のデータを用いた。その他の消費の価格指数は、その他の消費の名目値を実質値で割ることにより計算した。その他の消費の実質値は、帰属家賃と消費支出合計（帰属家賃を含む）の実質値から計算した。

一方、アメリカの名目の家計の最終消費支出、価格指数に関するデータは、"NATIONAL INCOME AND PRODUCT ACCOUNTS OF THE UNITED STATES"（U.S. DEPARTMENT OF COMMERCE）からのデータを使用した。また 1 国全体の世帯数のデータは、"Statistical Abstract of the United States"（U.S. Department of Commerce）を使用した。

表 1 を見ると、帰属家賃の価格指数は、アメリカの方が日本よりも時系列的に上昇率が高いことがわかる。

3　理論モデル

家計の効用指標関数に基づいて、消費支出総額を帰属家賃とその他の消費に配分する需要関数を推計する。ところで最近の一般均衡型の消費者需要システムの実証分析の傾向として、以下の２つの特徴を挙げることができる。

① 双対理論と弾力的関数形の利用

② 家計属性の効果の導入

①の双対理論と弾力的関数形の利用の例として、AIDS（Almost Ideal Demand System）やトランスログ型間接効用関数などの関数型を挙げることができるが、推定するパラメターの数が増え、また価格変数同士が相関を持ちやすいため、多重共線性が発生し、パラメターが不安定になる危険性が高いのが難点である[10)]。また②の家計属性の効果を正確に導入するためには、ミクロデータの利用が不可欠であるが、日本のミクロデータの利用可能性に大きな制約があるのが現状である[11)]。そこで、一国全体の集計データを使用して、効用関数が加法的な性質を持つが、パラメターの推計が相対的に容易な、クライン＝ルービン型の効用指標関数を用いて分析を行うことにする。クライン＝ルービン型の効用指標関数は、消費単位として代表的家計という分析概念を導入し、またエンゲル曲線が線形でありかつ限界消費性向が家計間で共通であるため、家計間で交わらない特徴がある。そして、そのもとで個別の家計の需要関数と一国全体の需要関数とのパラメターの対応関係が明確となる。

ところで本論文では、帰属家賃を独立の消費費目として、効用指標関数を推計するが、持家世帯と借家世帯を含む一国全体の集計データを使用することは、いくつかの問題を引き起こす可能性がある[12)]。例えば、持家世帯と借家世帯が同じ帰属家賃の限界消費性向の値であることを理論的に想定することは、問題であろう。また時系列的に一国全体の持家率が大きく変化する状況では、一国全体の代表的家計（平均的な家計）は、時系列的に大きく変容してしまう点が問題となる。しかしながら、本論文では以下の３つの理由で、一国全体の集計データを使用して分析を行うことにする。第１に、時系列で日・米の帰属家賃のデータを公表しているのは SNA のみである。第２に、世帯属性をコントロールして効用指標関数を計測するためには、ミクロデータの利用が不可欠であるが、日本のミクロデータの利用可能性に大きな制約がある点である。第３に、表２を見ると、持家率は日・米とも時系列的に大きな変動がないため、持家率の観点から見た場合には、

代表的家計（平均的な家計）は、時系列的に大きく変容してるとは言えない点である。

u を総効用を表わす指標、q を実質消費支出量のベクトル、q_i を第 i 項目の実質消費支出量、a_i、α_i を選好パラメターとすると、クライン＝ルービン型の効用指標関数は (1) 式で表わすことができる。

$$u(q) = \sum_i \alpha_i \log\left(a_i + q_i\right) \quad \cdots\cdots (1)$$

(1) 式から、$q_i = -a_i$ の需要量水準で、第 i 財の限界効用は無限大となるので、その意味で a_i はその財の必需量としての最低消費水準を示すものと考えられている。ここで効用指標関数の論理的制約条件として、

$$\begin{cases} a_i + q_i > 0 \\ \alpha_i > 0 \end{cases} \qquad (i = 1, 2) \quad \cdots\cdots (2)$$

