

# 「マンションみらいネット」の普及を

高橋 進

財団法人公庫住宅融資保証協会 理事長  
財団法人マンション管理センター 理事長  
財団法人日本住宅総合センター 評議員

マンションの総ストックは、466万戸に上り、国民の約1割に相当する1200万人もの人が居住している。とくに大都市では居住形態の大きな柱となっている。マンションでの快適な居住生活と資産としての価値の維持のためには、マンション管理組合の円滑な運営と適切な維持修繕の実施が重要であることはいうまでもない。

そこで、財団法人マンション管理センターでは、国土交通省の指導の下、平成17年度の試行を経て本年4月から、マンション履歴システム「マンションみらいネット」を立ち上げた。

その内容は、各マンションの建物概要の情報、管理組合の活動状況、管理費や修繕積立金などの会計情報、長期修繕計画や修繕履歴に関する情報などから構成されている。

このシステムの活用により、次のようなことが期待される。

第1に、マンション管理に活用できる数々の機能や情報を管理組合に提供し、マンション管理のレベルアップを支援することである。

第2に、マンション購入希望者にマンション管理情報をインターネットを通じて提供し、お客さまに「管理を買う」ことの後押しをする。

第3に、マンション管理情報の公開を通じて適正な管理を行なっているマンションに対する市場の支持、評価を高め、ひいては中古市場の活性化を図る。

このシステムは、登録マンションの数が多くほどその効果があるので、多くの管理組合が登録されることを期待するものである。

---

## 目次●2006年夏季号 No.61

---

[巻頭言] 「マンションみらいネット」の普及を 高橋 進——1

[特別論文] 家族・地域・住宅 高木恒一——2

[研究論文] 社会資本は生産性を高めたのか？

大竹文雄・川口大司・玉田桂子——10

[研究論文] 国民経済計算における土地のストックとサービス 野村浩二——18

[研究論文] 政府統計における持ち家の帰属家賃について 荒井晴仁——26

[海外論文紹介] 近隣効果と住宅需要 行武憲史——35

エディトリアルノート——8 バックナンバー (No.53~60)——39

センターだより——40 編集後記——40

# 家族・地域・住宅

## 住宅への社会学的アプローチ

高木恒一

### 1 社会学の視点から見た住宅・住宅地

社会学の特質は社会を「関係」から捉えることにある。実証的な社会学はこのような関係の具体的な発現のありようを捉えるわけであるが、住宅は、そこに暮らす人々の関係を具体的に発現する場として位置づけることができる。そしてここで発現するのは、住宅単体では主として家族という関係ないしは集団であり、住宅の連なりとしての住宅地では地域内関係を中心とした地域社会である。

しかし、住宅や住宅地が関係の発現の場であるということは、場がこうした関係に影響を与えない「透明な存在」ということではない。透明な存在として住宅や住宅地を捉えることは、住宅や住宅地を、社会を映し出す存在として位置づけられることになり、社会学で着目する必要は極めて小さいということになる。しかし、関係が発現する場それ自体が関係のあり方に影響を及ぼしていることに注目する必要がある。

この点について示唆的なのはブルデューの議論である。ブルデューはフランスにおける一戸建て住宅市場について詳細な分析を行ない、住宅取得者の行動や趣向が、国家政策やこれに規定される住宅産業の影響下にあるとして次のように述べている。

「生産が消費を生み出すと言っても過言でないのは、供給は、王様である消費者の嗜好を尊

重するような外観を装いながらも、この欲求を満たすある特定の方法を強制していることに貢献しているからである。住宅需要を満たしうる他の方法のすべてもしくは一部の可能性（たとえば一戸建て住宅の〔所有ではなく〕賃貸という可能性）を無効にする傾向があるという事実、これ一つを指摘するだけで事足りる」(Bourdieu 2000=2006、41頁、〔 〕は訳者)。

ここでの指摘は、住宅の選好が消費者の側が純粹に形成するものではなく、住宅の供給のありかたそれ自身によって規定されていることを指摘するものである。この議論は住宅取得の段階に焦点を当てているが、ここで取得された住宅の特質が居住者の生活を規定することは明らかであり、この観点からは政策や住宅産業によって規定されるなかで生み出された住宅が人々の関係を規定する側面を捉えることの重要性が確認できる。このように考えると、単に家族の形態や、地域社会の特質のみを検討するのではなく、これらの関係が展開される場が、関係の形成にどのように影響し、また影響されるのかを捉えることが求められることになる。このことが、場としての住宅や住宅地に着目する所以なのである。

こうした観点から、では家族や地域社会が住宅の供給（特に住宅政策）とどのように関連しているのかを検討していく。以下、第2節、第3節では、今日の都市社会の骨格を作り出した

高度成長期に焦点を当てて、この問題を検討する。第4節、第5節では、高度成長期以降、特に近年の家族形態や人口移動の動向の変化と住宅との関わりを考察したい。

## 2 高度成長期における家族と住宅政策

家族社会学において、住宅と家族の関係は大きなテーマであった。この関係についていち早く着目した森岡清美は住宅と家族の関係について次のように述べている。

「(住宅の) 不可動性に加えて、このような取り替え可能の小ささから、家族に対する住宅の規定性・拘束性が由来する。体にあわせて衣類をつくるように、家族にあわせて住宅をつくるばかりでなく、住宅にあわせて家族生活がこうしてクローズ・アップされてくる。ここに、……居住様式が成立するのであって、居住様式にこそ家族と住宅の相互規定関係が集中的に表現されているといえよう」(森岡 1973、176頁、( ) は引用者による補足)。

森岡はこうした視点にたち、1965年から1968年に行なわれた調査データについて考察を加えている。ここでは、家族周期の進展につれて住宅が広がっていく傾向を指摘するとともに、都市部の住宅が「必要最小限にセットされた」小型住宅であり、これが「新しく創設した創設世帯」に結びついていることを指摘している(森岡 1973、211頁)。

ここで重要なのは、1960年代という高度成長期の只中であって、都市流入者が創設する世帯が小住宅を求めていること、そしてそれが家族周期の段階にしたがって変化していく傾向を示していることである。ここでは高度成長期の都市流入者が、世帯(特に核家族世帯)を形成して都市へ定着していく姿を見ることができる。

このような家族周期による住宅選択は、住宅政策や住宅市場に大きく規定されたものである。周知のとおり戦後の住宅政策は、持家政策を主

(高木氏写真)

たかぎ・こういち

1963年東京都生まれ。東京都立大学社会科学部社会学専攻博士課程単位取得中退。東京市政調査会、札幌国際大学、愛国学院大学を経て、現在、立教大学社会学部助教授。

著書：「新編 東京圏の社会地図1975-90」(共著、東京大学出版会)ほか。

体とし、住宅金融公庫、公団住宅、公営住宅の3本柱からなる「住宅政策の55年体制」(早川 2003)が組まれていた。とりわけ、都市流入者は相続しうる住宅を都市内に保有していないため、各自の住宅の確保が必要となる。したがって、創設世帯の住宅取得はまた、住宅政策のなかで水路づけられてきたものということができるだろう。これを住宅供給の側からみれば、単身での流入から核家族世帯形成へという家族周期をモデルとして想定し、これに対応する住宅の供給を行なうことが課題であったといえることができる。この点に関連して、戦後の公団住宅設計を主導し、いわゆる2DKモデルの原型となった51Cモデルを生み出した鈴木成文は公団住宅について以下のように総括している。

「『51C』成立の5年後には日本住宅公団が設立され、51Cプランの考え方がほぼ踏襲された。ちょうど高度成長の始まりの時期に当たり、都市に集中する若い人口の受け皿として公団が設立されたわけである。そのほとんどが夫婦と幼い子どもの世帯、いわゆる標準家族、ニューファミリーであった」(鈴木 2004、傍点は引用者)。

ここで鈴木は「標準家族」という言葉を使って、公的な住宅供給のターゲットが明確にされていたことを証言している。ここでは住宅の供給は、都市への流入者への対応のなかで、一定の型を持った家族を対象として行なわれたことを示している。

このことは「標準家族」以外の家族に対して

は、住宅政策がどのようなものだったのかを問うことでより明確になる。西澤晃彦は、日雇い労働者が集積する地区である東京・山谷において、居住者の都営住宅への入居を進めた事業について検討を加えている。このなかで西澤は、この事業について、都営住宅に入居を進める対象が子供のいる家族に限定され、単身者が除かれていたことを指摘し、その政策が「子供がいるあるいは生まれる可能性がある一切の家族を山谷から引き離す」ものであったとしている（西澤 1995、66頁）。ここでは多種多様な「家族」が混在していた山谷から、子供を持つないしはその可能性のある家族のみを切り出し、住宅政策の対象としたことを見ることができる。その結果、山谷は単身男性の日雇い労働者のみからなる地域へと変容していく。そしてここに残った人々に対しては住宅政策は届かないまま、高齢化、失業の増大、そして野宿者（ホームレス）の集中する地域となり今日に至っている。このほかにも在日コリアン、単身女性、高齢者など、住宅政策の埒外に置かれた人は決して少なくない。

このようにみると、戦後における核家族の普及は、一面では社会変動のなかで「自然発生」的に生み出されたものである一方、政策により「標準」ないしは「モデル」として位置づけられ、政策の対象となることにより生み出され、両者があいまって一般化されたものであるといえるだろう。

### 3 郊外——「標準家族」のための住宅地

このような住宅と家族の結びつきを住宅地の水準で捉えてみると、核家族の定着の場となったのは郊外であった。

例えば東京の場合、高度成長期に都心から20kmから50kmの範囲の同心円状に、核家族比率の高い地域が出現する。この地域はまた専業主婦率、年少人口比率、出生率が高い地域であ

り、「子どもを産み育てる場」であった（立山 2004）。いわゆる郊外の成立である。

東京における郊外化の進展は、戦前期、特に関東大震災後に一定の進展を見せていたが、本格化するのには、高度成長期である。そしてこれはまた、単身労働者を主体とした「飯場型都市」から、流入者が世帯を形成し、定着する場を持つ都市へと変化したことを示している（高木 2004a）。そして郊外には大量に住宅が供給された。その典型が日本住宅公団によって建設が進められた団地である。高度成長期終了直後に当たる1975年時点のデータを見ると、住宅のなかで公団・公社・公営住宅比率の高い地域では、核家族世帯比率も高いという傾向が見られた（高木 2004b）。このことは、公団を主体とする住宅供給は、核家族世帯が集住する地域を生み出したことを示している。住宅政策が対象とした標準家族としての核家族は、その政策の流れのなかで郊外を都市定着の場とするようになったのである。

都市社会学者は、こうして生み出された郊外の「新しさ」に注目した。その一人に倉沢進がいる。倉沢は東京都小金井市において居住者の「市民意識」について調査を行なっている。倉沢がここで言う市民意識は「郷土愛」と対比されるものである。郷土愛は、居住する地域に対する愛情である。これに対して「市民意識」は居住する地域に対する愛着ではなく、居住した地域（社会）に対して、よりよいものへ変えていこうとして関わるという意識といえることができる。そして郊外の団地には「市民意識」を持つ人が多いことを明らかにしている（倉沢 1968）。

また中村八朗は、東京都三鷹市や神奈川県湘南地域で来住者の多い住宅地における町内会の特質について検討を加えた。中村は町内会の一般的な特質を①加入単位が個人ではなく世帯、②一定地区居住に伴い加入は半強制的、③機能

は未分化、④末端行政の補完機関、⑤保守的伝統の温存基盤の5つにまとめているが、人口の増大している近郊地域では、町内会は作られるものの、④と⑤の特質を持たない「自主的な町内会」が出現していることを見出した。そしてその特質について「どの市やどの地区であるかは問題とならない。どこに住むにしても、住民であるからには住民の権利を守るための行動を起こすという含意があり、地域に関連するが特定の地域に捉われない普遍性を持っている」（中村 1973：137）と指摘している。この指摘は地域集団レベルにおいても、倉沢のいう市民意識が生み出されていることを指摘したものと考えられる。

これらの研究は、郊外において、それまでに見られなかった新しい社会意識や地域集団の発現を指摘したものである。しかし、これらの研究は、コミュニティ論として総称される、高度成長期に成立した都市型社会における地域社会の変容と、そのなかでの望ましい地域社会のありかたを模索するものへと展開した結果、なぜこうした新しい意識や地域集団が郊外住宅地において成立したのかについては、ほとんど問われることがなかった（高木 2000）。本稿の枠組みからすれば、この理由は、都市流入者が、住宅政策に水路づけされつつ集住したことに求められるだろう。他地域から流入して来た人々が集住するということは、自分の出身地とは異なる地域から流入してきた人々とともに地域社会を形成するということである。ここでは個々人がそれまでの人生のなかで身に付けてきた行動様式や規範が自明のものとして通用しない状況となる。この状況において人々は、地域内での人間関係を模索するなかでそれぞれの行動様式などを調整しつつ、新たな形の関係を生み出すが、これは特定の地域に捉われない、新たな関係とならざるを得ない。ここで生み出された意識が倉沢のいう「市民意識」であり、形成され

た地域集団（町内会）が中村のいう「自主的な町内会」だったのではないだろうか。このように郊外は、一方では居住者の家族・地域関係の発現の場であるとともに、この関係が住宅政策のあり方によって規定されるなかで生み出されたものと言えるのである。

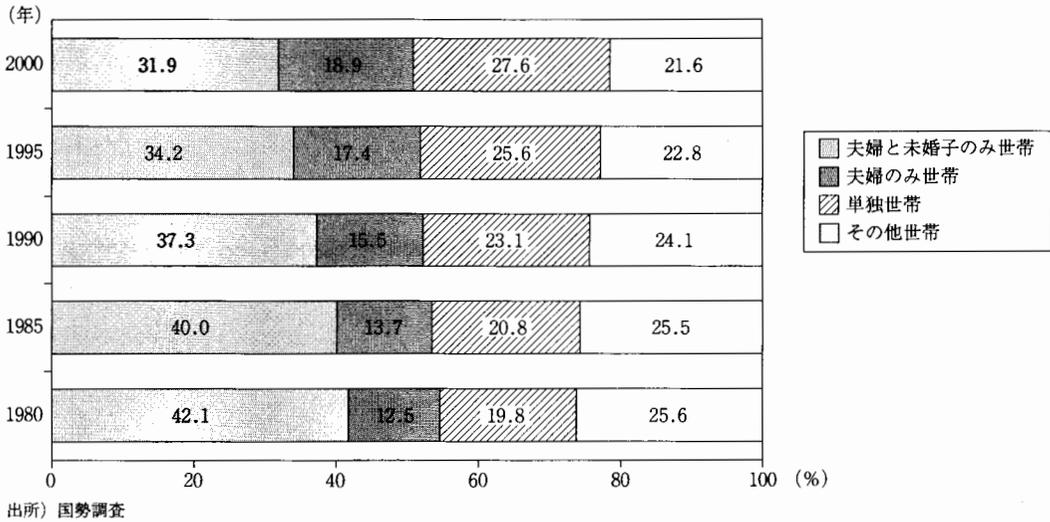
#### 4 家族・地域の変容と住宅・住宅地

さて、高度成長期に「標準世帯」として普及した核家族は近年大きく揺らいでいる。国勢調査のデータに依拠して全国の世帯類型を見ると（図1）、「標準家族」とみなされる夫婦と未婚子のみの世帯が全世帯に占める比率は減少を続けている。この一方で増加しているのが単身世帯であり、2000年には全世帯の4分の1以上を占めるまでに比率が増している。このことは、人々がもはや一定年齢で結婚し、子供をもうけるというような均一の家族周期がもはや見出せなくなっていること示している。

もうひとつ重要な点は夫婦のみ世帯の増加である。1980年には12.5%だったこの類型は少しずつ比率を増大させ、2000年には18.9%となっている。夫婦のみ世帯は核家族の類型に含まれるが、夫婦のみ世帯とは、新婚期の子どもが生まれる前の状態とみなされていた。しかし、近年の夫婦のみ世帯はこうした、高齢の夫婦のみ世帯の増大が顕著である。これはすでに子どもが巣立ち、「空の巣」期に入った核家族が増大していることを示している。

こうした事態の下で、標準家族を想定し、そのための住宅供給が行なわれればよいという状況は成り立たなくなっている。上野千鶴子はこの事態について、「建築家のなかに『いったい自分がつくったハコの中にだれが入り、どのように使われているか』ということに関心を持つ人たちがあられ、一方で社会学や文学のほうから住宅にアプローチしていこうとする動きが出てきた」として、「ここにある考え方の基本

図1 一世帯構成比率



は、住宅という『ハコ』と家族という『現実』がどうやらズレてきているらしい、という現状認識」があることを指摘している（上野 2002、5-6頁）。

上野（2002）はこうした認識に立ったうえで、「因習や規範にどんなに忠実なハコをつくっても、ハコに住むのは生きている人間、変化・成長・衰退している家族です。家族の変化に柔軟に対応する住宅が、そろそろ登場してもよい頃でしょう」（上野 2002、14頁）として、家族の現実変化に対応した住宅に必要性を提唱する。

筆者も上野（2002）のこの見解には基本的に同意する。しかし、上野が言うほど事は単純ではない。すでに述べてきたように、住宅という場は家族という関係を単純に反映する場ではなく、住宅もまた、関係のありかたを規定する。この観点に立てば、住宅が家族の関係を反映しつつ、新たな住宅が関係をどのように規定し、その相互作用のなかでどのような新しさが生まれてくるのかを検討しなければならない。

ここで注目する必要があるのは、近年の住宅政策の動向である。「住宅建設計画法」による「住宅建設5ヵ年計画」は2005年で終了し、マス・ハウジングを基調としたこれまでの住宅政

策は終焉を迎えた。そして住宅政策は、市場重視型へと変容している。ここでは従来型の政策では対応できない、多様な住宅ニーズへの対応が重要課題としてあげられている（例えば早川 2003）。

