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

Title	住宅資産効果の検証 : 参照点依存型の選好と家計消費
Sub Title	Housing wealth, reference-dependent preferences and household consumption
Author	直井, 道生(Naoi, Michio)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2014
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.106, No.4 (2014. 1) ,p.473(57)- 487(71)
JaLC DOI	10.14991/001.20140101-0057
Abstract	本稿は, 消費の参照点依存性に着目し, 住宅資産効果の理論的, 実証的な検討を行うことを目的としている。参照点依存型の選好を持つ消費者の最適消費に関する理論モデルからは, 消費の参照点に依存する非対称な資産効果の存在が明らかになった。具体的には, 最適な消費水準が参照点を下回るケースでは, そうでない場合と比較して, より大きな資産効果が予想される。この理論的な予測を受けて, 慶應義塾家計パネル調査を利用した家計の消費関数の推計を行った。結果として, 住宅資産および金融資産に関する消費の資産弾力性は, 消費支出が参照点を下回るケースで, 参照点を上回るケースに比べ, おおよそ2～3 倍程度大きくなることが示された。こうした結果は, 異なる家計の消費支出や資産保有の定義を用いた分析においても引き続き観察され, かつ, 世帯主の年齢別にみると, 高齢者でより顕著に観察される。 This study focuses on reference-dependent preferences, aiming at performing a theoretical and empirical consideration of homeowners' consumption responses to housing wealth. A theoretical model relating to consumer's optimal consumption with reference-dependent preferences elucidates the existence of the asymmetric effects of housing wealth, dependent on consumption references. Specifically, the model predicts the larger consumption responses when optimal consumption levels are lower than references. From this theoretical prediction, the consumption function of households was estimated using the Keio Household Panel Survey (KHPS). Results indicate that the elasticity of consumption spending with respect to household wealth becomes approximately two to three times larger when actual consumption is below reference level than when actual consumption exceeds reference level. These results continue to be observed even in analyses employing the alternative definitions of consumption and wealth variables, and are even more prominent among the elderly when examined by different age groups of households.
Notes	経済学会シンポジウム : 経済学のフロンティア
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20140101-0057

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.

住宅資産効果の検証―参照点依存型の選好と家計消費―
Housing Wealth, Reference-Dependent Preferences and Household Consumption

直井 道生(Michio Naoi)

本稿は，消費の参照点依存性に着目し，住宅資産効果の理論的，実証的な検討を行うことを目的としている。参照点依存型の選好を持つ消費者の最適消費に関する理論モデルからは，消費の参照点に依存する非対称な資産効果の存在が明らかになった。具体的には，最適な消費水準が参照点を下回るケースでは，そうでない場合と比較して，より大きな資産効果が予想される。この理論的な予測を受けて，慶應義塾家計パネル調査を利用した家計の消費関数の推計を行った。結果として，住宅資産および金融資産に関する消費の資産弾力性は，消費支出が参照点を下回るケースで，参照点を上回るケースに比べ，おおよそ 2～3 倍程度大きくなることが示された。こうした結果は，異なる家計の消費支出や資産保有の定義を用いた分析においても引き続き観察され，かつ，世帯主の年齢別にみると，高齢者でより顕著に観察される。

Abstract

This study focuses on reference-dependent preferences, aiming at performing a theoretical and empirical consideration of homeowners' consumption responses to housing wealth. A theoretical model relating to consumer's optimal consumption with reference-dependent preferences elucidates the existence of the asymmetric effects of housing wealth, dependent on consumption references. Specifically, the model predicts the larger consumption responses when optimal consumption levels are lower than references. From this theoretical prediction, the consumption function of households was estimated using the Keio Household Panel Survey (KHPS). Results indicate that the elasticity of consumption spending with respect to household wealth becomes approximately two to three times larger when actual consumption is below reference level than when actual consumption exceeds reference level. These results continue to be observed even in analyses employing the alternative definitions of consumption and wealth variables, and are even more prominent among the elderly when examined by different age groups of households.

「三田学会雑誌」106 巻 4 号（2014 年 1 月）

住宅資産効果の検証

——参照点依存型の選好と家計消費——*

直　井　道　生†

要　　旨

本稿は，消費の参照点依存性に着目し，住宅資産効果の理論的，実証的な検討を行うことを目的としている。参照点依存型の選好を持つ消費者の最適消費に関する理論モデルからは，消費の参照点に依存する非対称な資産効果の存在が明らかになった。具体的には，最適な消費水準が参照点を下回るケースでは，そうでない場合と比較して，より大きな資産効果が予想される。この理論的な予測を受けて，慶應義塾家計パネル調査を利用した家計の消費関数の推計を行った。結果として，住宅資産および金融資産に関する消費の資産弾力性は，消費支出が参照点を下回るケースで，参照点を上回るケースに比べ，おおよそ 2〜3 倍程度大きくなることが示された。こうした結果は，異なる家計の消費支出や資産保有の定義を用いた分析においても引き続き観察され，かつ，世帯主の年齢別にみると，高齢者でより顕著に観察される。

キーワード

家計消費，住宅資産，参照点依存型選好

1.　はじめに

家計資産と消費の関連は，家計の消費行動の実証分析における主要なトピックの一つである。本稿は，家計資産の中でも，特に住宅資産に焦点を当てて，消費の住宅資産効果の検証を行うことを目的としている。理論的には，持家世帯にとっての住宅価格の予期しない上昇は，所有する住宅の資産価値を上昇させるため，生涯にわたって利用可能な資源を増加させることになる。そのため，ライフサイクルにおける消費や貯蓄のパターンに影響を与えうる。

しかしながら，住宅資産効果の有無やその大きさについては，必ずしも実証的なコンセンサスが得られていない状況にある(1)。例えば，Bostic et al.（2009）は，米国のデータである Survey of Consumer Finances および Consumer Expenditure Survey を用い，比較的大きな住宅資産効果の存在を指摘

＊　本稿は，2013 年 11 月 19 日に開催された慶應義塾経済学会シンポジウムにおいて報告した論文（Naoi, 2012）をもとに，加筆・修正を行ったものである。シンポジウム参加者からいただいた有益なコメントに感謝する。なお，当然であるがありうべき誤りはすべて筆者に帰する。

†　慶應義塾大学経済学部〈Email: naoi@econ.keio.ac.jp〉。

している。彼らの分析結果によれば，家計の総消費の住宅資産に対する弾力性は 4.2〜6.0 %である一方，金融資産に対する弾力性は 1.8〜2.4 %であるとされる。これに対し，同じく米国のデータである Panel Study of Income Dynamics を利用した Juster et al.（2005）は，金融資産（株式）のキャピタルゲインが，住宅資産のキャピタルゲインに比べ，家計の貯蓄に対して相対的に大きな影響を及ぼすことを報告している。また，高齢者を対象とした Retirement History Survey を用いた Levin（1998）は，こうしたグループでは住宅資産効果が観察されないことを指摘している。

米国以外の国を対象とした分析に目を向けると，例えば，イギリスを対象とした Campbell and Cocco（2007）によれば，住宅資産効果の大きさは世帯主の年齢層によって異なることが報告されている。彼らの分析結果によれば，住宅価格の変動が家計の消費水準に及ぼす影響は，高齢世帯で大きく，若年世帯では小さくなる。一方で，イギリスの高齢持家世帯を対象とした Disney et al.（2002）によれば，転居を経験しない場合，住宅価格の変動は家計の貯蓄水準に有意な影響を与えないことが示されている。

先行研究において，必ずしも住宅資産効果の有無や大きさについてのコンセンサスが得られていない現状を踏まえ，本稿では，消費の参照点依存性を考慮に入れた分析の枠組みを提示し，住宅資産効果の検証を行う。参照点依存型の選好（reference-dependent preference）を持つ個人の効用水準は，消費の絶対水準ではなく，消費水準に対する「参照点」からの乖離に依存して決まることになる。このような個人の選好は，古くは Kahneman and Tversky（1979）によって提示されたプロスペクト理論にみられるものであるが，近年では，消費や貯蓄，労働供給などの家計行動の分析に応用されつつある（Bowman et al., 1999; Kőszegi and Rabin, 2006; Farber, 2008）。

本稿の分析から得られた結論をまとめると，以下のようになる。第 1 に，参照点依存型の選好を持つ家計の消費行動に関する単純な理論モデルからは，最適消費水準が参照点付近で非連続に変化することが示される。具体的には，資産水準の限界的な変化が消費水準に及ぼす影響（消費の資産効果）は，実際の消費水準が参照点を下回る場合で大きく，上回る場合で相対的に小さくなる。第 2 に，我が国の家計を対象としたデータ（慶應義塾家計パネル調査）を用いた実証分析からは，理論モデルから予測される非対称な資産効果が，実際に観察されることが分かった。結果として，家計消費の住宅資産額および金融資産額に対する弾力性は，実際の消費水準が参照点を下回る場合には，そうでない場合と比べ，おおよそ 2 倍程度大きくなることが示される。こうした非対称な資産効果の存在は，先行研究における資産効果の推計結果に対する代替的な解釈の可能性を示唆するものと考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では，Bowman et al.（1999）に基づき，参照点依存

（1） 本稿では，マイクロ・データを用いた実証分析に焦点を当てて議論を行っているが，国・地域別の集計データを用いた先行研究も数多く存在する。これらの先行研究については，Carroll（2004）が詳細なサーベイを提供している。

型の選好を持つ家計の消費行動について，単純なモデルとその理論的予測を提示する。第 3 節では，この理論的予測を検証するための実証モデルとデータセットを議論する。そのうえで，第 4 節では実証分析の結果が示される。第 5 節は結論と今後の課題である。

2. 参照点依存型の選好と最適消費

本節では，参照点依存型の選好を持つ家計の消費行動について，単純なモデルとその理論的予測を提示する[(2)]。いま，参照点依存型の効用関数を $\mu(c-r)$ で表すことにしよう[(3)]。ここで，c は家計の消費水準，r は当該期の消費に対する参照点を表す。先行研究では，μ は以下に挙げる 3 つの性質を満たすことが仮定される。

［性質 1］$\mu(x)$ は x に関する厳密な増加関数であり，$\mu(0)=0$

［性質 2］任意の $x>0$ に対して，$\mu'(x)<\mu'(-x)$

［性質 3］$\mu(x)$ は，$x>0$ の領域では厳密な凹関数，$x<0$ の領域では厳密な凸関数

［性質 1］は，通常の消費者行動理論のモデルと同様に，参照点 r の水準にかかわらず，消費の増加が効用水準を増加させることを意味している。［性質 2］は，消費者の損失回避性（loss aversion）の仮定である。このことは，同水準の「損失」$(c<r)$ と「利得」$(c\geq r)$ に対して，消費者の限界効用は前者で大きくなることを意味する。［性質 3］は，感応度逓減（diminishing sensitivity）の仮定とも呼ばれ，効用水準の限界的変化が，参照点からの乖離の絶対値に依存して逓減することを意味している。よく知られるように，これら 3 つの性質を満たすような効用関数は，参照点を中心として非対称な S 字型の形状となる（図 1 参照）。

