

デフレ下の持家と住宅ローンが世帯レベルの消費に及ぼす影響

—日本の個票データに基づく資産効果の分析—

経済調査部門 主任研究員 石川 達哉
ishikawa@nli-research.co.jp

＜要旨＞

1. 近年、日本以外の多くの先進国で住宅（土地部分を含む、以下同様）の価格上昇が続き、家計消費も堅調であることから、資産としての住宅が家計消費を促進するという「住宅の資産効果」を支持する立場が支配的になっている。金融政策との関連においても、政策金利の変更が家計行動に及ぼす効果に関して、住宅ローン金利の変化による住宅投資や株価の変化を通じた消費への影響に加えて、住宅価格変化を通じた消費への影響という経路が存在することになり、より慎重な金融政策が求められることから、IMFやOECD、各国の中央銀行によって、住宅価格と家計消費の動向が注視されている。住宅価格がファンダメンタルズ価格から乖離して上昇している場合など、やがて住宅価格の反落が起これ、それに伴って消費に負の資産効果を与えることへの懸念は、IMFやOECDの「Economic Outlook」で度々表明されている。
2. 最近になってから「住宅の資産効果」が主張される際の論拠として挙げられるのは、第1に、住宅金融市场の自由化や住宅ローンの利用方法の多様化・柔軟化によって、住宅ローンという負債と対になっている資産としての持家の実態的な流動性が高まったことである。第2に、金融資産のうち株式を保有する世帯の割合は高い国でも2割強であり、その中でも巨額の株式を保有する一握りの資産家に金融資産総額が集中するのに対して、持家は6割強の世帯が保有しており、資産種類別に保有額を見た場合、標準的な世帯にとっては最大の資産額を占めるのは持家であることである。したがって、株価上昇と住宅価格上昇を比較した際、キャピタル・ゲインという恩恵がより広範な世帯に及ぶのは住宅価格上昇の方である。実際、米国では住宅を担保として借入金を住宅以外の用途で用いるホーム・エクイティ・ローンの利用が趨勢的に増加しており、2000年代以降の米国および英国では、住宅価格上昇による持家の担保価値増大を背景に、買い替えや住み替えを伴わない形での住宅ローン借換え（リファイナンス）を行う世帯が急増した事実がある。両国ともに、借換えによって得られた資金の一部は消費に充当されていることがアンケート調査結果から裏付けられたのである。
3. 住宅が消費に対して資産効果を持つことを裏づける実証研究は、IMFやOECDのス

タップによる分析レポートが幾つか存在し、金融資産よりも住宅資産の方が効果が大きいという結果を得ているものもある。しかし、住宅市場や法制度の異なる各国のデータをプールしたパネル分析や、1国の一時系列データに基づく計量分析がほとんどであり、論拠に対応する近年という条件を満たす世帯レベルでのデータ（個票データ）に基づく実証研究は数少ない。前述のアンケート調査でも、借換えによって得られた資金は住宅ローン以外の債務の返済や金融資産の積み増しにも使われておれ、消費促進の量的な大きさは定かではない。

4. 翻って日本においては、「資産デフレ」「負債デフレ」という表現が幅広く浸透しているが、地価下落や住宅ローンの名目額が固定される中での一般物価の下落が消費を抑制する可能性を明示的に意識した実証研究は非常に乏しい。理由として考えられるのは、第1に、80年代後半の地価上昇期において、担保価値上昇を背景とした借入れの増大や設備投資の増加は中小企業を中心とした企業部門に妥当することであり、土地や持家は金融資産とは異なって家計消費に対する資産効果は持たないとする実証研究が支配的であったことである。第2に、90年代以降は地価下落が持続しており、マクロ的に見たバランスシート損壊の影響は、資産超過主体である家計部門よりも負債超過主体である企業部門や企業部門へ多額の貸し出しを行っていた金融機関に、より強く現れると考えやすいことである。第3に、日本の中古住宅市場は流通性に乏しいうえ、広い持家を取得した家計が引退後に狭い持家に住み替えて、持家の一部を金融資産に転換するというような、資産としての持家を有効活用する行動は十分に根付いていないことである。
5. しかし、2003年に経済産業省が実施したアンケート調査「資産デフレが企業・家計に及ぼす影響」によると、これまでの地価下落で消費を減少させたと回答する持家世帯の割合は4割を超えており、地価下落が持続する中で家計が持家を資産として認識し、その中で「住宅（持家）の資産効果」（この場合は負の資産効果）が働いている可能性は十分にある。これを計量的に検証するには、世帯レベル（個票）のデータを用いることが必要である。
6. そこで、生命保険文化センターが99年に実施した「核家族世帯における家計の現状」に関する調査データのうち、実態的に片働きと言える勤労者世帯（夫婦のうち片方は年収103万円以下、夫婦ともに自営業には従事せず）の個票をもとに、単純最小二乗法により消費性向関数の計測を実施した。まず、扶養する子どもの年齢階層と当該の人数も加味して、主たる働き手の所得税・住民税・社会保険料を計算し、世帯全体の可処分所得を求めた。次に、消費性向を被説明変数、金融資産、実物資産（主として持家）、住宅ローン、他の借入金それぞれの可処分所得比と可処分所得の逆数を説明変数とする消費性

向関数を基本型とした。推定係数はすべて有意で、可処分所得の限界消費性向は 0.37、
ストック変数の限界消費性向に関しては、金融資産 0.010、実物資産 0.007、住宅ローン
-0.043、他の借入金-0.043 であった。この推定値に基づくと、99 年の日本においては「住
宅の資産効果」が存在するだけでなく、地価下落が止まても、保有実物資産の時価が
住宅ローン残高の 6 倍程度存在しないと、消費に対して抑制効果が働くことになる。

7. 推計式を変えると推定係数が安定しない部分もあり、推定方法や結果の更なる吟味は必
要であるが、消費に対する資産効果に関して、住宅資産が正、住宅ローンが負である点
は共通している。日本においても、米国や英国のように住宅ローンの利用方法が多様化・
柔軟化したり、中古持家市場の流通性が向上したり、持家と代替的な借家のストックが
増えたりすれば、資産としての持家の流動性が増し、前述のような「正味住宅資産は正
なのに消費に対して抑制効果が働く」頻度は大きく低下するであろう。

* 本稿の分析・執筆に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・
アーカイブから「核家族世帯における家計の現状 1999」(財団法人 生命保険文化センター)の個票
データの提供を受けました。記して感謝致します。

＜目 次＞

1. はじめに	64
2. 住宅の資産効果に関する海外での先行研究	65
(1) 住宅の資産効果が注目される背景	65
(2) 住宅の資産効果に関する海外での最近の実証研究事例	68
3. 住宅の資産効果に関する日本の先行研究	72
(1) 資産価格上昇期を対象とした消費に対する資産効果の先行研究	72
(2) 資産価格下落期を対象とした消費に対する資産効果の先行研究	74
4. 個票データに基づく消費性向関数の計測	78
(1) 分析対象世帯の範囲と特徴	78
(2) 消費性向関数の基本型の計測結果	80
(3) 帰属家賃消費を考慮した消費性向関数の計測結果	81
5. おわりに	83

1. はじめに

日本においては、「資産デフレ」や「負債デフレ」という言葉は一般用語として通用するほど社会に幅広く浸透しているが、その言葉が意味する対象や実証的な根拠については、必ずしも定かではない。特に、地価下落が常態化して以降、資産としての土地や持家（住宅の家屋部分と敷地部分の両方を含む。以下、同様）が家計の消費行動に与える影響については、計量的な実証研究は非常に少ない。

海外に目を転じると、多くの先進国において、近年は住宅価格の上昇と堅調な消費が続いている。OECD（2004）によると、実質住宅価格に関して1995～2002年の間の平均変化率がマイナスだったのは、統計が存在するOECD諸国の中では日本・ドイツ・スイスのみだという。また、近年の住宅金融市场の構造変化を背景に、資産としての住宅（家屋部分と敷地部分の両方を含む。以下、同様）が消費を促進するという見方が強まり、2000年頃からIMFやOECD、各国の中央銀行スタッフによって実証研究が続けられている。分析結果のほとんどはこの見方を裏付けるものであるため、「消費に対する住宅の資産効果」を支持する立場が支配的になっていると言っても過言ではない。ただし、住宅価格と家計消費の関係が注目されるようになってからのマクロ統計は十分に蓄積されておらず、そうした状況下での分析であるため、使用データや分析手法に問題なしとは言えないものも少なくなく、「住宅の資産効果」の定量的な大きさも研究によってかなり幅がある。望ましいのは、近年の世帯レベルのデータ（個票データ）に基づく計量分析である。

同様のことは、日本にも当てはまる。地価上昇期の実証研究においては、土地や持家には「消費に対する資産効果」は認められないとするのがほぼ定説だった。しかし、地価下落が持続し、持家の時価が住宅ローン残高を下回るという経験をする家計も現れる中で、資産としての持家に対する認識が変わった可能性がある。つまり、近年の日本における「消費に対する住宅の資産効果」の有無は実証分析を通じてしか判断できないし、そのためには、個票データの利用が不可欠である。当然ながら、「住宅の資産効果」が検証されれば、地価下落による消費抑制効果を裏付けることになる。