こうした状況の下で、どのような住宅が構想されていくのかに着目していく必要があるだろう。それは単に構造や間取りだけではなく、コレクティブ住宅やコーポラティブ住宅など、新しい住まい方の構想も含まれる。ここでは、家族の変容・多様化と住宅の多様化がどのようにかわりながら新たな都市居住の型を生み出すのかを検討されなければならない。そして、このなかで住宅政策の展開の検討にあたっては、住宅の公共性とはなにか、また、住宅供給に対する行政の責任とは何かの再検討も必要である。

一方、住宅地の特質として重要なのは都心回帰である。例えば東京23区の場合、国勢調査によれば長らく人口減少が続いていたが2000年に人口増加に転じ、2000から2005年にはその伸び率は4.3%となっている。特に都心3区の人口増加は顕著で、2000～2005年の増加率は、千代田区では15.8%、中央区では35.3%、港区では16.5%という大幅な人口増加が見られる。

こうした都心への回帰は、東京の場合には萌芽的に80年代から見られたものである。特にバブル期には都心の再開発事業の進展のなかで、住居を含む事業がいくつか見られた。ここで発生したのはジェントリフィケーションである。

ジェントリフィケーションについては先行する欧米において、多くの調査・研究が積み重ねられ、そこでの家族形態はシングル、ディンクス、ゲイ・レズビアンカップルなど多様な形態が見られることが報告されている（例えば Rose 1989、Castells 1983=1997）。このことは、都心は「標準家族」という均質な家族が集住する郊外とは異なり、多様な家族形態を持つ人々が居住している地域となったことを示している。そして東京においても、1980年代に再開発が行なわれた中央区のウォーターフロントシティ（仮称）地区の調査では、核家族形態が半数以下であることが示された（高木 1999）。いわば都心・インナーエリアは「標準」ではない家族の場として再編成されてきたのである。そして近年の都心人口回帰のなかで、都心に流入する人々は高齢夫婦のみ世帯やシングルなど占める比率が高いことが指摘されている。こうした近年の動向が、どのような人々の集住を生み出し、そこにどのような関係を生み出していくのかにも注目していく必要があるだろう。

#### 参考文献

- Bourdieu, P. (2000) *Les Structures sociales de l'économie*, Éditions du Seuil. 山田鋭夫・渡辺純子訳 (2006)『住宅市場の社会経済学』藤原書店。
- Castells, M. (1983) *The City and Grassroots*, Edward Arnold. 石川淳志監訳 (1997)『都市とグラスルーツ』法政大学出版会。
- Rose, D. (1989) "A Feminist Perspective of Employment Restructuring and Gentrification: the Case of Montreal," Wolch, J. and M. Dear (eds.) *The Power of Geography*, Unwin and Hyman, pp.118-138.
- 上野千鶴子 (2002)『家族を容れるハコ 家族を超えるハコ』平凡社。
- 倉沢進 (1968)『日本の都市社会』福村出版。

- 鈴木成文 (2004)『「51C」の成立とその後の展開』鈴木成文・上野千鶴子・布野修司・五十嵐太郎・山本喜美恵編著『「51C」家族を容れるハコの戦後と現在』平凡社、7-37頁。
- 高木恒一 (1999)「東京における都心の変容とアップーミドル層」『日本都市社会学年報』No.17、23-37頁。
- 高木恒一 (2000)「都市社会学における郊外研究の課題」『愛国学院大学 人間文化研究紀要』No.2、91-105頁。
- 高木恒一 (2004a)「東京圏の人口動態」倉沢進・浅川達人編『新編 東京圏の社会地図1975-90』東京大学出版会、49-72頁。
- 高木恒一 (2004b)「住宅からみた東京圏」倉沢進・浅川達人編『新編 東京圏の社会地図1975-90』東京大学出版会、99-125頁。
- 立山徳子 (2004)「家族から見た東京圏」倉沢進・浅川達人編『新編 東京圏の社会地図1975-90』東京大学出版会、73-97頁。
- 中村八朗 (1973)『都市コミュニティの社会学』有斐閣。
- 西澤晃彦 (1995)『隠蔽された外部』彩流社。
- 早川和男 (2003)『マルチハウジング論』ミネルヴァ書房。
- 森岡清美 (1973)『家族周期論』培風館。

公共事業バッシングが始まって久しい。公共投資が悪者にされているひとつの要因は、むだな投資が行なわれているという一般の人たちのパーセプションである。本当にそうなのかどうかを見るためにベストな方法は、個別事業の費用便益分析をチェックすることである。1997年以降、国が行なうすべての公共事業について費用対効果分析が行なわれているので、原理的にはこれが可能である。しかし、膨大な数の事業を個別に見る必要があるし、分野ごとに作られている便益費用推計マニュアルを精査することも必要であるので、いまだにこの方向での十分な検討は行なわれていない。

その代わりに頻繁に行なわれているのが、大竹文雄・川口大司・玉田桂子論文（「社会資本は生産性を高めたのか？」）のようなマクロ的なデータによる統計的分析である。これは国全体や都道府県別あるいは都市圏別の集計データを用いて、社会資本が生産性を向上させているかどうかを検証するものである。

社会資本の生産性効果の推定はすでに数多く行なわれており、本誌にもいくつか掲載されている。これまでの研究でわかったことは、最近のデータを用いて推定すると、社会資本の生産性がマイナスに出てくる傾向が顕著であることである。むだな社会資本投資が行なわれて、その生産性が限りなくゼロに近いことはありえても、マイナスになることは考えにくい。

著者たちも指摘しているように、社会資本の生産性がマイナスに出てくるのは、内生性バイアスによるものであろう。日本では社会資本投資が生産性の低い地域に傾斜配分される傾向が大きい。このことから、生産性の低い地域の社会資本ストックが相対的に大きくなり、生産性を社会資本について回帰するとマイナスの符号が得られることになる。

こういった内生性バイアスを補正するために、地域別のパネルデータを用いて各地域の固定効果を除去したり、社会資本投資の地域間配分に影響する変数を使った操作変数法が試みられたりしてきた。著者によると、前者の固定効果モデルは固定効果を除去した後の社会資本の変動が小さいために、信頼できる推定結果が得られない。

この論文が着目したのは、社会資本投資の地域間配分における政治的な側面であり、それが1994年の選挙制度改革によって大きく変わったことである。この「自然実験」を推定において活用するために、1994年から1998年の都道府県パネルデータを用いて、衆議院議員定数を操作変数のひとつとして推定を行なった。その結果、社会資本の生産性効果は約0.04と、妥当な大きさになった。

多くの人たちがこれまでトライしてきてほとんどがうまく推定できなかった社会資本の生産性効果を推定できたことは高く評価できる。しかし、当然のことながら、多くの課題が残されている。

第1に、都道府県データを用いた推定が行なわれているが、都道府県が適切な圏域であるかどうかの問題である。とくに、東京圏と大阪圏は複数の都道府県が一体となって都市圏を形成しているの、県ごとにバラバラにすると集計バイアスが発生する恐れがある。

第2に、生産関数が資本と労働について一次同次であるという仮定を置いて推定している。一次同次制約の検定を行なって、それが棄却されなかったの、この仮定を置いたという手順はもっともであるが、都市圏ベースの推定を行なうと生産関数が一次同次でなく、有意に規模の経済性を持つことが多い。一次同次性が棄却されなかったのは、都道府県データを用いていて、都市圏データを用いていないことによる可能性がある。生産関数に一次同次制約を置くと、社会資本の生産性が有意に正になることが多い。これは、社会資本ストックが都市規模と相関している、都市集積の経済性を社会資本ストックの係数がかまえてしまうからである。

第3に、社会資本の生産性効果は衆議院議員定数を操作変数として用いなくても、有意であり、ほぼ同じ値になっている。これまでの研究と異なり、社会資本の内生性によるバイアスが深刻でなかった原因は何かを検討する必要がある。

第4に、選挙制度改革による社会資本投資配分の変化は、フローの「投資」の変化であり、推定に

用いた社会資本ストックの変化ではない。時間とともにフローの変化がストックの変化をもたらすことは事実であるが、選挙制度改革が直接に社会資本ストックを変化させるという定式化には問題が残る。

●

野村浩二論文（「国民経済計算における土地のストックとサービス」）は、国民経済計算や産業連関表における土地の扱いが完璧な整合性を持っているわけではないことを指摘している。

現行の国民経済計算体系では、土地の賃貸は生産活動とはみなされず、賃貸料は財産所得として定義されている。一貫して適用されれば、この定義でも問題はないはずであるが、産業連関表の実際の測定においては、必ずしも整合的でない取り扱いが見られる。自己所有の土地については、帰属地代分は所有者の営業余剰に含まれる。借地の場合には、地代のみを分離して払っているときには使用者の営業余剰に、建築物の賃貸料と地代とを一体として払っているときには、土地所有者の営業余剰に含まれる。したがって、所有か賃貸かによって地代分が誰の生産額に入るかが異なることになる。生産活動自体には相違がないので、これは不合理である。

こういった問題を解消するためには、土地の賃貸を生産活動とみなすことと、土地ストックのうちで、生産要素として生産に用いられている部分を区分して、生産要素と

しての土地の投入量の変化が見えるようにすることを提案している。この提案に沿った国民経済計算体系の詳細は示されておらず、完全に整合的な体系が構築できるかどうかは必ずしも明らかでないが、重要な問題提起であり、さらなる検討が望まれる。

●

荒井晴仁論文（「政府統計における持ち家の帰属家賃について」）は、国民経済計算等の政府統計における住宅の帰属家賃の推計方法を検討している。持ち家については貸家と違って家賃の支払いが行なわれていないが、住宅サービスが提供されていることは同じである。問題は、家賃のデータがないときに、持ち家の価格（帰属家賃）をどう推計するかである。

帰属家賃の推計においては、貸家の家賃データを用いる以外の選択はほぼ考えられない。その際に問題となるのは、住宅の多様性である。戸建てか集合住宅か、木造か非木造かといった構造特性や都心への距離のような立地特性によって、家賃が大きく異なっている。住宅属性による調整をどういう方法で行なうかが各種政府統計によって異なっている。

国民経済計算では、昨年までは住宅属性の考慮を行わず、単純に「持ち家の総床面積×貸家の単位家賃」で計算していた。改訂後は、所在地、構造、建築時期で住宅を区分し、区分ごとに貸家の単位家賃を推計し、これを各区分の床面積に掛け合わせている。平成

12年度の推計値は、旧来の方式では49.9兆円であったが、新しい方式では42.8兆円となり、7兆円も減少した。

全国消費実態調査では、ヘドニック回帰を用いて帰属家賃を推計している。国民経済計算とは統計の目的が異なるので、単純な比較はあまり意味がないが、平成11年全国消費実態調査による持ち家帰属家賃に持ち家住宅総数をかけて帰属家賃総額を計算すると、25.0兆円となり、国民経済計算よりはるかに小さい値になる。

帰属家賃と家賃関数に関する先行研究は、全国消費実態調査のヘドニック回帰における住宅属性のコントロールは必ずしも適切でないことを示唆している。荒井論文では、独自のヘドニック回帰によってこの問題点の分析を行なっている。分析結果によると、地域区分・地域ダミーを採用しただけでは、住宅の立地属性のコントロールは必ずしも十分でなく、規模が大きくなるほど割安になる家賃関数が計測されて、比較的規模の大きい貸家の家賃が過小評価される可能性がある。これは、小規模借家が利便性の高い場所に集中していることによって、比較的規模の大きい貸家の家賃が過小評価されるからである。より正確な帰属家賃の推計のためには、通勤時間や交通機関までの距離等の詳細な立地属性を用いたヘドニック回帰が必要であるとしている。

(KY)

# 社会資本は生産性を 高めたのか？ 選挙制度改革から検証する

大竹文雄・川口大司・玉田桂子

## はじめに

道路、港湾などの公共投資は無駄遣いの象徴として批判を受け、小泉政権では削減の努力が続けられてきた。しかしながら、日本の公共投資が本当に無駄であったのかを明らかにすることは意外に難しい。実際、日米における多くの実証研究の結果は必ずしも一致しているわけではない<sup>1)</sup>。

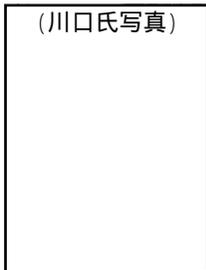
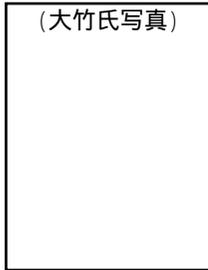
社会資本が国や地域の生産に与える影響を実証的に明らかにする上で困難なのは、真の因果関係を見つけ出すことである。というのは、公共投資の額そのものが、ランダムに決定されているわけではなく、国や地域の経済状態によって決定されてしまうことが多いからである。例えば、経済状態が悪化した時に景気対策として公共事業が行なわれるのであれば、社会資本と経済状態の間に負の相関が観察される可能性もある。しかし、この負の相関は、社会資本が増えると所得が低下するという因果関係を示しているのではない。逆に、景気がいいときに公共投資が行なわれるというのであれば、社会資本と国民所得や県民所得との相関はプラスにバイアスをもち、社会資本が所得に与える影響を過大に示している。

すなわち、社会資本の生産性効果を正しく計測するためには、社会資本の内生性バイアスに対処する必要がある。今までの研究は、内生性の問題に対処するために、地域別のパネルデータを用いてきた。しかし、固定効果を除去した

後の社会資本の変動は比較的小さいため、そのわずかな変動を用いて生産性効果を推定しても正確な推定は困難になってしまうという問題点があった。

本研究の目的は、近年の選挙制度改革を公共投資の地域的な配分の変化をもたらした「自然実験」として用いることで、社会資本から生産性への因果関係を識別して推定することである。日本の1994年の選挙制度改革は、政治的な影響力の地域間配分だけではなく、それを通じて公共投資の地域間配分にも大きな影響を与えた。このような公共投資の地域間配分に関する外生的な変化を利用して、本研究は社会資本の生産性を推定したのである。われわれの推定結果によれば、社会資本はわずかではあるが生産性を高めていることが示された。同時に、最小二乗法による推定は、それほど深刻なバイアスをもたらしていなかったことが示された。しかしながら、もっとも望ましい推定方法であると考えられる都道府県別の固定効果を用いた推定では、都道府県内の社会資本の変動が小さいために、信頼できる推定結果が得られなかった。

本稿の構成はつぎのとおりである。第1節で社会資本の生産性効果に関する今までの研究と日本の公共投資の地域間配分に関する政治経済学的分析を紹介し、1994年の日本の選挙制度改革とそれが公共投資の配分に与えた影響を議論する。第2節では計量分析の手法、第3節ではデータについて解説する。第4節で推定結果を、最後に結論を述べる。



おおたけ・ふみお (左)  
 1985年大阪大学大学院経済学研究科博士前期課程修了。現在、大阪大学社会経済研究所教授。  
 かわぐち・だいじ (中央)  
 2002年ミシガン州立大学大学院経済学研究科博士課程修了。Ph.D.。現在、一橋大学大学院経済学研究科助教授。  
 たまだ・けいこ (右)  
 2004年大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程修了 (博士；国際公共政策)。現在、福岡大学経済学部助教授。

## 1 背景

### 今までの研究

アメリカの1970年代における生産性上昇率の低下がその期間における公的投資の減少で説明できるという Aschauer (1989) の研究によって、アメリカにおける社会資本の限界生産性の推定に関する研究は拍車がかけられた<sup>2)</sup>。Munnell (1990) も同様の推定結果を報告している。彼らの研究は、両者ともマクロデータに基づいた推定であったため、公共投資の低下が不況による税収の低下によってもたらされたという内生性に伴うバイアスの結果ではないかという批判があった。アメリカの州別パネルデータを用いて、社会資本が生産にプラスの影響を与えることを示したのは、Garcia-Mila and McGuire (1992) である。しかしながら、州別の固定効果を推定に取り入れると、社会資本の正の生産性効果が観察されなくなることが、Holz-Eakin (1994) と Evanz and Karras (1994) によって明らかにされた。

さらに、Garcia-Mila, McGuire and Porter (1996) は、州別パネルデータを用いた階差・固定効果モデルの推定によって、社会資本から生産への因果関係について懐疑的な結果を示した。アメリカにおいては、公共投資が地方税で賄われる程度が高いので、社会資本が生産に与える影響は、OLS 推計だと過大バイアスを持ちやすいのである。しかしながら、州固定効果と年固定効果を取り除くと労働投入、民間資本、社会資本の変化は小さくなるため、固定効果による推定結果は不安定になりやすい (Ai and

Cassou 1997)。

日本における社会資本の生産性効果に関する実証研究は、アメリカよりも長い歴史をもっている。Mera (1973) は、日本の都道府県別データを用いた社会資本の生産性効果を計測した研究の嚆矢である。その後、浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦 (1994)、三井・太田 (1995)、岩本・大内・竹下・別所 (1996) および Yamano and Ohkawara (2000) など、日本では多くの研究が行なわれた。日本の研究においても公共投資の内生性の問題は深刻である。例えば、Yamano and Ohkawara (2000) は、都道府県固定効果を入れて年固定効果を入れないで生産関数を推定して、社会資本の生産に対する弾力性が0.15であるという推定結果を得ている。しかし、われわれが、彼らのデータを用いて都道府県固定効果と年固定効果の両方を入れて、生産関数を推定すると、社会資本の係数は有意ではなくなった。つまり、日本のデータでも、社会資本、都道府県ダミー、年ダミーの間の多重共線性の問題が発生しているために、固定効果モデルによる推定では、社会資本の係数は、精確に推定されないのである。そこで、外生的なショックによる社会資本の地域差の変動を利用した操作変数法を用いた推定を行なう必要がある。