を満たさなければならない。ただし、α_i を基準化して、$\Sigma\alpha_i = 1$ とおく。

(1) 式を収支均等式の制約の下に、最大化すると、(3) 式の消費需要関数を導くことができる。

$$p_i q_i = p_i a_i + \alpha_i (y - \Sigma p_i a_i) \quad \cdots\cdots (3)$$

y は消費支出総額である。そして、辻村（1964, 1967）や牧（1983）らの既存研究と同様に、クライン＝ルービン型の効用指標関数のパラメターが、習慣形成効果によって変位すると仮定する。最低消費水準（a_i）の時系列変化の可能性を導入して、(4) 式の形で過去の消費を説明要素に取り入れることを試みている[13)]。

$$a_i = a_{0i} + b_i h_i \quad \cdots\cdots (4)$$

h_i は習慣ポテンシャルを表わし、各財の前期の実質支出量を用いている。具体的には、各財の前期の名目支出額を、消費支出合計（帰属家賃を含む）のデフレータで割ることによって、h_i を算出している。

また所得弾力性と（自己）価格弾力性と習慣形成効果による消費量の変化は、(5) 式と (6) 式と (7) 式で定式化することができる。

$$\text{所得弾力性} = \frac{y \cdot \alpha_i}{p_i \cdot q_i} \quad \cdots\cdots (5)$$

価格弾力性 $= \frac{a_i}{p_i}(\alpha_i - 1) - 1$ ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・(6)

習慣形成効果による消費量の変化 $= b_i(\alpha - 1)$ ・・・・・・・・・・・・・・・・(7)

4　推定結果

(3) 式と (4) 式をもとに 1971 年 ～ 1997 年の 27 年間について、日本とアメリカのそれぞれの 1 世帯当たりの金額ベースで計測している（予算制約を利用した実際の計測では帰属家賃を除去し、1 本の方程式として計測している）。計測方法としては TSP における非線形操作変数法のプログラムを利用して行っている[14)]。

計測結果は、表 3 に示している。決定係数は日・米のすべての費目で 0.99 以上の高い値が得られた。また、各選好パラメターの t 値も日本のその他の消費の b_i とアメリカの帰属家賃の α_i を除いて良好な結果が得られている[15)]。また (2) 式の制約条件について検討すると、α_i はすべての費目で正であり、また $q_i + a_i + b_i * h_i > 0$ もすべての費目で成立しており、理論的に内部整合性がとれている。アメリカのその他の消費の b_i の t 値が有意でないのは、その他の消費に含まれる耐久財に保有量調整効果が働くことが予想されるため、習慣形成効果と保有量調整効果がお互い相殺した結果であると考えることができる。

表 3　消費関数の計測結果

	日本				アメリカ			
	帰属家賃		その他の消費		帰属家賃		その他の消費	
	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値	推計値	t 値
α_i	0.078	2.28	0.921	26.7	0.026	1.23	0.973	45.8
a_{0i}	165111	0.89	851239	0.57	2418	3.30	105461	1.20
b_i	-0.77	-12.1	-0.31	-0.86	-0.97	-8.49	-1.25	-1.96
決定係数	0.99946		0.99998		0.99963		0.99999	

次に、所得変化および価格変化に伴う消費量の変化を弾性値で計算すると（表 4 と表 5）、日・米両国とも所得弾性値はその他の消費が 1 以上の値

をとり、贅沢品の性格を持つ一方、帰属家賃は1を大きく下回る値をとり、必需財的な性格を示している。また全ての年で日本の方がアメリカよりも帰属家賃の所得弾性値の値が高いことが実証的に明らかとなっている。帰属家賃の（自己）価格弾性値は日・米両国とも絶対値で1以下の値をとり、また全ての年で日本の方がアメリカよりも帰属家賃の価格弾性値の絶対値が低いことが実証的に明らかとなっている[16)]。ところで日・米の帰属家賃の所得・価格弾性値の値の格差は、日・米の家計の選好場の違いが大きく反映したものである。たとえば、日本の方がアメリカよりも帰属家賃の所得弾性値の値が高いのは、α_i の値が日本で0.078、アメリカで0.026と、日本の方が α の値が高いのが大きな原因である。また日本の方がアメリカよりも帰属家賃の価格弾性値の絶対値が低いのは、a_{0i}/q_i の値が日本の方がアメリカよりも低い（例えば1990年の a_{0i}/q_i の値は、日本が0.208864であり、アメリカが0.549584である）のが大きな原因である。

