

[巻頭言]

住宅等の省エネ改修

那珂 正

財団法人ベターリビング理事長

省エネルギー法が改正され、住宅を含む建築物の省エネ性能に関する規制が強化されることになった。「京都議定書」議決以降も増加傾向にある民生用エネルギーと排出CO₂量を抑制し、削減しなければならないわが国としては当然のことだ。また折しも、世界同時不況をなんとか脱出すべく、わが国も数次にわたる強力な経済対策を実行することとなり、その目玉の一つが潜在需要があり経済効果も大きいと見込まれる、民生用エネルギーに関する省エネ、省CO₂投資や新エネ開発関連の経済対策だ。今この時期に住宅等の建築物の省エネ、省CO₂対策が重要視される所以だ。

これまで建築物の省エネ技術といえば、新築時における設計上の配慮や措置がほとんどだった。しかし、住宅はもちろん、建築投資一般についてもあまり多くの新築投資が望めない現状では、新築時省エネ技術のみではその省エネ効果にも自ら限界がある。ここはやはり、省エネ改修技術の開発とその普及がカギだと思う。

実際、既存建築物の省エネ化改修、省CO₂化改修に関する技術開発は相当程度進んでいる。なかでも、住宅の壁断熱改修、改修用断熱サッシ、改修用床暖房設備、高効率給湯設備などの省エネ改修技術はすでに一定程度の市場を形成しつつあり、また、住宅用燃料電池や住宅用太陽電池屋根パネルなど革新的技術開発による新しい設備や「建材」も、既存住宅リフォーム市場において大きな効果が期待される。

もちろん、コスト削減など事業者サイドのいっそうの努力、ユーザー自身の省エネ意識の向上、そしてなによりも、住宅リフォームや省エネ活動の持続的推進に繋がる制度インフラの整備等、関係者全員が協力して解決していくべき多くの課題もなお残っている。

目次●2009年夏季号 No.73

[巻頭言] 住宅等の省エネ改修 那珂 正 ——1

[特別論文] アメリカの住宅価格と人口構成の変化 岩田一政・服部哲也 ——2

[研究論文] 土地利用の決定を含んだ地価値付関数の推定について
武藤祥郎 ——10

[研究論文] 新築戸建住宅市場における需要者の留保価格の分布推定
植杉 大 ——20

[研究論文] 防災事業の経済分析 岩田和之 ——29

[海外論文紹介] 世帯形成と住宅 石野卓也 ——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

アメリカの住宅価格と人口構成の変化

岩田一政・服部哲也

はじめに

世界経済は、金融・経済危機のまっただ中にある。アメリカの住宅価格バブルの崩壊にともなうサブプライム・ローンの不良債権化に加えて、証券化商品を中心としたクレジット市場の機能麻痺が、金融市場を脆弱にしており、人々のリスク回避志向が強まっている。本稿は、アメリカの人口構造の変化が成長率と実質長期金利に影響を与え、住宅価格のバブルを生み出しやすい環境をつくり出した可能性を論証しようとするものである。

バブルは、多くの場合、成長率が高まり、しかも実質長期金利が安定している状況下で発生しやすい。高い成長が実現されるようになると、人々は経済の先行きについて楽観的になり、リスクテイクがしやすくなるからである。

成長率は、技術進歩やイノベーションが高まることのほかに、生産年齢人口（国連の定義では15-64歳）が増加する場合に高まりやすい。個人は、成人になる前には、もっぱら消費者としての役割を演じ、勤労年齢になると働き、また貯蓄する主体になる。退職する年代になると一部働きながら、貯蓄を取り崩す主体になる。生産年齢人口の比率が高い経済では、成長率と貯蓄率の上昇が観察されることが多い。これを「人口の配当」と呼ぶことがある。

年齢別の個人消費を観察すると、1人当たり消費や1人当たり住宅サービスの消費は、生産年齢に達すると増加し、退職年齢に達するとそ

の後減少する傾向がある。大竹・新谷（1996）によれば、年齢別住宅ストックに対する需要についても、日本の場合、20歳あたりで小さなピークがあった後、50歳代半ばまで上昇し、60歳以降は低下している。これに対して、アメリカの年齢別住宅ストック需要は、20歳以降急上昇し、30歳台でピークアウトして、その後緩やかに低下している。

また、Saito（2001）によれば、年齢別の1人当たり消費についても、日本、アメリカ、イギリスの場合、20歳代は別にして、30歳代以降上昇傾向があり、54-65歳をピークにして緩やかに減少する傾向がある。さらに年齢別の所得プロファイルを見ると、3国とも50-60歳にピークに達する傾向がある。

経済奇跡と「人口の配当」

現実には、経済奇跡と呼ばれる戦後の高成長は、多くの場合、生産年齢人口が急増する時期に発生している。人口学者のブルームとカニング（Bloom & Canning 2004）は、戦後に発生したほとんどの国の経済奇跡は生産年齢人口の急増と結びついているのであり、奇跡でも何でもない論じている。実証分析の示すところによると、経済奇跡の3分の1程度は、「人口の配当」によって説明できる。もちろん、「人口の配当」が自動的に高成長をもたらすものではない。たとえば、戦後の人口構成は、アジアと中南米で似通っていたが、その成果である成長率は大きく異なったものになった。経済成長は、「人口

(岩田一政氏写真)

いわた・かずまさ
1946年東京都生まれ。1970年東京大学教養学部卒業。経済企画庁経済研究所主任研究員、東京大学大学院総合文化研究科教授、内閣府政策統括官、日本銀行副総裁などを経て、現在、内閣府経済社会総合研究所所長。
著書：『国際経済学』（新世社）、『現代金融論』（日本評論社）ほか。

(服部哲也氏写真)

はっとり・てつや
1967年大阪府生まれ。1996年東京大学経済学部卒業。2006年東京大学大学院総合文化研究科国際社会科学博士課程単位取得退学。現在、昭和大学兼任講師、大東文化大学非常勤講師。

の配当」のみならず、市場のインフラストラクチャー、教育制度、税制、規制など各種経済諸制度の整備とならんで、どの程度政府が「良い政策」を実行するかといった要因にも大きく依存している。

住宅価格と人口構成の変化

住宅市場における住宅需要や住宅価格の変化に関しても、人口構成の変化に着目する研究がある。その代表的な例は、マンキューとワイルの論文（Mankiw & Weil 1988）である。マンキューとワイルは、クロスセクションの個票データとマクロデータを組み合わせて、アメリカにおける住宅ストックに対する需要を分析した。そして、ベビーブーマーが住宅市場に登場したこと、とりわけ、30歳から40歳にかけての住宅需要の高まりと40歳以降の住宅需要の低下に注目して、アメリカの住宅価格が人口要因によって1970年代から1980年代半ばにかけて大きく上昇したと論じた。さらに、住宅価格は、ピークに達した後、1990年代にはかつてない程低い水準に低下し、1987年から2007年にかけて47%低下するであろうと予測した。

このマンキューとワイルの研究は、1980年代の住宅価格のピークをほぼ正しく予測した。確かに、1989年をピークとして住宅価格は急落した。この結果、主として住宅ローンで資産運用を行っていた中小の貯蓄金融機関（S & L）が、長期固定金利規制の影響もあって、多数倒産するというS & Lの危機を引き起こした。この意味でも2人の研究は、大きな注目を集めた。

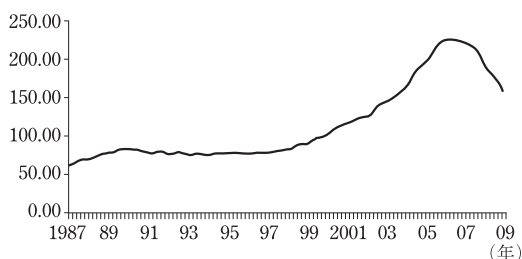
しかし、その後のアメリカの住宅価格の動きは、マンキューとワイルの予測とは異なっていた。住宅価格は、1997年にボトムアウトした後、アメリカがかつて経験したことのないほどの急激かつ大幅な上昇を続けた。

ちなみに、ケース・シラーの実質住宅価格指数は、1997年のボトムから2006年半ばのピークまでに、実に87%も上昇した。この指数がカバーする1890年以降において、これほど住宅価格が上昇したことは一度もない。住宅価格バブルが崩壊した後、サブプライム・ローン、およびそれが証券化され、リパッケージされた商品の価格は大きく下落し、不良債権化した。モーゲージ関連の損失のみでアメリカの金融機関がこうむると予想される損失は、2009年1月の時点でおよそ1兆ドル程度と推計されている。

証券化された商品の市場に正常でない兆しが見られはじめたのは、2007年春のことであった。そして、8月には欧州市場で流動性危機が発生した。流動性危機発生後に、アメリカの住宅価格の下落は、加速した（図1）。

ケース・シラーの住宅価格指数は、2009年1月の時点でピークからすでに名目で3割程度低下したが、先物市場のケース・シラー指数は、なお先行き10-15%低下し、2010年後半にようやくボトムにつくと予想している¹⁾。これを実質住宅価格に置き換えてみるとインフレ率を差し引く必要があるので、50%以上の下落が予想されているということになる。大恐慌以前の1910年代から1920年にかけて約30%もの大幅な実質住宅価格の下落があったが、これをはるか

図1 ケース・シラー指数



に上回る低下である。

住宅価格は、1929年に株価が暴落する以前に大幅な下落を経験しており、大恐慌の期間は底這いを続けていた。戦後は、1970年代後半と1980年代後半に2回ほど、実質住宅価格は高騰したが、その上昇幅は10-15%程度であり、下落幅もほぼ同じであった。戦後のアメリカの住宅価格は、消費者物価とほぼ等しい上昇を示しており、住宅価格は、実質価格でみると、2回の高騰期を除き、ほぼフラットであった。

マンキュー＝ワイル論文の問題点

マンキュー＝ワイル論文は何故予測で誤りを犯したのであろうか？その原因については、いくつかの説明が行なわれている。

まず第一に、2人が用いたデータに非定常性があることを無視して分析していることに問題がある²⁾。

第二に、住宅の供給は、短期的には価格非弾力的であるとしても、長期的には住宅供給が価格弾力的であることから、長期的には、住宅ストックに影響を与えても、価格に影響を与えない可能性がある。

第三に、需要の変化は、それが予測された時点で住宅価格は変動するはずであり、当該年の住宅需要が影響を与えると仮定するのは不自然であることが指摘されている。

第四に、海外からの移民増加の効果、ならびに第二次ベビーブーマーや近年における出生率の変化を十分に考慮したものであるかどうかという点も問題である。とりわけ、2000年代におけるアメリカへの移民は大きく増加しており、

しかもその年齢層は、20-30歳代に集中している。移民の結果、2003年の生産年齢人口は、1.72から1.89に押し上げられたとされている(Bloom and Canning 2004)。

第五に、もうひとつのマンキュー＝ワイル論文の問題は、部分均衡モデルを採用していることにある。このため、人口構成の変化が実質利子率に与える効果、ならびに実質利子率が住宅価格に与える効果を見逃したことがある。

実質利子率と人口構成変化

年齢別の消費パターンが所与であるとした場合、生産年齢人口の構成が変化するにつれて、成長率、貯蓄率のみならず実質利子率も変化する可能性がある。資産価格モデルとしてルーカスが論じたモデルでこの問題を考えることにしよう。

ルーカスのモデルでは、每期ごと果物の木に果実が実るように資産（ここでは、人的資本と住宅資産）からの収益（労働所得と住宅サービス）が発生する。住宅資産のサービスは、住宅ストックに比例した形で生産され、消費される。生産された財は果実と同様にその期に腐ってしまう。無限期間生存する代表的個人は、市場からの借入れ制約がないという条件の下で、異時点間で消費を効率的に配分する。効率的な配分を行なうために必要な条件は、オイラー方程式と呼ばれている。

消費を c_t 、労働所得を e_t 、住宅サービスを $h_t (= \delta H_t)$ 、時間選好率を ρ 、借入れ実質利子率を r_t で示すと、

$$\begin{aligned} \text{MAX} \quad & \sum_{t=0}^{\infty} (1+\rho)^{-t} U(c_t, h_t) \\ \text{s.t.} \quad & W_{t+1} - W_t = e_t - c_t - r_t B_t + (p_{t+1} - p_t) H_t \\ & W_t = p_t H_t - B_t \end{aligned} \quad (1)$$

消費と借入れに関する1階条件から、以下のオイラーの方程式が導出できる。

$$U_c(c_t, h_t) = E_t[(1+r_{t+1})U_c(c_{t+1}, h_{t+1})]/(1+\rho) \quad (2)$$

または、

$$1 = E[(1+r_{t+1})U_c(c_{t+1}, h_{t+1})]/[(1+\rho)U_c(c_t, h_t)]$$

とも書き直すことができる。この式のうち

図2 生産年齢人口比率の日米比較

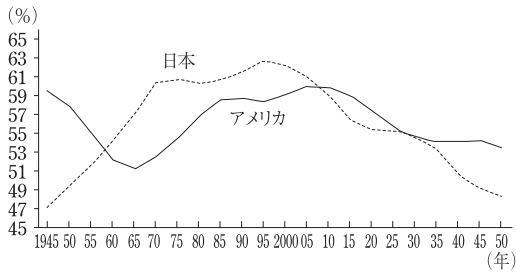
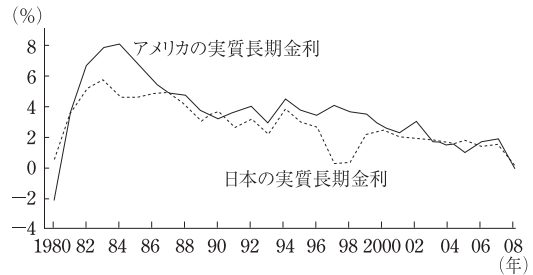


図3 日米の実質長期金利



$E_t[U_c(c_{t+1}, h_{t+1})]/[(1+\rho)U_c(c_t, h_t)]$ (3)
 の項は、個人にとっての1期間先までの実効的な時間選好率を示しており、将来生み出される資産の収益を割り引く「確率的割引要因」として用いられる。これは、消費に基づく資産価格決定理論における「プライシング・カーネル」（価格付けの核）と呼ばれている。

消費者の借入れ利率が、リスクフリーであるとした場合には、以下の式が成り立つ。

$$1/(1+r_{t+1})=E_t[U_c(c_{t+1}, h_{t+1})]/[(1+\rho)U_c(c_t, h_t)] \quad (4)$$

この式を借入れ債券の価格の決定式として解釈すると、将来の消費の低下は債券の価格を押し上げる（金利を押し下げる）よう作用する。個人は、先行き消費が減少すると予想すると、消費のスムーズアウトを行なうはずであるが、資源賦存が外生的に与えられる経済において資産需要を高めることで満足せざるをえない。そこで人口構造に変化のない経済とベビーブーマー世代が大規模に退職すると予想される経済を比較した場合、後者の経済において消費の期待成長率は低下し、市場の実質利率も低下することになる³⁾。

このモデルにおける住宅価格は、住宅サービスに関する1階条件とオイラー方程式から

$$p_t=[\delta U_h(c_t, h_t)/U_c(c_t, h_t)]+[1/(1+r_t)]p_{t+1} \quad (5)$$

となる。上式の第1項は、住宅サービスの限界効用を消費の限界効用で評価したもの、すなわち、実質レントであり、第2項も(t+1)期以降の実質レントの割引現在価値であると解釈してよい⁴⁾。

生産年齢人口がピークにさしかかる過程にお

いては、先行き生産年齢人口の減少が中長期的に持続すると予想され、実質利率が低下し、その低下は人口構造が定常状態になるまで働き続ける。その結果、住宅価格の上昇を現実の住宅ストック需要増加から予想される以上に高め、しかもその上昇が持続する可能性がある。図2は、日本とアメリカの生産年齢人口（ここでは20-65歳）のシェアを示したものであるが、アメリカの生産年齢人口比率は1990年代半ばから2005年にかけて上昇しており、ここでの仮説と整合的な姿を示している。また、図3は、日本とアメリカの実質長期金利（10年物国債金利マイナス消費者物価上昇率）を示したものであるが、いずれの国もそれぞれ1980年代初め、80年代半ばから持続的な低下傾向を示している。

日本の場合には、生産年齢人口のピークは、1970年代半ばと90年代半ばの2回あるが、後者の場合、先行き生産年齢人口が大規模かつ恒久的に低下するという予想が、実質金利の上昇を抑制することを通じて1980年代後半の住宅・土地価格を押し上げた可能性がある。

Martin (2005) は、アメリカのみならず日本において住宅価格や土地価格が高騰したのは、人口構成の変化と低めの実質利率の組み合わせによるところが多いというシミュレーション結果を報告している。中国では、現在までのところ総人口に占める生産年齢人口の割合が高まっている。仮に本稿での見方が正しいとすると、2015年にはこの比率が急落することが予想されているので、中国において住宅や不動産価格は高騰しやすい条件が整っているといえよう。

「長期金利の謎」とアジアの貯蓄超過

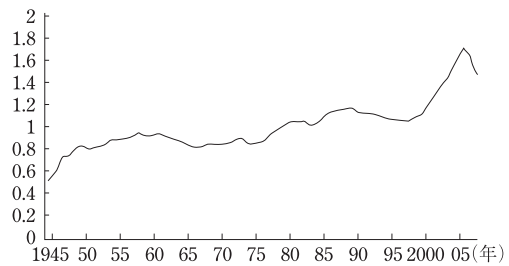
連邦準備制度理事会のグリーンスパン前議長は、2004年から2006年にかけての政策金利の引き上げにもかかわらず長期金利がほとんど上昇しなかったことを「長期金利の謎」と表現した。バーナンケ議長は、この謎をアジア諸国の超過貯蓄傾向の強まりによって、アメリカへの資金流入があり、世界の実質利率が高まらなかったと説明したことがある。

仮に人口構成要因を重視する見方が正しいとすると、アメリカにおける「長期金利の謎」を解く鍵になる可能性もある。もちろん、海外からの資金流入も作用した可能性もあるであろうが、アメリカ国内の人口構成の変化が影響した可能性もある。ポールソン前財務長官は、中国からアメリカに資金流入があったために過大な借入れによる住宅投資が行なわれたという意味で中国も金融危機に責任があると述べ、中国政府の反発を買った。その後、バーナンケ議長は、流入した資金を生産的投資に活用しなかったという意味でアメリカ側に責任があると述べた。仮にバーナンケ議長の主張が正しいとすると、やはり資源の効率的な配分から乖離したバブルが住宅市場で発生していたことになる。ちなみに、図4からは、アメリカの家計が、過去のトレンドを大きく上回る過剰な住宅資産を蓄積したことがみてとれよう。トレンドに復帰するには、先行きも2～3兆ドルの住宅資産の減少が必要であろう。