### 社会資本の配分に関する政治経済学と 1994年選挙制度改革

1994年の日本の選挙制度改革は、社会資本の地域間配分への外生的なショックとして理想的な状況を創り出した。1994年の選挙制度改革は、

表1-1994年選挙制度改革前後の衆議院議員定数

期 間	選挙制度改革前 1995年		選挙制度改革後 1996年		
	選挙制度	中選挙区	小選挙区	比例代表制 推定値	合 計
都道府県					
北海道	23	13	8	21	
青森	7	4	2	6	
岩手	7	4	2	6	
宮城	8	6	3	9	
秋田	7	3	2	5	
山形	7	4	2	6	
福島	12	5	3	8	
茨城	12	7	3	10	
栃木	10	5	6	11	
群馬	10	5	6	11	
埼玉	20	14	6	20	
千葉	19	12	5	17	
東京	43	25	17	42	
神奈川	22	17	7	24	
新潟	13	6	5	11	
富山	6	3	2	5	
石川	5	3	2	5	
福井	4	3	2	5	
山梨	5	3	2	5	
長野	12	5	6	11	
岐阜	9	5	3	8	
静岡	14	9	5	14	
愛知	22	15	10	25	
三重	8	5	3	8	
滋賀	5	3	2	5	
京都	10	6	4	10	
大阪	28	19	13	32	
兵庫	19	12	8	20	
奈良	5	4	2	6	
和歌山	5	3	2	5	
鳥取	4	2	1	3	
島根	5	3	1	4	
岡山	10	5	3	8	
広島	13	7	4	11	
山口	9	4	2	6	
徳島	5	3	1	4	
香川	6	3	2	5	
愛媛	9	4	2	6	
高知	5	3	1	4	
福岡	20	11	7	18	
佐賀	5	3	1	4	
長崎	9	4	2	6	
熊本	9	5	3	8	
大分	6	4	2	6	
宮崎	5	3	2	5	
鹿児島	9	5	2	7	
沖縄	5	3	2	5	

注1) 選挙制度改革後最初の選挙は1996年に実施された。  
 2) 選挙制度改革後、衆議院議員200人が比例代表制で11ブロックから選出された。比例選挙区の定数は、ブロック内の都道府県の有権者数に比例して各都道府県に配分した。配分にあたって小数点以下を四捨五入しているため、比例代表制の定数を足し合わせても200人にはならない。

小選挙区制の導入だけでなく、衆議院定数の都道府県間の配分を大幅に変え、Horiuchi and Saito (2003) が指摘したように、中央政府から地方政府への補助金配分という利益誘導型政治を通じて公共投資の地域間配分も大きく影響を受けた。

奥野 (1988)、吉野・吉田 (1988) によれば日本における公共投資は、1960年代半ば以降、地方に手厚く配分されてきた。このような公共投資の配分は、「1票の格差」として知られるように、1994年以前の選挙制度の定数配分が地方に有利であったことを反映している。実際、吉野・吉田 (1988) は、有権者1人当たり議席数がその地域の公共投資にプラスの影響を与えていることを示している。Meyer and Naka (1999) および Horiuchi and Saito (2003) は、1人当たり議席数が国から地方への補助金額に影響を与えていることを示している。

本研究は、定数配分の大幅な変更を含んだ1994年の選挙制度改革を「自然実験」として利用する。1994年の選挙制度改革以前は、衆議院議員500名すべてが、中選挙区から選ばれていた。改革後は、300名の議員が小選挙区制度によって、200名が比例選挙制度によって選ばれている。小選挙区の定数配分は、すべての都道府県に1議席の定数が配分されたのち、都道府県の人口に応じて残りの定数が配分されている。比例代表制については、11の選挙区の人口に比例して定数が配分されている。選挙制度改革後の最初の衆議院選挙は、1996年10月に行なわれた。

衆議院議員定数の配分の変化が表1に示されている。第1列は選挙制度改革前の議員定数、第2列は小選挙区の定数、第3列は比例選挙区の定数を表している。比例選挙区の定数は、ブロック内の都道府県の有権者数に比例して各都道府県に配分した。第4列に、小選挙区と比例代表の定数の合計を示した。第4列と第1列を比較して明らかなように、選挙改革の前後で都道府県別の選出議員数はほとんど変わっていない

表2-記述統計

サンプル:47都道府県、1994～1998年

	平均	標準偏差	最小値	最大値
都道府県内総生産(10億円)	10.18	13.01	1.93	80.60
常用労働者(1000人)	828.91	1,054.34	172.86	6,557.15
年間総実労働時間(100万時間)	1,571.52	1,962.32	327.74	12,219.9
民間資本(10億円)	19.47	24.24	3.16	159.20
社会資本(10億円)	14.35	12.30	4.22	68.10
衆議院議員定数	8.18	6.50	2	43

注) サンプル数は235。都道府県内総生産、民間資本、社会資本は1990年価格表示である。常用労働者はパートタイム労働者も含む。小選挙区比例代表制導入後の衆議院議員定数には、小選挙区の定数を用いている。

い。しかし、候補者名の投票によって選ばれる衆議院議員の定数配分は大幅に変化した(第1列と第2列の比較)。

本研究では、候補者名を投票する選挙の定数変化に注目して分析を行う。第1に、利益誘導政治は、党名によって選出された議員よりも候補者名によって選出された議員により大きなインセンティブがあると考えられる。第2に、衆議院では比例代表選出の議員よりも小選挙区選出の議員の方が、より大きな影響力をもっていると言われている。例えば、朝日新聞(2000)や読売新聞(2000)によれば、小選挙区選出議員は「金バッジ」、比例代表選出議員は「銀バッジ」、小選挙区で落選し比例区で選出された議員は「銅バッジ」と呼ばれている。候補者名を直接投票して選ばれる議員数の変化は、公共投資の地域配分に大きな影響を与えたと予想できる。

## 2 実証モデル

われわれは、つぎのような標準的な都道府県レベルのコブ=ダグラス型生産関数を推定した。

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln l_{it} + \beta_2 \ln k_{it-1} + \beta_3 \ln g_{it-1} + \text{year} \beta_4 + c_i + u_{it} \quad (1)$$

ただし、 $y_{it}$ は都道府県内総生産、 $l_{it}$ は総労働投入、 $k_{it-1}$ は民間資本からのサービスフロー、 $g_{it-1}$ は社会資本からのサービスフロー、 $\text{year}$ は年ダミー、 $i$ は都道府県を、 $t$ は年を表す添え字である。誤差項は、都道府県の固定効果を表す $c_i$ と観測値それぞれへのショック $u_{it}$ から成り

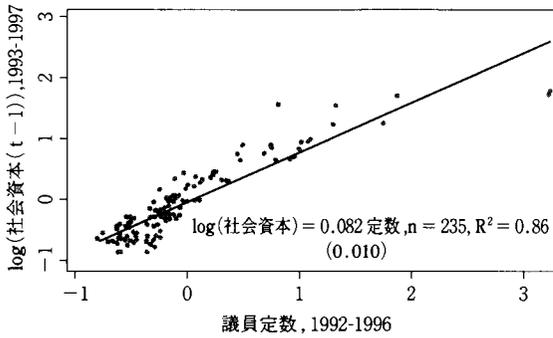
立っている。もし、都道府県固定効果 $c_i$ が説明変数と相関せず、 $u_{it}$ が厳密に外生であれば、最小二乗法は一致推定量になる。

しかし、説明変数と都道府県固定効果が相関しないという仮定は、満たされることが多い。州の予算と公共投資が正の相関をするアメリカでは、最小二乗法の係数は、プラスにバイアスをもつ(Holtz-Eakin 1994およびEvans and Karras 1994)。景気が停滞している地方に公共投資を多く配分する日本では、公共投資と都道府県固定効果の間に負の相関が生じるために、社会資本の係数はマイナスのバイアスをもつ(浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦 1994、Yamano and Ohkawara 2000)。

$u_{it}$ の厳密な外生性という仮定は、不況対策として公共投資が地方に配分されるという状況の場合には、満たされなくなる。もし、都道府県固定効果 $c_i$ とも個別ショック $u_{it}$ とも相関せず、社会資本とのみ相関する操作変数が見つければ、操作変数法による推定は一致推定量になる。本研究では、都道府県別社会資本の操作変数として1期前の候補者名投票によって選出される都道府県別衆議院議員定数を用いる。

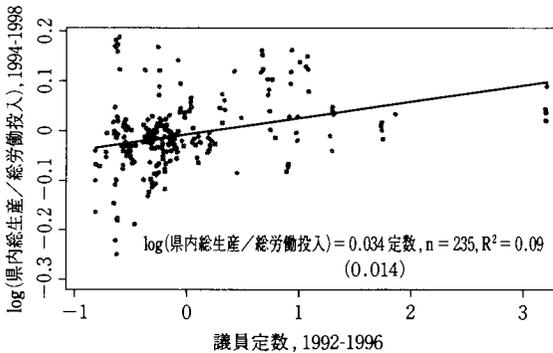
本間・田中(2004)は、労働投入と民間資本に関して一次同次の仮定( $\beta_1 + \beta_0 = 1$ )をしている。本研究でも、一次同次の制約に関する帰無仮説が棄却されなかったため、一次同次の制約をかけて推定を行なった。推定に用いた具体的な推定モデルはつぎの(2)式である。

図1 - 社会資本と議員定数



注) 両変数ともに民間資本と年ダミーの影響は取り除かれている。

図2 - 都道府県内総生産量と議員定数



注) 両変数ともに民間資本と年ダミーの影響は取り除かれている。

$$\ln(y_{it}/l_{it}) = \beta_0 + \beta_2 \ln(k_{it-1}/l_{it}) + \beta_3 \ln g_{it-1} + \text{year} \beta_4 + c_i + u_{it} \quad (2)$$

であり、操作変数法のための推定式は(3)式になる。

$$\ln g_{it-1} = \delta_0 + \delta_1 \ln(k_{it}/l_{it}) + z_{it-2} \theta + \text{year} \delta_4 + \delta_5 c_i + v_{it} \quad (3)$$

ここで、 $z_{it-2}$ は操作変数であり、具体的には各都道府県における候補者名投票による衆議院議員定数である。

### 3 データ

本研究では、1994年から1998年間の47都道府県に関する集計データを用いた。このサンプル期間を選んだのは、選挙制度改革の前後にわたるデータを得るためである。選挙制度改革による最初の衆議院議員選挙は、1996年10月に行なわれた。新選挙制度によって選出された議員

による公共投資の地域間配分は1997年度から始まったと考えられる。したがって、選挙制度改革前については3年間、改革後については2年間のデータがある。

本研究で用いたデータは以下のとおりである。都道府県内総生産については内閣府『県民経済計算年報』より、県内総生産を用いた。総労働投入については、常用労働者1人平均月間総実労働時間数に常用労働者数および年単位とするために12を掛けたものを用いている。常用労働者数には、パートタイム労働者も含まれている。これらのデータの出所は『毎月勤労統計調査』である。民間資本、社会資本については、土居(2002)から採った<sup>3)</sup>。これらのデータは、電電公社、専売公社、日本国有鉄道の3公社民営化の影響、および阪神淡路大震災の影響を考慮している。また、両者は年度末時点での額となっているため、本研究では、

t期の都道府県内生産に対し、t-1期の民間資本および社会資本を用いる。都道府県内総生産、民間資本および社会資本については1990年実質価格となっている。中選挙区および小選挙区の定数については、総務省「衆議院議員総選挙」から採った。衆議院では、t-1期に衆議院に在籍している議員がt期の予算を決定するため、t-1期の社会資本に対してt-2期の衆議院議員定数を用いる。表2に記述統計を示している。

図1と図2は、いわば「図解」操作変数法を示している。図1は、社会資本と候補者名投票による衆議院議員数の関係を示している。ただし、どちらの指標も資本労働比率と年効果の影響を回帰分析によって取り除いたものである。この図から地域別の社会資本は、衆議院議員定数と正の相関をもっていることがわかる。図2は図1の横軸に用いた調整済み衆議院議員定数と回帰分析による調整済みの都道府県別労働生産性の対数 ( $\ln(y_{it}/l_{it})$ ) の関係を表している。

衆議院議員定数は、都道府県別労働生産性にプラスの影響を与えていることが観察される。もし、都道府県別衆議院議員定数の労働生産性への影響が社会資本の配分を通じてだけであるのならば、図2の直線の傾きと図1の直線の傾きの比が、社会資本の生産性になる。

#### 4 推定結果

##### 第1段階推定

操作変数法のための第1段階の推定式である社会資本の都道府県配分を決定する推定結果が表3に示されている。第(1)列のOLS推定の結果によれば、候補者名投票による衆議院議員の定数が10議席増加すると公的資本の82%の増加をもたらす。しかも、その影響は統計的に有意である。しかしながら、私的資本装備率は社会資本の地域間配分に有意な影響を与えていない。第(2)列は、固定効果モデルによる推定結果が示されている。都道府県固定効果モデルによれば、衆議院議員定数の10議席の増加は、社会資本を3%増加させる。都道府県固定効果導入による係数の値の大幅な低下は十分に予想できる。資本装備率をコントロールしたとしても、人口や面積のような、ここではコントロールしていなかった地域属性が、社会資本にも衆議院定数にも正の影響を与えることは十分に考えられるからである。OLSの結果も操作変数法の結果も、衆議院議員定数が社会資本の配分に影響を与えていることを示しており、Horiuchi and Saito (2003)の結果と一致している。すなわち、衆議院議員定数が社会資本を通じるルート以外に直接的に地域の生産性に影響を与えることは考えにくいので、衆議院定数が社会資本の操作変数としてうまく機能することを意味している。

##### 第2段階の推定結果

表4に、民間資本と労働投入に関する一次同次を仮定した都道府県別生産関数である(2)式の推定結果を示した。第(1)列にはOLSの結果が示されている。この結果によれば、公的資本の

表3—社会資本の都道府県配分の決定要因

サンプル：47都道府県、1994～1998年

被説明変数  $\log$  (社会資本  $t-1$ )

	(1)	(2)
モデル	OLS	FE
サンプル	47都道府県	
議員定数 $t-2/10$	0.82 (0.10)	0.03 (0.01)
$\log$ (民間資本 $t-1$ /総労働投入)	-0.03 (0.25)	0.00 (0.05)
操作変数のF値	70.43	23.12
操作変数の部分的R <sup>2</sup>	0.85	0.003
サンプル数	235	235
R <sup>2</sup>	0.86	-

注) ( ) 内は標準誤差。OLSの標準誤差は分散不均一性に対して頑健である。

10%の増加は、労働投入当たりの生産量を0.4パーセント・ポイント増加させる。社会資本の生産性効果は、社会資本の内生性を考慮した第(2)列の操作変数法による推定結果でも同じである。つまり、少なくともわれわれが用いたサンプルにおいては、社会資本の内生性によるバイアスは深刻ではなかったことになる。

固定効果モデルによる内生性への対処法を用いた推定結果が、第(3)列に示してある。推定された社会資本の係数は0.13であるが、推定誤差も0.16と大きい。これは、社会資本の都道府県内の変動が、都道府県間の変動よりも非常に小さいことによってもたらされている。固定効果モデルにおける資本労働比率の係数は、0.34とOLSの推定結果よりも小さくなっている。つまり、観測されない都道府県効果と資本労働比率の間には正の相関があったことを意味している。固定効果モデルで操作変数法を用いた推定結果が、第(4)列に示されている。この結果も固定効果モデルと同様に、非常に不正確な推定結果しか得られていない。理由も同じで、都道府県間の変動に比べて、都道府県内の社会資本の変動が小さすぎるためである。

資本労働比率の係数の大きさが合理的なものであること、社会資本の内生性を考慮していることから、われわれは第(2)列のクロスセクション操作変数法の結果がもっとも信頼できると判断している。これに対して固定効果モデルの推

表4—都道府県別生産関数

サンプル：47都道府県、1994～1998年

被説明変数：log（都道府県内総生産／総労働投入）

	(1)	(2)	(3)	(4)
モデル	OLS	IV	FE	FEIV
操作変数	—	定数 $t-2$	—	定数 $t-2$
log（社会資本 $t-1$ ）	0.04 (0.02)	0.04 (0.02)	0.13 (0.16)	0.97 (0.51)
log（民間資本 $t-1$ ／総労働投入）	0.42 (0.08)	0.42 (0.08)	0.34 (0.10)	0.31 (0.11)
サンプル数	235	235	235	235
R <sup>2</sup>	0.51	0.51	—	—
Hausman-Wu テスト（ $t$ -値）	—	-1.24	—	1.90

注）（ ）内は標準誤差。OLSの標準誤差は分散不均一性に対して頑健である。

定結果は、不安定で信頼できない。

本研究に対する批判として、次の2点が考えられる。第1の批判は、公的投資が有効需要を増加させることで、遊休設備の稼働率を上げることを通じて、生産量を増加させているのであって、社会資本が直接的に生産性を高めているのではないのではないか、というものである。第2の批判は、われわれが用いたサンプル期間には、1995年1月の阪神淡路大震災が含まれており、推定結果がその影響を受けているのではないか、というものである。

第1の批判については、民間資本ストックそのものではなく民間資本ストックの稼働率を考慮した推定を行なうことで、純粋の社会資本の生産性効果を推定できる。ただし、都道府県レベルの資本の稼働率データは得られないので、電力使用量をその代理変数に用いて推定を行なった。また、第2の批判については、サンプルから兵庫県を取り除いて推定を行なった。それぞれの推定結果はここには示さないが、基本的には表4の結果と同じであった<sup>4)</sup>。

## むすび

本稿は、日本の選挙制度改革を社会資本の地域間配分に対する外生的なショックとして用い、社会資本の生産性効果を推定した。社会資本の地域間配分には、内生性があるため、地域データを用いた生産関数をOLS推定すると社会資本の係数はバイアスをもつと考えられてきた。

1994年の選挙制度改革は、社会資本の地域間配分を変更する理想的な自然実験となった。選挙制度改革は、候補者名投票による衆議院議員の都市部の定数を大幅に減少させることになり、地方への公共投資を増加させることになった。このような公共投資の外生的なショックを操作変数として用いることで、社会資本の生産性効果を推定した。推定結果によると、社会資本の生産性効果は約0.04という大きさであった。また、この期間においてはOLSと操作変数法の推定結果に差はなく、内生性の問題は深刻ではなかった。