表1から帰属家賃のシェアーは、一部の年を除いてほとんどの年で日本の方がアメリカよりも高く、しかも日・米の帰属家賃のシェアーの格差は時系列的に増加傾向にある。したがって、もし日・米の単位当りの住宅資本の収益率に大きな差異がなく、時系列的にも安定的であると仮定するならば、家計の実物資産（持家住宅投資）の貯蓄率は一部の年を除いてほとんどの年で日本の方が高く、1970年から1996年にかけて時系列的に日・米の家計の実物資産の貯蓄率の格差が拡大することになる。そしてその重要な要因として、日・米の家計の選好場の違いを反映し、日本の方がアメリカよりも帰属家賃の所得弾性値が高く（例えば表4より1997年は日本が0.46であり、アメリカが0.24である）、価格弾性値の絶対値が低い（例えば表5より1997年は日本が－0.40であり、アメリカが－0.53である）点が解明された。

表４　所得弾性値の時系列推移

	日本		アメリカ	
	帰属家賃	その他の消費	帰属家賃	その他の消費
1972 年	0.68957	1.03999	0.27328	1.07684
1977 年	0.70871	1.03638	0.27542	1.07596
1982 年	0.67268	1.04336	0.24938	1.08787
1987 年	0.61312	1.05697	0.24726	1.08896
1992 年	0.55021	1.07506	0.24323	1.09110
1997 年	0.46634	1.10833	0.24680	1.08920

表５　価格弾性値の時系列推移

	日本		アメリカ	
	帰属家賃	その他の消費	帰属家賃	その他の消費
1972 年	-0.66556	-0.99579	-0.82969	-1.06130
1977 年	-0.68316	-0.99312	-0.81487	-1.05674
1982 年	-0.60249	-0.99174	-0.75433	-1.05941
1987 年	-0.55297	-0.99040	-0.64428	-1.04607
1992 年	-0.48342	-0.98859	-0.58228	-1.04277
1997 年	-0.40041	-0.98864	-0.53696	-1.03472

次に習慣形成効果に伴う消費量の変化の度合いを計算した結果が表６である。習慣形成効果は日・米両国ともその他の消費と比べて帰属家賃への影響が圧倒的に強いが、日・米を比較すると、アメリカの方が帰属家賃への影響が強いことが分かる。したがって帰属家賃はそのほかの財と比べて相対的に習慣形成効果が生じやすく、特にアメリカで強い効果が生じており、帰属家賃への習慣形成効果は、日・米の家計の実物資産の貯蓄率の格差を時系列的に縮小する効果を持つことが解明された。ところで帰属家賃への習慣形成効果とは、持家住宅からのサービスの増大が、限界効用を上方にシフトさせる効果を持ち、それにより得られる便利さや快適さなどをさらに求めて、帰属家賃の需要を増やす方向に作用することを意味する。

表６　習慣形成効果に伴う消費量の変化

	日本		アメリカ	
	帰属家賃	その他の消費	帰属家賃	その他の消費
習慣形成効果に伴う購入増	0.715749	0.024446	0.952781	0.032905

5　おわりに

SNA のデータから、日・米の貯蓄率を計算した表 1 の数値から、日本の貯蓄率はすべての年で 12％以上の貯蓄率なのに対し、アメリカの貯蓄率はすべての年で 11％以下の貯蓄率であり、貯蓄率は全ての年で日本の方がかなり高いことがわかる。このような日本とアメリカの貯蓄率の格差に国内外から注目が集まっているにもかかわらず、その貯蓄率の決定メカニズムに関して十分に解明されているとは言えないのが現状である。その原因の１つとして従来の研究では、多種多様な貯蓄形態が一括して分析されることが多い点を挙げることができる。そこで本論文では、家計による持家住宅投資、つまり家計の実物資産の貯蓄に焦点を当てて、日・米の貯蓄率の決定メカニズムを実証的に明らかにしてきた。

分析の結果、以下の点が明らかとなった。帰属家賃のシェアーは、一部の年を除いてほとんどの年で日本の方がアメリカよりも高く、しかも日・米の帰属家賃のシェアーの格差は時系列的に増加傾向にある。したがって、もし日・米の単位当りの住宅資本の収益率に大きな差異がなく、時系列的にも安定的であると仮定するならば、家計の実物資産（持家住宅投資）の貯蓄率は一部の年を除いてほとんどの年で日本の方が高く、1970 年から 1996 年にかけて時系列的に日・米の家計の実物資産の貯蓄率の格差が拡大することことを意味する。そしてその重要な要因として、日・米の家計の選好場の違いを反映して、日本のほうがアメリカよりも帰属家賃の所得弾性値が高く（例えば表 4 より 1997 年は日本が 0.46 であり、アメリカが 0.24 である）、価格弾性値の絶対値が低い（例えば表 5 より 1997 年は日本が -0.40 であり、アメリカが -0.53 である）点が解明された。