留保事項：ルーカス資産価格モデルの問題

ルーカス資産価格モデルは、個人が無限の期間生存する、もしくは、親が代々の子孫の効用まで考慮して消費行動を行なうという前提を置いている。さらに金融市場は完備されており、リスク回避度や時間選好率が個人間で等しいと仮定している。しかし、現実の経済においては新たな世代が次々に参入しており、新たな世代と既存の世代ではリスク回避度や時間選好率が

図4—アメリカの家計住宅資産対GDP比



異なっている可能性が強い。

まず、第一に、代表的な個人モデルが重複世代モデルにおいても成立するためには、各世代が利他的な関係で結ばれており、すべての世代が同一の予算制約に服している必要がある。加えて、生涯効用が、前の世代に比べて時間選好率の分だけ割り引かれる必要がある。しかし、Saito (2001)によれば、所得制約のラグランジュ乗数に関する日本、アメリカ、イギリスの計測結果は、後の世代の生涯効用が時間選好率だけ割り引かれるという結果を支持していない。さらに、年齢により消費のウェイトが変化する場合には、重複世代モデルにおいては、代表的な個人モデルの個人の集計が可能ではない。したがって、ここでの分析は、代表的な個人が、ある時期以降、恒久的な消費低下に直面するケースを取り上げたものであり、重複世代モデルが想定する事態を扱ったものではないということである。

第二に、代表的な個人モデルにおいて、可変的な時間選好率を想定する場合には、将来の消費低下が実質利率に与える効果を時間選好率の変化が相殺する可能性がある。現実の経済においても、高齢世代の時間選好率が、若い世代の時間選好率よりも高い場合には、人口構成の変化によって、時間選好率が上昇し、実質利率に与える効果は減殺される可能性がある（岩田・服部 2003）。

第三に、住宅価格の高騰には、実質長期金利の低下のみならず、住宅ローンのリスクプレミアムが縮小したことも影響している可能性がある。本稿でのフレームワークでは、住宅ローン

のリスクプレミアムは、オイラー方程式において、借入利率が、リスクフリーでない場合 (r_{M_t}) とリスクフリー (r_f) である場合を比べることによって以下のように定義される。

$$\text{リスクプレミアム} = -\text{COV}[(1+r_{M_t}), U_t(c_{t+1}, h_{t+1})]/E_t[U_t(c_{t+1}, h_{t+1})] \quad (6)$$

アメリカにおいて住宅投資は、景気循環そのものであるといってもよいほどに、景気と正の関連が強い。住宅ローン金利も同様であるとすれば、住宅ローンのリスクプレミアムは、不況期にリスクヘッジがきく資産と比べて、高いものになりやすい。しかし、住宅ローンの10年物国債金利に対するスプレッドは、2000年の203ベーシスポイントから2005年の157ベーシスポイントまで大きく縮小した。このことは、住宅価格バブルを助長するように作用したといえる。

むすび

高齢化・少子化の進展は資本深化を促進し、資本の収益率が低下する傾向があることはよく知られている。この結果、実質長期金利も低下する可能性がある。本稿では、代表的な個人による資産価格モデルを用いて、将来のある時期以降、人口構成が急激に変化する経済において、実質長期利率の上昇が抑制され、その結果、住宅価格が上昇しやすく、バブルを生成しやすい環境が作り出されたのではないかという点を論じた。2000年代半ば以降におけるアメリカの「長期金利の謎」も海外要因ばかりではなく、国内の人口構成の変化要因に起因している可能性があることを指摘しておきたい。

*本論執筆にあたり、堀雅博氏から貴重なコメントをいただいたことを感謝したい。もとより、ありうべき誤りは筆者らのものである。

注

- 1) リピートセールス価格法で計測された住宅価格指数には、「築年減価問題」による偏りがあり、ボトムの時期の認識を数か月遅らせるリスクがある (清水・渡辺 2009)。
- 2) 大竹・新谷 (1996) は、日本では、人口構成の変化を反映する需要指標は、住宅ストックには大きな影響を与えるが、住宅価格に影響を与えていないこ

とを報告している。ただし、非定常性を考慮し、誤差修正モデルで人口構成の変化を反映した需要指標と住宅ストックを用いて住宅価格を推計することは可能である。この推計では、前年の住宅需要の変化は、住宅価格を引き上げるよう作用する。推計された式を用いて内挿テストを行なうと、1970年代前半や1980年代後半日本の住宅価格の高騰をかなりうまくフォローすることができる。

- 3) 個人の消費が集計可能であるためには、個人の間で、時間加法的かつ状態独立的な効用関数、時間選好率、状態の生起確率の評価、絶対的なリスク回避度が等しいなどいくつかの条件が満たされている必要がある (齋藤 2007)。
- 4) 将来の消費の減少が、住宅価格を高めるように作用するのは、(5)式を微分することにより U_{hc} の符号が負である場合に限られることがわかる。

参考文献

- 岩田一政・服部哲也 (2003) 「少子化・高齢化と土地価格」『季刊住宅土地経済』No.50、2-7頁。
- 大竹文雄・新谷元嗣 (1996) 「人口構成の変化と住宅市場」『季刊住宅土地経済』No.19、32-39頁。
- 齋藤誠 (2007) 『資産価格とマクロ経済』日本経済新聞社。
- 清水千弘・渡辺努 (2009) 「日米住宅バブルの比較」 JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research, Understanding Inflation Dynamics of Japanese Economy, Working Paper Series, No.32, March.
- Bloom, D.E. and D. Canning (2004) "Global Demographic Changes : Dimensions and Economic Significance," paper presented at the International Conference organized by the Federal Reserve Bank of Kansas City, August.
- Mankiw, N.G. and D.N. Weil (1988) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," NBER Working Paper, No.2794.
- Martin, R.F. (2005) "The Baby Boom: Predictability in Housing Prices and Interest Rates," International Finance Discussion Paper, 847.
- Saito, M. (2001) "An Empirical Investigation of Intergenerational Consumption Distribution: A Comparison among Japan, the U.S. and the U.K.," in Ogura, Tachibanaki and Wise (eds.) *Aging Issues in the United States and Japan*, The University of Chicago Press.

本号に掲載された論文3篇は、いずれもこれまでにあまり取り上げられることがなかったテーマについて、興味ある実証分析を展開している。



武藤祥郎論文（「土地利用の決定を含んだ地価値付関数の推定について」）は、都市経済の分野では最も重要な概念のひとつとされる値付関数の推計にかかわるものである。都市内部における多くの土地は住宅地あるいは商業地として利用されているが、都市経済の標準的な教科書によれば、土地は最も高い付け値を与える用途に利用される。そして都心部に商業地が、その周辺に住宅地が立地するパターンが多くなるのは、商業用途の値付関数の傾きが居住用途のそれを上回るからだと説明する。

そこで商業用途と居住用途の地価のデータを使ってそれぞれの値付関数を推計することになる。しかし、利用されていない用途に対する値付けは市場では観察されないので、その情報を無視して推計を行なう結果、セレクション・バイアスという問題が生まれる。そこで値付関数をシステムティックな動きで説明できる部分と説明できない確率的な部分とに分け、確率的な値付関数を想定することによってセレクション・バイアスを除去する方法がとられる。

武藤論文は、この流れをくむもので、ふたつの確率変数の情報を利用する。ひとつは市場で観察されたある用途に対する地価である。

もうひとつの情報はその土地の値付けが他の用途の値付けを確率的に上回ったという事実である。こうして得られた土地利用関数と居住用途と商業用途の値付け関数を同時に推計しつつ、さらに推計方法に工夫を凝らすことで、土地利用の決定に影響を及ぼす要因についても分析することに成功している。

実証結果によれば、用途ごとの値付け関数はいずれも理論モデルと整合的な結論が得られた。さらに、土地利用の決定には居住用途と商業用途の値付けの差が影響しており、土地の属性が直接土地利用に影響を及ぼしているわけではないという。ただし、新宿副都心に近いところでは、用途ごとの値付けの差では説明しきれないほど居住用途として利用されているケースがシステムティックに見受けられた。なぜそのようなことが生じてしまったのか。武藤論文は、残念ながらその点については言及していない。この手法をさらに発展させて、たとえば土地利用規制や資産税制などが土地利用の決定や用途ごとの値付けに与える影響についての分析できれば……と興味は尽きない。

武藤論文は海外の学術雑誌に掲載された自身の論文を解説したものであるが、首都圏における値付け関数に新たな知見を加えており、学術的にも優れた論文である。



分譲住宅や分譲マンションなど新築住宅の価格をどこに設定する

かは供給側にとっては頭の痛いところであろう。ましてや昨今のように経済が冷え込んでいるときにはなおさらである。価格設定に失敗して売れ残ったりすれば企業にとっては大きな痛手だからである。物件によっては事前にアンケートなどを実施して需要者の留保価格を探ろうとすることもあろう。

植杉大論文（「新築戸建住宅市場における需要者の留保価格の分布推定」）は、インターネット調査を通じて需要者から得た留保価格の情報にもとづきベイズアン手法を用いて留保価格の分布を探ろうという斬新な試みである。

植杉論文では、八王子に位置する大手不動産会社の新築戸建分譲住宅についてインターネットを通じた留保価格に関する調査を行なった。植杉論文の面白さは、回答のあった留保価格の情報から直接分布を求めたり、回答者の属性や物件の属性などを用いて得られた留保価格の推定値からその分布を求めたりするのではなく、近年急速に関心の高まりをみせているベイズアン推定の結果をもとにシミュレーションによって留保価格の推定値の予測分布を求めるということにある。

シミュレーション結果によれば、不動産会社の設定した価格では需要者のうち約10%しか成約を望むことができず、期待収益率も非常に低くリスクも高いという、供給側からすればかなり厳しい結論が得られた。ここで留保価格とは、需要者が対象となる不動産に対し

て最高いくらまでなら支払う意思があるかを表す価格である。インターネットによる回答者は、東京都と神奈川県在住の年齢30歳以上の男女とあるが、彼らが八王子の物件に対してどれだけの情報をもちえたのであろうか。論文のなかでも指摘されているように、インターネットによる調査を通じてどこまで正確な留保価格に関する情報が得られたのか多少疑問が残る。論文にはアンケートに関する詳細についての記述はないが、正確な情報が聞き出せるようにアンケートの手法やアンケートの項目など、今後改善の余地はあるだろう。

また、不動産市場は所得層や年齢層など、しばしば販売層をターゲットとした価格設定が行なわれているのも事実である。その意味では不動産市場は細分化されており、市場全体の留保価格の分布を知ることと細分化された市場における留保価格の分布を知ることでは意味が違ふ。もちろん、その識別が可能となるためには膨大はサンプルが必要になるだろう。

植杉論文は今後の不動産市場分析にとって大きな可能性を秘めており、新たな試みとして新鮮である。さまざまな分野でインターネットによるマーケティング戦略が注目されるなかで、不動産の分野も例外ではないだろう。その最初の試みとして植杉論文はとても意義深いものである。

●

日本は大地震や台風被害など自然災害の多い国であるが、防災の

ための資本整備は着実に進んでいるのも事実である。しかし、そうした防災事業が実際に自然災害による被害の軽減にどれだけ効果があるのか、その点についての客観的な分析は少ない。

岩田和之論文（「防災事業の経済分析：都道府県別パネルデータを用いた費用便益比の推定」）は、防災事業の費用便益を実証的に分析し、防災資本の効率性について自治体間の比較を行なった意欲的な論文である。

岩田論文における実証モデルは、県民所得で基準化された自然災害被害を被説明変数とし、防災資本とそれ以外の社会要因や自然要因を説明変数として回帰分析を行なったものである。ここで被害額とは自然災害によって失われた生命損失および機会損失の価値と1次経済被害としての物的損失額の合計であり、他方防災資本とは治水、治山、海岸など防災のためのストック額である。防災資本が自然災害による被害額に影響するだけでなく、自然災害が逆に防災資本の充実を促進させるという側面もあり、この防災資本の内生性を考慮して回帰分析を行なっている。

実証結果によれば、防災資本の係数は1%水準で有意に負の値をとり、1%増えると県民所得に対する被害が1.6%減るといふ。さらに、この実証結果を用いて費用便益比率を求め地域間で比較を行なったところ、人口密度の高い都市部をかかえる都道府県で費用便益比率の値が小さいという結果が

得られた。

岩田論文でも言及されているように、都市部での社会資本が過小になっているという先行研究が多いなかで、ここでの結論は逆である。しかし、岩田論文における便益の定義は実証分析の対象となった1975年以降の自然被害の回避額（フローの概念）であって、先行研究でしばしばみられるように、公共投資等によって地価がどの程度資本化されるかといったストックの概念ではない。また、岩田論文では被害額として自然災害によるものに限られており、都市災害などは反映されにくく都市部の被害額が過小に計算されている可能性がある。したがって、先行研究との比較は難しい。

被害額や防災資本の定義次第では回帰分析の結果に影響が出る可能性があり、定義の違いによる感度分析についても触れる必要があったのではないか。またデータの基本統計量によれば、阪神・淡路大震災などの大規模な災害が反映されてか、自然災害被害額の変動幅に大きな開きがみられ、それが回帰分析の結果にどの程度影響があったのか気になるところである。

岩田論文は、防災資本の経済効果を客観的に測定しようとする難しい問題を取り扱っているだけに、試行錯誤の連続であろうことは想像に難くない。岩田論文にさらなる検討が加えられ、防災事業の費用便益研究の発展に大きく貢献することを期待したい。

(Y・N)

土地利用の決定を含んだ 地価値付関数の推定について

武藤祥郎

1 研究の概要

Muto (2006) は、都市において部門別（居住用・商業用）の地価がどのように土地利用に影響を与えるかについて分析したものである。標準的な都市経済モデル（単一中心都市のモデル）は、過去50年程度にわたって開発されているが、それらのモデルは、土地は最も高い値付けを行なう用途（最も有効利用用途）に利用されるという「地価値付関数」（Bid Rent Function；BRF）モデル（以下「BRF モデル」）の考え方を含んでいるものである。

Muto (2006) は、実際の土地利用がこの BRF モデルの考え方に沿っているかについて実証的に検証することを目的としたものである。都市中心部からの距離や交通アクセスなどの説明変数を用いて地価関数を推定するいわゆるヘドニックアプローチに関する論文は国内外を問わず多数あるが、地価関数を推定しながら、BRF モデルに係る検証を行なっている例は、Muto (2006) が書かれた時点までなかった。

本稿は、Muto (2006) の一部を改訂しつつ翻訳したものであるが、本稿においては、居住用と商業用の2つのセクターを扱い、1本の土地利用関数と2本の地価関数の3本の関数を同時推定する。土地利用関数においては、推定された居住用、商業用の関数の差分を含んでおり、この差分がどの程度土地利用を決定しているかによって、BRF モデルが実際の土地利用と地価の関係において成立しているかを検証する。

一方、こうした分析において大きな障害となるものが、地価推定におけるいわゆる「セレクション・バイアス」である。このバイアスの原因は、地価については、利用されていない用途（たとえば居住用土地における商業利用価値）については、観察することができないことに起因するものである。

この点は、Ellickson (1981) および Lerman and Kern (1983) により指摘されており、いずれも完全情報最尤法（Full Information Maximum Likelihood；FIML）により推定が行なわれている。一方、セレクションバイアスの簡易な修正法としては Dubin and McFadden (1984) や Lee (1982) のような2段階推定による修正があるが、1990年代に入って、McMillen らによって書かれた論文（McMillen 1997 および McMillen, Jarmin and Thorsnes 1992）においては、2段階推定法を用いて分析が行なわれている。

Ellickson (1981)、Lerman and Kern (1983) および McMillen らの論文はすべて、地価の説明要因を探ることに主眼を置いており、McMillen (1997) の手法はあくまで地価の分析にしか用いることができないが、Lerman and Kern (1983) の FIML モデルについては、後述するように、一部を修正することによってセレクション・バイアスを補正しつつ、土地の用途と価格の関係について検証することが可能である。

2 検証結果

本研究においては、東京23区の公示地価示等のデータを用いて推計を行なった。その結果を見ると、さまざまな説明変数（都市中心部からの距離、鉄道駅からの距離、幹線道路等）が土地利用に影響を与えるが、これらの変数は、直接土地利用に影響を与えるのよりもむしろ、それぞれ居住用、商業用の土地の値付けに影響を与えることを介して、間接的に土地利用に影響を与えている可能性が高いことがわかった。

言い換えれば、土地利用の説明変数としては、居住用・商業用地価の差異以外の変数については、有意でないという推計結果となった。たとえば、主要道路からの距離は、商業および住宅の両方で地価を押し下げ、この効果は商業用途のほうが居住用途よりも大きくなっているため、主要道路からの距離が遠いほど商業用の土地利用の確率が高くなるが、地価の違いを除くと、主要道路からの距離そのものが土地利用に与えている影響は見られない。

一方、東京の第2中心都市（新宿）からの距離については、地価ではなく直接土地利用に影響を与えている推計結果となった。その点を除いて、総じて見れば、東京23区の土地利用はBRFモデルが意味するところの土地利用に沿って利用されていることとなった。

3 推計モデル

FIML モデル

古くはAlonso (1964)にあるように、BRFモデルは確率変動を勘案しないモデルとして構築されているが、実際の都市における土地利用を分析するためには、確率変動を考慮したモデルとする必要がある。

確率変動を含んだBRFモデルは、Ellickson (1981)によって開発されているが、ここでは、居住用用途と商業用用途がそれぞれ値付けを行なって用途を決めると仮定する。 V_t が確率変動を含んだ t 用途（居住用（ r ）または商業用

(武藤祥郎氏 写真)

むとう・さちお

1973年神奈川県生まれ。1996年東京大学経済学部卒業。同年建設省入省。2004年カリフォルニア大学アーバイン校Ph.D.（経済学）。国土交通省都市・地域整備局まちづくり推進課都市開発融資推進室課長補佐などを経て、2009年6月より、在米国日本国大使館一等書記官。

(c)に利用されるとする。

この場合、地点 i における理論上の地価は以下のように表される。

$$V_{it} = Z_{it}\beta_t + \varepsilon_{it}, \quad (t \in r, c) \quad (1)$$

ここで Z_{it} は i 地点における地価の説明変数であり、用途により異なる係数ベクトル β_t と線形の関係で V_t を規定するものである。 ε_{it} は地価関数の誤差項であり、Ellickson (1981)のモデルにおいては、独立一様分布 (i. i. d.) のExtreme Value (EV) 分布であるとされている。

BRFモデルにおいては、地点 i が居住用途（ r ）に利用される確率は、居住用途（ r ）が地点 i の地価を商業用途（ c ）よりも高く評価する確率と同等とされる。

$$p_{ri} = \text{prob} \{Z_{it}\beta_r + \varepsilon_{ri} \geq Z_{it}\beta_c + \varepsilon_{ci}\} \quad (2)$$