\*本稿は、Kawaguchi, Ohtake and Tamada (2005) をもとにしている。本稿の作成にあたり、岩本康志氏、小原美紀氏、新谷元嗣氏、内藤久裕氏、林正義氏、Facudo Sepulveda 氏、日本経済学会、住宅経済研究会、一橋大学マクロランチワークショップの参加者からのコメントが有益であった。また、Yamano and Ohkawara (2000) のデータを提供していただいた大河原透、山野紀彦両氏に感謝する。残る誤りのすべては筆者らの責任である。

## 注

1) 実証研究の展望については、岩本 (2005) を参照のこと。日本における実証研究には、Mera (1973)、浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦 (1994)、経済企画庁 (1997)、岩本・大内・竹下・別所 (1996)、Yamano and Ohkawara (2000) などが、アメリカにおける実証研究には、Aschauer (1989)、Munnell (1990)、Garcia-Mila and McGuire (1992)、Holz-Eakin (1994)、Evans and Karras (1994) および Garcia-Mila, McGuire and Porter (1996) などがあ

- る。
- 2) 社会資本の生産性に関する推定は、Aschauer (1989) が最初ではない。岩本 (2005) の「社会資本の生産性効果への関心が高まったところに、Aschauer (1989) の研究が現れた」という指摘が正しい。
- 3) 民間資本および社会資本のデータについては、<http://www.econ.keio.ac.jp/staff/tdoi/pfdata.html> よりダウンロード可能 (2006年4月時点)。
- 4) 詳細は、Kawaguchi, Ohtake and Tamada (2005) を参照。

#### 参考文献

- Ai, C. and S. Cassou (1997) "On Public Capital Analysis with State Data," *Economics Letters*, 57(2), pp.209-212.
- Aschauer, D. (1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 25, pp.177-200.
- Evans, P. and G. Karras (1994) "Are Government Activities Productive?: Evidence from a Panel of U.S. States," *Review of Economics and Statistics*, 76(1), pp.1-11.
- Garcia-Mila, T. and T. McGuire (1992) "The Contribution of Publicly Provided Inputs to States' Economies," *Regional Science and Urban Economics*, 22(2), pp.229-241.
- Garcia-Mila, T., T. McGuire and R. Porter (1996) "The Effect of Public Capital in State-Level Production Functions Reconsidered," *Review of Economics and Statistics*, 78(1), pp.177-180.
- Holz-Eakin, D. (1994) "Public Sector Capital and the Productivity Puzzle," *Review of Economics and Statistics*, 76(1), pp.12-21.
- Horiuchi, Y. and J. Saito (2003) "Reapportionment and Redistribution: Consequences of Electoral Reform in Japan," *American Journal of Political Science*, 47(4), pp.669-682.
- Kawaguchi, D., F. Ohtake and K. Tamada (2005) "The Productivity of Public Capital: Evidence from the 1994 Electoral Reform of Japan," ISER discussion papers, No.627, February.
- Mera, K. (1973) "Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case," *Regional and Urban Economics*, 3(2), pp.157-186.
- Meyer, S. and S. Naka (1999) "The Determinants of Japanese Local-Benefit Seeking," *Contemporary Economic Policy*, 17(1), pp.87-96.
- Munnell, A. (1990) "Why has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment," *New England Economic Review*, pp.3-22.
- Yamano, N. and T. Ohkawara (2000) "The

- Regional Allocation of Public Investment: Efficiency or Equity," *Journal of Regional Science*, 40(2), pp.205-229.
- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典 (1994) 「社会資本の生産力効果と公共投資の厚生損失」『経済分析』第135号。
- 朝日新聞 (2000) 「メダルの色」5月31日付、東京・神奈川版。
- 岩本康志 (2005) 「公共投資は役に立っているのか」大竹文雄編『応用経済学への誘い』115-136頁、日本評論社。
- 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正 (1996) 「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『フィナンシャル・レビュー』第41号、27-52頁。
- 奥野信宏 (1988) 『公共経済』東洋経済新報社。
- 経済企画庁 (1997) 『経済白書』。
- 総務省自治行政局 (各年) 『衆議院議員総選挙』。
- 土居丈朗 (2002) 『地域から見た日本経済と財政政策』三菱経済研究所。
- 内閣府 (各年) 『県民経済計算』。
- 本間正明・田中宏樹 (2004) 「公共投資の地域間配分の政策評価——都道府県パネルデータを用いた実証分析とシミュレーション」『フィナンシャル・レビュー』第74号、4-22頁。
- 三井清・太田清編 (1995) 『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社。
- 吉野直行・吉田祐幸 (1988) 「公共投資の地方への配分の実証分析」『ESP』6月、42-47頁。
- 読売新聞 (2000) 「金、銀、銅議員」6月1日付、東京版。

# 国民経済計算における 土地のストックとサービス

生産要素としての非生産資産

野村浩二

## はじめに

土地は生産要素であろうか？と問えば、それは愚問であるとされてしまうかもしれない。18世紀、Francis Quesnayに代表されるフィジオクラート（重農学派）は農業を唯一の生産活動であると捉えていた。Quesnayの経済表では、富の源泉は農業生産であり、生産階級たる農業者による労働と家畜や種子などの資本、そして地主階級の所有する土地が一国における富の再生産に必要とされる。19世紀、生産の範囲は拡張されるけれども、John Stuart Millなど英国の経済学者の多くは労働、資本、そして土地という3つの生産要素（requisites of production）のカテゴリーを与えている。そのうち資本を過去の労働によって形成されたものとし、自然に起因する土地と人間に起因する労働・資本に大別することもできるが、そこには人間の創造物ではない——非生産資産（non-produced asset）としての——土地が明確に識別されている<sup>1)</sup>。

では冒頭の設問を改めて、土地は資本であろうか？と問われたのであればどうだろう。言い換えれば、生産要素としての資本から土地を分離する必要があるだろうかという問いである。その回答は資本の定義に依存する。それまでの生産要素の三分法（tripartite classification of productive factors）を伝統的な見方とすれば、19世紀後半から20世紀はじめ、米国の経済学者たちは資本概念の再検討から、土地を資本から

特掲する理由を見出せないとした。「資本とは何か？」そう名付けられた論文において、Fisher（1896）はこれまでの多様な概念・慣習を考察した後に、資本とはある時点に存在する富（wealth）の量であるとしている。そしてwealthには価値を保存するあらゆる資産が含まれ、土地もむろん例外ではない。Fetter（1900）はBöhm-Bawerk（1891）の示した土地を資本から分離すべき数々の根拠に反駁した。土地を分離するもっとも有効な根拠は、それが自然からの贈り物（gift of nature）であり、過去の労働によるものではないとする見方である。Fetterもまた、資本とは（その量が金額によって評価される）economic wealthであるとし、労働の結果であるか否かによって資本を定義することは論理的ではなく、Böhm-Bawerkは自らが批判する労働価値説に影響されているとしている。資本をwealthとして捉えれば、土地はもはや資本のひとつに過ぎない<sup>2)</sup>。

現在、都市や住宅などを主要な対象とするミクロ的な経済分析においては——そして現実の経済社会でも当然のこと——土地は重要な生産要素であり続け、それ自体が明示的に分析される。その一方、標準的なミクロ・マクロ経済学のテキストブックの中には、生産要素としての土地が明示的に扱われることはほとんどない。一国経済や産業を対象とするマクロ的な実証分析でも、土地は資本に包含されていて明示的には扱われないか、あるいはその多くの分析では

土地は資本のひとつであることも忘れられ、それは生産要素からすっかり除外されている<sup>3)</sup>。

生産要素としての土地を軽視する傾向に対して、近年のいくつかの経済成長の要因分解においては、その影響は無視できないことが指摘されている。資本サービス投入量として、通常の場合には土地は固定資産の成長を下回るから、生産要素としての土地を資本から除外することは全要素生産性 (TFP) の過小評価をもたらす。Diewert and Lawrence (2000) はカナダの経済成長の分析において、土地と在庫を資本投入量から無視することによって1963～96年のTFP成長率を年平均0.1%ポイント低下させるとしている。これは大きな値ではないけれども、この期間カナダの年平均TFP成長率はわずかに0.5～0.6%に過ぎないこと、また同時に検討されている資本サービス価格 (user cost of capital) として想定されるいくつかの代替仮説の与える影響との比較検討から、相対的には土地の導入がもっとも大きなバイアスを与えていると評価している。野村 (2004) では、わが国の経済成長ではさらに大きな影響を持つことを指摘している。わが国の1960～2000年のTFP成長率は年率1.5%とカナダのおよそ3倍のスピードであるが、土地資産の高いシェアを反映して、資本からの土地の除外によるTFPの測定バイアスは、そのうち0.7%ポイントにも達している。とくに旺盛な固定資本の蓄積がある高度経済成長期 (1960～1971年) では、TFPの過小評価は年平均1.5%ポイントにもなる。

マクロ的な経済分析における土地の軽視は、現行の国民経済計算体系 (System of National Accounts : SNA) における土地の扱いにも起因していよう。それは、土地のストックとサービスの描写としてひとつの体系を与えているものの、各国で実際に行なわれている測定と合致しているとは必ずしも言えない。本稿は、ミクロ・マクロの双方の視野を含め、現行の社会会計の枠組みにおける土地の扱いと問題点を考察

(野村氏写真)

のむら・こうじ  
1971年生まれ。1998年慶應義塾大学商学研究科博士課程修了。博士 (商学)。1996年慶應義塾大学産業研究所助手。現在、同研究所助教授。  
著書：「資本の測定——日本経済の資本深化と生産性」(慶應義塾大学出版会) ほか。

し、生産勘定およびストック勘定においてその改訂の方向を論じることを目的としている。第1節では、生産勘定における土地のサービスを検討する。第2節では非生産資産としての土地の検討を行ないながら、その数量と価格の分離を定義する。第3節は、ストック勘定における土地資産の集計量を考察する。

## 1 土地のサービス：所得の発生と生産の境界

国連 (United Nations, 1993) による現行の国民経済計算体系 (1993 SNA) においては、土地の賃貸は生産活動とはみなされず、それによる所得としての賃貸料 (rent on land) は財産所得 (property income) として定義される。これは固定資産の賃貸サービスの提供が生産活動であり、使用者のレンタルコストは中間消費として計上されるのと区分される。ここに、土地の賃貸は生産活動とはみなされないという生産の境界 (production boundary) がある。財産所得とは金融資産や非生産資産の所有者がその賃借によって生じる所得であり、地代は生産によって付加された所得ではなく、(利子や配当と同様に) 所得の“移転”に過ぎないとされる。

所得の発生勘定 (generation of income account) では、土地の貸し手が受領する地代はその所有者の所得ではなく、あたかも使用者が所有しているかのように取扱われる。土地の所有に伴う税金、維持費等の経費は、使用者が生産活動を行なうためのコストの一部 (生産・輸入品に課される税、中間投入) として計上さ

れ、純賃貸料（＝総賃貸料－税金等諸経費）は使用者の営業余剰に含まれることで、一国全体では所得の発生として計上される。地代が正しく土地所有者の所得（財産所得）となるのは、第一次所得の配分勘定（primary distribution of income account）においてである。

部門間の経済取引を明示的に扱う産業連関表での定義をみよう。土地の賃貸業は、関連する2つの部門——「不動産賃貸業」と「住宅賃貸料」——の定義からは基本的に除かれる<sup>4)</sup>。しかし、土地の使用者の支払う地代（あるいはその機会費用）は明示的に費用を計上する項目をもたないことから、基本的には土地の所有主体によらず地代はその使用者の営業余剰に含まれていると解される。これはSNAにおける生産の境界と整合する産業間取引の描写を与えている。

しかし、産業連関表の実際の測定としては、必ずしもSNAの勧告に整合的ではない曖昧な扱いを残している。観察される建設物の賃貸料に地代が含まれている場合、産業連関表の作成において地代分を明示的に分離していないことから、内数としては地代を含んだ生産額がほとんどであると考えられる。このことから、①ある経済主体が土地を自己所有・自己利用している場合にはその機会費用としての対価が当該部門の営業余剰に含まれ、また借地の場合には、②地代のみを分離して支払っているとき（定期借地権付き建物のみ所有などの場合）には使用者である部門の営業余剰に、③統計捕捉上、建設物の賃貸料と地代が一体として計上されているときには所有者（不動産賃貸業）の営業余剰に含まれることになる<sup>5)</sup>。

生産勘定での部門間取引をみたとき、土地のストックとサービス、それぞれの計上主体の対応において不整合が存在する。土地資産をその所有者である経済主体に格付ければ（所有者主義）、地代の計上主体として上記の①と③は整合性を持つが、②は不整合を残す。②では地代が所有者ではなく、その使用者の営業余剰に含

まれるからである。あるいは、その使用者によって土地資産を経済主体に格付ければ（使用者主義）、③に不整合が見出される<sup>6)</sup>。たとえば自社ビルを所有していた主体が、それを売却して賃貸としての使用に切り替えたとしよう。このとき、所有によるか賃貸によるかによってその生産活動自体には変化はないから、当該部門の生産性という尺度はこの変化に対して基本的にはニュートラルであることが望まれる。しかし、それは所有者主義・使用者主義どちらの基準によっても、生産性指標に対するバイアスを生じさせてしまう<sup>7)</sup>。

整合ある描写を行なうためには2つの方法がある。ひとつは、土地を完全に使用者主義によって経済主体に格付けし、不動産・住宅賃貸業の生産額には地代を含まないように推計することである（すべての地代は、その使用者の営業余剰として計上される）。これは現行のSNAの勧告と整合する。しかし実際には、不動産の賃貸料のうち地代のみを分離することは困難であり、統計捕捉上の問題が残る。また、固定資産は基本的に所有者主義によって経済主体へ格付けられる。その原則を貫かずに、土地のみを使用者主義によって経済主体に計上することは大きな混乱である。使用者主義による描写は生産と資産の対応を整合的にはするものの、経済主体ごとの付加価値においてその活動実態には適合しない<sup>8)</sup>。

もうひとつの方向は、土地の賃貸が生産活動であると認めることである。それを選択することは、SNAにおいて生産の境界を拡張する、概念上の大きな改訂である。しかし、それは資本全体の所有者主義による貫徹を可能にする。実際、土地と固定資産（たとえば自動車）の賃貸業を比較したとき、後者のみを生産活動であるとする根拠を見出すことは難しいだろう。ともにその賃貸サービスの提供のためにはさまざまなコストが必要であるし、生産要素としての資本が土地と自動車であるというだけの差異でしかない。

土地を明示的に扱うモデルとして Kanemoto (1988) をみよう。そのモデルでは、便益評価を目的とした単純化のため土地は家計の効用関数においてのみ導入されているが、家計部門の支払う地代は当該部門の所得でもある。モデル体系内における所得の発生勘定を形作れば、企業の消費財の生産活動から生じた雇用者報酬と営業余剰、そして家計部門から生じた地代、その3つが付加価値の発生である。そのとき、家計部門は消費者であるとともに、(明示的には記述がないものの) 土地サービスの生産者でもあると解することができる。

社会会計において、家計が自己所有して利用している住宅の賃貸料は帰属家賃として計上される。もし正確に現行の SNA の勧告に従うならば、帰属される家賃とは本来(生産の境界の外にある)地代分を含まないはずである。しかし実際の測定では、帰属家賃には帰属地代分を含んでいると考えられる(荒井 2005)。生産の境界を拡張すれば、市場における土地賃貸業を明示的に扱うとともに、土地所有者としての家計の帰属地代を分離して計上すること、あるいはそれを帰属家賃の内数として含むことは正当化される。

土地の賃貸を生産として扱うことは概念的には大きな改訂であるけれども、一国集計値としての現行の GDP に対しては基本的に影響を与えないことは重要である。地代による所得は、すでにどこかの経済主体の営業余剰に含まれている。求められる改訂はその部門間配分を変えるものであり、産業連関表における資産の所有主体とそのサービスへの対価を各主体において整合させることができる。現行の SNA では無形非生産資産とされる特許権や著作権の使用料も、有形非生産資産である土地と同様に生産活動であるとはみなされない。非生産資産の賃貸が生産であるとみなされるのであれば、これらの無形資産についても整合的な描写が可能となる。

## 2 土地の数量と価格

SNA では、資産の境界(asset boundary)を決定する重要な要素は所有基準(ownership criteria)である。そこで資産とは、何らかの経済主体に所有され、その所有か利用によってひとつの会計期間を超えて経済的便益をもたらすものとして定義される(SNA paragraph 1.26)<sup>9)</sup>。資産は、非金融資産と金融資産に大別されるが、非金融資産のうちに、生産資産(AN.1)と非生産資産(AN.2)という区分を持つ。土地と固定資産の賃貸の間にある生産の境界は、それぞれの資産の定義と対応している。1993 SNA において、固定資産は生産資産(produced asset)であるのに対し、土地は非生産資産として定義される。ここでは非生産資産としての位置づけを明確にしたうえで、土地の数量と価格の分離について考察したい。

SNA において、土地の価値の増大に寄与する土地改良活動は、土地の取引そのものとは分離されて総固定資本形成(gross fixed capital formation)として計上される<sup>10)</sup>。これによってフロー量としては土地の取引は生産勘定から完全に除かれるが、一方、SNA におけるストックとしての土地(AN.211)には、その改良分が土地自体と物理的に切り分けできないことから土地改良を含むものとして定義される。土地ストックは生産資産とは分離されるものの、生産活動によって付加された価値を含んで定義されることになる。もしそうであれば、土地についても部分的には減価償却(固定資本減耗)を計上しなければならない。しかし、現行の SNA では減価償却は行なわれていない。

これは土地が非生産資産であるという位置づけを不明確にするものであり、野村(2004)でのストック推計では土地改良自体を生産資産として土地とは分離して測定を行なっている。実際、2008年に予定されている SNA の改訂(1993 SNA Revision 1)においても、土地改良の土地資産からの分離が検討されており、土

