

[巻頭言]

# 崩れた土地神話

## 大津留 温

(財)不動産適正取引推進機構理事長  
財日本住宅総合センター理事

景気が好転しないので土地が動かないのか、土地が動かないから景気がよくなるのか。いずれにしても地価は依然として下降気味に低迷している。地価が少しでも上昇に転じないかと期待する人は多い。だが、バブル期の前の水準に戻ったとはいえ、あるべき価格に比べてなお高いと指摘する向きもある。

土地も財であるから、その価格は、原則的には需要と供給によって決まる。いま、都市内の農地は税制のせいもあって宅地化が進んでいる。反面、オフィス需要は極端に減り、コスト高により工場は海外に移転し、大都市への人口の集中圧力も弱まった。それらの結果として、土地の需給はおおいに緩んでいる。

ただ住宅については根強い需要がある。居住水準がなお欧米に比べて低いのはだれの目にも明らかで、その改善意欲は根強い。だから、住宅建設のコストを思い切って軽減し、サラリーマンの手の届くところまで価格を下げることであれば、土地への需要はぐっと高まる。工事費もさることながら、諸掛り、間接費の合理化の余地は大きい。規制緩和、流通の合理化、金融の円滑化が決め手となろう。これらのことを本気で押し進めてもらいたい。

もう一つ、指摘したいのは、土地の公共性の認識である。人間のすべての活動が土地の上で行われている。だから、人間活動に必要な社会資本の整備が強く望まれる。用地取得が進まないために整備が遅れている現象があちこちで見られる。土地は公共のためのものという認識に則って、速やかに十分な補償が行われて、社会資本の充実のために土地が活用されることを期待したい。

---

### 目次●1996年春季号 No.20

---

[巻頭言] 崩れた土地神話 大津留 温 —— 1

[特別論文] 転換期における住宅政策の検討 巽 和夫 —— 2

資産価格と消費 岩田一政・下津克己 —— 9

住居費負担率の考察 渡辺直行 —— 21

[海外論文紹介] 資本コスト、税制改革と賃貸住宅市場の将来 中神康博 —— 36

エディトリアル・ノート —— 34

センターだより —— 40 編集後記 —— 40

# 転換期における住宅政策の検討

巽 和夫

## はじめに

平成8年4月からスタートする第7期住宅建設五箇年計画への準備として、住宅宅地審議会において、21世紀に向けた住宅政策の基本的体系についての審議が行われ、平成7年6月、建設大臣に答申された。この答申は、戦後の住宅政策体系の大転換を図る内容を含んでおり、今後の住宅政策の展開に次第に反映されていくことになる。

新しい住宅政策体系への再編の視点は、①住宅市場全体を対象に、②ストック重視、③政策目標の多元化、④政策手段の総合化、⑤政策の地域化、の5点である。このなかで第1点が最も重要であり、大転換の方向を明確に打出している。わが国の戦後の住宅政策は、昭和25年から30年にかけて形成された公的住宅供給を中心とした政策体系であり、政治体制のアナロジーとして“戦後体制”ともよばれてきた。今回の答申は、40数年間続いてきた住宅政策のパラダイムを転換しようとする画期的な意義をもっている。

住宅宅地審議会の委員構成は幅が広く、議論は活発に行われたが、このような大転換を行うには、なお審議不十分といわざるをえなかった。ひとつには、戦後住宅政策に対する評価の不十分さである。これまで40数年間行ってきた住宅政策について、その功罪を明らかにする必要がある。それを踏まえるのでなければ、大転換も危ういものとなる。もうひとつには、新しい政策体系の中心概念である「住宅市場」の不明確さである。住宅市場は、一般的な市場

論では割切れない特殊性や複雑性がある。住宅市場の構造的な解明を早急に行わなければならない。

いまようやく、新しい住宅政策はスタート地点に立った段階にあり、これから、実態の把握、理論化、政策化を併行して力強く推進していかなければならない。とくに、住宅市場を整備し活用するという課題は、わが国の在来的な産業構造や社会構造の大きな変革を伴うことになるから、わが国の産業や社会に定着させるのは容易ではなく、長期的な取り組みが必要である。

本稿は、このような問題意識に立って、戦後の住宅政策への評価と住宅市場の現状について若干の検討を行うことにしたい。

## 1 戦後住宅政策の評価

### 住宅不足・住宅難への対応

第二次大戦後におけるわが国の住宅政策体制は、公営住宅、公団住宅、公庫融資のいわゆる“三本柱”の構成による公的住宅供給で行われてきた。三本柱の施策は所得階層別に対応させている。公営住宅は、発足当時（昭和26年）は国民の8割を対象としていたが、次第に階層的な位置づけを下げていき、昭和40年代半ばごろ以降は、下から3分の1程度を対象としている。昭和30年に発足した公団住宅は、経済成長に伴って大都市に大量に流入してきた中堅勤労者を対象としていた。また公庫融資は、中堅以上の所得階層に対する持家取得への施策である。

このように、国民のすべての所得階層をカバーしたかにみえた公的住宅供給政策は、年月の経過とともにさまざまな矛盾を抱え、それを拡

大していった。

第一に、公的住宅の供給戸数が総建設戸数に占める割合が、きわめて低い(図1)。とくに公営・公団の直接供給住宅の比重は低く、さらに年々低下する傾向にある。入居者と入居を希望しながら入居できない人たちとの間に大きな不公平が存在している。圧倒的な割合を占める民間自力建設住宅の中で、低所得者が入居せざるをえない民間木造賃貸住宅は、公営住宅よりも低質であるうえに家賃単価が高く、不公平性をいっそう拡大している。

第二に、入居時には所得階層別対応がなされているとしても、公営・公団住宅における新・旧住宅の家賃格差の拡大、居住者の所得や家族構成の変化、持家取得の若齢化・低所得化などにより、今日では対応関係は著しく崩れている。

第三に、全国一律の入居基準が適用される公営住宅では、所得水準が比較的高く共働き世帯の多い大都市居住者に不利に働く、といった問題もある。

第四に、収入超過者への処理や家賃改定への適切な措置が行われにくい自治体の運営管理上のまずさも手伝っている。

今日、公的住宅供給をめぐる行われているさまざまな批判の中で、所得再配分の観点からする不公平論は妥当なものである。それでは不公平を生じさせないように、これまでどのような政策をとってくるべきであったのだろうか。三つの選択肢が考えられる。①公営・公団などの公共住宅をもっと大量に供給して需要に十分応じる。②公共住宅を希望しながら入居できない民間住宅居住者に対して、家賃補助を行う。③法制・税制などを改正して、民間住宅経営を可能にする。

いうまでもなく、政策は、時代背景のもとに生まれてくるものである。過去においてはとりえた政策も、今日ではむつかしいものもあり、逆に、現在なら実現容易であっても、過去にはとうてい不可能であった政策もありえよう。そうした考え方に立つとすれば、戦後初期・昭和20年～30年代においては、①は可能、②③は大変困難、今日においては、①は大変困難、②③

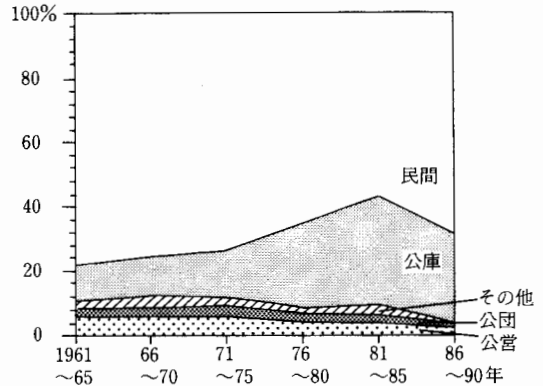
(巽氏写真)

たつみ・かずお

1929年京都府生まれ。1953年京都大学工学部建築学科卒業。1962年京都大学大学院工学研究科博士課程修了。京都大学工学部教授を経て、現在、京都大学名誉教授、福山大学教授、巽和夫建築研究所代表。

著者：「建築企画の実践」(編著、彰国社)ほか

図1-住宅建設戸数の供給種別推移



出所：巽和夫「現代社会とハウジング」(1993年)

は比較的容易だといえよう。

戦後初期は、地価はまだ安価であった。当時に開発された大規模公共住宅団地の容積率は非常に低く、広い敷地の中に狭小住宅が散在している印象を与えるほどである。この時期にはまだ、公共住宅を大量に供給しうる条件はあったと思われる。わが国の公営住宅は、イギリスの public housing をモデルにしたものであったが、イギリスでは、最盛時には住宅供給の半分程度を占めるほどであったのに対して、わが国では、公営・公団住宅を合わせても、最高12%(昭和46年)であり、両者の間には大差がある。

家賃補助政策を成立させるためには、まず良質な民間賃貸住宅が供給されていることが前提となるが、当時はそうした状況にはなかった。また、居住者に金銭的な補助を与えるというセンスにも欠けていた。民間賃貸住宅は、居住者保護の立場から、借地借家法や地代家賃統制令の固い規制が適用されており、低質で小規模な木造賃貸住宅による、いわゆる“食いつぶし型”経営によって辛うじて命脈を保っているに

すぎなかった。定期借地権など経営者側の立場に配慮した法律改正の機運は、まだ生まれていなかった。

戦後初期において公共住宅の供給があまりにも過少であった、というのが筆者の見解である。同じ敗戦国でありながら、戦後、ドイツは住宅復興に力を入れて国民生活の安定を図ったのに対して、日本は産業投資を優先して経済を復興した、とはよくいわれることである。わが国はそれ以来ずっと産業・経済中心主義であり、「生活大国」を目指しているはずの今日においても、基調にさしたる変化がうかがえないのである。

### 住宅近代化への多様な貢献

戦後の住宅政策が挙げてきた他の貢献について検討してみよう。終戦直後、420万戸もの住宅不足があり、厳しい住宅難に陥っていた。そうした状況から脱出し、住宅水準を向上させていった過程において果たした公的住宅供給の役割は、非常に大きいものがある。

第一に、住宅生産の工業化・近代化への貢献である。当時の住宅のほとんどすべては在来木造の戸建・長屋建であり、大工・棟梁システムによる生業的な建築活動により建設・供給されていた。公営・公団住宅は、耐火造による低層・中層・高層集合住宅を開発して、建築産業に新しい事業領域を創出するとともに、昭和40年代には民間住宅産業の育成を図った。大量・安価・迅速な建設を行う必要から、住宅生産の工業化・近代化が企図されるようになり、生産技術の開発が進められた。生産工業化のひとつの方法として行われた住宅部品化は、現在、広く住宅一般に大きな効用を与えている。昭和40年代以降、住宅メーカー、デベロッパー、ゼネコンなどが技術蓄積を果たし、産業化を形成していったのに伴って、政策の役割も次第に変化した。こうした住宅政策の生産分野への大きな貢献は、新たに、住宅生産政策の領域を生み出す方向に発展していった。

第二に、住宅団地やニュータウンの開発において、住宅・住環境に一定の質水準を確保し、

公共・公益施設整備を伴った良質な居住環境を形成したことである。それまでわが国は計画的な大規模住宅団地を開発した経験を持たなかったため、国内の既成市街地を対象とする調査研究、海外のニュータウンの事例研究などを通じて、団地開発技術を獲得した。

第三に、集合住宅や住宅団地において新しい都市居住様式を創出したことである。中高層集合住宅は、住宅平面においても集住形態においても、在来の木造戸建・長屋建住宅とは大きく異なっている。住宅平面では、イス座の起居様式を持つDK、LDKの形態が新しく開発され、また、さまざまな共用施設を備えた集住形態は、都市居住のアメニティを創出した。「団地生活」は、当時のニューファミリーにとってあこがれの的であった。

公的住宅政策の多様な貢献は、公営・公団賃貸住宅においてのみならず、公団・公社の分譲住宅や公庫融資においても発揮されたのである。

まず、公団・公社分譲住宅の意義について考えてみたい。公団・公社住宅には賃貸住宅と分譲住宅とがある。賃貸住宅は公団・公社が所有して経営するから、継続的に公共住宅である。ところが分譲住宅は、建設直後までは公共住宅であるが、その後分譲されると、個人住宅に変化してしまうのである。分譲後は、公団・公社は、住宅管理や建替えに積極的には関与することができない。

それならば、公団・公社が分譲住宅供給において、公共団体として果たした役割はいったい何なのだろうか。それは、低利の公的資金の供給と建設サービスの提供という役割であろう。またそうした役割の持つ意義は、住宅価格の低廉化ということもあるが、それよりもむしろ、「良質な社会資産の形成」という側面にこそ、より積極的な意義が見出されるべきであろう。産業が未熟な段階において、公共が自ら事業主体となって社会資産を形成する公共的役割は認められよう。住宅の個人資産性を重視しすぎるわが国の社会通念のなかで、住宅の社会資産的側面を明らかにした意義は、積極的に評価してよいであろう。現在、公団は分譲部門からの撤

退を求められているが、これは、ひとつには今日の住宅産業の成熟度をどう判断するかという問題であり、もうひとつには、住宅に本来的に内在する社会的性格をどう理解するかという問題であるといえよう。

公庫融資が住宅の質水準の向上に寄与してきたことを高く評価したい。公庫は、公的低利融資の条件として、一定水準の建設基準や仕様を設定するとともに、現在一般の住宅には行われなくなっている監督官庁による建築現場の検査を実施し、施工品質の確保に努めてきた。こうした成果は、阪神・淡路大震災の被害状況にも顕著に表れており、公庫融資住宅の被害程度は一般住宅に比較してはるかに低かったことが報告されている。昭和60年度からは、住宅の質水準を一段高く設定した「高規格住宅」制度がスタートして、誘導的效果を高めている。

以上、戦後の公的住宅供給が果たしてきた多面的な政策効果について述べてきた。公的住宅は供給戸数が少数であったにもかかわらず、とくに戦後初期において、優れた成果を挙げたと評価されてよいであろう。これまでとかく、公的住宅政策のマイナス面が強調されすぎるくらいがあった。またこうした優れた成果が、昭和40年代以降現在に至る民間住宅産業や民間市場の発展のなかに、埋没させられてしまっている趣きがある。

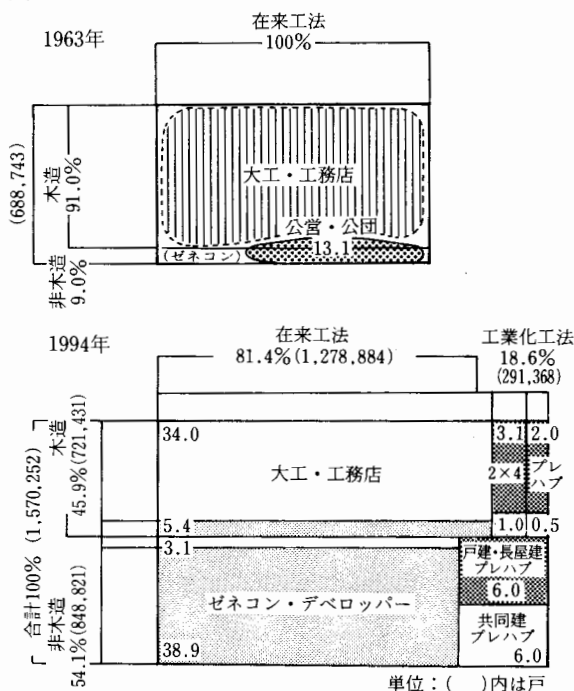
住宅市場全体を対象とした新しい住宅政策のパラダイムを構築するためには、戦後の住宅政策、とくにその中心をなしていた公的住宅供給政策の功罪を正当に評価したうえで、今後、住宅市場において、公共、民間、個人などの住宅関係諸主体がどのように分担して発展させるべきかを検討することが重要である。

## 2 住宅市場の検討

### 住宅構造の変化

新しい住宅政策の方向は、民間住宅と公共住宅を合わせた住宅市場の全体を対象として捉え、その市場機能が十分に発揮されるようになることを基本とすべきであるとしている。そして「住宅市場とは、経済主体の自由な意志に基づ

図2—住宅生産の構造変化



出所：積水ハウス構法計画研究室資料

き、住宅サービスが生産され取引され、消費される場」と抽象的に定義づけている。住宅市場を住宅政策の中心に据えるのであれば、もっと立入った分析が必要である。これまで住宅が経済学の対象となりにくかったという事情から、住宅市場の分析はあまり進んでいない。自動車や電化製品などの耐久消費財と同様なものと考えられている可能性もある。これらの耐久消費財の市場と比較すれば、住宅市場は、はるかに特殊で複雑であり未熟でもある。前章でも述べたように、30年ほど前までは住宅は産業として成立しておらず、大工・棟梁の手によって生業として行われていたのである。現在もなお、生業的要素を多分に含んだ発展途上の産業である。

ここで、わが国の住宅生産の構造変化についてみておこう (図2)。昭和38 (1963) 年と平成6 (1994) 年を比較対照して、31年間の大きな構造変化をよみとることができる。各年の長方形の面積は着工戸数を表しており、生産規模は約69万戸から約160万戸へ2.3倍に拡大している。昭和38年は、木造91.0%、非木造9.0%で

あり、木造のすべてが在来木造であった。総戸数の13.1%が公営・公団住宅であり、これが非木造戸数のほとんどを占めていた。すなわち、昭和38年ごろはまだ圧倒的に在来木造の時代であり、そのなかで公営・公団住宅だけが鉄筋コンクリート集合住宅を建設していたのである。

平成6年の生産構造は様変わりしている。木造の割合が非木造を下回るとともに、木造・非木造のそれぞれにプレハブ工法やツーバイフォー（2×4）工法が出現して、18.6%のシェアを獲得している。また、非木造の大部分は共同建となっている。住宅生産構造は、過去30年間に、木造から非木造へ、戸建・長屋建から共同建へと、大幅に転移した。在来工法から工業化工法への転移も徐々に進行している。興味深い事実は、平成6年の在来木造の割合は、39.4%と大幅に後退しはしたが、建設戸数の実数は約62万戸に達しており、昭和38年とほぼ同戸数となっていることである。このことは、住宅生産が、在来木造の生業的な生産構造をほぼそのままの生産規模において温存したまま、非木造・共同建・工業化工法という新分野を中心として、産業化を達成したものと理解することができる。

昭和40年代以降に登場したプレハブ工法やツーバイフォー工法などの工業化工法は、生産性が高く在来工法に対する競争力は強いはずだが、それにしては、市場拡大のテンポは非常にゆるやかである。その原因は、工業化工法においても個別の施工・販売段階では在来的な生産組織に依存せざるをえないからであり、また利潤を享受するうえでも、急激なシェア拡大は得策でない、と判断されているからだと考えられる。

非木造・共同建とは、具体的には中高層集合住宅、いわゆるマンションのことである。木造・戸建市場から非木造・共同建市場への転移は、生産面では大工・工務店からゼネコンへの移行を意味するとともに、デベロッパーという新たな中間需要者の登場を促した。デベロッパーは、建設市場から不動産市場へ橋渡しする役割を果たしている。公共賃貸住宅としてスタートした集合住宅に、やがて分譲住宅が誕生し、同時に民間化が進んだ。現在、分譲集合住宅に

おいて、分譲住宅所有者が個別に、所有する住宅を賃貸住宅として供給する事例が増えている。分譲・賃貸のまだら模様の混合化が生じており、住宅管理上に新たな問題を投げかけている。

### 住宅の財としての特性

住宅市場の特殊・複雑・未熟な性格を作り出しているのは、住宅の財としての次のような諸特性に由来している。

#### ①土地固着性

住宅は、土地に固着してはじめて、住居として機能する。立地に応じて住宅の形態や費用が異なり、住生活の様態も大きく変化する。またこうしたことから、住宅に地域性が形成され、住文化が醸成されるのである。一方、生産面では、個別の敷地での現場生産が避けられないことから、生産工業化への制約が大きい。