注

1　消費者の効用関数と予算制約式が与えられると、効用最大化問題を解くことにより、需要関数を導出することができる。効用関数と予算制約式から需要関数が導かれたので、需要関数は効用関数より自律度が低く、効用関数は需要関数より自律度が高いといわれる。自律度の概念は、小尾（1972）で詳しく解説されている。

2　一般均衡型の家計の効用指標関数を計測した既存研究は存在するが、消費支出の中に帰属家賃を含まれていなかったり、あるいは帰属家賃を独立の消費費目として分析されていない。

3　『国民経済計算年報』（内閣府）によると、「帰属家賃とは、実際には家賃の受払いを伴わない自己所有住宅（持家住宅）についても、通常の借家や借間と同様のサービスが生産され消費されるものと仮定して、それを市場家賃で評価した帰属計算上の家賃をいう。」

4　帰属家賃の大部分は過去の投資決定の累積の結果である。したがって例えば、今年の帰属家賃の消費は、昨年に比べて減価償却に相当する以上に、減らすことはできない。このため厳密には現在財と将来財の同時決定の際には制約が課せられるが、現実のデータを見ると、日・米の帰属家賃の消費額は全ての年で前年の帰属家賃の消費額を上回るため、こうした制約は現実の分析では、大きな問題とならない可能性が高い。

5　日・米の貯蓄率は、概念の違いを調整していない。Hayashi(1986) によると、国民所得勘定に報告されている日・米の家計の貯蓄率には、少なくとも３つの主要な概念の違いが存在する。第１は、アメリカでは減価償却が時価評価されているが、日本では取得時価格で評価されている。第２に、アメリカでは資本移転は貯蓄と可処分所得に含まれるが、日本では含まれていない。第３に、アメリカでは家計による企業や海外への利子支払いは可処分所得に含まれるが、日本では含まれていない。

6　消費関数による分析を行う際には、同じく SNA のデータから、分子を帰属家賃、分母を家計の最終消費支出として計算した帰属家賃のシェアーが分析対象となる。この概念の帰属家賃のシェアーの値は、可処分所得を用いて計算された帰属家賃のシェアーの値と近い値をとり、また時系列的な値の傾向も似ているため、最終消費支出を用いて計算された帰属家賃のシェアーの値を表 1 に掲載するのを省略する。

7　実際には、日本の方の地価がはるかに高いことから、日本の方がアメリカよりも単位当りの住宅資本の収益率がはるかに低い可能性が高い。その場合には、家計の実物資産（持家住宅投資）の貯蓄率は全ての年で日本の方がかなり高いことになる。

8　別の表現をするなら、「日・米の嗜好の違い」と言うこともできる。

9　表２に掲載されている日本の持家率の定義が、1970 年とその他の年では定義が異なることに注意する必要がある。『世界の統計（国際統計要覧）』に掲載されている日本の持家率は、1970 年については、『国勢調査報告』（総理府）のデータを用いて、持家率を「持家居住世帯数／総世帯数」で定義しているが、その他の年では『住宅統計調査』（総務庁）のデータを用いて、持家率を「持家戸数／総住宅戸数」で定義している。一方、アメリカについては不明である。

10　実際に AIDS による推計を試みたが、推計されたパラメターが不安定になる傾向にあり、帰属家賃の価格弾性値が正となる年もあった。

11　日本の消費や帰属家賃に関するミクロデータとして、『全国消費実態調査』（総務庁）を挙げることができるが、ミクロデータの利用には厳しい制約があるのが現状である。一方、アメリカの消費や帰属家賃に関するミクロデータとして、"Consumer Expenditure Surveys (Bureau of Labor Statistics)" を挙げることができ、このミクロデータは一般の研究者にも利用可能である。

12　住宅はその他の消費財と異なり、唯一の市場が存在すると仮定することはできず、地域の市

場の特性を考慮することも重要になってくる。また居住形態と住宅需要の決定には同時性が存在すると考えられており、このような同時性を無視すると、推定されたパラメターは、不偏性と一致性を満たさなくなることが知られている。したがってその意味でも一国全体の集計データを使用することは課題を残すが、日本のミクロデータの利用可能性に大きな制約があるため、一国全体の集計データを使用して分析を行うことにする。

13 その他に、一国全体の平均世帯人員や平均世帯主年齢などの家計属性の変数を説明要素に取り入れることも考えられる。しかしながら推定されるパラメターが不安定になる傾向にあり、また（2）式の制約条件を満たさない可能性が高いことが予想されるため、家計属性の変数を説明要素に含めないことにした。

14 操作変数として、SNA の政府の所得支出勘定のデータを中心に用いた。

15 a_{0i} は選好パラメター (a_i) の切片であるため、t 値の有意水準は、たとえ低くてもそれほど問題とならないと考えられる。

16 持家住宅需要の所得・価格弾性値を推計した既存研究は、日本の家計を対象としたものとして、山田ほか（1976）、森泉・高木（1983）、Horioka（1988）などがあり、アメリカでも 1950 年代以降数多くの分析例がある。しかしほとんどの既存研究では、家計を持家所有者に限定して、クロスセクションのデータを用いて持家住宅需要の所得・価格弾性値を推計しているため、時系列の一国全体の集計データを分析対象とした本論文の所得・価格弾性値と直接の比較をすることはできない。

参考文献

小尾 恵一郎 『計量経済学』日本評論社 1972 年 pp. 1-354.

黒田 昌裕 「家計属性による選好場の変位について」『三田商学研究』Vol.80 No.6 慶應義塾大学商学会 1987 年 pp. 75-103.

白石 憲一 「住宅税制と持家住宅投資の実効限界税率」『都市住宅学』No.33 都市住宅学会 2001 年 pp. 65-74.

白石 憲一 「勤労者世帯の生計費指数に及ぼす持家住宅税制の効果分析」『生活経済学研究』生活経済学会 第 17 巻 2002 年 pp. 85-96.

白石 憲一 「持家・賃貸住宅投資の実効限界税率」『住宅問題研究』住宅金融普及協会 Vol.18 No.3 2002 年 pp. 21-31.

辻村 江太郎 『消費者行動の理論』有斐閣 1964 年 pp. 1-217.

辻村 江太郎 『消費構造と物価』勁草書房 1968 年 pp. 1-303.

堀江 康熙 『現代日本経済の研究』東洋経済新報社 1985 年 pp. 1-229.

牧 厚志 『消費選好と需要測定』有斐閣 1983 年 pp. 1-243.

牧 厚志 「日本市場の閉鎖性」『日本経済研究』日本経済研究センター No.31 1996 年 pp. 85-106.

森泉 陽子・高木 新太郎 「日本における住宅需要の所得弾力性について」『季刊理論経済学』理論・計量経済学会 第 34 巻 1983 年 pp. 70-86.

森泉 陽子 「住宅サービス価格の推計と住宅需要の価格弾力性について」『日本統計学会誌』日本統計学会 第 16 巻 第 1 号 1986 年 pp. 81-100.

山田 浩之・小林 良邦・近藤 誠・池上 政弘・柳沼 寿 『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 第 31 号 1976 年 pp. 1-606.

F. de Leeuw, "The Demand for Housing: A Review of Cross-Section Evidence", Review of Economics and Statistics, 53, (1971) pp. 1-10.

R. Gillingham and R. Hagemann, "Cross-Sectional Estimation of a Simultaneous Model of Tenure Choice and Housing Services Demand", Journal of Urban Economics, 14, (1983) pp. 16-39.

Hayashi, F., "Why is Japan's Saving Rate so Apparently High?" in Fischer, ed., NBER Macroeconimics Annual 1986, Vol. 1, (MIT Press , 1986) pp. 147-210.

Horioka, Charles Yuji, "Tenure Choice and Housing Demand in Japan" Journal of Urban Economics, 24, 3, (1988) pp. 289-309.

M. A. King, "An Econometric Model of Tenure Choice and the Demand for Housing as a Joint Decision", Journal of Public Economics, 14, (1980) pp. 137-159.

S. J. Maisel, J. B. Burnham, and J. S. Auston, "The Demand for Housing: A Comment", Review of Economics and Statistics, 53, (1981) pp. 410-413.

A. M. Polinsky, "The Demand for Housing: A Study in Specification and Grouping" Econometrica, 45, (1977) pp. 447-461.

A. M. Polinsky and D. T. Ellwood, "An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing", The Review of Economics and Statistics, 61, (1979) pp. 199-205.

H. S. Rosen, "Housing Decisions and the U.S. Income Tax: An Ecnometric analysis", Journal of Public Economics, 11, (1979) pp. 1-23.

G. A. Vaughn,"Source of Downward Bias in Estimating the Demand Income Elasticity for Urban Housing", Journal of Urban Economics, 3, (1976) pp. 45-56.