地は純粋に非生産資産（よって非償却資産）としての位置づけに改訂されることが予定されている<sup>11)</sup>。同時に生産資産としての土地改良には、正しく減価償却が発生する。

土地改良が人間の手（労働）による価値の向上であるとして分別したとき、非生産資産としての土地をより明確に識別できる。しかし、そのときにおいても土地は自然の贈り物であり、真に non-produced であろうか。19世紀の英国の経済学者によるひとつの伝統的な見方は、土地にはその改良などとは違う、場所や立地 (situation) という複製できない (unduplicatable) 価値が存在するというものである。これは現在でも経験的に説得力を持ちうるであろう。これに対して、Fetter (1900) や Cannan (1930) は、立地の価値はその土地の上にあるいは近隣に生産された鉄道・道路、商業活動などの結果であり、まったく人間の創造物であるとした。さらに Cannan は、すべての資産において厳密に複製されうるものはなく、また非生産資産であることの根拠としてそれを求める必要もないとして、その根拠としての土地の複製不可能性を否定する。もはや土地は生産資産であることを主張するものである。

土地の数量と価格について考察しよう。いま個々の土地は、それぞれ地域や地目などの属性別に定義されているとしよう。その属性を  $i$  として、個々の土地の名目価値を  $V_i$  とすれば、それを  $V_i = P_i A_i Q_i$  のように（単位面積当たりの）価格指数  $P_i$  と数量（面積） $A_i$  および品質  $Q_i$  に分解して考えることができる。個々の土地は品質  $Q_i$  が異なるが、ここでは、

$$V_i = P^* A_i \quad (1)$$

あるいは

$$V_i = P_i A_i^* \quad (2)$$

という数量と価格の分離に対する2つの見方を与えることができる。経験的には明らかなように、外部性としてのさまざまな価値は土地に反映される。その価値を含んだ価格によって地価を定義したものが(1)式の  $P^*(=P_i Q_i)$  である。

実際に各種統計調査で測定される地価は  $P^*$  による定義であり、Kanemoto (1988) や肥田野 (1997) でのミクロ的な分析においても土地の量を面積  $A_i$  で定義したもとの経済モデルや地価のヘドニック関数が構築されている。

もうひとつの見方は、土地が受ける外部性は土地の品質調整済みの数量 (quality-adjusted quantity)  $A_i^*(=A_i Q_i)$  に反映されるとした定義の(2)式である。この見方は価格統計や生産性分析などで通常想定されており、固定資産に関しても(2)式がその基本である (野村 2004)。たとえば、コンピュータの数量は台数といった物量単位ではなく、その品質向上を数量として評価した効率単位 (efficiency unit) によって定義される。資本は技術を体化し、その体化された技術は資本の量が増加したように (capital augmenting) に扱われる。そのとき、価格もまたそのうちに品質向上を含まない純粋な価格 (quality-adjusted price) として定義できるから、物価統計においても(2)式で定義される  $P_i$  が望ましい。

このような整理を行えば、上述の非生産資産としての土地に関する伝統的な見方は(1)式の数量・価格定義に、Fetter や Cannan などの土地観は(2)式の定義に対応するであろう。社会会計の体系においてどちらが望ましいだろうか。

いま生産性分析における投入量を KLEM として表記しよう。米国での Jorgenson, Ho and Stiroh (2005) あるいはわが国での Jorgenson and Nomura (2005) では、資本 (固定資本)  $K$ 、エネルギー  $E$ 、原材料  $M$  については基本的に(2)式による定義によって測定されている。一方、労働投入量  $L$  は(1)式である。日米両国での生産性の測定において、労働投入量は性、学歴、就業形態、年齢、産業といった cross-classified された属性において捉えられる。それぞれの属性の労働サービスの限界生産力に相違は存在するし、それは時系列的にもそれぞれ変動しうるが、ひとつの属性の労働投入量に質的な向上はないと仮定される。実際の労働者

はOJTや教育・訓練によって質的な向上が見込まれるであろう。しかし、それは自然単位であるように扱われる。

労働と資本の測定におけるひとつの相違は、労働はサービス量が測定され、そのストック量は測定されない（通常の場合それを測定する必要はない）のに対し、資本は多くが自己所有されることからストックが測定され、そのサービスは直接的には観察されないことである。しかし、ともにひとつの会計期間を超えて生産活動にサービスを提供するという意味で、耐用的（durable）である。もし労働サービスにおいて教育・訓練によって質的向上があつてそれが将来の生産性にも影響をもたらすとすれば、それらの活動自体は現在および過去の生産であるから、労働も部分的に生産物あるいは生産資産として扱われ、そこには減価償却を伴う。また、教育・訓練にかかる費用は期中のコスト（EM）として投入されるから、KLEMのように労働を分離（弱分離可能性の定理）して扱うことが困難になる。よつて労働サービスにおいては(1)式の定義が望ましいとすれば、実際に存在するひとつの労働属性内における質的向上は、KLEM投入要素によって説明されえない残差としてのTFPに含まれて測定される。

生産要素としての土地は、この意味で労働投入に類似的である。もしFetterやCannanのように土地を（その改良分を分離してもなお）生産資産としてみるのであれば、そこには減価償却を計上しなければならないし、その評価は当該部門のみならず、他の経済主体の資本投入量に依存する。ひとつの概念として“生産資産としての土地”は想定されうるものの、その測定においては生産活動からは分離し、品質の異なる個々の属性の土地は面積という自然単位で定義されるべきであろう。非生産資産として、それぞれの属性の土地は増加的に扱われないという意味で、生産資産である固定資本とは異なつた扱いとなる。そのとき、土地の受ける外部性はTFPの向上として測定される。

### 3 土地ストックの集計量：配分変化と非生産資産の識別

個々の土地を非生産資産として捉え、時系列的な生産力の変化は土地の数量に反映されないとしよう。いま国土のすべては所有されており（よつて資産であり）、もし領土の変化や埋め立てなどを除いたとすれば、一国全体の土地ストックの集計量もまた時系列的に一定であるとみなされるべきであろうか。

(1)式での土地の数量 $A_t$ において、単純に和集計した土地 $S(=\sum_i A_i)$ は面積として時系列的に一定である。しかし、属性の相違によつてはそれぞれの土地の品質は異なつていてと考えれば、単純に集計できない。土地の集計関数 $A=f(A_i)$ を想定して、 $A_t$ の成長率をDivisia指数によつて次のように定義しよう。

$$G(A)=\sum_i w_i G(A_i) \quad (3)$$

ここで $w_i$ は属性 $i$ の名目金額シェア( $V_i/\sum_i V_i$ )、 $G(A)$ は成長率 $(dA/dt)/A$ を示す。

$$Q=A/S \quad (4)$$

として土地の品質を集計量において $Q$ として定義しよう。その成長率 $G(Q)$ は、

$$G(Q)=G(A)-G(S)=\sum_i w_i (1-P_s/P_i)G(A_i) \quad (5)$$

と表される。ここで $P_s$ は平均地価( $\sum_i V_i/S$ )である。ここでの単純化のように土地の集計値 $S$ は不変であるとするれば、土地の集計品質指数とDivisia集計量による土地の数量指数は一致する( $G(Q)=G(A)$ )。また属性間で地価（限界生産力）が等しいとすれば集計品質は不変である。しかし土地の集計面積が不変であったとしても、たとえば商業地の地価が平均地価を上回つていて、（そこに土地改良を必要としないとして）農用地から商業地へと属性の変更があつたとすれば、集計品質 $Q$ の成長率は正となる。このように限界生産力の異なる土地を想定すれば、生産力の高い土地への属性の変更は土地の集計量を増加させるとみなされる。

$A_1$ の定義のためには、生産活動に依存しない属性分類が必要である。そこで特に地域属性は重要であろう。(5)式を一国集計値ではなく、ある主体の土地ストックであるとしよう。その産業内で地価が $P_s$ である土地にあった工場のひとつがより土地の生産力の高い地域へ移動したとしても、そのとき面積が移動の前後で不変であればその主体の $S$ は一定である。しかし、増加した地域での土地は $P_1 > P_s$ であるから、産業における土地ストック量は増加するとみなされる。その一方、一国集計値としてみれば別の経済主体が逆に売買しているから、地域間移動は相殺される方向に向かう。

ストック勘定において求められるもうひとつの重要な改訂は、非生産資産のうち生産要素としての内数を識別することである。実際に国内における土地はすべて所有されているとすれば、それは資産として定義される。しかし、それが(土地の賃貸を含む)生産活動を行なう主体によって所有されていないのであれば、それは生産要素であるとはみなされない。有形・無形の非生産資産に対して、その内数として“生産要素としての非生産資産”を区分する必要がある。それは経済成長に伴って、時系列的に増加する傾向にあるだろう。その意味でも生産要素としての土地の投入量は、集計値では増加することになる。

#### 4 結びとして

非生産資産としての定義は、それ自体が生産要素でないことを意味するものではない。本稿では、現行のSNA勧告と実際の測定における不整合を検討し、(非金融資産のうち)生産要素としての非生産資産を描写するための国民経済計算体系の拡張を論じてきた。整合ある体系のためには生産勘定およびストック勘定において、①生産要素としての非生産資産の賃貸を生産活動とする生産の境界を拡張すること、②非生産資産のストックのうち生産要素である内数を識別すること、この2点の改訂が検討される

べきであると提案している。

資本の測定における研究の蓄積は、現在、国民経済計算の体系の拡張を迫り、2008年の1993 SNA Rev.1では資本の使用者コストについても大きな改訂が予定されている(Diewert, Harrison and Schreyer 2004)。現行では、労働サービス(雇用者)に対する雇用者報酬という対価に対して、資本サービスで明示的に計上される対価は固定資本減耗のみである。非生産資産として定義される土地には、それが存在しない。しかし、資本のユーザーコストはその所有における機会費用を含むものであるから、生産勘定の付加価値項目において現在の営業余剰から内数として計上することが提案されている。そのとき、非償却資産である土地の資本コストを計上することができる。このためには、現在の測定における経済主体間の不整合を取り除くよう、生産の境界と資産概念のさらなる明確化が求められよう。

#### 注

- 1) 19世紀から20世紀初頭にかけての経済理論における、生産要素およびその所得に関するサーベイはWarburton (1928) に詳しい。
- 2) この見方に対し、土地の特殊性を強調する議論はBrown (1929) やGaffney (1994) にある。
- 3) 土地を除いた全要素生産性の分析例は枚挙に暇がないが、OECDのMulti-factor Productivityでも土地は生産要素として除外されている。一方、米国BLS(労働統計局)のMFPでは土地を含む。
- 4) 産業連関表における部門としては、「不動産賃貸業」(2002年改訂日本標準産業分類小分類691)は、その細分類である「土地賃貸業」(6912)を除いて定義され、それはどこにも含まれない。
- 5) 「不動産賃貸業」および「住宅賃貸料」での賃料に関する一次統計(『不動産白書』(株式会社生駒データシステムサービス)および『住宅・土地統計調査報告』(総務省))では、とくに調査する賃料の内訳として地代に関する詳細は定められていないが、もし現実に含まれているとすれば③に相応し、分離されているケースがあれば②に相応する。実際の測定として、不動産の賃貸業の生産額に地代を含んでいることは、わが国の産業連関表の固有の問題ではない。
- 6) わが国の国民経済計算(内閣府経済社会総合研究所)の測定値は基本的には産業連関表(基本表)に依存しているから、ここで指摘する問題は同じであ

- る。なお実際の測定では、②よりも③のケースが多いと考えられるので、現行では使用者主義による土地の格付けを行なうほうがより大きなバイアスを持つであろう。
- 7) ここでは TFP のような、資本・土地を投入要素として含む生産性指標を想定している。土地の計上主体において不整合を残していても、労働生産性は中立的な指標を与える。一方、雇用者・就業者定義による労働生産性は、労働者派遣や請負の変化によって中立的な指標とはならず、TFP においては基本的にその影響を受けない。
- 8) このような定義によっては、第一次所得の配分勘定として、制度部門間の配分のみならず、産業間配分が描写されるべきであろう。
- 9) よって SNA における資産には、ほとんど自生しているだけの森林なども所有権が確立されているのであれば資産の内側にあり、大気などはその外側にある。
- 10) わが国の国民経済計算では、基礎資料の制約により土地取引は居住者間でのみ行なわれるとしているから、国内部門の土地購入（純）の合計は常にゼロである。
- 11) Update of the 1993 SNA, Progress Report by the Project Manager to the Inter-Secretariat Working Group on National Accounts, September 2005. を参照されたい (URL は <http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/AEG/report280905.pdf>)。実際の測定においては、面積は捕捉できるものの、土地改良による価値を含まない価格を直接に測定することはどの時点においても困難である。

#### 参考文献

- Böhm-Bawerk, E. von (1891) *The Positive Theory of Capital* (translated by William A. Smart), Mac-Millan and Co..
- Brown, H. G. (1929) "Capital Valuation and the 'Psychological School'," *American Economic Review*, Vol.19, No.3, pp.357-362.
- Cannon, E. (1930) "Land and Capital," *American Economic Review*, Vol.20, No.1, pp.78-79.
- Diewert, E. W., A. Harrison and P. Schreyer (2004) Cost of Capital Services in the Production Account.
- Diewert, E. W. and D. A. Lawrence (2000) "Progress in Measuring the Price and Quantity of Capital," Lawrence, J. L. (eds.) *Econometrics and the Cost of Capital: Essays in Honor of Dale W. Jorgenson*, The MIT Press, Chapter 11, pp.273-326.
- Fetter, F. A. (1900) "Recent Discussion of the Capital Concept," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 15 (in Frank Fetter, *Capital, Interest, and Rent: Essays in the Theory of Distribution*, Sheed Andrews and McMeel, Inc. 1977).
- Fisher, I. (1896) "What is Capital?," *Economic Journal*, Vol.6, No.24, pp.509-534.

- Gaffney, M. (1994) "Land as a Distinctive Factor of Production," Nicolaus, T. (eds.) *Land and Taxation*, Shephard-Walwyn Ltd., pp.39-102.
- Jorgenson, D. W., M. S. Ho, and K. J. Stiroh (2005) *Information Technology and the American Growth Resurgence*, The MIT Press.
- Jorgenson, D. W. and J. S. Landefeld (2005) "Blueprint for Expanded and Integrated U.S. National Accounts: Review, Assessment, and Next Steps," in D.W. Jorgenson, J.S. Landefeld, and W.D. Nordhaus, (eds.) *A New Architecture for the U.S. National Accounts*, Chicago, University of Chicago Press.
- Jorgenson, D. W. and K. Nomura (2005) "The Industry Origins of Japanese Economic Growth," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.19, No.4, pp.482-542.
- Kanemoto, Y. (1988) "Hedonic Prices and the Benefits of Public Projects," *Econometrica*, Vol.56, No. 4, pp.981-989.
- United Nations (1993) *System of National Accounts 1993*, New York, United Nations, November.
- Warburton, C. (1928) "Economic Terminology: Factors of Production and Distributive Shares," *American Economic Review*, Vol.18, No.1, pp.65-74.
- 荒井晴仁 (2005) 「国民経済計算における持ち家の帰属家賃推計について」ESRI Discussion Paper, No.141.
- 野村浩二 (2004) 『資本の測定——日本経済の資本深化と生産性』慶應義塾大学出版会。
- 肥田野登 (1997) 『環境と社会資本の経済評価——ヘドニック・アプローチの理論と実際』勁草書房。

# 政府統計における 持ち家の帰属家賃について

荒井晴仁

## はじめに

持ち家、貸家を問わず、居住者は資本ストックである住宅が提供するサービスを消費している。このうち、貸家のサービスは、対価として支払われる家賃でその貨幣価値を測定することができる。これに対して実際に家賃支払いのない持ち家のサービスは、同等の貸家に対して市場で成立する家賃で評価することができる。これが、持ち家の帰属家賃 (imputed rent) である<sup>1)</sup>。

平成15年住宅・土地統計調査によれば、持ち家住宅総数は2867万戸 (持ち家住宅率は61.2%<sup>2)</sup>) に上り、国民経済計算 (SNA) における持ち家の帰属家賃は平成16年度に約45兆円と、家計最終消費支出の2割弱、名目GDPの約1割を占めている。

ところが、持ち家の帰属家賃は、実際の家賃データが存在しない、みなし計算に拠る推計項目であり、推計の基本的な考え方は国際連合等のSNA マニュアル<sup>3)</sup>に依拠しているとはいえ、計数は具体的な推計方法に大きく依存している。

事実、昨年末に行なわれたわが国のSNAの基準改定では、推計方法の変更を反映して、持ち家の帰属家賃の計数が数兆円単位で下方改定された。

また、国民経済計算 (内閣府) だけでなく、県民経済計算 (内閣府)、産業連関表 (総務省)、全国消費実態調査 (総務省) でも持ち家の帰属家賃の推計が行なわれているが、これら

の統計の持ち家の帰属家賃の計数は、数兆～数十兆円の幅で異なっている。

統計利用者にとって、統計データが担当省庁によってバラバラであることは決して好ましいことではない。昨年末のSNAの基準改定は、政府統計の整合性の確保に向けた一歩として評価できるが、政府統計にはなお解決すべき課題が残されている。

本稿では、こうした問題意識のもと、持ち家の帰属家賃の推計を行なっている4つの政府統計のほか、関連する先行研究を比較・検討し、推計方法の違いによって結果に巨額の乖離が生じる理由を明らかにするとともに、政府統計のさらなる改善方策を検討する。

## 1 政府統計の比較

まず、持ち家の帰属家賃の推計を行なっている政府統計として、①国民経済計算、②県民経済計算、③産業連関表、④全国消費実態調査を比較する (比較を容易にするため、データの参照年は最新年ではなく、平成12年あるいはそれに近い年とする)。

