

[巻頭言]

東京再生へのヒント

安藝哲郎

東急不動産株式会社 取締役社長
財団法人日本不動産鑑定協会 会長
財団法人日本住宅総合センター 評議員

先日、台北を訪問する機会を得た。会長を務める東急ハンズの業務提携による「HANDS TAIPEI」開業披露出席のためである。

ハンズが出店した西門町地区は、台北でもっとも古くから開けた、日本統治時代からの繁華街であるが、最近新たな発展を見せており、注目すべき地区である。

西門町地区では、既成商業地にありがちな街の停滞を打開するために、数年前から外資系店舗を誘致した。地区周辺の道路では歩行者専用街路や老朽化した歩道橋に代わって横断歩道が整備され、地区内は歩行者天国となった。こうして、街の回遊度は高まり、若者を中心として一層の賑わいを見せはじめ、台北一美しくクリーンな印象の街に生まれ変わりつつある。

西門町地区での試みは、地元と行政が一体となって初めて実現したものであり、既成商業地再生の成功事例といえるであろう。大型の再開発に頼ることなく、わずか数年で街の活気を取り戻すことに成功したのは、行政による基盤整備と民間の自助努力が上手にかみ合ったからにほかならない。

日本経済の低迷とともに東京の魅力度の低下が指摘されている。機能分散型の街づくりを進めてきた結果、都心部の老朽化、立ち遅れが目立ちはじめた。都心の機能更新・再編が必要なのは明らかである。これからの街には賑わいが求められる。さまざまな階層の人々が集い賑わいある街、混在が磁石となり活気が増幅される街こそ、魅力的な街である。

東京都では、近く東京再生に向けた都市づくりビジョンを策定すると聞く。期待したい。

目次●2000年春季号 No.36

[巻頭言] 東京再生へのヒント 安藝哲郎	—1
[特別論文] 「都市」というフロンティア 竹中平蔵	—2
[研究論文] ヘドニック・アプローチによる住環境評価 矢澤則彦・金本良嗣	—10
[研究論文] 住宅の一次取得者の頭金貯蓄について 森泉陽子	—20
[研究論文] 動機適合的な土地利用規制 浅見泰司	—28
[海外論文紹介] 税額控除への転換 来間玲二	—36
エディトリアルノート	—8
センターだより	—40
編集後記	—40

「都市」というフロンティア

竹中平蔵

はじめに

21世紀を目前に控え、さまざまな分野で新しい1000年（「ミレニアム」）という言葉が使われるようになった。1990年代が日本にとって「失われた10年」であったこともふまえ、新しい世紀に対する期待はたしかに大きいものがある。しかし気がつけば、肝心の21世紀の中身についての議論は、驚くほど不十分にしかなされていない。「失われた10年」を象徴するように、政策論議そのものの中身が失われ、空洞化してしまった。

しかし考えようによっては、今日のわれわれが置かれた状況はきわめて恵まれたものだ。歴史的にみても貴重な「フロンティア」に直面した時代だからである。今日の世界には、通常、2つの意味でフロンティアが認められる。第1は、「市場」というフロンティアだ。東西冷戦構造が終焉して、世界の市場経済人口は一気に2倍に拡大した。かつ、それぞれの市場が従来とは比較にならないほど開放されており、その意味で市場に対する実体的なアクセス可能性は、この10年間で数倍以上に拡大したと考えてよいだろう。

第2は、「技術」のフロンティアだ。情報通信技術（IT）に象徴される技術革新はとどまるところを知らない。かつて、18世紀から19世紀にかけての産業革命が、人々の価値観とライフスタイルを根本的に変えたように、今日の世界が直面しているのは、まさにIT「革命」な

のである。

興味深い数値がある。今年、世界の資産家上位5人のうち4人が、30代と40代で占められるということである。そして、5人のうちの2人が日本人であり（孫正義氏と重田康光氏）、2人ともIT分野で資産を築いていることである。まさしくいま、われわれにとってのフロンティアが急激に開かれており、日本もそのまっただ中にあることが示されている。

しかし日本の場合、もうひとつのフロンティアがあると考えられる。それは、「都市」というフロンティアだ。技術、産業、社会それぞれの構造変化を受けて、いま都市の構造を組み替えることによって、日本の国民全体に大きな利益をもたらされるという状況が出現している。残念ながら現実の経済政策は、1990年代を通して都市のフロンティアを切り開くどころか、徹底的に都市の疲弊を招いてしまった。この10年はまさしく、都市にとっても「失われた10年」だった。

日本経済の再生のためには、フロンティアにふさわしい社会経済構造を実現しなければならない。小淵総理の諮問機関である「経済戦略会議」は、「市場」「技術」というフロンティアを切り開くためには、“社会制度として規制緩和による競争強化をすすめる、がんばったものが報われる税制の創出”が不可欠であると結論しているが、同時に分野別の各論として、都市を活性化することの重要性を強調している。

本稿では、第3のフロンティアとしての「都

市」に着目する。そして、これを改革することが「市場」と「技術」のフロンティア開拓にもつながるという認識の下に現状分析と提言を行う。

具体的に以下では、まず、なぜいま「都市」がフロンティアなのかを整理し、都市改革をもたらす3つの利益を考える。第2に、このようなフロンティアを担うべき都市が、いかに疲弊しているかを見る。興味深いことに、いま石原東京都知事の下で東京から日本全体に対して新たな問題提起がなされつつある。そこで、第3に、このような新しい試みに対する評価を行いながら、いま都市の再生に向けて建設的な「行動主義」が求められていることを明らかにしていきたい。

1 都市改革をもたらす3つの利益

まず、なぜいま都市を「フロンティア」として位置づけるのかを考えよう。都市の構造改革は、今日の日本の経済と社会に対し、明らかに3つの利益をもたらす。

第1に、都市は21世紀型産業のフロンティアである。すなわち、都市型産業のなかから、新しいリーディング産業が生まれると考えられるということである。

経済学の分野では、「レオンチェフのパラドックス」という有名な経験則がある。ハーバード大学教授であったレオンチェフは、かつてアメリカの産業について詳細な調査を行ったことがある。彼は、アメリカというもっとも豊かな社会の中で強い国際競争力をもっている産業は、資本集約型産業であろうと考えていた。アメリカは、資本がもっとも豊かに存在する国だからである。しかし調査してみると、まったく異なった結果が出された。だから、「レオンチェフのパラドックス」(逆説)と呼ばれる。アメリカでもっとも国際競争力が認められた産業は、労働集約型産業とりわけ都市型の労働集約型産業だった。

考えてみれば、デリバティブなどを扱う最先

(竹中氏写真)

たけなか・へいぞう

1951年和歌山県生まれ。1973年一橋大学経済学部卒業。日本開発銀行、大蔵省財政金融研究所などを経て、1996年より慶應義塾大学総合政策学部教授。

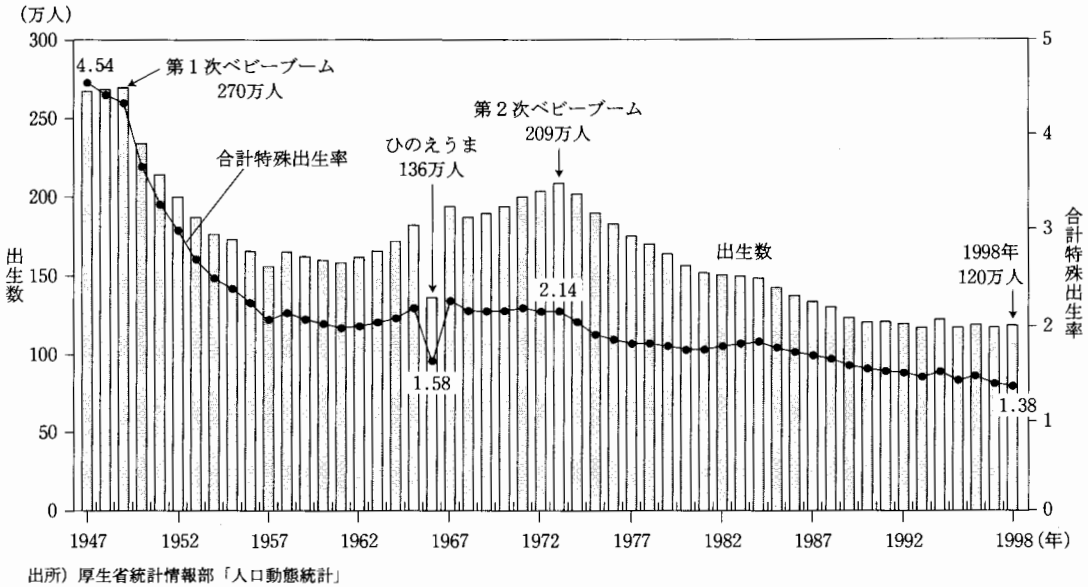
著書：「ソフト・パワー経済——21世紀の見取り図」(PHP研究所)ほか。

端の金融業、ソフトウェア産業、国際的コンサルティング業など、われわれがイメージする21世紀型の先端産業は、ことごとく都市型労働集約産業であることに気づく。「知恵の時代」「知価革命」といった言葉がしばしば用いられているが、こうした社会において、同じ経済事象は二度と生じない。コンサルティングや研究業務に象徴されるように、今日が昨日の繰り返しであることはありえない。このような知的業務を遂行するには、人材をプールし、かつこれをネットワーク化することによって、さまざまな事象に柔軟かつ迅速に対処できるシステムが重要になる。その意味で、21世紀型産業の発展には、都市集積の存在が不可欠なのである。都市環境の整備は、新しい産業の発展をもたらすという意味において、都市は21世紀の重要なフロンティアとして位置づけられる。

第2に、都市は社会(人口)のフロンティアである。社会を動かす重要な要因である人口動向にもっとも大きな影響を与えるのが「出生率」であり、その出生率に、都市のあり方が影響を与えるということである。

日本の出生率は過去約30年間低下を続けている(図1)。出生率低下の要因はきわめて多様であるが、合計特殊出生率が1.38というような近年の低下傾向のひとつの要因として、女性の社会進出にもかかわらず仕事と家庭を両立する仕組みが欠如していることが指摘される。たとえば、日本の大都市の特徴として、「通勤地獄」の名で知られるきびしい通勤事情がある。東京の場合、毎日330万人を超える人々が郊外から都心に移動し、夕方には再び郊外に帰っていく。

図1 出生数および合計特殊出生率の推移



静岡県の人口に匹敵する数の人びとが、毎日1時間を超えるような長時間通勤しているなかで、とりわけ女性が家庭と仕事を両立させることが至難の業であることは容易にわかるだろう。

それを是正するためには、家庭や職場における男女の役割見直しなど、大きな社会改革が必要になるが、同時に無視できないのが、職住接近型都市の建設である。すなわち、都心に快適な住宅を多数建設することによって通勤の負担を軽減し、女性が仕事と家庭を両立させることができるような環境整備を行うということである。

第3に、都市は21世紀型技術のフロンティアである。技術分野の専門家がしばしば指摘してきたように、20世紀の技術の多くは軍事関連技術から発展してきた。ロケット、コンピュータはもちろんのこと、20世紀末にもっとも衝撃的なインパクトを与えたインターネットでさえ、軍事技術から生まれたものである。しかし、今後期待される技術は、圧倒的に都市・環境関連の技術であると考えられる。IT革命そのものが、デジタル家電を軸に生活オリエンティッドなものへと広がりを見せつつある。これが、人口高齢化、福祉サービスへのニーズ増大と相ま

って、人間の生活をささえる技術インフラとして、きわめて大きな位置づけを占めることになる。

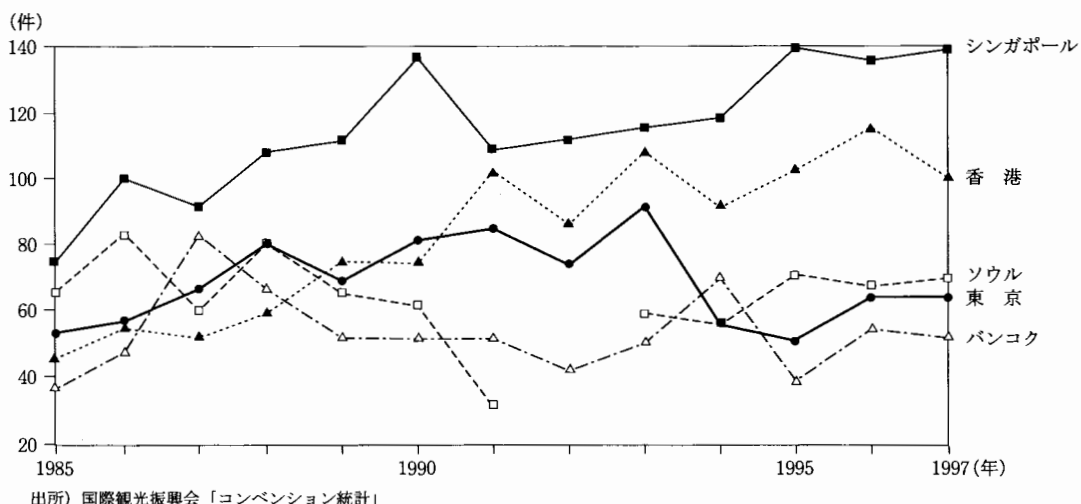
この点について、さらに考慮しなければならないのは、7年後に日本の人口がピークをうち、その後は急激に減少しはじめるということである。そして、人口減少の下でも、大都市の人口は容易に減らず、その一方で、地方の所得機会の少ない地域では、大幅に人口が減少する。すなわち、大都市への相対的人口集中は一気に進むということである。都市に資源が集中するという現象は、むしろこれまで以上に高まるのである。

そして、こうした場所（すなわち大都市）が、新たな技術のフロンティアになるのは、ある意味できわめて自然なことだと考えられる。都市というフロンティアを切り開くことは、閉塞感の強い今日の日本の経済社会にとって、きわめて大きな重要性をもつものである。

2 疲弊する大都市・東京

以上のように、都市というフロンティアを切り開くことが、きわめて重要な政策的意義を有しているにもかかわらず、1990年代以降の経済

図2 アジアの主要都市における国際会議開催数



政策は、むしろ日本の都市、とりわけ大都市を、決定的に疲弊させる結果をもたらした。世界における東京の地位低下は著しいものがある。バブルの崩壊によって、国際金融市場としての東京の地位が低下した点については、すでに多くの指摘があるが、このような経済面での直接的な地位の低下以上に注目されるのが、都市としての全体的な魅力と、吸引力の低下である。

ある通信会社の社会調査によると、現在東京地域に進出している大手外資系企業は、約550社ある。しかし、東京をアジアのハブとして位置づけている企業、すなわち東京支社をアジアの地域本部のような形で位置づけている企業は、わずか10社にすぎないのである。

また別の調査では、東京で開催される国際会議の数を調べ、これをアジアの主要都市の場合と比較している(図2)。それによると、アジアでもっとも多く国際会議が開かれている都市はシンガポールで、東京での開催数はシンガポールのおおむね3分の1にすぎない。第2位は香港であり、東京はその半分である。90年代半ばに東京はソウルにも抜かれ、現状はソウルとバンコクの間位置している。

以上の点は、東京という都市の魅力や吸引力を示すほんの1事例にすぎないが、日本の都市を代表する東京の近年における位置づけがいかに

に急激に低下してきたかを如実に表している。交通の不便さ、通信コストの高さ、住居環境の悪さ、生活コストの高さなどが都市の魅力を下ろさせ、これに労働力のグローバル・リテラシーが決して高くないことが相まって、今日のような東京の地位低下を招いたと考えられる。

日本の都市には、住民の全般的な教育水準の高さ、安全性、衛生管理のよさなど数々の優れた点があるだけに、現状の問題点を克服し、その魅力・吸引力を引き上げる努力が急がれる。これこそが、まさに「都市というフロンティア」の開拓である。

3 フロンティアの開く「行動主義」

都市の活性化は、日本経済の活性化を実現するためにも不可欠な課題であるが、近年はこうした問題意識が政策論議においても鮮明に見られるようになってきた。とりわけ、1999年に石原東京都知事が誕生し、いくつかの新しい企画を打ち出したことは、都市再生のための新しい試みとして注目される。いまのところ石原都政は、財政改革の一環としての銀行への外形標準課税実現、環境改革としてのディーゼル車規制などを打ち出している。都市再生という観点からはごく限定的な政策ではあるが、事態を改善するためには思い切った行動を起こして問題提

起することが必要であり、そのためのいわば「行動主義」を示した点で評価される。

先にも述べたように、都市は日本経済にとってのフロンティアであり、これを切り開き、魅力的で吸引力のある都市をつくることによって、経済、社会、技術など多くの面で利益がもたらされる。ただし、フロンティアである以上、これを切り開くためにも、それにふさわしいフロンティア型の手法が適用されるべきだ。その手法とは、民間にインセンティブを与えることを主体とし、公的部門はそのための基盤（インフラ）整備に徹することである。

経済戦略会議の答申でも、こうした視点に立って、地域の開発計画そのものを思い切って地域からの積み上げ方式に切り替えること、都市間の競争を促しながら戦略的なモデル・プロジェクトの開発を進めること、多機能・高層都市を目指して各種の規制緩和や税制見直しを進めること、などが提言されている。また、開発のインセンティブと都市間の競争という点から、いわば当然の帰結として、地方の課税自主権を大幅に拡大し、中央から地方への補助金的な資金移転である「地方交付税」を全面見直しすること、などが議論されている。

東京都の新しい試みは、環境と財政という面で、都市の活性化に大きく踏み出そうとするものである。こうした「行動主義」は、おおいに評価されてよい。しかし、民間のインセンティブと国・地方基盤整備という観点からすると、地方自治体が新しい動きを示すだけでは、フロンティア開発は決して十分には進まない。こうした動きが、民間の健全な反応を引き出し、また地方の制度改革と呼応して国の制度改革が進むように仕向けなければならない。いわば、東京都の行動主義を建設的な成果に結びつけるための別の「行動主義」が、民間部門と国に対して求められている。

いくつかの事例を考えよう。たとえば、都心地域でディーゼル車の規制を行うということは、環境政策のあり方として明らかに正しい方向だ。

しかし現実問題として、ディーゼル車は、日本の物流を支えるために、当面は不可欠な存在であり、これが東京を通り抜けないとモノの流れに影響を来すというのも事実だろう。

要するに、こうした大型トラックが都心を迂回してモノを運べるような代替ルートが必要なのである。これがあってはじめて、都心のディーゼル車を規制するという政策が完結する。いまは代替ルートがないからディーゼル車を規制しても仕方がない、というのではない。代替ルートを建設するという別の次元の行動主義が、国と地方自治体に求められるのである。したがって、マスコミと住民は、このディーゼル車規制の政策評価を行うにあたっては、トータルとしての輸送メカニズムがいかに変化するか、そのための仕組みづくりは十分か、を見極める必要がある。

銀行に対する新税（以下、銀行新税）のケースは、より多くの問題を含んでいる。たしかに、事業税の外形標準課税化というのは、時代の流れであり、必要な政策である。そもそも事業税は「応益課税」が原則であるにもかかわらず、実際は法人所得を対象とする「応能負担」が行われてきた。このため、全体の3分の2を占める赤字法人からは、事業税の徴収が行われてこなかった。これを、何らかの外形標準を定めて、法人に応益課税することは間違いなく時代の要請である。とりわけ、今日のように地方自治体の財政悪化が顕著になるなかで、すみやかな外形標準課税の実現が望まれていた。こうした指摘はほとんどの専門家の合意であるにもかかわらず、これまでの政府の政策論議では十分な成果をあげてこなかったのである。

さらに、地方が自主課税を強化することもまた、時代の流れといえる。地方税法においてはこうした規定があるにもかかわらず、これまで行政指導によってほとんど活用されてこなかったという経緯がある。以上のような時代の流れと、銀行部門に対する国民的な批判とを組み合わせると、東京都の銀行新税構想が生まれてくる。

その意味で銀行新税は、制度改革への突破口を開く、見事な「行動主義」といえる。世論調査などを見るかぎり、国民の多くがこれを支持している点は非常に印象深い。

しかし、行動主義である以上、この政策には、どこかで無理をしていることを承知で問題提起している、という側面がある。この無理な部分つまり制度上の矛盾点を解消し、真に国民利益につながるような制度改革を実現するために、先に述べたように民間部門と国の「行動主義」を期待しなければならない。銀行新税に関していうなら、民間部門とりわけ具体的に課税対象になる銀行部門に、次の3つの行動主義が期待される。

第1は、銀行のみ（正確には大手16行のみ）を差別的に課税すること自体に不公平税制としての問題点があり、この点を、行政訴訟で争うべきだということである。国民経済的にみて、外形標準課税というのは、広くすべての法人に適用されてこそ意味がある。この税で、当面は銀行が明示的な不利益を受ける可能性があるが、実は不公平税制が続くかぎり、資源配分を歪めるという意味で、国民全体が不利益を受けることになる。このような差別的な税制を住民感情に訴えながら実現するということがまかり通ると、たとえば原発に対する課税など、歪んだ税制が急増する危険もある。この際、全国銀行協会連合会（全銀協）から、ぜひとも行政訴訟を起こしてもらいたいと考える。

第2は、課税された金額は転嫁されるのが原則であるが、銀行はこれを東京都民だけに転嫁すべきだ、という点である。ジャーナリズムでは、銀行が税負担を消費者に転嫁するのは許されないといった論調が少なからず聞かれるが、これは税の仕組みを無視した誤った論議である。このような税は必ず転嫁される。もし、銀行が税を表面上転嫁せず、利益を減らしたらどうなるだろうか。その分、公的資金の返済が遅れ、国民が損失をこうむるから、結局は国民が負担することになる。その際の重要な問題は、全国

民がこれを負担すること、すなわち東京の赤字の穴埋めを九州や北海道の人々も行うという点である。東京の地方税は、東京の行政サービスを受ける都民だけに払わせればよい。それが応益負担だ。したがって、東京のキャッシュ・ディスプレイの使用料金だけを引き上げるとか、東京都民に対する住宅ローンだけ金利を高くするとか、都民に転嫁する仕組みを、銀行は真剣に考えるべきである。

第3に、全銀協は東京都に対して要望書を出し、増税の前に、せめて銀行並みのリストラを都も行うよう求めるべきであろう。銀行のリストラがまだ不十分であるという指摘もあろうが、それでもここ2年は東京都よりもはるかにきびしい体質改善を行ってきた。東京都が銀行並みのリストラを行うことは、都民の利益であり、都市というフロンティアを切り開くための財政的な助けとなろう。

むすび

われわれはいま、フロンティアの時代に直面している。「市場」「技術」といった世界的なフロンティアに加え、日本には「都市」という第3のフロンティアがある。これを切り開くことが、結果的に「市場」や「技術」のフロンティア開発にもつながり、また日本経済活性化にも資する。都市の改革に向けて、社会的な資源を投入していくことが必要だ。

都市活性化のための具体策としては、経済戦略会議などに示されたいくつかの政策を堅実に実行するしかない。民間のインセンティブを重視し、公的部門はその基盤整備（法的枠組みづくり、規制緩和など）を急がねばならない。ただその際、今日の東京都が石原新体制の下で示しつつある「行動主義」を社会全体で受け止めることこそが、改革の重要な引き金になろう。行動主義を建設的な成果に結びつける意味でも、民間部門や国による新しい行動主義が待たれる。

本号の3論文は、土地住宅政策だけにかぎらず、公共事業の効率性やマクロ経済学の観点からも興味深い内容を含んでいる。

●

矢澤則彦・金本良嗣論文（「ヘドニック・アプローチにおける住環境評価」）は、住環境を評価する際に用いられるヘドニック・アプローチの有効性とその問題点を、数多くの回帰分析を繰り返すことによって検討したものである。ヘドニック・アプローチとは、住宅価格や地価が環境の価値を反映することに基づいて、環境の価値を評価するための手法である。日本でも、最近ようやく、公共事業の評価において、費用便益分析が義務付けられはじめた。この意味で、環境価値の評価を金銭的に評価する重要性はきわめて高い。

しかし、ヘドニック・アプローチによる環境価値の計測は、いくつかの理由から、これまで十分な成果をあげているとはいえない。その原因として、著者たちは、十分な数の空間データが存在しなかったために、局地性の問題や多重共線性の問題が発生する点をあげている。局地性とは、住環境に影響を及ぼす環境因子は、周辺のかかなり狭い地域に限定されることをいう。また、一般に住環境のよい地域では、各環境因子の水準も高い。これが多重共線性の原因となる。しかし、これらの問題については、より詳細なデータを手に入れることによって、ある程度解決が図られることが、この論文で示

される。

実際、川崎市のデータを用いた推計では、これまで十分とらえられなかった緑地施設の便益を計測できている。これらは、従来よりも精密なデータが入手可能になったためと考えられる。この意味でも、空間情報のデータ整備が非常に重要であることを示唆している。

しかし、より深刻な問題は、分析者や政策当局者が自らに都合のよい結論を導こうとすることから生じるマニピュレーションの可能性である。変数の選択あるいは関数形の選択についての恣意性は、計量経済学の分野でもたびたび指摘されてきた問題である。この論文では、これらの変数選択や関数形の選択において、どの程度推定値に歪みが発生するかを経験的なデータを用いて評価している。一次式で推定した場合よりも、二次形式を用いて推定した場合には、その推定値の変動幅はもっとも拡大することが示されている。

さらに、関数形の選択よりも深刻なのは、変数選択の問題であるとされる。変数選択によって生じる変動幅の拡大は、環境評価に対する信頼性を大きくゆるがしかねない。この点は、依然として多重共線性の問題が解決されていないことを示しているように思われる。環境のよい地域では環境が維持されるのに対し、環境の劣った地域では、よりいっそう環境の悪化が生じる可能性が高い。たとえば、環境の悪化が予想される道路建設では、環境がよいところに道路を

通すことには強い抵抗が働くのに対して、比較的住環境の劣った地域では、道路なども通しやすいといった政治的な理由が考えられる。これらは、供給側の条件から環境因子間の相関を高める原因である。これも、変数選択による推定値の変動幅を大きくしている原因のひとつと考えられる。

この意味で、住環境の需要サイドだけでなく、供給サイドの問題も重要である。このような相互依存性の問題は、いっそう変数相互間の相関を高める結果、ヘドニック・アプローチを用いる際に、統計上のより慎重な推定の必要性を提起している。

●

森泉陽子論文（「住宅の一次取得者の頭金貯蓄について」）では、住宅価格の上昇と貯蓄率の関係に焦点をあてて、住宅価格の著しい上昇が、人々に住宅資産の取得を諦めさせるか否かについて分析している。「諦め効果」とは、住宅価格が上昇すると、人々が住宅取得を諦める結果、そのために必要な頭金の貯蓄も不要になることから、かえって消費を増やしてしまうことをいう。これは「逆資産効果」とも呼ばれており、バブルと呼ばれていた1980年代後半に観察されたといわれている。

これまでも、この種の研究は存在するが、それらには推定に偏りがあると指摘する。つまり、住宅取得のために必要な頭金を貯める計画は、貯蓄額や資産額と相互依存的な関係にあるために、それ

らの同時性を考慮しなければならぬということである。持ち家購入者の動機は住宅価格や頭金の金額だけでなく、現在の資産額や将来の資産額に依存している。すなわち、貯蓄額に依存している。また、貯蓄額は住宅取得を予定しているかどうかにかつ定的に依存している。これらの同時性を十分に考慮したうえで、住宅価格の上昇が家計の資産蓄積に及ぼす負の影響を検出している。

このような諦め効果が存在する背景には、そもそも持ち家と借家が完全代替的でないという前提がある。住宅価格が高くなり、それに必要な頭金が高くなっても、住宅の規模を小さくすることが可能であれば、このような諦め効果は発生しないはずである。しかし、規模の小さな住宅は、持ち家よりも借家のほうが有利であると考えられるために、持ち家から借家へのシフト、すなわち、持ち家取得に対する諦めが発生する。

ここで指摘された点で興味深いのは、プロビットの推定である。蓄積された資産の係数が有意に正の符号を示しており、資産蓄積額が購入計画に正の影響を及ぼしている。つまり、資産蓄積額が大きくなるにつれて、家計は持ち家の購入計画を立てはじめることを示している。この結果は、家計も流動性制約下にある点を示唆しているのかもしれない。

また、プロビットの推定結果によれば、家賃の上昇は持ち家購入計画に正の影響を及ぼしており、

家賃が上昇すると、すなわち、借家のコストが高くなると、持ち家を購入しようとすることが示されている。いいかえると、定期借家権の導入によって家賃の低下が予想されると、持ち家需要を減少させる可能性が高い。

しかし、貯蓄関数の推定結果を見るとわかるように、これは貯蓄に対しては必ずしも確定的な影響を及ぼさない。それは、家賃の上昇が貯蓄に対して負の影響を及ぼしているからである。このように、家賃の上昇が貯蓄に対して及ぼす効果が確定しないのは、所得効果が働くからであろう。



浅見泰司論文（「動機適合的な土地利用規制」）は、動機適合的な土地利用規制がどのような条件を満たさなければならないかについて、理論的な観点から分析している。土地利用を自由な開発に任せると、外部性の存在のために、空地が過小になり、建物が密集化し、良好な市街地環境を実現することができない。しかし、土地利用規制を強化することは分配上の問題を引き起こす。特定の土地利用者から強制的に土地を供出させたり、開発を禁じたりすることは、その開発者に大きな負担をかける。したがって、分配の公平性を確保するためにも、動機適合的な規制を見出すことが望まれる。

密集化を排除し、空閑地を確保するための規制として、開発者にインセンティブを与える必要がある。その典型は容積率ボーナス制

度である。開発者が公共用地を供出したほうが有利であると判断した場合には、セットバックと引き換えに、より大きな容積を獲得できる。このような動機適合的な条件を満たすような規制によって、道路や空閑地を確保することが望ましい。同じような趣旨から考えられた制度として、TDR（譲渡可能開発権）制度がある。

浅見論文では、斜線制限、とくに道路斜線制限に焦点をあてて、それが動機適合的かどうかを検討している。動機適合性の条件として、セットバックによって、建築物の高さが以前よりも低く制限されないという条件を提示している。現行の制度では、セットバックによって、制限がかえって強化されてしまい、高さを低くしなければならない領域が存在するという矛盾が指摘されている。さらに、この問題点を回避するための具体的な方法が提案されている。

しかし、建物の高さを許容することが開発者のインセンティブを高める手段であろうか。より重要なのは、全体の容積ではないだろうか。また、セットバックによって失われる容積も考慮されていないのは不思議である。この意味で、セットバックによって失われる容積よりも、大きな容積が斜線制限によってもたらされるかどうか、開発者にとっての動機適合条件であると思われる。このように条件を変えて、定式化したときにより豊かな政策的な含意が得られるように思われる。（Y）

ヘドニック・アプローチによる 住環境評価 GISの活用と推定値の信頼性

矢澤則彦・金本良嗣

はじめに

良好な住環境がどれだけの価値をもっているかは、都市政策や住宅政策を考える際に最初に調べなければならないことである。良好な住環境をつくるには、さまざまな形のコストがかかる。住民がどれだけのコストまでならば負担してよいと思っているかを知らなければ、よい都市政策はありえない。これまでの都市・住宅政策の議論においては、このようなことを明示的に考えることが欠けていた。これが、日本で良好な都市環境を形成できなかったことの原因のひとつである。

たとえば、美しい街並みの形成に各世帯が100万円払ってよいと思っているのか、あるいは、10万円しか価値を認めていないのかによって、あるべき都市政策は大きく異なる。日本における都市政策の失敗は、この点について説得力のある分析が提示されてこなかったことに起因している。

豊かになるにつれて、良好な住環境に対して価値を認める人々が増えてくる。これは洋の東西を問わず同じである。日本の都市政策の問題は、このような傾向をうまくとらえることができず、実現性があり、しかも魅力のある提案を用意してこなかったことにある。

この分野における経済学者の重要な貢献は、住環境の価値を計測する手法を研究することである。住環境の価値を計測するもっとも有力な手法は、1970年代にRosen (1974) によって提

唱されたヘドニック・アプローチである。ヘドニック・アプローチの基本的考え方ははなはだ単純であり、良好な住環境はその地域の住宅価格や土地価格を高くするということにつきる。環境条件の異なる地点の住宅価格や地価を比較し、それによって環境の価値を計測するのがヘドニック・アプローチと呼ばれているものである。

ヘドニック・アプローチによる環境価値の計測は、すでに20年以上にわたって行われてきている。しかし、その成果は必ずしも満足できるものではない。その理由としては、環境価値が局地的であることがあげられる。

この局地性の問題は、Mills and Hamilton (1984) や金本・中村・矢澤 (1989) によって指摘されている。住環境の影響は地理的に極度に限定されており、観測地点周辺の局地的な現象である。たとえば、住民はすぐそばの公園には敏感に反応するが、数ブロック離れた位置にある公園にはあまり大きな価値を認めないことが多い。通常のヘドニック推定で用いられるデータはかなり広い地域の平均値あるいは代表値であることが多く、こういった局地的な効果を反映できないことが多い。

局地性の問題は、基本的にはデータの問題であり、より詳細で精密なデータが使えるようになれば解決する。そのためのツールとして有効なのが、空間（地理）情報システム（GIS）である。

ヘドニック・アプローチで頻繁に直面する問

(矢澤氏写真)

やざわ・のりひこ

1964年東京都生まれ。1992年筑波大学大学院社会学研究科博士課程単位取得満期退学。東北大学情報科学研究科助手などを経て、2000年4月より東京国際大学商学部助教授。

論文：「ヘッドニック・アプローチにおける変数選択」(共著)ほか。

(金本氏写真)

かねもと・よしつぐ

1950年広島県生まれ。1972年東京大学経済学部卒業。1977年コーネル大学Ph. D.。筑波大学助教授などを経て、現在、東京大学大学院経済学研究科付属日本経済国際共同研究センター教授・センター長。

著書：「都市経済学」(東洋経済新報社)ほか。

題は多重共線性である。これは、近隣環境を表わす変数は、騒音、大気汚染、緑被率、公園など、きわめて多数存在し、それらの変数間の相関が高いことが多いことによっている。多重共線性の問題が発生すると、定式化を少し変えただけで係数の推定値が大きく変化し、それにもなって環境価値の計測値も大きく変動してしまう。GISを利用すると、ばらつきのあるデータの取得が可能になり、多重共線性についても改善が期待できる。

GISの発展によって、土地利用、地形、公共施設、交通条件などに関する詳細なデータが容易に使えるようになってきている。残念ながら、日本では空間データの整備が遅れており、まだ十分な利用ができる状態になっていない。本稿では、ごく基本的な空間データを用いだけで、推定結果の大きな改善が見られることを示し、今後の空間データ整備の呼び水としたい。

本稿のもうひとつのテーマは、ヘッドニック・アプローチの信頼性についての研究を紹介することである。欧米諸国に数十年遅れたが、日本でも、費用便益分析(費用対効果分析と呼ばれる)をすべての公共事業で行うことが決定され、実行に移されつつある。その際に、環境に対する影響がどの程度の価値(あるいは社会的費用)をもつかを計測する必要がある分野が多い。これらの分野で、ヘッドニック・アプローチによる計測は有力な手法となっている。

ここで問題になるのは、計測値の信頼性である。費用便益分析を行う主体は事業の推進を望むことがほとんどであるので、環境価値を過大に推計するインセンティブをもっている。推定

式の作り方やデータの選択によって、大きな相違が出る場合には、過大推計の危険性が高いといえる。

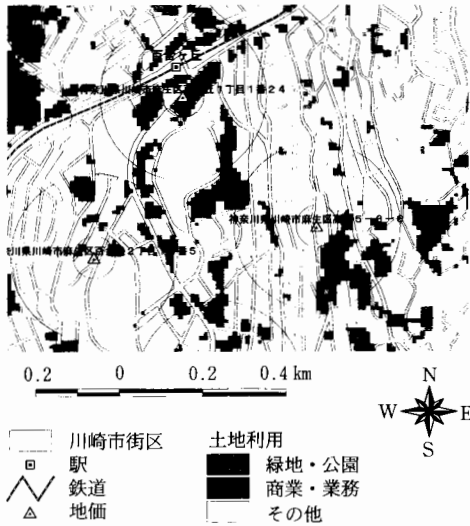
1 ヘドニック・アプローチにおけるGISの活用

ヘッドニック・アプローチでは、地価(あるいは住宅価格)は、都心からの時間距離、周辺環境などの立地特性によって決まってくると考え、土地をこれらの特性の束(ベクトル)によって表現する。環境の価値の推定は、地価に対する環境特性の貢献度を、回帰分析を用いて計測することによって行われる。

ヘッドニック分析において決定的に重要なのは、特性ベクトルとして適切なデータを用いることである。しかし、環境変数についてはそれが困難であった。そのために、環境価値の計測値は統計的に有意でなかったり、正負が予想と逆になったりすることが多かった。たとえば、近隣にもっとも大きな影響を与えるのはスラムの存在であるが、近くにスラムが存在することによる住宅価格の低下は非常に小さいという結論が得られている(Rosen 1985)。

すでに述べたように、環境価値の推定がうまくいかなかった原因の大きなものは、住環境の影響はごく狭い範囲にかぎられ、それに見合ったデータが利用できなかったことである。たとえば、データの制約から、市町村単位のデータや、500mメッシュや1kmメッシュまでの範囲の環境データしか利用できなかった。しかし、最近の地理情報システムの進歩によって、サンプル地点周辺の任意の距離内の土地利用データ

図1 地価公示地点近傍の土地利用状況



を簡単に作成することができるようになった。図1は、平成11年度の地価公示地点近傍の土地利用状況をGISを用いて表したものである。

以下では、川崎市の地理情報環境データシステムから引き出した現況土地利用の面積情報を利用して、より精度の高い近隣環境の変数を作成する。

川崎市は東京都の南側に北西から南東に帯状に接しており、都心への距離があまり変わらないため、都心からの距離以外の要因である「現況の土地利用環境要因」を地価に反映させようと考えられる。次にデータおよび推定式について説明する。

データ

サンプルについては、第一種住居専用地域・第二種住居専用地域・住居地域の公示地価観測点を用い、各観測地点における地価データおよびその周辺における距離データ・現況土地利用データ・環境データを推定に用いた。地価データには地価公示（平成元年）を、現況土地利用データは川崎市による面積データ、また環境データとして同市の騒音調査に関するメッシュ・データを用いた。

推定式

行政区や利用沿線には独自のイメージが存在する可能性があるため、区ダミーおよび利用沿線ダミーを導入し、それぞれの場合について推定を行った。これらのダミーは地域イメージの差がその地域の地価に影響していることを表しているが、それらは地価の絶対水準を変えるだけで、各環境変数の価値評価には影響しないと仮定している。

どの程度の距離内の環境指標がもっとも有効であるかどうかを検証するために、50m範囲内と50～200mの範囲の2種類のデータを用いて相対的有意さを比較する。具体的には、以下の3つのケースについて推定を行った。

[Case1] 観測地点を中心とする半径50mの円内の現況土地利用面積を用いた推定。

[Case2] 観測地点を中心とする半径50～200mの同心ベルト内の現況土地利用面積を用いた推定。

[Case3] Case1とCase2の比較においてより有意な現況土地利用変数を用いた推定。

推定式および変数は以下のようにまとめられる。

(1) 区ダミーを用いた推定式

$$LV = a_1 NOISE + a_2 FACIL + a_3 HAMP + a_4 RETL + a_5 BOXTM + a_6 DKU1 + a_7 DKU2 + a_8 DKU3 + a_9 DKU4 + a_{10} DKU5 + a_{11} DKU6 + a_0 + \epsilon$$

(2) 沿線ダミーを用いた推定式

$$LV = a_1 NOISE + a_2 FACIL + a_3 HAMP + a_4 RETL + a_5 BOXTM + a_6 DLN2 + a_7 DLN3 + a_8 DLN4 + a_9 DLN5 + a_{10} DLN6 + a_{11} DLN7 + a_{12} DLN8 + a_{13} DLN9 + a_0 + \epsilon$$

[変数表] LV：地価（平成元年地価公示価格、単位：千円）、NOISE：騒音昼夜平均、FACIL：緑地施設面積^F、HAMP：迷惑施設面積^F、RETL：商業施設面積^F、TLTM：都心までの時間距離、DKU1：川崎区ダミー、DKU2：幸区ダミー、DKU3：中原区ダミー、DKU4：高津区ダミー、DKU5：多摩区ダミー、

DKU6：宮前区ダミー、DLN2：小田急多摩線、DLN3：小田急小田原線、DLN4：東急田園都市線、DLN5：東急東横線、DLN6：京浜急行大師線、DLN7：JR横須賀線、DLN8：JR南武線、DLN9：JR東海道本線、BOXTM：BOXTM = (TLTM^λ-1)/λ (ただし、λ=0の時には、BOXTM=ln(TLTM))。

ここで、右肩にFのある変数は、現況土地利用変数で50m圏内と50~200mの圏内の2つの値が存在する変数を表す。

なお、「都心までの時間距離：TLTM」は、都心ターミナルへの鉄道による乗り入れの営業キロ数を時間に換算した値である。この変数の地価への影響は非線形になっている可能性が大きいと考えられる。このため、TLTMにはBOX-COX変換を施すことにした。また、「都心までの時間距離：TLTM」と「騒音変数：NOISE」は、すべてのケースにおいて同じものが用いられる。

推定結果

まず、区をダミーとして取り扱った場合を見ると、表1に示されているように、変数によって、Case1(3つの環境変数が50m以内)のほうがより有意なもの、Case2(ほかの3つの客観変数が50~200m)のほうがより有意なものが存在する。

「緑地施設面積：FACIL」の評価は、50m内のほうが50~200m内よりも大きく、t値も高くなっている。これは近隣効果の及ぶ範囲は非常に狭いというMills and Hamilton (1984)の議論を裏付ける結果となっている。

「緑地施設面積：FACIL」とは逆に、「商業施設面積：RETL」はCase2で有意となっている。商業施設はあまりにも近い範囲にあると有意でなく、有意な推定値を得るためには、ある一定距離以上離れている(50~200m)ことが必要だということを意味していると思われる。

以上からわかるように、どの程度の距離であれば有意な効果をもつかは個別の環境要因によ

表1-推定結果：区ダミー

	Case1 半径50m内	Case 2 半径50 ~200m内	Case 3 左2ケース より選択
NOISE	-3.50 *(-2.73)	-2.41 (-1.61)	-2.77 *(-1.92)
FACIL	0.14 *(4.70)	0.01 *(3.61)	0.14 *(5.01)
HAMP	-0.002 (-0.01)	-0.002 (-0.17)	-0.001 (-0.99)
RETL	0.02 (1.10)	0.01 *(2.94)	0.01 *(2.54)
BOXTM	-1,453.0 *(-10.7)	-92.94 (-0.45)	-218.1 (-0.46)
TLTM:λ	-0.65 *(-11.5)	0.17 -0.27	-0.11 (-0.17)
DKU 1	65.61 *(2.29)	32.80 -0.89	48.31 -1.33
DKU 2	46.65 -1.55	21.13 -0.55	27.31 -0.74
DKU 3	32.06 -1.12	7.51 -0.25	21.18 -0.68
DKU 4	8.17 -0.3	-3.12 (-0.11)	3.49 -0.13
DKU 5	-72.69 *(-3.08)	-86.79 *(-3.67)	-76.29 *(-3.24)
DKU 6	86.74 *(3.77)	57.62 *(2.39)	77.34 -3.18
CONST	2,608.5 *(26.5)	996.28 *(2.23)	1,204.5 *(1.66)
DW	1.98	1.98	1.96
R ²	0.48	0.46	0.50

注) ()内はt値。*は10%水準で有意な係数を表す。

って異なっている。GISを使うことの大きなメリットは、観測地点からの距離を任意にとることができ、もっとも有意な距離帯を選択できることである。

変数HAMPは迷惑施設と考えられる店舗専用施設、宿泊施設、娯楽施設、遊技施設、工業施設、業務施設、倉庫施設等を合計した面積であり、有意な評価が期待されたが、Case1、Case2のいずれにおいても有意な推定結果が得られていない。公示地価はその地域の典型的な地点を選んでおり、迷惑施設の影響を顕著に受ける地点が含まれていないからであろう。

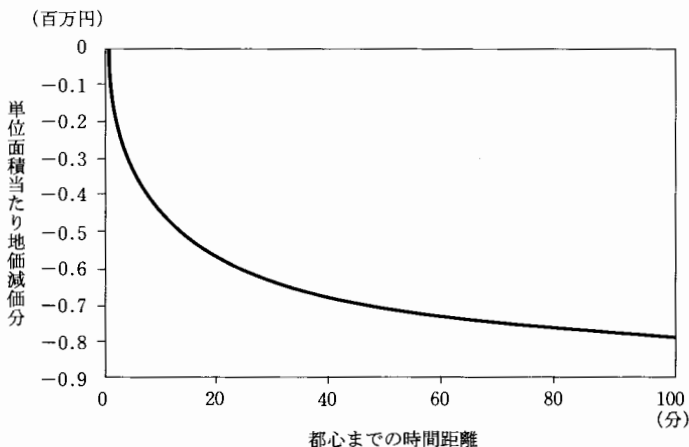
以上の3つの変数について、50m内と50~200mのうちのより有意なものを選んだのがCase3である(緑地施設面積については50m内、商業施設面積と迷惑施設面積については

表2-推定結果：沿線ダミー

	Case 1 半径50m内	Case 2 半径50 ~200m内	Case 3 左2ケース より選択
NOISE	-0.22 (-0.15)	0.13 (0.08)	0.13 (0.10)
FACIL	0.14 *(4.82)	0.01 *(3.90)	0.14 *(5.15)
HAMP	0.004 (0.23)	-0.001 (-0.65)	-0.00 (-0.48)
RETL	-0.0001 (0.01)	0.01 *(1.84)	0.005 (1.65)
BOXTM	-3,018.6 *(-8.84)	-196.84 (-0.39)	-686.83 (-0.58)
TLTM: λ	-0.91 *(-18.2)	-0.08 (-0.11)	-0.50 (-0.97)
DLN 2	20.50 (0.27)	14.75 (0.20)	23.87 (0.32)
DLN 3	99.50 (1.65)	117.63 *(2.00)	97.73 (1.64)
DLN 4	183.34 *(3.04)	186.50 *(3.13)	178.23 *(2.95)
DLN 5	168.07 *(2.53)	183.33 *(2.78)	157.95 *(2.34)
DLN 6	82.25 (1.14)	86.59 (1.15)	79.00 (1.06)
DLN 7	136.15 *(1.80)	131.65 *(1.67)	108.10 (1.35)
DLN 8	73.01 (1.21)	87.04 (1.46)	67.32 (1.14)
DLN 9	195.61 *(2.85)	190.03 *(2.66)	166.29 *(2.32)
CONST	3,529.0 *(11.49)	903.63 (1.15)	1,474.9 (1.19)
DW	1.85	1.98	1.83
\bar{R}^2	0.48	0.46	0.49

注) ()内はt値。*は10%水準で有意な係数を表す。

図2-時間距離の地価による評価
 $\lambda = -0.11$, $BOXTM = 218.1$ (Case 3の場合)



50~200m)。自由度調整済みの決定係数 \bar{R}^2 は、Case1とCase2の双方よりもわずかながら高くなっており、フィットがよくなっているのがわかる。

「騒音：NOISE」の係数は、Case1 (他の3つの環境変数が50m以内) の場合には有意であるが、Case2 (他の3つの客観変数が50~200m) の場合には有意ではないという結果を得た。Case3の場合には有意になっている。

「BOXTM：BOX-COX変換された時間距離変数」の係数はCase1では有意であるが、その他のケースでは有意でない。これは時間距離と他の変数とが相関をもっているためと思われる。川崎市は東京都との県境に沿って細長い形状をしており、東京からの時間距離には大きなばらつきがない。このことによって、時間距離の有意性が低くなっている。

ダミー変数はその地区の特色を示すものであるが、「多摩区：DKU5」では地価が低くなる点でどの推定結果も一致している。

沿線ダミーを用いたケースについては、ダミー以外の推定値は区ダミーのケースとほぼ同じ結果となった (表2)。しかし、騒音変数は有意でなくなっている。

沿線ダミーのうち係数が有意に正なのは、「東急田園都市線：DLN4」沿線である。ダミー変数を入れていないのは「京王帝都相模原線」であるので、田園都市線では相模原線に比較して単位面積当たり10.5~18.7万円高いことになる。ほかに、「小田急小田原線：DLN3」、「東急東横線：DLN5」、「JR横須賀線：DLN7」、「JR東海道本線：DLN9」の各沿線ダミー変数は、いずれかのケースで有意となっている。

区ダミーのCase2を除くすべてのケースで、BOX-COXの λ の推定値はマイナ

スになっている。さらに、BOXTMのパラメータ推定値もマイナスであるため、都心までの時間距離を横軸に、時間距離増加による地価の低下分を縦軸にとると、図2のように下に凸の関係になっている。

便益評価

上での推定結果から環境改善の便益を計測することができる。そのためには、推定に用いた観測地点とそれ以外の地点との間の関係を仮定する必要がある。各観測地点が等面積の後背地からサンプリングされたと仮定すると、各観測地点*i*の地価に反映される環境改善の便益 B_i の平均値を用いることができる。以下では、この平均値を各区ごとに計算し、その和を用いる。

騒音が1ホン改善することによる便益、緑地施設を1㎡新設することの便益、および都心までの時間距離が1分縮まることによる便益のそれぞれについて、「面積1㎡当たり」および「住民1人当たり」の便益を各区ごとに計算する。推定式はCase3の推定結果を用い、結果を表3にまとめた。

川崎市全体の平均では、1㎡当たりの便益額は、騒音1ホン改善に2760円、緑地施設1㎡に対して140円、都心までの時間が1分短くなるのに6130円である。1人当たり便益は、騒音1ホン改善に33万8450円、緑地施設1㎡に対して1万6800円、都心までの時間が1分短縮されるのに75万1700円となっている。この結果から、緑地施設の便益は統計的に有意であるものの、金額的には大きくないことがわかる。

次に、1㎡当たりの時間短縮便益を各区分で比較すると、中原区における便益がもっとも大きく、麻生区と川崎区はもっとも小さい。しかし、1人当たりの時間短縮便益は、人口密度の高い麻生区と川崎区のほうが大きくなっている。

これまでの先行研究では緑地施設の便益をきちんと計測できた例は多くない。この研究で緑地施設の便益が推定できたひとつの理由は、環境質を面積という定量値で計測したことである

表3—各区分の限界便益 (単位：千円)

	騒音改善	緑地施設	都心までの時間短縮
川崎市	2.76 338.45	0.14 16.80	6.13 751.70
川崎区	2.76 546.22	0.14 27.11	5.10 1,009.3
幸 区	2.76 195.73	0.14 9.72	5.40 382.94
中原区	2.76 218.40	0.14 10.84	8.07 638.58
高津区	2.76 287.82	0.14 14.29	6.72 700.79
多摩区	2.76 320.74	0.14 15.92	6.42 744.91
宮前区	2.76 289.36	0.14 14.36	5.62 589.20
麻生区	2.76 511.26	0.14 25.82	5.10 944.72

注) 上段：面積1㎡当たり、下段：住民1人当たり。
騒音改善、緑地施設の1㎡当たりの限界便益は変数が線形であるため、同じ値となっている。

と考えられる。もしこれが定性値（公園があるかないかなど）であると、意味のある評価結果を得ることは難しい。もうひとつの理由は、「観測地点から半径50mの範囲内での緑地施設面積」というごく近隣のデータをとったことである。1kmメッシュ内での緑地面積といった変数では良好な推定結果は得られない。

2 ヘドニック・アプローチによる便益推定値の信頼性：関数形と変数の選択に関するセンシティブリティ分析

すでに述べたように、ヘドニック・アプローチによる環境価値の計測結果は社会資本投資の費用対効果分析において実際に利用されつつある。その場合の大きな問題は、推定を行う主体が自分に都合のよい推定値を得るために、関数形や説明変数の選択をマニピュレートすることである。以下では、そういったことをした場合にどの程度の大きさのバイアスが発生するかを検討してみたい。

表4—関数形によるヘドニック評価値の相違：一次式

変数	線形-線形	ログ-線形	線形-ログ	ログ-ログ	評価値の変動幅 (%)
騒音	-2.77 (-5.48, -0.05)	-2.94 (-5.49, -0.39)	-3.05 (-3.46, -2.65)	-3.23 (-5.91, -0.56)	16.9
緑地施設面積	0.139 (0.083, 0.195)	0.115 (0.066, 0.165)	0.139 (0.084, 0.195)	0.115 (0.065, 0.165)	20.8
迷惑施設面積	-0.0015 (-0.0043, 0.0013)	-0.0011 (-0.0036, 0.0013)	-0.0015 (-0.0040, 0.0011)	-0.0011 (-0.0036, 0.0013)	28.5
商業施設面積	0.0062 (0.0015, 0.0110)	0.0054 (0.0009, 0.0099)	0.0062 (0.0018, 0.0107)	0.0054 (0.0012, 0.0095)	15.6
都心までの時間距離	-5.04 (-6.53, -3.54)	-4.47 (-5.85, -3.10)	-5.05 (-6.44, -3.67)	-4.48 (-5.73, -3.23)	12.9
R ²	0.50	0.49	0.50	0.49	

注) ()内の数値は、シャドウプライスの推定値の95%の信頼区間。

表5—関数形によるヘドニック評価値の相違：二次形式

変数	標準型	平方根型	評価値の変動幅 (%) (一次+二次)
騒音	-5.09 (-8.82, -1.36)	-5.27 (-9.91, -0.63)	90.6
緑地施設面積	0.196 (0.053, 0.338)	0.203 (0.033, 0.374)	76.4
迷惑施設面積	-0.0010 (-0.0054, 0.0034)	-0.0019 (-0.0072, 0.0034)	93.1
商業施設面積	0.0028 (-0.0053, 0.0109)	0.0037 (-0.0060, 0.0134)	122.2
都心までの時間距離	-4.77 (-6.80, -2.74)	-5.89 (-8.51, -3.26)	31.6
R ²	0.59	0.61	

注) ()内の数値は、シャドウプライスの推定値の95%の信頼区間。

ヘドニック・アプローチにおいては、評価者によるマニピュレーションは、①データの選択、②推定する関数形の選択、③推定に用いる説明変数の選択の3つの局面で発生する。これらのうちで、第1のデータの選択によるマニピュレーションはあまり議論になっていない。これは地価公示や取引データといったものを用いるのが通常であり、評価者によるマニピュレーションの余地が少ないからである。以下では、関数形と変数の選択によるマニピュレーションについて、前節と同じ地価公示データを用いて、検証する。

関数形の選択

まず、関数形の選択が評価値に与える影響を考える。表4は一次式の間での選択を考えてお

り、線形-線形、線形-ログ、ログ-線形、ログ-ログの4つのケースの推定値を比較している。この表の数値は各変数のシャドウプライスの推定値を表しており、その下のカッコ内の数値はシャドウプライスの推定値の95%の信頼区間である。また、用いた変数は「騒音：NOISE」、「緑地施設面積：FACIL5 (50m以内の緑地施設面積)」、「迷惑施設面積：HAMP2 (200m以内の迷惑施設面積)」、「商業施設面積：RETL2 (200m以内の商業施設面積)」、「都心までの時間距離：TLTM」である。

この表の最後の列にある「評価値の変動幅」は、評価値の最大値と最小値の幅が(評価値の絶対値の)最小値に比べて何%になっているかを示している。つまり、

評価値の変動幅 (%)

$$= \frac{\text{最大の評価値} - \text{最小の評価値}}{\text{評価値の絶対値の最小値}} \times 100$$

である。

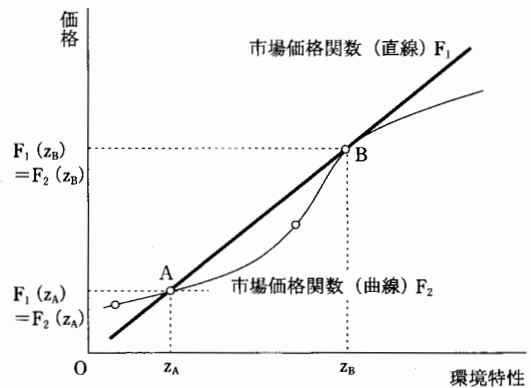
この表によると、関数形の選択による変動のもっとも少ないのが「都心までの時間距離：TLTM」の価値であり、約13%である。もっとも変動が大きいのは、「迷惑施設面積：HAMP」であり、30%近い。

表5には二次形式を用いた推定結果が示されている。二次形式を用いると説明変数の数が増加するので、決定係数は大きくなる。われわれのケースでは、決定係数は約0.1程度大きくなっている。しかし、環境変数の評価値のばらつきは大きくなり、一次式とは大きく異なった推定値になる。一次式でもっともばらつきの小さかった「都心までの時間距離：TLTM」についてさえ30%を超えており、「商業施設面積：RETL」にいたっては120%を超えている。

サンプル数がかぎられている場合には、より詳細に観測値をトレースする非線形の回帰は、環境価値の推定値（ヘドニック価格関数の微係数の推定値）に対して大きなバイアスを与える可能性がある。

図3は、その可能性を表している。直線の市場価格関数 F_1 も、曲線の市場価格関数 F_2 も、観測値A、Bを正確にトレースしているが、曲線のほうが他の観測値もトレースしているのでフィットがよくなっている。ここで、点Bでの接線の傾きは F_1 も F_2 も等しいが、点Aでの接線の傾きは異なっている。さらに、非線形であれば同じ観測点を通り、かつ、異なる傾きをもつ曲線が多数存在しうる。この図からいえることは、フィットのよい非線形の関数で便益評価を行うと、環境価値の推定値は多様な値をとる可能性があり、評価の再現性が期待できなくなる。この意味で、推定値の頑健性が失われる。

図3 非線形関数の推定による環境価値推定値のばらつき



変数の選択

次に、説明変数を変えたときに評価値がどの程度変わるかを検討する。ここでは、前節で用いた変数に加えて、住民へのアンケート調査から得られた「空気のきれいさ：CLEN」、「緑の豊かさ：GREN」、「街の落ち着き：ATMS」、「利便性：CONV」を用いる。また、前節で用いた施設面積の変数については、観測地点を中心に①50m内、②50～200m内、③200m内という取り方をした3つの変数を用いる。これらの変数をほぼ同様な環境要因を表している以下の4つに分類する。

- (1) 「騒音：NOISE」と「空気のきれいさ：CLEN」
- (2) 「緑地施設面積：FACIL」と「緑の豊かさ：GREN」
- (3) 「迷惑施設面積：HAMP」と「街の落ち着き：ATMS」
- (4) 「商業施設面積：RETL」と「利便性：CONV」

このグルーピングは以下のような観点に立っている。第1に、「騒音：NOISE」と「空気のきれいさ：CLEN」とがひとくくりになっているのは、騒音の激しさに比例して、大気も汚染されると考えられるからである。第2に、「緑地施設面積：FACIL」は「緑の豊かさ：GREN」に対応する。第3に、「迷惑施設面積：HAMP」は店舗専用施設、宿泊施設、娯楽施設、遊技施設、工業施設、業務施設、倉庫

表6—変数を変えたときの評価値の変動幅

	線形 - 線形	線形 - 対数	対数 - 線形	対数 - 対数	標準二次形式	平方根二次形式
NOISE	88	82	75	64	74	89
CLEN	345	354	349	436	438	470
FACIL 5	27	25	32	29	80	103
FACIL150	42	43	49	50	79	87
FACIL 2	41	42	48	49	87	96
GREN	109	105	108	107	170	182
HAMP 5	615	735	975	1,315	187	207
HAMP150	113	107	121	120	385	349
HAMP 2	116	110	124	126	431	394
ATMS	136	140	136	144	156	153
RETL 5	63	53	68	56	341	253
RETL150	50	63	51	42	264	373
RETL 2	48	58	50	61	280	373
CONV	22	14	22	17	61	60
TLTM	79	81	74	75	73	70

表7—決定係数が最大になる変数の組み合わせを用いたときの変動幅および全推定を通じた最大変動幅

	最良の決定係数	最大変動幅
NOISE	97	136
CLEN	522	522
FACIL 5	118	128
FACIL150	120	153
FACIL 2	128	147
GREN	155	181
HAMP 5	449	566
HAMP150	335	371
HAMP 2	357	396
ATMS	187	190
RETL 5	303	320
RETL150	202	243
RETL 2	197	228
CONV	51	72
TLTM	87	115

施設等を合計した面積であり、「街の落ち着き：ATMS」とは逆の動きをすると考えられる。第4に、「商業施設面積：RETL」は「利便性：CONV」と正の相関があると考えられる。

これらの変数を組み合わせて、 $2 \times 4 \times 4 \times 4 = 128$ 通りの回帰を、上の6つの式のそれぞれについて行った。評価値のばらつきの程度は表6のように要約できる。この表での変動幅は、評価値の最大値と最小値の差を評価値の平均値で割って基準化したものである。つまり、線形 - 線形の場合のNOISEの変動幅が88であると

いうのは、評価値の最大値と最小値の差が評価値の平均の88%であることを示している。

この表からわかるように、変数を入れ替えることで評価値は大きく変動する。おおまかに見ると、関数形を変えたときよりも評価値の変動幅は大きいようである。また、推定値の有意性が低い変数について変動幅が大きくなるという傾向と、二次形式のほうが一次式よりも変動幅が大きくなるという傾向とが見受けられる。

表7は、各関数形において決定係数を最大にする変数の組み合わせを求め、それらの間で評価値の変動幅がどうなるかを計算したものである。この場合には、関数形を固定するよりも変動幅が大きくなる傾向が見られる。

表7の3番目の列は、全推定を通しての評価値の変動幅を表している。変動幅がもっとも小さいのが「利便性：CONV」であり、72%であるが、それ以外のものは100%を超えており、HAMP5にいたっては500%を超えている。

おわりに

第1節での分析からわかるのは、サンプル地点からどの程度の距離内の環境条件が有意であるかは変数に依存しており、一概にはいえないことである。たとえば、緑地変数については50m以内のごく近い範囲内の状況が有意であるが、

商業施設についてはある程度広い範囲内の状況が重要である。このような場合には、GISの活用によって推定結果の大幅な改善が見込まれる。

また、空間統計学における最近の重要なテーマは、空間的自己相関をどう処理するかということであった。おおざっぱに言えば、空間的自己相関は位置が近いと誤差項に相関が発生しやすくなるということである。これは、近くの地点に共通に働いている環境要因がデータに含まれていないことによって発生する。たとえば、公園から30mの地点と50mの地点があり、公園からの距離のデータがない場合には、これらのサンプルの間に空間的自己相関が発生する。

GISを利用すると、ばらつきのあるデータの取得が可能になり、空間自己相関自体をある程度排除できるようになるであろう。たとえば、上の例では公園からの距離のデータを用いることによって、あるいは、観測点から一定距離半径内に他の公園緑地施設も含めた面積が何㎡存在するかのデータをとることによって、空間的自己相関が排除できる。

空間情報データの構築の遅れから、われわれの研究では非常に初歩的な利用しかしていない。残念ながら、日本では官庁が作成したデータについてさえ安価で容易に利用できるという状態にはまだほど遠い状態である。しかし、徐々にデータ基盤の構築が進みつつあり、ヘドニック・アプローチにおいても画期的な進展が期待できる状態になりつつある。

第2節では、推定を行う主体が自分に都合のよい推定値を得るために、関数形や説明変数の選択をマニピュレートする可能性を考え、そういったことが行われた場合にどの程度の大きさのバイアスが発生するかを見てみた。われわれの得た結果は以下のように要約できる。

(1)関数形の選択については、一次式の間での評価値の相違は10~30%程度であるが、二次形式を用いると変動幅は大きく拡大し、100%を超えるケースが出てくる。したがって、フィットのよい複雑な関数形を用いると評価値の頑健性

が失われる傾向が存在する。

(2)変数の選択による変動幅は、関数形の選択によるものよりも大きい傾向がある。

(3)双方に関して、評価値の有意性が小さいケースには、評価値の変動幅も大きくなる傾向がある。

これらの結論から、GISなどを利用して適切なデータを作れば、ヘドニック・アプローチは住環境評価について有益な手段となりうるが、関数形および変数の選択によって推定結果を恣意的に操作する余地が大きいことがいえる。費用便益分析の実務で用いるためには、使ったデータを公表して、外部からの検証を可能にする仕組みが必要である。

*本稿は、矢澤・金本(1992)と建設省建設政策研究センター(1998)を基礎にしている。詳細については、これらの文献を参照されたい。後半の大量の回帰計算は、東北大学大学院森川謙氏に援助いただいた。感謝の意を表したい。

参考文献

- Mills, E. S. and B. V. Hamilton (1984) *Urban Economics* (3rd ed.), Scott, Foresman and Company, Chapter 11.
- Rosen, H.S. (1985) "Housing Subsidies; Effects on Housing Decisions, Efficiency, and Equity," Auerbach, A. J. and M. Feldstein (ed.), *Handbook of Public Economics*.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets; Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82, pp.34-55.
- 金本良嗣・中村良平・矢澤則彦(1989)「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」『環境科学会誌』2、251-266頁。
- 建設省建設政策研究センター(1998)『環境等の便益評価に関する研究——ヘドニック法とCVMの適用可能性について』。
- 矢澤則彦・金本良嗣(1992)「ヘドニック・アプローチにおける変数選択」『環境科学会誌』5(1)、45-56頁。

住宅の一次取得者の 頭金貯蓄について

森泉陽子

はじめに

日本において、住宅購入のための頭金貯蓄は貯蓄動機のなかで上位に位置付けられ、短期的な目標貯蓄額としては最大である (Horioka 1988b, 1997)。とくに一次取得者の貯蓄動機では中心に位置する。いくつかのデータから知られているように、一次取得者はその貯蓄のほとんどを頭金に回す。先に発表された平成10年度「住宅・土地統計調査」によると、平成6～10年の4年間の持ち家建築は350万戸で、そのうち一次取得層は210万戸以上におよんだ。持ち家住宅建築の主役は一次取得者である。これらの一次取得者は住宅購入計画を立て、購入計画のない借家家計の1.8倍以上、ネットで2倍近くの貯蓄に励むので、頭金貯蓄がマクロ貯蓄に与える影響は無視できない。

日本では他の先進国と比較して、住宅購入額に占める頭金割合は高い。たとえば、アメリカでは頭金比率は20%ほどであるが、日本ではほぼ30～45%の水準で推移している (建設省「民間住宅建設資金実態調査」)。住宅金融公庫を中心とした公的金融が発達し、低利かつ緩い条件で借りられるにもかかわらず頭金割合が大きい理由として、高い住宅価格と持ち家需要の低い価格弾力性があげられる (Horioka 1997)。前者について、住宅価格を簡単に年収倍率でみると、アメリカでは3倍強であるが、日本では5～6倍弱¹⁾であることからわかるように、日本では住宅価格は高い。後者の持ち家需要の価

格弾力性についてはHorioka (1988a) では-0.8、Moriizumi (2000) では-0.673であり、いずれも1以下で低い。したがって、住宅価格が上昇しても持ち家需要量はあまり減少しないので、住宅購入に多くの頭金貯蓄が必要となる。

ところが、住宅価格があまり高いと購入できる住宅は非現実的なほど狭くなるので、家計は持ち家需要量を調節することができず持ち家取得を諦めてしまう。この効果をSheiner (1995) は「諦め効果」と呼んだ。この場合には、頭金貯蓄はゼロとなってしまう。もし、多くの家計において諦め効果が働けば、住宅価格高騰時には家計の頭金貯蓄が減少してマクロの貯蓄率は低下し、逆に、住宅価格が低下傾向にある時期には頭金蓄積は盛んになり、このことがマクロ貯蓄率低下の歯止め効果として働くこととなる。このように、諦め効果がマクロ貯蓄率に与える効果は無視できない。

Engelhardt (1994) は諦め効果が働くことをシミュレーションで示し、カナダのデータを用いて実証分析した。一方、Sheiner (1995) はシミュレーションと推定で逆に諦め効果が働かないことを示した。日本については、Yoshikawa and Ohtake (1989) が「全国消費実態調査」を用いてスイッチング・リグレーション分析を行うことによって、諦め効果が存在することを示した。このように従来の実証結果は、諦め効果について、逆の帰結をもたらしている。

その原因は、従来分析では住宅購入と貯蓄の同時性を考慮していないので、推定パラメー

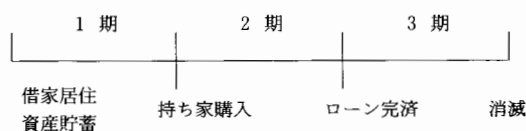
タにバイアスが生じていることによる。従来の分析では、住宅価格の貯蓄に与える効果の推定にあたって、購入計画への効果と貯蓄額への効果がそれぞれ独立に推定されているが、住宅購入は頭金蓄積額に依存する一方で、ある程度の資産が貯まると住宅を購入するインセンティブになることも事実である。さらに、従来の分析では、諦め効果の家計の資産蓄積に与える効果を測定するのに際し、住宅購入計画をもたない家計の資産蓄積と住宅価格の負の関係をもって検証しているが、この方法では初めから住宅を購入する意図のない家計も含まれてしまう。適切な方法は、計画をもつ家計が計画をやめたときにどの程度貯蓄額（率）が減少するかをみることである。

以下の分析では平成4年「住宅需要動向調査」（住宅金融公庫）の個票データを用いて、質的変数の同時方程式推定を行い、家計の貯蓄に占める頭金貯蓄の存在の大きいことを示し、諦め効果が存在することを明らかにする。同時に、諦め効果が家計の資産蓄積に与える効果を推定する。第1節では住宅購入計画と頭金蓄積の同時決定の推定モデルを提示し、第2節では用いたデータの概要を述べ、第3節で推定結果を示し、最後に結論を記す。

1 推定モデルと推定方法

一次取得者の住宅購入行動は、本質的に異時点間の最適化行動に基づく。Engelhardt (1994)、Sheiner (1995)、Yoshikawa and Ohtake (1989) のモデルもすべて異時点間の最適化行動から導出される。いま、簡単のために、確実性の世界で現在の所得、価格が将来も続くと仮定して、家計の生涯を図1のように3期間に分けて、生涯にわたる最適化行動を考えよう。

図1—家計のライフサイクル



(森泉氏写真)

もりいずみ・ようこ

1944年兵庫県生まれ。1973年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。杏林大学講師を経て、現在、神奈川大学経済学部教授。

論文：「日本における住宅需要の所得弾力性について」（『季刊理論経済学』）ほか。

家計は借家住まいからスタートし、3期末には消滅すると仮定する。家計の最適化行動には、①生涯借家に住む、あるいは、②1期に借家に住み資産を蓄積をしたのち、2期初めに蓄積した資産と住宅ローンで住宅を購入する、という二つの選択肢がある。後者の場合はローンは2期間中で返済され、3期末には住宅が遺産として残る。家計は①あるいは②のケースの生涯にわたる予算制約を考慮して効用の高いほうを選択するが、住宅を購入するときの制約は生涯所得の予算制約のほかに、借り入れ制約などいくつかの制約がある。頭金制約もそのひとつであるが、その制約をクリアするために頭金貯蓄が必要である²⁾。

②を選択したときと①を選択したときの効用の差を I^* で表すと、

$$I^* = I(w, p_H, y_1, R, r_s, r_m, z) \quad (1)$$

となる。ここで、 w は資産、 p_H は購入する住宅の単価、 y_1 は3期間の労働所得（ベクトル）、 R は家賃、 r_s は貯蓄利率、 r_m は借り入れ利率、 z は家計の所得、資産以外の属性である。もし $I^* > 0$ ならば、家計は2期の初めに住宅を購入することを計画し、一方、生涯借家に住むことを計画するならば、 $I^* < 0$ である。前者を $I=1$ 、後者を $I=0$ というダミー変数で表すことにすると以下ようになる。

$$I = \begin{cases} 1 & \text{iff } I^* > 0 \\ 0 & \text{その他} \end{cases}$$

一方、1期の借家住まいの間に蓄積される家計の資産 w は、住宅購入計画をもっているかどうかで大きく違う。つまり、購入計画がある場合には、頭金貯蓄を行うので貯蓄額は大きい。

持ち家を購入する計画をもっている家計と、生涯借家に住む家計では主たる貯蓄動機が異なるので、その貯蓄行動は異なる。つまり、1期における家計の貯蓄額は持ち家購入計画があるか否か、すなわち、 $I^* > 0 (I=1)$ か $I^* < 0 (I=1)$ に依存する。よって、

$$w = w(I^*, p_H, y_1, R, z). \quad (2)$$

家計は住宅を購入しようと計画を立てれば、購入予定の住宅の価額に向けて貯蓄する。

このように、家計の貯蓄と住宅購入計画は、互いに影響を与えあい同時に決定される。このことを考慮に入れ、かつ各方程式を線形で表すと、モデルは離散変数を含む以下の同時方程式となる。

$$w = \gamma_1 I^* + \beta_1 x_1 + u_1 \quad (3)$$

$$I^* = \gamma_2 w + \beta_2 x_2 + u_2 \quad (4)$$

$$I = \begin{cases} 1 & \text{iff } I^* > 0 \\ 0 & \text{その他} \end{cases} \quad (5)$$

ここで、 $x_i (i=1, 2)$ は外生変数 (ベクトル) で $\gamma_i (i=1, 2)$, $\beta_i (i=1, 2)$ は未知パラメータのスカラあるいはベクトルである。攪乱項 u_1, u_2 は平均ゼロ、共分散行列 Σ_{u_1, u_2} をもつと仮定する。この(3)式から(5)式のモデルは、内生変数として、1個の離散変数 (I) と1個の連続変数 (w) をもち、誤差項は互いに相関をもつ同時方程式である。上記のモデルで(3)式において、 I^* の係数が統計的に有意であれば、頭金貯蓄の存在を検証することができる。先のモデルに従えば、 x_1 の中には、 y_1, p_H, R, r_s, r_m のほかにデモグラフィック要因として、世帯主年齢の2乗 $AGE2$ を含む。さらに、世帯人員 $NUMBER$ 、およびライフサイクルに関連したデモグラフィック変数として、ファミリー世帯ダミー (夫婦と子ども) $LIFE$ も含まれる。将来所得 y_1 は世帯主年齢にしたがって変化するので、この効果を考慮して、将来所得の変数を単独に導入せず、所得×年齢の変数 $INCAGE$ を導入した。上記の同時方程式モデルの推定にはクロスセクションのデータを用いるので、日本において金利は地域間ではほとんど相違しないことを考慮する

と、利子率は推定式には含まれない。

x_2 については、 y_1, p_H と R が重要な外生変数である。 y_1 は将来所得であるが、その代理変数として恒常所得を用いた³⁾。デモグラフィック要因には AGE とその2乗 $AGE2$ 、 $LIFE$ を含めた。ここで、 AGE は計画期間の長さを表す代理変数とも考えられる。勤労者家計 $WORKER$ は職業の安定性から、他の職業の家計より住宅購入計画を立てやすい。さらに、勤務先から容易な条件で借入れができる場合、 $FIRM$ は購入計画を立てやすい。従業員5000人以上の大企業に勤務している場合、 $BIGFIRM$ には購入計画を立てやすい。

同時方程式モデル(3)式から(5)式は Nelson and Olson (1978) の方法を用いて推定される。この方法の特徴は2段階推定法を用いて一致推定値を得ることにある。そのためには、まず、(3)式と(4)式から誘導形方程式(6)式、(7)式を導出する⁴⁾。

$$w = \pi_1 x + v_1 \quad (6)$$

$$I^* = \pi_2 x + v_2 \quad (7)$$

ここで、 x はすべての外生変数、 v_1 と v_2 は平均ゼロ、共分散 $\Sigma_{v_1, v_2} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$ をもつ攪乱項である。 I^* は離散変数でしか観察されないので、 π_2/σ_2 がパラメータとして推定される。よって、

$$I^{**} = \frac{I^*}{\sigma_2} = \frac{\pi_2}{\sigma_2} x + \frac{v_2}{\sigma_2} = \pi_2^* x + v_2^* \quad (7')$$

と書くと、構造方程式(3)式と(4)式は、(8)式と(9)式になる。

$$w = \gamma_1 \sigma_2 I^{**} + \beta_1 x_1 + u_1 \quad (8)$$

$$I^{**} = \frac{\gamma_2}{\sigma_2} w + \frac{\beta_2}{\sigma_2} x_2 + \frac{u_2}{\sigma_2} \quad (9)$$

ネルソン=オルソン・モデルの2段階推定法とは、第1段階で(6)式、(7)式をそれぞれ、OLS、プロビットで推定する。第2段階では、得られた推定値 $\hat{I}^{**} = \widehat{\pi_2^*} x$ を(8)式に代入してOLSで推定し、 $\hat{w} = \widehat{\pi_1} x$ を(9)式に代入してプロビットで推定する。ただし、推定パラメータの共分散行列は修正されなくてはならない⁵⁾。

2 利用したデータ

利用したデータは、平成4年度「住宅需要動向調査」(住宅金融公庫)の個票である。このデータは持ち家家計と借家家計を含み、ともに住宅購入計画の有無を調査している。データは家計の所得、貯蓄額のほかに購入予定地域、および、家計のデモグラフィック要因、勤務先の住宅融資条件(金利、融資額)、住宅手当も調査している(いずれも、階級値)。標本は全国にわたり、その数は3857である。欠損値などを除いた結果、3147サンプル(持ち家2285、借家862)となった。所得、貯蓄額はともに階級値で与えられているため、推定には中央値を用いた。なお、所得、貯蓄額の階級の最上限は区間が開いているので除いた。したがって、所得は1500万円以下、貯蓄額は3000万円以下のサンプルである。

貯蓄データについては、少し注意が必要である。貯蓄額は家計全体のものであるが、生命保険は含まれていない。通常貯蓄の定義には生命保険(掛け捨ては除く)が含まれているので、利用したデータの貯蓄は低めになっている⁶⁾。

データは、従来の分析例と同様にクロスセクションデータであるので、住宅金利、貯蓄金利は全国一律であるとした。地域クロスセクションであるので、所得、貯蓄、住宅価格は「全国物価統計調査」(平成3年、総務庁統計局)から家賃を含まない一般物価指数でそれぞれデフレートした。家賃は同じデータの家賃指数を用い、同じく一般物価指数でデフレートした。

購入予定の住宅の単価はユニットコスト関数⁷⁾を用い、土地価格には国土庁の公示地価、建物価格には建設省「建築統計年報」(いずれも平成4年)から単価を求めて、コスト関数を計算して各データに貼り付けた。所得はGoodman and Kawai (1982)の方法で、次式の恒常所得を推定し用いた。 $R^2=0.21$

$$\hat{y}_1 = -503.2 + 41.0 \text{ AGE} - 0.40 \text{ AGE}^2$$

(-4.4) (8.3) (-7.4)

$$+108.7 \text{ WORKER} + 166.9 \text{ MANAGER}$$

(4.9) (6.4)

$$+129.8 \text{ BIGFIRM} - 31.2 \text{ LIFE1}$$

(4.5) (-1.0)

$$+23.9 \text{ LIFE2} - 59.4 \text{ PUBLIC}$$

(1.0) (-3.2)

$$+53.9 \text{ SUBSIDY}$$

(3.2)

ここで、MANAGER、LIFE1、LIFE2、PUBLIC、SUBSIDYは、それぞれ会社等の役員、夫婦のみ世帯、夫婦と子ども世帯、公的住宅居住、勤務先から家賃補助・住宅手当の有無のダミー変数である。データの記述統計は表1に掲載されている。

3 推定結果

頭金貯蓄の検証

表2と表3には同時方程式の推定結果が示されている。まず、貯蓄関数の推定結果をみてみよう。一般に年齢が増加すると所得も増加するので、この効果は前述したように、INCAGEの変数で表現されている。この変数は10.2%水準で有意である。この係数がプラスであることは、年齢を一定にした場合の所得の効果はプラスであることを意味しているので、所得が増加すると貯蓄も増加することがわかる。一方、家計は年齢が高まるにつれ貯蓄を増加させることは、年齢の2乗の係数が正であることより示される。世帯人員の効果は5%で有意ではないが、デモグラフィック要因LIFEは有意に負である。これは、子どもがいるいわゆるファミリー世帯は教育費などの支出が多く、子どもがいない家計にくらべて貯蓄ができないからであろう。

さて、表2よりI**の係数は正で有意である。つまり、購入計画をもっている家計は、そうではない家計よりも多く貯蓄をするということを示している。このことにより、頭金貯蓄の存在を検証できたことになる。最後に、家賃と住宅価格の影響をみてみよう。家賃の係数は有意に負であり、購入しようとする住宅の価格の係数は正である。家賃が高くなると、家計は貯蓄を

表1—データの平均値

	購入計画あり	購入計画なし
世帯主年齢(歳)	39.6	43.5
年 収(万円)	652.1	553.3
貯 蓄 額(万円)	630	448
世帯人員(人)	3.63	3.37

表2—貯蓄(ストック)関数の推定結果

変 数	推定値	(t 値)
I**	3.033	(2.28)
定 数	3.204	(2.40)
INCAGE	0.080	(1.63)
\hat{p}_H	14.660	(3.00)
R	-3.276	(-1.97)
AGE2	0.0016	(2.10)
LIFE	-1.276	(-2.10)
NUMBER	-0.260	(-1.29)
R ²	0.21	
標本数	862	

注) 相関係数=0.2223, $\sigma_1=23.4$, $\sigma_{12}=1.076$

表3—プロビットの推定結果

変 数	推定値	(t 値)
w	0.166	(5.3)
定 数	-1.534	(-3.49)
y_1	0.060	(0.88)
\hat{p}_H	-3.847	(-4.99)
R	0.826	(2.28)
AGE	0.032	(4.29)
AGE2	-0.0009	(-0.02)
LIFE	0.332	(2.58)
WORKER	0.110	(1.02)
FIRM	-0.021	(-0.17)
BIGFIRM	0.029	(0.14)
尤 度	-485.81	
標本数	862	

減らすと、住宅価格が上がると、貯蓄を増加させようとする。しかし、以上の推定結果は貯蓄関数のみに注目したものであるため、この結果からただちに住宅価格の資産蓄積に与える効果はプラスであるとはいえない。この点については次項で検討する。

次にプロビットの推定式の結果を検討する。プロビットの推定式(購入計画関数)について

みると、蓄積された資産wの係数は有意に正の符号をもつことから、購入計画において資産蓄積額は重要な役割を果たすことがわかる。一方、恒常所得(y_1)の係数は有意ではない。この結果は住宅購入には恒常所得ではなく、蓄積された資産が重要であるとするJones(1989,1995)、Plaut(1987)の推定結果と整合的である。Jones(1989,1995)は持ち家へ転換するとき大きな影響を及ぼすのは恒常所得ではなく、流動資産であると結論している。同じくPlaut(1987)も、家計が借家から持ち家へと転換するのは、十分な金融資産が蓄積されたときであることを理論モデルを用いて示している。

住宅価格 p_H の係数は負であるが、家賃の係数は正であり、ともに有意である。w所与のもとで、家計は住宅の価格が高くなると、購入計画を立てることをやめる。一方で、家賃が高くなると住宅を購入しようとする。この推定結果はPlaut(1987)の理論モデルからの帰結と同じである。

デモグラフィック変数LIFEが正で有意であるということは、ファミリー世帯は持ち家志向が強いことから、購入計画を立てる傾向も強い。勤労者家計のダミー変数WORKERの符号は正ではあるが有意ではない。勤務先で住宅融資制度がある場合には購入計画を立てやすいので、FIRMの符号は正になると期待されたが、推定結果は予想に反している。大企業に勤務している場合も同様なことが予期されたが、推定結果は有意ではない。世帯主年齢が上昇するにつれて、持ち家を購入をする傾向が強いが、ある年齢になると購入計画をもつ家計は持ち家を取得して目的を達成する。よって、年齢の効果は非線形である。この効果はマイナスのAGE2の係数で表現される。AGE、AGE2ともに符号は満足されているが、後者は有意ではない。

さて、推定結果から頭金貯蓄の存在が検証され、一次取得者にとって貯蓄に占める頭金貯蓄の大きさはかなり大きいと考えられる。そこで、住宅購入計画を立てている家計にとって、頭金

貯蓄がどの程度であるかを推計してみよう。任意の家計について以下の式が成立する。

$$E(w) = \Phi\left(\frac{\mu_2}{\sigma_2}\right)E(w|I^{**} < 0) + \left(1 - \Phi\left(\frac{\mu_2}{\sigma_2}\right)\right)E(w|I^{**} > 0) \quad (10)$$

ここで、Eは期待値を表し、 $\mu_2 = \pi_2 X$ である。(10)式の右辺第1項のEは、任意の家計がもし、購入計画を立てたならばするであろう貯蓄額で、第2項のEは計画を立てないならばするであろう貯蓄額である。そこで、データから、「計画あり」の平均的家計を選んで、もしこの家計が計画をもたないとしたら、どのくらい貯蓄するかを計算したのが、表4の2行2列目の数値(459.7万円)である。一方、計画をもたない家計のデータから、任意の家計を選び、もし、この家計が購入計画をもったとしたら、どれほど貯蓄するかを計算したのが1行3列目の数値(628万円)である。

まず、現在購入計画を立てている家計が、もし計画を立てなかつたら、頭金貯蓄はせずに他の目的で貯蓄をするわけであるが、 $E(\hat{w}|I^{**} > 0) - E(\hat{w}|I^{**} < 0) = 631.7 - 459.7 = 172$ 万円貯蓄額が低下する。これは貯蓄額の27%強にあたる。貯蓄率も同率低下する。逆に、いま購入計画をもたない家計が、購入計画を立てて頭金貯蓄をするとしたら、 $E(\hat{w}|I^{**} > 0) - E(\hat{w}|I^{**} < 0) = 628 - 453 = 175$ 万円貯蓄額が増加する。これは現在の貯蓄額の39%にのぼる。貯蓄率も同率上昇する。これらのことから、購入計画が貯蓄に及ぼす効果は大きいことが示された。

住宅価格と諦め効果

住宅価格の上昇が家計の資産蓄積に与える効果は、次の二つの効果に分解できる。①購入計画をやめる、あるいは継続する。②住宅購入計画を継続する場合、購入時期に変更のない家計はよりいっそう頭金貯蓄に励むが、購入時期を延期すれば資産蓄積の速度は低下するので、住宅価格上昇前に比べると貯蓄率は低下する。

表4—頭金貯蓄額 (単位：万円)

	購入計画あり	購入計画なし
計画ありなら	631.7	628
計画なしなら	459.7	453
実 際 値	629.9	447.9

諦め効果は①において購入計画を中止する効果であり、家計の資産蓄積への効果は②である。前項でみたように、住宅価格が貯蓄に与える効果については、従来の実証結果は一致せず、まったく正反対の帰結に分かれている。この原因は住宅購入(計画)と貯蓄(資産蓄積)の同時性を考慮に入れていないからである。

まず、①の効果を検討する。表記の煩雑さを避けるために、 $\sigma_2 = 1$ とする。

諦め効果の存在は、

$$\frac{\partial \Phi(\mu_2)}{\partial p_H} \left(= \frac{\gamma_2 \beta_1 + \beta_2}{1 - \gamma_1 \gamma_2} \phi(\mu_2) \right)$$

を計算すればよい。ここで $\phi(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数である。この式から明らかなように、諦め効果は $\beta_1, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2$ の大きさに依存する。 w と I^{**} の同時推定により、諦め効果には双方の推定パラメータが入る。Engelhardt (1994)の場合には、同時推定を行わずプロビット(計画)と w 関数を独立に推定しているので、 $\gamma_1 = 0, \gamma_2 = 0$ 、推定結果から $\beta_2 < 0$ であるので、諦め効果は過大推定になる。Sheiner (1995)の場合には資産蓄積関数のみでプロビット推定をしていない。 $\gamma_1 = 0, \gamma_2 = 0, \beta_2 = 0$ であり、推定結果から諦め効果はないことになる。Yoshikawa and Ohtake (1989)の場合には、同時推定を行っていないが、スイッチング・リグレーションであるので、 $\gamma_2 = 0, \gamma_1 = 0$ になる。推定結果から $\beta_2 < 0$ であるので諦め効果は過大推定となる。

データから、「計画あり」の家計の平均における弾力性で求めると $\eta_H = -0.325$ であることから、諦め効果は存在するがあまり大きくないことが示された。しかし、諦め効果は住宅価格の上昇につれて大きくなることを弾力性で示し

表5—住宅価格の貯蓄に与える効果——シミュレーション結果

	平均 ¹⁾	住宅価格上昇率		
		10%	20%	30%
E(w) (万円)	554.3	563.8	573.2	582.9
購入計画あり (万円)	631.7	644.2	656.6	669.5
購入計画なし (万円)	459.7	472.4	484.9	497.8
購入計画確率	-0.325	-0.371	-0.419	-0.472

注1) 購入計画ありの場合の平均値。

たのが、表5の最下行である。

次に、②諦め効果が資産蓄積に及ぼす効果であるが、まず、計画を継続する家計への影響をみる。そのためには、次式を計算すればよい。

$$\frac{\partial E(w|I^{**}>0)}{\partial p_H} = k_1 \left(\beta_1 + \gamma_1 \beta_2 - \sigma_{12} (\gamma_1 \beta_1 + \beta_2) \left[\mu_2 \frac{\phi}{\Phi} + \frac{\phi^2}{\Phi^2} \right] \right)$$

ここで、 $k_1 = 1/(1 - \gamma_1 \gamma_2)$ 。同時推定を行わない場合のバイアスが①と同様 β, γ に表れる。同時推定を行わないことによって、従来の分析の推定値はバイアスをもつ⁹⁾。「購入計画あり」のデータの平均において、弾力性で評価すると0.198である。「計画あり」の家計では住宅価格が上昇した場合にはさらに貯蓄に励むが、その増加率は価格上昇率ほどではない。

次に、諦め効果が資産蓄積に及ぼす効果を見るために従来とは異なった方法で測る。従来の分析のように、計画をもたない家計の価格効果を見るのではなく、住宅価格が上昇して計画をもっていた家計がその計画を中止したとき、資産蓄積がどれほど減少するかをシミュレーションで検討してみよう。(10)式を用いると、右辺第1項は購入計画があるときの条件付期待値であるので、頭金貯蓄である。第2項は購入計画がないときの条件付期待値であるので、これは頭金貯蓄ではない貯蓄である。住宅価格が10%、20%、30%と上昇したときの貯蓄額の変化をシミュレーションしたのが表5である。この場合は住宅購入計画をもつ家計の平均値からスタートした。データの平均貯蓄額は630万円である。もし、この家計が住宅価格が10%上昇した時に

購入計画をやめた場合、貯蓄額は472.4万円に減少する。シミュレーションでは159.3 (631.7 - 472.4) 万円、25%の減少である。このように、住宅価格上昇につれて計画をやめれば、家計の貯蓄額はかなり減少することが表5よりわかる。

一方、この家計が計画を続行した場合の貯蓄額は、表5の3行目に掲載してある。これより、家計は貯蓄を増加させるが、先の弾力性の結果と同様に、それは価格上昇率ほどではないことがわかる。

以上をまとめると、住宅価格の上昇が家計の資産蓄積に与える効果は、計画を続行するか否かに依存する。計画を続行する場合には、頭金貯蓄は増加するが増加率は価格上昇率ほどではない。このことは購入する住宅の規模に変化しないならば、住宅購入時期を延期していることを示唆している。一方、計画を中止した場合の貯蓄減少額は大きく、価格上昇率より大きい。

むすび

日本の貯蓄率はよく言われるほど高くないことが、最近の研究によって指摘されている⁹⁾。先進国のなかでも類を見ないほどのスピードで高齢化が進行している日本で、今後、貯蓄率はよりいっそう低下することが予測される。貯蓄率の低下が経済成長率の低下を引き起こすことを考えれば、今後も貯蓄率の動向には十分注意が必要である。

家計における頭金貯蓄の存在は大きく、それは家計の貯蓄率を約30%ほど押し上げることが推定結果からの条件付期待値によって示された。

また、諦め効果については、従来の分析は資産蓄積と住宅購入計画の同時推定を行っていないことから、その推定値はバイアスをもつことが示された。日本でも住宅価格上昇による諦め効果は存在し、その効果は住宅価格が上昇するほど強くなることが示された。

諦め効果が家計の資産蓄積に及ぼす影響は、従来の研究における方法とは異なった方法で測定された。その効果は計画を中止した場合には大きく貯蓄が減少させるが、計画を継続する場合にはさらに貯蓄に励むことが明らかになった。しかし、貯蓄増加率は住宅価格上昇率ほどではない。このことから、購入予定の住宅の規模に変化がないならば、家計は、住宅価格上昇には住宅購入時期を延期して対処していることが示唆される。

本稿では、諦め効果が購入計画をもつ家計に及ぼす効果について検討したが、マクロ経済との関連では、諦め効果が貯蓄率にどの程度影響を与えるかという点が重要である。この場合には、どれほどの家計が計画を中止するかがポイントであり、この推計には一次取得者数の変化、持ち家率の変化を織り込むことが必要となる。これについては次の課題としたい。

注

- 1) アメリカは1995年、日本は1996年の値である。首都圏マンションでは5.03倍、全国一戸建てでは5.94倍である。「住宅経済データ集」住宅産業新聞社。
- 2) このように、頭金貯蓄が存在するためには、資本市場が不完全であることに加え、持ち家と借家は異なった財であり、持ち家・借家間の不完全代替という仮定も必要である (Yoshikawa and Ohtake 1989)。モデルについて詳しくは、Moriizumi (1999) 参照。
- 3) 推定式は第2節に掲載した。
- 4) Maddala (1983) 参照。
- 5) 修正される共分散行列は煩雑なので、ここでは記述しない。Maddala (1983) または、Moriizumi (1999) 参照。
- 6) 「貯蓄動向調査」でみると、生命保険は全貯蓄額の24~30%を占めている。
- 7) Horioka (1988a) を援用。
- 8) 紙面の都合上、詳細はMoriizumi (1999) 参照。
- 9) Iwamoto (1996)、Hayashi (1988)。

参考文献

- Engelhardt, G. V. (1994) "House Prices and the Decision to Save for Down Payment," *Journal of Urban Economics*, 36, pp.209-237.
- Goodman, A. C., and M. Kawai (1982) "Permanent Income, Hedonic Prices, and Demand for Housing; New Evidence," *Journal of Urban Economics*, 12, pp.214-237.
- Hayashi, F. (1988) "Housing Finance Imperfections and Private Saving; A Simulation Analysis," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, pp.215-238.
- Horioka, C. Y. (1988a) "Tenure Choice and Demand for Housing in Japan," *Journal of Urban Economics*, 24, pp.289-309.
- Horioka, C. Y. (1988b) "Saving for Housing Purchase in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, pp.351-384.
- Horioka, C. Y. (1997) "Why Do People Save? A Micro-Analysis of Motives for Household Saving in Japan," *The Economic Journal*, 107, pp.537-552.
- Iwamoto, Y. (1996) "Japan's Saving Rate is Indeed Lower Than Professor Hayashi Revealed," *Japan and World Economy*, 8, pp.35-41.
- Jones, L. D. (1995) "Testing the Central Prediction of Housing Tenure Transition Models," *Journal of Urban Economics*, 38, pp.50-73.
- Jones, L. D. (1989) "Current Wealth and Tenure Choice," *AREUEA Journal*, 17, pp.17-40.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Moriizumi, Y. (1999) "House Prices and Targeted Saving of Renters in Japan," Kanagawa University Discussion Paper Series, f-7.
- Moriizumi, Y. (2000) "Current Wealth, Housing Purchase and Private Housing Loan Demand in Japan," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21.
- Nelson, F., and L. Olson (1978) "Specification and Estimation of A Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables," *International Economic Review*, 19, pp.695-709.
- Plaut, S. E. (1987) "The Timing of Housing Tenure Transition," *Journal of Urban Economics*, 21, pp.312-322.
- Sheiner, L. (1995) "Housing Prices and the Saving of Renters," *Journal of Urban Economics*, 38, pp.94-125.
- Yoshikawa, H., and F. Ohtake (1989) "An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan," *European Economic Review*, 33, pp.997-1023.

動機適合的な土地利用規制

形態制限の合理化

浅見泰司

1 最小限規制としての土地利用規制

日本における都市計画の制度のなかで大きな影響力を持つ規制は土地利用規制である。土地利用規制にはさまざまな規制手法がありうるが、日本で広域的に採用されているものは用途地域制である。用途地域制とは、市街化区域に対して、各地点で許容される土地利用と建物の建設可能形態を同質的な区域ごとに定めるものである。用途地域の規制に適合しているかどうか、建築確認により建設される前に審査される。

土地利用規制の歴史を見ると、成立当初は隣地や周辺に対して迷惑をかけないための最小限の規制という意味合いが強かった。ゾーニング規制を古くから採り入れていたアメリカでは、環境を乱す恐れのあるニューサンス（害悪）を未然に防ぐための土地利用規制というユークリッド型の考え方が最初に確立した（寺尾1983-84）。

日本でもこの考え方に立ち、基本的にはニューサンスを及ぼす可能性の高い用途ほど厳しい立地規制が課せられるという体系が成立した。そして、用途地域制においても、ニューサンスを防ぐための最低限の規制という位置づけがなされた。このような土地利用規制は、規制がなければ多発するであろう近隣紛争を未然に防いでいる。そのような紛争費用や外部不経済性を回避しているという意味で、経済学的にも規制の存在意義を見出すことができる。

土地利用規制が外部不経済性を防ぐためにあ

るならば、土地利用規制の存在によって不動産価値は上昇するはずである。ところが、実証研究例を見ると、上昇しているとはいえない¹⁾。土地利用規制は、その規制が強すぎると他用途を排除してしまうため、土地利用間の競争をなくしてしまう。また、本来その土地にあるはずの潜在的な開発可能性も規制によって制限を受け、収益性を下げかねない。このような過剰規制による逆効果は、なるべく避けることが望ましい。すなわち、外部不経済性を排除するという目的のみから考えると、土地利用規制はなるべく最小限の規制にとどめるべきだということになる。外部不経済性を未然に防ぐというユークリッド型の消極的な規制をとるかぎりには、土地利用規制は最低限の規制を行い、なるべく自由な開発によって、よりよい市街地形成を促すべきである。

ところが、自由な開発に任せても必ずしも良好な市街地形成につながらない。異なる所有者や権利者の土地を統合することは、合意形成にかかる調整の手間や費用がきわめて大きく、実質的には開発者自身が与えられた敷地のみに関して開発方法を考える場合が多い。敷地単位でのみの最適な開発形態は、時に街区や地区、ひいては都市全体から見たときの社会的な最適開発形態と異なることがある。単純な例ではあるが、たとえば2敷地が隣接するモデルを考えて、両者とも自分の敷地の床面積量と両者の総空地（非建蔽地）量から効用を得ていると仮定すると、公共財の負担問題と同様な状況となり、自

由な開発に任せると両者の床面積が過剰となり、結果として両者の効用が最大となる最適な状態よりも建て詰まって空地が過小となってしまうことが導かれる（岡部・浅見1989）。土地が連続しているかぎり、どうしても住環境が周辺状況に依存するという外部経済効果が発生する。それを完全に計量してコントロールできない状況では、自由な開発が最適な市街地形成を促すことは期待できない。

上の例では、隣接する私人間の敷地について考えたが、実際には官民の土地に対しても同様なモデルを適用できる。たとえば、空地を公園や道路面積に置き換えれば、やはり公共財の負担問題と同様となり、過小供給になってしまう。

このような建て詰まりや公共用地が不足しがちな状況を打開するには、土地利用規制として土地利用活動量に制限をかける方法がある。実際、ユークリッド型の土地利用規制はそのために存在する。しかし、開発の自由を奪わないように最小限度の規制をかけている制度下では、最適な規制水準にまで規制を強化することは難しい。実際、最適な規制水準を定量的に算出する技術すら確立していない現況では、きわめて厳しい規制値を定めること自体に合意が得られることはないだろう。そのため、規制水準は良好な市街地環境を作り出すに足る水準ではなく、かなり低い水準にとどまってしまうことになる。まさに、これが日本の土地利用規制のおかれている状況である。規制力が弱い場合には、最低限の市街地環境は担保できても、良好な市街地環境にまで高める力はない。

2 動機適合的な土地利用規制

現在の土地利用規制は、ユークリッド型の最低限度を担保する「消極的な」規制ばかりではない。よりよい市街地形成に資する「インセンティブ」を与える制度も実施されてきている。

インセンティブを与える方式の典型例は、公共空地の提供と引き替えに許容容積率を割り増す「容積率ボーナス」型の制度である。供出

(浅見氏写真)

あさみ・やすし
1960年東京都生まれ。1982年東京大学工学部都市工学科卒業。
1987年ペンシルヴァニア大学地域科学科博士課程修了、Ph. D.。
現在、東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻助教授。
著書：「住宅の経済学」（日本経済新聞社、分担執筆）ほか。

た公共空地の量に応じて容積率の算定方法が決まっており、開発者は公共空地を供出したほうが得であると判断した場合には、その制度に適合するよう開発設計する。割り増し容積率の算定方法の妥当性については問題もあるが、とかく公共空地の不足しがちな市街地においては、空地を生み出すために、このようなインセンティブを案出した政策意図はよく理解できる。

敷地内の開発形態に対して良好な市街地形成に資するためにインセンティブを与える制度は、最低限の市街地環境を担保するのではなく、よりよい市街地環境に誘導している。この意味で、ユークリッド型ゾーニングではない、より積極的な土地利用規制となっている。

そのような土地利用規制を実施していくうえでは、新たな規制メニューが動機適合的かどうかを常にチェックする必要がある。「容積率ボーナス」型では、幹線道路に面しているなど敷地の立地条件がよく、公開空地を提供することが開発者に利する場合にしか利用されない。したがって、インセンティブを与える制度が開発者の新しいオプションとして提案される場合には、自ずとその適用範囲はかぎられてしまう。

良好な市街地形成に資するような動機付け効果を持つ土地利用規制は、容積率ボーナス型の制度だけではない。たとえば、前面道路幅員による容積率制限もその例である。住居系用途地域の場合には、メートル単位の前面道路幅員に0.4倍した値が許容される容積率の上限になる。したがって、仮に300%の容積率が規定されている住居地域であっても、前面道路の幅員が4mならば、 $4 \times 0.4 = 1.6$ の160%までしか容積率

を認められない。敷地をセットバックして1mを道路用地に供出すると、道路の向かい側の敷地も同じだけセットバックしたものと見なす「見なし規定」がある。そのため、この例で1mセットバックすれば、道路幅員として6mと見なされるため、許容容積率は $6 \times 0.4 = 2.4$ で、240%まで認められる。したがって、前面道路幅員による現行の容積率規制も、奥行が十分にある敷地では道路用地を供出するほうが有利となり、都市基盤を整備するという都市計画上の目的からは、動機適合的な規制になっている。

別の例として、斜線制限がある。斜線制限とは、隣地境界より一定距離上の点から敷地内部方向へ一定角度の斜線を引き、それを超えて建物を建設してはならないという制限である。斜線制限は、街区内の敷地境界部分があることにより発生する規制であり、街区内で敷地が共同化されれば規制が緩くなる可能性を秘めている。逆に、細分化されれば、その分斜線制限が増えるために、形態規制が厳しくなる。敷地の細分化は住環境を悪化させる原因として都市計画上問題となっており、敷地の共同化を促す動機付けは、都市計画上好ましい。そのため、斜線制限自体は都市計画上の目的から動機適合的な規制となっている。

今後、一般的な市街地を改善していくには、動機適合的な土地利用規制がますます重要になる。しかし、そのためには、動機適合的な制度としての緻密な検討も必要となる。次節以降では、斜線制限を例として、技術的に検討する手法の一例を紹介し、今後のより厳密な動機適合的な都市計画規制を実現するために必要な考え方を提示してみたい。

3 斜線制限

用途地域制には建築物に対するさまざまな形態制限がある。建蔽率や容積率など建物の建設可能量を敷地面積との比率で規定するものや、高さにかかわる制限がある。もっとも厳しい高さの条件は、低層住居専用地域における高さ10

m（もしくは、12m）の制限であり、この制限のもとでは、実質的には2～3階までの建物しか建築できない。用途地域の主旨が低層住居にかぎるわけであるから、規制の主旨と規制内容は整合している。中高層住居専用地域などほかの用途地域では、高さの規制として斜線制限を設けている。斜線制限では敷地境界など基準となる基点から一定高さ（0mのこともある）をとって、敷地の内側方向に一定の角度で立ち上げた斜線までの高さに建物の高さを制限している。市街地の建物が、ある高さまでは垂直でそこから軒並み同じような角度で立ち上がっている市街地を見かけるが、これは斜線制限がそのまま建物の外形に現れたものである。必ずしも優れた市街地景観とはいえないが、現行規制のもとでなるべく多くの建物内空間を確保しようとする規制内容が建物の外形に現れてしまうのは致しかたない。欧米の制限では、斜線を用いない高さを規制する手法もあり、建物の工法や市街地景観、規制への考え方の違いが現れている。

低層住居専用地域以外では、建物の高さは他に「迷惑」を与えないかぎり自由な制限となっているため、絶対高さの制限は設けられていない。代わりに、隣地の建物への採光空間を確保するための隣地斜線制限、北側隣地の日照を確保するための北側斜線制限、道路空間の通風や採光を確保するための道路斜線制限などがあり、「迷惑」のかからないことを具体化して建物形状の上限としての制限が設けられている。なお、高度地区や日影規制など別の種類の規制も存在するが、ここでは分析の対象よりはらず。

隣地斜線制限は、住居系地域では隣地境界上に20m立ち上げ、そこから勾配1.25の面以下の高さに制限し、非住居系地域では隣地境界上に31m立ち上げ、そこから勾配が2.5の面以下の高さに制限するものである。住居系（低層住居専用地域では絶対高さ制限があるため、斜線制限はない）であれば中層（約6階）、非住居系であれば高層（約10階）までは斜線制限にはか

からない。この20mと31mという高さは、1919年に制定された市街地建築物法における絶対高さ制限（住居地域で65尺=19.7m、非住居地域で100尺=30.3m）に由来する。絶対高さ制限は容積率規制が導入される1970年まで使われ、容積率規制が導入されるときに隣地との最低限の隙間を上空に確保するために、旧来の絶対高さ制限値に住居系で1.25の勾配、非住居系で2.5の勾配の斜線制限を導入した。1.25という勾配値は、それまで使われていた道路斜線制限の勾配と合わせており、2.5という勾配は1970年に新たに採り入れられた（浅見1994）。規制の経緯からして、形態制限の連続性を重視し、かつ、最小限の天空光の確保のために設けられたと考えられる。

北側斜線制限は、低層住居専用地域および中高層住居専用地域のみに適用される制限で、低層住居専用地域では立ち上げ5m、勾配1.25であり、中高層住居専用地域では立ち上げ10m、勾配1.25である。この規制も1970年に容積率規制と同時に導入された。北側斜線制限に使われている勾配1.25は、他の斜線制限でも多く採り入れられており、主として天空光を取り入れるための基準値と解釈できる。冬季の日光を直接取り入れるためには、これよりも緩やかな勾配が必要であるが、その勾配はむしろ東京都での高度地区制限などで現れている。日射を隣地に有効に取り入れるためには、日影規制のように隣地への日影の量を直接的に規制するしかない。北側斜線制限は日光を直接隣地に導くための規制とはなっていないのである。

北側斜線は、1970年時点で、それまでの制度よりも規制が強化された。容積率規制では、論理的には（敷地が広大な場合には）いくらかでも高い建物を建てられる。ところが、北側隣地との環境紛争を事前に回避する必要があった。そこで、隣地からの南面の圧迫感を軽減し、ある程度の天空光を確保するための選択として、1.25という勾配が採用されたのだろう。

4 道路斜線制限

道路斜線制限は、道路上の開放空間を確保し、道路および沿道の建築物の通風や採光などの環境を確保することを目的とした規制である。この規制は1919年の市街地建築物法に由来し、現行の建築基準法第56条では、接道する道路の対岸から特定の角度で斜面を立ち上げ、敷地内建物がその斜面を超える高さにならないよう制限する形式で規定され、住居系用途地域では勾配1.25、その他では1.5が基本となっている。

1987年の建築基準法の改正により、(1)前面道路から一定距離後退（セットバック）して建設する場合には、道路の反対側も同じだけセットバックしたと見みなし、斜面を道路端より離して立ち上げることができるようになり、(2)反対側道路端（セットバックした場合は、反対側もその分を加算）からの距離が指定容積率に応じて定まる一定値（適用距離）以遠については、道路斜線制限の適用外となった（日本建築センター1988）。

さらに、1995年における建築基準法改正によって、前面道路幅員が12m以上の場合には、道路から道路幅員の1/4以遠の部分については住居系用途地域でも勾配1.5が適用されることとなった（図1参照）。しかし、このような緩和規定を設けると、道路からセットバックするほうがかえって高さの制限が厳しくなる部分が発生する。

図2にセットバック前とセットバック後の道路斜線制限の限界線を太線で示した。斜線部はセットバックによって新たに建物を建てられるようになる部分であり、横線部は逆に建てられなくなる部分である。本来は、横線部に示したような規制強化になってしまう部分は、セットバックを推奨し動機付けする趣旨からも存在しないほうが望ましい。つまり、このままでは、動機適的な規制ではなくなってしまう。ところが、立法当時、そのためにはどのような斜線制限とすればよいかを検討する手法が確立して

図1 幅員12m以上の道路に接する住居系用途地域での道路斜線制限

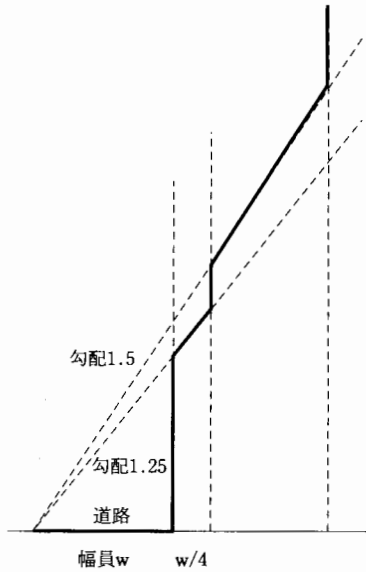
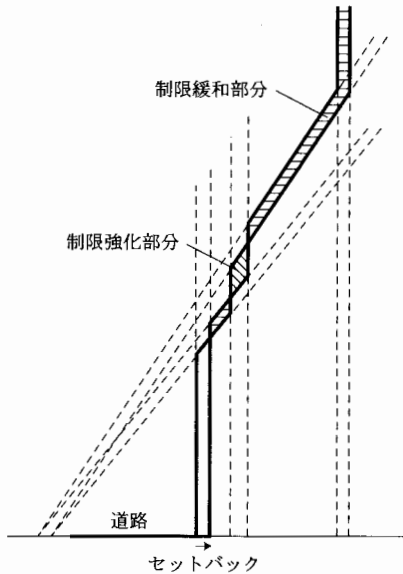


図2 セットバックと道路斜線制限の変化



いなかったこともあり、建築基準法の改正ではセットバックしたときに、セットバック時の緩和規定の適用は建築主が選択できるように規定して、上記矛盾点を回避した。

このように選択性にすることで、動機適合性を確保することは、立法技術から見れば妥当な選択であった。しかし、このような選択適用事

項の存在は、建築主の意向によってその採用がまちまちになるため、街路側の面がバラバラになることが予想され、必ずしも良好な街路景観の創出に寄与しない懸念がある。また、規制自体も複雑になることから、一般の理解が得られにくく、住宅地の協調的な建替えを進めるうえで支障になる懸念もある。より自然な考え方は、選択適用条項を付きなくてすみ、かつ、このような動機不適合性という矛盾が発生しない規制のあり方を探求するものであろう。そこで、以下、この問題について検討してみたい²⁾。

5 道路斜線制限問題の定式化

現行の道路斜線制限では道路の対岸を端点として斜線を立ち上げ、かつ敷地と道路の境界線からの距離で、斜線の立ち上げ角度が変わるようになっている。そこで、道路の幅員を w 、道路の対岸からの距離を x 、セットバック距離を y 、 x の地点における道路斜線で制限される高さの最大値を $f(x,y)$ とする(図3参照)。

すると現行の制度は、

$$f(x,y) = r(x+y|w,y)(x+y)$$

$$x \geq w+y, y \geq 0, w \geq 0$$

と表すことができる。この式の重要な特色は二つある。すなわち、ひとつは、 $(x+y)$ すなわち道路幅員に加えて自分のセットバック分が道路対岸でもセットバックされてあたかも道路が拡幅されたと仮想した状態での斜線制限となることである。セットバックすることにより、仮想的に道路が両側に拡幅されるため、斜線制限自体を緩和する法的意図がある。もうひとつは、 w や y の値によって条件が変化するが、斜線制限の傾き r が第一義的には $(x+y)$ によって変化することである。(対岸も同じようにセットバックしたという) 仮想的な道路対岸からの距離を傾きの条件にも用いている点であり、動機適合性をなるべく損なわない優れた選択である。

具体的な数値例として、容積率300%の住居系用途地域の場合を表してみよう。単位を[m]として、 $w \geq 12$ で、セットバックのみなし規

定を選択するとき、

$$r(z|w,y)=$$

$$1.25 \quad \text{for} \quad \min[w+2y,25] \leq z$$

$$\quad < \min[1.25w+2.5y,25]$$

$$1.5 \quad \text{for} \quad \min[1.25w+2.5y,25] \leq z < 25$$

$$\infty \quad \text{for} \quad z \geq 25$$

となる。また、 $w < 12$ の場合には、

$$r(z|w,y)=$$

$$1.25 \quad \text{for} \quad \min[w+2y,25] \leq z < 25$$

$$\infty \quad \text{for} \quad z \geq 25$$

となる。

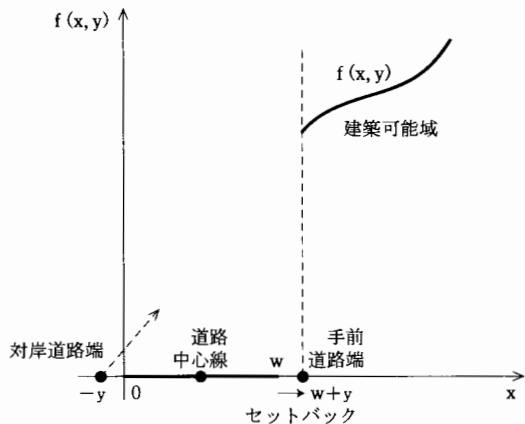
まず、セットバックしても規制が厳しくなる部分が発生しない条件、すなわち後退（セットバック）することにより規制が緩和される動機適合条件を考える。そのためには、 y が増加すると、どの地点においてもその高さの制限は現状維持もしくは緩和されるならばよい。後退すれば必ず緩和されるか、少なくとも規制強化されることはないという条件（以下、後退緩和条件と呼ぶ）は以下ようになる。

後退緩和条件：セットバックした場合に、残った敷地内の制限高さがもとより低くなることはない。すなわち、すべての $y \geq 0, w \geq 0, \eta \geq 0, x \geq w+y+\eta$ について、 $f(x,y+\eta) \geq f(x,y)$ が成り立つ。

道路斜線制限の目的は、道路や道路の対岸の敷地に対して、通風、採光を確保し、圧迫感を過剰に与えないことである。そのため、道路から離れるほどむしろ規制が強化されて、高さ制限が厳しくなるのは、道路斜線制限の趣旨ではない。このことから、道路から離れるほど高さの制限は変わらないか、もしくは緩和されるという条件も満たされるほうがよい³⁾。この条件（制限高非減少条件）は以下ようになる。

制限高非減少条件：道路から離れるほど高さの制限は変わらないか、もしくは緩和される。すなわち、すべての $y \geq 0, w \geq 0, \xi \geq 0, x \geq w+y$

図3 一道路斜線制限による建物高さの制限



について、 $f(x+\xi,y) \geq f(x,y)$ が成り立つ。

後退緩和条件（動機適合性条件）と制限高非減少条件を総称して「合理性条件」と呼ぶことにする。

以下、さまざまな斜線制限の規定に関して、選択適用条項がなくても、合理性条件が満たされるためにはどのような規制であるべきかを検討する。

6 現行の道路斜線制限の分析

現行の道路斜線制限では、合理性条件を満たしていない。実際、 $x=1.25w+1.5y$ を境にして、 x が増加すれば傾きは1.25から1.5に増大するが、 y が増大すると逆に1.5から1.25に減少してしまう。この部分で差分をとって検討すると、 $1.25w+1.5y < x < 1.25w+1.5y+1.5\eta$ の範囲では、

$$f(x,y+\eta) - f(x,y) = -0.25(x+y) + 1.25\eta$$

となるため、微小な $\eta (> 0)$ に対しては、この量が負となってしまふ。傾きが変わる地点がセットバックする距離 y に依存するために、このような矛盾が生じるのである。

それでは、セットバック分を取り入れた（みなし）道路幅の1/4の距離手前を境にして傾きを大きくするという現行制度の趣旨をなるべく尊重して、かつ合理性条件を満たすようにするにはどのような修正を行えばよいのだろうか。

図4—現行道路斜線制限の強化型修正案

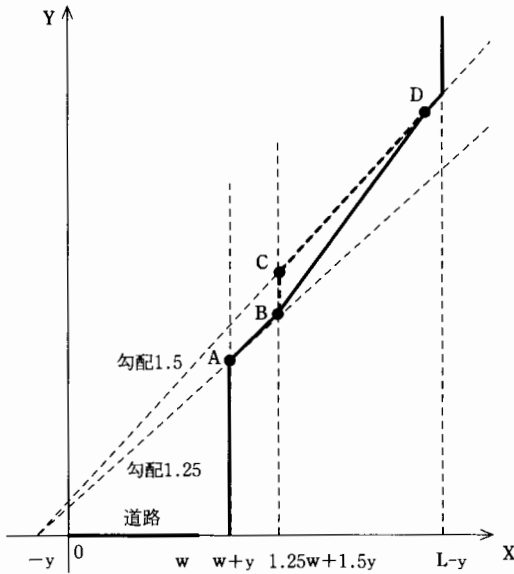
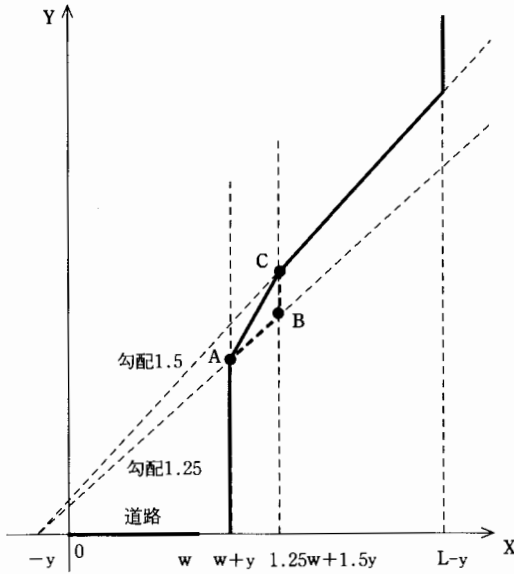


図5—現行道路斜線制限の緩和型修正案



それを検討するために、道路斜線制限で特徴的な端点として、図4で示すA、B、Cの3点の軌跡を求める。A点の座標は、 $(w+y, 1.25(w+2y))$ であるため、 y を変化させると、 $Y=2.5X-1.25w$ という直線上を動く。B点の座標は、 $(1.25w+1.5y, 1.25(1.25w+2.5y))$ であるため、 y を変化させると、 $Y=(25/12)X-(25/24)w$ という直線上を動く。C点の座標

は、 $(1.25w+1.5y, 1.5(1.25w+2.5y))$ であるため、 y を変化させると、 $Y=2.5X-1.25w$ という直線上を動く。

B点の軌跡の勾配は $25/12(=2.083)$ であるため、図4の斜線部はセットバックするかえて規制が強化されてしまう。よって、現行の規制方式を尊重して、合理性条件を満たすためには、図4の太線で示したような規制方式に修正しなければならないことがわかる。この修正案に基づいて規制するとき、勾配 $25/12$ で制限される部分のもうひとつの端点Dの座標を求めると、 $((25w+36y)/14, 1.5(25w+50y)/14)$ となる。したがって、この勾配で制限される部分の区間の長さは、 $3.75(w+2y)/7$ となる。たとえば、 $w=12, y=2$ を代入すると、 $60/7=8.57[m]$ となる。合理性条件を満たすために最小限の修正ををするとしても、かなり長い区間にわたって新たな勾配の斜線で制限を加えなければならなくなる。

上記の方法は現行制度よりも規制を強化する修正案であるが、逆に規制を緩和する修正案も考えることができる。上記の各点の軌跡の中で、A点とC点は同じ直線上を動く。そこで、ACを直線分で結んで、図5の太線で示したような規制方式にすればよい。この場合は、セットバックしてもA点はC点の方向に動くため、後退緩和条件を満たす。そのため、この方式でも合理性条件を満たす修正になっている。この場合の新たな勾配による規制の区間の長さは、 $0.25w+0.5y$ である。たとえば、 $w=12, y=2$ を代入すると、 $4[m]$ となる。上記の規制強化型修正案よりも、その勾配が適用される区間の長さは小さくなる。

現行規制を強化する修正案と緩和する修正案を示したが、実際にこのなかからどちらかを選ぶ場合には、本稿で述べた性質以外に、道路斜線制限の意義に立ち返って強化が望ましいか緩和が望ましいかを吟味する必要がある。

おわりに

本稿では、道路斜線制限の合理的な規制方法について分析した。建物をセットバックした場合には、その高さに関する制限がかえって強化されるということはないという後退緩和条件と、道路から離れるにしたがって、建物の高さに関する制限が強化されることはないという制限高非減少条件の二つの条件を合理性条件として考え、それが満たされるためにはどのような規制方式でなければならないかを考察した。現行の道路斜線制限では、斜線の勾配がセットバック距離 y に依存しているため、後退緩和条件を満たさない。

合理性条件を満たすように現行の道路斜線制限を修正する方法を二つ提示した。ひとつは現行規制を強化する修正案で、図4で示すように、セットバックした位置からみなし道路幅員の1/4手前の地点から、勾配1.5の斜線に交わるまで傾き25/12の斜線で制限する方式である。もうひとつは現行規制を緩和する修正案で、セットバックした位置の頂点とセットバックした位置からみなし道路幅員の1/4手前の地点の頂点を結び、その包絡線によって制限する方式である。

形態制限を改正する際には、緩和すべき場合に一部むしろ強化されてしまうというような矛盾が発生しないように注意する必要がある。いままで、そのような場合に無矛盾な制度のあり方を検討する理論的方法論が確立していなかった。しかし、本稿のように後退緩和条件のような条件を定式化することができれば、関数解析の手法によって規制の妥当性を検討する方法がある。

今後、自主的な更新によって自動的に市街地環境も改善されるような動機適合的な土地利用規制を積極的に採り入れていかねばならない。その際、とくに形態制限の合理化においては、本稿で示したような関数解析の手法も重要な都市計画技術になりうる。今後の制度改正にあた

っても、このような厳密な解析が役立つと思われる。

注

- 1) たとえば、Crecine, Davis and Jackson (1967)、Ohls, Weisberg and White (1974)、Asabere and Colwell (1984)、Mark and Goldberg (1986)、Pogodzzinski and Sass (1991)などを参照。
- 2) 本稿は、浅見(1998)をもとに解説を加えたものである。分析の詳細については浅見(1998)を参照されたい。
- 3) 以下で述べる制限高非減少条件は、必ずしも動機適合条件とは意味が異なる。むしろ、道路斜線制限の本来の意味から出てくる条件である。

参考文献

- Asabere, P. K. and P. F. Colwell (1984) "Zoning and the Value of Urban Land," *Real Estate Issues*, 8, pp. 22-27.
- Crecine, J., O. Davis and J. Jackson (1967) "Urban Property Markets; Some Empirical Results and Their Implications for Municipal Zoning," *Journal of Law Economics*, 10, pp.79-99.
- Mark, J. H. and M. A. Goldberg (1986) "A Study of the Impacts of Zoning on Housing Values Over Time," *Journal of Urban Economics*, 20, pp.257-273.
- Ohls, J., R. Weisberg and M. White (1974) "The Effect of Zoning on Land Values," *Journal of Urban Economics*, 1, pp.428-444.
- Pogodzzinski, J. M. and T. R. Sass (1991) "Measuring the Effects of Municipal Zoning Regulations; A Survey," *Urban Studies*, 28(4), pp.597-621.
- 浅見泰司 (1994)「土地利用規制」八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社、95-130頁。
- 浅見泰司 (1998)「合理的な道路斜線制限の必要条件」『都市住宅学』21、103-109頁。
- 岡部篤行・浅見泰司 (1989)「開発と住環境」Discussion Paper, No.42, Department of Urban Engineering, University of Tokyo.
- 寺尾美子 (1983-84)「アメリカ土地利用計画法の発展と財産権の保障」『法学協会雑誌』100、270-374頁、1735-1822頁、101、64-155頁、270-319頁、357-420頁。
- 日本建築センター (1988)『昭和62年建築基準法改正の解説』日本建築センター。

税額控除への転換 税制改革はいかに持ち家率を上昇させるか

Green, R. K. and K. D. Vandell, "Giving Households Credit: How Changes in the U.S. Tax Code Could Promote Homeownership," *Regional Science and Urban Economics*, 29 (1999), pp. 419-444.

はじめに

今回紹介する論文は、税制改革によって持ち家率を上昇させることができるかどうかについてシミュレーションしたものである。アメリカの持ち家率は1995年のデータでは64.2%となっており、これは日本よりも少々高めの水準である。

日本の持ち家率は住宅土地統計調査によると、表1のように推移している。最近では住宅取得促進税制、住宅ローン控除制度など、持ち家取得を促進するための補助制度が拡充された。そのため、現在では平成10年調査よりも持ち家率が上昇していると考えられる。これらの制度は、いずれも一定額を上限として税額から控除できる税額控除方式を採用している。たとえば、30万円の税額控除という場合には、所得税として支払う額が30万円少なくなる。

これに対して、アメリカで採用されている所得控除方式では30万円の所得控除という場合には、限界税率を10%とすると納める税額が3万円少なくなる。アメリカでは住宅ローンの利子や固定資産税の支払い額を課税所得から控除できるが、その実質的な補助金は600億ドルにおよぶという。

このGreen and Vandell論文では、住宅補助の方式を所得控除方式から税額控除方式へ転換したとすると、持ち家率にどのような影響を与えるかを分析している。所得控除方式は減税額が所得税の限界税率に依存するため、高所得者ほど有利になることが知られている。一方、税額控除方式では比較的中間所得層に手厚くなるため、資金調達の面から借家を選択している家計の多くが住宅を購入することができるようになると予想され、結果として持ち家率の上昇が期待される。

1 モデル

持ち家を購入するか、借家に居住するかという家計の選択の問題はtenure choiceと呼ばれ、その分

析には資本コスト¹⁾の概念がよく用いられる。資本コストは、その資本から得られる収益と価値の比で定義される。もっとも簡単なケースとして、住宅が無限の期間にわたって同じ収益を上げるとすると、その資本コストは外部機会としての利率に等しくなる。実際には減価償却や品質を維持するための費用、税負担などさまざまな要因が関係するが、それらは資本コストに反映されるので分析が簡単になる。

持ち家の資本コストは優遇税制の効果をおくと、

$$u_{C_0, bt} = r + \tau_p + \delta + m \quad (1)$$

と表される。ここで r は外部機会としての実質利率、 τ_p は固定資産税率、 δ は減価償却率、 m は維持費用である。

実際には住宅ローンの利子や固定資産税の支払い額は所得控除されるので、その効果を考慮すると次のように修正される。

$$u_{C_0, at} = (r + \tau_p)(1 - \tau_y) + \delta + m \quad (2)$$

τ_y は所得税率で、整理すると、

$$u_{C_0, at} = u_{C_0, bt}(1 - \tau_y \phi) \quad (3)$$

となる。ここで、

$$\phi = \frac{r + \tau_p}{r + \tau_p + \delta + m} \quad (4)$$

であり、 $\tau_y \phi$ が所得控除により便益を受ける割合を表す。

一方、借家の資本コストは競争市場を仮定すると、所得税を考慮する必要がなくなり、

$$u_{C_r} = r + \tau_p + \delta + m \quad (5)$$

となる。

所得控除方式でなく税額控除方式の場合には、税額控除の分に加えて帰属家賃には課税されない点に注意すると、

$$u_{C_0, at} = u_{C_0, bt} - \frac{TC}{PQ} - [(1 - LTV)r] \tau_y \quad (6)$$

となり、税額控除により便益を受ける割合は

$$\frac{TC}{u_{C_0, bt} PQ} + \frac{[(1 - LTV)r] \tau_y}{r + \tau_p + \delta + m} \quad (7)$$

表1—日本の持ち家率 (%)

昭和58年	62.4
昭和63年	61.3
平成5年	59.8
平成10年	60.3

出所) 【住宅土地統計調査】(総務庁)。

で表される。TCは控除される税額、PQはそれぞれ住宅の価格と量である。LTVは資金調達の際にローンで賄う割合を表す。ここで、自己資金として投入される分は、住宅を購入しない場合には他の資産へ投資され、収益を上げるはずである。その収益は所得となるので所得税が課税される。住宅購入資金となるときは、その収益にあたる帰属家賃には課税されないで、その分所得税額が節約される。

持ち家率は恒常所得を Y_p 、他の要因を X とするとき、

$$P(\text{Own}) = F\left(\frac{u_{C_0}}{u_{C_r}}, Y_p, X\right) \quad (8)$$

によって決定される。ここで F は正規分布の累積密度関数である。

1990年のデータ²⁾を用いた実際の推定では次のように定式化し、プロビット分析を用いている。

$$\begin{aligned}
 P(\text{Own}) = & F(\alpha + \beta_1 \times Y_c \\
 & + \sum_{i=2}^6 \beta_i \times \text{agedummy}_{i-1} \\
 & + \sum_{j=7}^{12} \beta_j \times Y_c \times \text{agedummy}_{j-6} \\
 & + \beta_{13} \times \text{black} \\
 & + \beta_{14} \times \text{female} \\
 & + \beta_{15} \times \tau_y \phi \\
 & + \beta_{16} \times \text{members} \\
 & + \sum_{k=1}^7 \gamma_k \times \text{hhtypedummy}_k \\
 & + \sum_{l=1}^{50} \omega_l \times \text{statedummy}_l \\
 & + \eta) \quad (9)
 \end{aligned}$$

ここでは、実際のサンプルが持ち家なら $P=1$ 、借家なら $P=0$ となる。現在の所得を Y_c とし、家計の中心人物がどの世代に属するか、黒人かどうか、女性かどうかといったダミー変数を利用している。またその家計の人数に加え、家計タイプ、居住する州についてのダミー変数も利用されている。

表2—持ち家借家選択に関する推定結果

	モデル1	モデル2	モデル3
$\tau_y \phi$	1.83 (0.26)	1.73 (0.26)	0.88 (0.27)
切片	-1.83 (0.18)	-1.96 (0.40)	-1.38 (0.37)
現在所得	0.010 (0.004)	0.013 (0.004)	0.014 (0.004)
年齢階層別所得			
25~34歳	-0.000 (0.004)	-0.000 (0.004)	0.002 (0.004)
35~44歳	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)
45~54歳	-0.008 (0.004)	-0.008 (0.004)	-0.007 (0.004)
55~64歳	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.004)
65歳以上	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.000 (0.004)
世帯主の年齢			
25~34歳	0.52 (0.13)	0.53 (0.14)	0.49 (0.13)
35~44歳	0.96 (0.14)	0.98 (0.14)	0.92 (0.13)
45~54歳	1.54 (0.14)	1.58 (0.14)	1.57 (0.14)
55~64歳	1.65 (0.14)	1.67 (0.14)	1.69 (0.14)
65歳以上	1.80 (0.13)	1.81 (0.14)	1.83 (0.13)
家族構成人数	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.11 (0.01)
世帯主が黒人	-0.33 (0.05)	-0.36 (0.05)	-0.45 (0.05)
世帯主が女性	-0.19 (0.08)	-0.17 (0.08)	-0.35 (0.03)
夫婦	0.90 (0.14)	0.91 (0.14)	
父と子	0.40 (0.16)	0.46 (0.16)	
母と子	0.41 (0.13)	0.43 (0.13)	
単身男性	0.03 (0.14)	0.10 (0.15)	
単身女性	-0.06 (0.16)	-0.00 (0.16)	
男性と同居人	0.24 (0.12)	0.28 (0.12)	
Log likelihood	-4,450	-4,439	-4,464
N	9,209	9,209	9,209

出所) Green and Vandell(1999)、430頁、Table 1。

2 推定結果

表2に推定結果を示す。ここで注目するのは $\tau_y \phi$ の係数であるが、家計のタイプについてのダミー変

数を入れ、州についてのダミーを入れないモデル1では1.83となっている。両方のダミー変数を入れたモデル2では1.73、家計タイプダミーを入れず州ダミーを入れたモデル3では0.88となる。

以下のシミュレーションではモデル3を採用しているが、このシミュレーションのためには、住宅支出の変化量についてのパラメータも必要になる。その推定式は

$$\begin{aligned} \ln(pq) = & \alpha + \omega_1^* \ln Y_c \\ & + \sum_{i=2}^6 \omega_i \times \text{agedummy}_{i-1} \\ & + \sum_{j=7}^{11} \omega_j \times \ln Y_c \times \text{agedummy}_{j-6} \\ & + \omega_{12} \times \text{black} \\ & + \omega_{13} \times \text{female} \\ & + \omega_{14} \times \text{married} \\ & + \omega_{14} \times \text{unmarfam} \\ & + \omega_{15} \times \text{members} \\ & + \omega_{16} \times \tau_y \phi \\ & + \omega_{17} \times \frac{-f_n(I)}{F(I)} + \nu \end{aligned} \quad (10)$$

である。ここでは married と unmarfam 二つを家計のタイプに関するダミー変数としている。表3はその推定結果である。それによると、税制によるメリットが1%変化すると、住宅への支出が1.82%増えることになる。つまり、所得税を支払う前の資本コストを0.10、割引率 ($\tau_y \phi$) を0.3とし、10万ドルの住宅を所有する場合に割引率を0.31に変化させると、住宅支出が10万1820ドルになる。

3 シミュレーション

このGreen and Vandell論文では、現行の住宅ローン金利の所得控除のかわりに一定の金額の税額控除にすることで、持ち家率がどのように変化するかについてシミュレーション分析を行っている。

税制改革の効果をみる際には、税収一定の制約を置くとその改革の効果がわかりやすくなる。ここで、この制約を満たすように計算された税額控除の金額は、年当たり1100ドルとなる。シミュレーションの結果は表4にまとめられる。

このような税制改革により、全体で4.6%も持ち家率が上昇している。上昇幅は所得階層の低いとこ

表3—住宅支出に関する推定結果

	モデル2	モデル3
切片	14.1 (0.32)	14.1 (0.32)
$\tau_y \phi$	1.82 (0.22)	1.82 (0.22)
Ln (現在所得)	-0.16 (0.05)	-0.16 (0.05)
Ln (25~34歳の所得)	0.11 (0.05)	0.11 (0.05)
Ln (35~44歳の所得)	0.15 (0.05)	0.15 (0.05)
Ln (45~54歳の所得)	0.21 (0.05)	0.21 (0.05)
Ln (55~64歳の所得)	0.18 (0.05)	0.18 (0.05)
Ln (65歳以上の所得)	0.13 (0.03)	0.13 (0.03)
世帯主の年齢		
25~34歳	-1.48 (0.51)	-1.49 (0.51)
35~44歳	-2.16 (0.50)	-2.17 (0.50)
45~54歳	-2.94 (0.43)	-2.94 (0.43)
55~64歳	-2.85 (0.37)	-2.86 (0.37)
家族構成人数	-0.07 (0.01)	-0.07 (0.01)
世帯主が黒人	-0.08 (0.05)	-0.08 (0.05)
夫婦	-0.00 (0.04)	-0.00 (0.04)
非夫婦	0.07 (0.04)	0.07 (0.04)
逆Mills比	1.78 (0.12)	1.78 (0.12)
R ²	0.24	0.24
N	6,276	6,276

出所) Green and Vandell(1999)、431頁、Table 2。

ろでは7.9%にのぼる。所得階層が低いほど変化が大きく、ある程度の所得を超えると減少に転じている。しかしより正確には、税制改革による家計の行動パターンの変化も考慮に入れる必要がある。たとえば、住宅ローンの利子が所得から控除されるときには、家計にはローン金額を増やすインセンティブが働くが、それが税額控除になるとローンを減らし自己資金の割合を増やすことが考えられる。ここで用いられる自己資金は、他の投資に回っていたと考えられるので、その収益は税収にも貢献していたはずである。したがって、税収一定の制約を維持するには税額控除の額が大きすぎると考えられる。

表4—持ち家率の変化に関するシミュレーション結果

所得階層 (ドル)	税 額 控 除		
	1,100ドル	800ドル	810ドル
～ 20,000	+0.079	+0.058	+0.008
20,000～ 39,999	+0.049	+0.036	+0.036
40,000～ 59,999	+0.020	+0.014	+0.014
60,000～ 79,999	+0.005	+0.004	+0.004
80,000～ 99,999	-0.001	+0.003	+0.003
100,000～119,999	-0.001	+0.002	+0.002
120,000～139,999	-0.002	-0.000	+0.000
140,000～159,999	-0.003	-0.000	-0.000
160,000～	-0.001	-0.001	-0.001
全 体	+0.046	+0.034	+0.030

出所) Green and Vandell(1999)、434頁、Table3。

この効果を考慮に入れて、税額控除の金額を800ドルとしてシミュレーションされたのが2列目の値である。このケースでは全体で3.4%の上昇、所得の低い層で5.8%の上昇となっている。低所得者層での上昇幅が小さくなり、より高い所得者層でも持ち家率が上昇している。

また、低所得者層でこれほど持ち家率が上昇するというのは現実的だろうか。税制で優遇されるとしても、実際には所得が低いとそもそも納める税額が小さいので、そのメリットもかぎられたものにならざるをえない。また、持ち家購入となると多額の資金を調達する必要があり、低所得者にそれが可能かどうかは疑問である。そうすると、持ち家を購入しようとはしないかもしれない。

この点を考慮して計算されたのが3列目である。それによると、低所得層での上昇は0.8%とさらに抑えられ、全体でも3.0%の上昇にとどまっている。また、この論文では州を単位としたマクロモデルによる分析も行っており、これまでの結果を支持するものとなっている。

このシミュレーションによれば、所得控除方式から税額控除方式への転換により持ち家率が上昇することが予想される。所得控除方式による補助は所得税率が累進的であることから、高所得者ほどメリットが大きく、また、高所得者はローンの額と自己資金の割合をより自由に調整できるため、資金調達の問題が持ち家か借家かの選択に強く影響しているとは考えにくい。そのため、税制上のメリットが小さ

くなっても持ち家を選択する割合はそれほど変化しないであろう。

一方、税額控除方式への転換によって、低い所得階層ではメリットが大きくなる。もっとも低い階層ではともかく、中間の階層では資金調達の困難さゆえに借家を選択している場合も少なくないであろうから、このような税制改革により持ち家率は上昇すると考えられる。

おわりに

このGreen and Vandell論文では、アメリカの所得控除方式より日本で採用されているような税額控除方式のほうが持ち家率を高める効果が期待できるという実証分析結果を得ている。日本でのこれからの政策論議においても有益な情報となるであろう。

また、住宅補助政策の検討においては、どの所得階層にどれだけの便益を与えるかを実証的に分析し、それが望ましいかどうかを検討することが必要である。この論文はそのような分析も行っており、この意味でも有益であると思われる。

注

- 1) 詳しくは金本(1997)の第5章を参照のこと。
- 2) PUMS (Public Use Microdata Sample)。WWWでも参照可能。

参考文献

金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社。

(来間玲二／東京大学大学院経済学研究科)

『首都圏住宅需給実態調査Ⅳ』

本調査は、首都圏を対象として住宅の需給をより正確に把握するため、地区別に詳細なデータ集計を行い、住宅市場の動向を把握したものである。

調査項目は、①行政区別の建築棟数と総延床面積、②個人持ち家の住替え状況、③戸建て住宅における企業別施工実績の3項目。

平成10年度に調査対象地域内で新築された住宅の全棟数は、14万7933棟であり、総延床面積は2985万2381㎡であった。

新築持ち家の建替え率は、首都圏全般で42.6%であり、県別にみると埼玉県が突出している。同一市区内の住替え率は28.0%で、同一都県内の住替えは20.0~22.7%となっている。

工事施工者の供給実績を調べると、新築戸建て住宅の年間供給量の最高は5115棟である。年間100

棟以上供給している業者は69社であるが、これは今回の調査でリストアップされた全業者の0.5%にすぎない。年間10棟以上は1032社、5棟以上を加えても2148社で、全体の16%強であることから、戸建て住宅市場における中小企業の割合の高さが浮き彫りになった。

『関連公共公益施設の実態調査および促進事業の効果分析Ⅳ』

本調査は、良好な住宅宅地供給を促進するため、住宅宅地事業の大きな隘路となっている関連公共公益施設の整備の実態を把握するとともに、関連公共施設整備の有力な政策手段である住宅宅地関連公共施設整備促進事業の効果についてまとめたものである。

平成8年、9年に促進事業の対象となった民間、公的開発事業者に対してアンケート調査を実施し、全国の255団地について集計分析

を行った。

255団地の平均の宅地原価をみると、国、地方公共団体等の補助金などがまったくなかった場合には9万3835円/㎡かかったものが、各種の補助金などがある場合は8万3112円/㎡となり、約88.6%に低減されている。

宅地原価における用地費の割合は51.4%、工事費の割合は29.7%となっており、用地費は平成4年度調査の37.4%に比べ、比率・絶対額とも上昇している。

また、促進事業の効果として、住宅宅地開発コストの低減効果以外にも、住宅宅地の供給促進をはじめとする多様な効果があると考えられ、その効果項目について整理している。

●上記の報告書は非売品ですが、概要は当センターのホームページで閲覧できます。

編集後記

今年の啓蟄は日曜日。この朝、鶯の鳴き声で目覚めました。耳を澄ませると、もう一度だけ鶯が鳴いて、あとは遙か遠くのほうでカラスの鳴き声が聞こえました。突然、すぐ近くで山鳩が鳴き出しました。窓を開けるとその声が止んで、雀が2、3羽、チ、チと遠慮がちに鳴いています。啓蟄で餌になる虫が現われたためか、鳥の声も賑やかに春の気配が濃くなってきました。

幾日前までは、乾いた冷たい風がコートの中をまくり、駅の通路で

は、CDを並べた露店から《Those Were The Days》の曲が響いて、襟を立て急ぎ足で通り過ぎる人々を一瞬だけ振り向かせていました。

今はもう、樹々の芽が一斉に萌え出して、ケヤキの枝先からも、クヌギやナラの枝先からもかげろうのようなものが立ち昇っています。

この季節、多くの若々しい知性が『住宅土地経済』の分野に参入し、山積する研究課題に挑戦し、住生活の改善向上に寄与されるよう期待いたします。(M)

編集委員

委員長——金本良嗣
委員——森泉陽子
山崎福寿
浅見泰司

季刊 住宅土地経済

2000年春季号（通巻第36号）

2000年4月1日 発行

定価(本体価格715円+税) 送料200円

年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行——財団法人住宅総合センター

東京都千代田区麹町5-7

紀尾井町TBR1107 〒102-0083

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(株)