#### ②長期耐用性

住宅は、数十年の耐用性を持ち、資産としての役割を果たしている。年間に建設される新規フローの住宅戸数は、既存ストック戸数の数%でしかなく、ストックの役割が大きい。欧米において、中古住宅供給戸数が新築の数倍に上るのも、長期耐用性のゆえである。耐用期間中のメンテナンスやリフォームの事業総量は多く、新しい産業の形成を促している。

#### ③生活必需性

住宅は人間生活に必需であり、人間の長い歴史とともに歩んできた建築物である。多様な世帯の住要求に対応して個別化が進む。住宅価格や家賃は高く、家計に大きな負担を与えていることから、公的な低利融資の施策が行われ、また低家賃の公共賃貸住宅の供給や家賃補助が行われるわけである。

#### ④資源多消費性

住宅建設は資源やエネルギーを大量に消費する。したがって、世界のどこでも、その地域のなかで安価に大量に取得できる材料を用いてきた。しかし住生活の高度化は、資源・エネルギーの消費を高める傾向にある。今後は、スクラップ・アンド・ビルドから脱却すること、資源の循環的利用を図ることなど、環境共生の観点

からの施策が求められている。

#### ⑤社会性

現代の居住は集住性を高めている。住宅相互に大きな影響を与えあうとともに、空間的および人間的な共同性を強めてもいる。電気、上・下水道、ガス、道路、公園などの公共・公益施設の整備による居住環境の社会的形成は、今日の住宅地に必須の条件となっている。

住宅は、このような財としての特性を反映して、次のようなさまざまな市場のタイプを作り出している。①建設市場と不動産市場、②新築市場と中古市場、③持家市場と借家市場、④戸建住宅市場と集合住宅市場。わが国の住宅市場の著しい特徴は、需要者が注文住宅という形態において、建築過程に参加する建設市場の比重が高いこと、新築市場が中古市場よりはるかに活発であること、借家市場が小規模住宅供給に限定されていること、などである。

端的に言えば、欧米の住宅需要者は、不動産市場に登場している新築・中古／持家・借家のなかから自らの条件に適合した住宅を自由選択すればすむ。これに対して、わが国の需要者は、不動産市場だけではなく、建設市場にも目を配り、選択肢のなかに組入れている。建設市場においては、敷地、デザイン、材料、工法、設計者、施工者、メーカー、など建設に伴うさまざまな要素の選択に迫られ、数多くの情報を集めなければならない。成功時の満足度は高いが、失敗時の損害も大きい。

現実のわが国の住宅市場の比重は、建設市場から不動産市場へ、新築市場から中古市場へ、次第に移行しつつある。持家市場と借家市場との関係も法制度の改正により変動する可能性が大きいといえよう。わが国の将来の住宅市場をどのように構成するべきかは、現在のこうした日本の特徴を分析し評価することから始めなければならない。

#### 悪貨が良貨を駆逐する

住宅生産や住宅市場が、この30年間に大きな変化を遂げてきたことをみてきた。とくに民間産業の発展ぶりはめざましいものがある。しか

しながら、住宅は他の財とは著しく異なる性格から、市場機能がよい方向に働かない実態もまた深刻なものがある。そこで本節では、こうした問題の一端に触れることにしたい。

公共住宅の質は、一定水準の幅に収まっているのに対して、民間住宅の質は、非常に高いものから非常に低いものに至るまで、広い範囲に分布しているのが特徴である。自動車やコンピューターなどの製品は、メーカーやブランドの違いはあっても、性能の差はごく少ない。性能が劣る製品は、市場で淘汰されて生き残れない。ところが住宅は、高価な生産物であるだけに、住宅価格が支払い能力に見合っ、て、無数のグレードが設定されている。一般財は市場原理により妥当な価格に落ち着くが、住宅には市場原理が働きのにくい。

低所得階層を対象として供給される住宅が、とくに問題である。昭和30年代から40年代にかけての高度経済成長期に大都市に流入した勤労者のなかで、公共住宅に入居できなかった人たちの需要に対応したのが、民間木造賃貸住宅やミニ開発の持家であった。これらはしばしば、道路、下水道、公園など公共・公益施設が未整備のまま、農地を宅地化しただけの敷地に建設された。需要者にとっては、価格や家賃の低廉性と通勤に便利な立地性のよさが魅力なのである。このような住宅の品質・性能の悪さや災害危険性などは、つとに指摘されており、再開発の施策は講じられてはいたが、さまざまな障害により事業化が遅々として進まない状況であった。不幸にして、阪神・淡路大震災はこうした危惧を現実のものとし、甚大な家屋と人命の損失を発生させたのである。

阪神・淡路大震災による木造住宅の倒壊は、民間木造賃貸住宅やミニ開発住宅の持つ弱点を顕にした。①新耐震基準適用以前の在来木造の構造的欠陥、②老朽腐食や蟻害、③品質上の劣等性や施工不良、などである。これらのうちとくに③は、現在の住宅生産システムに内在する基本的な問題点である。劣等な材料、未熟な技術、手抜き施工が、工事過程において過失または意図的に行われていても、一定の年月が経

過して欠陥が表れるか、震災や台風などの外力で倒壊させられるかしなければ、顕在化しないことが多いのである。こうしたトラブルを予防するためには、工事過程において現場に立入って、行政または第三者機関が検査を実施するほかはないが、これは現在、公庫融資住宅を除いて、在来木造の民間自力建設ではほとんど行われていない。性能保証住宅登録機構がこうした業務を行う機関として設立されているが、登録業者数、登録住宅戸数のシェアは、徐々に拡大しつつあるとはいえ、非常に低い現状にある。阪神・淡路大震災の復興住宅の建設においてもなお、施工不良の工事が跡を絶たない、と報じられている。

住宅単体の物的な不良性のほかに、大都市の市街地住宅においては、容積率・建ぺい率などの建築基準法違反が非常に多い。地価が高く宅地規模が極小であるために、建替え時に容積率・建ぺい率違反を起こしがちである。実態を正確に把握した統計はないが、軽微な違反を含めると、着工戸数の半数程度には及ぶのではないだろうか。相当に悪質な違反事例でも、根本的に是正させることは難しい。建築指導行政の権限は弱く、電気・水道・ガスなどの供給はストップさせられず、建設業者に対する行政は別系統の行政であるため機敏な協力が得にくく、そのうえ、銀行融資を差止めることも困難なのである。住宅需要者は、総合的な品質・性能の優良性や適法性よりも、見かけのよさ、価格の安さ、立地のよさなどに魅かれる場合が多い。たとえ容積率・建ぺい率に違反していることがわかっていても床面積がより大きいほうがよいという判断もある。このようにして、結局、良心的な住宅は売れず、不良な住宅が市街地に蓄積されていくことになる。「悪貨が良貨を駆逐する」メカニズムが働いているのである。

この問題の原因を、需要者情報の不十分さに求める考え方もありえようが、現実はそのような生易しいものではない。住宅の生産構造や市場構造の抜本的な改革が行われなければ解決しない問題である。

## むすび

住宅政策を公的住宅供給から市場全体を対象を拡げる方向に転換するためには、特殊で複雑で未熟な住宅市場を整備することから始めなければならない。また、それを実施するためには、住宅政策を実施する体制や取組み方にも、大幅な刷新を断行する必要がある。

これまでの国の住宅政策は、建設省の住宅局、とりわけ住宅建設課（現・住宅整備課）が中心になって行われてきたように思われる。これは、これまでの住宅政策が、公営住宅を支柱とする公的住宅供給政策であったからである。事業官庁である建設省においては、住宅局内で事業予算規模の最も大きい部局が中心にすわるのは当然のことであった。

今回の住宅政策の大転換は、市場全体を対象にするとところに眼目があり、これまで中心にすわっていた公的住宅供給を補強・補完の役割におくのであるから、これからの住宅政策は、相対的には民間分野に力を注ぐことになるに違いない。住宅局のなかでは、建築指導や住宅生産などの行政分野がクローズアップされてくるのではないだろうか。従来、これらの行政は、狭義の住宅行政には含まれていなかった。今後の住宅行政が住宅市場の整備や誘導に重点を移すとなると、住宅局全体が総合的な住宅政策部局としてまとめ、事業官庁から政策官庁に大変身を遂げなければならない。いうまでもなく、これからの住宅政策は、都市づくり、高齢者福祉、住宅産業振興などに多面的・総合的に展開することが求められるとともに、ハードとソフトの多様な政策手段を駆使することが必要となるであろうから、建設省内はもちろんのこと、他省庁との協力関係を確立しなければならないことになる。住宅政策の大転換は、まず国の住宅政策体制や行政当局の意識の大転換から始まることを期待したい。

## 参考文献

- 巽和夫編（1993）『現代社会とハウジング』彰国社
- 積水ハウス株式会社構法計画研究室（1995）『住宅生産構造』第10号



# 資産価格と消費

耐久性・習慣性と複数財

岩田一政・下津克己

## はじめに

本稿は、日本経済において資産価格の変動が個人の消費活動にどのような影響を与えたかをデータに即して分析しようとするものである。これまで資産価格と消費の関係について多くの研究が行われているが、本稿では、マイクロ金融理論の中でも唯一マクロ経済の分析に活用できる「消費に基づく資産資本市場価格付け理論」(CCAPM)に基づいて分析を進めることにする。CCAPMを用いた個人消費の分析は、これまで岩田(1991、1994)、羽森(1994)などがある。岩田(1994)においては、高位所得者と低位所得者間で資産価格の変動が消費に与える効果に相違のあること、ならびに高位所得者の消費活動が資産価格の変動に遅れて反応する傾向があることを指摘している。

本稿では、まず第一に、消費が加法分離性をもっているという仮定を放棄し、消費の習慣性や耐久性を考慮した「非フォン・ノイマン=モルゲンシュテルン型効用関数」を用いて分析を行うことにする<sup>1)</sup>。第二に、本稿では消費を二つの財に分けて分析を行っている。消費支出は、非耐久消費財支出、サービス支出、耐久消費財支出に大別される。通常の分析では前二者をまとめて単一財であるとみなし、異時点間の最適な消費パターンを決定するオイラー方程式を用いた計量分析を行っている。そこでは、非耐久消費財・サービス支出と耐久消費財支出とは分離可能であるとの暗黙の仮定がおかれ、非耐久消費財・サービス支出と資産価格の関係に焦点を合わせた分析が行われている。

これまでの研究で、非耐久消費財・サービス支出と耐久消費財支出(または、耐久消費財の帰属サービスの消費)が分離可能であるとの仮定が、実証的に裏付けられているわけではない。とりわけ、資産価格が急騰した1980年代後半の時期には、耐久消費財支出(たとえば高級乗用車)は資産価格の上昇に影響されたといわれており、現実のデータを用いて調べてみても資産価格の急落の効果が耐久消費財支出に影響を与えた可能性が強い。

非耐久消費財・サービス支出と資産価格の関係を調べる場合、耐久消費財支出は住宅投資と類似した投資として扱われ、消費から除かれることが多い。しかし、資産価格の変動が、耐久消費財支出に強い影響を与え、非耐久消費財・サービス支出と耐久消費財からのサービス消費との代替(補完)関係を通じて、前者にも影響を与えている可能性がある。その結果、非耐久消費財・サービス支出と資産価格の関係がより弱いものになり、オイラー方程式を用いた計測結果の有意性に影響を与えている可能性がある。すなわち、両者が効用関数において分離可能でないとすると、単純に非耐久消費財・サービス支出と資産価格の関係を調べることは、資産価格変動が個人の消費活動に与えた効果を誤って評価する可能性がある。

本稿は、以上のような消費の時間に関する分離可能性と財の間の分離可能性の二つの仮定を緩めることによって、日本における資産価格変動と消費の関係を調べようとするものである。

### (岩田氏写真)

いわた・かずまさ  
1946年東京都生まれ。1970年東京大学教養学科卒業。経済企画庁経済研究所主任研究官、OECD 経済統計局財政金融政策課を経て、現在、東京大学教養学部教授。  
著書：『国際経済学』（新世社）、『現代金融論』（日本評論社）ほか

### (下津氏写真)

しもつ・かつみ  
1969年千葉県生まれ。1993年東京大学教養学部卒業。1995年東京大学大学院総合文化研究科国際関係論専攻修士課程修了。現在、東京大学大学院総合文化研究科国際関係論専攻博士課程に在籍。

## 1 データ：1970～92年における 資産価格と消費

### 非耐久消費財・サービス支出のデータ

本稿では国民経済計算の四半期データを用いて消費と資産価格の関係を調べることにする。国民経済計算において、非耐久消費財支出、サービス支出、耐久消費財支出の三つの分類の消費支出に関するデータが利用可能であり、前二者は合計した数値を用いる（以下では非耐久消費財・サービス支出と呼ぶ）ことにする。国民経済計算フロー編付表12「家計の形態別最終消費支出の分類」では、消費支出に関して(1)耐久消費財、(2)非耐久消費財、(3)半耐久消費財、(4)サービス支出の4分類が行われている。このうち(2)非耐久消費財(3)半耐久消費財(4)サービス支出を合計することにより非耐久消費財・サービス支出の系列が作成できる。

他方、耐久消費財支出についてはそれが投資に類似したものとして扱われ、耐久消費財保有により生み出されるサービスを消費するものとして定式化することが多い。しかし、耐久消費財保有により生み出されるサービスは国民経済計算には計上されていない<sup>2)</sup>。そこで新たにデータを作成することが必要となる。

### 耐久消費財の帰属サービス

この耐久財ストックからの帰属サービスについての扱い方としては二つの考え方がある。そのひとつは、耐久財を保有することの機会費用に着目して、機会費用に相当する帰属サービスを消費しているという考えに基づいて帰属サービスを直接計算するという方法である。もうひとつの考え方は、耐久消費財も通常の財と本質

的な差はなく、購入後一定期間にわたってサービスを生み出すというものである。この見方に立つとサービス支出は購入と消費が同じ時点で行われるのに対して、財ならびに耐久消費財については消費者は一定の期間にわたってその保有から生み出されるサービスを消費するということになる。

前者の考え方に立った場合、耐久消費財保有の帰属サービス（機会費用）は、耐久消費財への支出（投資）に対する「ユーザー・コスト」（レンタルした場合の使用者費用）に等しくなる。すなわち、

$$\text{耐久消費財からの帰属サービス} = (\text{前期末耐久消費財保有実質残高} + \text{当期耐久消費財実質購入額}) \times (\text{利子率} + \text{耐久消費財ストックの資本減耗率} - \text{耐久消費財ストック・デフレータの増加率})$$

ここで家計部門による耐久消費財保有実質残高は、国民経済計算年報のストック編参考表2「主要耐久消費財残高」に記載されている。しかし、年ベースの数字しか利用可能でないこと、ならびにフロー・ベースでの実質耐久消費財支出（フロー編付表12）とはそのカバーする範囲が異なるため、フローの実質耐久消費財支出と主要耐久消費財の減耗率（ストック編参考表2より推計）を用いて実質耐久消費財残高（ストック）のデータを新たに作成した。

なお、耐久消費財支出のデフレータとしては、フロー・ベースの系列はフロー編付表12からただちに利用可能であり、ストック・ベースの系列についてはストック編参考表2より年ベースの数字が利用可能である。ストック・ベースのデフレータのほうが動きがやや滑らかであるが大きな相違はない。

また、年ベースの耐久消費財実質残高の減耗率については、国民経済計算における耐久消費財残高表から推計した減耗率の値をそのまま用いることが可能であるが、本稿では耐久消費財実質残高の系列を推計した後に Newton-Raphson法を用いて算出した一定の減耗率(=0.0335)を採用した<sup>3)</sup>。この減耗率は、堀江(1985)推計による0.0381、竹中・小川(1987)推計による0.0429よりもやや低い値となっている。仮に本稿での推計が正しいとすると、日本の家計は平均すると耐久消費財を約7.5年ほど保有していることになる。このようにして求めた耐久消費財ストック保有により生み出される帰属サービスは、消費支出全体の6~7%程度を占めており、耐久消費財支出とほぼ同程度の大きさである。

### 耐久消費財保有によるサービス消費

もうひとつの耐久消費財帰属サービスについての考え方は、耐久消費財と通常の財に本質的な差はなく、いずれの場合も購入した財から一定期間にわたってサービスが生み出されるという考え方である。すなわち、 $c_t$ をサービスの消費、 $C_t$ を今日購入した財とすれば、両者の関係は

$$c_t = a_0 C_t + a_1 C_{t-1} + \dots = \sum_{s=0}^{\infty} a_s C_{t-s} \quad (1)$$

と表される。他方、耐久消費財については、その帰属サービスの消費を $d_t$ 、耐久消費財残高を $k_t$ 、減耗率を $\delta$ で表すとし、ある時点の帰属サービスは、当該期間中の耐久消費財支出( $C_{dt}$ )と1期前の耐久消費財残高の減耗分に等しいと仮定すれば、 $t$ 期の耐久消費財残高は、

$$k_t = k_{t-1} + C_{dt} - \delta(k_{t-1} + C_{dt}) \quad (2)$$

に等しいので、

$$d_t = \left[ \frac{\delta}{1-\delta} \right] k_t = \delta \sum_{j=0}^{\infty} (1-\delta)^j C_{d(t-j)} \quad (3)$$

となる。すなわち、耐久消費財の帰属サービス( $d_t$ )は、耐久消費財の残高( $k_t$ )ないしは、フローでの耐久消費財支出( $C_{dt}$ )の関数として示すことができる。以下では、前者の考え方に基いて耐久消費財支出と資産価格の関係を検討す

表1-基本統計量(1970年第4四半期~92年第3四半期)

	平均	標準偏差	最大	最小
非耐久消費財・サービス支出の増加率	1.0070	0.0106	1.0283	0.9456
耐久消費財帰属サービスの増加率	1.0263	0.1365	1.9103	0.7173
耐久消費財支出の増加率	1.0188	0.0436	1.0972	0.8681
電債実質収益率	1.0056	0.0097	1.0176	0.9604
株式実質収益率	1.0189	0.0841	1.2072	0.8249
土地実質収益率	1.0121	0.0183	1.0620	0.9567

ることにしたい。

### 資産の収益率

資産には、安全資産と危険資産がある。本稿では危険資産として株式と土地を取り上げて分析することにする。安全資産の収益率としては、本来短期の政府証券の収益率を用いることが望ましいのであるが、金利が規制下にあったこともあり、長期の時系列分析においては用いることが適切ではない。そこで本稿では利付電債の利回りを用いることにした。また、危険資産の収益率としては、日本証券研究所が発表している株価収益率(上場会社)を用いることにした。このデータは、配当利回りと株価上昇率を加えた株式保有による総収益率を示している。さらに毎年銘柄の入れ替えを行っており、株式保有による収益率を示す最も適切なデータであると考えられる。また、危険資産として土地の収益率を加えた。土地の収益率としては全国住宅地の価格の上昇率に地代(高山推計による1.6%)を加えた値をとっている。データは半年ベースのものしか利用可能でないため、補完法によって四半期データへと変換したものをを用いている。土地の収益率は、その平均が株式の収益率に近い水準である一方、標準偏差は株式を大きく下回っており、土地が株式に比べて安定した資産であったことを裏づけている。

消費支出の増加率ならびに資産の収益率は、それぞれ実質値を用いている。実質値を求めるにあたり消費のうち非耐久消費財・サービス支出については非耐久消費財・サービス支出のデフレータを用い、耐久消費財支出については耐久消費財支出のデフレータ(フロー・ベース)

図1-非耐久消費財・サービス支出の増加率と資産の実質収益率（株式、電電債）

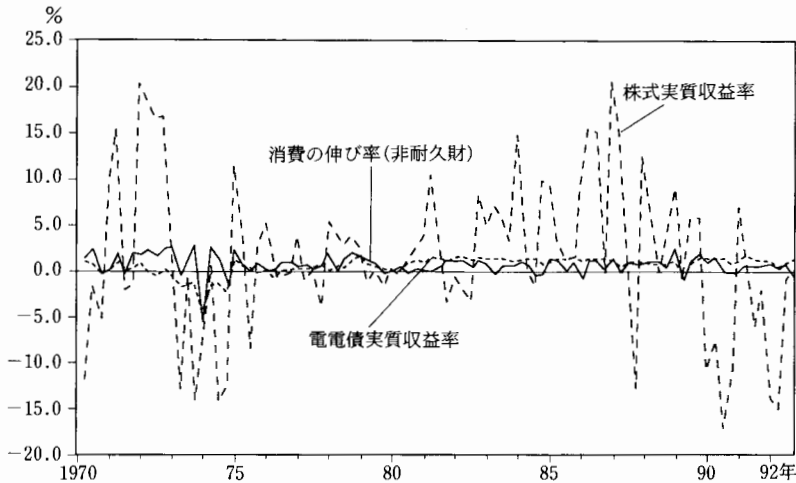
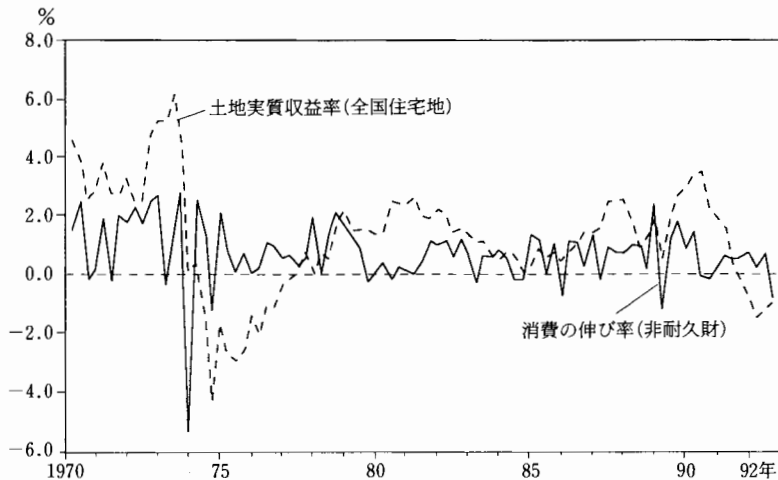


図2-非耐久消費財・サービス支出の増加率と資産の実質収益率（土地）



ているか図で見ることにしよう。

まず、図1は、非耐久消費財・サービス支出の増加率（季節調整済前期比）と危険資産である株式の実質収益率、安全資産であるとみなしている電電債の実質収益率の動きを示している。なお、以下では消費支出の増加率は、いずれも季節調整（センサス局X-11法）した数字を用いている。

おおまかには、資産の収益率と非耐久消費財・サービス支出の増加率の間には正の相関関係がある。しかし、注目されることは、まず第一に株式保有による実質収益率の動きが、非耐久消費財・サービス支出増加率と比べて極めてダイナミックなことである。第二に、

を用いている。また、耐久財ストックから生み出される帰属サービスについては、すでに述べたように耐久消費財ストックのデフレータ（ストック・ベース）を用いている。安全資産、危険資産の実質収益率については、名目収益率から個人消費デフレータの増加率を差し引くことによって実質値を求めている。表1には、消費の増加率および資産の収益率に関する基本統計量が示されている（期間は1970年第4四半期から92年第3四半期）。

## 2 消費支出の増加率と資産の実質収益率の動き

非耐久消費財・サービス支出と資産価格の変動  
前節で述べたデータがどのような動きを示し

1990年以降の資産価格暴落期において、非耐久消費財・サービス支出は、資産収益率の動きにほとんど反応していない。また、資産価格高騰期にも非耐久消費財・サービス支出は盛り上がりを示しておらず、資産価格の変動に対してあまり反応していない。

図2には、同様にして、土地の実質収益率（全国住宅地価格指数+地代）と非耐久消費財・サービス支出の増加率との関係がプロットされている。非耐久消費財・サービス支出と土地価格の変動とは全体として同じ方向に動く傾向は見られるものの、土地の実質収益率の動きに対してあまり感応的とはいえない。

## 耐久消費財支出と 資産価格の変動

また、図3には、耐久消費財支出の増加率と資産の実質収益率の関係が示されている。耐久消費財支出はかなりダイナミックな動きを示している。耐久消費財支出の増加率は、株式の実質収益率にやや遅れて反応しているが、正の相関関係がかなり明瞭である。株式価格高騰、ならびに下落の効果は、耐久消費財の支出にかなり反映されているように見える。ただし、バブル期、バブル崩壊期には株式の実質収益率と耐久消費財支出の間にはあまり遅れの見られないことが特徴的である。

同様に図4には、土地の実質収益率と耐久消費財支出増加率の関係が示されている。土地の実質収益率と比べて耐久消費財支出増加率のほうがはるかにダイナミックな動きを示しており、両者の間には70年代前半を除くと明瞭な正の相関関係はない。

### 3 「一般化モーメント法」に基づく 計測結果

以上は、現実のデータに即して資産の実質収益率と消費の変動を見たものであるが、理論的には、両者の間にはどのような関係が成立しているのだろうか。消費者は財を消費( $C_t$ )するか資産(期末資産 $A_t$ )を購入するかという選択に直面しており、収入は実質労働所得( $W_t$ )と実質資産所得であると仮定しよう。このとき、消費者の予算制約は以下のように書き表すこと

図3—耐久消費財支出の増加率と資産の実質収益率（株式、電債債）

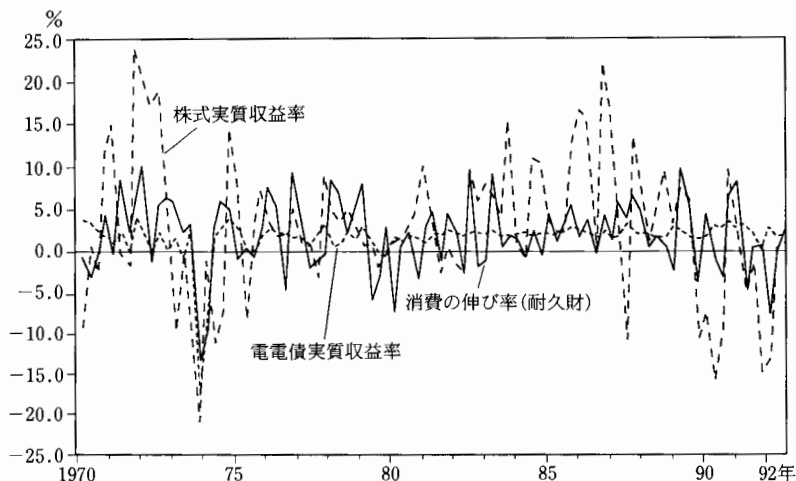
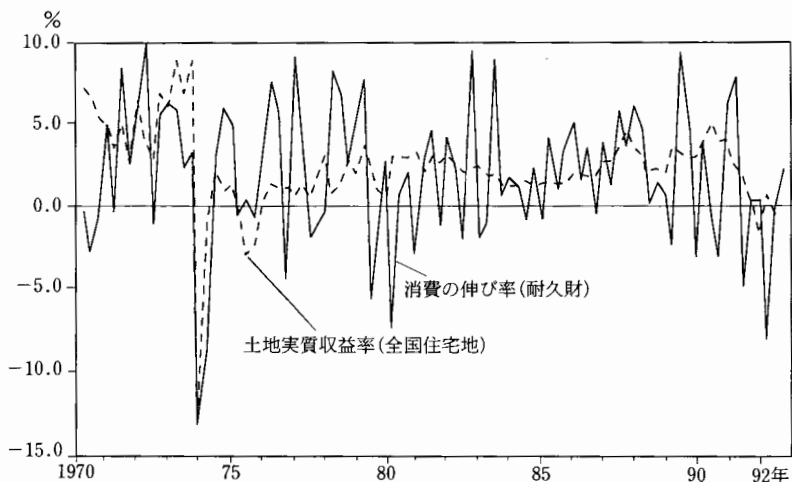


図4—耐久消費財支出の増加率と資産の実質収益率（土地）



ができる。

$$C_t + A_t \leq R_t A_{t-1} + W_t \quad (4)$$

消費者は、時間を通じて効用関数を最大化するものと仮定する。

$$\text{MAX} : E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \right] \quad (5)$$

ここで効用関数は、時間に関して分離可能であり、強い凹関数であると仮定する。

消費者の異時点間の最適化行動の必要条件として、異時点間の消費の限界代替率( $MRS_t$ )と資産の収益率( $R_{t+1}$ )には以下のような関係があることが導かれる。

$$E_t [MRS_t R_{t+1} - 1] = 0 \quad (6)$$

$$MRS_t = \frac{\beta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$$

このオイラー方程式は、収益率が安全資産である場合には、異時点間の消費の限界代替率が生産の限界変形率に等しいという「ケインズ＝ラムゼーの条件」に等しい。

ここで時間に関して分離可能な「相対的リスク回避度一定」の効用関数を想定すると、

$$U(C_t) = -\frac{(C_t^{1-A} - 1)}{(1-A)} \quad (7)$$

オイラー方程式は、

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-A} R_{t+1} - 1 \right] = 0 \quad (8)$$

となる。すなわち、「相対的リスク回避度」（または消費の代替弾力性の逆数）を示すAは正の値(A>0)であるので消費の増加率と資産の実質収益率の間には正の相関関係が存在するということになる。

現実にも両者の間にオイラー方程式で示された関係が存在するかどうか統計的に確かめるための統計的な手法には、「最尤法」と「一般化モーメント法」による推定方法がある。本稿における計測方法としては、ハンセン（1982）が開発した「一般化モーメント法」（GMM）を用いる。この計測方法は、最小自乗法、操作変数法、最尤法を特殊なケースとして含む統合的な方法であり、サーガンによる線型の操作変数法の非線型操作変数法への拡張であると見ることができる。

この計測方法は、これまで非線型の動学的な合理的期待形成モデルの検証に頻繁に用いられている。GMMにより得られる推定値は、特定の条件の下で一致性、漸近的な正規性をもっている。また、推定すべきパラメータの数を、操作変数に関する直交条件（モーメント条件）の数（操作変数の数×推計される式の数）が上回る場合、その過剰識別の条件についてカイ自乗適合度検定を行うことができる。すなわち、オイラー方程式が意味する直交条件（モーメント条件）について推定結果の説明力（フィットの良さ）に対してカイ自乗適合度検定を適用することができる。フィットの良さを測るテストを「ハンセンのJテスト」と呼んでいる。カイ自乗検定量の確率値（p値）は、操作変数と誤差

項が無相関である場合に（帰無仮説が成立しているとの条件の下で）、カイ自乗分布をする変数が基準評価関数の最小化されたサンプルの値を上回る確率を示している。

合理的期待の下での消費者の異時点間の最適化の必要条件は

$$E_t [MRS_t R_{t+1} - 1 | I_t] = 0 \quad (9)$$

と表される。ここでI<sub>t</sub>は、すべての個人に共通した情報集合を示している。均衡では、(9)式の左辺は、個人の利用可能な情報集合のすべての要素と直交することを意味している。したがって、情報を示す操作変数(z<sub>t</sub>)のすべてと直交するはずである。

$$E_t [(MRS_t R_{t+1} - 1) z_t] = 0 \quad (10)$$

この直交条件の数が推定すべきパラメータの数を上回っていれば過剰識別となる。過剰識別の条件についてのテストは、前述したように自由度＝（直交条件の数－推定すべきパラメータの数）のカイ自乗適合度検定を行うことに帰着する。

なお「一般化モーメント法」は、確率的なオイラー方程式が定常的な変数の関数であることを要求する。したがって、操作変数もまた定常的であることが求められる。（詳しくは、ハンセン、1982およびハンセン＝シングルトン、1982を参照）。

### 非耐久消費財・サービス支出と 資産の実質収益率

まず、個人消費のうち非耐久消費財・サービス支出を取り上げ、危険資産の実質収益率として株式保有による実質収益率、土地保有による実質収益率を用い、安全資産の実質収益率として電債の実質収益率を用いた計測結果が、表2に示されている。ここで操作変数としては、定数(1)、1期前ないし1期前・2期前の消費増加率、危険資産・安全資産の実質収益率を用いている。1期前の操作変数を用いた場合には、八つの直交条件を用いて二つのパラメータ（時間選好率とリスク回避度）を推定している。そこで自由度が6のカイ自乗適合度検定を行うことになる。1期前・2期前の操作変数を用いる

表2-オイラー方程式の検定：非耐久消費財・サービス支出（1971年第2四半期～92年第2四半期）

A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.999 (0.003) [343.7]	1.179 (0.408) [2.89]	21.63	0.001
土地+電電債	1.009 (0.009) [111.0]	2.614 (1.30) [2.01]	24.57	0.0004

B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.979 (0.004) [270.6]	-1.989 (0.412) [-4.82]	17.76	0.123
土地+電電債	0.991 (0.002) [598.0]	0.183 (0.236) [0.78]	35.33	0.0004

注) ( ) 内は標準誤差, [ ] 内はt値を示す。

場合には、自由度が12のカイ自乗適合度検定を行うことになる。なお以下の計測期間は、すべて1971年第2四半期から92年第2四半期（観測値は85）である<sup>4)</sup>。

計測された結果は、表2に示されているとおり、危険資産が株式の場合、1期前の操作変数を用いた場合には、相対的リスク回避度は1に近く、時間選好率もやや1を下回っており、妥当な大きさである。係数のt値は十分に有意であるが、フィットの良さを示すp値の値は5%の有意水準を大きく下回っており、計測された式の説明力は有意でない。この結果は、アメリカ経済に関するハンセン=シングルトン(1982)が月次データを用いて得た結果と同様であり、羽森(1994)も月次データを用いた計測において日本経済について類似した結果を得ている。ちなみに、短期実質利子率と東証株価指数を用いた羽森の計測におけるカイ自乗検定量は12.8、p値は0.046である。一方、危険資産として株式を用い、1期前・2期前の操作変数を用いた場合には、p値は高いものの、相対的リスク回避度の値が有意に負と推計され、理論と整合的でない結果となっている。

また、危険資産の収益率として土地を用いた場合には、相対的リスク回避度は正ではあるものの、式の説明力は著しく低下している。

表3-オイラー方程式の検定：耐久消費財帰属サービス（1971年第2四半期～92年第2四半期）

A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.983 (0.0006) [1703.0]	-0.0374 (0.017) [-2.26]	18.82	0.005
土地+電電債	0.980 (0.0008) [1298.7]	-0.129 (0.009) [-14.85]	37.35	0.00000

B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.982 (0.0004) [2476.5]	-0.049 (0.006) [-8.54]	20.28	0.062
土地+電電債	0.981 (0.0005) [1944.6]	-0.111 (0.004) [-26.91]	43.51	0.00002

注) ( ) 内は標準誤差, [ ] 内はt値を示す。

表4-オイラー方程式の検定：非耐久消費財・サービス支出+耐久消費財帰属サービス（1971年第2四半期～92年第2四半期）

A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.999 (0.003) [351.8]	0.997 (0.368) [2.71]	24.13	0.0005
土地+電電債	0.982 (0.004) [274.1]	-1.113 (0.435) [-2.56]	25.08	0.0003

B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.980 (0.003) [321.4]	-1.700 (0.335) [-5.07]	19.40	0.079
土地+電電債	0.982 (0.003) [351.6]	-1.130 (0.341) [-3.31]	31.83	0.001

注) ( ) 内は標準誤差, [ ] 内はt値を示す。

耐久消費財帰属サービスと資産の実質収益率

表3には、耐久消費財帰属サービスと資産の実質収益率についての推定結果が示されている。ここでは相対的リスク回避度を示す係数は負でかつゼロに近い値をとっている。また、p値も小さく説明力に乏しい。耐久消費財帰属サービスについても有意な結果が得られなかったことは、耐久消費財支出と株式の実質収益率の間に正の相関関係が観察されたことを考慮すると意外である。

さらに表4には、非耐久消費財・サービス支

出と耐久消費財帰属サービスを合計した消費支出と資産の実質収益率の関係についての推定結果が示されている。この計測は、二つの消費系列が互いに完全代替財であるとの仮定をおくものである。ここでも、時間選好率の係数においては有意な結果が得られるが、危険資産として株式を用いた場合には、1期前の操作変数を用いた場合と1期前・2期前の操作変数を用いた場合とで相対的リスク回避度の符号が逆転している。危険資産として土地を用いた場合には、いずれの操作変数を用いた場合にも相対的リスク回避度の値は有意にマイナスとなる。全体として計測された結果は説明力に乏しい。こうした結果が得られたひとつの理由は、消費が時間に関して分離可能であるとの仮定をおいたためであると考えられる。

#### 4 非耐久消費財・サービス支出の 耐久性と習慣性

そこで時間に関する分離可能性の仮定を弱める形で分析を行うことが必要となる。時間に関する分離可能性の仮定が疑わしいのは、消費に耐久性や習慣性があるためである。消費の耐久性については、ダン＝シングルトン（1986）が耐久性を考慮したオイラー方程式を推定している。彼らは、非耐久消費財から生み出されるサービス( $c_t$ )については(1)式、耐久消費財から生み出されるサービス( $d_t$ )については(3)式を想定し、以下のようなサービスに関する（時間分離性のない）効用関数に基づいてオイラー方程式を推定している。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\beta^t (c_t^{\alpha} d_t^{1-\alpha})^{1-A} - 1}{1-A} \quad (11)$$

$$E_t [M_{c,t}] - E_t [M_{c,t+1} R_{t+1}] = 0, \\ p^d E_t [M_{d,t}] - E_t [M_{d,t+1}] = 0 \quad (12)$$

2番目の2つの式が、オイラー方程式を示している。 $M_c$ 、 $M_d$ はそれぞれ非耐久消費財、耐久消費財に関する限界効用を示しており、 $p^d$ は耐久消費財の相対価格である。

他方、ファーソン＝コンスタンチニデス（1991）は、消費の耐久性と習慣性を同時に考慮した効用関数に基づいてオイラー方程式を推

定している。耐久性については(1)式を想定し、習慣性については生存水準を維持するための消費水準( $x_t$ )が過去の消費パターンによって形成されるという定式化を行っている。したがって、（時間非分離の）効用関数は、

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\beta^t (C_t - x_t)^{1-A}}{(1-A)}, \quad x_t = h \sum_{s=1}^{\infty} e_s C_{t-s}; \\ A > 0, \quad e_s \geq 0, \quad \sum_{s=1}^{\infty} e_s = 1 \quad (13)$$

と表される。

さらに(1)式を考慮すると、

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\beta^t (a_0 \sum_{s=0}^{\infty} b_s C_{t-s})^{1-A}}{(1-A)}, \quad b_0 = 1 \\ b_s = a_s - h \sum_{i=0}^s e_i a_{s-i} \quad (14)$$

となる。

ここで1期間の遅れのみを考慮するのであればオイラー方程式は、

$$E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1} - b C_t}{C_t + b C_{t-1}} \right)^{-A} (R_{t+1} - b) \right. \\ \left. + \beta^2 \left[ \left( \frac{C_{t+2} + b C_{t+1}}{C_t + b C_{t-1}} \right)^{-A} b R_{t+1} - 1 \right] \right] = 0 \\ b = \frac{a_1}{a_0} - h e_1 \quad (15)$$

となる。 $b$ が正であれば消費に耐久性、負であれば習慣性が支配的であることがわかる。さらに $A$ の値は、近似的に相対的リスク回避度を表しているが、その逆数は、異時点間の消費の代替弾力性を表すものではない<sup>5)</sup>。

本稿ではこの定式化によると消費の耐久性と習慣性のいずれが支配的であるか知ることができ、上記のオイラー方程式を推定することにより時間分離性のないケースを検討することにした。

表5には、非耐久消費財・サービス支出について上記のオイラー方程式を計測した結果が示されている。モデルの構造より、誤差項に1次の自己相関を仮定している。資産の収益率としては、株式の実質収益率と安全資産の実質収益率を用いている。

ここで注目すべきことは、推定式の説明力



表5—消費の耐久性と習慣性：非耐久消費財・サービス支出（1971年第2四半期～92年第2四半期）

A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.005) [200.1]	0.995	0.510 (0.725) [0.70]	-0.367 (0.324) [-1.13]	14.23	0.014

B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.005) [182.9]	0.980	-1.676 (0.729) [-2.30]	-0.141 (0.106) [-1.33]	14.78	0.193

注) ( )内は標準誤差, [ ]内はt値を示す。

表6—消費の耐久性と習慣性：耐久消費財帰属サービス（1971年第2四半期～92年第2四半期）

A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.004) [279.2]	0.987	-0.065 (0.058) [-1.11]	-0.713 (0.010) [-72.05]	9.44	0.093

B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.0005) [1920.5]	0.983	-0.044 (0.006) [-7.55]	-0.272 (0.225) [-1.21]	13.81	0.243

注) ( )内は標準誤差, [ ]内はt値を示す。

(p値)が大きく改善していることである。しかも、bの符号は、統計的有意性はやや低いが負となっている。計測結果は、非耐久消費財・サービス支出の耐久性を表している。他方、リスク回避度については、1期前の操作変数を用いた場合には正の値、1期前・2期前の操作変数を用いた場合には負の値をとっていて、習慣性を考慮しない場合と比較して大きな改善は認められない。

同様の結果は、耐久消費財ストックの帰属サービスを被説明変数とした場合にも得られる(表6)。ただし、この場合には、相対的なリスク回避度は操作変数によらずマイナスとなる。また、bの値は、非耐久消費財・サービス支出と比べると大きくなっていることも注目される。習慣形成の上で1期前の耐久消費財購入によるサービスの消費が与える効果は、非耐久消費財・サービス支出からの消費よりも大きいことがわかる。

さらに表7には、非耐久消費財・サービス支

表7—消費の耐久性と習慣性：非耐久消費財・サービス支出+耐久消費財帰属サービス（1971年第2四半期～92年第2四半期）

A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.004) [228.4]	0.992	0.015 (0.600) [0.03]	-0.861 (2.44) [-0.35]	14.59	0.012

B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.005) [204.8]	0.980	-1.523 (0.604) [-2.52]	-0.180 (0.097) [-1.86]	15.43	0.164

注) ( )内は標準誤差, [ ]内はt値を示す。

表8—消費の耐久性と習慣性：耐久消費財支出（1971年第2四半期～92年第2四半期）

A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.002) [513.4]	0.990	0.377 (0.073) [5.18]		13.18	0.040
株式+電電債 (0.002) [648.6]	0.991	0.442 (0.064) [6.90]	0.238 (0.171) [1.39]	10.38	0.065

B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債 (0.002) [394.9]	0.985	0.115 (0.095) [1.21]		25.89	0.011
株式+電電債 (0.001) [755.5]	0.989	0.392 (0.053) [7.44]	0.325 (0.209) [1.56]	18.44	0.072

注) ( )内は標準誤差, [ ]内はt値を示す。

出と耐久消費財の帰属サービスを加えた場合についての計測結果が示されている。表7の結果は、表5に類似したものであるが、bの値がやや大きくなっている。

次に、耐久消費財帰属サービスを用いずに耐久消費財支出について耐久性、習慣性のテストを行った(表8)。いずれの操作変数を用いた場合にも、耐久消費財帰属サービスを用いた場合と比べてオイラー方程式の説明力は比較的高い。耐久性、習慣性を考慮した場合には、bの値は正となっており、耐久性が支配的となっていて、式の説明力も増加している。これは耐久消費財が生み出すサービスの消費に耐久性があることを示すという意味で自明な結果ともいえるが、帰属サービスを用いた場合と明瞭に異なる

る点である。注目すべきことは、耐久性・習慣性を考慮するしないにかかわらず「相対的リスク回避度」が正でしかも統計的に有意な結果となっていることである。

以上から得られた結果は、bの符号ならびに係数の大きさとも全体としてファーンソン＝コンスタンチニデスがアメリカ経済における非耐久消費財・サービス支出ならびに耐久消費財支出に関する月次データ、四半期データ、年データを用いて得た結果と類似している。四半期データを用いた場合、bの値は-0.21~0.28と本稿の結果と極めて近い。ただし、彼らの場合には、相対的リスク回避度の値が0.6~1.2で安定しており、統計的な有意性も高い。本節での計測結果によれば、非耐久消費財・サービス支出と耐久消費財帰属サービスを用いた場合、習慣性が支配的であるとの結論が得られたことになる。しかし、耐久消費財帰属サービスの代わりに耐久消費財支出を用いた場合には、耐久性が支配的である可能性が高く、ファーンソン＝コンスタンチニデスの得た結論とは異なっている。

### 5 財に関する非分離可能性の検討

ここまでの、財の間の分離可能性または完全代替性を仮定した推計においては、多くの場合において、相対的リスク回避度が負であるという、理論から得られる予想に反する結果が得られた。第2節で指摘したように、株価暴落後の株式実質収益率が著しく低下した時期において、非耐久消費財・サービス支出がほとんどその影響を受けておらず、その一方で、耐久消費財支出および耐久消費財帰属サービスの伸び率が著しく低下しているため、耐久消費財帰属サービスと非耐久財との間に代替関係が存在していた可能性がある。

そこで、効用関数が、非耐久消費財・サービス支出と耐久消費財帰属サービスに関して非分離的である場合へと分析を拡張しよう。ここでは、効用関数が「コブ＝ダグラス型」をしている場合を考える。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{S_t^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha}, \quad S_t = C_t^\alpha D_t^{1-\alpha} \quad (16)$$

表9-消費の耐久性と習慣性：2財モデル  
(1971年第2四半期~92年第2四半期)

#### A 操作変数1期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.995 (0.002) [546.7]	0.655 (0.198) [3.32]		26.58	0.0008
株式+電電債	0.998 (0.003) [335.7]	1.011 (0.319) [3.17]	-0.208 (0.165) [-1.27]	14.54	0.042

#### B 操作変数2期ラグ

実質収益率	割引率	A (相対的リスク回避度)	b	カイ自乗検定量	p値
株式+電電債	0.993 (0.001) [739.0]	0.404 (0.156) [2.59]		28.47	0.028
株式+電電債	0.993 (0.001) [681.1]	0.473 (0.130) [3.64]	-0.324 (0.106) [-3.05]	19.69	0.184

注) ( ) 内は標準誤差, [ ] 内はt値を示す。

ここで $D_t$ は耐久消費財帰属サービスを表す。この場合、非耐久消費財・サービス支出と耐久消費財帰属サービスに関しての、期間内における1階の条件は以下のように書き表される。

$$\frac{\partial U}{\partial D_t} / \frac{\partial U}{\partial C_t} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{C_t}{D_t} = \frac{p^D}{p^C} \quad (17)$$

$p^D/p^C$ は、耐久消費財帰属サービスの相対価格であるが、耐久消費財ストックの相対価格と等しくなる。この式より明らかのように、効用関数のパラメータ $\alpha$ は、非耐久消費財・サービス支出のシェアと等しい。

次に、(非耐久消費財・サービス支出に関する)異時点間の1階の条件、すなわちオイラー方程式は、以下のように表される。

$$E_t \left[ \beta \left\{ \left( \frac{S_{t+1}}{S_t} \right)^{-\alpha} \cdot \frac{S_{t+1}}{S_t} \cdot \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1} \right\} R_{t+1} - 1 \right] = 0 \quad (18)$$

この式を推計した結果は表9に示されている。ここで、 $\alpha$ には、サンプル期間における、非耐久消費財・サービス支出のシェアの平均値である、0.944を用いている。また、操作変数としては、定数、非耐久消費財・サービス支出増加率、危険資産・安全資産の実質収益率に加え、耐久消費財帰属サービスの増加率を用いている。したがって、自由度が8および14のカイ自乗適合度検定を行うことになる。

計測結果を見ると、相対的リスク回避度は、いずれの操作変数を用いた場合でも、理論と整

合的な正の値をとり、t値も十分に高い。また、時間選好率も、妥当な大きさであり統計的にも有意である。ただし、p値の値は小さく、モデルのフィットはあまり良くない。

次に、効用関数が、財に関してのみでなく、時間に関しても非分離的であるケースへと分析を拡張する。すなわち、効用関数が以下のような形状をしている場合を考える。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(S_t + bS_{t-1})^{1-A} - 1}{1-A} \quad (19)$$

この場合においても、期間内の1階の条件は、効用関数が時間に関して分離可能である場合と同様に(17)式で表される。また、非耐久消費財・サービス支出に関するオイラー方程式は、以下のようなになる。

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{S_{t+1} + bS_t}{S_t + bS_{t-1}} \right)^{-A} \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(\alpha-1)} \left( \frac{D_{t+1}}{D_t} \right)^{(1-\alpha)} R_{t+1} - b \right\} \right. \\ \left. + \beta^2 \left( \frac{S_{t+2} + bS_{t+1}}{S_t + bS_{t-1}} \right)^{-A} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(\alpha-1)} \left( \frac{D_{t+1}}{D_t} \right)^{(1-\alpha)} bR_{t+1} - 1 \right] = 0 \quad (20)$$

この式を、 $\alpha$ を0.944として推計した結果は表9に示されている。相対的リスク回避度は、時間に関する分離可能性を仮定した場合と同様に、いずれの操作変数を用いた場合においても、正でかつ有意な値をとっている。財に関する分離可能性を仮定した場合(表5)と比較すると、耐久性・習慣性を表すbの値は、同様に負であるが、統計的な有意性は改善されている。また、p値は、操作変数として1期のラグをとったものを用いた場合には上昇している。操作変数として1期、2期のラグをとったものを使用した場合には、p値は若干低下しているが、5%の有意水準はやはり大きく上回っている。

以上の結果より明らかとなったように、耐久消費財からの帰属サービスを考慮することにより、相対的リスク回避度、習慣性のパラメータともに改善された推計値を得ることができた。すなわち、現実の消費の変動においては、耐久消費財からの帰属サービスとその他の財への支出との間の代替関係の存在することが明らかとなった。

## 6 計測結果の意味合いと結論

本稿での「一般化モーメント法」を用いて消費と資産の実質収益率の均衡条件を示すオイラー方程式を計測した結果は以下のようにまとめることができる。まず第一に、非耐久消費財・サービス支出ならびに耐久消費財帰属サービスの消費について時間分離性を仮定した効用関数に基づくオイラー方程式の計測からは、説明力のある結果が得られなかった。これはアメリカ、日本のデータを用いた過去の実証研究と類似している。本稿では過去の研究と異なり耐久消費財の帰属サービスについて直接検討したが、得られた結果は過去の実証研究と異なるものではなかった。また、危険資産として土地の実質収益率も考慮したが統計的に有意な結果が得られなかった。土地についてはデータの制約もあるので年ベースのデータを用いた検討を今後行うことにしたい。

第二に、消費に時間非分離性が発生する要因として消費の耐久性と習慣性が考えられる。本稿での検討結果によれば、習慣性が耐久性よりも支配的であることがわかった。さらに1期前の耐久消費財の帰属サービスが習慣形成に与える効果は、非耐久消費財・サービス支出よりも大きいことがわかった。ただし、帰属サービスの代わりに耐久消費財支出を用いた場合には、耐久性が支配的となる可能性がある。

第三に、「相対的なリスク回避度」については、財の間の分離可能性を仮定した場合には理論と整合的な結果を得ることができなかったが、この分離可能性を緩めることにより、理論と整合的な結果を得ることができた。

以上のような計測結果のうち消費の習慣性の存在は、株式のリスク・プレミアム・パズルの解明にも示唆を与えている。消費に習慣性が存在する場合、相対的なリスク回避度と消費の異時点間の代替弾力性は逆数の関係にはなく、後者は習慣性の存在により多くの影響を受け、その値は減少する。その結果、消費増加率の小幅の変動が資産収益率の大幅な変動をもたらすことになる<sup>9)</sup>。

注

- 1) 本稿とは異なった形ではあるが、羽森 (1994) は、時間に関する加法分離性の仮定を緩和し、現在の消費と将来の消費から得られる消費の期待効用が CES 関数で表される「回帰評価関数」(エップシュタイン = ジン、1990) を用いた分析を行っている。
- 2) 家計が住宅投資を行い、新たな住居に住むようになると住宅保有から発生するサービスを消費することになる。国民経済計算の上では、住宅保有については帰属家賃が計上されているが、耐久消費財保有については帰属サービスが計上されていない。
- 3) 堀江 (1985)、竹中・小川 (1987) においては、耐久消費財のストックの推計について1970年の国富調査の結果を用いている。本稿では、国民経済計算の1969年末の耐久消費財ストックを初期値として用いている。
- 4) 「一般化モーメント法」による推定においては、ウェイトニング・マトリックスが与えられていることが必要となる。その場合、まず単位行列をその初期値としてパラメータを推定し、その推定されたパラメータを用いてウェイトニング・マトリックスを計算し、再び推定を行う「二段階法」と、二段階法により得られたパラメータを用いてウェイトニング・マトリックスを更新して、再びパラメータの推定とウェイトニング・マトリックスの計算を行い、これをウェイトニング・マトリックスが収束するまで繰り返す「繰り返し法」がある。ファーソン = フォスター (1994) は、シミュレーションにより、サンプル数が少ない場合には、二段階法は帰無仮説を過剰に棄却する傾向があると報告している。したがって、本稿では繰り返し法を使用した。
- 5) 詳しくは、ファーソン = コンスタンチニデス (1991) の Appendix を参照されたい。
- 6) 定常状態において異時点間の消費の代替弾力性は、習慣性のみを考慮した場合、近似的に  $\frac{1-h}{A}$  に等しくなる。

参考文献

岩田一政 (1994) 「リスク・プレミアムと消費」『住宅土地経済』1994年秋季号。  
岩田一政 (1991) 「土地パズルと税制」『住宅土地経済』1991年秋季号。  
竹中平蔵・小川一夫 (1987) 『対外不均衡の経済分析』東洋経済新報社。  
堀江康熙 (1985) 「家計貯蓄率の動向」『金融研究』第4巻第3号。  
Constantinides, G. M. (1991) "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle," *Journal of Political Economy*, 98, No. 3.  
Dunn, K. B., & K. J. Singleton (1986) "Modeling the Term Structure of Interest Rates Under Non-Separable Utility and Durability of Goods," *Journal of Financial Economics*, 17.

Epstein, L. G., & S. E. Zin (1990) "First-Order Risk Aversion and the Equity Premium Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 22.  
Ferson, W. E., & G. M. Constantinides (1991) "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption," *Journal of Financial Economics*, 29.  
Ferson, W. E., & S. R. Forester (1994) "Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models," *Journal of Financial Economics*, 36.  
Hall, A. (1993) "Some Aspect of Generalized Method of Moments Estimation," G. S. Maddala, C. R. Rao & H. D. Vinod (eds.), *Handbook of Statistics*, 11, *Econometrics*, North-Holland.  
Hamori, S., (1994) "The Non-Expected Utility Model and Asset Returns: Some Evidence from Japan," *Japanese Journal of Financial Economics*, 1.  
Hansen, L. P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50, No. 4.  
Hansen, L. P., & K. J. Singleton (1982) "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, 50, No. 5.  
Mankiw, N. G. (1982) "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods," *Journal of Monetary Economics*, 10, No. 3.  
Ogaki, M. (1993) "Generalized Method of Moments: Econometric Applications," G. S. Maddala, C. R. Rao & H. D. Vinod (eds.), *Handbook of Statistics*, 11, *Econometrics*, North-Holland.  
Singleton, K. J. (1990) "Specification and Estimation of Intertemporal Asset Pricing Model," B. M. Friedman and F. H. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 1, Elsevier Science Publisher.

# 住居費負担率の考察

## 渡辺直行

本稿は、貸家の住居費負担率に関するこれまでの主な研究をいわゆる谷方式を中心に整理するとともに、今後の議論の方向について私見を述べるものである。

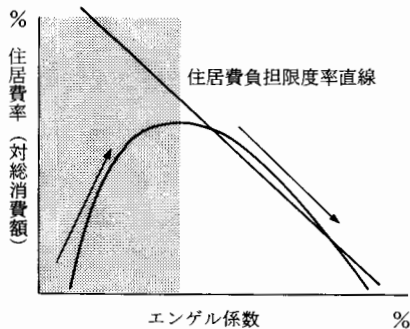
### 1 谷方式の概要

いわゆる谷方式は、昭和40年代半ばに東京都立大学の谷重雄教授（当時）が考案したもので、その内容は、「日本建築学会論文報告集」に数回にわたって掲載された。その内容を要約すると、次のようになる。すなわち、生活困窮度の指標であるエンゲル係数を横軸にとり、住居費率（対総消費額）を縦軸にとると、上に凸の曲線が描ける。そしてその右下がりの部分の回帰直線が、住居費負担限度率を表す、というものである。

以下で、もう少し詳しく紹介しよう。

まず、エンゲル係数と住居費率の関係は、図1のようなになる。エンゲル係数の上昇とともに住居費率ははじめのうちは上昇するが、あるところで下降に転じる。谷教授は、この事実を戦

図1-消費に占める住居費の割合とエンゲル係数の関係



前の内閣家計調査などにより確認し、その後、39年全国消費実態調査によっても確認している。そして、この曲線の右下がりの部分（反シユワーベ法則的部分）が、生活が苦しくなるにつれて住居費率を低下させている局面であるとし、その局面に存在するサンプルを直線回帰して住居費負担限度率直線を導き出している。なお、上に凸の住居費率曲線は、エンゲル係数を説明変数とする光熱費率、被服費率、雑費率の推計値を「100-エンゲル係数」から引いた残差として計測している。光熱費などの計算式には、

$$X = \alpha f^\beta$$

X：費目別支出率、f：エンゲル係数

を用いている。α、βの計測結果は、次のようになっている。

	戦前資料		昭和39年資料	
	α	β	α	β
光熱費率	0.16218	0.9546	0.1807	0.8588
被服費率	2999.2	-1.5866	131.22	-0.7047
雑費率	1520.5	-1.0864	647.89	-0.8552

この残差法を用いるのは上に凸の曲線を描くところまでで、限度率直線を推計する段では、曲線の右下がり部分に分布するサンプルの収入階級別・世帯規模別の平均プラス標準偏差の値を直線回帰している。

図2は、エンゲル係数と実収入の関係を、図3は、消費支出と実収入の関係を示している。

谷教授は、以上の三つの関係を図4のように組み合わせて、実収入に対する住居費負担限度率を導き出している。推計結果は、次のようになっている。

図2—エンゲル係数と実収入の関係(世帯規模別)

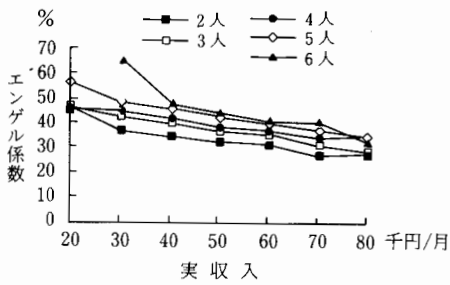


図3—消費支出と実収入の関係(世帯規模別)

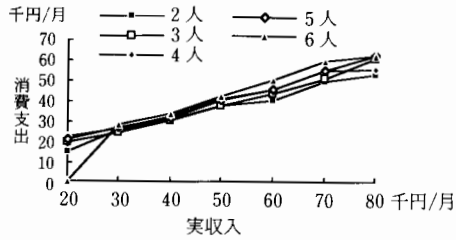
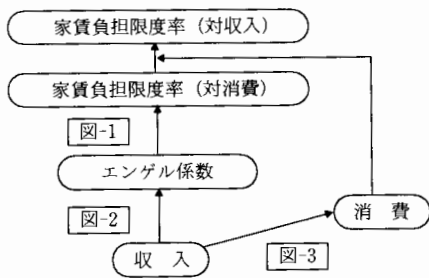


図4—谷方式の推計の流れ



$$h = 55.7 - 0.79f \quad (1)$$

h: 対消費住居費負担限度率、f: エンゲル係数

$$f = 39.87 - 0.264Y + 2.92N \quad (2)$$

Y: 実収入額、N: 世帯人員数

$$C = 7.610 + 584.6Y - 26.1N + 30.3YN \quad (3)$$

C: 消費支出額

データは、39年の上記数値を用いているが、なぜか(1)式のみ戦前のデータを用いている。ちなみに、(1)式を39年データで計測すると次式になるそうである(谷、1971b)。

$$h = 56.60 - 0.856f \quad (1')$$

以上の結果、住居費負担限度率(対収入額)は、20~30%と計測されている。この数字は、世帯人員数が多くなるほど低くなる傾向がある。収入に関しては、その増加とともにある程度までは限度率が低下するが、中堅所得階層以上では逆に上昇する結果となっている。極低収入層

で限度率が高いのは、赤字を貯蓄引き出し、借入金その他の実収入以外の収入で補っているためと解釈されている。

## 2 谷方式の評価

谷方式は、世帯特性に応じた住居費負担限度率を具体的に算出したという意義があった。家計に関する各種の調査では、一般的に年収が上昇すれば住居費負担率は低下しており、これらの数字を観察するだけでは世帯特性別の住居費負担限度率を推測することはできない。そこで、エンゲル係数と住居費率の関係で家計の苦しさを2段階に分け、その一方を計測に用いることにより負担率を算出するという工夫がなされたわけである。算出された数字の意味については後ほど考察するとして、とにかくこのような独特の方法で具体的な数値を示した意義はあると思われる。

一方、谷方式には、現時点では次のような問題点が考えられる。

まず第一に、谷方式の中核をなす上に凸の曲線は、主に戦前の資料から発想されたものであり、39年の資料により再確認されているものの、その後の日本経済の発展の結果、今では妥当性がないのではないかとも思われる。特に、エンゲル係数を世帯の困窮度の指標として用いることの妥当性が疑われる。年収5分位別にエンゲル係数を見ると、最近では第1分位の平均でも3割を下回っており、これは40年前後の第5分位よりも低い水準となっている。エンゲル係数は、家計の困窮度の指標としては、今や不適当ではないかと思われる。特に、エンゲル係数を世帯の困窮度の指標として用いることの妥当性が疑われる。年収5分位別にエンゲル係数を見ると、最近では第1分位の平均でも3割を下回っており、これは40年前後の第5分位よりも低い水準となっている。エンゲル係数は、家計の困窮度の指標としては、今や不適当ではないかと思われる。

年収階級別の必需的消費割合(家計調査の10品目分類——ただし食糧費は外食費とそれ以外に分けている——により、対総消費弾性値が1未満のもの)を見ると、第1分位でも今や消費の約4割となっており、消費優先度の高いものの割合で家計の余裕度を見ること自体の有効性も疑問に思われてくる。

次に、谷方式では、収入に占める消費の割合は、現実の平均的な率をとっているわけであるが、消費性向は年収が高くなるほど低くなる。

図5-収入階級別支出項目別家計消費額増加倍率  
(平成4年/昭和48年、勤労者世帯)

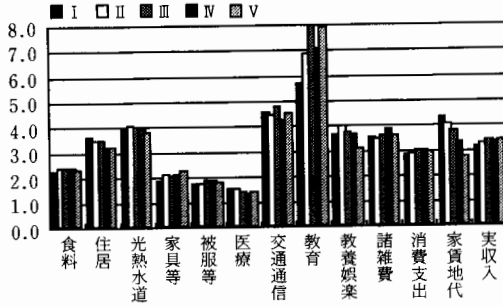


図6-収入階級別支出項目別家計消費額増加倍率  
(平成4年/昭和48年、勤労者世帯、CPIによる実質化)

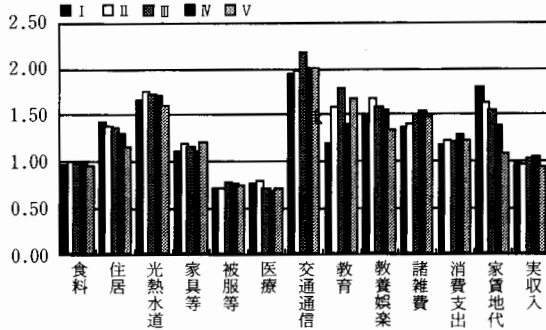
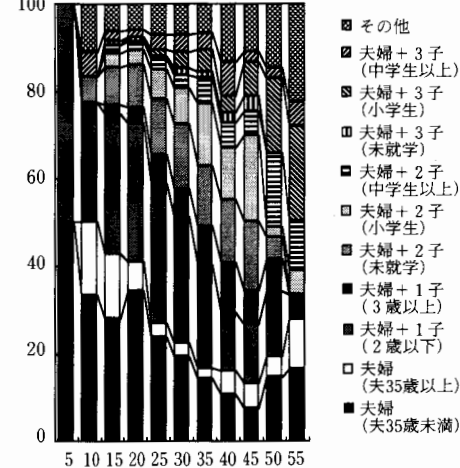


図7-エンゲル係数階級別民間借家世帯特性  
出所：昭和59年全国消費実態調査  
・56~59年入居民間借家居住2人以上世帯



つまり、負担限度率を考えるのであれば、高所得層ほど貯蓄から住居費に回せる額が大きくなるのではないかと考えられる。貯蓄を将来の消費とみなせばそれとの代替関係も考えなくてはならない。あるいは流動性の保有自体が効用を生み出すとの考え方もあるので、人々の消費行

(渡辺氏写真)

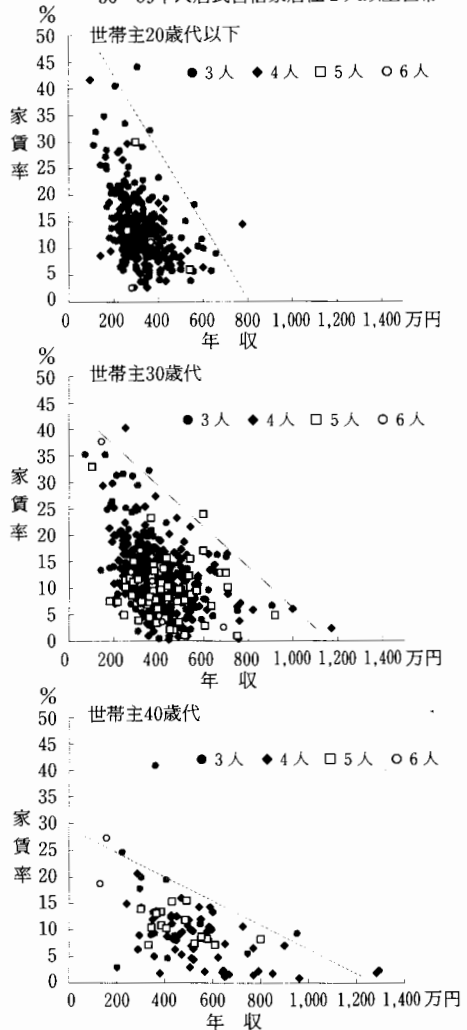
わたなべ・なおゆき

1954年東京都生まれ。1977年東京大学経済学部経済学科卒業。建設省入省。現在、建設政策研究センター次長。

図8-世帯主年齢別年収と家賃率の関係

出所：昭和59年全国消費実態調査

・56~59年入居民間借家居住2人以上世帯



動を考える際には、貯蓄要因を無視することはできないだろう。貯蓄の余裕度のような指標による修正が必要であると思われる。

第三に、谷方式では、全国一律の数値として限度率が考えられているが、物価水準や財の相対価格は地域により大きく異なる。特に家賃は

地域差が大きい。したがって、なんらかの形で価格調整を行うか、地域別の数値を算出することが必要である。相対価格の変化に関しては、時系列でも生じる。図5は、収入階級別に支出項目別の時系列変化を見たものである。これによれば、教育費、交通通信費、家賃地代が大きく増加しており、その背景には相対価格の大きな変化があるものと思われる。工業化の進展に伴い大量生産消費財の相対価格が低下する一方、住宅サービス価格は人口の大都市集中もあり大きく上昇したことの影響は大きいと思われる。

図6は、図5の伸び率を財別の消費者物価指数の変化で割り引いたものであるが、これで見ると交通通信費、家賃地代、光熱水道費が高い伸びとなっている。経済水準の変化や生活様式

の変化によって消費内容が大きく変化してきていることがわかる。特に家賃地代については、収入が低い階層ほど大きく伸びている。つまり、収入階級間の負担の差が縮小してきている。以上から、限度率は、地域ごと、時期ごとに数字を計算することが必要であることがわかる。

最後に、世帯を収入と世帯人員数のみで分類してよいのかという疑問点がある。図7は、世帯を子供の就学状況で分類し、その割合がエンゲル係数の変化とともにどう変化するかを見たものであるが、同じ3人世帯でも子供が大きくなるほどエンゲル係数が高くなることがわかる。

また、図8は、世帯主の年齢層別に年収と家賃率の関係を見たものであるが年齢層が上がるにつれて、年収の低い階層では家賃率の上限が下がり、年収の高い階層では上がっていることがわかる。これは、年齢が上がると、子供の消費や教育費などの支出が大きくなるため家賃を節約せざるをえなくなるものの、その一方で、

表1-10大費目別消費支出推計式（両辺対数）

	切片	消費支出	相対価格	世帯人員	世帯主年齢		
食料 (標準誤差) (t値)	1.340	0.713		0.419	0.118	0.520	R2
	0.338	0.029		0.045	0.037	0.233	
	3.960	24.772		9.290	3.215		
家賃 (標準誤差) (t値)	6.438	0.542	0.501	-0.371	-0.140	0.125	R2
	0.851	0.064	0.083	0.100	0.081	0.515	
	7.568	8.412	6.053	-3.702	-1.731		
住居 (標準誤差) (t値)	5.186	0.581	0.681	-0.387	-0.120	0.123	R2
	0.786	0.062	0.140	0.097	0.079	0.500	
	6.600	9.338	4.871	-3.989	-1.517		
光熱・水道 (標準誤差) (t値)	4.107	0.396		0.352		0.1537	R2
	0.478	0.040		0.061		0.3304	
	8.589	9.900		5.741			
家具・家事用品 (標準誤差) (t値)	-8.762	1.577	1.094	-0.336	-0.421	0.1989	R2
	1.223	0.105	0.653	0.163	0.132	0.837	
	-7.167	15.066	1.676	-2.056	-3.197		
被服・履物 (標準誤差) (t値)	-9.507	1.639		-0.415	-0.293	0.2325	R2
	1.159	0.099		0.152	0.123	0.7771	
	-8.204	16.483		-2.729	-2.373		
保険・医療 (標準誤差) (t値)	-4.072	1.126		-0.322	-0.320	0.0945	R2
	1.344	0.115		0.177	0.143	0.9033	
	-3.029	9.785		-1.815	-2.234		
交通・通信 (標準誤差) (t値)	-7.120	1.220	1.985	-0.531	-0.222	0.197	R2
	1.585	0.082	0.707	0.129	0.104	0.660	
	-4.493	14.868	2.808	-4.123	-2.133		
教育 (標準誤差) (t値)	-6.837	1.135	1.572			0.119	R2
	2.337	0.197	0.633			1.082	
	-2.926	5.763	2.484				
教養・娯楽 (標準誤差) (t値)	-9.058	1.524	0.857			0.316	R2
	0.920	0.075	0.506			0.629	
	-9.848	20.426	1.695				
その他消費支出 (標準誤差) (t値)	-4.343	1.593	2.137	-0.509		0.377	R2
	1.741	0.068	0.828	0.103		0.555	
	-2.494	23.374	2.580	-4.940			

より広い貸家が必要になるという事情を表しているものと思われる（年収が高まるにつれて前者より後者を重視するようになる）。

### 3 昭和59年データによる試算

上記問題点のうち、谷方式の本質にかかわるのは第一の問題点である。そもそも現在の日本において、食費割合を基準に、あるいは必需的消費割合を基準に、世帯の困窮度を測ることは妥当であるか否か。

この点については、食費割合が低下してきたことをもってただちに妥当ではないとはいえないだろう。そもそも世帯の困窮度という概念自体が相対的なものであるから、どんなに食費割合が低下しても、その時代に応じた消費区分によって家計の相対的な豊かさは測れるだろう。そして、食費は生活を成り立たせる最も基本的な要素であろうし、それが家計を圧迫する世帯はいつの時代でも存在しそうである。



〈サンプルの分布と回帰結果〉

散布図は、全標本。曲線は、相対価格1、世帯主年齢30歳代。

図9—食料費

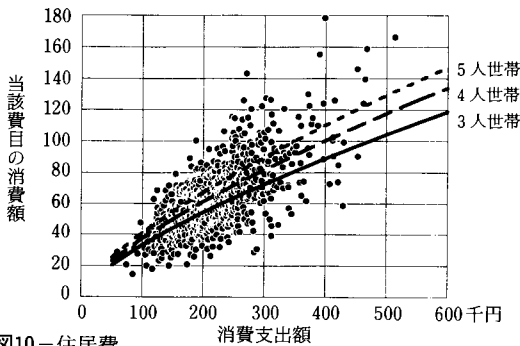


図10—住居費

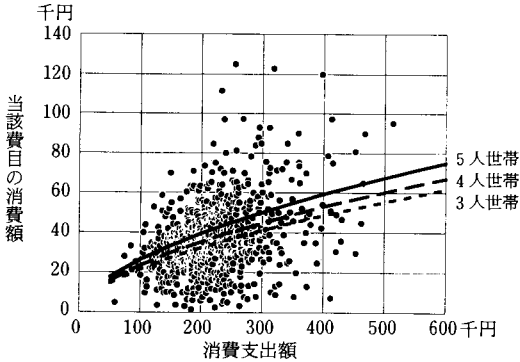
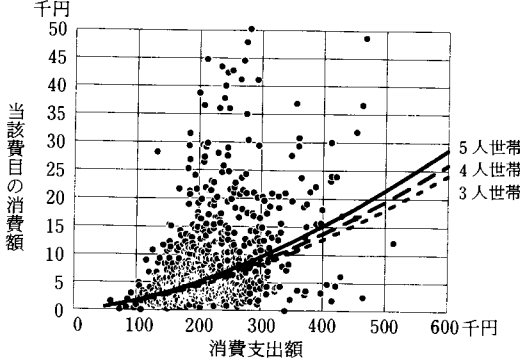


図11—家具・家事用品



そこで谷方式が前提とした、上に凸の曲線が現在でも存在するかどうかを見ることとする。サンプルは、昭和59年全国消費実態調査による56~59年入居民営借家居住の3人以上世帯902サンプル（特定の消費額が他のサンプルから著しく乖離しているもの、有業者数2人以上世帯などを除いたもの）であり、谷教授が用いたエンゲル係数の代わりに必需財支出率を用いる。また、価格要因を考慮するため、57年の全国物価統計調査の数値を用いている。

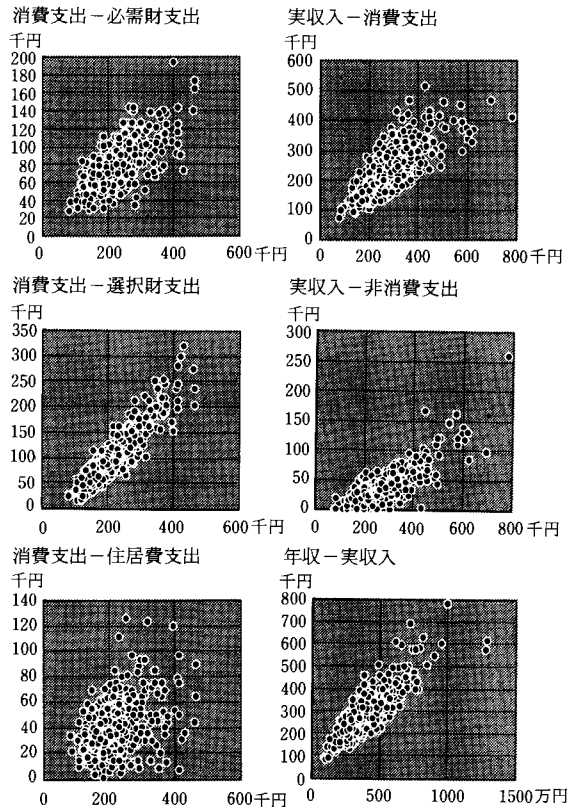
まず、必需財の範囲を決めるため、10品目別

表2—消費財の分類

消費支出弾性値	対世帯人員数弾性値	
	>0	≤0
>1		家具・家事用品 (1.58, -0.34) 被服・履物 (1.64, -0.42) 保険・医療 (1.13, -0.32) 交通・通信 (1.22, -0.53) 教育 (1.14, 0.00) 教養・娯楽 (1.52, 0.00)
≤1	食料 (0.71, 0.42) 光熱・水道 (0.40, 0.35)	住居 (0.58, -0.39)

注) ( )内は、(消費支出弾性値、世帯人員数弾性値)である。

図12—3財分類のサンプル分布



注) 標準的な姿を描くため、消費支出額と実収入の比率、実収入の12倍の額と年収の比率が他のサンプルから著しく乖離しているサンプルを除いた850サンプルを用いる。

に支出額の対総消費支出弾性値および対世帯人員数弾性値を推計する。推計結果は、表1のとおりであり、サンプル分布と推計式の例を示したのが、図9、図10、図11である。また、弾性値をまとめたのが表2である。

食料費、光熱・水道費は世帯人員数弾性値がプラスであり消費支出弾性値が1以下である。これを、以下、必需財と呼ぶ。これと反対の符号を持つのが家具・家事用品、被服・履物など

表3-3 財分類による推計結果

	切	片	消費支出	世帯人員	相対価格				
必需財	42.027	0.235	8.873	-489	0.535	R2			
(標準誤差)	54.122	0.009	832	536	15,945				
(t値)	0.777	25.382	10.663	-0.913					
選択財	-217.852	0.656	-4.742	1.935	0.798	R2			
(標準誤差)	42.261	0.012	1.032	411	20,086				
(t値)	-5.155	57.068	-4.598	4.703					
住居費	-2.279	0.104	-3.876	386	0.205	R2			
(標準誤差)	5.169	0.009	775	55	15,073				
(t値)	-0.441	12.020	-5.005	7.016					
	切	片	実	取	入	世帯人員	物	価	差
消費支出	-87.206	0.553	8.126	1.379	0.559	R2			
(標準誤差)	48.628	0.019	2.123	520	41,148				
(t値)	-1.793	29.765	3.828	2.652					
	切	片	実	取	入	世帯人員	物	価	差
非消費支出	19.635	0.241	-4.494	-337	0.681	R2			
(標準誤差)	15.015	0.006	655	161	12,705				
(t値)	1.308	41.963	-6.857	-2.100					
	切	片	年	取					
実収入	74.531	513			0.699	R2			
(標準誤差)	4.664	12			43,763				
(t値)	15.980	44.365							

図13- 選択財支出率と必需財支出率の関係 (対数, 3人世帯)

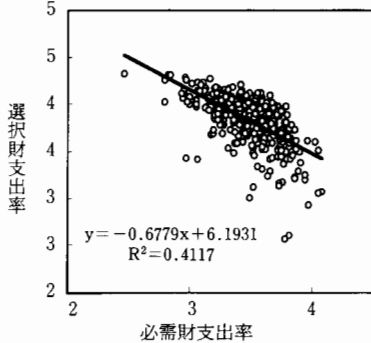
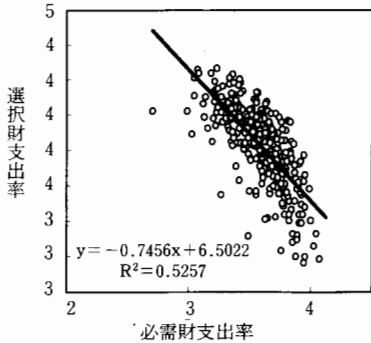


図14- 選択財支出率と必需財支出率の関係 (対数, 4人世帯)



住居以外の残すすべての費目である。これを、以下、選択財と呼ぶ。そして住居は、必需財と選択財の中間的性格を持っている。つまり、世帯人員数弾性値がマイナス、消費支出弾性値が1以下である。世帯人員数弾性値がマイナスということは、世帯人員数が不変でもたとえ子

図15- 住居費率と必需財支出率の関係

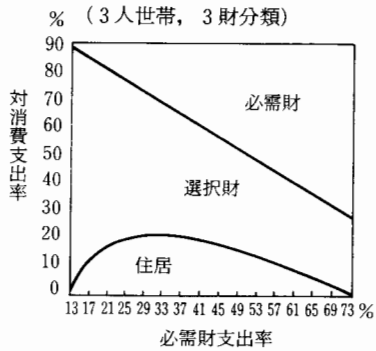


図16- 必需財支出額と消費支出額の関係 (3人世帯)

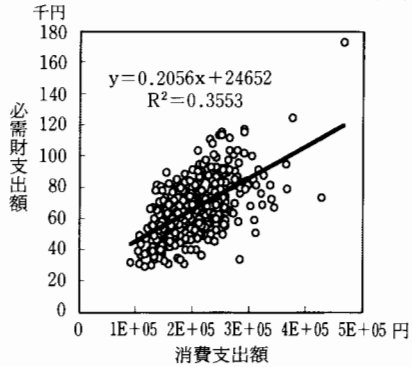
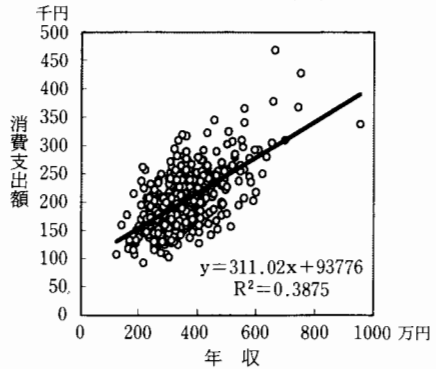


図17- 消費支出額と年収の関係 (3人世帯)



供の年齢が高くなることに対する弾性値もマイナスであると思われる、消費支出弾性値で見れば食料同様必需的である住居も、その性格は食料とは大きく異なる。

はじめに、3財別の推計式を作成する。サンプルの分布は図12のようになっており、住居費以外は消費支出との直線的な相関が見られる。そこで、実数による回帰を行った結果が表3である。クロス・セクションのデータとしては、住居費以外は比較的高い相関結果となっている。谷方式のエンゲル係数に換えて必需財支出率

図18—住居費率（対年収）

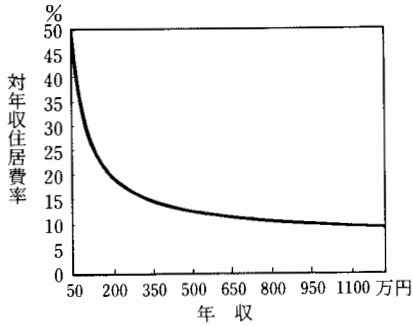


図19—住居費率と必需財支出率の関係  
（3人世帯，3財分類）

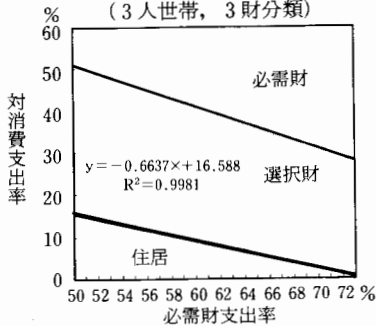
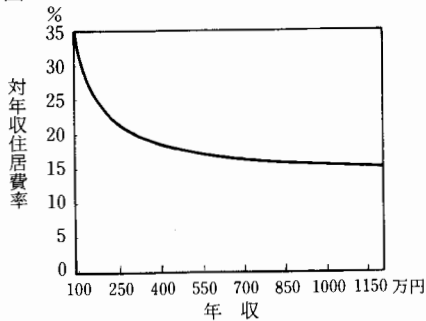


図20—住居費率（対年収）



を採用し、それを説明変数として選択財支出率を3人世帯、4人世帯別に推計すると、図13、図14のようになる（谷方式と同様  $y = ax^b$  の形としている）。また、3人世帯について住居費率曲線を描いたのが図15である。住居費率が上に凸の曲線を描いている。

3人世帯について、必需財支出額を消費支出額で推計したのが図16であり、消費支出額を年収で推計したのが図17である。これらを用いて住居費率（対年収）と年収額の間関係を見たのが図18である。

さて、谷方式では右下がりの局面を直線回帰して住居費負担限度率線を求めているので、同様に直線回帰を行ったのが図19である。ただし、ここでは必需財支出率50%以上の部分をとって

いる。その結果描かれた住居費負担限度率曲線が図20である。住居費負担限度率は、年収300万円で20.5%、年収500万円で17.7%、年収1,000万円で15.6%となっている<sup>2)</sup>。

#### 4 試算の意義

以上のように、昭和59年の全国消費実態調査を用いても、谷方式と同様の方法で住居費負担限度率が算出できる。つまり、エンゲル係数が大きく低下しているなどの事情変化はあるものの、それがただちに谷方式の今日的無意味性の理由にはならないということである。

ここで、住居費率が極大になるエンゲル係数（および59年については、必需財支出率）とその時の住居費率とを、谷教授の試算結果と比較してまとめると次のようになる。

	戦前	昭和39年	昭和59年
エンゲル係数	40%	32~33%	24%（必需財支出率32%）
極大住居費率	18%	20%	23%（21%）

59年のエンゲル係数と極大住居費率は、谷教授と同様に光熱費、被服費を分離して5財で推計した数値であり、カッコ内は、3財で推計した数値である。なお、39年までの住居費には、家具什器費と水道料が含まれている。以上の計算からわかることを、以下にまとめておく。

- ①住居費率が極大になるエンゲル係数は大きく低下してきており、生活水準の上昇を示している。
- ②選択財が以前と比べて必需的な性格を強めている。
- ③59年においても、39年と同様、住居費率が極大点を持つ。つまり、ある程度生活が豊かになると、消費の重点が住宅から選択財へ移行している。ただし、この点については、(i)全国消費実態調査のサンプルの偏り（年収が高い世帯で借家世帯のサンプルが少ない）、(ii)持家志向の影響（ある程度年収が高くなると持家取得目的で家賃を抑制し貯蓄する）、(iii)借地借家法の影響（規模の大きな良質借家の不足）、が考えられる。

④将来、選択財の必需的性格がより強まると同時に、持家志向が薄れれば、住居費率のピークは徐々に左に移行し、いずれ消滅する可能性がある。

⑤極大住居費率は上昇してきているものの、大きくは変化していない。これは、必需財のウェイトの低下、家賃の相対価格の上昇、実質住宅消費の拡大という住居費率上昇要因がある一方、消費の高度化による選択財のウェイトの上昇という住居費率低下要因が働いている結果であると思われる。また、借地借家法の影響などによる家賃の抑制（借家規模の抑制）も影響しているものと思われる。

住居費率が極大になる収入を3人世帯について計算すると、39年では実収入5万9000円～6万3000円となる。59年では年収で410万円（3財推計の場合）であり、これは当時の年収10分位で第3分位のちょうど中央値となる。この数字は、住宅政策の援助対象層を検討するときの参考程度にはなるだろうか。

それでは、谷方式は住居費負担限度率を算出する方法として有効かといえ、次の疑問が生じる。谷方式は住居費率が右下がりになる局面を直線回帰しているわけであるが、その局面においてもエンゲル係数の水準の差異により生活の困窮度は相違している。したがって、導きだされた直線が特定の生活困窮度を示しているわけではない。その直線は、エンゲル係数が低下するにつれて依然として生活困窮度が緩和される水準に引かれているわけであるが、その水準が妥当かどうかは谷方式からは判断できない。

そもそも住宅援助を通じて生活レベルをまったく同一にするなどという政策はないだろうから、年収が高いほどより生活に余裕があるところで住居費負担限度率が引かれるわけであるが、それでは、どの程度余裕があればよいのかについて、谷方式はなんの理論的根拠も提示しない。この点は、谷教授自身も、割り切りで直線を引いたものであり理論的根拠はないと明記している。結局、収入階級に応じた適切な住居費負担限度は、なんらかの価値判断を前提にしないと決められないので、一つの割り切りの方法とし

て谷方式ができたと解釈するしかない。したがって、谷方式はあくまで一種の便法であって、理論的正しさを議論すること自体あまり意味がないだろう。

## 5 線形支出体系による計算

谷方式は統計データの観察から生まれたものであり、経済理論に立脚するものではなかったが、経済理論に基づき特定の財の最低消費水準を求める手法として、線形支出体系による需要分析がある。この線形支出体系については、辻村（1968）にその記述があり、谷方式とほぼ同時期に議論が展開されていたようである。

線形支出体系による需要分析では、図21に示すように、財の消費量が一定の漸近線に収束する効用関数を用いる。この効用関数は、ストーン＝ギャーリ型（ベルヌーイ＝ラプラス型）と呼ばれ、次式で表される。

$$u = \prod (q^i - \gamma^i) \beta^i$$

$\beta^i$ : 限界消費性向、 $\gamma^i$ : 第*i*財の最低必要量、 $q^i$ : 第*i*財の消費量

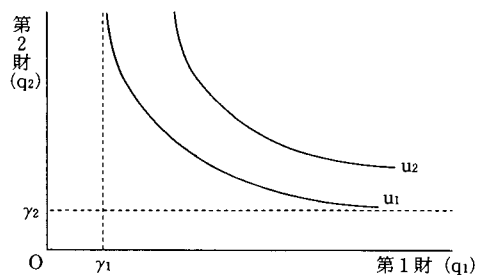
図21は、相対価格がどんなに変化しても、財の消費は、 $\gamma^1$ 、 $\gamma^2$ 以下にはならないことを示している。この効用曲線と、 $\sum p^i q^i = C$  ( $p^i$ は、第*i*財の価格)の予算制約線とを組み合わせ、効用の極大点を求めると、次の需要関数が導き出される。

$$p^i q^i = \gamma^i p^i + \beta^i (C - \sum \gamma^j p^j)$$

$$\sum \beta^i = 1$$

この式の右辺第1項が最低消費額であり、第2項が追加消費額である。ここで、第1財の最低消費額を求めることができれば、その裏返しとして、第2財の消費可能額が算出されること

図21-最低消費量を持つ効用曲線



になる。

この方式で導出するのは、平均的な消費構成をとっていない家計、グラフでいえば端のほうに位置する家計の支出構造であるので、実証分析により精度の高い数値を求めることは困難だろう。そもそも上記関数がどの程度現実に適合しているのかを確認することも難しいのではないかと思われ、関数の設定自体、大きな割り切りになる。また、この分析方法では、どんなに収入が多くなっても消費の最低必要量は不変である。したがって、この方式を前提に政策の前提となる住居費負担限度率を計算するとすると、住宅政策を通じて収入の均等化を図るということになってしまう。

しかし、消費関数を用いる分析では、消費に及ぼすさまざまな要因を導入することが可能であり、家計構造を分析するという点では谷方式よりはるかに柔軟かつ理論的な分析が可能であるように思われる。

ところで、谷方式も線形支出体系による需要分析もクロス・セクションデータによる分析であるが、これが時系列でも成り立つのかという問題がある。年収が上昇するときの消費変化は、クロス・セクションデータと時系列データとでは大きく異なるといわれており、また、実証分析もなされている。つまり、特定時点における階層間の支出変化と時間変化の中での特定の階層内の支出変化とが異なるということである。この観点からすると、谷方式ではクロス・セクション分析の結果を単純に特定世帯の経済水準変化とみなしている点が気になるし、線形支出体系による需要分析では総消費支出額が大きくなっても財ごとの追加支出額割合が不変である点が気になる。もっとも、後者については、財の保有量調整効果や習慣形成効果による選好変位を導入することで説明する研究がなされているようである。

## 6 生活限界としての 住居費負担率の限界

谷方式にしても線形支出体系にしても、生活限界としての住居費負担率を算出しようとする

ものであった。しかし、今日の政策において必要とされる指標は、そのような限界的なものを中心ではない。たとえば、住宅建設五箇年計画で設定されている最低居住水準は、生活限界的な居住水準より高い水準である。これは、大都市圏などではかなり多数の世帯がこの最低居住水準を下回る住宅に居住していることからわかる。さらに、誘導居住水準は大都市圏の多くの借家世帯の居住水準と比べると相当高い水準である。誘導居住水準を満たす借家は、かなり良質な借家といってよい。生活限界としての住居費負担限度率は、現実の住宅政策の目的を達成するための指標としては有効でないといえる。

## 7 客観的でない住居費負担率

住宅政策の主な目標が、最低住居費の確保ではなく一定の望ましい居住水準の達成であるとすれば、その政策の指標となる負担率を理論的、客観的に算出することは、以下の理由から、できないのではないかと思われる。

①政策の対象となる世帯の多くは生活限度を上回る生活水準にあり、消費に関して選択の自由度が高い。

②それに加えて価値観が多様化しており、同一世帯構成、同一居住地域、同一年収でも、消費の構成は大きく異なる。

③一方、政策誘導を行うと所得制約が緩和されるため、一般的には消費選択が変化するが、その変化のメカニズムを把握することが難しい。

ただし、世帯特性ごとに見ても住居費負担率に大きなばらつきがある理由としては、次の二つが考えられ、Aの要因が大きいのであれば、調査の拡充、分析の高度化により客観的な数値を算出することは可能であるかもしれない。

A. 住居費率に影響を及ぼす世帯特性の見落とし

通常分析対象とする世帯特性は、世帯人員数、世帯主年齢、世帯収入などである。それは、これらが消費に特に大きな影響を及ぼすと考えられるためであるが、これらだけでは消費構成を正確には把握できないことは容易に想像できる。たとえば、家計が保有する資産の額や借金の額は、かなり消費に影響するだろう。また、子供

の数が同じでも、その子供が未就学なのか、学習塾に通い家庭教師を必要とする受験生なのか、親のすねをかじる大学生なのかにより、消費構造は大きく変化するだろう。その他、介護を必要とする高齢者の有無なども影響が大きいだらう。これらの要因が通常の計量分析になかなかとり入れられない背景には、これらにより世帯特性を細分化することに耐える調査が十分でないという事情もある。

## B. 国民の価値観の多様化

消費構造は個人の嗜好により大きく変わる。食べ物に興味のない人もいれば、ほとんど食べ物にのみ興味のある人もいる。住宅は寝るスペースさえあればよいという人もいる。

仮に、Bの要因が大きいとすると、これは政策の目標設定の適切さにも関係してくるし、さらには特定分野の政策の存在意義にも関わってくる。本稿は、政策のあるべき目的を考察することが目的ではないので、ここでは政策目的を所与のものとして考察を進める。とりあえず、政策の目的は、居住水準を一定の水準に誘導することであるとしておく。

客観的な負担率を求めることができないのであれば、政策の指標としての負担率は、結局そのときどきの政策判断によらざるをえない。つまり、その時点における諸政策の中での住宅問題の重要性や財政事情などを勘案して負担率を設定し、市場におけるその結果を見ながらそれを適宜変更する方法しかない。

重要なのは、指標をどの水準に設定するかということよりも、どのような考え方でそれを設定し、運用するかということである。谷方式では、具体的数値を算出することに関心の中心があり、算出の視点は、谷教授自身が認めていたように、理論的ではなかった。そのため、算出過程で、割り切りを多用していた。しかし、客観的な数値を求めること事態が無意味であるとするれば、いまや関心の中心は、算出の基本的な考え方に移すべきである。考え方に大過がなければ、運用の過程を通じて、政策は望ましい方向に修正されていくと期待することができる。そして、このような考え方にこそ経済学の理論

を積極的に用いていくべきであると思う。

その考え方の一例として、家賃補助制度に関するアメリカ住宅都市開発省（HUD）の調査報告書が参考になると思われるので、次にそれについて述べる。

## 8 HUDの調査報告書

HUDでは、一定の政策目的を達成するためにどのような施策をとるのが最も効率的か（つまり、どうすれば最小の公的資金で最大の効果が得られるか）について調査分析している。このような視点は、そもそも政策すべてに必要な不可欠なものであるが、住居費負担率設定についてもおおいに参考にしなければならない。HUDの調査報告書では、家賃補助の方法としてサーティフィケートとバウチャーのどちらが効率的かを理論分析している。アメリカの家賃補助は、生活保障的なものであるといわれるが、調査報告書の視点は、世帯の効用水準を高めるうえで公的資金をより効率的に用いる方法はないかというものである。

サーティフィケートは、実際家賃と一定の家計負担額の差を補助する制度である。家計負担額は、グロス所得の10%かネット所得（世帯人員などに応じた各種控除後の所得）の30%かのいずれか高い額とする。実際家賃がHUDの定める公正市場家賃（FMR）を超えるものは制度の対象外とする。

バウチャーも同様に家賃補助を行う制度である。サーティフィケートとの違いは、補助計算基準が、実際家賃ではなくPublic Housing Agencies (PHAs) の定めるPayment Standard (PA) である点である。実際家賃がPAを上下しても同一補助額が支払われる。

HUDの理論分析のポイントは、援助を受けた世帯がどのように消費選択を変化させるかという点にある。その分析の要点は図22、図23に示すとおりであるが、要するに、バウチャーのほうが、家計に消費のより大きな自由度を与えることにより、同一額の援助でより大きな効用を家計に与えることができるというものである。

図22-家賃補助による予算制約線の変化

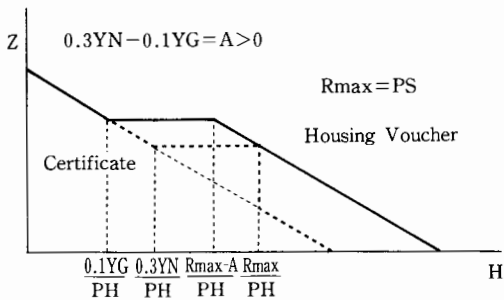
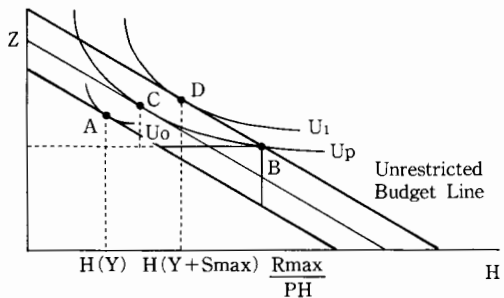


図23-家賃補助により達成される効用



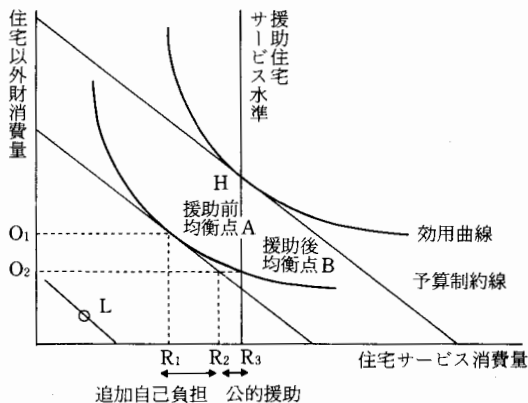
### 9 誘導の発想

このHUDの調査研究の考え方は、住居費負担の考察に対し大きな示唆を与える。谷方式の背景には、住居費負担援助に関し世帯が負担できる家賃額をまず設定し、それと市場家賃との差額をなんらかの形で援助するという考え方があったと思われる。この考え方は、今日においても、生活限界的な状況にある世帯については重要な視点であるかもしれない。しかし、政策の対象は徐々に年収の高い世帯に広がってきている。

HUDの分析は、家計の消費自由度を高めることにより、より効率的な援助ができるというものであった。しかし、消費の自由度を高めるべきか住宅支出に特化させるべきかは社会の状況にも依存するし政策判断にも依存するので、ここではその政策目的の是非には触れず、一定の居住水準を達成するという現在の政策目的を前提として考えを進める。

図24からただちにわかるように、家計を一定の居住水準に誘導しようとする場合、必要な公的援助は、現在の家計の住居費負担額 ( $R_1$ に家賃を乗じたもの) と誘導すべき居住水準に対

図24-住宅援助の考え方

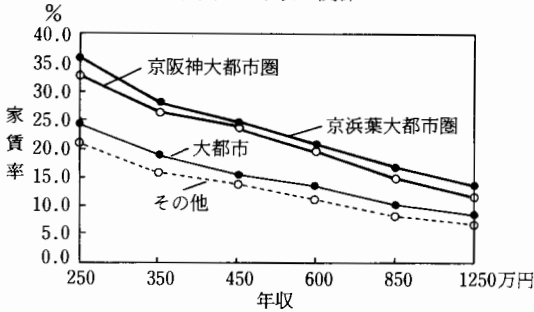


応する住居費 ( $R_3$ に家賃を乗じたもの) との差額ではなく、それより少ない額 ( $R_2$ と $R_3$ のギャップを埋める額) である。公的援助が得られて誘導水準の住宅に入居できるのであれば、自己負担を多少増加させてもよいと考える世帯が一般的であろう。そして、世帯の年収が高くなるほど $R_3R_1$ に対する $R_3R_2$ の比率は小さくなる傾向があると考えられる。

要するに、施策対象層の拡大に伴い、政策の基本となる視点は、世帯がいくら負担できるかではなく、いくら援助すれば政策目的が達成できるかということに移行する。世帯の負担可能額から計算して援助額を算出するのではなく、援助必要額から世帯負担額を算出するということである。

考え方を以上のように変えても具体的な住居費負担額が客観的に算出できるということには、もちろんならない。しかし、目的が政策誘導であるから、唯一正しい客観的な負担可能額自体を追求することには意味がない。とりあえず市場における負担額を参考に必要な設定を行い、その制度の施行状況 (応募倍率など) を見ながら設定を調整していくしかないであろう (住宅は生活の基盤であるから負担率をあまり頻繁に変更することが不適切であることはいうまでもない)。どのような地域まで援助対象とするか、どのような所得階層まで援助対象とするか、などは政策判断の問題として残されるが、施策の調整ルールが明示的なものであれば、その運用を通じて住宅問題が深刻な地域に公的資金が重

図25—家賃率（対年収）と年収の関係



注) 年収は、平成5年住宅統計調査の年収区分ごとの中位値をとっている。

点配分されることが期待される。

住居費負担率に関しては、その水準の研究より、どのような方式で市場メカニズムを生かして効率的な施策を展開できるかを研究するほうが重要であろう。最後に、平成5年住宅統計調査による地域別住居費率（対年収）を参考までに掲げることとする。（図25）

## 10 残された課題

以上の記述では、住宅政策の目的を与件とし、それは一定の居住水準を確保することとした。その目的を最小の公的資金で達成するためには、人々の効用水準を上昇させずに住宅水準だけ引き上げるという前記の解答が得られる。これに対しては、縦割り行政の考え方を如実に表しているとの指摘がある。

政策目的は、人々の効用水準を高めることであるから、住宅に特化した援助は非効率であるとの批判が以前から存在する。バウチャーの制度が評価されているのも、援助を受けた家計の消費自由度を広げている点である。これを突き詰めて考えれば、家計に対する援助は、すべて統合したほうがよいということになる。住居費、育児費、医療費などすべて込みにした一本の家計援助制度を創設したほうが効率的だということである。

この考え方については、それが成立するための条件がいくつかあることも、以前から指摘されている。外部経済性、外部不経済性が存在しないこと、人々が自分の効用を正しく認識していること、などである。バウチャーの制度においても、補助を受けた世帯主が家族の意向を無視して（あるいは家族の意向に従って）麻薬や

酒、煙草、マイカーを乗り回すためのガソリンなどの消費を増やすのであれば、これらの消費は外部不経済効果を生じるので、むしろサーティフィケートのほうが望ましいことになる（社会の価値観にも依存する）。また、援助要件が適切に判定できることも必要である。さらに、そのための行政経費が大きくないことも必要である。このように考えてくると、一般的に外部経済性があるといわれ、その整備水準がまだまだ低い住宅については、次善の方策として、個別援助の妥当性も存するのではないだろうか。これは、住宅以外の援助についても当てはまるものが多いような気がする。

しかし、今後、わが国経済の投資余力が低下していくと考えられているなかでは、政策目的や手段のあり方も含めた公的資金配分の効率化、公平化を、当然のことながら、これまで以上に厳しく検討していかななくてはならない。政策目的が特定されても、それを達成するための手段として何が効率的かを検討するのももちろんのこと、手段が特定されても、諸要件の設定は、それが市場に及ぼす作用、反作用を十分に分析した上でのものでなければならない。

[付論]

なお、谷方式で不安に思うのは、全国消費実態調査のデータの信頼性である。図26は、昭和59年全国消費実態調査による世帯人員別に見た住宅面積と年収の関係および住居費と年収の関係である。年収が高くなっても面積、住居費が頭打ちになったり減少したりしているのは、年収中分位以上のサンプルが少なく、データに偏りがあるためではないかとも思われる。あるいは、データ数を確保する目的から3年間の入居期間をとったことが影響しているかもしれない。そこで、これと比較するために、平成5年住宅統計調査による民営借家居住世帯（平成5年入居）のデータで同様のグラフを描いたのが図27である。住宅統計調査では、かなり安定的な関係が見られることがわかる。

消費実態調査と住宅統計調査の弾性値をまとめたのが、表4、表5である。消費実態調査の弾性値は住宅統計調査に比べてかなり低く、これが上に凸の曲線を描く一つの原因ではないかとも思われる。平成元年の全国消費実態調査では入居時期



図26-昭和59年全国消費実態調査による56~59年入居  
民営借家世帯(2,019サンプル)

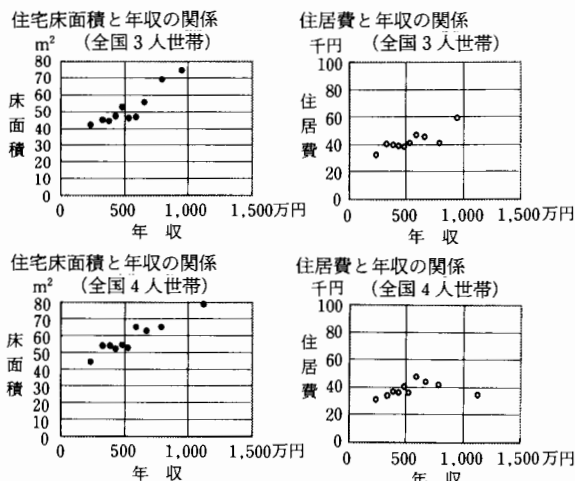
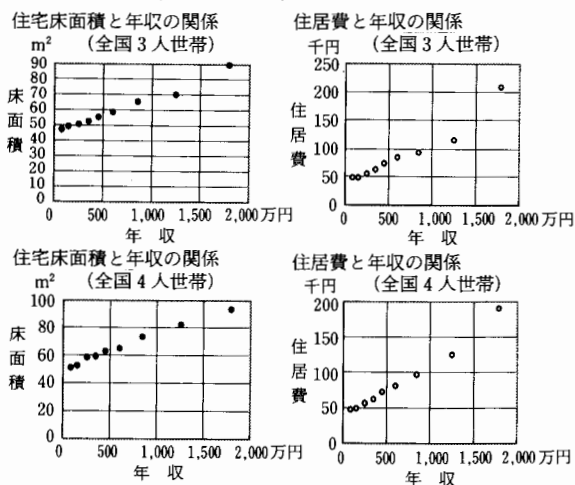


図27-平成5年住宅統計調査による5年入居民営借家  
世帯(973,133サンプル)



に関する調査項目が削除されてしまったが、6年の調査では復活しており、このデータが最近利用可能になったようなので、これにより改めて確認することが必要だろう。

\*本稿では、神奈川大学経済学部森泉陽子教授、東京大学経済学部金本良嗣教授、慶應義塾大学総合政策学部駒井正昌助教授に特にお世話になりました。また、アメリカの住宅政策に関しては、大阪大学社会経済研究所八田達夫教授のご指導をいただきました。理論の現実性、データの信頼性については、建設省山本繁太郎都市計画課長(当時、住宅政策課長)に御示唆をいただきました。特別集計データの作成などにおいては、建設省の中村俊男氏、福田充孝氏、高橋美浩氏にお世話になりました。以上のかたがたに深くお礼申し上げます。

表4-昭和59年全国消費実態調査による推計式(両辺対数)  
注)原データでの推計

	面積			家賃額		
	a	b	補正R <sup>2</sup>	a	b	補正R <sup>2</sup>
2人世帯	2.751	0.158	0.028	8.789	0.284	0.063
t値	12.41	4.23		33.39	6.37	
3人世帯	2.285	0.250	0.055	8.867	0.267	0.036
t値	10.24	6.55		30.06	5.31	
4人世帯	2.144	0.291	0.061	9.522	0.142	0.007
t値	7.42	6.06		24.37	2.18	
5人世帯	2.656	0.223	0.030	7.001	0.561	0.136
t値	4.43	2.25		9.63	4.67	

表5-平成5年住宅統計調査データによる推計式(両辺対数)  
注)年収9区分別平均値による推計

	面積			家賃額		
	a	b	補正R <sup>2</sup>	a	b	補正R <sup>2</sup>
2人世帯	2.808	0.183	0.802	8.958	0.383	0.87762
t値	14.46	5.78		29.07	7.64	
3人世帯	2.920	0.190	0.837	8.631	0.436	0.84405
t値	16.24	6.48		21.44	6.66	
4人世帯	3.001	0.194	0.922	8.626	0.435	0.88262
t値	24.63	9.78		25.20	7.82	
5人世帯	3.216	0.174	0.926	8.712	0.412	0.93253
t値	30.26	10.06		36.32	10.56	

注

- 1) なお、実収入額は、全国消費実態調査の都合上、9~11月の月収平均であり、一般的にはボーナスが含まれていない。ボーナスを加えて収入が1.15倍(昭和59年全国消費実態調査による56~59年入居民営借家居住2人以上世帯の平均)になると仮定すると、20~30%は17~26%になる。
- 2) ただし、以上はすべて平均値を用いている。谷方式と同様に標準偏差を加えるとすると、59年調査による年収分位別の標準偏差は平均の4割程度となっているので、以上の数値はそれぞれ29%、25%、22%程度となる。

参考文献

谷重雄(1953)「住居費の基準函数とその限界について」『日本建築学会論文報告集第47号』。  
 谷重雄(1970)「住居費支出と家計消費構造——戦前資料による考察——」『日本建築学会論文報告集』第176号。  
 谷重雄(1971a)「住居費配分率とエンゲル係数——戦後資料による考察——」『日本建築学会論文報告集』第181号。  
 谷重雄(1971b)「家賃支出上限と世帯収入・世帯規模——昭和39年特別集計による考察——」『日本建築学会論文報告集』第184号。  
 辻村江太郎(1968)『消費構造と物価』朝草書房。  
 牧厚志(1983)『消費嗜好と需要測定——習慣形成と保有量調整を含む線形支出体系による接近——』慶應義塾大学商学会商学研究叢書12 有斐閣。  
 黒田昌裕(1989)『一般均衡の数量経済分析』岩波書店。  
 U. S. Department of Housing and Urban Development(1990)“Final Comprehensive Report of the Freestanding Housing Voucher Demonstration” I, II.

この号では、岩田一政・下津克己「資産価格と消費」と渡辺直行「住居費負担率の考察」の二つの論文が掲載されている。

\* \* \*

1980年代後半のバブル期には、わが国の株価・地価は高騰したが、バブル崩壊後、高騰した地価の下落によって、金融機関は担保として確保した土地の価値が減価したため、不良債権に見舞われている。したがって、資産価格の変動が、マクロ経済指標の大きな構成要素である消費にどのような影響を与えるかは、理論的にも実証的にも明らかにしなければならないテーマである。

岩田一政・下津克己論文（「資産価格と消費——耐久性・習慣性と複数財」）は、消費に基づく資産資本市場価格付け理論（CCAPM）を用いて個人消費を分析する。

理論モデルの特徴としては、①消費の習慣性や耐久性を考慮した「非フォン・ノイマン＝モルゲンシュテルン型効用関数」を用いること、そして、②資産価格の変動は耐久消費財支出に影響を与えるばかりでなく、「耐久消費財支出」と「非耐久消費財・サービス支出」との間の代替（補完）関係を通じて、後者にも影響を及ぼすことが考えられるので、二つの支出の間の分離可能性の仮定を緩めて分析する、ということがあげられる。

まず、消費支出の増加率と資産

価格の実質収益率の関係をデータでみると、①株価の実質収益率の変動は、非耐久消費財・サービス支出と比べると、極めて分散が大きい、②1990年以降のバブル崩壊後では、非耐久消費財・サービス支出は、資産収益率の動きにほとんど反応していない。これは、個人貯蓄に占める株式の比率が、バブル期でも約11%、またバブル崩壊後は6%程度と低いことがあげられる。

消費者の効用関数は、時期の異なる消費は互いに影響しあわない（消費に習慣性がない異時点間で分離可能な）「相対的リスク回避度が一定」を想定すると、資産収益率が増えると消費の増加率も増える（両者の間の正の相関）という関係が理論的に存在する。

つぎに、操作変数法による実証分析からは、株価と非耐久消費財・サービス支出との関係は概ね良好であるが、土地と非耐久消費財・サービス支出との関係の説明力は著しく低い。また、株価と耐久消費財との間には、計量分析の結果からは正の相関関係は見られない。

そこで、消費の習慣性と財相互の間の代替性を考慮に入れてオイラー方程式を推定すると、消費の耐久性と習慣性のパラメータの計測が改善され、耐久消費財とその他の財との間には代替関係の存在が見いだされる。消費に習慣性がある場合には、消費増加率の小幅な変動が資産収益率の大幅な変動

をもたらすという結果が導かれる。また、相対的リスク回避度については、財の分離可能性を緩めること（代替性を考慮に入れること）によって、理論と整合的な結果が導かれる。

この岩田・下津論文は、わが国の資産価格と消費の関係を理論的に導き、オイラー方程式を実証的に計測した力作である。また、消費の耐久性や習慣性を考慮することによって、資産収益率の変動と消費の変動の間の関係を導いたことも興味深い。

この論文をもとに、資産価格と消費の関係を多方面から実証的に調べることがさらに必要であると思われる。たとえば、次のようなことが考えられる。

第一に、財を岩田・下津論文のように、耐久・非耐久財に分離するばかりでなく、さらに細かな財の中味、たとえば食料費・教育費・奢侈品支出などにおいて、資産価格との関係を調べることも必要ではあるまいか。

第二に、オイラー方程式の計測ばかりでなく、消費関数それ自体を計量分析することも可能である。

第三には、家計消費と企業その他の消費を分類し、家計の資産効果の影響を明らかにすることも興味深い。

第四には、企業の投資・消費行動が資産価格の変動によってどのように変化したかも実証分析が望まれる分野である。

岩田・下津論文をもとに、この

ようなテーマで多くの研究が行われることを望みたい。

\* \* \*

第二番目は、渡辺直行論文(「住居費負担率の考察」)である。住宅政策には、いくつかの方法が考えられる。(1)政府による公営住宅などの直接供給、(2)住宅金融公庫など政府金融機関を通じる低利融資、(3)住宅への貸付を行う民間金融機関に利子補給を行う、(4)住宅建設者への税の免除、(5)借家住宅への家賃補助、などである。渡辺論文では、5番目の家賃補助政策についての考察がなされる。

政府が家賃補助政策を実施するためには、収入の何%程度が住居費に向けられることが望ましいかを求めなければならない。

そこで、これまで住居費率を計算するのに使われた谷推計が紹介され、その問題点が指摘される。

谷重雄教授は戦前の内閣家計調査と昭和39年の消費実態調査から、エンゲル係数と住居費率との間にどのような関係が見られるのかを図に示した。そこでは、エンゲル係数が上がる(=生活が苦しくなる)と住居費率を低下させている実態が観察された。すなわち、エンゲル係数が上昇すると、住居比率は減少するという、右下がりの形状となることが判明した。そして谷重雄は、住居費率とエンゲル係数の右下がりの関係を、線形回帰することによって、数量的に両者の負の相関を導いた。

つぎに、エンゲル係数と、実収入・世帯人員数との関係を計量的

に調べ、実収入と住居費負担限度率との関係を求めている。谷重雄推計によると、住居費負担限度率は20~30%と計測されている。この負担限度率は、世帯人員数が多くなるほど低下し、実収入が増えるほど(ある程度の所得層までは)低下する。

谷方式を現在に当てはめることの問題点としては、①戦前あるいは昭和39年のデータに基づいた住居費の推定であること、②高所得層ほど貯蓄から住居費に回せる額が大きくなる可能性があること、③家賃には地域差があるにもかかわらず、全国一律の負担比率を求めていること、などがあげられる。また、④谷推計はクロスセクションデータによる分析であるから、時系列的にどのように変化するかは明らかではない。

そこでまず渡辺論文では、昭和59年のデータを用いて、谷推計の適用性を調べる。それによると、住居費負担限度率は、20.5%(年収300万円)、17.7%(年収500万円)、15.6%(年収1,000万円)となり、谷重雄推計よりもやや低い数字となっている。

渡辺直行推計(昭和59年)と谷重雄推計(戦前と昭和39年)を比較すると、以下のような特徴が見られる。

①住居費率が極大になる点のエンゲル係数は低下しており、生活水準の大きな上昇が観察される。

②どちらの推計においても、住居費率とエンゲル係数との間には上に凸の関係が見られ、エンゲル

係数が上がると住居費率が減少する。また、凸のピークに当たる住居費率は、エンゲル係数の低い方に移動している。

③住居費率のピークの値はあまり変化していない。

つぎに、谷重雄方式の推計から、住宅政策として家賃補助額を導き出すことの問題点が指摘される。すなわち、家賃補助を通じて生活レベルを同一にすることはできないので、年収に応じた適切な住居費負担限度は、なんらかの価値判断を伴わなければ求めることができない。また、それぞれの家計は異なる効用関数のもとに行動しているのであるから、住居サービスからの効用を高く評価するか否かによって、支払おうとする住居費負担率も個々人によって当然異なることになる。

また、持家からの効用と借家に居住することから得られる効用とは異なるのであるから、もし借家から得られる効用のほうが持家よりも低いのであれば、同一効用を保つためにはより広い家屋の借家に住む必要が生じ、家賃補助額を増やさなければならない。

住宅政策の実際の遂行にあたっては、渡辺論文に指摘されるように、①政策目的の明確な設定、②目的達成のための政策手段の選択、③政策手段の間での独立性、④政策変更による経済諸変数の変化などを考慮に入れた理論モデルとその実証分析が必要となる。この分野でのさらなる研究の深化が望まれる。(Y)

# 資本コスト、税制改革と賃貸住宅市場の将来

Denise DiPasquale and William C. Wheaton, *The Cost of Capital, Tax Reform, and the Future of the Rental Housing Market*, *Journal of Urban Economics*, 31 (1992), pp. 337-359.

No15(1995年冬季号)の本欄において DiPasquale and Wheaton の“Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices”が取り上げられたが、そこではアメリカにおける持家住宅市場の分析が対象となっていた。そこで本稿では、同著者による賃貸住宅市場の分析を紹介することにしよう。

そもそもマクロ環境における住宅市場の実証分析が可能になった背景には、住宅市場に関する時系列データが充実してきたということがある。ここでは、家賃(持家住宅の場合は帰属家賃)、住宅の資本コスト、そして住宅価格という三つの間の関係が重要な役割を果たすが、データの制約もあってほとんどが持家住宅市場を対象として分析が行われてきた。しかし最近、時系列データの拡充に伴い、ようやく賃貸住宅市場の実証分析も試みられるようになった。

そこでの最大の課題は賃貸住宅市場のマクロ実証モデルを構築することであるが、その際に家賃と賃貸住宅に対する資本コストとの間の関係を明らかにするというのも極めて興味深いテーマである。なぜなら、税制改革による資本コストの変化が賃貸住宅供給や家賃にどのような影響を及ぼすかという点は、政策当局が政策決定を行う上で重要な判断材料となるからである。

以下、論文の紹介をしよう。オリジナル論文の構成とは多少異なり、まず資本コストと税制について考える。そのうえで賃貸住宅市場の実証モデルを説明し、続いてその推定結果とそれに基づく税制改革のシミュレーション分析を紹介することにしよう。

## 1 資本コストと税制

賃貸住宅市場を分析する際には、持家住宅市場を切り離して考えるわけにはいかない。賃貸住宅であれ持家住宅であれ、住宅サービスを提供するという点では変わりがなく、誰が所有しているかだけの違いである。住宅サービスを自ら生産する場合、均衡において家賃は持家価格と持家の資本コストを掛け

合せたものに等しくなっていなければならない。一方、賃貸住宅サービスを供給する場合も、均衡において家賃が賃貸住宅価格と賃貸住宅の資本コストを掛け合わせたものに等しくなっている必要がある。したがって賃貸住宅市場が均衡するためには、限界において持家と賃貸住宅の家賃とが等しくなっているだけでなく、持家・賃貸住宅それぞれの資本コストも限界においてやはり等しくなっていなければならない。

住宅が同質である場合には、住宅市場が均衡しているということは持家か賃貸かというテニユア選択は無差別ということになり、賃貸市場と持家住宅市場を区別することは困難そうに見える。しかし、ここで注意すべきは「限界において」ということであって、持家・賃貸住宅に対する資本コストは世帯によって異なるのである。

まず、持家に対する資本コストを考えてみよう。住宅が自己資金と住宅ローンによって購入されるとすれば、資本コストは住宅ローン税引き後の費用と自己資金に対する機会費用を伴う。また、固定資産税、経済的減価償却、キャピタル・ゲイン期待を考慮する必要があるが、キャピタル・ゲイン税は一般には課税されない。住宅ローンに対する利子と固定資産税はいずれも所得控除されるから、住宅ローンの利子率と自己資金の機会費用とが等しいという仮定のもとで、持家の資本コストは

$$OC = (1 - t_y)(n + t_p) - i_p + d$$

となる。ここで、 $t_y$ は限界所得税率、 $t_p$ は固定資産税率、 $d$ は経済的減価償却率、 $n$ は名目利子率、 $i_p$ は住宅インフレ期待である。ここでの分析は、持家か賃貸かという限界的なところが重要になってくるから、 $t_y$ には新規持家世帯を代表する限界所得税率が選ばれることになる。

次に、賃貸住宅に対する資本コストを考えてみよう。持家に比べて不利となるのは、家賃所得が課税されるという点、また賃貸住宅売却によるキャピタ

表1- 税制の変化 (1960~89年)

	PRE-ERTA 1981年以前	ERTA 1981~86年	TAX REFORM 1987~89年
減価償却の方法	割増定率法	割増定率法	定額法
減価償却期間	30~40年	15~19年	27.50年
13年保有の場合の償却割合	0.61	0.88	0.47
$t_0$ (新規持家可能世帯にとって)	0.20	0.23	0.15
$t_1$ (典型的な賃貸住宅投資家にとって)	0.50	0.45	0.28
$t_c$	0.25	0.18	0.28

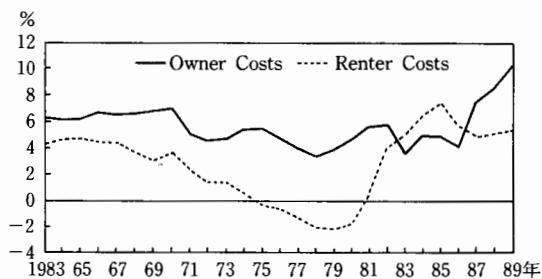
ル・ゲインにも課税されるという点である。しかしその一方で、減価償却費を課税ベースから控除できるという利点がある。賃貸住宅価格は、賃貸住宅を所有することから得られる所得の現在価値として定義できるから、

$$P = (\text{家賃所得の現在価値}) + (\text{減価償却費控除の現在価値}) + (\text{売却利益の現在価値})$$

と書くことができる。この関係式から、賃貸住宅価格に対する今期家賃の比率である賃貸住宅に対する資本コストを定義することができる。

ところで、持家・賃貸住宅それぞれの資本コストを計算する際に、1981年と86年に税制改革が行われたことに注意しなければならない(それぞれ Economic Recovery Tax Act; ERTA、Tax Reform Act; TAX REFORM と呼ばれている)。表1に示されているように、限界所得税率、キャピタル・ゲイン税率 ( $t_c$ )、減価償却の方法がそれぞれの税制のもとで異なっている。また、賃貸住宅に投資するにしてもいったいどのくらいの期間にわたって所有すべきかという点は難しい問題であるが、ここでは既存研究にならって13年としている。図1に持家資本コストと賃貸住宅に対する資本コストが描かれている。1981年の税制改革が行われるまでの期間は、持家の資本コストのほうが著しいが、いずれも低下傾向にあった。ところが1980年頃から利子率の上昇と住宅価格のインフレ率の低下によって持家の資本コストは急激に上昇した。同じ時期、賃貸住宅に対する資本コストは家賃の上昇もあって安定した動きを見せていたが、1986年の税制改革以降急激に上昇している。

図1- 資本コスト (1963~89年)



## 2 賃貸住宅市場モデル

ここでの賃貸住宅市場の分析はストックフロー・モデルに基づいているといえよう(彼らの業績を知るには DiPasquale and Wheaton (1995) が参考になる)。長期的には賃貸住宅価格が再取得費用に等しくなるまで賃貸住宅は供給される。しかし、短期的な賃貸住宅価格は必ずしも再取得費用と連動しているわけではない。賃貸住宅価格はそのときの市場の条件で瞬時に決定されるが、そこで生じた不均衡は時間をかけて調整されるのである。賃貸住宅市場モデルは次の三つの特徴を含んでいなければならない。まず第一に賃貸住宅市場が均衡している場合でも構造的な空家率が存在しているという点、第二に家賃は空家率に対してゆっくり調整されるという点、第三に賃貸住宅供給は資本財であるがゆえにマクロ環境の変化に対し徐々に反応するという点である。

まず、賃貸住宅に対する需要から考えてみよう。ここでの目標は三つの特徴のうち最初の二点に注目しながら家賃と賃貸住宅ストックとの関係を引き出すことである。賃貸住宅需要  $D_t$  は、世帯数  $H_t$ 、所得  $Y_t$ 、労働者数  $E_t$  や世帯当たり構成員数  $POP_t$  などの人口要因、家賃  $R_t$ 、持家の資本コスト  $OC_t$  に依存して決まるものとする、賃貸住宅ストック  $S_t$  が与えられれば、空家率  $V_t$  は

$$S_t(1 - V_t) = D(R_t, OC_t, Y_t, E_t, POP_t, H_t) \quad (1)$$

という関係式から求められる。一方、家賃は、構造的な空家率を  $V^*$  とすると調整速度を  $\tau$  として

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = \tau[V^* - V_{t-1}] \quad (2)$$

表2-賃貸住宅供給と家賃の将来予測

年	賃貸住宅(千戸)				家賃(ドル)			
	ERTA	REFORM1	REFORM2	REFORM3	ERTA	REFORM1	REFORM2	REFORM3
1986	626	626	626	626	42.20	42.20	42.20	42.20
1987	785	474	474	474	42.06	42.70	42.70	42.70
1988	708	407	407	407	41.69	42.90	42.90	42.90
1989	559	373	373	373	41.62	42.80	42.80	42.80
1990	461	320	130	507	41.64	43.38	42.06	42.06
1991	491	384	69	413	41.69	43.88	42.03	41.15
1992	549	461	122	339	41.78	44.31	42.49	40.78
1993	567	520	230	318	41.72	44.50	43.06	40.68
1994	552	510	373	364	41.60	44.54	44.60	40.78
1995	549	503	486	466	41.63	44.68	44.14	41.10
1996	559	507	546	555	41.73	44.88	44.52	41.41
1997	582	526	563	612	41.84	45.07	44.75	41.62
1998	610	554	558	633	41.93	45.24	44.88	41.71
1999	625	573	544	624	41.99	45.38	44.98	41.72

という関係式によって決まるとすれば、このふたつの式から家賃と賃貸住宅ストックとの関係を求めることができる。これは空家率を調整の鍵とするモデルで、賃貸住宅市場の分析では古くから用いられてきたものである。

しかしここでは、もうひとつの考え方であるワルラス的な調整過程に重点を置いて分析を進めている。ワルラス的な調整過程では、家賃は賃貸住宅に対する需要と供給のギャップに応じて調整される。つまり、

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = \tau[D_t - S_t] \quad (3)$$

となる。賃貸住宅に対する需要は、総世帯数の何%が賃貸を選ぶかに依存しており、この借家率が先の賃貸住宅に対する需要関数の変数を用いて線形のかたちで表現できるとすれば、(3)式は

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = \tau[H_t(a_0 + a_1 Y_t + a_2 E_t + a_3 POP_t + a_4 R_t + a_5 OC_t) - S_t] \quad (4)$$

と書くことができる。この式から今期の家賃は、今期の賃貸住宅ストックが与えられれば決まることになる。

次に賃貸住宅の供給サイドを見てみよう。賃貸住宅供給は、

$$S_t = S_{t-1}(1-m) + C_{t-1} \quad (5)$$

というストックフロー式で表現できる。mは、滅失やテニユアが変わることなどによりストックから除去される率で、C<sub>t-1</sub>は新規に建設される賃貸住宅であ

る。本来はmも内生的に決まる変数の可能性があるが、ここでは外生的に与えられるものとしよう。したがって、新規の賃貸住宅がどのようなかたちで供給されるかが問題となる。先に述べたように、賃貸住宅は賃貸住宅価格が再取得費用を上回るかぎり建設される。そこで賃貸住宅価格は今期の賃貸住宅からの所得(家賃と空家率に依存している)と賃貸住宅に対する資本コストRC<sub>t</sub>に依存し、再取得費用は建築費用B<sub>t</sub>で代表させるものとする、新規に建設される賃貸住宅は

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 C_{t-1} + \beta_2 R_t + \beta_3 V_t + \beta_4 RC_t + \beta_5 B_t + \beta_6 HUD_t \quad (6)$$

というかたちで表現できる。ここでHUD<sub>t</sub>は、公共住宅供給である。

### 3 推定結果と税制改革のシミュレーション分析

推定には1960年から89年までの年データが用いられた。賃貸住宅に対する需要関数は、次のような結果となった。

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = 0.000025[HH_t(0.4870 - 0.208E_t + 22.57Y_t - 0.0047R_{t-1} + 0.00276OC_{t-1}) - S_t] \quad (7)$$

(3.26)                      (4.23)                      (-2.38)                      (4.03)  
(-2.95)                      (3.24)

空家率は重要な情報を与えてはくれず、ここでは説明変数から取り除かれた。家賃とストックの係数は正の値、持家の資本コストはマイナスの値をとっており、それぞれ予想どおりの結果である。所得の

係数は有意な正の値をとっているが、テニユア選択のことを考えれば理論的な説明は難しい。サンプル平均における需要の家賃弾力性は-0.60で、同様に持家の資本コストに対する弾力性は0.9であった。1960年から89年にかけて持家の資本コストは9.5%上昇したから、賃貸住宅需要は長期的に8.6% (9.5%×0.9) 増加したことになる。もし、賃貸住宅ストックにその間変化がなければ、実質家賃は14.4% (8.6%÷0.60) 上昇したことになる。また長期的な家賃変化を見ると、最初の年にそのうちの32%が調整されるという結果を得ている。

次に賃貸住宅供給について見よう。

$$C_t = -1273.8 + 0.247C_{t-1} + 92.92R_t + 0.741HUD_t - 76.95RC_t - 88.18V_t - 19.50B_t \quad (8)$$

(-2.18)
(1.45)
(6.07)
(1.18)  
(-5.44)
(-2.73)
(-3.95)

前期の賃貸住宅供給の係数が有意ではないけれども正の値をとっているので賃貸住宅市場の第三の特徴を表現している。また、家賃の係数は正の値、賃貸住宅の資本コスト、空家率、建築費用いずれの係数も負の値をとっており、それぞれ予想どおりの結果となっている。サンプル平均における賃貸住宅供給の長期家賃弾力性は6.8、また賃貸住宅における資本コストの弾力性はおよそ14であった。したがって、賃貸住宅供給は、今期の家賃、賃貸住宅の資本コストいずれに対しても敏感に反応するという結果を得た。

著者は、(5)、(7)、(8)式を用いて1990年から99年までの税制改革によるシミュレーション分析を試みている。(7)、(8)式のパラメータが税制改革などによる政策変更があっても変化しないという仮定のもとで、家賃、賃貸住宅ストック、新規賃貸住宅供給の初期値とその他の変数の長期予測が与えられれば、将来にわたる三つの変数の予想が可能となる。ここでは、次の四つのケースについてシミュレーション分析を行っている。

- ①1981年の税制改革のもとで、インフレ率=5%、名目利子率=10% (ERTA)。
- ②1986年の税制改革のもとで、インフレ率=5%、名目利子率=10% (REFORM 1)。

③1986年の税制改革のもとで、持家の資本コスト=-1% (REFORM 2)。

④1986年の税制改革のもとで、インフレ率=5%、名目利子率=6% (REFORM 3)。

その結果が表2に示されている。①では、賃貸住宅にかなり好意的であった1981年の税制改革が99年まで効力を持ち続けた場合の予測を行っている。②は、1986年の税制改革が99年まで効力を持ち続けた場合の予測である。①と②を比較することにより、1986年の税制改革の影響を調べることができる。また、③は持家の資本コストに注目することによって賃貸住宅の需要サイドからの影響を、④は実質利子率が低下したときの影響をチェックするためのものである。

これらのシミュレーション分析から次のようなことがわかる。1986年の税制改革によって持家に対する資本コストは上昇したが、限界的な部分ではその影響はわずかといわねばならず、賃貸住宅に対する需要はそれほど多くを望めない。一方、賃貸住宅の資本コストも上昇することから賃貸住宅供給も減少する。1986年の税制改革によって家賃は8%上昇することになるが、これは資本コストに対して需要よりも供給のほうが敏感に反応したからである。この上昇は、比較的安定していた過去の家賃の動きを思えばかなり大きな数字といわねばならないが、賃貸住宅供給の弾力性がここで推定されたほど大きくなければさらに家賃は高くなるであろうと予想される。

(中神康博/成蹊大学助教授)

#### 参考文献

- Denise DiPasquale and William C. Wheaton (1992) "The Cost of Capital, Tax Reform, and the Future of the Rental Housing Market," *Journal of Urban Economics*, 31, pp.337-359.
- Denise DiPasquale and William C. Wheaton (1994) "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, 35, pp.1-27.
- Denise DiPasquale and William C. Wheaton (1995) *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall.

◎近刊のご案内

『高齢社会における資産活用の方向——リバース・モーゲジの実態について——』定価2,300円(税込み)

本格的な高齢社会を迎えるにあたり、高齢の持ち家所有者が現状の住宅に住み続けながら豊かな老後の生活を送れるようにすることが重要となっています。その対応策のひとつとして、リバース・モーゲジ制度(住宅担保年金制度)があります。

本調査は、わが国およびアメリカにおけるリバース・モーゲジ制度の仕組み、実績、特徴、課題などについて検討するとともに、代表的なリバース・モーゲジ商品の事例を整理したものです。さらに、今後のわが国におけるリバース・モーゲジ制度のあり方についても検討しています。

『宅地開発等指導要綱に関する調査 [III]』 定価1,800円(税込み)

本報告書は、「宅地開発等指導要綱に関する調査 [II]」の続編で、宅地開発等指導要綱の制定状況、内容などの実態を把握するため、平成5年に全国の要綱制定市区町村を対象としてアンケート調査を行い、その結果をとりまとめたものです。

主な調査項目は、市区町村の要綱制定状況、要綱改正の状況、今後の要綱改正の意向、要綱の技術基準(敷地面積の最低基準、道路の幅員基準、公園等の設置基準など)、寄附金等の基準、保証金の規定、制裁措置などであり、それぞれの項目について集計・分析を行っています。さらに、一部の項目については、前回調査の結果と比較することにより、指導要綱の内容がどう変化したかをとらえて分析しています。

『イギリスの住宅税制』

定価2,400円(税込み)

わが国の住宅に対する満足度は依然低い水準にあります。したがって、住宅税制のいっそうの充実が、今後とも必要であると思われます。本書はこのような問題意識から、既刊の諸外国の住宅税制研究シリーズ『ドイツの住宅税制』『フランスの住宅税制』に続く第3弾として、イギリスの住宅税制を調査したものです。譲渡税、相続税、所得税、印紙税、付加価値税、地方税など住宅所有者が留意すべき租税全般について、ケーススタディを含め、わかりやすくまとめています。

執筆者：高野幸大(明海大学)、西田洋二(法政大学)、林眞義(高田短期大学)、星野泉(明星大学)、山崎広道(高山短期大学)、山下学(日本大学)。

編集後記

前号の編集後記に、この秋の紅葉は美しくないと言ったら、知人から、「この秋の紅葉は前年よりずっと美しかったはずだ」というクレームがきました。彼によれば、とりわけ庭の樺と板屋楓が美しかったとか。同じ東京近郊に住んでいるのに、土地によって違うのか、見る人の気分によって違うのか、思いもかけぬ「発見」でした。さて、この春の桜はどうなるか。件の知人と花談義としゃれこみたいものです。

ところで、早いもので本誌も20号

目に到達しました。読者の方からは「よい雑誌ですね」とお褒めの言葉をいただくことが多いのですが、必ずといっていいほど、「でも、大変でしょう」という言葉が続きます。本当は、「でも」ではなく「だから」出し続けるのが大変なのですが、売らんかなの雑誌ばかりでは世の中おもしろくありません。「継続は力なり」を信じて、「よい」ことに慢心することなく、最前線の住宅土地経済研究の発表の場としたいと念じています。(M)

編集委員

委員長——吉野直行  
委員——金本良嗣  
高木新太郎  
森泉陽子

住宅土地経済

1996年春季号(通巻第20号)  
1996年4月1日 発行  
定価750円(本体価格728円+送料270円)  
年間購読料3,000円(税+送料共)

編集・発行——(財)日本住宅総合センター  
東京都千代田区麹町5-7  
紀尾井町TBR1107 〒102  
電話：03-3264-5901

編集協力——堀岡編集事務所  
印刷——精文堂印刷(株)