### 国民経済計算

国民経済計算では、支出系列である家計最終消費の内訳として「持ち家の帰属家賃」が掲載されている。

持ち家の帰属家賃の推計方法は、昨年末の基準改定で変更されたが、変更前の推計式は、単純に、「持ち家の総床面積 (㎡) × 貸家の単位家

賃（円/㎡）」であり、平成12年の推計値は49.9兆円であった。

改定後は、持ち家、貸家それぞれを属性によって、①所在地（都道府県別）、②構造（木造/非木造）、③建築時期（7区分）に区分した上で、区分ごとに「持ち家の総床面積（㎡）×貸家の単位家賃（円/㎡）」を計算し、その総和として帰属家賃総額を求めている<sup>4)</sup>。この新方式による平成12年の推計値は42.8兆円である。

すなわち、住宅の属性を考慮することで、帰属家賃の推計値は7兆円（平成12年）減少した<sup>5)</sup>。

国民経済計算における持ち家の帰属家賃の推計に用いられる基礎統計は「住宅・土地統計調査」（総務省、5年ごと）であり、ほか、補間・補外推計に「建設着工統計」、「建築物滅失統計」（いずれも国土交通省）、「消費者物価指数」（総務省）が用いられている<sup>6)</sup>。

### 県民経済計算

県民経済計算では、支出系列に持ち家の帰属家賃は掲載されていないが、県民所得（実額）の表に、「企業所得（法人企業の分配所得受払後）」の内訳として「持ち家」が掲載されている。平成12年度の持ち家の企業所得の推計値は21.1兆円（全県計）である（県民経済計算は年度統計であって暦年値は得られない）。

ここで、持ち家の「企業所得」とは、持ち家の所有者が不動産賃貸業を営んでいると擬制した場合の所得をいい、収入である持ち家の帰属家賃から、諸経費である中間投入（修繕等）、固定資本減耗、純間接税（固定資産税等）、住宅ローン支払利子および支払地代を控除したものである。持ち家の帰属家賃に比べて持ち家の企業所得が大幅に少ないのは、これらの控除項目が金額的に大きいためで、なかでも、定率法で計算される固定資本減耗、次いで住宅ローン支払利子が大きい<sup>7)</sup>。

これに対応する国民経済計算の計数としては、「国民所得・国民可処分所得の分配」の表に

(荒井氏写真)

あらい・はるひと  
1949年東京都生まれ。東京大学理学部卒業。東京大学理系大学院修士課程修了（数学専門課程）。前内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官兼経済社会統計整備推進室長。現在、国立国会図書館調査及び立法考査局専門調査員。

「企業所得（法人企業の分配所得受払後）」の内訳として「持ち家」が掲載されている。平成12年度の推計値は24.2兆円（基準改定前）、19.0兆円（基準改定後）である。

すなわち、基準改定前の国民経済計算の計数（24.2兆円）は、県民経済計算の計数（21.1兆円）を3.1兆円上回っていた。これは、基準改定前の国民経済計算が、大都市圏に偏在している貸家の平均単位家賃を用いて、持ち家の家賃を評価していたためである。

内閣府は、同じ内閣府が公表する統計で計数が異なるのは不自然との指摘もあって国民経済計算の推計方法を変更したが、住宅属性の区分を所在地（都道府県別）だけでなく、構造や建築時期まで踏み込んで行なったことで、基準改定後は、国民経済計算の計数（19.0兆円）が県民経済計算による計数（21.1兆円）を逆に2.1兆円下回っている。

今後、県民経済計算において、改定後の国民経済計算と同様に、構造、建築時期による区分が採用されれば、国民経済計算と県民経済計算の計数の違いは縮小することが期待される。

### 産業連関表

平成12年産業連関表に掲載されている「住宅賃貸料（帰属家賃）」は、44.0兆円である。産業連関表の帰属家賃は給与住宅差額家賃を含んでいる点で、他統計とは完全には比較できないが、国民経済計算による平成12年の持ち家の帰属家賃（基準改定前49.9兆円、基準改定後42.8兆円）は、基準改定前は産業連関表より大きかったものが、基準改定後は産業連関表との差が

ほぼ解消されている。

産業連関表の帰属家賃の推計（国土交通省が担当）は、所在地（都道府県別）による区分は行っていないものの、住宅を建て方別（一戸建て・長屋建・共同住宅・その他）に区分しており、区分ごとに「持ち家戸数（戸）×民営家賃月額（円/戸）」を計算した上で、面積・建築時期等の補正を加え、その総和として帰属家賃総額を求めている<sup>8)</sup>。

住宅の属性を、建て方、とくに持ち家の主流である戸建てと貸家の主流である共同建てで区分して推計を行なっていることが、基準改定前の国民経済計算にみられたような過大評価を防ぐ効果をもっていると考えられる。

### 全国消費実態調査

平成11年全国消費実態調査による持ち家の帰属家賃は、世帯当たり7万9193円で、これに平成10年住宅・土地統計調査による持ち家住宅総数（2626万8000戸）と1年=12カ月を乗じて年間の帰属家賃総額を概算すると、25.0兆円になる（ここで、空き家の存在は無視）。これは基準改定後の国民経済計算（42.8兆円）や平成12年産業連関表（44.0兆円）の計数と比較して、20兆円近く小さい<sup>9)</sup>。

全国消費実態調査による持ち家の帰属家賃の推計方法の特徴は、ヘドニック回帰を使用していることである。

平成11年全国消費実態調査では、平成10年10月に実施された住宅・土地統計調査の民営借家（設備専用）の個票を用い、全国を、①東京都、②関東3県（埼玉県、千葉県、神奈川県）、③関西3府県（京都府、大阪府、兵庫県）、④その他の道県、の4ブロックに分けたうえで、ブロックごとに、家賃を被説明変数とし、地域区分、住宅の構造、浴室の有無、水洗便所の有無、建築時期および住宅の延べ面積を説明変数とした回帰式を仮定し、最小二乗法により係数を決定している<sup>10)</sup>。

$$\ln y(i) = a_i + \sum_j b_{ij} x_j + c_i \ln S$$

i：各ブロック

y：家賃

x<sub>j</sub>：地域区分および住宅の属性（住宅の構造など）を表すダミー変数

S：延べ面積（m<sup>2</sup>）

a<sub>i</sub>, b<sub>ij</sub>, c<sub>i</sub>：係数

同調査の家賃（世帯当たり、月額）を延べ床面積で除して単位家賃（円/m<sup>2</sup>）を計算すると、持ち家は597円/m<sup>2</sup>、民営借家・借間（設備専用）は1194円/m<sup>2</sup>と、前者は後者の半分に過ぎない。

しかし、家賃の高い「①東京都」に民営借家・借間世帯が多く、家賃の安い「④その他地域」に持ち家世帯が多いことを考えれば、平均的にみて持ち家の単位家賃が借家・借間より低いことはとくに不思議ではなく、これから、ただちに全国消費実態調査の持ち家の帰属家賃が過小であるとは言えない。

## 2 帰属家賃に関する先行研究

政府統計以外に、いくつかの先行研究が、住宅資産の有無による世帯間の所得・資産格差を実証するため、独自に帰属家賃を推計している。

### 橘木・八木論文

橘木・八木（1994）は、1990年日経NEEDS-RADER「金融行動調査」の首都圏を対象とするデータを用い、収益還元地価が成立することを仮定して、土地評価額から帰属家賃（「NEEDS-RADER 帰属家賃」）を計算している。

橘木・八木（1994）は、これを、1989年全国消費実態調査の個票を東京圏、持ち家世帯に限って集計した帰属家賃（「1989年全国消費実態調査帰属家賃」）と比較した場合、「1989年全国消費実態調査帰属家賃」が「NEEDS-RADER 帰属家賃」より大幅に低いことを指摘し、（全国消費実態調査の帰属家賃が）「過小に推定されている嫌いがある」、（全国消費実態調査が示すように）「代表的持ち家世帯の家屋を東京圏

で月8万円で借りることができるとは考えられず、むしろ本稿（筆者注：橘木・八木論文を指す）の帰属家賃の値のほうが実勢を反映していると判断できよう」と述べている。

### 高山・有田論文

高山・有田（1995）は、1988（昭和63）年住宅統計調査の個票を用いて、土地評価額および減価償却後の住宅価格を説明変数とした単位家賃関数を計測し、これから、1989年における帰属家賃を世帯主の年齢階層別に推計している。

高山・有田（1995）は、これを総務庁（当時）推計（全国消費実態調査）と比較し、総務庁推計による1989年の持ち家の帰属家賃年額（全国、普通世帯で平均値76.1万円、中央値68.8万円）が、高山・有田（1995）推計の55～60%に過ぎないことを指摘している。

これらの先行研究は、それぞれの独自推計に比べ、全国消費実態調査の持ち家の帰属家賃が過小である可能性を示唆する一方、推計結果になぜ大幅な違いが生じるかについては必ずしも明らかにしていない。

## 3 家賃関数の形状に関する知見

2000年3月の定期借家権制度導入の是非をめぐる論争のなかで、計量経済学的手法を用いて借地借家法の効果を定量的に把握する試みが行なわれ、家賃関数の形状に知見が加わった。

この論争では、借地借家法が良質な貸家の供給を制約しているとすれば、良質な貸家の家賃は割高になる、すなわち、面積当たりの単位家賃は貸家の規模が大きいほど高くなることが主張された。ところが、観察されるデータでは、しばしば、面積当たりの単位家賃は貸家の規模が大きいほど逆に安くなる傾向がある。

### 八田・赤井論文

八田・赤井（1995）は、『週刊住宅情報』（リクルート）No.21（1994年6月1日号）にある関西圏全域の情報のうち、都市内への通勤時間

が計測しやすい大阪・北摂地域のデータを用い、通勤時間と築年数をコントロールすれば、50㎡以上の住宅については、床面積の増大とともに単位家賃が上昇することを示している。

さらに、八田・赤井（1996）は、通勤時間と築年数に加え、住宅建設における固定費の存在を考慮することにより、50㎡未満を含む全サンプルについて、床面積の増大とともに単位家賃が上昇することを示している。

八田・赤井（1996）の主張では、便利な場所では単位家賃が高いが、こうした場所に小規模の貸家が多く分布することによって、住宅規模が小さいほうが単位家賃が高い、逆に言えば、住宅規模が大きいほうが単位家賃が低いという関係が観察され、単位家賃は住宅規模に関して右下がりになる。また、住宅建築に、トイレ、風呂など、住宅規模を問わず必要とされる固定的な設備費が存在することも、単位家賃が規模に関して右下がりになる原因となる。しかし、これらの属性をコントロールすれば、単位家賃は規模に関して右上がりであり、そこに借地借家法による良質な貸家の供給抑制効果が現れていることになる。

### 大竹・山鹿論文

大竹・山鹿（2001）は、定期借家制度導入直後の6カ月間におけるリクルートの個票データを用い、東京都内の賃貸住宅を対象に、定期借家制度の効果を検証している。

大竹・山鹿（2001）が一般借家と定期借家のデータをプールした家賃関数を加重最小二乗法で推定した結果、一般借家についての家賃の床面積弾力性は、全サンプルでは1を下回るが、サンプルを住宅規模で分けると、51㎡未満では1を大きく下回る一方、51㎡以上では1を上回ることが示されている。

なお、大竹・山鹿（2001）の主たる関心の対象である定期借家については、51㎡未満では定期借家と一般借家の間に有意な差は見出せないが、51㎡以上では、1%水準で有意に定期借家

図1 一借家規模別単位家賃  
(円/m<sup>2</sup>)

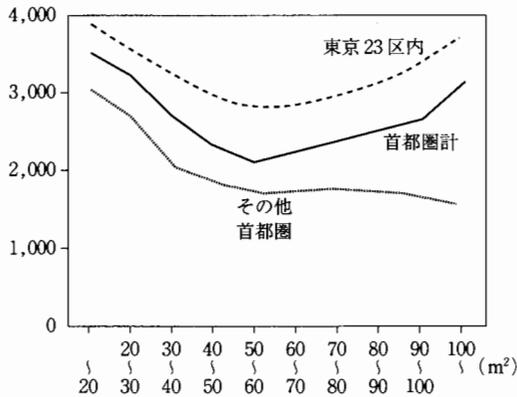
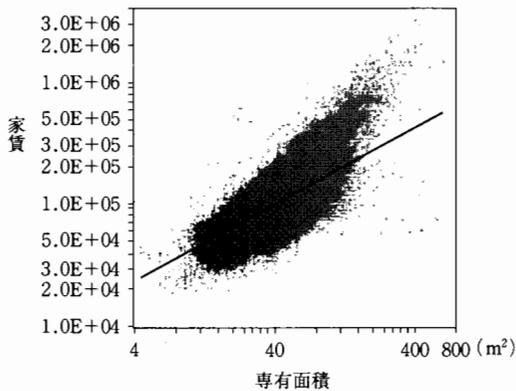


図2 家賃関数 (首都圏計)  
(円)



のほうが家賃の床面積弾力性が低く、定期借家の家賃の床面積弾力性がほぼ1であることが示されている。

#### 4 地域区分・地域ダミーの効果

帰属家賃および家賃関数に関する上記の先行研究は、全国消費実態調査のヘドニック回帰における住宅属性のコントロールが必ずしも適切でなく、(過度に)右下がりの単位家賃関数が計測されている可能性を示唆している<sup>11)</sup>。

そこで、本稿では、首都圏を対象とする約20万件のリクルートの賃貸物件情報<sup>12)</sup>を用いて実際に家賃関数を計測し、全国消費実態調査のヘドニック回帰で用いられているような地域区分・地域ダミーの効果を検証する。

図1は、約20万件の物件の単位家賃((家

賃+管理費)/専有面積)を10m<sup>2</sup>単位で専有面積別に集計したものである。

図には、専有面積50~60m<sup>2</sup>あたりで屈折するU字型(首都圏計および東京23区内)あるいはL字型(その他首都圏)の単位家賃曲線が描かれている。

これは、一定規模までは単位家賃は規模に関して右下がりであるが、それを超えると右上がりであるという家賃関数に関する知見と整合している。

#### 地域区分の効果

次に、この約20万件のサンプルを用いて、全国消費実態調査で用いられているような両対数線形の家賃関数を最小二乗法で推定する(図2)(計量分析ソフトはE-Viewsを使用)。

両対数目盛りの散布図中に引かれた直線が、推定された家賃関数である。家賃関数の傾きは0.6と1を下回り(表1①式)、単位家賃は規模が大きくなるほど低くなることを示している。しかし、図2では、同時に、この家賃関数が比較的規模の大きい借家の家賃を過小評価していることが明確に示されている。

次に、サンプルを東京23区内とそれ以外の「その他首都圏」に分けて家賃関数を推計すると、東京23区内についての家賃関数の傾きは若干上昇して0.8と、1に近くなるが、「その他首都圏」については0.5と、逆に低くなる(表1②③式)。

「その他首都圏」の家賃関数の傾きが1を下回っていることは、小規模賃貸物件が集中する東京23区内を除外して「その他首都圏」でも、例えば県庁所在地に小規模賃貸物件が集中することによって、家賃は規模が小さいほど割高で、規模が大きいのほど割安であるという関係が観察されることを示している。

ここで、「その他首都圏」の家賃関数の傾きが首都圏計より小さいことが注目される。

このことは、地域区分を細分化しても、細分化したそれぞれの地域内で小規模借家が利便性

表1 一家賃関数の計測結果(1)

①首都圏計
$\text{Ln}(\text{家賃}) = 9.15851 + 0.63808 \text{Ln}(\text{面積})$
(1843.2) (458.41)
Adjusted R-squared : 0.51666
②東京23区内
$\text{Ln}(\text{家賃}) = 8.78028 + 0.80198 \text{Ln}(\text{面積})$
(1707.4) (548.36)
Adjusted R-squared : 0.74646
③その他首都圏
$\text{Ln}(\text{家賃}) = 9.33696 + 0.53080 \text{Ln}(\text{面積})$
(1731.3) (356.94)
Adjusted R-squared : 0.57427

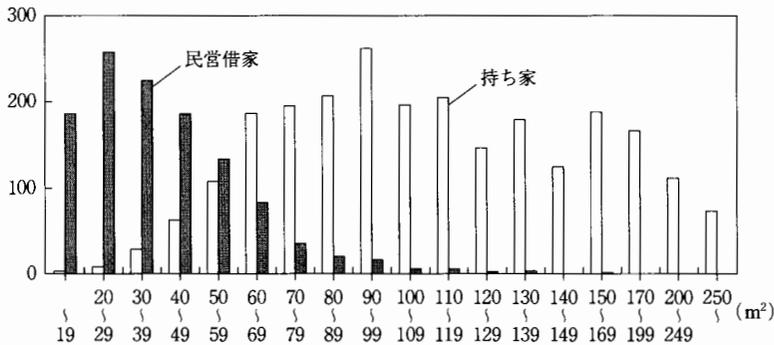
注) ( ) 内はt値。

表2 一家賃関数の計測結果(2)

$\text{Ln}(\text{家賃})$
$= 8.7908$
(2204.2)
$+ 0.40380(\text{東京23区内ダミー})$
(360.43)
$+ 0.68277 \text{Ln}(\text{専有面積})$
(628.02)
Adjusted R-squared : 0.70897

注) ( ) 内はt値。

図3 貸家と持ち家の規模別分布  
(万戸)



の高い場所に集中することにより、家賃関数が比較的規模の大きい貸家の家賃を過小評価する傾向が改善されず、逆にひどくなる可能性があることを示している。

地域ダミーの効果

全国消費実態調査では、全国を4ブロックに区分するとともに、各ブロック内の地域区分を表すダミー変数を採用することで、地域差を詳細に考慮している。

地域ダミーの効果を検証するため、本稿のデータで、東京23区内ダミーを採用したプール推計を行なうと、東京23区内、「その他首都圏」に共通した家賃関数の傾きは0.7と、地域を区分しない首都圏計についての0.6より若干高まるが、依然、1を下回る(表2)。

ここで、両対数線形の家賃関数で地域ダミー

を使用することは、地域間に定数倍の家賃格差が存在することを仮定していることに等しいが、図1に示されるように、東京23区内と「その他首都圏」の間の家賃格差は、住宅規模が大きいほど大きい。