本稿は、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブから提供を受けた「核家族世帯における家計の現状 1999」（財団法人 生命保険文化センター）の個票データの一部を利用して、可処分所得と各種の資産・負債を説明変数とする消費性向関数を計測するものである。主たる目的は、資産種類によって消費促進効果が異なることも含めたうえで「住宅の資産効果」を定量的に捉えることにある。資産から負債を控除した純資産を説明変数とせずに、資産と負債をそれぞれ説明変数として採用するのは、負債による「負の資産効果」が確認できれば、負債の名目額が固定される中での一般物価の下落によって実質負債の増大が消費抑制するという「負債デフレ」の効果を示せること、借入（住宅ローン）によって資産（持家）を得た場合など、資産の消費促進効果よりも負債の消費抑制効果が大きければ、純資産が正の値でも全

体としては抑制効果が働く可能性があることについて検証できるからである。

以下の構成は次のとおりである。次の第2節では、海外における先行研究、特に、IMFやOECD、各国中央銀行スタッフによる計量分析を簡単に紹介する。それに先立って、住宅価格と消費の関係が注目されるようになった経緯や「住宅の資産効果」の論拠となる考え方についても、説明する。第3節では、日本に関して、まず、地価上昇期の代表的な実証研究を紹介し、次に、資産デフレに関する家計に対する意識調査の結果も踏まえながら、地価下落期において「住宅の資産効果」を検証しようとした数少ない実証研究を紹介する。第4節では、前述の個票データを用いた消費性向関数の計測結果を報告する。最後に、分析結果を踏まえた総括を行う。

2. 住宅の資産効果に関する海外での先行研究

(1) 住宅の資産効果が注目される背景

実は、米国においては「消費に対する住宅の資産効果」についての実証研究は専門的な研究者によって、80年代から行われており、肯定的な結果と否定的な結果が相半ばしていた。こうした状況が一変したのは、ほぼ2000年頃である。IMFやOECD、各国の中央銀行という政策に直結する機関の研究スタッフによって、「消費に対する住宅の資産効果は大きい」ことを明らかにする意図を持った実証分析がなされ、公表され始めたのである。それを後押しすることになった象徴的な出来事は、90年代後半から2000年代初頭にかけての米国と英国における株価および住宅価格と家計消費の推移であろう。

米国と英国の住宅価格上昇の加速は90年代後半から始まっており、その時点では株価上昇率の方がはるかに高かった。しかし、社会の生産性上昇を背景に90年代を通じて高騰を続けてきた株式が2000年に下落傾向に転じ、2003年半ばまで調整局面にあったにもかかわらず、住宅価格は一貫して好調を続けたばかりか、その上昇率がさらに高まったのである。株価が下落し、調整局面を迎えた当初は、「消費に対する株価の資産効果」がマイナス方向に働くこと、すなわち、「株価下落→家計保有の金融資産減少→家計消費の抑制」という経路での力が強く作用することを多くの人が予想したが、現実にはそうはならなかった。それどころか、両国の消費は好調を続けたのである。そして、この頃から住宅の資産効果は株式や他の金融資産よりも大きいのではないかという見方さえ台頭するようになったのである。

そして、世帯レベルでの金融資産および実物資産保有の構造や、近年の住宅金融市場の構造変化と照らし合わせると、住宅の資産効果の大きさは別にして、それが無ではないことを支持する客観的事実が揃っていたのである。

第1に、住宅金融市場の自由化や住宅ローンの利用方法の多様化・柔軟化によって、住宅ローンという負債と対になっている資産としての持家の実態的な流動性が高まったことである。

図表-1 主要先進国における株式を保有する世帯の割合

国 (調査年)	日本(2004年) 総世帯		米国 (2001年)	英国 (2001年)	ドイツ (2000年)	イタリア (1998年)	フランス (2000年)
	2人以上 世帯	単身世帯					
株式保有世帯の 割合(%)	11.3 (14.7)	11.5 (14.7)	9.0 (13.8)	21.3	25.0	9.8	7.8
							12.7

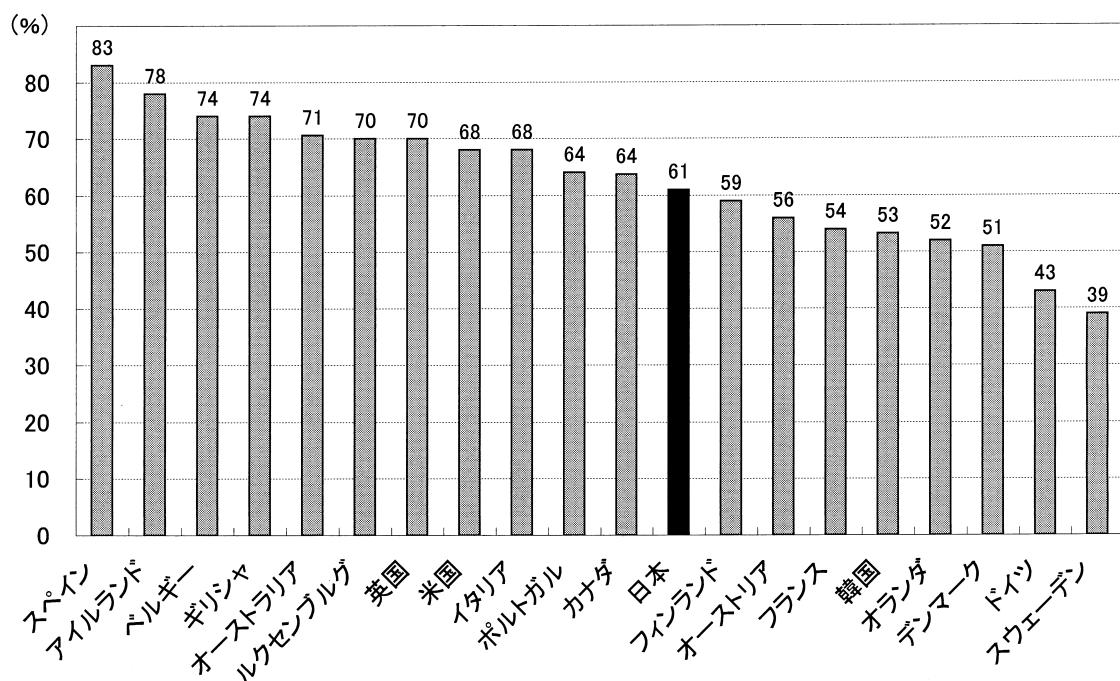
(注) ①()内はなんらかの金融資産を保有している世帯における割合

②英国の株式欄は社債・地方債・外国債券を含む計数

(資料) 日本は金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」、米国はFRB「Consumer Finance Survey」、英国は国家統計局「Family Resources Survey」、他はNorman, Barriell and Weeken(Bank of England Quarterly Bulletin: Spring 2002)

第2に、金融資産のうち株式を保有する世帯の割合は高い国でも2割強であり、その中でも巨額の株式を保有する一握りの資産家に金融資産総額が集中するのに対して、持家は6割強の世帯が保有していることである。

図表-2 先進国における持家世帯の割合



(資料) 日本「住宅・土地統計調査」(2003年) 米国「American Housing Survey」(2001年) EU「Housing Statistics in the European Union 2002」等に基づいて作成

資産種類別に保有額を見た場合、標準的な世帯にとって最大の資産額を占めるのは持家である。したがって、株価上昇と住宅価格上昇を比較した際、キャピタル・ゲインという恩恵がより広範な世帯に及ぶのは住宅価格上昇の方である。また、株価は短期間で大きく変動するために、価格上昇が一時的なものか恒久的なものか確信を持ちにくいと指摘する論者もある。

図表－3 主要先進国における資産中度

	上位 10%の資産家による 正味資産の占有度	研究論文の執筆年次
米国	70.9	2000
カナダ	55.7	2002
英国	54	－
西ドイツ	42	2002
イタリア	48.7	2002
スウェーデン	49	1998
フィンランド	40	2002
オーストラリア	45	2001

(資料) 太田清(2003)「日本における資産格差」樋口美雄編『日本の所得格差と社会階層』
第2章(P. 30)より引用

図表－4 日本・米国・英国における資産中度

	日本 (1999年)		米国 (2001年)		英国 (2000年)	
	上位 1%	上位 10%	上位 1%	上位 10%	上位 1%	上位 10%
金融資産	－	39.3	31.5	72.0	－	－
持家を除く 正味資産	－	－	43.2	84.4	32	72
正味資産	－	－	32.3	69.7	22	54

(資料) 拙稿 (2004)「住宅価格変動と家計の消費および資産・負債-日本・米国・英国の比較」
『ニッセイ基礎研 Report』2004年2月号より再掲

図表－5 日本・米国・英国における世帯レベルでの資産・負債の平均的な内訳

	日本 99年 (万円)	米国 2001年 (千ドル)	英国 2001年 (ポンド)
正味資産額 (中位値)	2,382.6	86.1	
正味資産額 (平均値)	3,868.9 (100%)	395.5 (100%)	123,807 (100%)
金融資産	1,304.2 (34%)	189.0 (48%)	79,814 (64%)
株式	160.8 (4%)	40.8 (10%)	17,477 (14%)
実物資産	2,996.2 (77%)	261.0 (66%)	62,554 (51%)
持家	2,318.7 (60%)	122.1 (31%)	57,816 (47%)
負債	-431.5 (-11%)	-54.4 (-14%)	-18,561 (-15%)
住宅ローン	-373.9 (-10%)	-40.9 (-10%)	-5,615 (-5%)

(注) 英国の株式欄は社債・地方債・外国債券を含む計数

(資料) 拙稿 (2004)「住宅価格変動と家計の消費および資産・負債-日本・米国・英国の比較」
『ニッセイ基礎研 Report』2004年2月号より再掲

実際、米国では住宅を担保として借入金を住宅以外の使途で用いるホーム・エクイティ・ローンの利用が趨勢的に増加しており、2000年代以降の米国および英国では、住宅価格上昇による持家の担保価値増大を背景に、買い替えや住み替えを伴わない形での住宅ローン借換え（リファイナンス）を行う世帯が急増した事実がある。両国ともに、借換えによって得られた資金の一部は消費に充当されていることが、中央銀行によるアンケート調査結果から裏付けられたのである。

このような特別な状況は米国や英国に固有のものだとしても、金融自由化や金融技術の革新が住宅金融分野でも進行し、住宅ローンの利用方法の多様化・柔軟化によって、住宅ローンと対になっている持家の実態的な流動性が高まったことは、他のヨーロッパ諸国に関しても当てはまる事であろう。有益な金融手法、金融技術は、国際的にスピルオーバー（伝播）するのも早いからである。

「消費に対する住宅の資産効果」が量的に無視できない大きさを持つのが事実だとすれば、金融政策の変更に伴って住宅価格が変化したり、何らかの要因で住宅価格が自律的に変動したりすれば、GDPにおける最大の重要項目である家計消費も影響を受けることになる。政策金利の変更が家計行動に及ぼす効果に関しては、従来は、住宅ローン金利の変化による住宅投資や株価の変化を通じた消費への影響を中心に考えられてきたが、住宅価格変化を通じた消費への影響という経路が加われば、より広範囲の影響力を持ち、非常に慎重な金融政策が求められることになる。IMFやOECD、各国の中央銀行によって、住宅価格と家計消費の動向が注視されているのはこうした背景からであろう。そして、政策当局にとって重要なのは「住宅の資産効果」の量的な大きさと効果が発現するスピードであり、実際、IMFやOECD、各国中央銀行の研究スタッフによって、精力的な実証分析が試みられてきた。

(2) 住宅の資産効果に関する海外での最近の実証研究事例

年2回公表されているIMFの「World Economic Outlook」およびOECDの「OECD Economic Outlook」において、住宅価格や住宅投資と景気循環の関係がトピックス的なテーマとして取り上げられたことはこれまであったが、「消費に対する住宅の資産効果」や「住宅の限界消費性向」という明確な言葉が用いられ、資産としての持家が消費に与える影響に焦点が当てられたのは、2000年12月の「OECD Economic Outlook No. 68」における「House prices and economic activities」がおそらく最初である。具体的な計測方法は記されていなかったが、米国・日本・フランス・英国・カナダに関して、「住宅資産の限界消費性向」の計測結果（図表-6）が掲載された。そして、この結果から、住宅価格によって、96～99年の米国の家計貯蓄率（マクロベース）に対しては0.4%、英国の家計貯蓄率（マクロベース）に対しては2.0%押し下げ効果があったと試算されている。

図表－6 資産効果の計測事例①（限界消費性向）

	正味資産	住宅資産
米国	0.04	0.05
日本	—	0.16 *
フランス	0.03	0.04 *
英国	0.02	0.03 *
カナダ	0.05	0.12

(注) *は住宅ローン残高を控除した純住宅資産ベース

(資料) OECD (2000) 「OECD Economic Outlook No. 68」

通常、限界消費性向と言えば、実質可処分所得が1単位（1円）増えた場合に実質消費がどれだけ増えるかを表すが、「住宅資産の限界消費性向」とはその「実質可処分所得」を「実質住宅資産」に読み替えた概念である。そして、次式から明らかのように、「住宅資産の限界消費性向」と「住宅資産の消費に対する割合（倍率）」の積は「消費の住宅資産に関する弾力性（実質住宅資産が1%変化した場合に実質消費が何%変化するか）」に一致する。マクロ的に見ると、「住宅資産の消費に対する割合（倍率）」は2～4倍程度あるから、かりに「住宅資産の限界消費性向」が0.05だとしたら、「消費の住宅資産に関する弾力性」は0.1～0.2あることになる。つまり、「住宅資産の限界消費性向」が「可処分所得の限界消費性向」より一桁小さい値であっても、家計の消費に対して十分な影響力を持つ大きさだと言える。

$$\frac{\Delta C}{\Delta W} \times \frac{W}{C} = \frac{\frac{\Delta C}{\Delta W}}{\frac{C}{W}}$$

ただし、C：実質家計消費、W：実質住宅資産残高

その後の他の研究や後述の本稿における計測結果と比較しても、日本の住宅の限界消費性向0.16という計測値は明らかな過大推定と思われるが、国毎に値が異なる限界消費性向という形で資産としての住宅が消費に与える影響を明示し、専門的な研究者だけでなく、幅広い関心を集めたことには大きな意義がある。

また、IMFの「World Economic Outlook」の中で住宅の資産効果に関する計量分析が掲載されたのは、「World Economic Outlook 2002 April」における特集記事「Is Wealth Increasingly Driving Consumption？」がおそらく最初である。先進16ヶ国を直接金融中心の「市場金融型国グループ」と間接金融中心の「銀行金融型国グループ」とに二分し、それぞれについて各国の1970～2000年のデータをプールし、固定効果を含む消費関数をエラー・コレクション・モデルによって推定するという方法論まで明示している。同一グループの中でも住宅の市場構造や取引慣行、歴史的経緯が異なる国々を一括りにして扱うのはやや無理があるが、計量分析に際してのデータ数の制約ゆえのことと考えられる。固定効果を含めるのは、定数項部分にだけでも国毎の違いを

反映する意図によるものであろう。推定に際しての関数型にエラー・コレクション・モデルを採用しているのは、消費の決定要因に変化が生じた場合、その影響が完全に浸透して安定的な均衡状態に達するのには時間を要する可能性があるため、短期的な効果と長期的な効果を識別して、金融政策への含みを持たせるのが目的であろう。ちなみに、「市場金融型国」としてはオーストラリア、カナダ、アイルランド、オランダ、スウェーデン、英国、米国の7カ国を、「銀行金融型国」としてはベルギー、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、日本、ノルウェー、スペインの9カ国を選び、グループ分けしている。

図表－7 資産効果の計測事例②（長期的効果）

	株式 (限界消費性向)		住宅資産 (消費に対する弾力性)	
	1970～2000年	1984～2000年	1970～2000年	1984～2000年
市場金融型国	0.030	0.043	0.027	0.070
銀行金融型国	-0.002	0.009	0.045	0.043
全体	0.009	0.020	0.028	0.053

(資料) IMF (2002) 「World Economic Outlook 2002 April」

推定されたモデルの係数から算出された長期的な資産効果の大きさは図表－7のとおりである。そして、①「市場金融型国グループ」と「銀行金融型国グループ」のいずれも、住宅の資産効果の方が株式の資産効果よりも大きい、②資産効果は近年増大しており、各国の資産価格の連動性が高まったことと相俟って、景気循環の国際的な同時性を強めている、と結論づけている。さらに、シミュレーションを通じて、現実の住宅価格上昇は「市場金融型国グループ」の家計貯蓄率を2%押し下げ、「銀行金融型国グループ」の家計貯蓄率を1.5%押し下げたとしている。

これらを契機に最新号に至るまで、「World Economic Outlook」と「OECD Economic Outlook」では、ほぼ毎年、住宅価格や住宅資産と消費の関係がトピックテーマとして扱われている。それは、この間、各国で住宅価格の上昇が続いてきたからでもあり、住宅価格の反落が起こった場合、それに伴って消費に負の資産効果を与えることへの懸念は、「World Economic Outlook」と「OECD Economic Outlook」で度々表明されている。そして、IMFの「World Economic Outlook 2004 September」では、住宅価格と家賃を対比させた指標などから、英国・オーストラリア・アイルランド・スペインでは住宅価格がファンダメンタルズ価格から乖離していること、すなわち、バブルの可能性をはつきりと指摘している⁽¹⁾。

(1) 米国に関しては、地区連銀の研究スタッフによる分析レポートが幾つか公表されており、Krainer (2003) や McCarthy and Peach (2004) に代表されるようにバブルの可能性については否定的である。

各国の中央銀行の分析スタッフによる研究も精力的に行われてきた。例えば、イギリス銀行(BOE)の研究スタッフによる実証分析には Davey (2001)、Aoki, Proudman and Vlieghe(2002)などがある。前者は住宅価格上昇と消費を巡る事実と背景の整理を行って、イギリス銀行の四季報にまとめている。後者は、金融政策変更に伴う住宅価格、住宅投資、民間消費の反応速度を過去と近年に分けて比較する計量分析を行い、近年は住宅担保借入の普及によって消費の感応度が高まった反面、同じ要因が住宅価格と住宅投資の感応度を下げる方向に作用しているとの結果を得ている。

米国のF R Bスタッフの Bertaut(2002)は、株価や住宅資産を説明変数に含む消費関数の計測結果に基づき、資産の限界消費性向や消費に対する弾力性に関する国際比較を試みている。株式と住宅資産の限界消費性向の大きさは国によって異なるだけでなく、採用する関数型によって変わってしまうという意味で、安定的な計測結果とは言えない面もある。米国のデータを対象に日本銀行スタッフが行った研究に関しては、峯岸・石崎(2002)があり、住宅価格の推移やホーム・エクイティ・ローン利用の高まりなどの背景を踏まえたうえで消費関数の計測を行い、長期の限界消費性向は金融資産 (0.082) の方が大きいが、住宅資産 (0.029) のそれも無視できない大きさであること、短期的には住宅資産の影響が大きく出易いという結果を得ている。また、韓国(BOK)では Kim and Moon(2001)による株式と住宅の消費に対する資産効果の計測が行われ、長期においてはむしろ住宅資産の方が大きいという結果を得ている。

このように、短期間に国際機関や中央銀行関係者によって、住宅の資産効果を巡る様々な実証分析が行われ、どれもその存在を肯定する結果であったが、量的な大きさに関してはコンセンサスが形成されるレベルとは言い難い。前述のF R BやBOEによるアンケート調査結果においても、借換えによって得られた資金は住宅ローン以外の債務の返済や金融資産の積み増しにも使われるなど、消費の増加に充てられるケースは全体の一部に過ぎない。また、研究によっては、計量分析における推定係数の有意性や結果の頑強性の点では課題を残しているのも事実である。いずれにしても、住宅の資産効果が着目されるようになってからのマクロ経済統計は十分に蓄積されておらず、そうした中で過去からの1国の時系列データを用いたり、市場構造の異なる各国のデータをプールして利用したり、というデータ上の制約が結果に少なからず影響していると見られる⁽²⁾。

こうした中、専門的研究者である Case, Quigley and Shiller (2001)は、1982～1999年という比較的限定された期間を対象に、米国の州別データを用い、関数型によって若干推定係数の大きさが変わるという部分は残ったものの、すべての説明変数の係数推定値が有意で、住宅資産の方が株式資産の係数値を上回るという結果を得ている。

より望ましいのは、近年の世帯レベルのデータ（個票データ）の利用に基づく計量分析であろう。実際、2004年になると、同一家計を追跡調査するパネル調査として定評の高いPSID (Panel

(2) 住宅の資産効果自体は以前から存在していたとする立場も可能である。

Study of Income Dynamics) を利用した精緻な実証研究が幾つか登場している。

Hurst and Stafford(2004)は、89～96年 の PSID データに基づいて、住宅ローンの借換え（リファイナンス）費用が近年引き下げられたことが資産としての持家の利用可能度を高め、借入制約に直面している家計の予備的貯蓄の必要性を低下させ、借換えによって得た資金の 2/3 を消費増に充てていることや、借入制約に直面していない家計の場合には借換えによって利子支払の軽減やバランスシートの再構築を行っていることを明らかにしている。

また、Juster, Lupton, Smith and Stafford(2004)は 84、89、94 年の PSID データを利用し、資産効果の中でも資産種類別のキャピタル・ゲインと自発的な貯蓄(金融資産の積み増しおよび住宅投資)との関係に焦点を当て、株式のキャピタル・ゲインの貯蓄性向に対する限界的な効果(= 1 - 限界消費性向)は -0.191、住宅のキャピタル・ゲインは -0.03 というように、株式の影響の方が大きいという結果を得ている。

F R B スタッフの Lehnert(2004)は、消費に対する住宅の資産効果の分析に特化し、68～99 年の PSID データのうち家族構成が大きく変化した世帯など分析の枠組みに見合わない世帯を除外したうえで、分析対象世帯全体の住宅の限界消費性向が 0.024(住宅資産以外にも影響力を与える要因を制御した計測の場合は 0.031)であることを明らかにしている。5 区分の年齢階層別に分けた計測においては、25～34 歳の最若年層と 52～62 歳の階層で特に限界消費性向が高く、前者に関しては、住宅価格上昇に伴う持家の担保価値増大が予備的貯蓄の必要性や借入制約を緩和させること、後者に関しては、引退に備えた貯蓄準備がほぼ完了し、持家資産の取り崩しによって引退後の消費を積極的に行える立場になることを、理由として挙げている。

3. 住宅の資産効果に関する日本の先行研究

(1) 資産価格上昇期を対象とした消費に対する資産効果の先行研究

前節での海外における先行研究の紹介から明らかなように、土地や持家の資産価格の変化が家計の消費・貯蓄行動へ与える影響については、資産の種類によって家計消費への与える影響度が定量的にどれくらい異なるのか、その中で土地や持家の影響度は大きいのか小さいのかという問題として読み替えることができる。そして、それは金融資産および実物資産（主として持家）の残高を説明変数に含む消費関数の推計を通じて検証することができる。資産の種類によって流動性が異なることがこうした影響度の差異をもたらしている基本的な理由である。消費における流動性制約と言えば、通常、借入に対する制約が現時点での消費の抑制や生涯の消費・貯蓄計画に影響するという意味で語られる。しかし、保有資産を取り崩して消費を行う、あるいは、将来取崩しが可能な資産を保有している世帯の方が保有資産を持たない世帯よりも現時点で多額の消費を行うことができるという文脈にまで拡張すれば、消費に対する流動性制約は、保有資産の流動

性の問題も含めてより広義に考えることができる。

実物資産を含めた資産効果と流動性制約に関する日本の代表的な研究としては、小川・北坂（1998）が挙げられる。資産の種類によって流動性には差があり、それを反映した限界消費性向が異なることが明らかにされている。その分析手法の特徴は次のとおりである。

まず、第1は、日本のマクロ経済統計の多くは右上がりのトレンドを持つデータが多く、変数相互の相関関係が高いために、多重共線性の問題が生じやすすことへの対処である。具体的には、

「県民経済計算年報」をベースに様々な統計を整合的な形で組み合わせ、80、85、90年の都道府県別のデータセットを作成し、パネル・データとして採用したことである。第2に、可処分所得と消費には持家の帰属計算を反映するなど、データ加工の各局面において、マクロ経済統計の最も中心的な存在である「国民経済計算体系」の概念に合わせ、得られた結果がマクロ経済的な効果として読めるように工夫していることである。第3に、金融資産か実物資産かという区分に基づく推定モデルだけなく、すべての資産・負債を正味資産というひとつの変数に統合したケースから、流動性の異なる各種資産種類毎に説明変数を区分したケースまで、先駆的な仮定を置かず様々な推定モデルを想定して、消費関数の計測を行っていることである。

図表-8 小川・北坂（1998）の計測結果

方程式番号	総資産 TW	純金融資産 FW	流動性金融資産 LW	非流動性資産 ILW	有価証券 SEC	その他の流動資産 OLW	実物資産 RW	可処分所得 DY	世帯人員 SETAI	65歳以上人口割合 AGE	農家家計の割合 FARM	インフレ率 INFL	自由度修正済み決定係数 標準誤差
1			0.0481 (1.91)	-0.0531 (-1.06)			-0.001 (-0.29)	0.3882 (4.30)	-68935 (-0.42)	113262 (4.29)	10726 (-1.13)	895.7 (0.13)	0.8272 141027
2	0.0041 (1.64)							0.4202 (4.73)	-92683 (-0.56)	115482 (4.32)	8942 (1.02)	-519.5 (-0.08)	0.8227 142824
3		0.027 (1.20)					0.0026 (0.88)	0.3988 (4.38)	-78727 (-0.48)	114512 (4.28)	12780 (1.34)	-2456 (-0.36)	0.8228 142786
4			0.0488 (2.44)					0.3838 (4.39)	-67975 (-0.42)	113473 (4.32)	13798 (1.65)	-1825 (-0.28)	0.8289 140333
5					0.0638 (1.64)	0.0284 (0.57)		0.3878 (4.39)	-58652 (-0.36)	114592 (4.33)	12557 (1.42)	-2245 (-0.34)	0.8273 140972

(注) 被説明変数: 世帯当たり実質消費。下段の()内はt値

(資料) 小川・北坂（1998）「資産市場と景気変動」日本経済新聞社、P.239より引用

その主たる計測結果は、図表-8のとおりである。有意な資産効果が認められるのは、金融資産、特に、ネットの流動性資産（預貯金+有価証券-負債）である。同じ金融資産の中でも、「非流動資産」（金融資産のうち流動性資産を除いた資産；保険と金融機関外の金融資産）に関しては、消費に対する資産効果を表す推定係数は有意ではない。分析対象とした各種資産の流動性の違いに由来する資産効果には確実に格差が存在するものと言える。そして、持家に代表される実物資産の係数は有意ではないという結果が示されている。小川・北坂（1998）が分析対象期間とした地価上昇期においては、持家の資産価値が増した家計が、それを理由に消費を増やした訳ではなかったという解釈は動かし難い。

このように、80年代後半の地価上昇期において、土地や持家は金融資産とは異なって家計消費に対する資産効果は持たないとする実証研究が支配的である。同時に、この時期に地価上昇の影響で行動を変えたのは中小企業を中心とした企業部門であることに、異を唱える立場はほとんど見られない。多くの実証研究が、中小企業を中心とした企業部門が担保価値上昇を背景とした借入れの増大や設備投資の増加を行ったことを明らかにしている。皮肉にも90年代以降は地価下落が持続しているが、これらの実証分析結果を踏まえれば、マクロ的に見たバランスシート損壊の影響は、資産超過主体である家計部門よりも負債超過主体である企業部門や企業部門へ多額の貸し出しを行っていた金融機関に、より強く現れると考えるのが自然であろう。

ただし、地価上昇期と地価下落期とでは、影響の受け方や変化に対する反応がすべての経済主体において対称的に現れるとは限らないことにも注意しなければならない。しかも、変化したのは地価にとどまらない。高齢化が着実に進行する一方、低成長と物価下落が常態化し、企業が賃金・雇用体系や福利厚生制度の見直しを行う中で、失業率が上昇して所得は伸び悩みや減少をするなど収入面での不安要素が増し、負担面では社会保険料率の上昇が続くというように、家計を巡る経済環境は80年代末からは大きく様変わりしている。その中で資産としての持家に対する考え方や家計消費との関係も変わっているかもしれない。

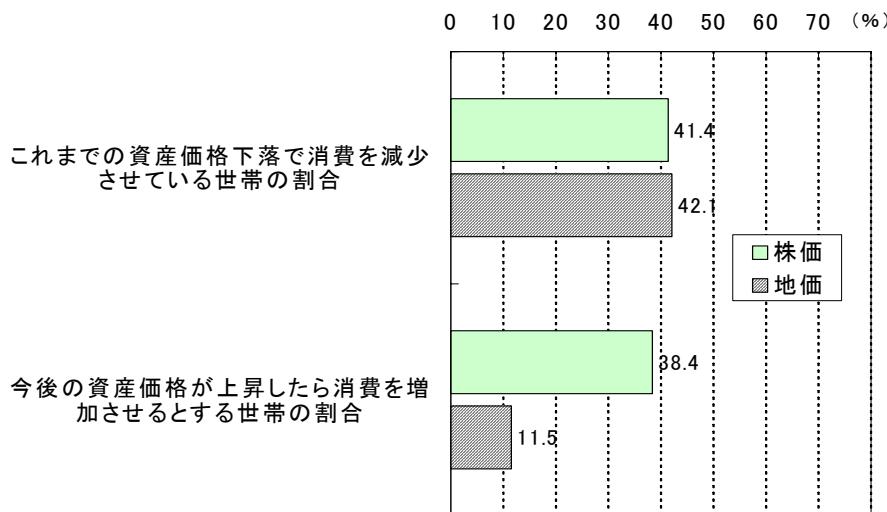
もちろん、家計における資産としての位置づけが変わっているとも限らない。「資産デフレ」や「負債デフレ」という言葉は一般用語として使用できるほど社会に浸透しているが、家計行動に関して論理的な可能性は指摘されても、計量的な実証はほとんどなされてこなかったからである。

(2) 資産価格下落期を対象とした消費に対する資産効果の先行研究

こうした素朴な疑問に対して、非常に明瞭な指針を与えてくれるのが、2003年10月に経済産業省が公表したアンケート調査「資産デフレが企業・家計に及ぼす影響」の結果である。調査対象、質問項目は多岐にわたっているが、回答の方式は、例えば、「影響を受けた」「受けない」「どちらでもない」という定性的な選択肢の中から選ぶ方式である。回答者の属性に応じて、それぞれの回答選択肢別に選択された割合を集計し、数値として示している。その意味では、資産価格下落に伴う消費や投資への影響の大きさを直接定量的に示す結果とは言えないが、家計・企業とともに資産価格下落の影響を受けていることを確実に示している。

まず、家計が所有する株価や地価の下落による消費への影響に関しては、株式保有者・土地所有者のいずれも、約4割の家計が実際に「消費を抑制した」と回答している。また、いずれも、「変化なし」という家計が5割超を占め、「増加させた」とする家計は5%に満たない。

図表－9 資産デフレと家計の意識

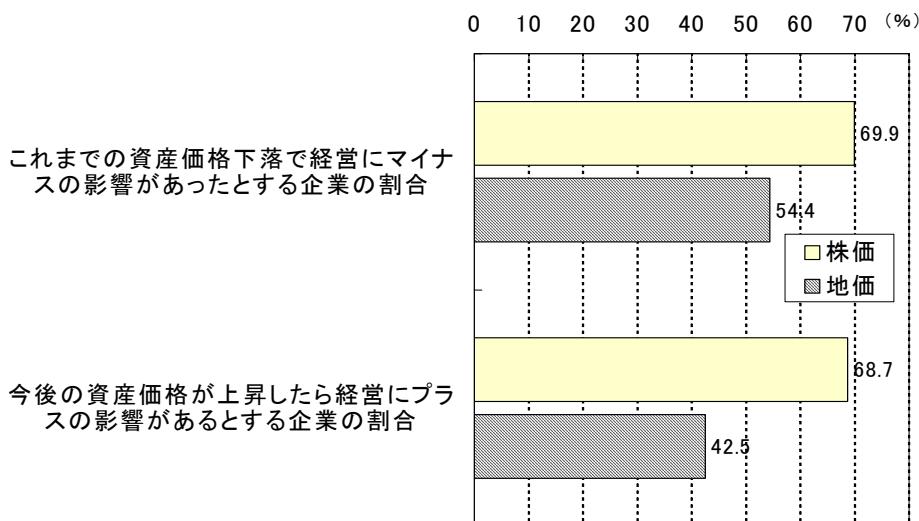


(資料) 経済産業省「資産デフレが企業・家計に及ぼす影響」(2003年10月)に基づいて作成

所有する資産の価格が今後上昇した場合に消費を増加させるかどうかについては、株式と土地とで大きな違いが見られる。株価上昇に際しては、4割弱の家計が「増加させる」としており、「変化なし」「減少させる」という回答も含めて、実績と辯證が合う内容になっている。他方、地価上昇に際しては、「増加させる」とする家計は約1割にとどまるなど、実績と非対称的な内容になっている。これは、地価が下落すると消費への負の資産効果が働いたが、上昇に転じてもプラスの資産効果が働かない可能性を示している。

これに対して、企業の回答は次のようなものである。株価や地価の下落による企業経営への影響については、株価に関して70%、地価に関して54%の企業が、マイナスの影響があったと回答している。これまでの資産価格下落は家計よりも企業への影響が大きかったと言える。

図表－10 資産デフレと企業の意識



(資料) 経済産業省「資産デフレが企業・家計に及ぼす影響」(2003年10月)に基づいて作成

非常に興味深いのは、「地価下落による家計消費実績と地価上昇の場合の消費予定」「株価下落による家計消費実績と株価上昇の場合の消費予定」「地価下落による企業経営に対するマイナス効果の実績と地価上昇の場合のプラス効果の予想」「株価下落による企業経営に対するマイナス効果の実績と株価上昇の場合のプラス効果の予想」の4つの組み合わせの中で、「地価下落による家計消費実績と地価上昇の場合の消費予定」だけが実績と予定(予想)が非対称的な内容になっている点である。前述のように、この結果は、地価が下落すると消費への負の資産効果が働いたが、上昇に転じてもプラスの資産効果が働かない可能性を示している。もっとも、地価が下落する過程で賃金・雇用環境も激変しているので、土地の消費に対する資産効果は上昇期と下落期では別物であると結論づけることはできない。しかし、地価下落期の資産効果を計量的に検証する意義を強く支持する結果だと言える。

この「資産デフレが企業・家計に及ぼす影響」に関するアンケート調査とほぼ期を同じくして行われた数少ない資産効果の計量的な実証分析に、産業研究所・ニッセイ基礎研究所（2003）と堀・清水谷（2003）がある。

まず、産業研究所・ニッセイ基礎研究所（2003）の方法論は、基本的に前述の小川・北坂（1998）に倣つたものである。ただし、使用データに関して、小川・北坂（1998）がSNA概念との整合性に細心の注意を払いながら、「県民経済計算年報」を中心に都道府県レベルでのマクロ統計を組み合わせて独自のデータセットを作成したのに対して、産業研究所・ニッセイ基礎研究所（2003）が「全国消費実態調査」の都道府県別平均データを加工して使用している点は、大きく異なる。世帯統計の利を生かして、分析対象を「ローンなし持家世帯」「ローン保有持家世帯」「借家世帯」という3種類の勤労者世帯について、94年と99年の47都道府県のデータをプールしてクロスセクション・データとして扱っている点も目新しい方法である。

総務省「全国消費実態調査」を用いることの長所は、消費、所得、資産、負債、世帯属性に関する情報を同一のデータソースから得られることである。帰属家賃のデータが参考別掲の系列として存在するため、可処分所得と消費にそれを反映することも容易に行える。調査は9-11月のいずれか1カ月間に実施されたものであるから、季節性さえ考慮すれば、フローの月次データを年次データに変換することも容易である。短所は、ストック変数に関しては期首データがなく、期末データのみであるため、同時性バイアスの問題を回避できること、都道府県別データといっても、あくまで同一都道府県内の世帯データを平均した集計データとしての限界があることがある。

消費性向関数の推定に際しては、各種ダミーの採用も試みられている。例えば、「借家世帯」「ローンのある持家世帯」「ローンのない持家世帯」における所得・消費・資産・負債額以外の世帯属性の違いが及ぼす可能性に関しては「ローンのある持家世帯ダミー」と「ローンのない持家世帯ダミー」によって、94年と99年という時点の違い・時代効果は「99年ダミー」によって、都道府県による違いは「都道府県ダミー」によって対処されているが、いずれのダミー変数の推定値

も有意ではないと報告されている。

主たる関数型は次のとおりである。

$$C_{i,j} / Y_{i,j} = a_0 + a_1 (1/Y_{i,j}) + a_2 \text{Financial Asset}_{i,j} / Y_{i,j} + a_3 \text{Housing Asset}_{i,j} / Y_{i,j} + a_4 \text{Debt}_{i,j} / Y_{i,j} + a_5 \text{dummy}_\text{Renter}_j + a_6 \text{dummy}_\text{Mortgageholder}_j + \sum b_i \text{dummy}_\text{Prefecture}_i$$

ただし、 $C_{i,j}$ ：消費、 $Y_{i,j}$ ：可処分所得、 $\text{Financial Asset}_{i,j}$ ：金融資産、 $\text{Housing Asset}_{i,j}$ ：実物資産、 $\text{Debt}_{i,j}$ ：負債（以上、すべて消費者物価で実質化）、 $\text{dummy}_\text{Renter}_j$ ：借家世帯ダミー、 $\text{dummy}_\text{Mortgageholder}_j$ ：ローン保有持家世帯ダミー、 $\text{dummy}_\text{Prefecture}_i$ ：都道府県ダミー、 $i=1 \sim 47$ （都道府県）、 $j=1$ （ローンなし持家世帯）、 2 （ローン保有持家世帯）、 3 （借家世帯）

図表-11 産業研究所・ニッセイ基礎研究所（2003）による消費性向関数計測結果

	定数項	可処分所得の逆数	正味資産	総資産	純金融資産	金融資産	純流動性資産	流動性資産	非流動性資産	住宅・宅地	負債	借家世帯ダミー	持家ローン世帯ダミー	99年ダミー	自由度調整済決定係数
方程式1	0.623 (29.03)	488.6 (3.98)	0.0071 (4.98)								-0.0152 (-1.64)	-0.0046 (-0.88)	-0.0010 (-0.30)		0.217
方程式2	0.621 (28.80)	499.6 (4.06)		0.0073 (5.06)							-0.0181 (-1.84)	-0.0139 (-1.50)	0.0112 (0.75)	0.0004 (0.11)	0.217
方程式3	0.601 (22.66)	551.4 (4.21)			0.0150 (2.54)					0.0065 (4.31)		-0.0142 (-1.54)	0.0144 (0.97)	-0.0012 (-0.34)	0.219
方程式4	0.604 (20.77)	543.9 (4.05)				0.0137 (1.73)				0.0066 (4.10)	-0.0171 (-1.72)	-0.0140 (-1.51)	0.0160 (0.99)	-0.0007 (-0.18)	0.216
方程式5	0.603 (21.94)	553.1 (4.21)					0.0157 (2.32)		0.0107 (0.51)	0.0065 (4.29)		-0.0143 (-1.54)	0.0154 (0.99)	-0.0009 (-0.25)	0.216
方程式6	0.605 (20.74)	546.3 (3.96)						0.0143 (1.30)	0.0120 (0.53)	0.0066 (3.90)	-0.0170 (-1.69)	-0.0141 (-1.50)	0.0161 (1.00)	-0.0007 (-0.17)	0.214

（注）①単位：可処分所得は1000円、他は可処分所得比（倍） ②下段の（）内はt値

方程式4における限界消費性向の計測値は、可処分所得 0.605、金融資産 0.0137、実物資産 0.0066、負債 -0.0171 であることを示している。ただし、金融資産と負債の推定係数のt値がやや低く、t検定の有意水準9%で有意と言えるレベルである。これを受け入れれば、負債、正味資産額が同じでも、負債を保有していればその分だけ消費が抑制されること、同じ資産でも流動性の低い住宅・土地の資産効果は金融資産より低いこと、ローンによって持家を取得した世帯には両方の効果が働くことを示している。

また、堀・清水谷（2003）は、（財）家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて、90年代の資産価格変動が消費行動に与えた影響を分析したものである。各種資産の限界消費性向の計測すること以外にも、資産保有者と非保有者で消費の反応はどのように異なったかの検証を試みている。推定手法上の特徴としては、説明変数も被説明変数もすべて変化率に変換して、データの定常性を確保するなど計量経済学的な厳密性を重視している。

主たる分析結果に関しては、①資産価格変動は期待等を通じる「間接効果」ではなく、資産保有主体の予算制約を変更する「直接効果」を通じ家計消費行動に影響したと考えられる、②直接

効果は株式資産、不動産（土地・家）資産の差異にかかわらず観察されたが、株式資産においてより有意に検証された、③資産効果の限界消費性向は、株式資産、実物資産に関わらず0.05から0.1程度と推定された、と要約されている。ただし、実物資産に関する推定係数は有意ではない。

4. 個票データに基づく消費性向関数の計測

(1) 分析対象世帯の範囲と特徴

本節での目的は、近年の日本の個票データを用いた消費性向関数の計測である。利用データは、（財）生命保険文化センターが刊行した「核家族世帯における家計の現状（2000年3月）」に先立って99年に実施した調査における個票データの一部である。計量分析の前に調査対象世帯の性格をデータに即して、確認しておきたい。

まず、調査対象は東京圏50km、名古屋圏40km、大阪圏50kmに居住する、夫の年齢が25～54歳の核家族世帯である。すなわち、夫婦ふたりのみか、夫婦と子どもから構成される世帯のみである。世帯としての収入、支出、貯蓄、保有資産や子どもの就学状況に関する詳細な質問が行われ、2963世帯の回答が得られている。収入・支出・職業に関しては、夫と妻それぞれに対する質問も実施している。

このため、分析に際しては、公的統計である「家計調査」や「全国消費実態調査」を通じて世帯としての消費行動の共通像が描きやすい勤労者世帯を念頭において、実質的な片稼ぎのサラリーマン世帯（夫婦のうち片方は無職か年収103万円以下で、社会保険や所得税課税上は被扶養配偶者として無職と同等の扱いを受けられる世帯）を対象とした。どちらか一方が自営業に従事している場合や両方とも無職の場合には、一般の勤労者世帯とは世帯行動が異なる可能性があるため、除外した。名実ともに共稼ぎと言える世帯を対象としなかったのは、世帯としての可処分所得データが存在しないため、夫婦のうち収入の多い方を世帯主として、世帯主の所得税・住民税・社会保険料負担を計算し、世帯主および世帯全体の可処分所得を求める作業を容易にするためである。また、世帯収入と夫婦の収入合計との差が130万円を超える場合は、卒業後の子どもが就労しているか、夫婦に給与収入以外の特別な収入があると判断されるため、除外した。同居・別居を問わず子どもの総数については質問しているが、在学状況に関しては、例えば、小学生の子ども、中学生の子どもがいるか否かだけを問う形式となっており、人数については質問していない。そこで、中学生以下（世帯主の所得税課税に際して扶養控除を適用）、高校生・大学生・専門学校生（同じく特定扶養控除を適用）それぞれの人数が確定しているか、推測できる世帯のみを対象とした。自己居住用不動産の有無・金額を問う質問と持家世帯か借家世帯かを問う質問のように、相互の回答内容の整合性がチェックできる質問が幾つか存在するため、矛盾した回答を行っている世帯も除外した。そして、消費性向関数の計測に際して、被説明変数や説明変数を作成するう

えで必要なデータ（数値としての回答）がない世帯も排除した。

以上の条件を満たし、分析対象として残った世帯は825世帯であった。

図表-12 主要変数に見る分析対象世帯の姿

	世帯主の年齢	世帯主収入	配偶者収入	世帯収入	世帯消費	世帯貯蓄	期首金融資産	期首住宅ローン	期首他負債	実物資産	扶養控除適用家族数	特定扶養控除適用家族数
最低	25	180	0	200	-284	0	0	0	0	0	0.0	0.0
最高	54	4,800	103	4,800	2,290	950	18,500	6,310	5,100	25,000	4.0	3.0
平均	41.0	708	24	735	332	146	916	831	153	1,613	1.2	0.4
標準偏差	7.6	316	38	318	180	133	1,350	1,249	559	2,212	0.98	0.68
変動係数	31%	45%	162%	43%	54%	91%	147%	150%	366%	137%	79%	194%

(注) 単位:年齢は歳、家族数は人、他は万円

この825世帯に関してデータ加工を施した後の主要データの平均値と標準偏差は図表-12のとおりである。年収は前年の年収であるため、1998年の所得税制、住民税制、社会保険料率（厚生年金、政府管掌健康保険、雇用保険の被用者負担分）と扶養家族人数に応じた定額減税を反映して、可処分所得を推定した。期首金融資産に関しては現在の残高から、前年の貯蓄額を控除して求めた。期首住宅ローン残高と他の債務の期首残高はそれぞれの現在高にそれぞれの前年返済額を加算して求めた。持家を中心とした実物資産に関しては、住所情報があれば、地価公示変化率などから期首残高を推定可能だが、住所情報がないため、現在の時価を期首残高の代理変数とみなした。

なお、当該調査における消費・貯蓄概念は経済統計におけるそれとは異質のものであるため、極力通常の概念に合わせた。具体的には、「世帯としての日常生活費」に含まれる「ローン返済金」を消費から控除して貯蓄に加え、これに「夫が自由にした消費」と「妻が自由にした消費」を合わせた金額を世帯消費として扱った。ただし、レジャー消費と耐久財消費の金額に関する回答を求める質問が存在しないため、通常の意味での消費よりも狭義の消費概念に対応する消費額となる。ローン返済金は元金返済部分と利子支払い部分に分けられていないため、金額を貯蓄に含める取扱いとした。また、可処分所得から貯蓄を控除した残差を消費とする代替的な方法も試したが、両方の方法で推定した消費を前述の可処分所得で除すことによって得た消費性向に関して、後者の系列を採用した場合には、後述の関数計測において説明力の高い推計式を見出せなかつたため、前者の消費系列を採用した。なお、図表-12における消費の列の最小値にも示されているように、消費水準がマイナスになった世帯が12世帯存在した。消費がマイナスになることは論理

的には考えられないが、レジャー消費と耐久財消費が計上されない中でローン返済金を控除するという前述の処理が影響したものと思われる。よって、これらの世帯も除外した結果、最終的に使用したのは 813 世帯分の個票データである。

(2) 消費性向関数の基本型の計測結果

採用する関数の基本型は、産業研究所・ニッセイ基礎研究所（2003）に準じ、次のとおりとした。

$$C_i / Y_i$$

$$= a_0 + a_1 (1/Y_i) + a_2 \text{ Financial Asset}_i / Y_i + a_3 \text{ Real Asset}_i / Y_i + a_4 \text{ Mortgage}_i / Y_i + a_5 \text{ Debt}_i / Y_i$$

ただし、 C_i ：消費、 Y_i ：可処分所得、 Financial Asset_i ：期首金融資産、 Real Asset_i ：実物資産（主として持家）、 Mortgage_i ：期首住宅ローン残高、 Debt_i ：住宅ローン以外の期首負債残高

上記の代替的な推定モデルは、実物資産と住宅ローン残高を別々の説明変数として採用することに替えて、実物資産から住宅ローン残高を控除した純実物資産を採用したり、金融資産から他の負債を控除した純金融資産を採用したり、それらを組み合わせたり、すべての資産・負債を相殺させた正味資産残高を採用したりするものである。

また、全ての説明変数を可処分所得に対する比率に変換しているのは、説明変数相互の多重共線性の問題を緩和するためである。実際の相関係数マトリクスは、図表-13 に示すとおりである。

図表-13 採用した説明変数の相関係数マトリクス

	1/Y	Financial Asset/Y	Real Asset/Y	Mortgage/Y	Debt/Y
1/Y	1.000	—	—	—	—
Financial Asset/Y	-0.200	1.000	—	—	—
Real Asset/Y	-0.232	0.069	1.000	—	—
Mortgage/Y	-0.134	-0.105	0.542	1.000	—
Debt/Y	-0.012	-0.054	0.102	0.271	1.000

持家を中心とした実物資産と住宅ローン残高の相関係数が高いのは、ある程度は止むを得ないであろう。他の組み合わせに関しては、さほど高い相関関係は存在しない。敢えて実物資産と住宅ローン残高を別々の説明変数として採用するモデルを基本型に据えたのは、名目の債務額が固定される中で一般物価が下落すれば、実質債務が増大するという負債デフレの効果を資産デフレの影響度と併せて見るのが目的である。

単純最小二乗法に基づく推定結果は、図表-14 に示すとおりである。

図表-14 日本の個票データに基づく消費性向関数の推定結果

	定数項	可処分所得の逆数	正味資産	総資産	純金融資産	金融資産	純実物資産	実物資産	住宅ローン	他の負債	総負債	自由度調整済決定係数
方程式1	0.370	133.8				0.0100		0.0072	-0.0430	-0.0430		0.271
	(13.18)	(10.82)				(2.04)		(2.57)	(-9.32)	(-4.65)		
方程式2	0.370	133.8				0.0100		0.0072			-0.0430	0.272
	(13.19)	(10.83)				(2.05)		(2.66)			(-11.80)	
方程式3	0.352	136.9			0.0173			0.0072	-0.0451			0.263
	(12.74)	(11.05)			(4.01)			(2.52)	(-9.82)			
方程式4	0.284	153.1				0.0150	0.0096			-0.0650		0.197
	(10.23)	(11.97)				(2.95)	(3.26)			(-6.93)		
方程式5	0.247	159.7			0.0270		0.0097					0.177
	(9.18)	(12.41)			(6.07)		(3.25)					
方程式6	0.256	158.5	0.0155									0.169
	(9.53)	(12.27)	(6.71)									

(注) ①単位: 可処分所得は万円、他は可処分所得比(倍) ②下段の()内はt値

全ての方程式において、推定係数は有意で、符号条件も満たされている。その中では、資産と負債を別個の説明変数として採用した方程式1(基本型)および負債をひとつに統合した方程式2の説明力が高い。住宅ローンは有担保の長期の債務であるのに対して、他の負債は消費者ローンなど短期の債務と見られるが、意外なことに、両者の絶対値はほぼ同じである。

方程式1の推定結果は、可処分所得の限界消費性向は0.37、ストック変数の限界消費性向に関しては、金融資産0.010、実物資産0.007、住宅ローン-0.043、他の債務-0.043であることを示している。この計測値に基づくと、99年の日本においては、第1に、「持家の資産効果」が存在すると言える。第2に、資産効果の大きさは金融資産の方が実物資産よりも大きい。第3に、住宅ローン等の負債による負の資産効果、すなわち、消費抑制効果は資産の消費促進効果よりもはるかに大きい。実物資産の係数値と住宅ローンの係数値の絶対値を比較すると、地価下落が止まつても、保有実物資産の時価が住宅ローン残高の6倍程度存在しないと、総合的には消費に対して抑制効果が働くことになる。

資産に関する係数推定値は、産業研究所・ニッセイ基礎研究所(2003)と同程度の大きさだが、負債の係数推定値が非常に大きいこと、すべての係数推定値が有意水準5%で有意であることが特徴である。

(3) 帰属家賃消費を考慮した消費性向関数の計測結果

一般に、消費と可処分所得に帰属家賃を反映しない今まで消費性向を比較すると、住宅ローンのある持家世帯が一番低く、次いで、借家世帯、住宅ローンのない持家世帯という順になる。しかし、石川(2002)が「家計調査」(総務省)の時系列データを用いて、産業研究所・ニッセイ基礎

研究所（2003）が「全国消費実態調査」（総務省）の都道府県別データを用いて示したように、持家の帰属家賃を消費と可処分所得に反映すれば、住宅ローンのある持家世帯と借家世帯の消費性向の差はほとんど解消されてしまう。今回使用した個票データには帰属家賃に関する情報は利用できないため、そのような修正は施していない。ちなみに、石川（2005）は、敷地面積・床面積と土地の資本コストおよび家屋の資本コストに基づいて、95～2002年における新築建売住宅購入世帯の帰属家賃を都道府県別に計測し、1998年における東京都の帰属家賃は395万円、愛知県では255万円、大阪府で320万円という結果を示している。

したがって、利用した個票データのうち、持家世帯の消費性向は借家世帯と比べてかなり過少評価されていることになる。その平均的な効果は「持家世帯ダミー」（持家世帯を1、借家世帯を0とする変数）によって反映できる可能性がある。また、住宅ローンのない持家世帯の消費性向が、帰属家賃を反映したうえでも借家世帯や住宅ローンのある持家世帯より高くなる傾向についても、「住宅ローンダミー」（住宅ローンのある世帯を1、ない世帯を0とする変数）を組み合わせることによって、反映できる可能性がある。

図表-15 日本の個票データに基づく代替的な消費性向関数の推定結果

	定数項	可処分所得の逆数	金融資産	実物資産	住宅ローン	他の負債	住宅ローンのある持家世帯ダミー	住宅ローンのない持家世帯ダミー	住宅ローンのある借家世帯ダミー	自由度調整決定係数
方程式 7	0.385	127.9	0.0087	0.0054	-0.0337	-0.0436	-0.0360	0.0558		0.276
	(12.21)	(9.64)	(1.77)	(1.53)	(-5.69)	(-4.72)	(-1.34)	(1.68)		
方程式 8	0.395	124.4	0.0086	0.0056	-0.0321	-0.0429	-0.0474	0.0495	-0.0803	0.277
	(12.18)	(9.20)	(1.75)	(1.65)	(-5.31)	(-4.64)	(-1.67)	(1.47)	(-1.27)	

（再掲）

方程式 1	0.370	133.8	0.0100	0.0072	-0.0430	-0.0430				0.271
	(13.18)	(10.82)	(2.04)	(2.57)	(-9.32)	(-4.65)				

（注） ①単位：可処分所得は万円、他は可処分所得比（倍） ②下段の（）内はt値

図表-15は、ダミー変数を方程式1に加えた場合の推定結果である。

方程式7は借家世帯全体を基準として「住宅ローンのある持家世帯ダミー」と「住宅ローンのない持家世帯ダミー」を加えたモデルである。「住宅ローンのある持家世帯ダミー」の係数符号が負であることは、帰属家賃を反映していない場合に、住宅ローンのある持家世帯の見掛け上の消費性向が借家世帯より低くなることと整合的である。「住宅ローンのない持家世帯ダミー」の係数符号が正であり、絶対値が「住宅ローンのある持家世帯ダミー」の係数値より大きいことは、帰属家賃を反映しても借家世帯の消費性向より住宅ローンのない持家世帯の方が大きいことと整合

的である。しかし、 t 値が 2 を下回っており、前者に関しては有意水準 10% でも有意とは言えない。また、金融資産と実物資産の係数も小さくなり、有意ではなくなっている。加工して作成した消費の系列に帰属家賃が含まれていないことに関しては、これらのダミー変数に反映される一方で、資産効果を表す資産残高や住宅ローンとダミー変数が重複し、帰属家賃未反映の効果のみを抽出するのではなく、本来の変数にかかる係数として体現されるべき部分までもがダミー変数の係数に一部吸収されている可能性がある。

方程式 8 で追加的に採用したダミー変数は、借家世帯なのに住宅ローンのある世帯に関するものである。この中には、転勤などの理由で本来の持家を貸している世帯のほかに、持家の差し押さえを受けた世帯や、かつての持家を処分してもローンが残っている世帯が含まれている可能性があるため、住宅ローンのない借家世帯を基準として採用したものである。ダミー変数が 3 つに増えることで、元の 2 つのダミー変数の大きさも影響を受けているが、主要変数の係数推定値に関しては、方程式 7 とほぼ同じである。金融資産、実物資産、ダミー変数の推定系数が有意とは言えない点も同様である。

ダミー変数の採用による代替的な消費性向関数推定の試みは必ずしも成功したとは言えないが、改善や修正が求められる部分の認識に関しては間違っていないと思われる⁽³⁾。

5. おわりに

本稿では、これまで海外でマクロ統計を用いた実証分析ばかりが先行していた感のある住宅の資産効果に関して、日本における 1999 年の個票データを用いて検証を試みた。そして、単純な計量分析の枠組みの中で、消費に対する持家の資産効果が存在することを示すことができた。地価下落期においては、持家は負の資産効果を及ぼしたということであり、一般物価の下落に伴う負債デフレに関しても、住宅ローン等の負の限界消費性向が資産による正の限界消費性向よりも量的に大きいことも示せた。

ただし、推計式を変えると推定係数が安定しない部分もあり、推定方法や結果の更なる吟味は必要である。個票データには世帯属性に関する情報が含まれており、説明変数として幾つか試したもの、係数推定値が有意ではなかったために採用を断念したが、説明力を有する世帯属性変数を探すことも課題として挙げられる。しかし、今回の計測結果に限定しても、消費に対する資産効果に関して、持家資産が正、住宅ローンが負という結果が共通して得られている。推定係数の大きさは米国の個票データに基づく実証分析結果と比べると小さい。この点に関しては、日本の住宅市場や住宅ローン利用のあり方を考えると、納得のいくものである。日本においても、米

(3) 世帯主の年齢のほか、子どもの数などの世帯属性に関するデータや今後の資産価格に対する主観的予想に関するデータ（ダミー変数化）を説明変数に加えることも試みたが、推定係数が符号条件を満たさなかったり、有意でなかったりしたため、代替的推定モデルとしての採用を断念した。

国や英国のように住宅ローンの利用方法が多様化・柔軟化したり、中古持家市場の流通性が向上したり、持家と代替的な借家のストックが増えたりすれば、資産としての持家の実態的な流動性が増すであろう。その場合、地価下落が止まれば、「正味持家資産は正なのに消費に対して抑制効果が働く」事態が生じる頻度は大きく低下するであろう。

参考文献

- [1] 石川達哉・矢嶋康次(2002)「家計の貯蓄行動と金融資産および実物資産」ニッセイ基礎研究所『所報』Vol. 21
- [2] 石川達哉(2002)「持家の住宅ローン負担を巡って-返済額と家賃節約効果、および、負債残高と持家の残存価値-」『ニッセイ基礎研 Report』2004年2月号
- [3] 石川達哉(2004)「住宅価格変動と家計の消費および資産・負債-日本・米国・英国の比較-」『ニッセイ基礎研 Report』2004年2月号
- [4] 石川達哉(2005)「家屋及び土地の資本コストと税制による deadweight loss」『季刊住宅土地経済』No. 55、28頁-39頁
- [5] 小川一夫・北坂真一(1998)「資産市場と景気変動」日本経済新聞社
- [6] 奥井めぐみ(2001)「退職予定年齢を考慮した消費関数の推計」『日本経済研究』No. 42、P85-112
- [7] 北坂真一(2001)「現代日本経済入門」東洋経済新報社
- [8] 産業研究所・ニッセイ基礎研究所(2003)「わが国の消費と資産保有の構造変動要因と将来予測等に関する調査研究」
- [9] 周燕飛(2004)「住宅資産デフレが家計の消費と労働供給に与える影響-1946-1965年生まれの年齢コーホートに着目して-」金融広報中央委員会『家計の金融資産に関する世論調査の個票データを用いた研究会報告書』第6章
- [10] 高山憲之(1992)「ストック・エコノミー」東洋経済新報社
- [11] 松浦克己・白石小百合(2004)「資産選択と日本経済 家計からの視点」東洋経済新報社
- [12] 堀雅博・清水谷諭(2002)「90年代の経済政策と消費行動の研究 4-資産価格変動と消費行動のミクロ・データによる研究-」ESRI Discussion Paper No. 55
- [13] 村田啓子(2003)「ミクロ・データによる家計行動分析: 将来不安と予備的貯蓄」日本銀行金融研究所『金融研究』2003. 9
- [14] 峯岸誠・石崎寛憲(2002)「米国家計支出はなぜ堅調か—資産価格依存型支出行動の光と陰—」『日本銀行調査月報』2002年8月号
- [15] Aoki, Kosuke, James Proudman and Gertjan Vlieghe(2002a)「House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach」Bank of England Working Paper

- [16] Aoki, Kosuke, James Proudman, and Gertjan Vlieghe(2002b) 「House as Collateral : Has the Link between House Price and Consumption in the U. K. Changed ?」 FRBNY Economic Policy Review May 2002
- [17] Benito, Andrew (2004) 「Housing Equity and Consumption : Insights from the Survey of English Housing」 Bank of England Quarterly Bulletin : Autumn 2004
- [18] Bertaut, Carol C. (2002) 「Equity Prices, Household Wealth, and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effects in the 1990s 」 Board of Governors of the Federal Reserve System 『International Finance Discussion Papers』 Number 724
- [19] Bhatia, K. (1987) 「Real Estate Assets and Consumer Spending」 Quarterly Journal of Economics, 102, 437-443.
- [20] Case, Karl E. , John M. Quigley and Robert J. Shiller (2001) 「Comparing Wealth Effects: the Stock Market versus the Housing Market」 NBER Working Paper Series W8606
- [21] Casey, Bernard and Atsuhiko Yamada (2002) 「Getting Older, Getting Poorer? A Study of the Earnings, Pensions, Assets and Living Arrangements of Older People in Nine Countries 」 OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 60
- [22] Davey, Melissa (2001a) 「Saving, Wealth and Consumption」 Bank of England Quarterly Bulletin: Spring 2001
- [23] Davey, Melissa (2001b) 「Mortgage Equity Withdrawal and Consumption」 Bank of England Quarterly Bulletin: Spring 2001
- [24] Engelhardt, Gary V. (1996) 「House Prices and Home Owner Saving Behavior」 Regional Science and Urban Economics, 26, 313-336.
- [25] Englund, Peter and Yannis M. Ioannides(1997) 「House Price Dynamics: an International Empirical Perspective」 Journal of Housing Economics, 6, 119-136.
- [26] Greene, Richard K. (2001) 「Stock Prices and House Prices in California: New Evidence of a Wealth Effect?」 Regional Science and Urban Economics
- [27] Hurst, Erik and Frank Stafford (2004) 「Home Is Where the Equity Is: Refinancing and Household Consumption」 Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32, No. 6, 985-1014
- [28] IMF(2002) 「Is Wealth Increasingly Driving Consumption ?」 『World Economic Outlook』 April 2002
- [29] IMF(2002) 「How Will Recent Falls in Equity Markets Affect Activity?」 『World Economic Outlook』 September 2002
- [30] IMF(2004) 「The Global House Price Boom」 Chapter II, 『World Economic Outlook』 September 2004

- [31] Juster, F. Thomas Joseph P. Lupton, James P. Smith, and Frank Stafford (2004) 「The Decline in Household Saving and the Wealth Effect」 Board of Governors of the Federal Reserve System 『Finance and Economics Discussion Series』 2004-32
- [32] Kennedy, Neale, and Polle Anderson (1994) 「Household Saving and Real Housing Prices: An International Perspective」 BIS Working Paper 20, January 1994
- [33] Kim, Byung-Hwa and So-Sang Moon (2001) 「Stock Market and Consumption : The Case of Korea」 The Bank of Korea 『Economic Papers』 Vol. 4 , No. 2
- [34] Kitamura, Yukinobu, Noriyuki Takayama and Fumiko Arita (2001) 「Household Savings in Japan Revisited 」 Research in Economics, Volume 55, Issue 2
- [35] Krainer, John (2003) 「House Price Bubbles」 FRBSF Economic Letter, Number 2003-6,
- [36] Krainer, John and Milton Marquis (2003) 「Mortgage Refinancing」 FRBSF Economic Letter, Number 2003-29,
- [37] Lehnert, Andreas (2004) 「Housing, Consumption, and Credit Constraints」 Board of Governors of the Federal Reserve System 『Finance and Economics Discussion Series』 2004-63
- [38] McCarthy, Jonathan and Richard W. Peach (2004) 「Are Home Prices the Next “Bubble” ?」 FRBNY Economic Policy Review / December 2004
- [39] Norman, Ben, Maria Sebastia-Barriel and Olaf Weeken (2002) 「Equity Wealth and Consumption –the Experience of Germany, France and Italy in an International Context」 Bank of England Quarterly Bulletin: Spring 2002
- [40] OECD (2000) 「House Prices and Economic Activities 」 『OECD Economic Outlook』 No. 68
- [41] OECD (2004) 「Housing Markets, Wealth and the Business Cycle」 『OECD Economic Outlook』 No. 76
- [42] Peek, Joe (1983) 「Capital Gains and Personal Saving Behavior」 Journal of Money, Credit, and Banking, 15, 1-23.
- [43] Poterba, James M. (1991) 「House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography」 Brookings Papers on Economic Activity, 2, 143-203.
- [44] Sheiner, Louise (1995) 「Housing Prices and the Savings of Renters」 Journal of Urban Economics, 38(1), 94-125.
- [45] Skinner, Jonathan (1999) 「Housing Wealth and Aggregate Saving」 Regional Science and Urban Economics, 19, 305-324.
- [46] Skinner, Jonathan (1994) 「Housing and Saving in the United States」 in Yoshiro Noguchi and James M. Poterba, eds. 『Housing Markets in the United States and Japan』 Chicago, IL, University of Chicago Press for NBER, pp. 191-214.