ただし、この(2)式は、地価および用途を決定する市場において何らの攪乱要因がないという仮定に依存しており、居住用途の値付けが商業用途に比較して高い場合には、必ず居住用途に利用されるということを表していることに留意する必要がある。

Ellickson (1981)自体は、実際の地価データを用いなかったが、その定式化において、地価関数の推定には自ずとセレクション・バイアスが発生するものであることを示している¹⁾。これは、観察可能な地価データは、他の用途の値付けよりも高い値付けをしているとの仮定に起因するが、このバイアスに対応する方法としては、Lerman and Kern (1983)により開発されたFIMLにより推計を行なう方法がある。地点 i において観察された価格を V_i^* 、誤差項

を ε_i^* とすると、確率変動がある場合の地価関数は以下のように表される。

$$V_i^* = Z_i \beta_{ti}^* + \varepsilon_i^* \quad (3)$$

ここで $V_{ri} \geq V_{ci}$ の場合、 $V_i^* = V_{ri}$ 、 $\beta_{ti}^* = \beta_r$ 、 $\varepsilon_i^* = \varepsilon_{ri}$ であり、 $V_{ci} > V_{ri}$ の場合、 $V_i^* = V_{ci}$ 、 $\beta_{ti}^* = \beta_c$ and $\varepsilon_i^* = \varepsilon_{ci}$ とする。

また、 $\varepsilon_{ti} \sim \text{i.i.d.}$ は簡単化のためにEV (Extreme Value) 分布に従うとする²⁾。

Lerman and Kern (1983) はパラメーター・ベクトルである β は以下の条件を満たす確率密度関数により推計できるとしている。

$$\{V_i^* = Z_i \beta_t + \varepsilon_{ti} \text{ であり、かつ、} Z_i \beta_t + \varepsilon_{ti} \geq Z_i \beta_{t'} + \varepsilon_{t'i} \text{ (} t \neq t' \text{ であり、} t, t' \in r, c \text{)}\} \quad (4)$$

ε_{ti} を独立一様分布と仮定するため、 V^* と t の結合した確率密度関数は、 t を所与とした V^* の確率密度関数と用途 t が他の用途(t')を上回る値付けを行なう確率との積になる。つまり、

$$f_i(t, V_i^*) = f_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_t) F_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_{t'}) \quad (t \neq t' \text{ and } t, t' \in r, c) \quad (5)$$

となる。ここで、 f_ε および F_ε は、それぞれEV確率密度関数とEVの累積密度関数である³⁾。(5)式においては、Lerman and Kern (1983)と同様に居住用途と商業用途の地価関数で、誤差項の分散に差異がない(homoskedastic)と仮定しているが、誤差項 ε_{ti} の分散が居住用途と商業用途で異なると仮定し、土地の用途決定に当たっては地価以外の要素が影響を与えることを可能とすることができる。この一般化された仮定においては、(5)式は以下のように表される。

$$\begin{aligned} f_i(t, V_i^*) &= f_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_t) F_\varepsilon(V_i^* + X_i \gamma - Z_i \beta_{t'}) \\ &= \omega_t \cdot \exp(-\omega_t(V_i^* - Z_i \beta_t)) \cdot \exp \\ &\quad (-\exp(-\omega_t(V_i^* - Z_i \beta_t)) - \exp \\ &\quad (-\omega_{t'}(V_i^* + X_i \gamma - Z_i \beta_{t'}))), \\ f_i(t', V_i^*) &= f_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_{t'}) F_\varepsilon(V_i^* + X_i \gamma - Z_i \beta_t) \\ &= \omega_{t'} \cdot \exp(-\omega_{t'}(V_i^* - Z_i \beta_{t'})) \cdot \exp \\ &\quad (-\exp(-\omega_{t'}(V_i^* - Z_i \beta_{t'})) - \exp \\ &\quad (-\omega_t(V_i^* + X_i \gamma - Z_i \beta_t))) \end{aligned} \quad (6)$$

ここで($t \neq t'$ and $t, t' \in r, c$)であり、 X_i は価格以外の土地利用の決定要因であり、 γ は X_i に

係る係数ベクトルである。本稿では、 Z_i のあらゆる変数が価格と独立で土地利用に影響を与える可能性を考慮して、 X_i は Z_i と同じであるとして推計を行なっている。また、(6)式における ω_t と $\omega_{t'}$ は、それぞれの用途に係る誤差項の標準偏差に關係するスケール・パラメーターであるが、Lerman and Kern (1983)においては、homoskedasticityの仮定により、同一であるとされている。

さらに、(6)式について分布の仮定に対する推計値のロバストさを示すため、 ε_{ti} は標準偏差 σ の正規分布に従うと仮定し、 $f_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_t)$ の代わりに標準正規分布($\phi(\cdot)$ で表される)を用い、 $F_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_{t'})$ の代わりに累積標準正規分布($\Phi(\cdot)$ と表される))を用いると、以下のように表される。

$$\begin{aligned} f_i(t, V_i^*) &= \phi((V_i^* - Z_i \beta_t)/\sigma_t) \cdot \Phi((V_i^* + X_i \gamma - Z_i \beta_{t'})/\sigma_{t'}) \\ &\quad \text{if } i \text{ is used for } t, \\ f_i(t', V_i^*) &= \phi((V_i^* - Z_i \beta_{t'})/\sigma_{t'}) \cdot \Phi((V_i^* - X_i \gamma - Z_i \beta_t)/\sigma_t) \\ &\quad \text{if } i \text{ is used for } t' \end{aligned} \quad (7)$$

以下では、(7)式で示される正規分布の誤差項を用いた推計式を「FIML (Probit)」と呼び、(5)式で示されるEV分布を用いた推計式を「FIML (Logit)」と呼ぶ。どちらの場合も最尤法を用いて尤度関数を最大化することとし、FIML (Logit)の場合の尤度関数は以下のように表される。

$$L = L_t + L_{t'},$$

ここで

$$\begin{aligned} L_t &= \sum_i \log f_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_t) + \sum_i \log F_\varepsilon(V_i^* + X_i \gamma - Z_i \beta_{t'}) \\ L_{t'} &= \sum_i \log f_\varepsilon(V_i^* - Z_i \beta_{t'}) + \sum_i \log F_\varepsilon(V_i^* - X_i \gamma - Z_i \beta_t) \end{aligned} \quad (8)$$

2 段階推定モデル

McMillen (1997) はDubin and McFadden (1984)とLee (1982)のモデルがBRFを近似して推定できるとしており、Lerman and Kern (1983)の手法に比べて誤差項が独立していることを仮定する必要がなく、さらに地価に関する誤差項以外の誤差項(地価と独立した用途に

関する誤差項)を仮定することができるという点で柔軟であるとした。

以下では、正規分布を仮定した Heckman (1979) のモデルを代表的モデルとして、BRF を推定することとし、(9)式のように表される。

$$D_i = Z_i \beta_d + \varepsilon_{di} \quad (9)$$

ここで D_i は用途選択に係る潜在的な変数であり、ある地点 i が居住用途に供される場合には $D_i \geq 0$ であり、商業用途に供される場合には $D_i < 0$ となる。誤差項 ε_{di} は正規分布であるとする。BRF モデルが完全に成立すると仮定すると、係数ベクトル β_d は標準化をした $\beta_r - \beta_c$ と同値になる。

Lerman and Kern (1983) の FIML における用途の決定式についても(9)式で表すことができるが、 ε_{di} は $\varepsilon_{ri} - \varepsilon_{ci}$ に規定されてしまい、価格の誤差項以外の誤差要因を導入することができない。Heckman (1979) の推計式は ε_{di} と $\varepsilon_{ri} - \varepsilon_{ci}$ の相関にかかわらず一致推定量となる。

観察された用途に係る D_i^* を $D_i \geq 0$ の場合 $D_i^* = 1$ (居住用) であり、 $D_i < 0$ の場合 $D_i^* = 0$ (商業用) と定義すると、(9)式から以下の2項選択 Probit の推定式を導き出すことができる。

$$P_{ri} = \text{Prob}(D=1) = \Phi(Z_i \cdot (\beta_d / \sigma_d)) \text{ であり、}$$

$$P_{ci} = \text{Prob}(D=0) = 1 - \Phi(Z_i \cdot (\beta_d / \sigma_d)) \quad (10)$$

ここで P_{ri} 、 P_{ci} は、それぞれ地点 i がそれぞれ居住用または商業用に利用される確率を表すものとする。

次に観察された地価 V_i^* を並べ替えて居住用の価格 (V_{ri}^*) と商業用の価格 (V_{ci}^*) により分けると、以下の「地価関数」としての2本の式を定義することができる。

$$V_{ii}^* = Z_i \beta_t + \delta_i \lambda_{ii} + \varepsilon_{ii}^* \quad (t \in r, c) \quad (11)$$

ここで観察された誤差項 ε_{ii}^* は正規分布であり、 λ_{ii} は δ_i の係数であるが、 λ_{ii} はいわゆる逆 Mill's Ratio と呼ばれ、以下の式で定義される。

$$\lambda_{ii} = \frac{\phi(\Phi^{-1}(\hat{P}_{ii}))}{\hat{P}_{ii}} \quad (t \in r, c) \quad (12)$$

ここで $\hat{P}_{ii}$ は(11)式の Probit モデルを推定した際に算出される推定確率であり、 $\Phi^{-1}(\cdot)$ は正

規分布累積密度関数の逆関数であるとする。

Heckman (1979) は(11)式について(12)式の OLS 推定を用いた場合の係数 β_d は一致推定量であることを示した。

しかしながら、われわれは β_t そのものを推定することはできず、標準化された値 β_d / σ_d を Probit モデルで推定できるにすぎないことに注意する必要がある。このため、(12)式は(11)式と比較が不可能であり、BRF モデルの確からしさについての検証を行なうことができない⁴⁾。また、この2段階推定法は最尤法に比較して非効率であり、必ずしも FIML に比して真の推定値に近い値をもたらさないことが知られている⁵⁾。

したがって、本稿においては、地価関数の推計において誤差項の仮定にかかわらず一致推定量である McMillen (1997) に基づく推定値を参考にしつつ、誤差項 ε_{ri} および ε_{ci} に、(7)式において、①用途を決定するに当たっての価格以外の誤差項を導入しない、②居住用途と商業用途の値付けに係る誤差項の相関がないという2点を仮定している。

この問題については、これらの仮定をすべて外して推計を行なうことは困難であるが、特定できないパラメーターを内包しつつ推計を行なっている Poirier and Tobias (2003) 等のベイジアン手法を用いることで一定の対応を行なうことができるが、それらの手法については、この論文の範囲を超えており、詳細は Muto (2006) に譲ることとする。

4 データ (東京23区の地価の状況)

データ

本稿における地価その他のデータは、国土交通省のウェブサイト (国土数値情報ダウンロードサービス (<http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>)) から取得したものである。土地価格に関する原データではなく、公示地価という最有効利用価額を想定し、更地に還元した価格を算出している評価額を本研究に用いることについては、理論

図1—地価公示の地点および用途

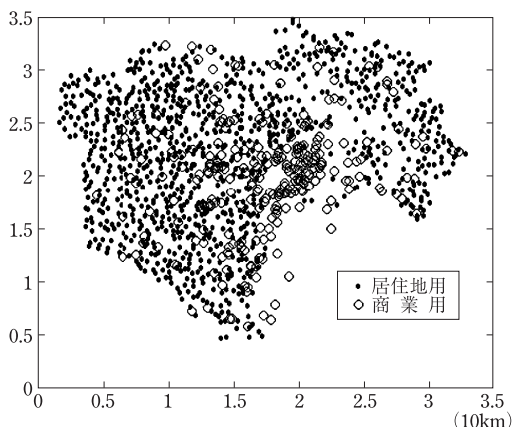


図2—地価曲線（東京23区、2000年）

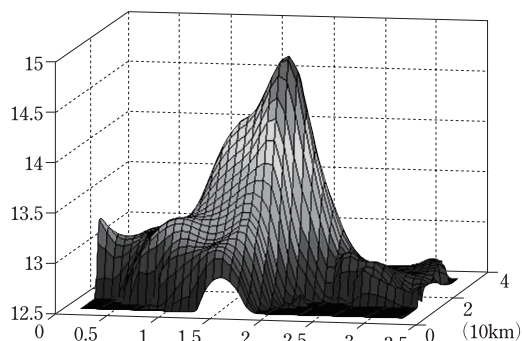


表1—基本的な変数の状況

	全体			居住用			商業用		
	平均	中央値	標準偏差	平均	中央値	標準偏差	平均	中央値	標準偏差
地価（円/㎡）の対数	13.2275	13.0498	0.6969	12.9840	12.9692	0.3193	14.1034	14.0466	0.9419
DCBD（10km）	0.9625	1.0174	0.4025	1.0586	1.0943	0.3501	0.6171	0.5349	0.3898
DST（km）	0.7454	0.6000	0.5879	0.8445	0.7000	0.5902	0.3889	0.2700	0.4171
# of Obs.	1324			1036			288		

注）価格は公示地価ベースで1㎡当たりの単価となる。DCBDは経度と緯度から割り出した直線距離であり、DSTは1km未満においては0.01km単位で数値を四捨五入しており、1km以上においては0.1km単位で四捨五入している。

表2—他の説明変数の概要

	記述	データ数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
道路	幹線道路からの距離（高速道路および国道）（km）	1324	0.317	0.271	0.000	1.665
海岸	東京湾からの距離（10km）	1324	0.640	0.508	0.030	2.031
公園	大規模公園からの距離（km）	1324	0.269	0.154	0.006	1.052
学校	小中学校からの距離（km）	1324	0.286	0.144	0.008	1.025
DSCBD	新宿駅からの距離（10km）	1324	0.893	0.407	0.000	1.868

的に必ずしも十分でない面もあるが、現時点で簡易に得られるものとして使用している。

国土数値情報については、公示地価のほか、当該地点の経度・緯度、標準的用途、学校、都市公園、幹線道路の所在等が含まれている。また、公示地価の地点においては、混合用途の地点もあるが、簡単化のため、居住用または商業用のどちらかの用途に位置づけられている地点のみをデータとして採用している。

東京23区の地価曲線の推定

経度・緯度のデータを用いて2次元で土地利

用の状況をプロットすると、図1のようになるが、価格のデータを加えて3次元で表現することも可能である。当該地価については、一定の誤差項を含んでいるため、プロットした点を図示しただけでは地価曲線の状況を把握することは困難であるが、非パラメーター推計を行なうことで、図2のように東京23区の地価曲線について、関数形を特定せずに把握することができる。

この曲線を用いて、われわれは地価曲線における最高点を都市の中心部として把握することができる。東京は山手線内の駅を中心にそれぞ

表3—土地利用関数および地価関数

推定ベクトル／ マトリックス	説明変数	(a) OLS	(b) Heckman	(c) FIML (Logit)	(d) FIML (Probit)
γ	定数項			0.059 (0.136)	-0.244 (0.162)
	DCBD			0.116 (0.364)	0.704 (0.416)
	DCBD ²			-0.105 (0.217)	-0.369 (0.245)
	DST			-0.460 (0.159)	-0.425 (0.166)
	DST ²			0.148 (0.070)	0.149 (0.074)
β_r	定数項	14.056 (0.050)	14.306 (0.196)	13.704 (0.050)	13.985 (0.050)
	DCBD	-1.495 (0.098)	-1.743 (0.213)	-1.176 (0.095)	-1.424 (0.098)
	DCBD ²	0.590 (0.048)	0.679 (0.084)	0.495 (0.044)	0.564 (0.048)
	DST	-0.275 (0.036)	-0.380 (0.085)	-0.268 (0.032)	-0.249 (0.036)
	DST ²	0.010 (0.011)	0.038 (0.024)	0.012 (0.011)	0.003 (0.011)
β_r	定数項	15.392 (0.134)	15.558 (0.190)	15.623 (0.150)	15.748 (0.175)
	DCBD	-1.641 (0.434)	-2.625 (0.912)	-3.616 (0.475)	-3.571 (0.508)
	DCBD ²	0.340 (0.292)	0.496 (0.316)	1.095 (0.246)	0.969 (0.312)
	DST	-1.511 (0.235)	-2.614 (0.937)	-3.567 (0.285)	-3.096 (0.246)
	DST ²	0.404 (0.126)	0.650 (0.236)	0.875 (0.096)	0.795 (0.094)

注) 括弧内の数値は係数の推定値に係る標準偏差

れ主要駅に都市の中心があるように言われることがあるが、地価で見るとおおむね単一の中心を持った都市であると言える⁶⁾。

5 推計結果

地価曲線の基本形の推定結果

居住用および商業用の土地利用関数および地価関数について、DCBD と DST のみで推計した結果を「モデル1」として表示しており、それぞれ(a) OLS、(b) Heckman のモデル、(c) FIML (Logit)、(d) FIML (Probit) について推計している。

表3の推計結果は、それぞれの推計手法によって、居住用途の地価関数に係る係数の推計値がおおむね共通している一方、商業用途の地価

関数では一定の相違が生じている。その主な相違点は中心部からの距離 (DCBD) と駅からの距離 (DST) であり、OLS に比較して、セレクション・バイアスの補正により、係数の絶対値が大きくなる傾向にある。

また、FIML (Logit) と FIML (Probit) との間で γ の DCBD と DCBD² の推計値が異なっており、土地利用関数の推計値については、誤差項 ε_{it} の分布に影響されることを示している。

他の説明変数の影響を含めた推計結果

DCBD と DST 以外の説明変数を追加して推計した結果は以下の表4のとおりである。Muto (2004) では、第2中心 (新宿) からの距離 (DSCBD) を含まない推計結果も示して

表 4—第二中心（新宿）からの距離等の説明変数を導入した推計値

	Heckman		FIML Logit			FIML Probit		
	居住用	商業用	居住用	商業用	γ	居住用	商業用	γ
定数項	13.960 (0.111)	16.482 (0.203)	13.730 (0.040)	16.284 (0.204)	0.953 (0.139)	14.021 (0.044)	16.320 (0.220)	0.633 (0.159)
DCBD	-0.653 (0.145)	-3.554 (0.565)	-0.298 (0.080)	-2.569 (0.402)	-0.145 (0.316)	-0.730 (0.082)	-2.781 (0.420)	0.415 (0.355)
DCBD ²	0.518 (0.058)	1.320 (0.265)	0.336 (0.035)	1.138 (0.272)	0.037 (0.196)	0.546 (0.038)	1.130 (0.269)	-0.241 (0.209)
DST	-0.081 (0.052)	-3.582 (0.616)	-0.178 (0.025)	-2.656 (0.222)	-0.251 (0.133)	-0.108 (0.027)	-2.461 (0.200)	-0.272 (0.139)
DST ²	-0.026 (0.014)	0.874 (0.160)	0.003 (0.008)	0.611 (0.076)	0.058 (0.058)	-0.019 (0.008)	0.604 (0.076)	0.087 (0.061)
ROAD	-0.038 (0.020)	-0.777 (0.198)	-0.053 (0.016)	-0.464 (0.196)	-0.039 (0.125)	-0.041 (0.020)	-0.486 (0.186)	-0.019 (0.124)
COAST	-0.024 (0.002)	-0.101 (0.023)	-0.015 (0.001)	-0.082 (0.017)	0.001 (0.010)	-0.025 (0.002)	-0.064 (0.015)	0.013 (0.010)
PARK	0.170 (0.036)	-0.170 (0.238)	0.086 (0.031)	-0.234 (0.245)	-0.217 (0.157)	0.166 (0.035)	-0.119 (0.257)	-0.160 (0.177)
SCHOOL	0.006 (0.046)	1.886 (0.362)	-0.031 (0.035)	1.127 (0.257)	-0.056 (0.148)	0.017 (0.039)	1.203 (0.270)	-0.162 (0.168)
DSCBD	-0.860 (0.077)	-2.404 (0.343)	-0.839 (0.059)	-2.428 (0.370)	-1.291 (0.204)	-0.840 (0.074)	-2.273 (0.396)	-1.343 (0.246)
DSCBD ²	0.099 (0.034)	0.851 (0.206)	0.117 (0.029)	0.812 (0.227)	0.526 (0.139)	0.093 (0.034)	0.813 (0.219)	0.581 (0.141)
Log-Likelihood Ratio	—		-287.626			-309.601		

注）括弧内の数値は係数の推定値に係る標準偏差

いるが、そこでは、DSCBD を含むことによる log-likelihood の改善が大きく、説明変数として DSCBD を含めることの必要性が示されている。

また、幹線道路および海岸線からの距離は、商業用途のほうが居住用途よりも強い影響があることが示されているが、居住用、商業用の双方で地価を下落させる結果となっている。この差は特に幹線道路で大きくなっており、商業用途における幹線道路からの距離の近さの重要性が示唆されている。

学校からの距離は、居住用途の地価には影響を与えないが、商業用途の地価とは正の係数となっており、学校からの距離が遠いほど商業用途の地価が高い結果となっている。公園からの距離については居住用途の地価に明確な影響を与えておらず、都市公園が提供する環境として

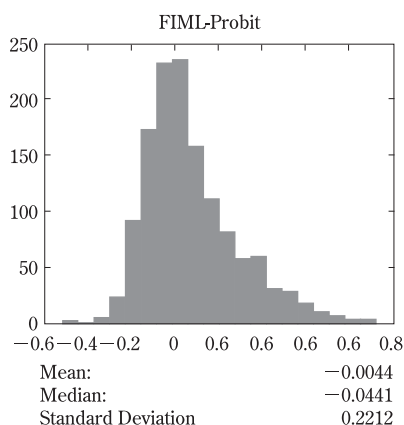
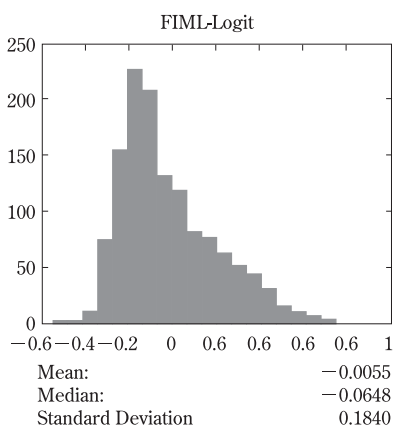
の価値がある一方、日常生活に必要な施設からの距離が遠くなりがちであることから、必ずしも居住用の地価を上昇させる効果がない結果となっている。

土地利用と地価曲線の乖離に関する推定結果

土地利用と地価曲線の乖離について表 4 における FIML (Probit) の推計値から読み取れることとしては、DSCBD に関する γ の推計値が有意であり、おおむね 5 km 以内の土地については、価格付けの乖離により説明される用途の差異に比して居住用途に利用される確率が高い推計結果となっている。逆に言えば、新宿付近の土地利用は、居住用途ではなく商業用途に供されていたならば、より高く値付けされていたであろうということを示している。

この傾向は、第一中心（銀座付近）からの距

図3— $X\hat{\gamma}$ のヒストグラム



離については見られず、この現象の原因は必ずしも明らかではないが、新宿付近の開発は銀座付近に比して新しいものであり、新宿付近の土地所有者または家主は、さまざまな土地利用転換のコストを忌避して転換後の価値にかかわらず現状の土地利用を維持している可能性がある。

原因の如何にかかわらず、推計値を用いて説明変数 X_i について尤度比率 (Likelihood Ratio) テストを行なうと、 X_i は有意に推定値に影響を与えており、BRF モデルからの構造的な乖離の状況は明らかとなっている⁷⁾。

さらに、これらの構造的乖離について FIML (Logit) および FIML (Probit) の推計値 ($\hat{\gamma}$) を用いて居住用および商業用の用途に係る影響の度合いを測るため、 $X\hat{\gamma}$ の値を図3のヒストグラムに表示した。図3においては、値付けの差がゼロであれば居住用途と商業用途の利用の確率がそれぞれ50%となるため、 $X\hat{\gamma}$ が0.1の場合であって居住用途の値付けが商業用途の値付けより10%低い場合、居住用に利用される可能性が50%となる。ヒストグラムによると、 $X\hat{\gamma}$ の平均値はゼロに近く、平均で見たバイアスはないものの、DSCBD をはじめとした価格以外の諸要素によって土地利用は影響されることがわかる。

6 結論および現在の時点における考察

本稿は、2つの異なる用途が土地の値付けを

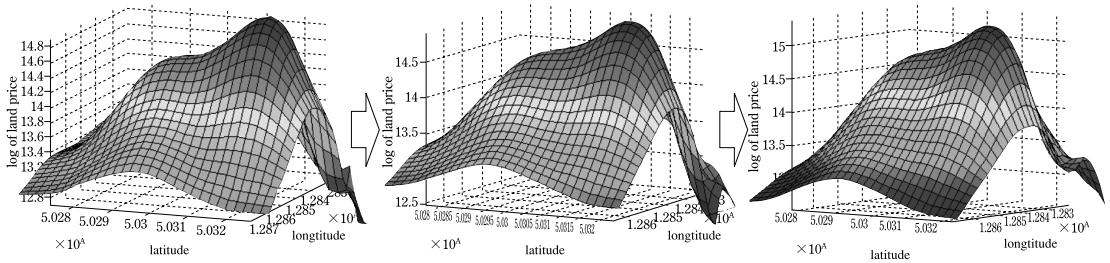
行なう状態において、地価と土地利用の推計モデルを用いて分析を行なうものであった。セレクション・バイアスがある状況下において地価関数を推定するためには、Heckman (1979) の2段階推定法を用いる方法が広く知られているが、Lerman and Kern (1983) により開発された BRF モデルと整合的な FIML モデルを用いる方法もある。本稿においては、地価関数と土地利用のモデルを東京の地価公示データを用いて推計を行なった。

FIML による推計は、誤差項の相関などに関してより多くの仮定を必要とするが、地価関数の推計結果によると、地価関数は居住用、商業用の両方で幹線道路と海岸からの距離が離れるほど地価が低く評価される形となるなど、Heckman (1979) の2段階推定法による推計結果と同じ傾向となった。

また、FIML を利用することによって、土地利用が地価の値付けにより決定されるという BRF モデルが現実にとどの程度適合するかについても検証することができる。推計結果によると、平均的には BRF モデルは現実の土地利用と整合するが、統計的に有意な一定の構造的乖離は存在することが示された。

推計結果については、誤差項の相関等に一定の仮定 (居住用と商業用の地価関数の相関がゼロであり、土地利用の決定式における誤差項が地価関数の誤差項以外の要素を含んでいないと

図4—地価曲線の変遷（東京23区中心部、1998→2003→2008）



いう仮定)をおいていることに留意する必要がある。ただし、この点については、Muto (2004)において土地利用決定についての一般的な仮定をおいた誤差項を導入し、Poirier and Tobias (2003)に従って用途選択関数と2本の地価関数の推定をMCMC法により行っており、本稿の結論と同様に、第2中心(新宿)周辺で値付け価格以外の影響により、居住用途にバイアスがかかる形となっている。

本稿はMuto (2006)を元にしたものであることから、公示地価、土地利用等のデータは2000年のデータである。その後、東京中心部においては地価の上昇過程に入って、さらに本年に入って下落傾向を示しているが、用途を問わない地価の単純なプロット図(図2と同様の手法で推計)は、図4に示すように5年ごとのデータを用いても、形状は大きな変化を見せていない。

新宿付近における地価と土地利用の構造的乖離が残存しているかどうかは、再度下落に転じた地価の動向をふまえて詳細な分析を行わなければならないが、土地利用の用途と地価のギャップがあるということは、土地利用を転換して利潤を得られる可能性が高いということを暗示する。こうした点は、不動産市況が悪化するなかにあっても、新たな都市開発の可能性を探る上で重要であり、今後のいっそうの研究の蓄積が望まれる。

〈付録：地価に係る2変数非パラメータ推計〉

2変数非パラメータ推計に当たっては、Fan and Gijbels (1996)に従い、被説明変数 y の x お

よび z に対する関係をパラメータをする関数形を想定せずに推計する式を用いる。

$$y = m(x, z) + \varepsilon \quad (A.1)$$

図2および図3の推計において、 y は対数をとった地価であるが、 x と z はそれぞれ経度と緯度の座標であり、 x と z の両変数の相関を仮定する必要がない。したがって、2変数の非パラメータ推計については、以下のように表される。

$$\min (Y - X\beta)'W(Y - X\beta)$$

ここで

$$Y = [y_1 \dots y_N]',$$

$$X = \begin{bmatrix} 1 & (x_1 - x_0) \cdots (x_1 - x_0)^p & (z_1 - z_0) \cdots (z_1 - z_0)^p \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & (x_N - x_0) \cdots (x_N - x_0)^p & (z_N - z_0) \cdots (z_N - z_0)^p \end{bmatrix},$$

$$W = \text{diag}(K_{h_N}(\frac{x_i - x_0}{h_x(N)}) \cdot K_{h_z(N)}(\frac{z_i - z_0}{h_z(N)})) (N \times N)$$

(A.2)

である。

W は推定誤差 $u_i = y_i - x_i\beta$ がグリッド(格子点)である x_0 に近い場合に大きいウェイトをかけるウェイト・マトリックスである。 $K(\cdot)$ はウェイトをかける際に用いるKernel分布を表すが、ここではBiweight Kernelと呼ばれる正規分布に近いがテール(中央値から離れた値)の部分に制約した分布を用いている。 $h_x(N)$ と $h_z(N)$ はグリッド x_0 を中心にどこまでデータを拾うかを決定するパラメータであり、これにより推計値のスムーズさが決定される。

*本稿については、原論文の執筆時に指導教官であったKenneth A. Small教授をはじめとするUC Irvineの先生方にご指導をいただき、また、住宅経済研究会における委員の皆様方から貴重なコメントをいただいた。なお、本稿における分析、見解等はすべて筆者個人のものであり、国土交通省の見解とはいっさい関係がないことを申し添える。

注

1) Ellickson (1981)はサンフランシスコ・ベイエリアの土地利用データを用い、土地利用の確率をもと

に暗示された地価関数を推定した。

- 2) β_i^* は地点 i における用途によって左右されるため、(3)式にあるようにサブスクリプト i を付して β_i^* と表示しなければならない。しかしながら、以下では簡単化のため β_i^* と省略する。
- 3) Gross (1988) は、シカゴにおける地価データを用いて推計を行なった。
- 4) δ の推計値は(11)式についての情報を含んでいるが、この推定値から ε_{ri} および ε_{ci} の相関および分散を求めることは不可能である。
- 5) たとえば Hartman (1991) を参照のこと。また、Muto (2004) では、モンテカルロ・シミュレーションを用い、Heckman の推定法は一致推定量であるものの、RMSE (Root Mean Squared Errors) を測定したところ、本稿におけるサンプル数 (1324) において FIML よりも劣る (誤差が大きい) 結果となった。
- 6) 図 2 における 2 変数の非パラメーター推計 (Bivariate Nonparametric Regression) の手法は付録のとおりであり、推計に当たっては、一定のグリッドを中心とした密度関数を用いている。
- 7) 表 4 における log-likelihood は、FIML (Logit) で -287.6255 、FIML (Probit) で -309.6007 であり、 X_i を除いた推計式においては、それぞれ -346.96233 と -341.91049 である。この差の統計量は自由度 11 のカイ 2 乗分布に従うものであり、1% の有意水準であつても有意となる。

参考文献

- Alonso W. (1964) *Location and Land Use : Toward a General Theory of Land Rent*, Harvard Univ. Press.
- Dubin J.A. and D.L. McFadden (1984) "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica*, Vol.52, pp.345-362.
- Ellickson B. (1981) "An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, Vol.9, pp.56-79.
- Fan J. and I. Gijbels (1996) *Local Polynomial Modeling and Its Application*, Chapman & Hall.
- Gross D.J. (1988) "Estimating Willingness to Pay for Housing Characteristics: An application of the Ellickson Bid Rent Model," *Journal of Urban Economics*, Vol. 24, pp.95-112.
- Hartman R. S. (1991) "A Monte Carlo Analysis of Alternative Estimators in Models Involving Selectivity," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, pp.41-49.
- Heckman J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol.47, pp.153-162.
- Lee L-F. (1982) "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias," *Review of Economic Studies*, Vol.49, pp.355-372.
- Lerman S.R. and C.R Kern (1983) "Hedonic Theory, Bid Rents, and Willingness-to-pay : Some Extensions of Ellickson's Results," *Journal of Urban Economics*, Vol.

13 pp.358-363.

- McMillen D. P. (1997) "Multiple Regime Bid Rent Function Estimation," *Journal of Urban Economics*, Vol.41, pp.301-319.
- McMillen D. P., R. Jarmin and P. Thorsnes (1992) "Selection Bias and Land Development in the Monocentric City Model," *Journal of Urban Economics*, Vol.31, pp.273-284.
- Muto S. (2004) "Essays on Land Rent and Location Choice, PhD dissertation, UC-Irvine.
- Muto S. (2006) "Estimation of the Bid Rent Function with the Usage Decision Model," *Journal of Urban Economics*, Vol.60, pp.33-49.
- Poirier D.J. and J.L. Tobias (2003) "On the Predictive Distributions of Outcome Gains in the Presence of an Unidentified Parameter," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.21, pp.258-268.

新築戸建住宅市場における 需要者の留保価格の分布推定

植杉 大

1 研究背景とこれまでの先行研究

最近の新築戸建住宅市場の状況

昨今、新築戸建住宅市場において需要の大幅な落ち込みが発生している¹⁾。主たる原因としては需要側の購入意思の冷え込みにあると考えられるが、所得要因や資産効果、将来の地価動向の不透明さに加え、消費者のニーズが高品質・高性能を求める傾向からコストパフォーマンスを重視する傾向に変化したためと思われる。

一方、供給側にもその原因がある。特に、供給側におけるマーケティングの同質性、画一性や、高額所得者層をターゲットとした一律の高付加価値化戦略は、その限界に直面している。さらに、販管費の一貫した高コスト化も原因の一つに挙げられる。例えば、管理部門の経費、他物件との差別化を図るための広告宣伝費、住宅展示場の出展拡大、営業担当者の採用増加など、販管費に分類されるコストの比率が大きくなっている。これは実際に販売戸数が、広告宣伝費の多寡、住宅展示場の出展数、営業担当者の能力といった販売力の大きさに比例して決定されるという事実による。昨今の新築戸建住宅市場の不況により販売戸数の伸びが鈍化することで高コスト構造が表面化し、業者によっては、どの程度まで販売価格を下げれば買い手がつくのか見当がつかない、買い手がついたとしてもコストを回収できないという声も聞かれる。

いずれにせよ、現況の市場では需要者と供給者の間で価格のミスマッチが生じていると

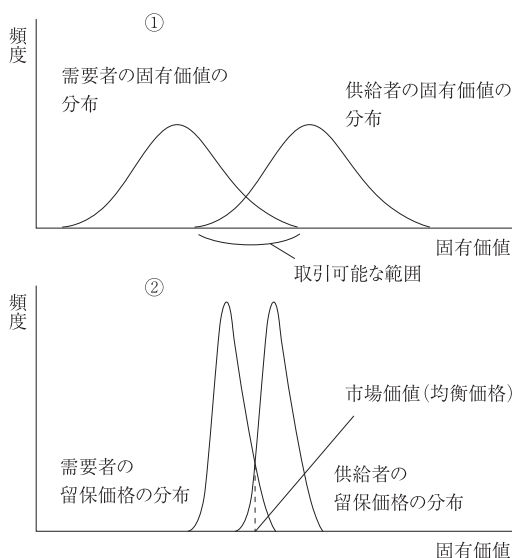
考えられる。ところが市場における価格に関する情報は、主に供給側の募集価格の情報に限られ、成約価格に関する情報も非常に限定的であるといわざるをえない。ましてや、需要者の留保価格、つまり需要者がその不動産に対して最高いくらまでなら支払う意思があるかを表す価格に関する情報は皆無である。

そこで本稿では、需要者の留保価格が現状においてどのような分布をしているのかを、市場参加者と想定される対象者にアンケートを行ない、直接分布を推定する方法について提案を行なうことを目的としている。需要者の留保価格の分布がわかることによって、土地の仕入額や建物建築費の程度、適正な広告宣伝費、適正な利益を含む募集価格の設定、成約価格の水準などについての概要が把握できると考えられる。特に供給者が需要者の動向を把握しかねている現状の下落傾向にある新築戸建住宅市場において、需要者の留保価格がどのように分布しているのか実際のデータから推定することは、上記の概要把握とともに意義のあることと考える。

留保価格に関する考察

ここでは、留保価格の分布について概説する。所与の不動産について、潜在的需要者（現在は非所有者）と潜在的供給者（つまり現在の所有者）という2種類の集団を考える。図1①で示されている左側の分布は前者のタイプであり、右側の分布は後者のタイプの分布である。横軸はそのタイプの不動産についての固有価値の尺

図1—固有価値と留保価格の分布



度であり、縦軸は固有価値に対応する頻度としてみることができる。

ここで固有価値 (inherent value) とは、主体が市場価値や交換価値をいっさい考慮せずに、対象不動産に対して支払うならば喜んで支払う最大金額を示しており、主観的な不動産の使用価値 (usage value) と考えられる。

これら2集団の分布に重複があるならば、同種の不動産について市場でいくつかの取引が観察され、その取引価格 (transaction prices) が観察される。需要者および供給者はこの取引価格情報を合理的に活用し、取引費用やサーチ費用を必要以上につけないような留保価格 (reservation prices) を形成する²⁾。

留保価格の分布は、固有価値の分布を基礎として形成される。取引価格等の市場情報を得ている需要者は、必要以上の高値で支払おうとはしないので、自らの固有価値が均衡価値より上である場合、固有価値を修正して留保価格を引き下げる。また、固有価値が市場で観測できる取引価格の範囲よりも低い、つまり固有価値の重複する範囲よりも下に位置する需要者は、事実上需要者の分布からは外れる。一方、供給者についてはその逆が生じる。このことから、需要者および供給者の留保価格の分布は固有価値

(植杉大氏 写真)

うえすぎ・だい
1970年生まれ。早稲田大学政治経済学部卒。早稲田大学大学院経済学研究科後期博士課程単位取得満期退学。博士(経済学)。早稲田大学政治経済学術院助手、助教を経て、現在早稲田大学国際不動産研究所客員研究員。論文:「土地価格と景気循環に関する研究」。

の分布と比べて均衡価格水準に近くなるため、分散が小さくなるとともに中心集散的となる。これを示したのが図1②である。

したがって、市場価格 (market prices) の分布は、需要者と供給者の留保価格の分布が重複する、三角形に似た形をしていると考えられる。その三角形の頂点に対応する横軸の価格は、その発生頻度の大きさから市場の均衡価格 (equilibrium price) である可能性が最も高いと考えることができる。そして、実際に観察される取引価格は、取引の個別的要因によって、その時点での市場価値の周辺での値として決定され、これは、市場価値を所与の時点における取引価格の分布の平均値として、統計に基づいて定義できることを示唆している。

一般に不動産市場においては、地域性および個別性を有する資産がプライベートな交渉によって取引されるため、正確な市場価値を求めるのは困難である。このことから、個別の事情を有する取引から生じた取引価格等を、直接「真」の市場価値とみなすことはできない。しかし、個々の取引事情による乖離や鑑定評価上の評価ミスの相対的な大きさは、市場価値を取引価格の分布の平均値としてとらえることができるならば、これを「真」の市場価値とみなすことで、統計的推計によって求めることができる。

このような試みとして、Diaz and Wolverton (1998) は、2つの集団に分けた不動産鑑定士のうち、第1集団には第1時点および第2時点において同一不動産の鑑定を行なわせ、第2集団には第2時点において同一不動産の鑑定を行なわせることで、第1集団の第2時点における

鑑定評価が自己の第1時点において行なった鑑定評価の結果に影響されるのかを、アンケート調査を通じて研究した。その結果、有意に影響の存在が確認された。その際調査したデータから、不動産鑑定士による鑑定評価額の分布に関する標準偏差は約5%であった。

同様の調査はGoetzmann (1993)にもみられる。この研究ではアンケート調査によるデータではないが、1970年から1986年までの住宅市場における取引価格データに基づき、他の金融資産と同様のリスク・リターン分析を行ない、そのポートフォリオフロンティアを図示することを目的としている。そのなかで取引価格の誤差の大きさについて推計が行なわれており、その結果は先のDiaz and Wolverton (1998)より多少大きい標準偏差が報告されている。

これらの研究は、取引価格の分布を正規分布と仮定し、市場価値をその分布の平均値と仮定した上での結果を論じたものであると考えられる。しかし、この議論が成立し取引価格の分布の平均値が均衡価格に正確に一致するためには、分布の平均値が中間値に等しい、すなわち分布が左右対称でなければならない。また、需要者および供給者の分布も末端のほうで対称であることが必要である。このような場合は、その時点での市場状況に左右される。たとえば不動産市場が不況である場合には、取引価格の分布はその頂点を左側（価格の低い方）に移し、分布は左寄りに歪んだものになるだろうし、また逆も然りであると予想される。

さらに、米国では不動産の取引価格情報が登記簿等で得られる環境が保証されているが、わが国は国土交通省の「土地総合情報システム」³⁾において限定的な取引価格情報を得られるにすぎない。したがってわが国においては、米国や英国における研究と同様、市場価値の分布（図1②の三角形部分）を取引価格情報から推定してゆくことは非常に困難であるといわざるを得ない。この点は、西村・清水（2002）をはじめ、わが国の不動産情報の整備について論

じた多くのものに共通して問題とされている。

さらに、もし取引価格情報が入手できるとしても、開発分譲してほとんど成約に至らない現状の新築戸建分譲市場を考慮すれば、かろうじて成立した取引価格を基礎として価格分析をしたとしてもそれに意味があるのかどうか、はなはだ疑問である。

以上の問題点の指摘から、必ずしも取引価格データを基にしたパラメータ推定が市場価値の推定を行なっているとはいいい切れず、それを実行するにもデータ収集が困難であるため、実行可能性が低いと考えられる。そこで本稿では、これまで、取引価格およびその事前のデータとしての募集価格を用いた市場価格の議論とは異なり、需要者の留保価格の分布に注目する。需要者の留保価格を理論モデルの中で明示している先行研究として、Chattarjee and Samuelson (1983)がある。彼らの期待効用極大化仮説におけるモデルでは、需要者の留保価格が需要者の期待効用の式の中で用いられる。需要者は自らの持つ留保価格から取引価格を控除した利潤に対し、自らの持つ供給者の付け値に関する主観的確率で加重平均をとることで期待効用を得る。これに取引価格に関する制約条件を課すことにより、期待効用極大化条件が得られる。供給者についても同様のモデルが展開されるが、特に、供給者の持つ需要者の付け値に関する確率としてみなせるのが、先に説明した固有価値の分布である。しかし、わが国の場合取引情報について需要者がアクセスする機会は少ないと思われるため、固有価値の分布と留保価格の分布はそれほど変わらないと仮定できるならば、供給者の持つ需要者の付け値に関する確率を、本研究で推定される需要者の留保価格の分布とみなすことも十分考えられよう。

これまでの考察を受け、先行研究では具体的に明らかにされてこなかった需要者の留保価格の分布を推定し、昨今の新築戸建住宅市場における需要者と供給者の価格のミスマッチングの可能性およびその原因について考察したい。本

稿の構成は以下の通りである。第2節では、分布推定に必要なデータ収集のための調査方法、アンケート結果、および分布推定の方針を説明する。第3節では、留保価格の分布推定の第1段階である、属性調整を目的とした回帰モデルとその結果を示す。第4節では、第3節の結果に基づき、需要者の調整済み留保価格の分布を予測分布として提示したうえで、その結果を踏まえて価格のミスマッチングの可能性および需要者の留保価格の分布の利用可能性について考察する。第5節では、まとめと今後の課題を示す。

2 調査およびデータの説明と分布推定の方針

今回調査対象となった不動産物件は、東京都八王子市に位置する大手不動産会社の新築戸建分譲物件である。簡単に物件概要を紹介する。

当該物件の存する東京都八王子市は東京都西部に位置し、都心へのアクセスも良く（JR八王子駅からJR新宿駅まで約40分）、周囲に大学等の教育機関が多く存在する学園都市として評価の高い地域である。今回評価の対象となる物件のある谷野町は、八王子駅からバス便で18分（約3820m、徒歩44分）かかる位置にあり、自然に恵まれた環境にある。商業施設などは遠いが、中央自動車道八王子ICに近く、自動車に関する利便性は比較的高いといえる。分譲地から約1kmに小中学校がある。特に、本物件のある分譲地は大手ハウスメーカーが開発したためブランド力もあり、また30年以上前に三井不動産が高値で販売開発した大型分譲地「みつい台」に隣接しているため、当該地域周辺では優良住宅地とみられる。物件概要は、土地約140～180㎡、建物約90～120㎡で4000万円台前半が予定最多価格帯であり、販売価格は3980～4980万円とされている。

次に調査方法について説明する。調査方法には、面接調査、電話調査、郵便調査、インターネット調査の4つの方法が挙げられる。今回の調査でわれわれが選択した方法は、インターネ

ット調査である。一般にインターネット調査の利点として、①他の方法と比較して最も低コストで実施できる、②インタヴュー・バイアス⁴⁾がない、③ヴィジュアルな手段による説明ができること、などがある。一方、インターネット調査の欠点としては、①サンプルの抽出が困難であること、②インターネットユーザーしか対象にならない、③無関心回答者による不適切な回答によるバイアスの発生、などがある。

今回われわれがインターネット調査を選択した理由は、インターネット調査会社に登録するモニターについて居住地域や年齢などにより条件を与えて⁵⁾、効率的に市場参加者と予想される調査対象を抽出するためである。また、最近のインターネットの発展からみて、上記欠点の①および②については問題とならないと判断した。しかし、③に指摘される無関心回答による不適切な回答については、適切な処理を施したうえで需要者の留保価格の分布を求める必要がある。以下では、今回行なった調査で得られたデータの特徴と、この無関心回答の除去方法および留保価格の分布推定の方針を説明する。アンケートの実施期間は2008年4月末である。得られたサンプルサイズは412であった。

無関心回答の除去の手順は、具体的には以下の通りである。初めに、留保価格の上限の価額について、明らかに特異な回答⁶⁾の除去を行なった。次に、留保価格の上限の価額の分布が正規分布であることを仮定して、3標準偏差を超えるデータ（591万円未満、5573万円超）の除去を行なった。これによりサンプルサイズは401となった。さらに、世帯年収、預金、その他資産の回答が10（答えたくない）、11（わからない）のデータを除去することにより、最終的に推定に用いるサンプルサイズは305となった。

次に、留保価格の分布推定の方針について説明する。アンケートで表明された留保価格には各サンプルに対応する主体の属性が反映していると考えられる。しかし、無関心回答の存在を前提とするならば、各属性に対応して適切な留

保価格の表明が行なわれているかは疑わしい。したがって適切な留保価格の分布の推定を行なうための基礎となるデータとして、各属性によって調整済みの留保価格の推定値を用いることが望ましい。そのためには、一度表明された留保価格を各主体の属性に回帰させ、推定された回帰パラメータに基づき再び各属性データを説明変数として代入することによって得られる予測値を属性調整済み留保価格とし、その後、留保価格の分布を推定する必要がある。

その場合、通常最小二乗法により回帰パラメータを推定し、所与の説明変数データを推定式に代入して予測値(理論値)を求め、これをプロットすることで留保価格の分布を探るという方法が考えられる。しかし、この方法にはいくつかの問題点がある。一般に、(1)予測値を求めるときに推定式における推定パラメータを確定的とするため、それらの推定精度については考慮されない、(2)ある特定の属性を持つ需要者の留保価格を求める場合、分布としてではなく値としてしか求まらない、(3)誤差項をランダムに発生させることで予測値の分布を得ることもできるが、誤差項の分布(正規分布)に従わざるを得ない、などが挙げられる。

本来、用いるデータや推定パラメータを所与として予測値の分布を求めることから、留保価格の分布は条件付き確率分布として導出する必要がある。そこで本稿では、通常の最小二乗法によるパラメータ推定および予測の方法を用いるのではなく、ベイズ推定によるパラメータ推定および予測の方法を用いて、条件付き確率分布としての留保価格の分布を導出する。ベイズ推定を用いる利点としては、①推定パラメータの推定精度を考慮したうえで、内挿による予測が予測「値」ではなく予測「分布」として表わされ、そのまま各主体の留保価格の分布として用いることができる、②今後同様の調査を行なうとき、パラメータの事前分布として本研究の推定結果を活用することができる、③個人情報に関する欠損値について、パラメータ推定と同

様に推定することで補完することができる、などが挙げられる。

後述するが、本稿でベイズ推定によって導出される予測分布は t 分布となる。最小二乗法に基づく予測で求められる分布は正規分布であり、これと比較すると t 分布は分布の裾が厚くなることが知られる。これに応じて、需要者全体の留保価格の分布のレンジも t 分布のほうが広くなり分布の裾が厚くなる可能性がある。現実の不動産取引を考えると、分布の中心に位置する平均価格よりも高い右半分の分布形状、特にその裾の形状によって業者の期待収益が大きく変化するかもしれないため、予測分布が正規分布なのか t 分布なのかはナイーブな問題であると考える。したがって、前述の理由①を特に重視し、本稿では需要者の留保価格の分布についてベイズ推定を行なうことを方針としたい。

3 留保価格の分布推定

需要者の留保価格の分布を推定するにあたってまず問題となるのは、その推定の基礎となる回答された留保価格データをそのまま用いることができるかということである。回答された留保価格は、すでに各回答者の属性を反映したものであると考えられるため、そのまま用いても問題はないかもしれない。しかし、回答者の属性に即した適正な評価が必ずしも行なわれているとは限らない。また、今回採用したインターネット調査の場合、無関心回答者による不適切な回答が含まれている可能性も否定できない。

したがって本稿では、まず、回答された留保価格を主体の属性に回帰させ、各属性に係る回帰パラメータを推定する。そして、その推定式に基づいて各属性に応じた「妥当な」留保価格の理論値に基づいて、最終的な留保価格の分布推定を行なうこととする。

推定される回帰モデルを、以下で説明する。

被説明変数は、回答された留保価格である。説明変数は、①年齢－平均年齢、②世帯年収－平均世帯年収、③預金額－平均預金額、④その

他資産額－平均その他資産額、⑤大型分譲地であること、⑥建売住宅であること、⑦土地の広さについて、⑧建物の広さについて、⑨鉄骨住宅であること、⑩分譲地全体のイメージ、を選択した⁷⁾。このうち②から④については、各階級値を用いている。また⑤から⑩についてはアンケートの回答を得点化して、その平均からの乖離をデータとしている。これに、最終的な購入意思についてのダミー変数を加えた。

特にこの推定モデルにおける定数項は、積極的な購入意思を持つ市場参加者のうち平均的な属性の回答者が形成するであろう留保価格の推定値を示している。

パラメータ推定は、ベイズ MCMC (Markov Chain Monte Carlo) 法を用いて推定を行った⁸⁾。事前分布として自然共役事前分布を採用し、各説明変数の係数パラメータについては正規分布、誤差項の分散パラメータについては逆ガンマ分布とした。

被説明変数である回答された留保価格の $(n \times 1)$ ベクトル $\mathbf{y}$ 、説明変数である属性データなどの $(n \times k)$ 行列 $\mathbf{X}$ 、誤差項の $(n \times 1)$ ベクトル $\boldsymbol{\epsilon}$ 、係数パラメータの $(k \times 1)$ ベクトル $\boldsymbol{\beta}$ および分散パラメータ σ^2 から、回帰モデルは

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad \boldsymbol{\epsilon} \sim \mathbf{N}_n(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$$

とされる。したがってこの回帰モデルの尤度は、

$$p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\beta}, \sigma^2, \mathbf{X}) \propto (\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp \left[-\frac{\nu \mathbf{s}^2 + (\boldsymbol{\beta} - \hat{\boldsymbol{\beta}})' \mathbf{X}' \mathbf{X} (\boldsymbol{\beta} - \hat{\boldsymbol{\beta}})}{2\sigma^2} \right]$$

と整理できる。ここで、 $\nu = n - k$ 、 $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{y}$ 、 $\mathbf{s}^2 = \nu^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}})' (\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}})$ であり、それぞれ自由度、最小二乗推定における回帰パラメータの推定量、誤差項の分散の推定量となっている。

ところで、ベイズの定理より、パラメータの事後分布は、

$$p(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 | \mathbf{y}, \mathbf{X}) \propto p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\beta}, \sigma^2, \mathbf{X}) p(\boldsymbol{\beta} | \sigma^2) p(\sigma^2)$$

と表わされる。係数パラメータのベクトル $\boldsymbol{\beta}$ と分散パラメータ σ^2 の事前分布が、

$$\boldsymbol{\beta} | \sigma^2 \sim \mathbf{N}_k(\boldsymbol{\beta}_0, \sigma^2 \mathbf{A}^{-1})$$

$$\sigma^2 \sim \mathbf{Ga}^{-1} \left(\frac{\nu_0}{2}, \frac{\lambda_0}{2} \right)$$

であるとすれば、パラメータの事後分布は、

$$p(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 | \mathbf{y}, \mathbf{X}) \propto (\sigma^2)^{-\left(\frac{n}{2} + 1\right)} \exp \left[-\frac{\nu \mathbf{s}^2 + (\boldsymbol{\beta} - \hat{\boldsymbol{\beta}})' \mathbf{X}' \mathbf{X} (\boldsymbol{\beta} - \hat{\boldsymbol{\beta}})}{2\sigma^2} \right] \\ \times (\sigma^2)^{-\left(\frac{k + \nu_0}{2} + 1\right)} \exp \left[-\frac{\lambda_0 + (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)' \mathbf{A} (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)}{2\sigma^2} \right] \\ \propto (\sigma^2 \tilde{\Sigma})^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{(\boldsymbol{\beta} - \tilde{\boldsymbol{\beta}})' \tilde{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\beta} - \tilde{\boldsymbol{\beta}})}{2\sigma^2} \right] \times (\sigma^2)^{-\left(\frac{\tilde{\nu}}{2} + 1\right)} \exp \left(-\frac{\hat{\lambda}}{2\sigma^2} \right)$$

と整理される。ここで、

$$\tilde{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}' \mathbf{X} + \mathbf{A})^{-1} (\mathbf{X}' \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{A} \boldsymbol{\beta}_0)$$

$$\tilde{\Sigma} = (\mathbf{X}' \mathbf{X} + \mathbf{A})^{-1}$$

$$\hat{\nu} = \nu_0 + n$$

$$\hat{\lambda} = \lambda_0 + \nu \mathbf{s}^2 + (\boldsymbol{\beta}_0 - \hat{\boldsymbol{\beta}})' \tilde{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\beta}_0 - \hat{\boldsymbol{\beta}})$$

$$\tilde{\Omega} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} + \mathbf{A}^{-1}$$

である。結果として、係数パラメータのベクトル $\boldsymbol{\beta}$ と分散パラメータ σ^2 の事後分布は、

$$\boldsymbol{\beta} | \sigma^2, \mathbf{y}, \mathbf{X} \sim \mathbf{N}_k(\tilde{\boldsymbol{\beta}}, \sigma^2 \tilde{\Sigma})$$

$$\sigma^2 | \mathbf{y}, \mathbf{X} \sim \mathbf{Ga}^{-1} \left(\frac{\hat{\nu}}{2}, \frac{\hat{\lambda}}{2} \right)$$

となる。MCMC はギブズ・サンプラーを行なう。シミュレーションを行なうイタレーション回数は11000回とし、最初の1000回を burn-in 期間とした。推定結果は表1に示した。

各パラメータの符号条件は、建物の広さについて符号が予想に反してマイナスであることを除けばおおむね良好といえる。ただし標準誤差の大きさから推定値自体の説明力はさほど高くない。説明力の高い変数は、定数項、購入意思に関するダミー変数、その他資産額、大型分譲地であること、土地の広さについて、建物の広さについてである。定数項と購入意思に関するダミー変数を合わせて考えると、購入意思のある回答者の平均留保価格が3360万円、購入意思のない回答者の平均留保価格が3002万円、購入意思についてわからない回答者の平均留保価格が3230万円と推定される。あくまでも「平均的」な需要者の留保価格であるため、この額から市場価値や成約価格水準を類推することはできないが、当該物件の存する地域における平均的な募集価格が3000万円台後半から4000万円台前半であることを考えると、約1000万円の乖離

表1—回帰モデルの推定結果

変数	平均	標準偏差
切片(購入対象になる)	3360	96
ダミー変数1(購入対象にならない)	-335	113
ダミー変数2(どちらとも言えない)	-128	118
年齢—平均年齢	7.06	4.78
世帯年収—平均世帯年収	0.18	0.126
預金額—平均預金額	0.0765	0.0937
その他資産額—平均その他資産額	0.252	0.0967
大型分譲地であることに対する評価	95.8	49.3
建売住宅であることに対する評価	70.2	51.4
土地の広さについての評価	199	90.4
建物の広さについての評価	-150	83.8
鉄骨住宅であることに対する評価	78.3	57.5
分譲地全体のイメージに対する評価	63.9	53.3
推定式の分散	397000	33500

があることになる。これは市場における需要者と供給者の間に大きな価格のミスマッチングが生じていることを示唆していると思われる。

4 需要者の留保価格に関する予測分布の推定

第3節で作成した回帰モデルを用いて留保価格に関する予測を行なうことを考える。一般の最小二乗推定による回帰分析では、被説明変数の予測は内挿による予測値を求めて行なわれる。一方ベイズ分析では、被説明変数の予測はその予測分布に基づいて行なわれる。

本稿では属性調整済み留保価格に基づき予測分布を導出するため、その分布は用いられた留保価格および各属性のデータ、ならびに推定された係数パラメータおよび誤差項の分散パラメータによる条件付き確率となる。

まず n 個のサンプルと k 個の回帰パラメータがある場合、 β を $(k \times 1)$ の回帰パラメータのベクトルとすると、説明変数(属性)の行列 $\mathbf{X}(n \times k)$ と被説明変数(調整済み留保価格の予測値のベクトル) $\mathbf{y}_0(n \times 1)$ の間には、

$$\mathbf{y}_0 = \mathbf{X}\beta + \boldsymbol{\epsilon}_0, \quad \boldsymbol{\epsilon}_0 \sim \mathbf{N}_n(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$$

が成立している。このとき、

$$p(\mathbf{y}_0 | \beta, \sigma^2 \mathbf{X}) \propto (\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp \left[-\frac{(\mathbf{y}_0 - \mathbf{X}\beta)'(\mathbf{y}_0 - \mathbf{X}\beta)}{2\sigma^2} \right]$$

である。 $\mathbf{y}_0$ の予測分布は、

$$p(\mathbf{y}_0 | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \int_0^\infty \int_{\mathbb{R}^k} p(\mathbf{y}_0 | \beta, \sigma^2, \mathbf{X}) p(\beta, \sigma^2 | \mathbf{y}, \mathbf{X}) d\beta d\sigma^2 \\ = \int_0^\infty \left[\int_{\mathbb{R}^k} p(\mathbf{y}_0 | \beta, \sigma^2, \mathbf{X}) p(\beta | \sigma^2, \mathbf{y}, \mathbf{X}) d\beta \right] p(\sigma^2 | \mathbf{y}, \mathbf{X}) d\sigma^2$$

と展開できる。ここで、

$$p(\beta | \sigma^2, \mathbf{y}, \mathbf{X}) \propto |\sigma^2 \tilde{\Sigma}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{(\beta - \tilde{\beta})' \tilde{\Sigma}^{-1} (\beta - \tilde{\beta})}{2\sigma^2} \right]$$

$$p(\sigma^2 | \mathbf{y}, \mathbf{X}) \propto (\sigma^2)^{-\left(\frac{\tilde{\nu}}{2} + 1\right)} \exp \left(-\frac{\hat{\lambda}}{2\sigma^2} \right)$$

であるので、 β および σ^2 を積分消去すれば、結果的に、

$$p(\mathbf{y}_0 | \mathbf{y}, \mathbf{X}) \propto \left\{ 1 - \frac{1}{\hat{\nu}} (\mathbf{y}_0 - \hat{\mathbf{y}}_0)' \mathbf{H}_f^{-1} (\mathbf{y}_0 - \hat{\mathbf{y}}_0) \right\}^{-\frac{\tilde{\nu} + n}{2}}$$

が得られる。ここで

$$\hat{\mathbf{y}}_0 = \mathbf{X}\tilde{\beta}, \quad \hat{\mathbf{H}}_f = \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\nu}} \hat{\Sigma}_f, \quad \hat{\Sigma}_f = \mathbf{I} + \mathbf{X}\tilde{\Sigma}\mathbf{X}'$$

である。

よって、 $\mathbf{y}_0$ の予測分布は多変量 t 分布 $T_n(\hat{\mathbf{y}}_0, \hat{\mathbf{H}}_f, \hat{\nu})$ であることがわかる。

以上の多変量 t 分布から推定に用いられた305個の乱数を発生させ、これを任意の回数繰り返して十分なサンプルを確保する。今回は100セットの乱数発生をさせた。その結果、図2の分布が得られた。この分布が本稿の目的とされた「需要者の留保価格の分布」である。分布の中心は試行のたびに変化するが、おおよそ3100万円を中心として、1000万円から5000万円の幅で分布している。

今回のインターネットによるアンケート調査では、調査の性質上、物件情報について十分な情報を提供できているかという問題があり、その限界から、導出された分布は留保価格の分布ではなく、むしろ固有価値の分布であるという批判はあろう。しかし、アンケート内で付近の物件の価格の提示を行なっていること、わが国において需要者が実際に物件に関する十分な情報が得られるかどうかは疑問であることなどを考慮すれば、本稿で導出した分布は、一定の現実妥当性を持つと考える。

それを確認するため、また併せてこの分布が

図2—留保価格の予測分布

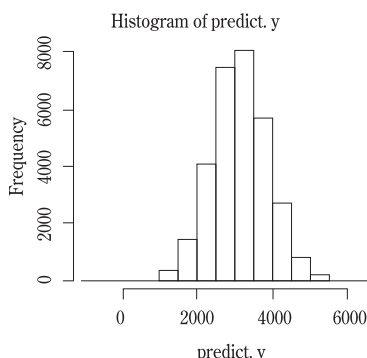
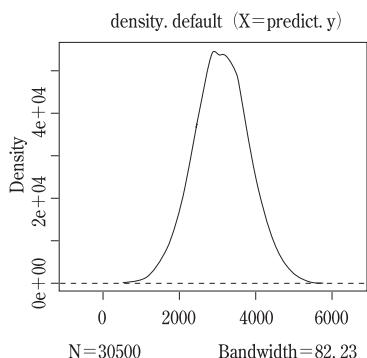


表2—募集価格以上の留保価格を有する需要者の割合(例)

募集価格	需要者の割合
5000 万円	0.0047
4500 万円	0.0290
4000 万円	0.1151
3500 万円	0.3000
3000 万円	0.5688

どのように利用可能性を持つかを考察したい。例えば、供給者である開発分譲業者として最も関心が高いのは、「どのくらいの付け値であれば、どれくらいの割合の需要者がその価格を受容するのか」ということであろう。それは、任意の付け値より高い価格の範囲の分布割合を求めればよい。付け値水準に対応する確率を示したのが、表2である。この数値の意味するところは、具体的にいえば、物件に対する業者への問い合わせや住宅展示場への来場者数に対して、最終的に成約に結びつく人数の割合を表していると考えられる。数値の妥当性については、業者に対するヒアリングを行わなければ決定的なことは言えないが、経験的な数値として一定の妥当性を有しているのではないだろうか。

さらにこの分布は、所与の開発分譲コストを前提として、リスク・リターン分析にも応用することができる。例えば、土地購入額、建物建築費、その他1戸当たりの必要諸経費等を積算した総費用⁹⁾(1戸当たり投資額)に対する期待収益率とそれに対応する標準偏差の組み合わせを示したのが表3である。このように表すことで、他資産への投資との比較も可能になろう。今回のアンケート調査において評価対象となった物件の存する地域における標準的な価格帯が3000万円台後半から4000万円台半ばであることを踏まえて、たとえば業者が20%の収益率を見込んで4000万円の値付けをしたとしよう。すると投資額は3200万円である。表3の結果と留保価格の分布の平均からも想像できるが、あるシ

表3—総費用(投資額)とリスク・リターンの対応

総費用(投資額)	リターン	リスク
3000 万円	0.0416	0.2408
2900 万円	0.0775	0.2491
2800 万円	0.1159	0.2580
2700 万円	0.1573	0.2675
2600 万円	0.2018	0.2778
2500 万円	0.2499	0.2889

ミュレーション結果によれば、期待収益率はマイナス2%、標準偏差は22%となった。

以上の結果からもわかるように、業者が値付けを行なった当該物件の存する地域の標準的な価格帯では、①需要者のうち約10%の成約確率しかない、②リスク・リターン分析では期待収益率は非常に低い割にリスクが高い、という非常に厳しい開発分譲環境であることがわかる。

①については、土地購入費や建物建築費以外の諸経費(たとえば広告宣伝費などの販管費)の増大要因となり、営業が頓挫すればただちに高コスト構造が表面化する。まさに、業者はどの程度まで販売価格を下げれば買い手がつくのか見当がつかない、買い手がついたとしてもコストを回収できないという、昨今の新築戸建住宅市場の不況を如実に表しているように思える。

この原因は、供給者たる業者が需要者の留保価格の分布に関する認識が低く、各種コストと所望の利益を単純に積算したプライシング方法の限界にあると考える。むしろ需要者の留保価格の分布を前提として、ある募集価格を設定した場合の費用(投資額)および収益率、さらにそのリスクを同時に考慮しながら、最適なプラ

インシングをしてゆく必要があろう。

5 まとめ

以上の考察から、当該物件について、現況の市場において需要者と供給者の間で価格のミスマッチングが生じており、価格設定、投資額、収益率とリスク、広告宣伝費など、供給者側の新築戸建分譲開発プロジェクトを進めるに当たり非常に厳しい状況であることがわかった。しかしいくら状況が厳しかろうと、開発分譲業者はその状況の中、開発プロジェクトを継続してゆかなければならない。そのためには、需要者の留保価格の分布の把握は非常に意義があり、本稿におけるその推定方法の提示は重要な役割を果たすものと思われる。

本稿では、これまで調査対象となることがなかった需要者の留保価格を、需要者に対するアンケートによって直接導出するという試みを行なった。初めての試みということで、統計分析を行なう際に問題となる質問項目があったなど、アンケート設計を改良する必要がある。アンケート項目については、物件概要として福祉などの自治体サービスや財政力の程度、需要者の最大の関心事としてのローンに関する事項など、留保価格に与える影響が大きいと思われる項目も加える必要があろう。また、インターネット調査における無関心回答者によるノイズ除去方法を模索する必要もあろう。さらに、インターネット調査費用の問題やより信頼できる回答を得るために、需要者情報を集約する Web サイトの必要性も感じる。これらに関する考察および実現については、今後の課題としたい。

注

1) 株式会社不動産経済研究所「首都圏の建売住宅市場動向——2007年のまとめ」によれば、2007年1年間の新規発売戸数は6432戸で、対前年比で271戸、4%の減少となった。また平均価格は4867.1万円で3.0%上昇した。しかし、契約戸数は2941戸で、月間平均契約率は45.7%、前年の58.6%に比べて12.9ポイントダウンしていることから、供給量と比較して需要量が収縮していることがわかる。http://www.fudousank-

eizai.co.jp を参照のこと。

- 2) 一般にヘドニック分析では主体の同質性、情報完備市場、探索費用なしなどの仮定がおかれるが、本稿では主体の異質性による固有価値の違い、情報不完備、探索費用の存在を前提としているため、主体の留保価格は分布を形成する。もしそのような前提をおかず、ヘドニック分析と同様の仮定をおくならば、主体の留保価格の分布はその中心に収束すると考えられる。したがって、本稿において留保価格の分布の平均値は、ヘドニック分析における付け値価格 (bid prices) に対応するものである。
- 3) <http://www.land.mlit.go.jp/webland/>
- 4) インタビュー・バイアスとは、直接調査を行なう調査員の能力の如何によって生じる回答のバイアスのことである。
- 5) 今回の調査で、われわれが市場参加者と仮定し調査対象としたのは、①東京都および神奈川県在住の、②年齢30歳以上の男女、である。
- 6) 明らかに特異な回答としては、3億円および40億円という回答が存在した。得られた412サンプルからこれら2つのサンプルを除いた平均が3082万円であることから、特に除去する統計的基準を設けなかった。
- 7) 推定に先立って通常の最小二乗推定による回帰を行ない、得られたt値が比較的高い変数を選択した。
- 8) 回帰モデルのベイズ MCMC 推定については中妻 (2003) を参照のこと。
- 9) 複数の不動産開発業者に対するヒアリングによれば、土地取得コスト、建築コスト等および利益を積算した額を基準として値付けを行なっており、利益は概ね販売価格の20%を見込んでいるという。したがってヘドニック分析における供給者の値付け行動は、必ずしも利潤最大化に基づくものではなく、業者の任意の設定によって決定されていることがうかがえるため、本稿ではオファー価格の分布については扱わないこととしている。

参考文献

- 中妻照雄 (2003) 『ファイナンスのための MCMC 法によるベイズ分析』三菱経済研究所。
- 西村清彦・清水千弘 (2002) 「地価情報の歪み：取引事例と鑑定価格の誤差」西村清彦編『不動産市場の経済分析』第2章、日本経済新聞社。
- Chatterjee K. and W. Samuelson (1983) "Bargaining under Incomplete Information," *Operations Research*, Vol.31, No.5, pp835-851.
- Diaz III. J. and Marvin L. Wolverton (1998) "A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis," *Real Estate Economics*, Vol.26, No.2, pp 349-358.
- Goetzmann, W. N. (1993) "The Single Family Home in the Investment Portfolio," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.6, pp201-222.

防災事業の経済分析

都道府県別パネルデータを用いた費用便益比の推定

岩田和之

はじめに

日本は地形や気象、地質等の自然条件から自然災害が発生しやすいと言われている。6000名を超える死者・行方不明者を出す未曾有の大災害となった1995年の阪神淡路大震災、2004年の新潟県中越地震は記憶に新しい。また、毎年のように台風も頻繁に被害をもたらしている。さらに、近年では地球温暖化に起因していると考えられる異常気象災害の増加も懸念されている(Intergovernmental Panel on Climate Change 2007)。

自然災害による被害の発生の未然防止あるいは軽減を目的とし、行政は防災インフラを構築してきた。一般に、国はダムや一級河川堤防などの大規模な防災事業を行ない、自治体は比較的小規模な河川事業や防災林造成などを積極的に整備してきた。

しかし、近年まで日本では、防災事業を含めた公共事業全般において、明確に効率性を考慮した事業評価が行なわれてこなかった。この反省から、1997年の総務省行政改革委員会による「行政関与の在り方に関する基準」が公表されたのをはじめとし、1998年に旧運輸省および旧建設省から費用便益評価に関する指針が公表された。さらには、2004年に「公共事業評価の費用便益分析に関する指針」(国土交通省 2004)が策定され、公共事業全般の効率性評価への統一的な費用便益分析への枠組みが構築されつつある。

国土交通省(2004)は防災事業の費用便益分析方針も言及していることから、今後はよりいっそう、効率性の高い防災資本の構築が期待される。しかし、これまで構築された防災資本に対して、実質被害を用いて、その有効性や効率性を検討する研究はほとんど見られない。

自然災害被害の軽減に繋がらないのであれば、防災資本はその機能を果たしているとは言えない。これまでの防災資本が被害軽減に寄与していたかどうかを検証することは重要である。

また、従来の社会資本に関する経済分析の多くは、都市部でのインフラ不足を指摘している(三井・林 2001など)。しかし、一口に社会資本といっても、道路等と防災資本では、それらがもたらす効果の性質は大きく異なると考えられる。そのため、社会資本の分野によっては、その指摘とは逆の現象が起きているかもしれない。

そこで本稿では、行政の防災資本構築という役割に注目し、1975年から2003年までの都道府県レベル(沖縄県を除く)の実質被害額を用い、これまで行政が実施してきた防災事業に対し、次の点から事後的評価を試みる。それは、①防災資本が実際に自然災害被害軽減に貢献してきたのか、②自治体間での防災資本の効率性はどの程度の差異があるのか、という点である。

本稿の構成は以下の通りである。第1節では、自然災害被害の要因分析を試みる。その際に、決定要因として防災資本を取り入れる。さらに、分析に用いたデータセットの説明および推定結

果について説明する。第2節では、自然災害被害の要因分析の結果を用いて、費用便益比を試算し、自治体間での防災資本効率について議論する。第3節は結びである。なお、本稿における自治体とは、特に断りがないかぎり都道府県単位のことを指す。

1 被害関数の推定

自然災害被害と防災資本

国土交通省（2004）は、防災事業による便益を人的損失額軽減、物的損失額軽減、被災可能性に対する不安軽減、という3点に分類している。ただし、精神的被害については、CVM（仮想評価法）やコンジョイント分析による研究（竹谷ほか 2000）が進められているものの、過去の精神的被害についての情報を得ることは不可能であるため、本研究では考慮することができない。また、物的被害に関しても、被災による物流の停滞等の2次的被害および家屋等の民間施設の物的被害はデータの制約により考慮することができなかった。したがって、本研究で取り扱う被害は現実の被害より過少な値を取ることになる。

人的被害は死亡者（行方不明者を含む）、重軽傷者によって構成されるものとし、それに物的損害額を加える形で、(1)式に基づいて都道府県別、年次別に被害額を計算する。 $ND_{i,t}$ 、 $NI_{i,t}$ はそれぞれ自治体*i*の*t*年における自然災害に起因する死亡者数、重軽傷者数を表している。EDMは災害によって生じた物的損失額（1次経済被害）を表している。また、VSLは人間の統計的生命価値であり、OCは負傷者の自然災害による機会損失である。

$$DMG_{i,t} = (ND_{i,t} \cdot VSL_{i,t} + NI_{i,t} \cdot OC_{i,t}) + EDM_{i,t} \quad (1)$$

統計的生命価値とは、いわゆる人間の金銭的価値であり、それを経済学的に試算する研究は海外では多く見られる。日本での試算事例は少ないながらも、古川・磯崎（2004）の試算では8～10億円（1998年時点）、岡（1999）では2.8億円（1989年時点）と報告されている。

統計的生命価値の推定値は、研究ごとに大きく異なるが、本稿では、1990年基準で評価した両研究の平均値である約6.3億円を採用する。米国の統計的生命価値に関するサーベイを行なっている Viscusi and Aldy（2003）の分析結果によると、試算事例間での平均値は6700万ドル（2000年基準）となっており、6.3億円との乖離は大きくはないと考えられる。

また、年次間の物価水準の差および自治体間での所得水準の差を考慮し、(2)式のように統計的生命価値を調整する。

$$VSL_{i,t} = 6.3 \times \frac{\text{デフレータ}_t}{\text{デフレータ}_{1990}} \times \frac{\text{平均所得}_{i,t}}{\text{平均所得}_i} \quad (2)$$

機会損失は、けがを治療するために費やす時間的機会費用とみなした。損害保険料産出機構（2001）は、自然災害被害を受けた重傷者の平均入院日数は55.6日であり、軽傷者の平均入院日数は8.8日と報告している。したがって、両者の平均入院日数32.2日を用いて、機会損失を(3)式のように計算する。

$$OC_{i,t} = 32.2 / 365 \times \text{平均所得}_{i,t} \quad (3)$$

1955年以降の都道府県別の分野別社会資本ストック額が内閣府政策統括官（2007）で紹介されている。記載されている社会資本のうち、本稿では、治山、治水、海岸に関するものを防災資本とした¹⁾。ただし、5年間隔で社会資本ストック額が報告されているため、都道府県ごとに社会資本ストックを年次とその2乗項に回帰することによって、得られた推定値を用いている²⁾。

これらの計算過程により、都道府県別に1975年から2003年までの自然災害被害額と防災資本ストック額を計算する。ただし、それらの値はGDPデフレータを用いて、1990年基準の実質値に修正した。

被害関数

自然災害被害の決定要因を計量経済モデルにより分析している事例は海外ではいくつか見られる。Kahn（2005）は、大規模な自然災害に

注目し、73カ国の過去23年間のデータを用い、自然災害に起因する死者数にどのような要因が影響を与えているかという分析を行なっている。推定の結果、1人当たりGDPが高い国ほど被害が小さくなることを示している。

1975～2003年の間に世界で起きた344回の地震を事例として分析している Escaleras, Anbarci and Register (2007) も同様に、1人当たりGDPが有意な被害減少要因であることを明らかにしている。このように、これまでの研究はGDPの規模と被害との関係に注目をしていたものが多い³⁾。

Anbarci, Escaleras and Register (2005) が指摘するように、被害を直接軽減するのはGDPではなく、防災インフラである。これらの先行研究では、データの制約により、次善策として、GDPを防災インフラの代理変数と見なしていた。しかし、本研究のデータセットでは県別GDPと防災資本ストックとの相関係数は0.41となっており、それほど高くない。また、先行研究では、国別のデータという性質上、詳細な地形や大気といった水谷(2002)で述べられている自然特性の多くを捨象している。

これに対し、九里・岩田(2006)は詳細な自然特性を考慮している。ただし、九里・岩田(2006)は自然災害被害を被害の一部分である罹災者数で計っており、防災資本も自治体を実施する比較的小規模なものだけを取り上げていた。そこで、本稿では、国と自治体双方を足し合わせた防災資本を明示的にモデルに取り入れ、多くの先行研究で欠落していた自然特性を組み込むと同時に、人的、物的両被害を含めた、より広範囲な自然災害被害を取り扱う。

防災資本は自然災害被害を軽減することが期待される。また、自然災害被害はそれ以外のさまざまな要因によっても影響を受けると考えられる。たとえば、人口密度の高い自治体で大規模な地震が発生した場合と、低い自治体で発生した場合では、人的被害は異なると考えられる。したがって、人口密度などの自治体の社会的構

(岩田和之氏写真)

いわた・かずゆき
1978年広島県生まれ。2002年上智大学経済学部卒業。同大学大学院博士後期課程満期修了(博士；経済学)。中央大学研究開発機構準研究員、ジョージメイソン大学客員研究員を経て、現在、東京工業大学大学院社会理工学研究科ポストドクター(日本学術振興会特別研究員PD)。

造も自然災害被害に影響を与える。(本稿ではこれらの社会構造を示す要因を称して社会要因と呼ぶ。)

また、海洋に接していない自治体では高潮による被害は発生しないし、九州・四国地方では豪雪による被害は稀である。このように、自治体の地形的、地理的な特徴も自然災害被害に対して影響を与える。(同様に、自然要因と呼ぶ。)

そこで、本稿では(4)式のように、GDPで基準化した自然災害被害(DMG/GDP)は防災資本(DS)、それ以外の社会要因(X)と自然要因(Y)から説明される両辺対数型の被害関数を考える。また、 ε は誤差項である。

$$\log\left(\frac{DMG_{it}}{GDP_{it}}\right) = \log(DS_{it})\eta + \log(X_{it})\alpha + \log(Y_{it})\beta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

η 、 α 、 β は推定すべきパラメータである。これまでの防災事業が被害軽減に寄与しているのであれば、 η の値はマイナスになることが予想される。

本稿では、社会要因として防災資本と人口密度の2変数を用い、自然要因としては平均斜度、年間平均気温、年間日照時間、年間雷日数、1日当たり最大降水量、海岸延長キロ、震度5弱以上地震ダミー⁴⁾の7変数を用いている。ここで、震度を5弱以上としたのは、それ以上の震度では、人の行動に支障を与え、家屋・地盤・ライフライン等にまで影響を与えるという理由による⁵⁾。最後に、大災害の影響を考慮するために、1995年の兵庫県のみを1とする阪神淡路大震災ダミーおよび年間で100人以上の死者を

表 1—基本統計量

変数名	単位	平均	標準偏差	最小	最大
社会要因					
防災資本	兆円	1177.9	843.9	178.6	8412.9
人口密度	人/km ²	588.0	1027.0	63.9	5878.4
自然要因					
平均斜度	度	18.7	4.9	6.9	27.8
年間平均気温	℃	14.8	2.1	7.7	19.8
年間日照時間	時間	1960.1	232.2	1315.2	2503.3
年間雷日数	日	18.4	8.9	1.0	72.0
最大降水量/日	mm / 日	113.8	58.7	25.5	628.5
海岸延長キロ	km	663.5	800.6	0.0	4139.3
地震回数	回	0.1	0.3	0.0	1.0
自然災害被害額	億円	316.8	3084.0	0.0	115076.9
人的被害	億円	23.1	529.7	0.0	19869.8
死者行方不明者数	人	8.1	167.6	0.0	6281.0
重軽傷者数	人	69.7	1105.5	0.0	39488.0
物的被害					
1次経済被害	億円	293.8	2557.8	0.0	95207.1
県別GDP	兆円	8.3	10.9	1.0	88.1

注) 観測数は 1411 である。

もたらした災害があったかどうかを表す災害ダミー⁶⁾を加えた。

各変数の基本統計量は表 1 に載せた。自然災害被害の構成要素である人的被害と物的被害の内訳も併記した。表より、自然災害被害の多くは物的被害によって構成されていることがわかる。

データセット

分析に用いたデータは沖縄県を除く 46 都道府県別の 1975 年から 2003 年までの 29 年間のバランスドパネルデータである。

自然災害被害に関する情報(死者数、物的損失)は『消防白書』より得た。『住民基本台帳人口要覧』より都道府県別年次別の人口を、『県民経済計算年報』より県民所得についての情報を得ている。さらに、都道府県面積は『全国都道府県市区町村別面積調』から、平均斜度および海岸延長キロは『国土数値情報』から得た。年間平均気温、年間日照時間、年間雷日数、日最大降水量、震度 5 弱の地震の有無を気象庁 Web サイトの『気象統計情報』から得ている。

気象情報は、気象観測台においてのみ観測さ

れているため、各都道府県の県庁所在地における値を採用した。ただし、埼玉県と滋賀県の県庁所在地にある気象観測所は近年になって設置されているため、埼玉県は熊谷観測所、滋賀県は彦根観測所の値を代用した。

本稿で金銭評価された変数はすべて、デフレータにより 1990 年基準の実質値に修正している。

被害関数の推定結果

推定結果は表 2 である。モデル 1 の変数を用いて最小二乗法を行ったところ、White 検定では不均一分散が確認され、Hausman 統計量は防災資本の内生性を示し

た。また、個別効果の確認のための Hausman 検定により、固定効果が適していると判断された。

表 2 のモデル 1 は自治体の個別効果は固定効果であり、前期の防災資本を用いた操作変数法によって推定した結果である。防災資本の係数については、1 %水準で有意にマイナス方向に得られた。したがって、これまで投下してきた防災投資は自然災害被害の軽減に寄与してきたといえる。また、その係数の値から、1 %防災資本を増やすと、GDP 当たりの被害が 1.6 %減ることが示されている。

人口密度が 1 %水準で有意に負となっている。つまり、人口密度の高い都市部での被害は少なく、農村部での被害が多くなる傾向にあることが示されている。この結果は、自然災害が少ない地域に都市が立地してきたという歴史的背景を反映しているのかもしれない。

その他の自然要因の推定結果を見ると、勾配の急な自治体や、温暖で、日照時間が少なく、降水量の多い地域で被害が増える傾向にある。つまり、高温多雨である九州・四国地方では被害が多いことが示されている。

表 2—推定結果

	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln（防災資本）	−1.635	0.110 ***	−1.368	0.098 ***	−1.494	0.085 ***
ln（人口密度）	−2.321	0.540 ***	−1.647	0.595 ***	−1.257	0.163 ***
ln（年間平均気温）	1.435	0.819 *			−0.210	0.593
ln（平均斜度）	1.116	0.528 **			−0.417	0.465
ln（年間日照時間）	−1.417	0.372 ***			−1.009	0.360 ***
ln（年間雷日数）	0.122	0.090			0.099	0.087
ln（最大降水量/日）	1.297	0.079 ***			1.289	0.079 ***
海岸延長キロ	−0.241	0.286			0.275	0.145 *
地震ダミー	0.189	0.113 *			0.159	0.114
大災害ダミー	2.019	0.486 ***	2.472	0.540 ***	2.007	0.490 ***
阪神・淡路大震災ダミー	4.486	1.187 ***	4.617	1.314 ***	4.536	1.197 ***
定数項	39.329	5.166 ***	31.38	2.164 ***	34.84	3.905 ***
決定係数（within）	0.392		0.247		0.388	
決定係数（between）	0.727		0.699		0.695	
決定係数（overall）	0.509		0.425		0.525	
Wald（P-value）	48909.3（0.00）		39407.9（0.00）		925.2（0.00）	
自治体個別効果	固定		固定		ランダム	

注）*** は 1 % 水準、** は 5 % 水準、* は 10 % 水準で有意であることを示す。観測数は 1365 である。

高潮等の自然災害リスクを捉える変数である海岸延長キロの係数は、非有意となっており、海岸に面した自治体と内陸にある自治体とで被害の程度は異ならないことが示されている。また、震度 5 弱以上の地震を表す地震ダミーの係数は 10 % 水準ではあるが、プラスの符号を示している。

モデル 2 はモデル 1 から自然要因をすべて除いたケースを表している。この場合においても、防災資本の被害軽減効果は認められる。さらに、個別効果がランダム効果であったケース（モデル 3）においても、防災資本の有効性は損なわれておらず、頑健に防災資本の有効性は確認されている。

2 費用便益比の推定

防災事業の便益は、防災事業を実施したことによる被害の軽減である。したがって、便益は、前節の推定結果を用い、防災投資を行なった場合の予測被害と、防災事業をまったく行なわなかった場合の予測被害との差分となる。一方、費用は、防災投資の総和で表わされる。

本稿では、行政が防災事業を実施しない場合

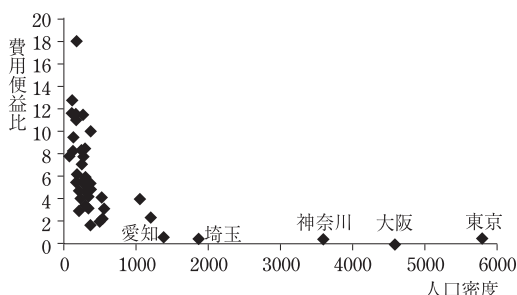
は、1975 年以降の毎年の防災投資がゼロのケースであると考ええる。したがって、防災資本はベースラインである 1975 年以降は増加せず、減耗によって経年的に減少することになる（ただし、簡単化のため、他の事象は一定とする）。その際、減耗率は 4 % を仮定して防災投資がない場合の防災資本ストック額を計算した。

以上の計算過程に基づき、表 2 のモデル 1 の推定結果を利用し、自治体ごとに費用便益比を計算した。なお、国土交通省（2004）で述べられている 4 % の社会的割引率を採用し、費用と便益は 1990 年の割引現在価値に修正する。

計算の結果、費用便益比の平均値は 1 を上回り、8.3 となる（大震災の影響を大きく受けた兵庫県を除くと、6.1 に低下する）。したがって、平均的に見ると、日本の防災事業の便益は費用を十分に上回っており、全体的には、防災事業は妥当であったといえる。

費用便益比と 2005 年の自治体の人口密度をプロットしたのが図 1 である。図を見ると、東京都など、都市部の費用便益比が低いことがわかる。逆に、人口密度の低い自治体の比率が高い傾向にある。46 自治体を人口密度の昇順に並び

図1—費用便益比



注) 兵庫県は阪神・淡路大震災の影響がきわめて大きく、費用便益比は90にも達する。観測数は46である。

替えると、上位5自治体（都市部）の費用便益比はわずか0.4にすぎない。一方、下位5自治体（農村部）の比は10.1にもなり、平均を上回っている。

都市部での費用便益比が1を下回っているということは、その防災資本は費用に見合った便益をもたらしていないことになる。このことは、都市部の防災資本が多い（費用大）あるいは防災資本の効果が小さい（便益小）という現象のうち、いずれかが生じている可能性を示している。

仮に、前者が正しいとするならば、都市部での社会資本が過小であると指摘する先行研究（三井・林 2001など）とは逆の結果となる。この場合には、都市部の自治体は防災投資を抑えることで、費用便益比を改善することができる。一方、後者が正しい場合には、都市部の自治体はこれまでの防災事業内容を精査し、より費用対効果の高い事業を選択する必要がある。

ただし、本研究の推定には次の2点に留意が必要となる。第1に、データの期間があげられる。本研究では可能な限り長期間（31年間）のデータを収集し、被害関数を推定した。理想的にはデータはその自治体が直面する自然災害リスクをすべて含んだデータ（母集団）であることが望ましい。しかし、31年間というデータでは、数百年単位で1回発生するような自然災害リスクをすべて含んだデータにはなりえない。本稿ではそれは阪神・淡路大震災ダミーを用い

てコントロールしたものの、数百年間のデータを取ることができるのであれば、この方法を採用する必要はない。したがって、自然災害と経済社会システムとの関係の議論を進めるためにも、長期的な視点でデータを整備していくことが望ましい。

第2に、将来の便益を捨象していることがあげられる。防災資本は長期間存在しつづけ、自然災害被害を軽減する。したがって、近年構築された防災資本は、本稿で扱わなかった2006年以降も効果をもたらす。この点で、便益は過小に評価されている。これに対処するためには、将来の自然状況や防災資本、人口密度などを予測する必要があるが、この点は今後の課題である。

3 結論

日本是世界でも有数の自然災害被害国である。近年では、地球温暖化と異常気象災害との関係も危惧され、より防災に対する関心が高まっている。しかし、古くから行政の役割として認識されてきた防災事業に対して、事後的評価はほとんど行なわれてこなかった。

そこで、本研究では次の2点について、1975年から2005年までの過去31年間の都道府県別データを用い、防災資本の事後的評価を試みた。その際の評価ポイントは、①防災資本は自然災害被害を軽減しているのか、②自治体間での防災資本の効率性に差異はみられるのか、の2点である。

これらの検証を行なうために、自然災害に起因する被害額を被説明変数とした被害関数を、固定効果、防災資本の内生性を考慮した操作変数法によって推定した。推定の結果、治山・治水・海岸に関する防災資本は自然災害被害軽減に貢献していることが示された。

また、被害関数の推定結果を用い、都道府県別の防災資本の費用便益比率を試算した。試算の結果、都市部における費用便益比率の低さ、農村部における同比率の高さが確認された。

従来は都市部での社会資本が過少であるとする指摘がなされてきた。しかし、この結果は、都市部での防災資本が過剰に供給されている可能性を示すものである。したがって、社会資本の地域間配分に関して議論する際には、社会資本の分野ごとに適切な評価方法を適用する必要がある。

*本稿の執筆に当たり、上智大学の山崎福寿氏、中里透氏、杉野誠氏および日本経済学会のセミナー参加者から有益なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表する。

注

- 1) 自治体がこれらの社会資本を独自に構築することはほとんどないため、本稿ではこれらの社会資本は国の防災資本であるとみなす。
- 2) 修正済み決定係数より、年次は2次関数形であると判断した。
- 3) この他、Toya and Skidmore (2007) や Kellenberg and Mobarak (2008) などもある。
- 4) 2000年に東京都では、30回の震度5弱以上の地震が発生した。しかし、それらは主に三宅島火山噴火に伴う地震であり、すべて東京都諸島部で発生している。この点を考慮し、東京都の地震については区部での値のみを用いている。
- 5) 震度区分の詳細については気象庁 Web サイトを参照されたい。<http://www.jma.go.jp/jma/kishou/known/shindo/kaisetsu.html>
- 6) 大災害ダミーが1となるのは、1982年の長崎県(主に7月豪雨および台風10号、死者299名(行方不明者含む))、1983年の島根県(主に梅雨前線による豪雨、死者107名)、1993年の鹿児島県(主に8月豪雨、死者121名)、1993年の北海道(主に北海道南西沖地震、死者232名)、1995年の兵庫県(主に阪神・淡路大震災、死者6281名)の5サンプルである。

参考文献

- Anbarci, N., M. Escaleras and C. A. Register (2005) "Earthquake Fatalities: the Interaction of Nature and Political Economy," *Journal of Public Economics*, Vol. 89, pp.1907-1933.
- Escaleras, M., N. Anbarci and C. A. Register (2007) "Public Sector Corruption and Major Earthquakes: A Potentially Deadly Interaction," *Public Choice*, Vol. 132, pp.209-230.
- Intergovernmental Panel on Climate Change (2007) IPCC Fourth Assessment Report: Climate Change 2007, Work 2 Group Report "Impacts, Adaptation and Vulnerability", Chapter 10: Asia, pp.469-506.
- Kahn, M. E. (2005) "The Death Toll from Natural Disasters: The Role of Income, Geography, and Institutions," *The Review of Economics and Statistics*,

- Vol. 87(2), pp.271-284.
- Kellenberg, D. K. and A. M. Mobarak (2008) "Does Oiling Income Increase or Decrease Damage Risk from Natural Disasters?," *Journal of Urban Economics*, Vol.63, pp.788-802.
- Toya, H. and M. Skidmore (2007) "Economic Development and the Impacts of Natural Disasters," *Economic Letters*, Vol.94, pp.20-25.
- Viscusi, W. K. and J. E. Aldy (2003) "The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World," *The Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.27(1), pp.5-76.
- 岡敏弘 (1999)『環境政策論』岩波書店。
- 九里徳泰・岩田和之 (2006)「栃木県における災害の発生とその対策に関する報告書」『研究と提言シリーズ』No.34、社団法人連合栃木総合生活研究所、1-106頁。
- 国土交通省 (2004)「公共事業評価の費用便益分析に関する指針」。
- 損害保険料率算出機構 (2001)「地震による死傷者数および負傷に対する治療費用の評価方法」『RISK』No. 61、11-27頁。
- 竹谷修一・糸井川栄一・岩見達也・栗山浩一・合田恵宣・藤川学・塩谷貴教 (2000)「CVMを用いた防災投資効果計測の試行」『地域安全学会論文集』No.2、145-152頁。
- 内閣府政策統括官 (2007)『日本の社会資本 2007』国立印刷局。
- 古川俊一・磯崎肇 (2004)「統計的生命価値と規制政策評価」『日本評価研究』Vol.4(1)、53-65頁。
- 水谷武司 (2002)『自然災害と防災の科学』東京大学出版会。
- 三井清・林正義 (2001)「社会資本の地域間分野別配分」『社会科学研究』Vol.52(4)、3-26頁。

世帯形成と住宅

Axel Börsch-Supan (1986) "Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impacts," *Journal of Public Economics*, vol.30, pp145-164.

はじめに

世帯形成を考えることは、市場における需要を分析するうえで重要な問題となる。この世帯形成が経済的要因に大きく影響されることは数多くの先行研究において明らかにされており、今後も世帯形成と各市場の繋がりを捉えた研究の発展が期待される。

住宅に関する出費は新しい世帯が形成される際に支払われる大きな費用となることが考えられるため、世帯形成における経済的要因の一つとして住宅価格に着目することは重要である。この考え方に基づき、世帯形成において住宅価格がどのような影響をもたらすかを分析した研究のベンチマークとなるのが Börsch-Supan (1986) である。本稿ではこの内容について第1節と第2節で説明を行なう。加えて、この論文をもとに最近に至るまでどのような研究が行われてきたかということと、日本を対象にしてこのような研究を行なう場合に注意すべきことを第3節で紹介する。

1 Börsch-Supan(1986)の意思決定モデル

Börsch-Supan (1986) では、世帯形成を分析するにあたって、伝統的な分析単位である家計ではなく、「核 (nuclei)」という分析単位を用いたほうが適切であると考えられる。ここで言う「核」とは、夫婦や独身者などといった家計の構成員であり、それぞれに意思決定を行なう主体である。家計は、それを構成する「核」のうちヘッドシップをとる「核」の意思決定のもとで、その住宅需要を決定しているものと考えられる。

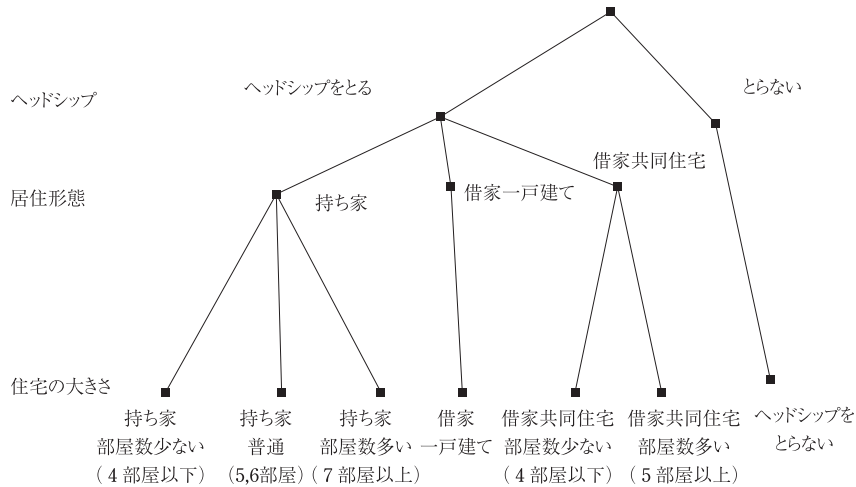
そのため、住宅需要を分析するうえで重要となる世帯形成として、「核」がヘッドシップをとったうえで主体的に住宅需要を決定しているのか否かということが考えられる。ヘッドシップをとっていない

「核」の観察された住宅需要は、自らの意思決定によるものではなく、その家計でヘッドシップをとる他の「核」の意思である。このような考え方に基づき、分析すべき「核」の住宅需要モデルとして、図1の樹形図に示される離散選択モデルを考える。まず、第1段階の意思決定として、ヘッドシップをとるか否かの選択が行なわれる。ヘッドシップをとった場合は、第2段階の意思決定が行なわれ、持ち家か借家かといった居住形態の選択が行なわれる。居住形態が決まった後は、第3段階の意思決定として、どの程度の大きさの住宅を需要するかといった住宅サービス量の選択を考えている。この選択行動において各選択肢別の住宅価格がどのような影響を与えるかを推定して、住宅需要への価格の影響を分析している。

次に Börsch-Supan (1986) の推定方法についての説明する。最近の離散選択モデルによる住宅需要分析に対しては、三好 (2003) で説明がなされたように、選択肢の独立性の問題や、個人間の unobserved heterogeneity を推定の際に考慮した mixed logit model が用いられている。Börsch-Supan (1986) の分析モデルにおいても、図1で示されているように、持ち家や借家といった選択肢がヘッドシップをとるというネストに属している。そのため、各選択肢の独立性の問題が生じている。仮にこの意思決定モデルが正しかった場合、通常の conditional logit model は、選択肢の独立性を前提としているため、推定に用いることはできない。Börsch-Supan (1986) ではこの問題を考慮するため、当時としては最先端だった nested logit model を推定に用いている。

また、この住宅需要モデルを推定するにあたって、住宅供給側の影響による同時性を排除するために、各地域の住宅市場の各時点で固定されている供給が、

図1 「核」の意思決定



需要の変化に瞬時に反応することを仮定している。

2 Börsch-Supan (1986) のデータと推定

推定に際して、Börsch-Supan (1986) では分析対象となる「核」に対して以下の2つを設定し、それぞれの「核」に対して推定を行なった。

- ①20歳から35歳の独身である白人の男女。
- ②60歳以上の夫と死別あるいは離婚、別居している独身の女性。

推定に使用したデータは Annual Housing Survey SMSA 1976-77を、クロスセクションデータとして使用している。加えて、地域別に住宅市場が異なっていることを考慮するため、サンプルをアルバニー、ダラス、サクラメントの3つの地域に分けて推定を行なっている。また、若年成人のサンプルは持ち家の所有者が少なく、小さい持ち家、普通の大きさの持ち家、大きな持ち家の3つの選択肢ごとに十分なサンプル数がいなかった。そのため、これら3つの選択肢を統合して、若年成人の持ち家一般という選択肢を置いている。

各選択肢別の住宅価格には、Poterba (1984) をもとにユーザーコストを用いている。しかし、ユーザーコストを構成する、利子率や減価償却率といった一般人にも認識されやすい概念に対して、キャピタルゲインや機会費用といった概念は認識されにくい可能性があるため、それを考慮する必要があると

Börsch-Supan (1986) では主張している。そのため、一般人が認識しやすいユーザーコストと認識しづらいユーザーコストに分け、それらを別々の変数として推定を行なっている。

表1がBörsch-Supan (1986) の推定結果であり、次のように解釈することができる。

- ①認識されやすいユーザーコストが高い選択肢は有意に避けられている。
- ②認識されにくいユーザーコストに関しては期待された係数の符号とは逆の結果が得られた。また、特に若者に関して、推定結果は有意ではないものがあつた。
- ③所得に関しては、所得が多いほどヘッドシップをとることが示された。
- ④推定結果による予測値は実際の行動と高い一致性が見られ適切なモデルであることがわかる。
- ⑤各ネスト内の選択肢間の相関係数がすべて1ならば、選択肢の独立性は満たされる。しかし、検定の結果、1とは有意に異なることがわかり、nested logit model による推定が支持された。

続いて、この認識されやすいユーザーコストの推定結果をもとに、世帯形成に関する価格弾力性とその代替パターンをBörsch-Supan (1986) は算出している。算出された3つの地域の代替パターンは概ね同じであり、算出された代替パターンは安定したものであると見なしている。

表1—推定結果

	若い独身者			独身の老人女性		
	アルバニー	ダラス	サクラメント	アルバニー	ダラス	サクラメント
認識されやすいユーザーコスト	−0.696 (10.0) **	−1.182 (9.96) **	−1.569 (13.29) **	−2.923 (9.81) **	−1.744 (7.17) **	−3.656 (7.61) **
認識されにくいユーザーコスト	0.132 (1.55)	0.123 (1.45)	0.204 (2.97) **	0.286 (2.65) **	0.16 (2.17) *	0.616 (4.84) **
所得×ヘッドシップをとらない	−0.02 (1.65)	−0.132 (6.88) **	−0.146 (5.36) **	−0.686 (10.4) **	−0.496 (4.77) **	−0.835 (6.47) **
所得×部屋数の少ない持ち家				−0.231 (4.71) **	−0.164 (1.95)	−0.276 (3.12) **
所得×部屋数普通の持ち家	−0.002 (0.09)	0.009 (0.43)	0.021 (0.65)	0.228 (6.47) **	0.099 (1.36)	0.162 (1.99)
所得×部屋数の多い持ち家				0.399 (5.73) **	0.21 (2.09) *	0.437 (2.88) **
所得×部屋数の少ない借家共同住宅	0.012 (1.87)	−0.024 (1.61)	0.014 (0.62)	0.013 (0.34)	0.065 (0.89)	0.013 (0.21)
所得×部屋数の多い借家共同住宅	0.023 (4.07) **	0.042 (3.38) **	0.035 (1.59)	−0.021 (0.63)	0.045 (0.59)	−0.001 (0.01)
持ち家ネスト内の選択肢間の相関係数				1.486 (1.75)	0.605 (2.10) *	1.033 (0.07)
借家ネスト内の選択肢間の相関係数	0.204 (26.81) **	0.427 (8.05) **	0.452 (7.08) **	1.482 (1.73)	1.49 (1.12)	0.971 (0.09)
ヘッドシップをとるネスト内の選択肢間の相関係数	0.15 (28.96) **	0.323 (13.1) **	0.377 (12.48) **	0.48 (5.79) **	0.457 (6.31) **	0.47 (4.21) **
対数尤度	−616.59	−421.18	−457.47	−311.11	−199.97	−94.92
推定値による予測値と観察値の一致	82.9 %	73.2 %	81.2 %	89.0 %	88.3 %	82.6 %
標本数	871	575	745	533	332	335

注1) 各変数の上段は係数、下段はp値を示す。

2) **と*はそれぞれ1%、5%の有意水準を表す。

算出された弾力性の値からは、需要と供給の同時性を排除するための仮定は正当化できるとしている。もし、供給が需要の増加に対して感応的でないために、需要が増した時に住宅の価格が上昇するという同時性バイアスが存在するならば、空家率が他の地域よりも低く供給が逼迫しているアルバニーでは価格への反応が大きくなっているはずである。しかし、算出された価格弾力性はアルバニーの値が一番小さく、仮定したように供給は需要が増加すればそれに応じて増えるため、同時性の問題はこの推定において生じないと考えている。

3 研究の系譜

Börsch-Supan (1986) を受けて、世帯形成と住宅について行なわれた最近に至るまでの研究について見てみたい。

世帯員の独立に関する研究では、ヘッドシップの有無より、子供が親と別の家に住む離家が研究対象として主流である。離家のほうが観察や解釈が容易なためだ。1990年代の研究としては、この離家の意思決定に対して、住宅価格がどのような影響を与えているのかという研究が行なわれている。代表的な研究としては、Haurin, Hendershott and Kim (1993) と Ermisch (1999) が挙げられる。

Haurin, Hendershott and Kim (1993) では、若年成人が離家するかしないかの意思決定において家賃価格が重要な要因となっていることを示し、価格が高ければ、離家を妨げることを示している。

Ermisch (1999) では、住宅価格が高い時、若年成人は親元に戻り、家計全体の住宅に関する出費を抑えようとすることを動学的に示している。

この90年代の研究の流れを受けて、2000年代では、

離家するということと住宅市場へ新規の需要として参入することの関連性を考えた Clark and Mulder (2000) や、ヨーロッパやオーストラリアといったそれぞれの国や地域の離家を分析する際の変数として住宅価格や親の保有している住宅ストックの影響を考慮した研究 (Blanc and Wolff 2006, Cobb-Clark 2008) がある。

Horioka (1988) で言及されているように、日本では住宅や土地の取得に相続や贈与が大きな影響を与えていることが多い。Yamada (2006) を参考にすれば、そのような相続や贈与は世帯の形成や解体に大きな影響を与えるだろう。したがって、世帯形成と住宅という観点から日本を対象として研究を行なう場合、家族間の住宅や土地の相続や贈与を考慮したモデルを用いて行なうことが望ましいと考えられる。

参考文献

- le Blanc, David, and François-Charles Wolff (2006) "Leaving Home in Europe: The Role of Parents' and Children's Incomes," *Review of Economics of the Household*, vol.4, pp.53-73.
- Clark, William A. V. and Clara H. Mulder (2000)

- "Leaving Home and Entering the Housing Market," *Environment and Planning A*, vol.32, pp.1657-1671.
- Cobb-Clark, Deborah A. (2008) "Leaving Home: What Economics Has to Say about the Living Arrangements of Young Australians," *Australian Economic Review*, vol.41 pp.160-176.
- Ermisch, John (1999) "Prices, Parents, and Young People's Household Formation," *Journal of Urban Economics*, vol.45, pp.47-71.
- Haurin, Donald R., Patric H. Hendershott, and Dongwook Kim (1993) "The Impact of Real Rents and Wages on Household Formation," *The Review of Economics and Statistics*, vol.75, pp.284-293.
- Horioka Charles Y. (1988) "Tenure Choice and Housing Demand in Japan," *Journal of Urban Economics*, vol.24, pp.289-309.
- Poterba, James M. (1984) "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: an Asset-Market Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 99, pp. 729-752.
- Yamada, Ken (2006) "Intra-Family Transfers in Japan: Intergenerational Co-Residence, Distance, Contact," *Applied Economics*, vol.38, pp.1839-1861.
- 三好向洋 (2003) 「住宅需要分析における計量経済学的手法の新潮流」『季刊住宅土地経済』vol.47, pp.36-39.

石野卓也

慶應義塾大学大学院経済学研究科

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しています。

[投稿規定]

1. 投稿論文の内容は、住宅・土地に関連する経済学研究的成果とする。
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、データファイル (MS Word またはテキストファイル) を送付すること。なお、原稿・データファイルは返却しない。
(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) 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 住宅経済研究会事務局
〒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

●新刊リポートのご案内

『住教育の推進方策と住教育ガイドラインの策定に関する検討調査』

日本住宅総合センター、2008年10月刊
A4、136ページ、定価3800円（税込）、
送料340円

平成18年6月に施行された「住生活基本法」において、国および地方公共団体の責務として住生活の安定向上の促進に関する国民の理解・協力を促す教育活動・広報活動の実施が位置づけられたことにより、今後は効果的な住教育の推進が求められることとなった。

より効果的な住教育の推進を図るために、住教育各現場における実態把握および現状の分析を行ない、今後の住教育に関する取り組みの方向性等について検討するとともに、その成果を受けて学校教育の現場で実際に住教育を展開していくうえで指針となる「住教育

ガイドライン」を策定することを目的として、財団法人日本住宅総合センターは、国土交通省住宅局住宅政策課の協力のもとに、平成18年度および平成19年度の2カ年度にわたり、効果的な住教育の推進を図るために住教育の各現場における実態把握および現状分析を行なった。

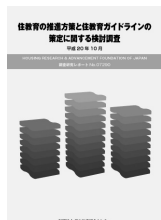
この調査においては、学識経験者等による研究会を設置し、住教育に関する実務者や有識者等からのヒアリングおよび既往調査結果や関連情報等を収集することにより検討を進めた。さらに、熱意あふれる教育現場の先生方の参画を得て、今後の住教育に関する取り組みの方向性等についてさまざまな角度から討議を重ねた。

その成果を踏まえ、2カ年に及ぶ調査の最終成果として、学校教育の現場で実際に住教育を展開するための指針となる「住教育ガイ

ドライン」（本リポート巻末に収録）を策定した。

本リポートの第Ⅰ部では、子どもを対象とした住教育の概況、実践者へのヒアリングや提供資料に基づいた住教育の実態と課題、住教育推進に向けた方向性と具体的施策の検討成果等を提示し、第Ⅱ部では、「住教育ガイドライン」作成過程での多岐にわたる議論内容も併せて整理している。これらをお読みいただくことで、「住教育ガイドライン」への理解が深まるものと考えている。

本リポートが「住教育ガイドライン」の活用と住教育普及推進の一助となることを期待したい。



編集後記

4月14日、IOC評価委員会のメンバー13名が来日した。同委員会の事前調査団は、2016年の第31回オリンピック・パラリンピック開催に立候補している4都市の事前調査を順番に行なっている。すでにシカゴが終了し、東京のあとはリオデジャネイロ、マドリードと続き、10月2日のIOC総会で開催都市が決定されることになっている。

東京では、約1週間にわたって競技会場予定地の視察などが行なわれ、マスコミでも大きく取り上げられた。

国立競技場では45年ぶりに聖火がともされて話題になった。

国立競技場は東京体育館とともに明治公園の一角にある。実は明治公園の片隅には、ずいぶん以前から数張りのブルーシート・ハウスがひっそりとつくられていた。調査団が来日した4月中旬には、それがすべて撤去され、4月末には再び復活。一方、都は黄色のテープを張って立ち入り禁止区域を設置。行政とホームレスの人たちのイタチごっこは続いている。(h)

編集委員

委員長——中神康博
委員——浅田義久
中川雅之
吉田あつし

季刊 住宅土地経済

2009年夏季号（通巻第73号）

2009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——財団法人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——精文堂印刷株式会社

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。