貸家と持ち家の分布の違い

以上の検証から、地域区分・地域ダミーを採用しただけでは、住宅の立地属性のコントロールは必ずしも十分でなく、規模が大きくなるほど割安になる家賃関数が計測されて、比較的規模の大きい貸家の家賃が過小評価される可能性があることがわかる。

このことは、家賃関数を用いて持ち家の帰属家賃を推計する上での、重大な欠点となり得る。

平成10年住宅・土地統計調査で、貸家・貸間と持ち家の規模別分布を比較すると、借家・借

間は、持ち家としてはほとんど存在しない小規模物件が主体である（図3）（なお、図2でこれほどの分布の偏が見えにくいのは、図2が平面分布図であるため、図2においても、小規模物件の密度は極めて濃い）。

したがって、小規模物件を主体とする家賃データで計測した家賃関数を規模の大きい持ち家に適用すると、持ち家の帰属家賃は大幅に過小評価される可能性がある。

橋木・八木（1994）、高山・有田（1995）の研究を振り返ると、両研究は、家賃を資産収益ととらえ、帰属家賃の推計で、土地評価額等を説明変数に採用している。家賃の決定要因である利便性、周辺環境などの立地条件が当該物件の資産価格に総合的に反映されていると考えれば、これらの先行研究は、個別性が高く、客観的な把握が難しい住宅の立地条件を、資産価格を鍵としてコントロールしており、これが、全国消費実態調査との違いをもたらしているといえる。もちろん、地価バブルの発生・崩壊にみられるように、地価と理論地価（収益還元地価）は大幅に乖離することがあり、立地条件が当該物件の資産価格につねに的確に反映されているわけではない。

## 5 政府統計の推計方法に対する含意

昨年末の国民経済計算の基準改定で、持ち家の帰属家賃を住宅の属性別に計算する方式が採用された結果、国民経済計算と産業連関表の計数の違いはほぼ解消された。しかし、都道府県別の地域区分が最善かについては議論の余地がある。例えば、都道府県だけでなく、政令指定都市とそれ以外でも区分すれば、持ち家の帰属家賃の推計値はさらに少なくなる可能性がある。

産業連関表に関しては、国民経済計算が都道府県別の推計に移行した現在、相互の整合性を確保するために、地域差を考慮した場合、計数にどの程度の影響があるかを検証する必要がある。

上記2点に関連して、国民経済計算、県民経

済計算、産業連関表の整合性を完全に保つには、例えば、住宅属性を都道府県・建て方・建築構造・建築時期等で細分して推計することが考えられる。しかし、属性を細分化すればするほど、同じ属性の持ち家に対応する貸家のサンプル数が細り、推計結果に大きなブレが生じる危険があることにも注意しなくてはならない。

全国消費実態調査に関しては、本稿が示すように、地域区分・地域ダミーの採用によっては住宅の立地属性が必ずしも十分にはコントロールされておらず、規模が大きいほど割安になる家賃関数が計測され、その結果、持ち家の帰属家賃が過小評価されている可能性がある。

全国消費実態調査の推計が基礎としている住宅・土地統計調査では、住宅の立地属性に関し、「家計を主に支える者の通勤時間」や「交通機関までの距離」が調査されていることから、こうした情報を利用してヘドニック回帰の改善を検討する余地があると考えられる。

## 6 時系列データに関する注意

本稿では、政府統計間で持ち家の帰属家賃の計数が異なる原因を、それぞれの現行の推計方法に基づいて考察したが、統計を時系列で利用する場合は、過去における各統計の推計方法の変更留意する必要がある。

国民経済計算においては、推計方法が変更された場合は、原則として「遡及系列」に反映される。

産業連関表では、最新の推計方法を適用した「接統表」がある。帰属家賃の推計方法は、平成12年表で若干の変更があり、「平成2-7-12年接統産業連関表」による住宅賃貸業の国内生産額は、平成2年について平成2年表より約3兆円、平成7年について平成7年表より約1兆円、それぞれ小さい。

全国消費実態調査では、平成元年調査で変更があり、地域区分が、昭和54年、59年調査の①京浜大都市圏、②京浜以外の3大都市圏、③4大都市圏以外の市町村の3区分から、①東京都、

②関東3県（埼玉県、千葉県、神奈川県）、③関西3府県（京都府、大阪府、兵庫県）、④その他の道県の4区分に変更されたほか、住宅構造による区分数が減らされる一方、「水洗便所の有無」のダミーが加えられ、また、建築時期による区分数が増やされている。

全国消費実態調査による持ち家の帰属家賃は昭和59年調査と平成元年調査の間で大幅に増加しているが、これがどの程度、平成元年調査における推計方法の変更の影響によるものかは明らかでない。

## おわりに

最後に、帰属家賃推計に関して、本稿では論じなかったいくつかの課題を整理しておく。

### (1) 住宅の「質」

貸家の家賃から持ち家の帰属家賃を推計する場合、建て方、建築構造、建築年数では表せない住宅の「質」の違いを考慮する必要がある。

住宅・土地統計調査でみると、持ち家と比べて貸家、とくに木造の民営借家で、相対的に老朽化が目立っている<sup>13)</sup>。この背景には、持ち家と借家では建築材料等に差があることが考えられるが、これに加え、わが国では、借地借家法の下で継続家賃が抑制されていることが、貸家の維持・補修に対するインセンティブを損ねている可能性がある。

これに関して、岩田・山鹿（2004）は、平成10年と15年の「住宅需要実態調査」の個票データを用い、①借地と借家の品質（老朽度）維持は持ち家の品質維持よりも悪くなる、②借地借家法の存在に注目すると、借家の品質はさらに悪化することを実証的に示している。

### (2) 家賃と地代

家賃は、建築物としての住宅が提供するサービスに対する対価であるが、敷地と建物が別々に賃貸契約されている場合を除き、実際に支払われる家賃には、一般に、敷地に対する地代が

含まれる<sup>14)</sup>。ここで、敷地としては、戸建ての場合には庭や車庫も含まれる。

したがって、持ち家の帰属家賃を、同等の貸家に対して市場で成立する家賃で評価すれば、そこには「持ち家の地代」が含まれてくる。

現行の国民経済計算では、地代は、土地の使用者が土地を使用し得た営業余剰から土地所有者に財産所得として支払うものとされている<sup>15)</sup>。しかし、持ち家の地代は、他の経済主体に財産所得として支払われることはないので、持ち家の企業所得がその分膨らむことになる。

生産物ではない土地が付加価値を生むという不都合を回避するには、土地の改良・造成を資本ストックに含め、地代に資本サービスに対する対価が含まれるとするのもひとつの考えではないかと思われるが、これは、国民経済計算体系における土地、地代の扱いに関連する問題として、専門家の議論を期待したい。

### (3) 家賃データ

政府統計で持ち家の帰属家賃の推計に用いられる家賃データは、継続家賃である。借地借家法が継続家賃を抑制する効果をもつとすれば、それを市場家賃とみなして持ち家の帰属家賃の推計に利用することに問題がないわけではない。一方、本稿で利用した新規家賃は、借地借家法で継続家賃が抑制されるために、逆に高く設定される傾向があることが指摘されている。

現状では、継続家賃に替わる包括的な家賃データは利用できないが、将来的には、定期借家権付あるいは法人限定の賃貸データの使用を視野に入れる必要がある。

\*本稿が、政府統計を改善する上での一助となれば幸いです。

## 注

1) このほか、持ち家の帰属家賃を推計する方法としては、資本の使用者費用（user cost）の計測を含む複数の手法がある。詳しくはILO（2004）を参照されたい。

2) 戸数の比率。延べ床面積の持ち家比率は79.7%。

- 3) 93SNA マニュアルでは、「持家居住者によって生産される住宅サービスの産出は、住宅それ自体の規模や質とともに、所在地、近隣の快適さ等のような要素をも考慮して、同じ居住施設に賃借する場合に支払うと考えられる推定家賃によって評価する。同じ計数を家計最終消費支出の下に記録する」とされている（欧州共同体委員会・国際通貨基金・経済協力開発機構・国際連合・世界銀行（1995）上巻、第VI章、パラ6.89）。
- 4) 内閣府経済社会総合研究所「『平成16年度国民経済計算確報及び平成12年基準改定作業結果』利用上の注意について」2005.11.24。（<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/h16-kaku/tyui.pdf>）。
- 5) 基準改訂により、持ち家の帰属家賃の推計値は平成6～15年について6.9～8.5兆円下方修正されている。このことは、この減少の大部分が、推計方法の変更によるものであることを示している。
- 6) 内閣府経済社会総合研究所「93SNA 推計手法解説書（暫定版）」2000.11.15。（<http://www5.cao.go.jp/2000/g/1115g-93sna/93suikei6.pdf>）。
- 7) 中村（1999）46-48頁。
- 8) 『平成12年産業連関表——総合解説編』317-318頁。
- 9) 平成15年全国消費実態調査による持ち家の帰属家賃は、世帯当たり7万7921円と平成12年調査と大差がなく、本稿の議論は平成15年調査についても妥当するものと考えられる。
- 10) 平成11年全国消費実態調査「用語の説明」（VIII.持ち家の帰属家賃）（<http://www.stat.go.jp/data/zensho/1999/6.htm#08>）。
- 11) 全国消費実態調査ではヘドニック回帰の係数は公表されていない。
- 12) 『ISIZE 住宅情報』（<http://www.isize.jutakujoho.jp/shuto/fr/>）（last access:2005.10.17.）。本稿では、専有面積の記載のない物件、専有面積が1㎡以下の物件、専有面積が1000㎡以上の物件、単位家賃が100円/㎡以下の物件および単位家賃が1万円/㎡以上の物件の純計27物件を誤入力による異常値と判定し、サンプルから除外して利用している。
- 13) 『平成10年住宅・土地統計調査 確報集計結果（全国編）』第20表による。
- 14) 全国消費実態調査等では家賃とは別に地代が調査されているが、地代として計上されるのは駐車場借料等であり、家賃に比べ、金額的に極めて少ない。
- 15) 『平成17年版国民経済計算年報』「用語の解説」（536頁）による。

#### 参考文献

- ILO (2004) Consumer Price Index Manual: Theory and Practice, Chapter 10 Some Special Cases (<http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/download/cpi/ch10.pdf>).
- 岩田真一郎・山鹿久木（2004）「住宅の品質と所有形態」『季刊 住宅土地経済』No.54、20-29頁。
- 欧州共同体委員会・国際通貨基金・経済協力開発機

- 構・国際連合・世界銀行（1995）『国民経済計算の体系（1993年改訂）』経済企画庁国民所得部編集、経済企画協会。
- 大竹文雄・山鹿久木（2001）「定期借家権制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』No.42、1-20頁。
- 総務省統計局『平成15年住宅・土地統計調査報告——速報集計結果』（<http://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2003/3.htm>）。
- 総務省統計局『平成10年住宅・土地統計調査』（<http://www.stat.go.jp/data/guide/download/jyutaku/index.htm>）。
- 総務省統計局『平成12年産業連関表』。
- 総務省統計局『平成7年産業連関表』。
- 総務省統計局『平成2年産業連関表』。
- 総務省統計局『平成2-7-12年接続産業連関表』。
- 総務省統計局『平成11年全国消費実態調査結果』（<http://www.stat.go.jp/data/zensho/1999/sub-menu1.htm>）。
- 総務省統計局『平成6年全国消費実態調査』。
- 総務省統計局『平成元年全国消費実態調査』。
- 総務省統計局『昭和59年全国消費実態調査』。
- 総務省統計局『昭和54年全国消費実態調査』。
- 高山憲之・有田富美子（1995）「可処分所得の世代間分配」『経済研究』Vol.46、No.1、43-58頁。
- 橋木俊昭・八木匡（1994）「所得分配の現状と最近の推移——帰属家賃と株式のキャピタル・ゲイン」『日本の所得と富の分配』第1章、東京大学出版会。
- 内閣府経済社会総合研究所（2005）『平成17年版国民経済計算年報』。
- 内閣府経済社会総合研究所（2004）『平成16年版県民経済計算年報』。
- 内閣府経済社会総合研究所（2004）『平成16年度国民経済計算（93SNA）』（<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/h16-kaku/18annual-report-j.html>）。
- 中村洋一（1999）『SNA 統計入門』日本経済新聞社。
- 八田達夫・赤井伸郎（1996）「借地借家法は、賃貸住宅供給を抑制していないのか？——固定費を考慮したケース」『住宅問題研究』Vol.12、No.1、2-8頁。
- 八田達夫・赤井伸郎（1995）「借地借家法は、賃貸住宅供給を抑制していないのか？」『都市住宅学』No.12、61-66頁。

# 近隣効果と住宅需要

Ioannides, M. Y. and J. E. Zabel (2003) "Neighbourhood Effects and Housing Demand," *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp.563-584.

## はじめに

多くの社会経済的な現象において個人の行動は、個人を取り巻く他者の行動や、環境、社会規範や慣習といった所属する集団の諸性質、すなわち社会的な要因によって影響される。社会心理学や社会学では、社会的影響に関する膨大な研究が蓄積されており、近年、経済学の分野においても、これらの分野の問題意識を受け、非市場的な社会的影響を考慮した分析が行なわれるようになってきた。

本稿で紹介する Ioannides and Zabel (2003) は、非市場要因である居住地の近隣環境による社会的影響（以下、「近隣効果 (neighbourhood effects)」）を考慮した住宅需要モデルについての先駆的な研究である。

Manski (1993) によれば、このような社会的影響は、以下の3つの効果に分類される。

- ①内生効果 [Endogenous Effects]: 個人の行動が集団全体の (平均的な) 行動に依存する。
- ②状況 (外生) 効果 [Contextual (Exogenous) Effects]: 個人の行動が集団全体の (平均的な) 外生的な特性に依存する。
- ③相関効果 [Correlated Effects]: 同じ集団に所属する個々人は、同様の特性を有している、あるいは同様の社会環境に直面しているため、同様の行動をとる。

Ioannides and Zabel (2003) では、このうち、近隣効果として、①内生効果と②状況効果を考慮している。ここでの内生効果とは、隣人が住宅の維持、修理など住宅サービスの消費を増加させる様子を見て、自分の住宅サービス消費を増加させるような効果である。また、状況効果は、住宅所有者が所得などの隣人の特性を将来の住宅消費のシグナルとして捉え、それに従って自分の住宅消費を変化させるときに生じる。

これらの社会的要因の存在は、相乗的に地域環境の質を向上させ、地域間の格差を大きくする可能性があり、個人の行動やライフサイクルに大きな影響を与えうる。Ioannides and Zabel (2003) では、これらの近隣効果を考慮した住宅需要モデルを American Housing Survey の全国データを用いて推定している。以下、その分析内容を紹介する。

## 1 データ

ここで用いられる主なデータは American Housing Survey の全国版 (NAHS) である。この調査は、2年ごとに5万件以上の住宅について調査しており、所有者による住宅の評価や、時間を通じた住戸や居住者の詳細な情報を含み、米国の住宅統計の基本統計となっている。

NAHS には、個別の住宅だけでなく、その隣接する住宅についての情報が得られるサブサンプルが存在する。すなわち1985年に、まず630戸をランダムに選択し (以後、「核」と呼ぶ)、その「核」に隣接する最大10戸の住宅が「近隣クラスター」として抽出される。NAHS は、このクラスターをベースに繰り返し同じ住戸を調査しており、結果として Unbalanced Panel Data となっている。

この分析では、1985年、1989年、1993年の3回分のサブサンプル・データが用いられ、①MSA (Metropolitan Statistics Area) に存在し、②所有者の評価が1万ドル以上であり、③分析に使用する変数に欠損値がなく、④近隣クラスターに4戸以上の住戸が存在する「核」が選択されている。最終的に、標本数は1985年、1989年、1993年で、それぞれ1947、2318、2909である。

## 2 近隣効果モデル

Nash 均衡の仮定の下、個人は隣人の決定を所与として受け入れる。すなわち、近隣クラスターに所

属する個人の行動は、隣人の住宅消費決定と個人自身の個別特性に依存する。この論文では、クラスターレベルの近隣の住宅や隣人の特性を状況効果として、隣人の住宅消費決定を内生効果として捉えて分析を行なっている。

### 行動モデル

個人  $h$  は、クラスター  $k$  に所属し、住宅の構造的な特性  $q_i$  を持つ住宅  $i$  によって、生産される住宅サービス  $y_h$  に関心がある。すなわち、個人の効用関数は、非住宅消費  $c_h$ 、住宅サービス消費  $y_h$ 、個人自身のデモグラフィックな特性  $z_h$ 、隣人の住宅消費ベクトル  $y_{n(i)}$ 、隣人の観測可能な社会経済的な特性  $z_{n(i)}$  の要素からなる関数とする。

$$U_h = U(c_h, y_h; z_h; y_{n(i)}, z_{n(i)}) \quad (1)$$

効用関数  $U(\cdot)$  は、 $(c_h, y_h)$  に関して、増加かつ準凹関数であり、同時に隣人の住宅消費と隣人の特性  $(y_{n(i)}, z_{n(i)})$  にも依存する。ここで、個人  $h$  が恒常所得  $I_h$  を非住宅消費  $c_h$  と住宅消費  $y_h$  に分配する以下のような制約式を導入する。

$$c_h + p y_h = I_h \quad (2)$$

ここで、非住宅消費はニューメレルであり、 $p$  は住宅サービスの価格を示す。

(1)式を(2)式の下で、非住宅消費と住宅消費について最大化すると、標準的な一階の条件は以下の式で得られる。

$$p = \frac{\partial U}{\partial y_h} / \frac{\partial U}{\partial c_h} \quad (3)$$

(2)式と(3)式を解くと、最適な住宅需要がもたらされる。ここでの住宅需要は、一般的な価格と所得に加えて、自身の個別特性、隣人の住宅サービス消費、隣人の特性に従属する。