以下の分析では，上記の［性質 1］〜［性質 3］を満たす効用関数として，具体的に次のような定式化を採用する。

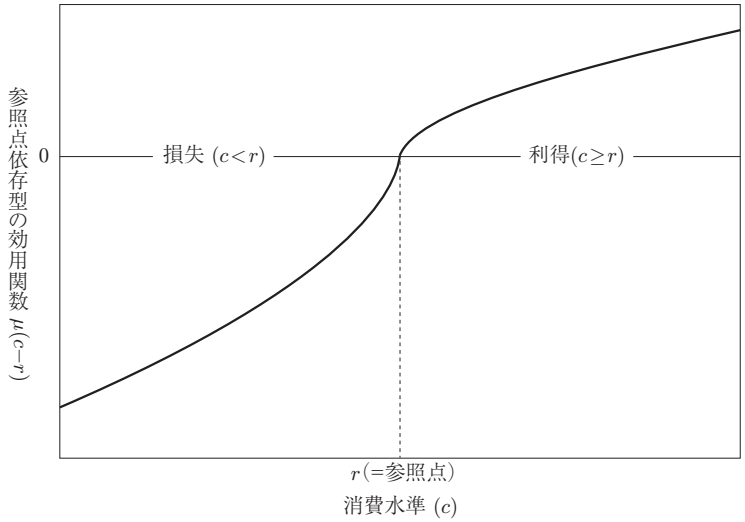
$$\mu(c-r)=\begin{cases} v(c-r) \\ -\lambda v(r-c)s \end{cases} \quad \text{if} \quad c\begin{cases} \geq \\ < \end{cases} r \qquad (1)$$

---

(2)　本節における議論は，その多くを Bowman et al.（1999）に依っている。参照点依存型の選好を持つ個人の消費行動に関する，より最近の理論的な進展については，Kőszegi and Rabin（2006）などを参照のこと。

(3)　先行研究において，関数 μ は，「利得−損失効用」（gain-loss utility）と呼ばれる。より一般に，Kőszegi and Rabin（2006）などでは，家計の効用水準が，消費の絶対水準に依存する部分と，参照点からの乖離に依存する部分（利得−損失効用）の両者によって規定されるケースを考えている。ここで，前者の消費の絶対水準に依存する部分は，伝統的な消費者行動理論における効用関数と整合的な定式化が想定される。しかしながら，このような定式化を採用した場合でも，家計の損失回避性の度合い（後述）が大きければ，理論的帰結は変わらない。そのため，議論を単純にする目的で，本稿では「利得−損失効用」のみを考慮することとする。

図 1　参照点依存型の消費選好の例



ここで，$\lambda > 1$ は消費者の損失回避度を表すパラメータであり，$v' > 0$ および $v'' < 0$ を仮定する。また，$v(0) = 0$ とする。

上記を踏まえ，今期の消費から得られる効用が参照点依存性を持つような家計について，異時点間の効用最大化問題を考えよう。消費者の通時的効用は，今期の消費 (c) と将来の各時点における消費水準に依存するものとする。ここで，議論の単純化のために，将来の消費から得られる効用水準は，期末の資産残高 (w) に依存して決まるものとしよう。すると，時間を表す添え字 t を導入することで，家計の効用最大化問題は以下のように書ける。

$$\begin{aligned} &\max \mu(c_t - r_t) + \delta q(w_{t+1}) \\ &\text{s.t.} w_{t+1} = w_t - c_t \end{aligned} \tag{2}$$

ここで，w_t は t 期初の資産額，$q(\cdot)$ は将来の消費についての間接効用関数，δ は割引因子である。いま，前述のとおり今期の消費から得られる効用水準は参照点依存性を持ち，(1) 式によって表される。一方，$q(\cdot)$ については，$q' > 0$ かつ $q'' < 0$ を仮定する。

(2) 式の最大化問題の解は，参照点 r_t に依存する。以下では，Bowman et al.（1999）および消費の習慣形成に関する先行研究に倣い，t 期における消費の参照点は，前期の参照点水準および前期の（選択された）消費水準に依存して決まるものとする。具体的に，t 期の参照点 r_t は，次式によって表される。

$$r_t = \alpha c_{t-1} + (1 - \alpha) r_{t-1} \tag{3}$$

ここで，c_{t-1} および r_{t-1} は，$t-1$ 期における選択された消費水準および消費の参照点をそれぞれ表す。また，$\alpha \in [0, 1]$ は，参照点の調整速度を表すパラメータである。

（2）および（3）式によって表される効用最大化問題を解くことで，消費の資産効果に関する検討を行う。いま，w_t および r_t を所与とすると，効用最大化の一階の条件は，

$$\delta q'(w^*_{t+1}) = \left\{ \begin{array}{l} v'(c^*_t - r_t) \\ \lambda v'(r_t - c^*_t) \end{array} \right\} \text{if} \quad c^*_t \left\{ \begin{array}{l} \geq \\ < \end{array} \right\} r_t \tag{4}$$

で表される。ここで，c^*_t は t 期の最適消費水準であり，$w^*_{t+1} = w_t - c^*_t$ である。（4）式からただちに，期初の資産水準 w_t が t 期の最適消費に与える影響は

$$\frac{\partial c^*_t}{\partial w_t} = \left\{ \begin{array}{l} 1/(1+\phi) \\ 1/(1-\lambda\phi) \end{array} \right\} \text{if} \quad c^*_t \left\{ \begin{array}{l} \geq \\ < \end{array} \right\} r_t \tag{5}$$

となることが分かる。ただし，$\phi = v''/\delta q''$ である。

仮定より，$\phi > 0$ および $\lambda > 1$ であったから，$\lambda\phi < 1$ である限り，$1/(1+\phi) < 1/(1-\lambda\phi)$ が成り立つ。したがって，消費の資産効果は，実際の消費水準が参照点を下回るような場合 $(c^*_t < r_t)$ に，そうでない場合と比べ，大きくなることが分かる。以下では，理論モデルから予測される非対称な資産効果について，実際のデータを用いた検証を行う。

3. 実証モデルとデータ

3.1 実証モデル

前節の理論モデルからは，消費水準が所与の参照点を下回るケースでは，そうでない場合と比べ，より大きな資産効果が観察されるという，非対称な資産効果に関する理論的予測が得られた。この理論的予測を検証するために，家計 i の時点 t における消費支出を c_{it} とすることで，以下のような家計の消費関数の推計を考える。

$$\ln c_{it} = (\beta^G \cdot I[c_{it} \geq r_{it}] + \beta^L \cdot I[c_{it} \leq r_{it}])w_{it} + \gamma x_{it} + \phi_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

ここで，β^G，β^L，γ は推定されるパラメータ，ϕ_t および δ_i は時間および家計固有の効果，ε_{it} は誤差項である。また，r_{it} は消費の参照点，w_{it} は分析の焦点である家計の資産保有額（住宅および金融資産），x_{it} は家計の消費水準に影響を及ぼすと考えられる観察可能な世帯・個人属性（世帯主の年齢，教育水準，配偶関係，世帯人員数，家族構成，世帯年収）を含むその他の説明変数ベクトルであるとする。いま，$I[\cdot]$ はカッコ内が真であれば 1 を，偽であれば 0 を取る指標関数であるとする。したがって，（6）式の定式化は，実際の消費水準が参照点を上回るケース $(c_{it} \geq r_{it})$ と，下回るケース $(c_{it} < r_{it})$ で異なる資産効果を許容した定式化になっている。前節の理論的予測を踏まえると，$\beta^L > \beta^G$ が予想されることになる。

消費の参照点 r_{it} が既知であれば，(6) 式は一般的な回帰モデルの枠組みで推計が可能である。しかしながら，消費の参照点は観察できない変数であるため，何らかの方法でモデル化を行う必要がある。ここでは，前節の理論モデルと整合的な形で，家計 i の時点 t における消費の参照点が，以下のように与えられることを仮定する。

$$r_{it} = \alpha c_{i,t-1} + (1-\alpha) r_{i,t-1} \tag{7}$$

ここで，$c_{i,t-1}$ は $t-1$ 時点（前期）の消費水準であり，先決変数であるとする。また，$\alpha \in [0,1]$ は推定されるパラメータである。

以下の分析では，(6) 式の δ_i が個人間で互いに独立で，正規分布に従うことを仮定し，(非線形な) 変量効果モデルによって推計を行うこととする。第 4 節では，(6) 式および (7) 式についての推計結果 $\left(\beta^G, \beta^L, \gamma, \alpha\right)$ を示す。

3.2 データ

以下の分析では，家計単位のマイクロデータを利用して，消費の資産効果の推計を行う。分析に用いるデータは，慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる慶應義塾家計パネル調査の個票データである。慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey: KHPS）は，2004 年 1 月に第 1 回調査を行い，以来現在に至るまで同一対象者を追跡調査しているパネル調査である。初回調査における対象者は，層化 2 段無作為抽出法によって選定された，2004 年 1 月 31 日時点における満 20〜69 歳の男女 4,005 名である。これらの対象者（継続対象者）に加えて，2007 年からは，同様の方法によって抽出された男女 1,419 名（新規対象者）を対象とした新たなコホートに対しても調査が行われている。以下の分析では，2011 年調査までの 8 年分のデータを利用する。

実際の回答は調査員による訪問留置法で行われ，対象者（および配偶者）の就業・就学・生活時間配分などの項目に加え，対象者世帯の世帯構成・収入・支出・資産・住居など，包括的なトピックをカバーしている。調査項目が多岐にわたっていることもあり，パネル調査固有の問題としてサンプル脱落の問題が懸念されるが，他の代表的なクロスセクションデータとの比較の結果，サンプルの代表性はおおむね保たれていることが確認されている（木村，2005；宮内他，2008）。

分析に用いた変数は以下のとおりである。まず，分析の被説明変数となる家計消費については，世帯全体での先月 1 か月の消費支出を用いた。KHPS は 1 月末を調査の実施期日としているので，ここでの 1 か月の消費支出は，各年 1 月の支出額となる[(4)]。家計が保有する住宅資産に関しては，持家世帯の所有する敷地・住宅の自己評価額の合計を用いた[(5)]。これに加え，住宅ローンの残高を差し引

(4) KHPS で調査された消費支出には，耐久消費財の購入費も含まれる。そのため，高額の耐久消費財支出の存在による影響を取り除く目的で，1 か月の消費支出の上位 5 %にあたるサンプルは，分析から除外している。

表 1　記述統計

変数	Mean	(S.D.)
消費支出額（千円／月）	298.8	(124.4)
年齢（世帯主）	49.54	(10.59)
配偶関係（有配偶 = 1）	0.826	(0.379)
教育年数	13.50	(2.255)
世帯員数	3.655	(1.378)
子供数	1.005	(1.141)
就業状態（世帯主）		
非就業 = 1	0.100	(0.299)
自営 = 1	0.150	(0.357)
被雇用 = 1	(Omitted category)	
世帯年収（万円）	749.9	(444.6)
住宅資産額（自己評価、万円）	2,248.0	(2,174.7)
金融資産額（株式・債券、万円）	160.6	(625.2)
サンプルサイズ	6,616	

いた純住宅資産を用いた分析も行っている。一方，金融資産として有価証券（株式・債券）の保有額を用いている[(6)]。また，調査からは住宅ローンを除いた家計の負債総額に関する情報も利用可能であるため，これを金融資産保有額から差し引いた純金融資産を用いた推計も行っている。その他，家計消費に影響を与えるであろう要因として，世帯主の年齢，配偶関係，教育年数，世帯員数，同居子供数，世帯主の就業形態（非就業，自営，被雇用），世帯年収の各変数，および居住地域，市郡規模（政令市，その他の市，町村部），調査年次を示すダミー変数を利用している。なお，金融資産，住宅資産，世帯年収などの金額単位の変数については，いずれも消費者物価指数を用いた実質化を行っている。

本稿は，持家世帯の住宅資産効果の検証を目的としているため，分析に用いるサンプルを持家世帯に限定している[(7)]。これに加え，退職後の高齢期の消費パターンは，それ以前の年齢層と比較して

(5)　調査項目としては，「現在の（住宅・敷地の）市場価格（売るとした場合の価格）はいくらくらいだと思いますか」という設問が設定されている。住宅資産の自己評価額を用いることには，いくつかの批判がありうる。代表的なものとして，アンケートによる自己評価額と実際の取引価格との乖離が懸念される。しかしながら，アンケート調査における住宅の自己評価額と住宅価格指数の比較を行った研究によれば，こうした乖離が推計結果に及ぼすバイアスは限定的なものであるとされる（Kiel and Zabel, 1999）。

(6)　調査票によれば，「有価証券」には株式（時価），債券（額面），株式投資信託（時価），公社債投資信託（時価）などが含まれるものと定義されている。これに加え，預貯金なども含めた定義を用いた補足的な推計も行ったが，結果は大きくは変わらない。

(7)　より厳密には，分析期間である 2004～2011 年の間で転居をせず，同一の住宅に継続して居住した持家世帯を分析対象としている。これは，住宅購入のための資産蓄積に起因して転居世帯では異なる消費パターンが予想されることと，住宅資産の自己評価額は転居に伴って大きく変化するという 2 点を考慮したサンプルの限定である。

表 2　消費関数の推計結果（ベンチマーク）

モデル：	［1］	
被説明変数：ln（消費支出額）	Coef.	(Bootstrap S.E.)
年齢	−0.1809	(0.0244)**
(年齢/10)^2	0.4151	(0.0552)**
(年齢/10)^3	−0.0304	(0.0041)**
配偶関係（有配偶 = 1）	0.1335	(0.0264)**
教育年数	0.0240	(0.0039)**
世帯員数	0.0488	(0.0075)**
子供数	0.0245	(0.0099)*
世帯年収	0.0218	(0.0031)**
住宅資産額（自己評価）	0.0044	(0.0023)+
金融資産額	0.0293	(0.0133)*
対数尤度	−2170.11	
サンプルサイズ	6,616	

注：**，* および + は推計された係数が 1 %，5 %，10 %水準でそれぞれ統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内はブートストラップ法による標準誤差の推定値。就業状態、居住地域、市郡規模および調査年に関するダミー変数の推計結果は省略。

異なることが予想されるため，世帯主の年齢層を 20〜65 歳に限定している。最終的に，各変数に欠損値があるサンプルなどを除外した結果，分析に利用できるサンプルサイズは 6,616 となった。記述統計は表 1 に示される。

4.　実証分析

4.1　参照点依存型の消費関数

(6)，(7) 式の推計に先立って，参照点依存性を仮定しないベンチマークとなる推計を行った。推計結果は表 2 の第 1 列に示される（モデル［1］）。結果として，住宅資産，金融資産ともに，家計の消費支出に対して統計的に有意に正の影響を及ぼすことが明らかになった。推計された係数の大きさは，住宅資産については 0.0044，金融資産については 0.0293 となっている。先行研究における結果と比較するために，これらを弾力性で表すと，消費の住宅資産弾力性は約 1.0 %，金融資産弾力性は約 1.8 %となる[(8)]。先行研究との比較からは，金融資産弾力性はおおよそ同水準である一方，住宅資産弾力性は顕著に小さいことが分かる。例えば，米国における先行研究である Bostic et al.（2009）や Lehnert（2004）などによれば，消費の住宅資産弾力性はおおよそ 4 %であるとされる。

我が国において，先行研究と比較して小さな住宅資産効果が観察される背景には，いくつかの原

(8)　消費の資産弾力性を計算するにあたっては，サンプルの資産保有額の平均値を用いて評価している。具体的に，β を推計された係数，$\bar{w}$ を（住宅もしくは金融）資産の平均値とすると，資産弾力性は $\beta\bar{w}$ となる。

因が考えられる。いま，住宅価格の予期しない上昇が起こったケースを考えよう。このことは，持家世帯にとって，所有する住宅の資産価値の増大を意味する。しかしながら，実際に利用可能な資源を増加させるためには，所有している住宅を売却することで，住宅資産を流動化する必要がある。しかしながら，諸外国と比較して，我が国では中古住宅市場が未整備であり，結果として既存住宅ストックの流動化が難しいことが指摘されている。また，特に米国などでは，住宅担保ローン（home equity loan）を通じた借り入れが住宅資産効果の背後にある要因として指摘されている。住宅担保ローンとは，所有する住宅の評価額から住宅ローン残債を差し引いた純資産価値を担保とした貸付のことを指す。このとき，住宅価格の上昇は，所有する住宅の担保価値を増加させるため，住宅担保ローンを利用することで，現住居の売却を行うことなく住宅資産の流動化が可能となる。しかしながら，少なくとも我が国においては，個人向けの住宅担保ローンの利用は少なく，このような経路を通じた住宅資産効果は限定的であるように思われる。

その他の説明変数についての推計結果をまとめると，以下のようになる。まず，世帯主の年齢については，非線形な影響が認められる。推計結果によれば，家計の消費支出は 20 代から 30 代前半にかけて減少したのち，40 代から 50 代前半で増加し，その後再び減少するパターンを示す。有配偶ダミーおよび世帯主の教育年数は，いずれも世帯の消費支出に正の影響を及ぼす。また，世帯員数および同居子供数は，いずれも世帯の消費支出を増加させる効果を持ち，かつその大きさは先行研究で得られたものとほぼ同水準となった。最後に，世帯年収については，予想されるとおり消費支出を増加させる効果を持つ。

上記の結果を踏まえ，非対称な資産効果を許容したモデルの推計結果は，表 3 に示される。ここで，（6）式の消費関数に加え，消費の参照点に関する（7）式を同時に推計している。具体的には，$\alpha \in [0,1]$ の範囲でグリッド・サーチを行い，尤度関数を最大化するような α を求めている。また，x_{it} にあたる世帯・個人属性に関しては，表 2 で示したものと同様の変数を利用しているが，これらの係数の推計結果は表 2 とほぼ同様であったため，資産効果にかかわる推計結果 $\left(\beta^G, \beta^L\right)$ のみを報告している。

推計結果の解釈に移る前に，パラメータ α の推計に関して，若干の補足を行う。前述のとおり，ここでは今期の参照点が，部分的に前期の参照点に依存する定式化を採用している。そのため，（7）式に基づいて α を推計するためには，初期の参照点の水準 (r_{i1}) について，何らかの値を設定する必要がある。ここでは，以下の 3 つの方法で初期値の設定を行った結果を報告している。第 1 は，初期の参照点の水準が前期の消費支出 (c_{i0}) と等しいことを仮定するものである（モデル［2］）。具体的に，推計にあたっては 2005 年以降のデータを用い，2005 年の参照点水準は，前期（2004 年）の消費支出 (c_{i0}) と等しいことを仮定している。第 2 は，2004 年時点での消費支出のサンプル平均と分散の情報を用い，これと等しい平均，分散を持つ正規分布からの無作為抽出によって，各サンプルの初期の参照点の水準を設定するものである（モデル［3］）。第 3 は，観察された c_{i0} の分布か

表 3　参照点依存型の消費関数の推計結果

モデル：	［2］		［3］		［4］	
被説明変数：ln（消費支出額）	Coef.	(Bootstrap S.E.)	Coef.	(Bootstrap S.E.)	Coef.	(Bootstrap S.E.)
住宅資産額（自己評価）						
$I[c_{it} \geq r_{it}]$ 住宅資産額 $\times(\beta_h^G)$	0.0013	(0.0039)	0.0027	(0.0034)	0.0029	(0.0037)
$I[c_{it} < r_{it}]$ 住宅資産額 $\times(\beta_h^L)$	0.0065	$(0.0028)^{*}$	0.0077	$(0.0033)^{*}$	0.0079	$(0.0037)^{*}$
金融資産額						
$I[c_{it} \geq r_{it}]$ 住宅資産額 $\times(\beta_f^G)$	0.018	$(0.0076)^{*}$	0.0138	$(0.0070)^{+}$	0.0223	$(0.0080)^{**}$
$I[c_{it} < r_{it}]$ 住宅資産額 $\times(\beta_f^L)$	0.0399	$(0.0093)^{**}$	0.0392	$(0.0096)^{**}$	0.0429	$(0.0109)^{**}$
α	0.2478^{**}		0.3295^{**}		0.2594^{**}	
LR test for $\beta_h^L = \beta_h^G$	2.01^{+}		2.59^{+}		1.74^{+}	
LR test for $\beta_f^L = \beta_f^G$	5.36^{*}		8.92^{**}		2.76^{*}	
$t = 1$ における参照点：	前期の消費支出 (c_{i0})		c_{i0} のサンプル平均，分散を持つ正規分布からの無作為抽出		観察された c_{i0} の分布からの無作為抽出	
対数尤度	-477.01		-294.72		-208.74	
サンプルサイズ	4,692		4,692		3,827	

注：**，* および $^{+}$ は推計された係数が 1 %，5 %，10 %水準でそれぞれ統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内はブートストラップ法による標準誤差の推定値。$t \geq 2$ について，参照点は $r_{it} = \alpha c_{i,t-1} + (1-\alpha) r_{i,t-1}$ で定義される。α の推定値に対しては，$\alpha = 1$ を帰無仮説とした尤度比検定の結果を報告。推計にあたっては，表 2 と同一の説明変数を用いているが，家計資産に関連するもの以外の結果は省略している。

らの無作為抽出によって，各サンプルの初期の参照点の水準を設定するものである（モデル［4］）。いずれの場合にも，$t \geq 2$ に関しては，（7）式に基づいて参照点が決定されることになる。

表 3 の推計結果からは，初期の参照点の特定化によらず，資産効果は実際の消費支出が参照点を下回るケースで大きくなる傾向が明らかになった。例えば，初期の参照点が前期の消費支出 (c_{i0}) と等しいことを仮定した場合（モデル［2］），住宅資産額に関する係数の推定値は，消費支出が参照点を下回る場合では $\beta_h^L = 0.0065$ となり，統計的に有意にゼロと異なるという結果が得られている。一方で，同じく住宅資産額について，消費支出が参照点を上回る場合の係数の推定値は $\beta_h^G = 0.0013$ となり，上記と比較して小さい値を示し，かつ，$\beta_h^G = 0$ に関する帰無仮説は棄却できない。また，非対称な住宅資産効果についての仮説検定の結果からは，$\beta_h^L = \beta_h^G$ の帰無仮説は，10 %水準で棄却される (LR test for $\beta_h^L = \beta_h^G$)[(9)]。この結果から住宅資産に対する消費支出の弾力性を計算すると，$c_{it} < r_{it}$ の場合で約 1.4 %，$c_{it} \geq r_{it}$ の場合で約 0.3 %となる。同様の傾向は金融資産に対しても観察され，推計される金融資産額に対する弾力性は，$c_{it} < r_{it}$ の場合で約 2.6 %，$c_{it} \geq r_{it}$ の場合で約 1.2 %となり，住宅資産の場合と同様に $\beta_f^L = \beta_f^G$ の帰無仮説は棄却されることが分かった。こ

（9）　表 3 では，対立仮説を $\beta_h^L \geq \beta_h^G$ とした片側検定の結果を報告している。なお，検定方法は尤度比検定による。

れらの結果は，理論モデルから予測される非対称な住宅・金融資産効果と整合的である。

これらの結論は，初期の参照点の設定について異なる定式化を用いた場合でも，同様に観察される。具体的に，モデル［3］および［4］のいずれについても，住宅・金融資産に関する係数の推計値は，実際の消費支出が参照点を下回るケースで大きくなる傾向がみられた。また，住宅資産および金融資産に関する消費の資産弾力性についてみると，消費支出が参照点を下回るケースで，参照点を上回るケースに比べ，おおよそ 2〜3 倍程度大きくなることが明らかになっている。また，(5) 式の結果に基づき，$c_{it} \approx r_{it}$ において，損失回避度を表すパラメータ λ を求めたところ，モデル［3］では $\lambda = 2.51$，モデル［4］では $\lambda = 3.47$ という結果が得られた[(10)]。損失回避度の値については，用いる定義や計測手法によっても異なるが，（主として Willingness-to-Pay と Willingness-to-Accept の比較を通じた）いくつかの経済実験では，おおよそ 1.4〜4.8 の値が報告されている（Abdellaoui et al., 2007; Tversky and Kahneman, 1992）。

また，α の推定値に関しては，モデルによって若干異なるものの 0.25〜0.33 程度の大きさになっており，前期の消費支出に応じて参照点が部分的に調整される可能性が示唆されている。また，いずれのケースについても $\alpha = 1$ に関する帰無仮説は棄却されている。

4.2 頑健性のチェック

本項では，いくつかの異なる特定化に基づく実証モデルの推計を行うことで，前項で提示された非対称な資産効果の頑健性を確認する。具体的には，家計の消費支出および資産保有額に関して，異なる定義に基づく変数を利用した推計を行うとともに，世帯主の年齢に応じて異なる資産効果を許容したモデルを推計する。なお，参照点の初期値については，表 3 のモデル［2］と同様の特定化を採用する ($r_{i1} = c_{i0}$)。ただし，紙幅の都合で異なる定式化に基づく推計結果は省略したが，得られる結果は大きく変わらなかった。推計結果は表 4 に示される。

前項では，家計の総消費支出を被説明変数とした推計結果を報告した。しかしながら，KHPS における家計の総消費支出には，住宅の改築や修繕に関する支出が含まれており，このことは推計結果の解釈を難しくしている側面がある。なぜなら，通常改築や修繕を行うことで，住宅の資産価値（自己評価額）は上昇するものと考えられるが，同時にこのための費用が総消費支出に含まれる場合，住宅資産と消費支出の間には見せかけの相関が生じる可能性があるからである。このことに対処するために，表 4 の第 1 列では，分析の被説明変数として，非住宅消費支出を利用した結果を報告している（モデル［5］）。KHPS では，消費支出をいくつかの項目ごとに尋ねている。ここでの非住宅

---

(10) いま，資産保有についての限界消費性向は $\beta^G c_{it}$ および $\beta^L c_{it}$ で表されることに注意すると，(5) 式より，$\lambda = -\left(\left(1-\beta^L r_{it}\right)/\beta^L r_{it}\right) \times \left(\beta^G r_{it}/\left(1-\beta^G r_{it}\right)\right)$ となる。文中の結果は，c_{it} の平均値を利用して，$r_{it} \approx c_{it} = 298.8$ を利用している。なお，モデル［2］の結果についても同様の計算を行ったが，推計された λ の値は 1 を下回り，理論モデルにおける仮定と合致しない結果となった。

表 4　参照点依存型の消費関数の推計結果（頑健性のチェック）

モデル：	［5］		［6］		［7］			
	非住宅支出を用いた推計結果		純資産を用いた推計結果		年齢層ごとに異なる資産効果			
					年齢 <50		年齢 ≥ 50	
被説明変数：ln（消費支出額）	Coef.	(Bootstrap S.E.)	Coef.	(Bootstrap S.E.)	Coef.	(Bootstrap S.E.)	Coef.	(Bootstrap S.E.)
住宅資産額（自己評価）								
$I[c_{it} \geq r_{it}] \times$ 住宅資産額 (β_h^G)	0.0025	(0.0045)	−0.0009	(0.0041)	0.0048	(0.0057)	−0.0025	(0.0045)
$I[c_{it} < r_{it}] \times$ 住宅資産額 (β_h^L)	0.0078	$(0.0030)^{**}$	0.0058	$(0.0035)^{+}$	0.0054	(0.0050)	0.0071	$(0.0032)^{*}$
金融資産額								
$I[c_{it} \geq r_{it}] \times$ 金融資産額 (β_f^G)	0.0161	$(0.0080)^{*}$	0.0055	(0.0055)	−0.0097	(0.0362)	0.0186	$(0.0066)^{**}$
$I[c_{it} < r_{it}] \times$ 金融資産額 (β_f^L)	0.0368	$(0.0091)^{**}$	0.0139	$(0.0067)^{*}$	0.0398	$(0.0122)^{**}$	0.0403	$(0.0132)^{**}$
α	0.2477^{**}		0.2477^{**}		0.2478^{**}			
LR test for $\beta_h^L = \beta_h^G$	1.83^{+}		3.61^{*}		0.01		4.81*	
LR test for $\beta_f^L = \beta_f^G$	3.40^{*}		1.09		2.11^{+}		3.17*	
対数尤度	− 376.99		− 392.64		− 471.91			
サンプルサイズ	4, 397		4, 348		4, 692			

注：**，* および $^{+}$ は推計された係数が 1 %，5 %，10 %水準でそれぞれ統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内はブートストラップ法による標準誤差の推定値。$t \geq 2$ について，参照点は $r_{it} = \alpha c_{i,t-1} + (1-\alpha) r_{i,t-1}$ で定義される。α の推定値に対しては，$\alpha = 1$ を帰無仮説とした尤度比検定の結果を報告。$t = 1$ における参照点としては，前期の消費支出 (c_{i0}) を利用。モデル［5］では，被説明変数として非住宅消費の対数値を利用。モデル［6］では，純住宅資産（自己評価額−住宅ローン残高），および純金融資産（金融資産額−住宅ローン以外の負債額）を説明変数に利用。モデル［7］は，世帯主の年齢層に関するダミー変数との交差項を導入することで，年齢層によって異なる資産効果を許容したモデル。推計にあたっては，表 2 と同一の説明変数を用いているが，家計資産に関連するもの以外の結果は省略している。

消費支出は，総支出から「家賃・地代・住宅の修繕」に関する支出を除いたものとして定義している。結果として，推計された係数はベンチマークとなる結果（表 3，モデル［2］）とほぼ同様の水準となり，総消費支出を用いることによるバイアスは限定的なものであることが示唆される。

表 4 の第 2 列では，家計資産に関する変数について，負債を差し引いた純資産額を利用した結果を報告している。具体的に，住宅資産については自己評価額から住宅ローン残高を除いたものを，金融資産については有価証券（株式・債券）の保有額から住宅ローン以外の負債残高を除いたものを利用している。結果として，消費支出の水準が参照点を下回るケースでは，依然として住宅・金融資産保有額の推計された係数は統計的に有意に正の値を取るものの，その絶対値はベンチマークとなる推計結果に比べ，小さくなる傾向がみられた。実際，$c_{it} < r_{it}$ の場合の住宅資産に対する弾力性の推計値は約 0.9 %となり，前述の弾力性の推計値（約 1.4 %）と比べ，顕著に小さい水準となっている。同様の結果は Bostic et al.（2009）でも観察されており，家計消費は純資産ではなく，名目の資産額に対してより敏感に反応する可能性が示唆されている。ただし，実際の消費支出が参照点を下回るケースでより大きな資産効果が観察される傾向は変わらず，純資産額を利用した場合であっても，非対称な資産効果の存在が示唆される。

よく知られるように，家計の住宅需要は，世帯構成の変化などのライフサイクル要因によって規定される部分が大きい。そのため，例えば若年持家世帯であれば，将来の結婚や出産などにより，現住居の売却時にはより規模の大きい住宅に住み替える可能性が高い。このようなケースでは，住宅価格の上昇により現住居の資産価値が増大したとしても，新たに購入する（より大きな規模の）住宅の購入額も増大するため，ネットでみると利用可能な資源が増加することはなく，住宅資産価値の上昇が消費に及ぼす正の影響は限定的であることが予想される。一方，将来の住宅需要の減少が予想される中・高齢者世帯であれば，住宅の買い替えに伴ってキャピタルゲインが実現することになる。このような議論からは，世帯主の年齢が高くなるほど，住宅資産効果が大きくなることが予想される（Lehnert, 2004; Campbell and Cocco, 2007）。

上記の議論を踏まえ，表 4 の第 3 列および第 4 列では，世帯主の年齢層によって異なる資産効果を許容した推計の結果を報告している。結果として，住宅資産，金融資産ともに，世帯主の年齢が高いグループ（世帯主の年齢が 50 歳以上）で，より顕著な資産効果が観察される。ただしこの場合にも，特に高齢層では，依然として非対称な資産効果の存在が示唆される。

5. 結論

本稿では，消費の参照点依存性に着目し，住宅資産効果に関して理論的，実証的な検討を行った。参照点依存型の選好を持つ消費者の最適消費に関する理論モデルからは，消費の参照点に依存する非対称な資産効果の存在が明らかになった。具体的には，最適な消費水準が参照点を下回るケース

では，そうでない場合と比較して，より大きな資産効果が予想される。この理論的な予測を受けて，慶應義塾家計パネル調査を利用した家計の消費関数の推計を行った。結果として，住宅資産および金融資産に関する消費の資産弾力性は，消費支出が参照点を下回るケースで，参照点を上回るケースに比べ，おおよそ 2〜3 倍程度大きくなることが示された。これらの結果は，異なる家計の消費支出や資産保有の定義を用いた分析においても引き続き観察され，かつ，世帯主の年齢別にみると，高齢者でより顕著に観察された。

（経済学部准教授）

参 考 文 献

[1] Abdellaoui, M., H. Bleichrodt and C. Paraschiv (2007) “Loss Aversion Under Prospect Theory: A Parameter-Free Measurement,” *Management Science*, 53, 1659–1674.

[2] Bostic, R., S. Gabriel and G. Painter (2009) “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data,” *Regional Science and Urban Economics*, 39, 79–89.

[3] Bowman, D., D. Minehart and M. Rabin (1999) “Loss Aversion in a Consumption-Savings Model,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 38, 155–178.

[4] Campbell, J. Y. and J. F. Cocco (2007) “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data,” *Journal of Monetary Economics*, 54, 591–621.

[5] Carroll, C. D. (2004) “Housing Wealth and Consumption Expenditure,” Paper prepared for academic consultants meeting of Federal Reserve Board. Available at ⟨http://econ.jhu.edu/people/ccarroll/papers/FedHouseWealthv2.pdf⟩.

[6] Disney, R., A. Henley and G. Stears (2002) “Housing Costs, House Price Shocks and Savings Behaviour Among Older Households in Britain,” *Regional Science and Urban Economics*, 32, 607–625.

[7] Farber, H. S. (2008) “Reference-Dependent Preferences and Labor Supply: The Case of New York City Taxi Drivers,” *American Economic Review*, 98, 1069–1082.

[8] Juster, F. T., J. P. Lupton, J. P. Smith and F. Stafford (2005) “The Decline in Household Saving and the Wealth Effect,” *Review of Economics and Statistics*, 87, 20–27.

[9] Kahneman, D. and A. Tversky (1979) “Prospect Theory,” *Econometrica*, 47, 263–292.

[10] Kiel, K. A. and J. E. Zabel (1999) “The Accuracy of Owner-Provided House Values: The 1978–1991 American Housing Survey,” *Real Estate Economics*, 27, 263–298.

[11] Kőszegi, B. and M. Rabin (2006) “A Model of Reference-Dependent Preferences,” *Quarterly Journal of Economics*, 121, 1133–1165.

[12] Lehnert, A. (2004) “Housing, Consumption, and Credit Constraints,” Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series 2004–63. Available at ⟨http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2004/200463/200463pap.pdf⟩.

[13] Levin, L. (1998) “Are Assets Fungible? Testing the Behavioral Theory of Life-Cycle Savings,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 36, 59–83.

[14] Naoi, M. (2012) “Reference-Dependent Preferences and Homeowners’ Consumption Responses

to Wealth Shocks." Available at SSRN 〈http://ssrn.com/abstract=2080192〉.

[15] Tversky, A. and D. Kahneman (1992) "Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty," *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297–323.

[16] 木村正一（2005）「2004 年慶應義塾家計パネル調査の標本特性」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE（編）『日本の家計行動のダイナミズム I』，13–41 頁，慶應義塾大学出版会。

[17] 宮内環・C. R. McKenzie・直井道生（2008）「パネルデータ継続調査標本と新規調査標本との比較分析」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE（編）『日本の家計行動のダイナミズム IV』，37–71 頁，慶應義塾大学出版会。