ここでは、住宅需要関数を以下のように近似している。

$$\ln y_{ikh} = \alpha + \mu \ln p_k + \xi \ln z_h + \delta \ln I_h + \beta \Pi_y(\ln y_{n(i)}) + \gamma \Pi_z(z_{n(i)}) + \nu_k + \varepsilon_{kh} \quad (4)$$

ここで、 $\alpha$ 、 $\mu$ 、 $\xi$ 、 $\delta$  はスカラーの、 $\beta$ 、 $\gamma$  はベクトルの推定されるパラメータである。また、 $\nu_k$  は観測されないクラスター変数効果であり、 $\varepsilon_{kh}$  は誤差項で互いに独立で同一の分布に従う。

$\beta \Pi_y(\ln y_{n(i)})$  は内生効果を、 $\gamma \Pi_z(z_{n(i)})$  が状況効果

を表している。ここでの内生効果の変数としては、隣人の住宅需要の対数値の平均  $\overline{\ln y_{n(i)}}$  を用いる。状況効果は、人種や学歴、所得水準といった、隣人や近隣環境の特性を表す変数によって構成される。

なお、ここでの住宅サービス量は、Zabel (2001) に従い、住宅構造や近隣環境から生じるサービスのフローであると定義されている。すなわち、消費される住宅サービスの量を、年換算した住宅価値  $r \cdot W_{ik}$  を価格  $p_k$  で除したものとして定義する。ここで、 $r$  は住宅のユーザーコスト、 $W_{ik}$  はクラスター  $k$  に属する住宅  $i$  の現在価値である。対数形で表現すると、以下のように表せられる。

$$\ln y_{ikh} = \ln W_{ik} - \ln p_k \quad (5)$$

$\ln r$  は、住宅需要関数では、定数項に含まれるため、(5)式からは除かれる。

### 3 実証結果

この節では、住宅需要関数(4)式の推定結果を示す。なお、論文では、1985年、1989年、1993年のそれぞれに対する推定と、3年分のデータをプールした推定が行なわれているが、紙面の都合により、この後の議論はプールしたデータを用いた推定のみを示す。

#### 分析に用いた説明変数

##### (a) 住宅サービスの価格と恒常所得

住宅需要関数を推定するためには、住宅価格  $p_k$  が必要である。また、(4)式において、 $p_k$  は右辺だけでなく、(5)式を通じて、左辺にも含まれていることに注意が必要である。住宅サービス価格の推計には、住宅の価値と住宅や近隣環境の特性の関連を仮定した対数線型ヘドニック価格関数が用いられている。

また、住宅需要方程式では現在の所得より恒常所得を用いる方が一般的である。恒常所得は、現在の所得に、年齢、教育年数等の個別特性と、居住地域がMSAの中心都市かどうかという立地条件を回帰し、得られた推定パラメータを用いて推計している。

住宅価格指数と恒常所得の推計では、住宅需要関数の分析とは異なり、NAHSの90%近くを占める非近隣クラスターのデータが用いられている。

##### (b) 個別特性

選好に影響を与える個別特性としては、所有者の

表1－推定結果

標本数：7174	標準的住宅需要関数		住宅需要関数 (クラスター平均)		住宅需要関数 (クラスターの1世帯)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ヘドニック価格指数 (対数値)	-0.199**	0.071	-0.244*	0.079	-0.584**	0.081
恒常世帯所得 (対数値)	0.309**	0.055	0.119**	0.014	0.148**	0.015
高卒ダミー (所有者)	0.057	0.060	0.004	0.015	0.009	0.016
所有者変更ダミー	0.022	0.040	0.014	0.010	0.009	0.010
白人ダミー (所有者)	0.230	0.053	0.015	0.015	0.006	0.017
世帯人数	0.009	0.014	0.004	0.004	0.003	0.004
結婚ダミー (所有者)	-0.051	0.050	0.010	0.012	0.018	0.013
内生効果						
住宅需要 (対数値) のクラスター平均			0.660**	0.047	0.189**	0.037
外生効果						
恒常世帯所得 (対数値) のクラスター平均			0.175*	0.071	0.539**	0.071
高卒ダミーのクラスター平均			0.062	0.067	0.157*	0.071
所有者変更ダミーのクラスター平均			-0.032	0.043	-0.061	0.046
白人ダミー (所有者)			0.019	0.038	0.078	0.041
世帯人数のクラスター平均			-0.023	0.016	-0.044*	0.017
結婚ダミーのクラスター平均			0.054	0.061	0.144*	0.065
1989年ダミー	-0.081	0.049	-0.065*	0.029	-0.137**	0.031
1993年ダミー	-0.086	0.048	-0.089**	0.032	-0.193**	0.033
定数項	4.401**	0.334	0.381	0.316	1.081**	0.340
決定係数	0.133		0.414		0.328	

注：\*、\*\*はそれぞれ有意水準5%、1%で有意なことを示す。  
出所：Ioannides and Zabel (2003) の Table VII、Table IXより作成。

学歴、人種、世帯人数、婚姻状況、物件の所有履歴が用いられている。

(c) 内生効果

住宅需要関数から明らかのように、内生効果  $\Pi_y(\ln y_{nt})$  は、観測されないクラスター効果  $\nu_k$  と相関するため、操作変数を用いている。すなわち、隣人の住宅サービスのクラスター平均を、住宅価格、隣人特性の平均、隣人の住宅特性の平均に回帰し、その予測値を操作変数として用いる。

推定結果の詳細は省略するが、隣人の住宅需要クラスター平均の内生性を、Hausman 検定で確認したところ、隣人の住宅需要が外生変数であるという帰無仮説は棄却された。

(d) 状況効果

状況効果としては、恒常所得のクラスター平均、ならびに個別特性と同様の変数のクラスター平均を用いる。

標準的住宅需要方程式の推定

まず、近隣効果を考慮しない標準的な住宅需要関数を推定した (表1の第1列を参照)。その結果、価格弾力性は-0.199、所得弾力性は0.309で、いずれも有意に推定されている。

誘導形住宅需要方程式の推定

次に、紙面の都合により推定結果は省略するが、住宅需要関数の誘導形を推定している。すなわち、構造形推定で内生効果として用いる隣人の住宅需要の予測値の代わりに、予測値の推計に用いた変数を説明変数に加えて住宅需要を推定している。内生効果を見ることはできないが、状況効果を通じた近隣効果の有効性を検証できる。その結果、隣人の社会的経済的特性はそれぞれ有意に推定され、近隣効果が住宅需要に大きな影響を与えることが示されている。

構造形住宅需要方程式の推定

最後に、隣人住宅需要クラスター平均の予測値を用いた構造形住宅需要関数の推定が行なわれている (表1の第2列を参照)。これによって、内生効果と状況効果が識別される。推定に際しては、クラスターを特定化した変量効果モデルを適用している。

価格の弾力性は-0.244、恒常所得の弾力性は0.119でいずれも有意に推定されている。標準的関数と比べると、所得弾力性はかなり小さくなっている。住宅需要のクラスター平均は、0.660と有意に推定されており、強い内生効果の存在が示されてい

る。隣人の社会経済特性について、唯一有意だったのは、隣人の恒常所得の平均値であり、弾性値は0.175である。この結果は、個人は隣人の恒常所得を「恒常的な」住宅消費の指標として捉えていることを示している。

ここで用いた操作変数は過剰識別検定をパスしたものの、依然として誤差項に含まれる観測されないクラスター要因と相関している可能性は否定できない。すなわち、構造形の残差には、居住地選択の際に同じ地区を選択したことによって、クラスターに所属する人に共通の観測されない特性が含まれている。これは住宅の構造的特性のクラスター平均と相関する可能性がある (Manski 1993の分類の相関効果)。そこで、クラスターの代表性の点から、観測できない特性との相関が弱いと考えられる操作変数として、隣人の1人のみの住宅特性を用いた分析も行なっている (表1第3列)。その結果、クラスター平均を操作変数とした場合と異なり、内生効果よりも状況効果のほうが大きくなっている。

#### 4 結論

本稿では、近隣効果を含む住宅需要モデルを推定した先駆的研究である Ioannides and Zabel (2003)

を紹介した。その結果、隣人の住宅サービスの増加が、自分自身の住宅消費を増加させる内生効果と、個人の住宅需要が近隣のさまざまな特性に影響を受ける状況効果の両方の存在が確認されている。

社会的影響を考慮したモデルの大きな問題は、内生効果と状況効果を識別することである。2つの異なる操作変数を用いて分析を行なった結果、いずれの分析でも近隣効果は認められるものの、内生効果と状況効果の大きさに差異がみられた。このような操作変数による推定結果の違いは、操作変数が構造形モデルにおける居住地選択のような観測されない要因と相関している可能性を示唆している。

このような問題に対処するために、IoannidesとZabelは居住選択を考慮したモデルの展開を検討しており、さらなる研究成果が待たれるところである。

#### 参考文献

- Manski, C. F. (1993) "Identification of Endogeneous Social Effects: The Reflection Problem," *Review of Economic Studies* 60, pp.531-542.
- Zabel, J. E. (2001) "Continuous models of housing demand," Working paper, Tufts University, July.

(行武憲史/財団法人日本住宅総合センター研究員)

### 投稿論文募集

本誌では、住宅・土地に関連する経済学的な研究論文を募集いたします。投稿規定は下記のとおりです。

1. 投稿論文の内容は、住宅・土地に関連する経済学的研究の成果とする。
2. (1)本誌への投稿は、他誌に未投稿のものに限る。  
(2)原稿は日本語で、おおむね12,000字以内とする。  
(3)投稿者は、プリントアウトした原稿 (A4) 2部、FD (MS Wordまたはテキストファイル) を送付すること。なお、原稿・FDは返却しない。  
(4)採否については、6カ月以内に審査委員会 (学識経験者数名で構成) のレフェリー制により決定し、採否を含む審査結果は速やかに投稿者に通知する。なお、原稿については、投稿者に一部修正を求めることがある。  
(5)投稿者の氏名・所属・連絡先 (電話番号・メールアドレス) を明記すること。
3. 原稿の送り先・問い合わせ先

財団法人 日本住宅総合センター 『季刊 住宅土地経済』編集担当  
〒102-0083 東京都千代田区麹町4-2 麹町4丁目共同ビル10階  
TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

『季刊 住宅土地経済』バックナンバー  
No.53(2004年夏季号)～No.60(2006年春季号)

●No.53 2004年夏季号

- [巻頭言] 転換期にある住宅政策/金本良嗣  
[特別論文] 住宅セーフティネットの再構築/岩田正美  
[研究論文] 家計の住宅購入タイミングの決定/森泉陽子  
[研究論文] 東京大都市圏における住宅建設の空間的クラスタリング/吉田あつし・七條達弘  
[研究論文] 公営住宅入居世帯の便益と消費選択の変化/森田学・中村良平  
[海外論文紹介] 都心への近接性の重要度の増加/笠島洋一

●No.54 2004年秋季号

- [巻頭言] 国土利用の課題/藤原良一  
[特別論文] 株式会社形態によるマンションの管理・運営/八代尚宏  
[研究論文] コミュニティ構成と地方公共サービス支出/大重斉・中神康博  
[研究論文] 住宅の品質と所有形態/岩田真一郎・山鹿久木  
[研究論文] 小地域情報を用いたホームレス居住分布に関する実証分析/鈴木亘  
[海外論文紹介] 持家居住が子どもの育成の質に与える影響/行武憲史

●No.55 2005年冬季号

- [巻頭言] 内需の柱に住宅投資を/宮繁護  
[特別企画/座談会] この10年の住宅・不動産と今後の行方/岩田一政・金本良嗣・小峰隆夫・山本繁太郎  
[研究論文] 不完全な不動産市場における供給者の市場選択/前川俊一  
[研究論文] 家屋および土地の資本コストと税制によるdeadweight loss/石川達哉  
[海外論文紹介] ヘドニックモデルのセミパラメトリック・ノンパラメトリック推定/直井道生

●No.56 2005年春季号

- [巻頭言] 住宅セーフティネットと財政制度改革/八田達夫  
[特別論文] 今後の住宅金融のあり方/大垣尚司  
[研究論文] 不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築/田中麻理・浅見泰司  
[研究論文] 地域別にみた分野別社会資本の生産性/村田治・森澤龍也  
[研究論文] 国際資本移動下の土地賦存と地価/工藤和久  
[海外論文紹介] 空間計量経済学におけるモデル選択/唐

渡広志

●No.57 2005年夏季号

- [巻頭言] 住宅が世界を、日本を救う/佐藤和男  
[特別論文] バブルの生成・崩壊と日本経済の構造変化/小峰隆夫  
[研究論文] 市街地再開発の手法について/山崎福寿  
[研究論文] 中国の住宅価格変動分析/瀬古美喜・冒匯  
[研究論文] 住宅政策の制度設計/中川雅之  
[海外論文紹介] 都市のスプロール化と固定資産税/中神康博

●No.58 2005年秋季号

- [巻頭言] 新時代に対応した住宅政策/豊蔵一  
[特別論文] 建物/街区の評価・格付けとサステナブル建築の推進/村上周三  
[研究論文] 公共部門の効率性向上のためのレベニュー債券/吉野直行  
[研究論文] 首都圏における浸水危険性の地価等への影響/齋藤良太  
[研究論文] 持家資産の有無が家計の消費と労働供給行動に及ぼす影響/周燕飛  
[調査研究レポート紹介] 住宅・不動産税制の日独比較/三木義一

●No.59 2006年冬季号

- [巻頭言] 官民協働による早期防災対策の実現を/安藝哲郎  
[特別論文] 新しい住宅基本法に期待する/黒川洸  
[特別企画/座談会] 住宅政策の未来展望/和泉洋人・大竹文雄・八田達夫・野城智也  
[研究論文] 環状線道路混雑料金の下での都心の容積率緩和の費用便益/八田達夫・久米良昭・唐渡広志  
[研究論文] わが国8大都市におけるキャップレートの把握/久恒新・福井康子  
[海外論文紹介] 都市空間構造/中川雅之

●No.60 2006年春季号

- [巻頭言] 創刊60号を迎えて/宮繁護  
[Preface] 住宅・土地経済へのアプローチ/山崎福寿  
[Review] 地価の変動/中神康博  
[Review] 住宅市場の分析/中川雅之  
[Review] 金融と不動産投資/井出多加子  
[Review] 住宅・土地税制と借地借家法/岩田真一郎  
[Review] 都市集積と都市の公共政策/唐渡広志

●近刊のご案内

『市場動向を踏まえた特定優良賃貸住宅の今後のあり方に関する検討調査』

本書は、特定優良賃貸住宅（以下、特優良住宅とする）に関する調査研究レポートである。

特優良住宅とは、建設費補助・家賃補助などを行なうことで、中堅所得者層向けに良質な賃貸住宅の供給を促進することを目的として導入された住宅である。平成5年に制度が創設され、平成14年度末現在、この制度を利用した住宅は、約15万戸にのぼる。

しかし、昨今の経済情勢とも相まって特優良住宅の空き家が増大しており、地方公共団体等の財政にも悪影響を与える状況が発生している。一方、大都市等では、いまだに中堅所得者層向けの良質な賃貸住宅が不足している。このよ

うな状況の中で、今後も特優良住宅の整備・管理を進めるためには、地域の実情を踏まえた適切な制度の活用が望まれる。

本書は、上記の問題意識を前提として、特優良住宅の空き家と民間住宅市場との関連性について調査・検討し、地域の市場動向を踏まえた特優良住宅の適切な整備および管理方針を検討することを目的としたものである。

具体的には、①民間賃貸住宅と特優良住宅の空き家実態を調査し、特優良住宅の空き家発生の背景要因を分析すること。②民間住宅市場と特優良住宅の空き家状況の関連性を把握すること。③市場動向を踏まえた今後の特優良住宅の整備・管理方針を検討すること。以上の調査検討を行なっている。

●お知らせ

平成18年5月16日、(財)日本住宅

総合センターの評議員会および理事会が開催され、「平成17年度事業報告および収支決算」の承認、「平成18年度事業計画および収支予算」の決定、役員および評議員の選任がなされました。

平成18年6月1日現在の役員および評議員は以下のとおり。

- 理事長 宮繁 護  
専務理事 大柿 晏己  
理事 稲本洋之助 金本良嗣  
佐藤和男 立石 真  
宮本武彦  
監事 森 正臣 川添和夫  
評議員 安藝哲郎 伊東 滋  
岩瀬義郎 救仁郷斉  
河野正三 高木丈太郎  
高城申一郎 高橋 進  
田中順一郎 豊蔵 一  
八田達夫 藤原良一  
星野進保 南 敬介  
森泉陽子 山口信夫  
渡邊 尚 (五十音順)

編集後記

地方都市の中心市街地が空洞化しているとの指摘がなされて久しい。個人的な見聞でも、たとえば最近訪れた岡山県倉敷市や三重県松阪市の駅前商店街の一部はまさに「シャッター通り」の観を呈していた。

街全体が寂れているというのではない。倉敷では、大原美術館周辺の町並みは大勢の観光客を集めているが、駅からそこに至るまでの道筋の商店街のそこかしこに店じまいした店舗がある。松阪でも、郊外に大規模なショッピングセンターができ、

駅前から続く商店街ではシャッターを閉じた店舗が目立っている。かつては賑わっていたであろう地域がまさに空洞化している。

これに歯止めをかけようと「まちづくり3法」改正法案が、去る5月に国会を通過した。大型店の郊外出店規制を強化する一方、市街地への出店・居住を優遇する政策で、市街地の活性化を狙っている。全国に「銀座通り」ができる時代はとうの昔に終わっている。特徴ある市街地活性化が実現することを望みたい。(h)

編集委員

- 委員長——金本良嗣  
委員——中川雅之  
山崎福寿  
吉野直行

季刊 住宅土地経済

2006年夏季号（通巻第61号）

2006年7月1日 発行

定価750円(内消費税35円) 送料180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4-2  
麹町4丁目共同ビル10階  
〒102-0083  
電話：03-3264-5901  
http://www.hrf.or.jp

編集協力—堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷機