

[巻頭言]

不動産証券化の発展

藤原良一

東日本建設業保証株式会社社長
財団法人日本住宅総合センター 評議員

近年、不動産投資市場では、不動産の証券化が急速に発展している。

証券化は、土地等の不動産と直接リンクしない金融商品の創出であり、商品の小口化により、リスクを分散し、長期安定資金の確保を図ろうとするもので、優れた仕組みといえよう。そして、Jリートのような投資信託型から、多種類の資産、債権を内包する複雑な商品にまで多様化が進んでいる。

不動産証券化の普及とともに、不動産取引が促進され、土地の有効利用、ひいては、地域の活性化に寄与するものと期待されており、今後とも、証券化商品の適確な評価、情報開示の充実等の環境整備を怠ってはならないと思う。

いうまでもなく、商品の価格は、市場で決定されるのであるが、その判断基準は商品に内包されている裏付け資産、債権の価値であり、不動産鑑定評価等に基づく格付機関の評価など適確な評価がその拠り所である。評価が適確になされなければ、市場は健全に機能しない。強過ぎる期待収益、リスクの過小評価は、行過ぎた投資を誘発し、内外の過剰流動性に翻弄される危険性も高い。

また、Jリートについては、情報開示が確保されていると思うが、証券化技術の高度化に伴い、商品内容のブラックボックス化がますます進むと予想されるので、商品の説明、情報開示がいつそう強く求められると思う。

業界の自主的な取組みはもとより、行政サイドでも市場監視、モニタリング等により、これらの課題に適切に対処され、不動産証券化の発展が、不動産の有効利用、地域活性化等に資するよう切に期待する。

目次●2008年春季号 No.68

[巻頭言] 不動産証券化の発展 藤原良一——1

[特別論文] 被災者生活再建支援法と住宅問題 林 敏彦——2

[研究論文] 学校の質と地価 吉田あつし・張璐・牛島光一——10

[研究論文] 都心および近郊における住宅市場構造の比較に関する考察

田中麻理・浅見泰司——19

[研究論文] 東京圏における1990年代以降の住み替え行動

小林庸平・行武憲史——27

[海外論文紹介] 固定資産税率制限と自治体歳出の効率性 近藤春生——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

被災者生活再建支援法と住宅問題

林 敏彦

はじめに

住宅は個人資産だろうか。言うまでもなく、ほとんどの住宅所有者にとって住宅は最大の個人資産であり、個人資産としての権利は財産権として保障されている。わが国の憲法29条が、1項において「財産権は、これを侵してはならない」と規定しているとおりである。

ただし、憲法29条は2項において、「財産権の内容は、公共の福祉に適合するやうに、法律でこれを定める」とも規定している。この財産権の規定は、社会的経済的活動の基礎をなす国民の個々の財産権を基本的人権として保障するとともに、立法府は社会全体の利益を考慮して財産権に対して規制を加えることができることをうたっている。また、個別財産権にはそれ自体に内在する制約があり、住宅の場合には、建築基準法をはじめとして、高さ、景観、環境などの視点から制限が加えられる¹⁾。

これを経済学的視点から言い直せば、住宅は個人が私有する財産ではあるが、個人や家族の生活基盤として、コミュニティの一部として、都市景観や地域の安全性にも大きな影響を与える存在として、「公共的」性格も帯びているといえる。この単純な原理が震災のような非常事態において見忘れられると、被害が増幅され、被災者の生活再建に時間がかかり、復興が遅れるという事態が起こる。この住宅の公共性を国がようやく認めるまでには、阪神・淡路大震災から「改正被災者生活再建支援法」

の成立まで13年を待たなければならなかった。

1 阪神・淡路大震災の住宅被害²⁾

1995年1月17日の阪神・淡路大震災の被害には、死者6434名、住宅の全壊10万4906棟（18万6175世帯）、半壊14万4274棟（27万4182世帯）、一部損壊39万506棟が含まれていた。建物火災は269件、焼失床面積は約83万平方メートル、建物の全焼は7036棟、半焼は96棟に及んだ。建築物の被害額は、兵庫県が推定した直接被害額9兆9268億円のうち、約5兆8000億円と半分以上を占めていた。

家を失った被災者は、1月23日のピーク時、兵庫県内だけで1153カ所の避難場所に、約31万人が集まった。政令指定都市神戸の人口は約150万人。突然、その2割もの人々がすべてを失って身を寄せる新しいまちが、そこかしこに出現した。その後の復興過程については『阪神・淡路大震災復興誌』に詳しいが、住宅の供給は復興の初期から最も緊急度の高い政策課題であった。

はじめに、災害救助法に基づいて公費で仮設住宅が建設され、住宅の必要度の高い被災者から抽選で入居者が決められた。兵庫県と大阪府内の18市11町に建設された仮設住宅は、国内の災害で最多の4万8300戸にのぼった。そのうちの2万9000戸は神戸市内に建てられた。

入居は高齢者、障害者、母子家庭などが優先されたが、入居場所は抽選で決められたため、仮設住宅はそれまでのコミュニティをまったく

無視した互いに顔を知らない人々が暮らすまちとなり、生活の支援を必要とする人々ばかりが集まって住むまちとなった。そのため、仮設住宅は高齢者や障害者には特に厳しい住環境となった。

災害救助法による公的な生活支援は、応急性と現物支給を原則としている³⁾。応急建築物としての仮設住宅は設置期間が原則2年とされているが、実際には、すべての入居者が仮設住宅から退去するまでには5年を要した。戦争などの緊急時に生活物資を配分する方法としては、配給制度のように、公的な機関による現物支給も意味があるかもしれない。

しかし、大規模震災とはいえ、阪神・淡路大震災はローカルな災害であり、被災地においてもその周辺においても、市場経済は健在であった。入居者に不便な公有地に行政が仮設住宅を建設して配給するよりも、住宅バウチャーのように、被災者に資金を提供して自力で建物を復興してもらう方法もあり得たが、行政は災害救助法のなかにそこまでの解釈を読み込むことはできなかった。

続いて、災害復興公営住宅の建設が始まった。県・市営住宅で、既存の公営住宅の空き家利用、公団、民間住宅の借り上げを含めて約4万2000戸が供給された。そのうち2万5000戸は新設だった。仮設住宅の大量供給同様、用地確保が問題となった。結果的に、大規模な用地が確保できたのは郊外が中心で、被災者が希望した以前の生活圏に近い場所への移住は難しかった。この問題は被災者の希望と建設場所のミスマッチとして知られるようになった。

ここでも配給制度の問題点が明らかとなった。選択の自由を失った復興住宅の居住者の中から、自殺や孤独死が多発した。それでも、復興公営住宅の入居者には家賃減免制度が適用された。当初5年間の最低家賃は6000円台に設定された。しかし、それ以降は自治体の財政力に応じて家賃には格差が広がっていった。

それならなぜ国は、希望する被災者に現金を

(林氏写真)

はやし としひこ

1943年鹿児島県生まれ。京都大学経済学部卒、スタンフォード大学博士課程修了 (Ph.D.)。大阪大学大学院国際公共政策研究科教授などをへて、現在、放送大学教授 (兼、学長特別補佐)、(財)ひょうご震災記念21世紀研究機構安全安心社会研究所所長。著書:「需要と供給の世界」(日本評論社)、「ハート&マインド経済学」(有斐閣) など多数。

給付し、それで民間の不動産市場を通じて被災者が自らの選択で住宅復興を果たす道を開かなかったのだろうか。緊急時に市場制度よりも配給制が優れている場合はあり得るが、住宅再建に現金が提供できないとするのは、国の行政機関がマインドコントロールされていたことが最大の理由だった。すなわち、震災前は、「私有財産の形成に公的資金は投入できない」というのが、私有財産制度を持つ国の「法律以前の法理」であるとしたのである。

2 阪神・淡路大震災復興基金⁴⁾

しかし、いくら国の行政が個人補償や個人住宅の再建に公費を投じることはできないといっても、被災者の置かれた現実はそのような法理の枠を超えていた。政治も行政もそれを認識していたため、一つの工夫が生まれた。

阪神・淡路大震災復興基金 (以下、復興基金という) は、2005年4月1日、基本財産200億円、運用財産5800億円の計6000億円でスタートした。その後、2006年度末にあたる平成2007年3月に運用財産を3000億円増額し、合計9000億円規模の基金の運用益約3500億円が、復興対策事業に当てられることになった。

復興基金の目的は「阪神・淡路大震災からの早期復興のための各般の取組を補完し、被災者の救済及び自立支援並びに被災地域の総合的な復興対策を長期・安定的、機動的に進め、災害により疲弊した被災地域を魅力ある地域に再生させることを目的とする」こととされた⁵⁾。

復興基金事業については、間接的に国からの

地方交付税による財源支援が行なわれた⁶⁾。間接的とはいえ、国費の関わる事業として、復興基金は事業内容の選定にあたって当時の自治省（現総務省）と度重なる協議によって、交付税対象事業を整理した。最終的な支出内訳を見ると次のとおりである。

〈生活対策〉 51%

- ・被災者自立支援金の支給
- ・生活復興資金利用者の支援

〈住宅対策〉 31%

- ・持家の再建・購入・補修に対する支援
- ・賃貸住宅入居者への支援
- ・賃貸住宅建設等への支援

〈産業対策〉 15%

- ・災害復旧資金借入等の支援
- ・新規成長事業等への支援
- ・雇用対策事業

〈教育・その他の対策〉 3%

- ・私立学校の復興や文化財復旧・周年記念事業等への助成

事業内容の構成比としては、被災者自立支援金の支給費が40.9%、持家の再建・購入・補修に対する支援が16.0%、賃貸住宅入居者への支援11.2%、災害復旧資金借入れ等の支援10.3%の順となっており、これだけで全体の78.4%を占めている。

これらの内容は、被災者に対する生活資金の支給、住宅再建のための住宅ローンの利子補給、被災企業の災害復旧資金等に対する利子補給等、被災者または被災企業等に対する個人補償的な色合いの強い経費となっている。国会における立法過程でも明らかにされたが、国による個人補償はできないことを前提に、行政によって最大限工夫されたのが基金を通じた資金の流れだったのである⁷⁾。

3 個人財産と鳥取県知事の英断

自然災害被災者の生活再建に公的支援を求め

る声は1998年「被災者生活再建支援法」に結実した。しかしこの法律は、生活必需品の購入費などとして最高100万円を支給する内容に止まり、特に、住宅再建に対しては公費を支給できないことを明確にしていた。

転機が訪れたのは2000年10月の鳥取県西部地震である。この地震では死者はゼロ、人的被害や建物被害も比較的少なかったが、片山善博知事（当時）の英断が全国的な注目を集めた。同知事は地震発生から11日後、所得や年齢に関係なく、被災前と同じ市町村に住宅を再建する場合に300万円、補修する場合に最高150万円を県として支給する内容の支援策を発表した。総額100億円を超える制度の創設であった。

この制度は当初、国から「憲法違反」などと猛反発を受けた⁸⁾。しかし知事は「住宅再建支援に対する公的資金投入を禁じている法はない」としてこの制度を断行した。その後違憲訴訟は起こされなかった⁹⁾。「一見プライベートに税金を費やすことになったとしても、そのことによって人が住み続けられる。地域を守っていくことになる。これこそがパブリックな目的を達成したことになるのではないだろうか。』¹⁰⁾という知事の言葉が本質を物語っていた。

4 2001年9月11日犠牲者補償基金¹¹⁾

日本でも、2000年鳥取県西部地震の時点で「私有財産形成には公的資金を投入できない」という「原則」は破綻していた。しかし、この原則が無意味なことを劇的な形で見せつけたのは、2001年米国の同時多発テロへの連邦政府の対応だった。

2001年9月11日午前8時46分、1万ガロン以上のジェット燃料を搭載し、時速何百キロものスピードで航行する1機の航空機がニューヨークの世界貿易センター北タワーに突っ込んだ。9時3分には2機目の航空機が南タワーに激突した。炎と煙が天高く昇り、鉄骨とガラスと灰と人間が落下した。毎日5万人が働いていたツインタワーは、90分後に2棟とも崩れ落ちた。

同じ朝9時37分、3機目の航空機がワシントンの国防省西面に突入した。10時3分には、4機目がペンシルバニア州南部の平原に墜落した。

世界貿易センターでは2600人以上の人が犠牲になり、国防省では125人、4機目の航空機では256人が亡くなった。死者の数は1941年12月の真珠湾を超えていた¹²⁾。

この同時多発テロの被害者に対する米国政府の対応は驚くべきものだった。事件発生後10日で上下院は一本の法律を制定し、大統領が署名して「航空運輸安全および航空システム安定化法」は翌日公布された。この法律の目的は、米国の航空産業を救済することにあつたが、その一環として「2001年犠牲者補償基金 (Victim Compensation Fund of 2001、以下補償基金という)」が設立されることになった。連邦資金で設立される補償基金の目的は、「2001年9月11日のテロ攻撃の直接的結果として、負傷または死亡したすべての個人（死者の場合はその親族）に補償金を支払う」こととされた。

補償基金は3年間に、テロ攻撃の犠牲者2830人の遺族および2680人の負傷者に対して、総額70.49億ドル（1兆573億円）の補償金を支払った。最終的には犠牲家族の97%が補償金を受け取った。1人当たりでは、死者の遺族は平均200万ドル（3億円）、負傷者は40万ドル（6000万円）の補償金を受け取った¹³⁾。

米国では災害の経済被害の中に人的資本の滅失を含めて考える。別の機関が推定した経済被害としては、建物の滅失など直接の物的被害が2.7兆円、人的被害が1.1兆円の合計3.8兆円であった。これに間接被害としてのビジネスの遺失利益を含めると、直接・間接の経済被害は総額およそ10兆円と推定された¹⁴⁾。

ニューヨーク市の被害は世界貿易センターを中心とするローワーマンハッタンに集中していた。人的損失以外の経済被害に対する補償は保険、政府資金、義援金と損害賠償という4つのプログラムが対応した。ローワーマンハッタンの住民に対する補償として最も大きかったのは

保険金支払いでおよそ5億ドル、次いで政府資金の3.4億ドル、義援金の0.8億ドル、損害賠償は犠牲者補償基金がくい止めたこともあって0であった。

これらの補償金のうち61%は事業者を支払われた（うち75%は保険金だった）。それでも事業者の事業用資産被害は160億ドルと推定されていた。住民への補償金は公的資金と私的資金を合わせて9.2億ドルに達した。ローワーマンハッタンに居住する3万7000戸は、1戸当たり2万5000ドルを受け取ったことになる。

より詳しく被害補償の状況を見てみると、保険でカバーされた被害を除くと、連邦政府からの直接補償が大きな役割を果たしていることがわかる。たとえば、ローワーマンハッタン開発公社 (LMDC) は、2.8億ドルの連邦資金によって、その地域への継続居住を奨励する目的で、新旧住民に1人当たり1万4500ドルまでの家賃補助を行なっている¹⁵⁾。

ここで見たことは、人的被害および物的被害への補償について、米国では「連邦資金による個人補償」を忌避する考え方はまったくくないということである。私有財産制度をとる米国でも、失われた個人資産への補償は、政治的決断事項となっていることに注目すべきである¹⁶⁾。

5 災害と住宅再建保険

災害で住宅は倒壊し、焼失し、水没する。一般に、住宅の滅失被害を補償する方法には、自助・共助・公助の仕組みがある。自助には、安全な居住場所の選択、耐震補強工事、地震保険への加入などが含まれる。共助としては、住宅再建共済制度への加入や、見舞金、義援金などがあげられる。公助には、所得税の特別損失控除、仮設住宅の現物給与、公的利子補給、生活再建支援、自治体独自の補償制度などがある。

しかしこれまで見てきたように、基本的に、私有財産制度の下で財産を守るのは所有者の責任だとされている。それなら完全な自助は可能だろうか。火災から住宅資産を守るためには火

災保険がある。しかし火災保険は、地震、噴火、津波による損害やそれらに起因する火災に対しては保険金を支払わない。なぜなら、地震災害は、発生が極めて不規則なうえ、いったん巨大地震が発生すると被害は広範囲にわたり損害額が莫大なものになるため、通常の保険は機能しないからだという¹⁷⁾。

そこで1966年「地震保険に関する法律と地震再保険特別会計法」に基づいて地震保険が導入された。地震保険への加入は阪神・淡路大震災以降広まっていき、現在では火災保険加入者の40%が加入するに至っている。しかし地震保険の販売窓口は民間の損害保険会社であり、火災保険の付帯契約とされているが、保険システムには政府の関与がある。それが「地震保険に関する法律」の目的である。

政府の関与とは、一定限度を超える保険金の支払いが必要となったときには、保険金の支払いを政府が保証するという政府による再保険が措置されていることである。すなわち地震保険は、政府と保険会社が共同運営する保険であり、そのため保険料体系もすべての保険会社に共通となっている。2007年1月には、課税所得に地震保険料控除制度が導入され、さらに政策的関与は高まった。

民間の災害保険が正常に機能しない理由はもう一つある。噴火災害は火山の周辺に限定される。津波は沿岸地域だけに被害をもたらす。政府の中央防災会議は、東海、南海、東南海地方での大地震を予測しているが、それを反映して、これらの地域では地震保険の料率も高い¹⁸⁾。つまり、災害の発生確率には客観的に認知される地域差がある。

保険は本来、ハイリスクの人とローリスクの人が加入しなければ成り立たない。ハイリスクの地域の人だけが加入する保険は、保険料の高騰とハイリスク加入者のみが選ばれるという、いわゆる「逆選択」現象を起こして崩壊する。これを避けるためには、ローリスクの人にも加入してもらえないが、災害に関する地域的

「温度差」がそれを妨げる。

疾病保険の逆選択は、国民皆保険のように個人が何らかの保険に加入することを義務づけることと、審査によってリスクに応じた保険料を設定することで回避される。1等地から4等地までの地域区分は、リスクに応じた保険料率の調整に当たるであろう。しかし、地震保険では住宅所有者全員に加入を義務づける保険制度は存在しない¹⁹⁾。

自動車やバイクに乗る人が義務づけられる自動車損害賠償責任保険（自賠責保険）の論理と住宅の地震保険の論理を比較することは興味深いテーマであるが、ここでは、政府による再保険の仕組みが地震保険の公共性を示していることを指摘するにとどめておく。住宅資産を守るための自助方策も、政府の関与を必要としている。住宅の公共性を示すもう一つの論拠である。

6 改正被災者生活再建支援法とこれから

2007年12月、改正被災者生活再建支援法が成立した²⁰⁾。改正のポイントは、支援の上限金額を300万円に引き上げたことと、はじめて住宅本体の再建修復にも支援金が利用できるようにしたことであった。

これによって政府は、ようやく住宅の公共性を認知したといってもよいであろう。その意義は大きい。しかし、住宅に対する公的規制を正当化する「公共性」の論理と、失われた住宅の再建に公的助成を行なう「公共性」の論理との間には、依然として大きな非対称性が存在する。

300万円で家が建ったりマンションが買えたりするわけではない。さらに、支援を実行する被災者生活再建支援基金は、国と都道府県が半額ずつ出捐する資金によって成り立っている。災害に対する都道府県の温度差の現状を前提にすれば、この制度が大災害に有効に機能するかどうかには疑問なしとしない。

住宅は個人生活の基盤であり、地域コミュニティの基盤としての公共性を持つことが深く認識されるならば、来るべき大災害に備えて、財

政当局の論理を超えた制度の確立を本気で考えておかなければならない²¹⁾。

注

- 1) たとえば井上 (2006) 参照。
- 2) ここでの記述は安全安心社会研究所 (2007) に基づいている。著者の磯辺康子研究員は、住まいは人間の生きる基盤、住のセーフティーネットという基本的視点から、住宅のもつ公共性に切り込んでいる。
- 3) 米国でも緊急時に仮設住宅が供給されるが、その多くはトレーラーハウスを利用している。
- 4) 本節の記述は林 (2007A) に基づいている。より詳しくは原論文を参照されたい。
- 5) <http://www.sinsaikikin.jp/kikin/index.htm> 財団法人阪神・淡路大震災復興基金寄付行為による。
- 6) 国からの地方交付税交付金は、兵庫県と神戸市が起債した債務への利子補給に当てられた。県と市は発行した地方債を財団法人阪神・淡路大震災復興基金に無償譲渡することによって、結果的に、国からの資金が財団の収入となり、財団の事業をまかなう仕組みを作り上げた。基金は、国の財政資金を民間資金に転換するマネーロンダリングの仕組みだったのである。
- 7) 阪神・淡路大震災直後の国会における個人補償をめぐる村山富市総理大臣 (当時) の答弁など国会での議論については、林 (2007A) に詳しい。
- 8) <http://www.jca.apc.org/peacenet/miyake/katayama.html> 片山知事は後にある講演で、「逆に役所の役人は絶対ダメでした。『そんなことやることはない』とかですね、『越権行為だ』とか、『憲法違反だ』とか言う人もいました。憲法何条に違反しているんですかと聞いたら、何の返答もなかった。」と述べている。
- 9) 実際いかなる法律にも「私有財産の形成に公的資金を支給してはならない」という条文は存在しないし、災害による農地の再生などについては公的資金が投じられてきた。結局「法律以前の法理」といった曖昧な表現は、積極的に公的資金を投じることができるという法律が存在しないという意味でしかなかった。
- 10) 安全安心社会研究所 (2007)、p.30
- 11) ここでの記述は林 (2007B) に基づいている。
- 12) 独立調査委員会最終報告書 (2004)、Executive Summary の冒頭。
- 13) 死亡補償金を受け取った人の中には59カ国におよぶ外国人も含まれていた。そのうち最も多くの犠牲者は英国の52人で、2番目が日本の23人だった。Feinberg (2004)、p.103、Table No.6参照。
- 14) Dixon and Stern (2004)。
- 15) “Your Home; Aid Plans for Areas Hurt on 9/11,” *New York Times*, August 25, 2002.
- 16) 同時多発テロに比較して、人命を除く経済被害が

- 同程度となった2005年のハリケーン・カトリーナの被害に対しては、通常の緊急対策が取られたのみで、連邦政府による犠牲者への補償は行なわれなかった。
- 17) 日本損害保険協会ホームページ。 <http://www.sonpo.or.jp/useful/qanda/house/index.html#q2>
 - 18) 地震の発生確率が低いとされる1等地の道県と高いとされる4等地の都県では、保険料に3倍以上の開きがある。
 - 19) 任意加入の「住宅再建共済制度」も兵庫県ほか一部の県においてしか導入されていない。
 - 20) 「改正被災者生活再建支援法」は2007年12月の臨時国会、衆参両議院で多数を占める政党が異なるといういわゆる「ねじれ国会」で成立した法律の第1号となった。
 - 21) 財政当局は、本格的補償制度を導入すれば大災害時に財政負担が耐えられなくなることを憂慮する。しかし、関東大震災からの復興には、外債の発行による資金が導入された。予想される首都直下大地震や東海、東南海、南海地震に対しては、外債発行を含めた政府としての対応シミュレーションを行なっておく必要がある。

参考文献

- 安全安心社会研究所 (2007) 『住の安全安心に関する研究：災害多発国での住宅政策のあり方に関する調査研究報告書』(財)ひょうご震災記念21世紀研究機構、3月。
- 井上典之 (2006) 「財産権の保障とその規制の憲法問題」『法学セミナー』621号 (9月号)。
- 震災復興誌編集委員会 (1997~2006) 『阪神・淡路大震災復興誌』全10巻、(財)阪神・淡路大震災記念協会。
- 林 敏彦 (2007A) 『阪神・淡路大震災復興基金とわが国立法府の役割』安全安心研究所ワーキングペーパー No.1、(財)ひょうご震災記念21世紀研究機構、7月17日。
- 林 敏彦 (2007B) 「米国同時多発テロと犠牲者補償基金」安全安心社会研究所ワーキングペーパー No.2、(財)ひょうご震災記念21世紀研究機構、10月10日。
- Dixon, Lloyd and Rachel K. Stern (2004) *Compensation for Losses from the 9/11 Attacks*, Rand Corporation, (<http://www.rand.org>).
- Feinberg, Kenneth R. (2004) *Final Report of the Special Master for the September 11th Victim Compensation Fund of 2001*, Department of Justice, November 22.
- National Commission on Terrorist Attacks Upon the United States (2004) *The 9/11 Commission Report: Final Report of the National Commission on Terrorist Attacks Upon the United States*, Department of Justice, July 26, 2004. (独立調査委員会最終報告書)
- William C. Thompson, Jr., (2002) “One Year Later: The Fiscal Impact of 9/11 on New York City,” September 4.

住宅市場において、学校の質の差は重要な要因である。学区間の格差が大きいアメリカでは、この問題についての実証研究が数多く行なわれている。日本でも、マンション事業者や不動産業者の間では学区の重要性は広く認識されている。

しかしながら、日本では学校の質に関する客観的なデータが利用可能ではなかったため、学校の質と住宅価格の関係に関する研究はほとんどなかった。

吉田・張・牛島論文（「学校の質と地価——足立区の地価データを用いた検証」）は、足立区のデータを用いて、学校の質と地価の関係に関する高度な実証研究を行なっている。日本における先駆的な研究であるにとどまらず、足立区が2004年から学校選択制を導入したことが学区と地価の関係にどのような影響を及ぼしたかの分析も行なっており、国際的に見ても、第一級の研究である。

学校の質が地価にどう影響するかを見るには、地価を説明する回帰式のなかに学校の質を表す変数を加えればよい。しかし、単純な回帰ではバイアスが発生する恐れが大きい。

これは内生性バイアス、あるいはより一般的に除外変数バイアスと呼ばれている問題である。

たとえば、共通テストの成績で学校の質を表すと、これは親の所得や学歴といった教育環境に影響される内生変数である。ところが、親の所得といった教育環境を表す

データは利用不可能なことがほとんどであり、これらの要因は誤差項の中に入ってしまう。そうすると、誤差項と学校質変数の間に相関が生じ、学校質変数の係数にバイアスが発生する。たとえば、親の所得と学校質変数に正の相関があり、親の所得が誤差項に入っていると、学校質変数の係数は上方のバイアスをもってしまう。

学校の質を表す変数として用いているのは、①私立中学進学率と②学校の平均テスト・スコア（足立区が行なった算数と国語のテストの学校平均）の2つである。内生性バイアスの発生を抑えるための工夫としては、パネルデータを用いることと近隣環境変数や通学地域ダミーを加えるを行なっている。

主要な結論は以下の3つである。

第一に、私立進学率は地価を上昇させる傾向をもつ。学校選択制導入以前では、私立進学率が10%上昇すると、地価が2.6%上昇するという結果が得られた。これは統計的に有意な効果ではあるが、地価を90万円/㎡と想定すると、約2.3万円の上昇にしかならず、あまり大きな効果ではない。

第二に、学校選択制導入後は、私立進学率が地価に与える影響はほぼ半減する。学校選択制によって、学校質の高い学区内に住むことの価値が減少したことを反映していると考えられる。

第三に、学校の平均テスト・スコアは地価に対して有意な影響を与えなかった。これは、学校選択

制導入後のデータしか利用可能でなかったことによるとしている。



田中・浅見論文（「都心および近郊における住宅市場構造の比較に関する考察」）は、3年前の本誌（56号；2005年春季号）に掲載された著者達による住宅市場細分化に関する研究を発展させたものである。

ここでの住宅市場細分化は、住宅市場全体を対象として実証分析を行なうよりは、地域別やタイプ別に住宅市場を分割し、細分化されたそれぞれの市場を対象にするほうが、精度の高い分析ができるという発想に基づいている。

市場分割を行なう際に、類似度の高いものをひとまとまりにしたほうがより精度の高い推定が行なえるであろうと考えられる。問題は、類似度をどう測るかということである。これについて、著者達は、価格推定の精度を上げるために、価格との関係を用いた類似度指標を使うことを提唱している。

おおざっぱには、以下のようなアプローチである。住宅の属性が一つだけであれば、これが同じならば1であり、差が大きくなるとゼロに近づくような関数を設定する。しかしながら、住宅に関しては、都心への時間距離、最寄り駅までの時間距離、築年数、容積率等、多数の属性を考える必要がある。複数の属性を考慮した類似度として、CES型の統合類似度関数を提案している。そして、この統合類似度関数のパラメータを、

価格の当てはまりが最も良くなるように設定する。

このようにして得られた統合類似度関数を用いると、住宅価格推定における相対残差が、通常のヘドニック分析を用いた場合の約15.7%から約8.5%にほぼ半減するという結果を得ている。

また、都心に近い東京都世田谷区と郊外の横浜市青葉区の2地域で、統合類似度のパラメータにどのような差が発生するかの分析も行なっている。世田谷で類似度に与える影響が大きい変数は、最寄り駅までのアクセス、車庫の有無、セットバックの必要性の3つであるが、青葉区では、築年数、都心までのアクセス、容積率、用途地域、物件間距離である。物件規模、前面道路幅員などの基本的な住宅特性については、2地域の間で差がなかった。

住宅価格の推定においては、多重回帰を推定式の関数形や統計的手法について精緻化する方向での研究がほとんどであった。これに対して、類似する物件ごとに市場を分割するという発想から出発して、統合類似度を用いる新しいアプローチを組み立てているところが、この研究の独創性である。

今後の課題としては、通常のヘドニック回帰との関係を整理することと、統計的検定手法を作り上げていくことがあげられる。特に、通常のヘドニック・アプローチでは、スペシフィケーション・テストやモデル・セレクションの手法が利用可能であり、推定式の妥当

性や推定値の有意性について様々な検定を行なうことができる。統合類似度を用いるアプローチでこういったことが可能かどうか、広く受け入れられるための一つの条件になるであろう。

●

日本では、個表データを研究者が使うことが難しいことが、諸外国に比べて実証研究が進まない大きな原因になってきた。国勢調査や住宅土地統計調査のような指定統計についてはまだハードルが高いが、「住宅需要実態調査」については関係者の努力によって、個表データを用いた研究が出てきている。小林・行武論文（「東京圏における1990年代以降の住み替え行動——『住宅需要実態調査』を用いたMixed Logit分析」）はその一つである。

この論文は、「住宅需要実態調査」の個表を用いて、バブル崩壊以降の東京圏における住み替え行動を実証的に分析している。

住み替え行動は意外に分析が複雑である。住み替えの選択には、①住み替えるかどうか、②住み替えるとする、持家か貸家か、③どの地域の住宅に住むのかといった複数の選択が絡み合っており、これらを同時に考える必要があるからである。

推定において考慮している選択肢は、①住み替えない、②23区内の持家に住み替え、③23区外の持家に住み替え、④23区内の借家に住み替え、⑤23区外の借家に住み替えの5つである。こういった離

散的選択の推定においては、ロジット・モデルが良く用いられる。

しかし、単純なロジット・モデルは選択肢の間の代替関係について強い仮定を置いており、このケースのように、複数の選択が絡み合っている場合への適用は非現実的な結果を生んでしまう。

選択肢間の代替関係をより柔軟に処理できるモデルとして、しばらく前に、Mixed Logitモデルが提案されており、最近では幅広く用いられるようになってきている。この論文では、Error ComponentタイプのMixed Logitモデルを用いて推定を行なっている。

主要な分析結果としては、①若年世帯が借家から持家に住み替え、持家を取得した世帯は若年期から中年期において持家から持家に住み替え、高齢世帯はあまり住み替えないという住宅双六の存在の確認に加え、②高齢世帯の住み替え確率が近年上昇している、③経済低迷期にはステップアップする住み替えが低迷するといったことがあげられる。

「住宅需要実態調査」はパネルデータではないので、各家計の住み替え経路を追うことができないといった制約がある。推定手法に工夫をこらして、こういった制約を克服する努力をしなければならぬことはもちろんであるが、パネルデータの収集と利用についても取り組む必要がある。

(Y・K)

学校の質と地価

足立区の地価データを用いた検証

吉田あつし・張 璐・牛島光一

はじめに

本稿では、足立区の小学校区ベースの2001年から2006年までのパネルデータを用いて、第1に、学校の質が地価にどのような影響を与えるのか、第2に、学校選択制の導入が学校の質と地価との関係を変えたのか、について検証を行なう。

1 学校の質と地価

学校の質が住宅価格にどのような影響を与えるのかは、都市経済学の中でも重要なテーマのひとつであり、多くの論文が発表されてきた(例えば、Figlio and Lucas 2004、Black 1999、Downes and Zabel 2002など)。

本稿の目的は、第1に、学校の質が土地価格に影響があるか否かを、学校の質の適切な代理変数を用いて検証することである。学校の質と住宅との関係を検証した日本における研究は、筆者らが探した範囲では見当たらなかった。その理由のひとつは、学校の質を評価するために必要なテスト・スコアなどのデータが公表されていない点に求められる。しかしながら、住宅の売買において、売買住戸がどこの小学校区に属するのかが不動産販売業者のセールス・トークになっていることからもうかがえるように、日本においても学校の質は住宅価格に資本化されている可能性がある。本研究は、学校の質と地価との関係を分析した日本では数少ない研究のひとつであるといえる。

学校の質をどのように評価するかについて、学校教育に投入された生徒1人当たりの教育費や、アウトカムであるテスト・スコアを用いる方法が広く用いられてきた。アメリカの学校制度では、日本とは異なり、学区の教育予算が学区 (school district) ごとに決定され、豊かな人が多く住む学区ほど教育予算が多いため、それらの地域では質の高い教師を雇い、設備を充実させることができるからである。

これまでの研究では、住宅価格を学校の質に回帰する分析が行なわれてきた。このような方法で特に問題になるのは、説明変数である学校の質の内生性である。テスト・スコアは親の学歴、所得や家庭での教育環境によって影響を受けるから、テスト・スコアが高いからといって、必ずしも学校で提供される教育サービスの質が高いとは限らない。他方、テスト・スコアに影響を与えるような親の所得や学歴などの家庭の要因は、多くの場合観測可能ではないから、除外変数 (omitted variables) として誤差項で表現されるので、誤差項と説明変数であるテスト・スコアとの間に正の相関が生じうる。その結果、スコアの係数の推定値が上方のバイアスをもつことになるから、スコアが有意に住宅価格に影響を与えていると誤って判断したり、スコアの影響を過大に評価してしまいがちになる。

それ故これまでの実証研究は、omitted variables の影響を受けないような推定方法を模索してきた。例えば、Downes and Zabel (2002)、Brasington (1999) や Brasington

(吉田氏写真)

(チャン氏写真)

(牛島氏写真)

よしだ・あつし

1958年茨城県生まれ。1991年大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程中退。博士（経済学）。筑波大学大学院システム情報工学研究科教授。

チャン・ルー

1981年中国上海生まれ。筑波大学システム情報工学研究科修士課程。

うしじま・こういち

1981年東京都生まれ。筑波大学システム情報工学研究科博士課程

and Haurin (2006) は、school district ベースの2学年（4年次と6年次）のスコアの結果を用いて、その差分が住宅価格に影響を与えているかを検証するという value-added approach を用いている。また Black (1999) は、隣接する学区の境界領域のデータを用いることによって、居住者の社会経済的特徴をコントロールし、住宅価格にスコアが影響しているかを検証している。さらに、Bogart and Cromwell (2000) は学区の変更が行なわれた地域に着目し、学区の変更の結果、住宅価格が変化したかを検証している。

本稿では、評価地価のパネルデータを用いた分析を行なう。アメリカの研究では評価地価ではなく住宅の取引価格が用いられるが、観測期間中何度も繰り返し取引されている住宅については、パネルデータとして分析することにより、内生性の問題を多くを回避することができる。Clapp, Nanda and Ross (2005) はこのようなパネルデータを用いて住宅価格とスコアの関係进行分析している。本稿で用いるデータも、地価のパネルデータであるから、同様に内生性の問題を緩和できると考える。

学校の質の代理変数

学校の質の代理変数を見つけるためには、学校の質を高めているものは何かを考える必要がある。学校の質のかなりの部分は、提供されるサービスの質で決まるから、投入される教育予算や、生徒1人当たりの教師の数は重要な学校の質の代理変数になる。

しかし、日本はアメリカの学区制度とは異な

り、市区町村単位で教育予算が決定され、おおむね生徒数によって学校に配分される予算が決められる。さらに、小学校職員の人事権は都道府県にあり、人事は市区町村境界を越えて行なわれる。それ故、アメリカの学区制度とは異なり、日本の通学区域制度では、市区町村間の教育予算の差はあるが、同一市区町村内で特定の学校に優秀な教員と多くの予算が集中するということは考えられない。したがって、投入要素の多寡により学校の質を計測するのは、特定の市区町村の学校のデータを用いる限り、適切な方法ではない。

学校の質を決定するもうひとつの要素は peer effects である。Nechyba (2003) は学校の質において peer effects が重要であることを指摘し、school voucher と学校選択制度の導入に関して、正の peer effects が大きければ、所得階層による住み分けはおこらなくなるが、学校間の格差が拡大することを指摘している。日本の通学区域制度でも、通学区域の居住者の学歴や所得をコントロールしてもなお、親の学歴や所得が高い地域では、生徒が相互に高めあうために高い教育の成果が出る可能性がある。一般には、日本の通学区域制度の場合には、学校に投入される資源の量には同一市町村の学校間で大きな差がないので、正の peer effects が学校で提供されるサービスの質を決定していると考えられる。

他方、居住者の学歴や所得が高い地域では、公教育の提供するサービスへの要求が高かったり、そのサービスの質について監視が行なわれているので、教育委員会も能力のある教員を配

置したり、教員も提供するサービスの質を高めようとする結果、学校の質が高くなる可能性もある。

学校の質に影響を与えるこれらの要因を考えた上で、何を学校の質の代理変数にしたらいいのであろうか？本稿では、私立中学進学率および足立区が行なった算数と国語の到達度テストの6年次の学校平均スコアを学校の質の代理変数として用いた。

私立中学の多くは私立中高一貫校であり、大学の進学実績も公立高校と比較すると非常に高い。これらの中学に入るためには高い学力が必要になる。限られた私立中学に入学するために東京都区部では激しい競争が行なわれる。23区では、私立中学進学率は2000年以降全体では20%から25%の間で推移してきた。他方、足立区の場合、私立中学進学率は2000年以降全体では10%から15%の間で推移してきたが、学校間のばらつきが大きい。したがって私立中学進学率は、23区全体で見たときの成績上位者が、ある学校にどの程度の比率で存在しているかを表しているといえる。

他方、学校の平均スコアは、特定の学校全体の平均的成績を反映しているので、私立中学進学率ほど学校間の格差は大きくはない。スコアは特定の学校の平均的な質を表しているといえる。しかし、足立区内のテストであるので、足立区内での相対的な評価の高さしか反映していない。東京都が行なった到達度テストでは、足立区の平均的な成績は最低であり、学校ごとの平均的なスコアが地価に対して与える影響は小さい可能性がある。この点で、学校の質の代理変数としては私立中学進学率のほうがすぐれているといえる。

学校選択の導入の影響

本稿の第2の目的は、学校選択制が導入された後、学校の質は住宅価格に影響するのかを検証することである。足立区では、小学校と中学校に2002年4月入学者より、学校の定員を超え

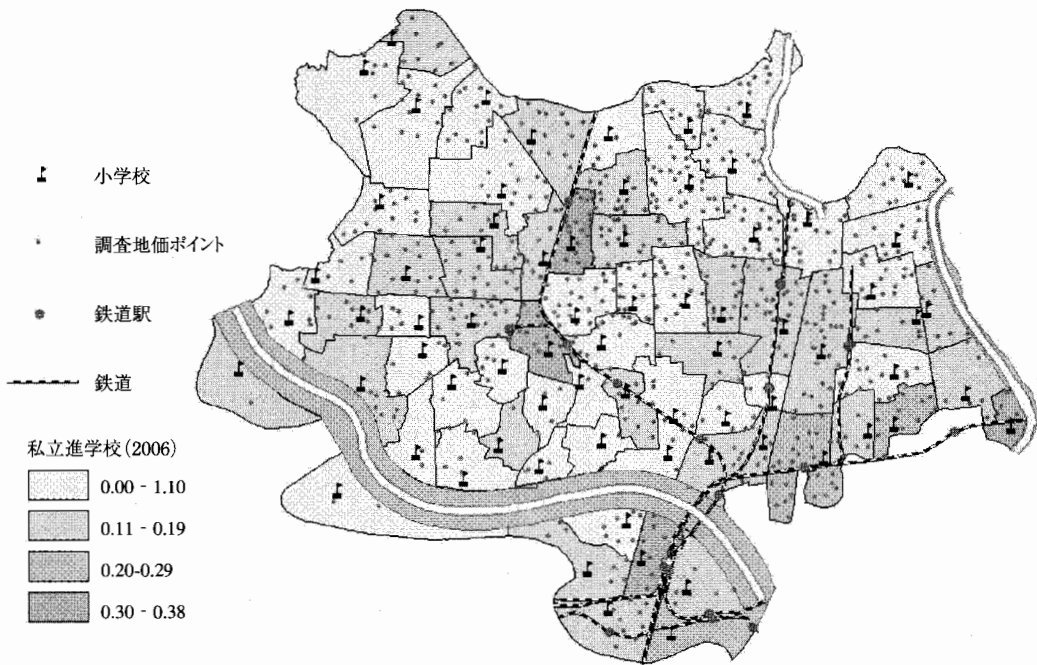
ない限り、通学する学校をすべての足立区内の学校から選択することができる学校選択制が導入された。志願者が定員を超えた場合、通学区内での志願者が優先され、通学区外からの志願者は抽選になる。

日本では1998年に文部科学省が通学区の弾力化を打ち出すまでは、小学校および中学校については通学区域内の学校に通うことが義務付けられ、通学する学校の変更は原則として認められていなかった。このような制度の下では、通学区域内の子供を持つ居住者の所得、職業、学歴、家庭環境などの社会経済的要因が、学校のスコアを左右することになった。

したがって居住地を選択する際には、その居住地がどこの小学校区または中学校区になるかが、選択の大きな要因のひとつと考えられてきた。その結果、高学歴で高所得の住民が比較的多い学区とそうでない学区とが生じてきた。通学区によって1人当たりの教育費に大きな差はないが、peer effectsが大きいことが重視された結果であるといえる。

しかし、公立学校内の学校選択制度の導入は、特定の通学区に住宅を持つことの経済的な価値を小さくする可能性がある。なぜなら、質の高い教育サービスを受けることができるというレントを享受するためには特定の通学区域に居住しなければならなかったのが、学校選択導入後はその必要性が小さくなるからである。さらに、私立小学校という選択肢も増えてきたので、これまで公立小学校から私立中学校に進学してきた社会階層の親でも、必ずしも公立小学校の質にこだわる必要はなくなってきた。以上から、学校選択導入は、学校の質と地価との関係を弱める可能性がある。

学校選択と住宅価格の関係については、Reback (2005) はミネソタ州において学区間での学校選択が可能になったケースを取り上げて、学区間の移動が可能になった school districts では不動産価格が上昇したという結果を報告している。本稿のケースでは足立区内のす



すべての通学区で選択が可能になったので、Reback (2005) のケースとは異なる。

本稿の構成と結論

以降、第2節では推定に用いられたデータと推定結果について報告する。私立進学率が10%ポイント上昇すると、学校選択制導入前では地価が2.6%上昇するという結論が得られた。しかし、学校選択制導入後は、この効果はほぼ半減した。また、学校の平均スコアは地価に対して有意な影響はなかったが、これは主に学校選択後のデータしか利用可能でなかったためと考えられる。第3節では本稿の推定結果について、他の要因から説明が可能かどうか検討し、今後の課題について言及する。

2 推定結果

データと推定方法

本稿ではヘドニック・モデルを用いて学校の質が地価に影響するかどうかを検証するが、その推定方法として、以下の3つを用いる。第1にプールしたデータに隣環境変数と通学区ダミーによって私立進学率やスコアの内生性を

コントロールする最小二乗法、第2に第1の方法と同様の説明変数に加えて変量効果も加えた変量効果モデル、第3に固定効果によって内生性をコントロールする固定効果モデルによる推定を行なっている。パネルデータモデルは次のように表現される。

$$\ln(P_{it}) = H_{it}\beta_1 + E_{it}\beta_2 + S_{it}\beta_3 + d_t\beta_4 + u_i + v_{it}$$

ここで、 P は地価、 H は宅地属性、 E は土地の周辺環境属性、 S は宅地のある学区の小学校の学校属性ダミーである。 d_t は年ダミー、 $u_i, i = 1, \dots, n$ は観測点ダミーで、固定効果または変量効果として扱う。添え字は地域 (i) または年 (t) を表わしている。

ここで用いられている地価は、東京都宅地建物取引業協会が毎年1月1日付で行なっている調査地価である。都内33支部で各支部10名から30名の委員が調査を行なう。調査ポイントは毎年同一で、公示地価の調査ポイントよりも多い。足立区の場合には、約800地点について調査が行なわれている。注意が必要なのは、2004年についてはこの調査が行なわれなかったため、データが存在しない点である。したがって、利用可能な地価データは2004年を除く、2001年から

2006年までのデータである。

調査地点の2006年の地価を、小学校区ごとの私立進学率を背景にしてマップにしたものが、図1である。これを見ると、ほぼまんべんなく全地区にわたって調査が行なわれていることがわかる。調査された地区の用途地域は住宅地のみではなく商業地や近隣商業地も含む。鉄道路線の駅周辺に私立進学率が高い地域があることがわかる。駅から離れた地域では、著しく低い地域も散見される。

宅地属性として、最寄り駅までの距離、建蔽率、容積率、用途地域ダミーを、周辺環境属性としては、観測点が属する町丁大字ベースの犯罪発生件数比率（件数/住民数）、町丁大字ベースの専門的または管理的職業従事者比率、通学区ベースの地震危険度ダミー（5段階）、洪水危険度ダミー（5段階）を、学校属性としては、私立中学への進学率または、6年生の国語と算数のテスト・スコア（平均到達度）を用いている。プールしたデータを用いて推定する場合には、通学区ダミーも用いている。

表1は、用いられたデータをプールして作成した記述統計量である。6年間を平均した足立区の地価は商業地と住宅地を単純に平均して坪当たり98万円である。私立進学率の小学校ベースでの単純平均は10%程度である。

私立進学率を用いた推定結果

表2および表3は、OLS、固定効果モデルおよび変量効果モデルの推定結果である。表3では、私立進学率と年次ダミーの交差項を作り、私立進学率が地価に与える影響を年次別に比較できるようにしている。OLSと変量効果モデルを用いる場合には、私立進学率の内生性をコントロールするために、通学区ダミーと専門的職業従事者比率、管理的職業従事者比率が説明変数に加えられている。これらの職業に関する変数は、観測点がある町丁についての町丁別データである。これらの比率が高いことは、土地周辺に所得や学歴が高い居住者が多いことを意

表1—記述統計量

変数	平均	分散
調査地価	98.242	28.755
学校属性		
私立進学率	0.104	0.066
算数スコア (×1/100)	0.678	0.079
国語スコア (×1/100)	0.823	0.043
宅地属性		
最寄り駅までの距離 (km)	1.069	0.643
建蔽率(%)	63	12
容積率(%)	251	95
第一種住居	0.306	0.461
第一種中層住居専用	0.257	0.437
第一種低層住居専用	0.094	0.293
準住居	0.042	0.201
第二種住居	0.003	0.050
第二種中層住居専用	0.029	0.168
第二種低層住居専用	0.001	0.036
近隣商業地	0.221	0.415
商業地	0.046	0.209
環境属性		
犯罪発生率 (件/千人)	0.028	0.019
専門的職業従事者割合	0.102	0.031
管理的職業従事者割合	0.024	0.008
地震危険度1	0.160	0.367
地震危険度2	0.598	0.490
地震危険度3	0.165	0.371
地震危険度4	0.063	0.242
地震危険度5	0.014	0.118
洪水危険度1	0.050	0.218
洪水危険度2	0.100	0.299
洪水危険度3	0.412	0.492
洪水危険度4	0.390	0.488
洪水危険度5	0.049	0.215
年度ダミー		
2001年	0.200	0.400
2002年	0.200	0.400
2003年	0.202	0.401
2005年	0.200	0.400
2006年	0.199	0.400

サンプル数は3917

味するので、これらの比率が高い地域で私立進学率も高くなる可能性をコントロールするために用いられている。

固定効果モデルでは、これらの変数は国勢調査のデータであり観測年が2000年しかないために固定効果に吸収され、私立進学率の内生性は固定効果によりコントロールされていると考えられる。

表2 一地価と私立進学率（年次ダミーと私立進学率の交差項なし）

	Pooled OLS		固定効果モデル		変量効果モデル	
	Coefficient	T-value	Coefficient	T-value	Coefficient	T-value
定数項	4.547	91.02 ***			4.431	46.13 ***
学校属性						
私立進学率	0.188	3.36 ***	0.161	7.47 ***	0.170	7.92 ***
宅地属性						
最寄駅までの距離 (km)	-0.094	-13.79 ***	-0.021	-5.48 ***	-0.028	-7.32 ***
建蔽率 (/100)	0.021	0.30			0.030	0.21
容積率 (/1000)	0.318	6.84 ***			0.217	2.25 **
用途地域						
第一種低層住居専用	-0.089	-5.54 ***			-0.107	-3.22 ***
第二種低層住居専用	-0.120	-2.33 **			-0.129	-1.20
第一種中層住居専用	-0.034	-5.94 ***			-0.037	-3.04 ***
第二種中層住居専用	-0.025	-1.99 **			-0.044	-1.69 *
準住居	0.02	2.48 **			0.026	1.14
第二種住居	0.130	3.48 ***			0.134	1.71
近隣商業	0.035	0.91			0.138	2.11 **
商業	0.196	4.97 ***			0.321	4.79 ***
環境属性						
犯罪件数×住宅地	1.216	7.28 ***	0.696	4.21 ***	0.780	5.16 ***
専門的職業従事者比率	1.208	9.72 ***	1.756	7.37 ***		
管理的職業従事者比率	0.406	1.29			0.330	0.52
年度ダミー						
2002	-0.011	-2.08 **	-0.011	-5.35 ***	-0.011	-5.50 ***
2003	-0.036	-6.57 ***	-0.045	-22.01 ***	-0.044	-21.54 ***
2005	-0.060	-10.61 ***	-0.050	-22.31 ***	-0.051	-22.96 ***
2006	-0.020	-3.60 ***	-0.011	-4.94 ***	-0.012	-5.41 ***
自由度修正済み R ²	0.8240		0.9751		0.8036	

*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で係数が有意であることを示す。

いずれの推定でも、説明変数には商業地、住宅地ダミーと地震危険度、洪水危険度との交差項および通学区域ダミーが含まれているが、表示はされていない。

表2と3とを比較すると、3種類の推定方法の私立進学率を除くパラメータは、ほぼ同じである。他方、自由度修正済み R² はすべての推定方法でわずかではあるが表3のほうが高くなっている。そこで、年次別の私立進学率の効果を見るために、表3を用いて議論することにする。

表3の私立進学率のパラメータの推定結果を見ると、固定効果モデルでは、2001年、2002年は他の都市と比較して高いものの、2003年から大きく下がり、2006年にやや増えているが2001年に比べるとかなり小さいことがわかる。変量効果モデルやOLSの推定結果でも、同じ傾向

が見られる。OLSでは2003年と2004年の私立進学率のパラメータは正ではあるが有意ではない。固定効果の推定結果をもとに計算すると、2001年では、私立進学率が10%ポイント増加すると地価は2.6%増加することがわかる。これは、平均的な地価(90万円)を用いると約2.3万円程度になる。他方、パラメータの値が最も小さい2005年では0.89%の増加で、これは平均的な地価で見ると0.8万円の増加にしかならない。

以上の結果から、第1に、学校の質は地価に影響を与えるが、その効果はあまり大きくないこと、第2に、学校選択制の導入によってさらにその効果が小さくなったことが確認できる。

その他の説明変数についても検討していこう。多くの変数が時間とともに変わらない変数であるために、固定効果モデルの推定では、固定効

表3 一地価と私立進学率（年次ダミーと私立進学率の交差項あり）

	Pooled OLS		固定効果モデル		変量効果モデル	
	Coefficient	T-value	Coefficient	T-value	Coefficient	T-value
定数項	4.542	90.25 ***	4.423	46.04 ***		
学校属性						
私立進学率×2001	0.277	3.47 ***	0.263	8.42 ***	0.279	9.05 ***
私立進学率×2002	0.181	2.20 **	0.212	6.77 ***	0.212	6.81 ***
私立進学率×2003	0.039	0.45	0.081	2.45 **	0.080	2.42 **
私立進学率×2005	0.111	1.39	0.089	2.93 ***	0.095	3.15 ***
私立進学率×2006	0.219	3.26 ***	0.158	6.20 ***	0.168	6.60 ***
宅地属性						
最寄駅までの距離(km)	-0.094	-13.72 ***	-0.020	-5.07 ***	-0.027	-6.91 ***
けんべい率(/100)	0.021	0.30			0.029	0.20
容積率(/1000)	0.319	6.86 ***			0.221	2.29 **
用途地域						
第一種低層住居専用	-0.089	-5.54 ***			-0.107	-3.23 ***
第二種低層住居専用	-0.120	-2.34 **			-0.130	-1.20
第一種中層住居専用	-0.034	-5.94 ***			-0.036	-3.03 ***
第二種中層住居専用	-0.025	-1.98 **			-0.044	-1.70
準住居	0.027	2.48 **			0.026	1.11
第二種住居	0.130	3.48 ***			0.134	1.71 *
近隣商業	0.030	0.78			0.119	1.82 *
商業	0.191	4.84 ***			0.301	4.48 ***
環境属性						
犯罪件数×住宅地	1.202	7.20 ***	0.615	3.73 ***	0.709	4.71 ***
専門的職業従事者比率	1.205	9.70 ***			1.752	7.35 ***
管理的職業従事者比率	0.411	1.30			0.374	0.59
年度ダミー						
2002	-0.002	-0.21	-0.006	-1.63	-0.005	-1.30
2003	-0.012	-1.18	-0.028	-7.07 ***	-0.025	-6.38 ***
2005	-0.043	-3.93 ***	-0.032	-7.64 ***	-0.032	-7.69 ***
2006	-0.016	-1.53	-0.001	-0.32	-0.002	-0.40
自由度修正済み R ²	0.8242		0.9754		0.8041	

*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で係数が有意であることを示す。

果に吸収されてしまうことに注意が必要である。最初に、宅地属性について検討してみよう。固定効果モデルで最寄り駅からの距離のパラメータが推定されているのは、2005年につくばエクスプレスが開業したことにより、つくばエクスプレス沿線地域のこれらの変数が変化したことによる。つくばエクスプレス開業によって最寄り駅までの距離が1 km短くなることにより、地価は2%増加したことがわかる。他方、犯罪発生件数比率と住宅地ダミーのクロス項は正で有意であり、犯罪発生比率が高い住宅地ほど地価が高いという結果になっている。犯罪発生比率は、同一地域でも年によって大きく異なることから、地価が高い地域は空き巣等の犯罪が多い

という関係を、時間を通じて一定である固定効果では十分にコントロールできていない結果であろう。

OLS や変量効果モデルからは、その他の要因と地価との関係がわかる。建蔽率は有意ではないが、容積率は有意に正である。また、第一種低層住居専用地域など住宅としての利用規制が厳しい用途指定がなされるほど、地価は低くなっている。

周辺環境属性に関しては、専門的職業従事者比率が有意に正である。この比率が10%増加すれば、地価は約12%（変量効果モデルでは18%）増加することから、この変数の地価に対する影響は大きいことがわかる。したがって、こ

の変数を導入することにより、私立進学率の内生性はある程度コントロールできていると考えられる。

表には掲載されていないが、商業地、住宅地ダミーと地震危険度や洪水危険度のクロス項の推定結果に関しては、住宅地について、地震危険度や洪水危険度が高くなるほど地価が下がる傾向が見られるが、商業地についてはそのような傾向は見られない。

年次ダミーについては、2001年をベースケースにしている。いずれの推定方法においても、2002年から2005年にかけて地価の下がり幅が大きくなる傾向にあるが、2006年にはその傾向が小さくなっている。マクロ要因によって不動産市況が改善してきたことを反映しているといえる。

スコアを用いた推定結果

表4には、スコアを説明変数に用いた推定結果が記載されている。2005年と2006年の2年分のデータしかないので、プールしたデータにOLSを適用している。私立進学率のかわりに算数または国語の平均スコアを用いる以外は、表2、3と同じ説明変数を使っている。

推定結果から、第1に、算数にしろ国語にしろスコアは有意ではなく、また非常に小さいことがわかる。算数の場合には、スコアが10点上がっても、地価は0.09%しか増加しない。国語の場合には、スコアが10点上がると逆に地価が0.27%下がる。いずれにしても無視できるほど小さい。

この結果は、私学進学率と年次ダミーのクロス項を説明変数に用いた表3のOLSの推定結果に対応する。表3においても、学校選択制導入後の2003年、2005年の私立進学率は有意ではなかった。私立進学率と算数または国語のスコアの間には比較的強い相関があるので、これら二つの結果は同じ結果であるといえる。すなわち、学校選択制度の導入によって、学校の質が地価に与える影響は相当程度小さくなったと考

表4 一地価とスコア

	Pooled OLS		Pooled OLS	
	Coefficient	t-Value	Coefficient	t-Value
定数項	4.542	51.43 ***	4.572	32.37 ****
学校属性				
算数スコア	0.009	0.13		
国語スコア			-0.027	-0.20
宅地属性				
最寄駅までの距離(km)	-0.126	-9.16 ***	-0.126	-9.16 ***
建蔽率(/100)	0.078	0.75	0.078	0.75
容積率(/1000)	0.336	4.79 ***	0.336	4.79 ***
用途地域				
第一種低層住居専用	-0.074	-3.06 ***	-0.074	-3.06 ***
第二種低層住居専用	-0.109	-1.41	-0.109	-1.41
第一種中層住居専用	-0.037	-4.22 ***	-0.037	-4.22 ***
第二種中層住居専用	-0.032	-1.67 *	-0.032	-1.67 *
準住居	0.032	1.96 *	0.032	1.96 *
第二種住居	0.121	2.15 **	0.121	2.15 **
近隣商業	0.111	2.33 **	0.111	2.33 **
商業	0.257	5.26 ***	0.257	5.26 ***
環境属性				
犯罪件数×住宅	1.087	3.94 ***	1.086	3.94 ***
専門的職業従事者比率	1.050	5.47 ***	1.050	5.47 ***
管理的職業従事者比率	0.725	1.52	0.726	1.52
年次ダミー				
2006	0.039	6.67 ***	0.039	6.97 ***
自由度修正済みR ²	0.835		0.835	

*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で係数が有意であることを示す。

えられる。

その他の説明変数の推定結果については、推定値の大きさも符号も、私立進学率を用いた場合とほぼ同じである。算数と国語のスコアには高い相関があるので、二つの説明変数を入れ替えてもその他の説明変数の推定値はほとんど変化しない。

3 結論と考察

本稿では、第1に学校の質が地価にどのような影響を与えるのか、第2に学校選択制の導入が学校の質と地価との関係を変えたのか、について検証を行なった。小学校の質は学区内の宅地の地価に影響を及ぼすが、その効果は学校選択制度導入によって小さくなってきた、という結論が得られた。学校選択が可能であれば、地価の低い地域に住みながらも、質の高い学校に通学することが可能になるからである。

本稿の結果に対しては2つの批判がありうる。第1は、私立進学率のパラメータがOLSの推定結果では2002年から2005年にかけて有意でなくなった一方で、2006年には正で有意になったのは、この間のマクロの経済状況を反映している可能性がある、という批判である。2002年から2005年にかけてマクロ経済の状況は悪く、地価も下落傾向にある一方で、足立区全体で見た時の私立進学率は上昇しているの、私立進学率のパラメータがその効果を捕らえている可能性はある。

しかしながら、東京都区部における地価下落は1992年から始まっており、2000年時点では、住宅地でマイナス4.7%、商業地でマイナス7.8%となっており、それから2006年まで徐々に下落率が小さくなり、2006年には地価上昇に転じている。したがって、地価下落のマクロ的な傾向が本稿の結果に影響しているとは考えられない。また、株価も2003年を底にしてから2006年まで上昇基調になるので、マクロの所得要因が影響している可能性は小さい。

第2は、足立区と同一かまたは代替的な不動産市場において住宅建設が行なわれたことにより、そちらの需要が大きくなった結果、足立区での不動産需要が減退し、そのため私立進学率にかかわらず不動産価格が下がり、私立進学率のパラメータが2002年から2005年にかけて有意でなくなった、という批判である。確かに、足立区は、荒川の周辺区と代替的な不動産市場に属していると考えられるので、江戸川区などで行なわれた住宅開発の結果、足立区の住宅への需要が下がったとも考えられる。

これらの批判に答えるためには、足立区だけではなく周辺区のデータも用いて推定を行なう必要がある。マクロ変数が推定結果に影響している可能性については、学校選択制の導入時期が区によって異なっており、その時間差を使って学校選択制導入の効果をマクロ効果から取り出せる可能性があるからである。また、近隣の不動産市場も考慮することにより、それらの市

場の影響を明示的にモデルに取り込むことができるからである。これらは今後の研究によって解決されるであろう。

*この研究は、文部科学省科学研究費補助金（基盤研究（A）課題番号19200020「時空間現象データに対する統計科学モデルの構築および解析に関する組織的研究」代表者・矢島美寛）からの補助を受けている。

参考文献

- Black, E. Sandra (1999) "Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, pp.577-599.
- Bogart, T. William and Brian A. Cromwell (2000) "How Much Is a Neighborhood School Worth?," *Journal of Urban Economics*, Vol.47, pp.280-305.
- Brasington, M. David (1999) "Which Measures of School Quality Does the Housing Market Value?," *Journal of Real Estate Research*, Vol.18, pp.245-268.
- Brasington, David and Donald R. Haurin (2006) "Educational Outcomes and House Values: A Test of the Value Added Approach," *Journal of Regional Science*, Vol.46, pp.245-268.
- Clapp, John M., Anupam Nanda, and Stephen L. Ross. (2005) "Which School Attributes Matter? The Influence of School District Performance and Demographic Composition on Property Values," Working Paper, 2005-26R, Department of Economics, University of Connecticut.
- Downes, A. Thomas and Jeffrey E. Zabel (2002) "The Impact of School Characteristics on House Prices: Chicago 1987-1991," *Journal of Urban Economics*, Vol.52, pp.1-25.
- Fliglio, N. David and Maurice E. Lucas (2004) "What's in a Grade? School Report Cards and the Housing Market", *American Economic Review*, Vol.94, pp.591-604.
- Haurin, R. Donald and David Brasington (1996) "School Quality and Real House Prices: Inter- and Intrametropolitan Effects", *Journal of Housing Economics*, Vol.5, pp.351-368.
- Nechyba, Thomas. (2003) "Introducing School Choice into Multi-district Public School Systems", in Hoxby, M. C. (ed.), *The Economics of School Choice*, Chicago: University of Chicago Press.
- Reback, Randall (2005) "House Prices and the Provision of Local Public Services: Capitalization under School Choice Programs," *Journal of Urban Economics*, Vol.57, pp.275-301.
- 東京都宅地建物取引業協会 (2006) 「東京都地価図」

都心および近郊における住宅市場構造の比較に関する考察

田中麻理・浅見泰司

1 研究の背景と目的

これまで、住宅市場細分化に関する研究は数多く行なわれてきたが、そのほとんどは欧米における実証分析である。Watkins (2001) によれば、住宅市場細分化法には空間的な分割、物件の特性に基づく分割、両者を考慮した分割がある。諸外国ほど地域による住み分けが進んでいない日本においては、空間分割よりも住宅の諸特性に基づく細分化のほうが市場構造を正確に捉えることができる可能性が高い。

田中・浅見 (2005) は市場細分化のアイデアを不動産の特性空間にまで拡張し、住宅価格推定のために物件特性に基づく市場細分化が有効であることを示した。具体的には、住宅価格推定のためには建物専有面積、土地面積、最寄り駅までの所要時間、前面道路幅員、築年数による細分化方法が重要であり、さらに複数の特性に基づく細分化方法を組み合わせることでより価格推定の精度が向上することを明らかにした。しかし田中・浅見 (2005) では市場細分化の基準が必ずしも最適化されていなかったため、この点を克服するために Tanaka and Asami (2005) は東京都世田谷区を対象に、物件の諸特性を考慮した類似度を用いて、実質的に市場細分化を行なう手法を提案した。

不動産物件の特性に着目した住宅市場細分化に関する先行研究としては、Dale-Johnson (1982)、Adair, Berry and McGreal (1996)、Maclennan and Tu (1996)、Watkins

(1999)、Day (2003) などが挙げられる。これらの研究は物件特性に対して因子分析やクラスタリング手法を用いて、類似物件を同一サブマーケットに分類することで市場細分化方法を構築している。物件特性間の関係を把握し、類型化するためには因子分析やクラスタリング手法は有効であるが、価格推定の精度向上のために行なう市場細分化を考えるには、価格との関係性を考慮しながら市場細分化を行なう必要があると考えられる。

本稿ではまず Tanaka and Asami (2005) で明らかとなった結果が対象地域固有のものか、他地域にも応用できるものかを検証する。すなわち物件間の類似度を用いた手法を神奈川県横浜市青葉区のデータに適用し、さらに東京都世田谷区の分析結果と比較することで、都心および近郊における住宅市場構造の相違点・共通点を明らかにする。

異なる住宅市場構造を分析した研究には、経時変化を扱ったもの (Jones, Leishman and Watkins 2003) や地域の人口構成変化と居住流動性を論じた研究 (Lévy 2002) がある。また住宅市場の地方性に関する研究としては、地域内における都市の機能分担関係に着目した分析 (田中・眞嶋 2000a、田中・眞嶋 2000b、眞嶋・西山 2004) がある。しかし異なる地域の住宅市場構造を経済学的な観点から論じた研究は少なく、本研究がもたらす知見の意義は大きいと考えられる。

表1—主要項目の基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
建物専有面積(m ²)	106.1	30.0	36.8	379.9
土地面積(m ²)	155.9	70.1	49.6	760.4
築年数(年)	9.3	8.5	1.0	31.0
最寄駅までの所要時間(分)	10.6	6.7	1.0	24.0
前面道路幅員(m)	6.7	2.5	2.0	28.0
山手線までの所要時間(分)	24.7	3.5	18.0	43.0
建蔽率(%)	46.9	9.0	30.0	80.0
指定容積率(%)	98.3	42.6	60.0	200.0
最終提示価格(万円)	7262	2605	2280	33000

2 データ

分析で利用するデータは1996年10月～1997年9月に『週刊住宅情報』(リクルート)に掲載され、取引された横浜市青葉区の戸建住宅のデータ計1120件である。このデータに含まれている項目は、取引年月、物件所在地、最終提示価格、土地面積、住宅専有面積、最寄り駅までの所要時間(徒歩)、最寄り駅名、沿線名、築年数、用途地域、建蔽率、容積率、構造、前面道路幅員、道路付、私道の有無、敷地延長の有無、車庫スペースの有無、セットバックの必要性、建築条件の有無等である。主要項目の基本統計量を表1に示す。

3 方法

本研究ではTanaka and Asami (2005)と同じ手法を用いて分析する。

(1)価格推定式

価格(単価)推定式として下記(1)式を用いる。

$$\hat{y}^i = \frac{\sum_k [\rho^k(X^i, X^k) \{y^k + \sum_j \hat{\beta}_j (x_j^i - x_j^k)\}]}{\sum_k \rho^k(X^i, X^k)} \quad (1)$$

ここで、 \hat{y}^i は物件iの推定価格、 y^k は物件kの最終提示価格、 $\rho^k(X^i, X^k)$ は物件i-k間の統合類似度、 x_j^k は物件kのj番目の特性、 $\hat{\beta}_j$ はヘドニック分析により推定されたj番目の特性の推定係数である。 $\{y^k + \sum_j \hat{\beta}_j (x_j^i - x_j^k)\}$ は物件kを基準にした物件iの比準価格である。し

たがって比準価格を比較対照物件との類似度で重み付けし、価格を推定する。類似度の低い物件については統合類似度の値をほぼゼロにすることで、複数の特性を考慮した実質的な市場細分化が実現する。統合類似度内の変数については、下記の最適化問題を解くことで推定する。統合類似度については次節で述べる。

$$\begin{aligned} \min \sum_i (\hat{y}^i - y^i) \\ = \sum_i \left(\frac{\sum_k [\rho^k(X^i, X^k) \{y^k + \sum_j \hat{\beta}_j (x_j^i - x_j^k)\}]}{\sum_k \rho^k(X^i, X^k)} \right) - y^i \end{aligned} \quad (2)$$

(2)物件間の統合類似度

①一特性に関する類似度

連続的な値で表される特性については、下記 $\phi(x_j^i, x_j^k)$ を特性 x_j^i, x_j^k 間の類似度とする。 $\phi(x_j^i, x_j^k)$ は、 x_j^i と x_j^k が等しいとき1となり、 x_j^i と x_j^k の差が大きくなればなるほど0に近い値をとる。

$$\phi(x_j^i, x_j^k) = \begin{cases} [\pi/4 - |\arctan(x_j^k/x_j^i) - \pi/4|] \\ /(\pi/4) & (x_j^i, x_j^k) \ni \mathbb{R}^2 - \{0, 0\} \\ 1 & ((x_j^i, x_j^k) = (0, 0)) \end{cases} \quad (3)$$

一方、ダミー変数を取る特性についてはダミー変数の値が同じ場合は類似度1、異なる場合は類似度0とする。

②複数の特性を考慮した物件間の類似度

不動産物件は複数の特性を備えているため、物件間の類似度を考慮するためには、これらを包括的に扱う必要がある。そこで複数の特性を含んだ物件間の統合類似度として、下記の関数形を用いる。

$$\begin{aligned} \rho(X^i, X^k) = [\sum_j a_j \{\phi(x_j^i, x_j^k)\}^{\theta_j}]^{\Theta} \\ (a_j \geq 0, \theta_j \geq 0, \Theta \geq 0) \end{aligned} \quad (4)$$

ここで統合類似度には、建物専有面積、土地面積、築年数、最寄駅までの所要時間、前面道路幅員、最寄駅から山手線までの所要時間、指定容積率、車庫の有無、用途地域、新築/中古、木造/鉄筋・鉄骨、道路付の方角、旗竿敷地か否か、セットバックの必要性の14特性を投入す

(田中氏写真)

たなか・まり
1980年兵庫県生まれ。2003年東京大学工学部都市工学科卒業。2008年同大学大学院工学系研究科都市工学専攻博士課程修了、工学博士。現在、ベアー・スターンズ（ジャパン）証券会社勤務。2005年都市住宅学会学生論文コンテスト優秀賞、2006年日本不動産学会湯浅賞受賞。

(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了、Ph.D.。現在、東京大学空間情報科学研究センター副センター長・教授。著書：『住環境——評価方法と理論』（東京大学出版会、編著）ほか。

る。さらに物件i-k間の距離に関する指標として $\exp(-d_{ik})$ (d_{ik} : 物件i-k間の距離)も統合類似度に投入する。

4 横浜市青葉区における分析結果

Tanaka and Asami (2005) では物件の単価(価格/土地面積)を用いた分析を行なっているので、本稿でも単価を用いて分析する。

(1)ヘドニック分析

ヘドニック分析の結果を表2に示す。このモデルの自由度調整済み決定係数は0.6250である。旗竿敷地ダミーは旗竿敷地である場合に1を取る。また用途地域ダミー、道路付ダミーについては、それぞれ低層住居系地域、北側の道路付を基準としている。

ヘドニック分析では土地のみの価格を用いることもある(金本・中村・矢澤1989)が、本稿で利用しているデータには更地のデータが少なく、サンプリングバイアスがかかるおそれがあるため、建物付土地のデータを使用している。また建物の価格を推定する手法を用いた先行研究は散見されるが(Horioka 1988、中神1992、吉田・哈2001)、データから事後的に土地と建物の価格を正確に分離する手法は確立されておらず、この操作により大きな誤差を生む可能性が高い。さらに本稿の目的は住環境価値自体の厳密な推定ではなく、建物も含めた物件総体としての複雑な類似度を考慮した物件価格推定手法に対する考察である。したがってこれらの点を考慮し、本分析では建物付土地の単価を用いている。

表2—ヘドニック分析の結果

特性	係数	t値
(定数)	58.57	23.82
土地面積(m ²)	-0.12	-20.45
建物専有面積(m ²)	0.15	12.22
容積率(%)	0.06	10.25
築年数(年)	-0.38	-12.99
旗竿敷地ダミー	-5.91	-8.67
山手線までの所要時間(分)	-0.39	-4.89
小田急線ダミー	-10.33	-5.55
市街化調整区域ダミー	-8.09	-5.06
北西接道ダミー	-2.84	-3.02
最寄駅までの所要時間(分)	0.11	3.35
南西接道ダミー	2.42	2.97
南接道ダミー	1.77	2.83
南東接道ダミー	2.53	2.54

自由度調整済み決定係数:0.6250

(2)最適化結果

最適化問題(2)を解き、推定されたパラメータ a_j 、 θ_j 、 Θ を表3に、算出されたモデルの評価指標を表4に示す。 $\phi(x_j^i, x_j^k)^{a_j}$ の係数 a_j は各特性が統合類似度に与える影響の大きさを示している。ただし、連続値で表される特性については θ_j が類似度 $\phi(x_j^i, x_j^k)$ の分布を変化させるため、 a_j は θ_j との関係で解釈する必要がある。たとえば、最寄駅までの所要時間は、 a_j の値は大きい θ_j の値が小さいため、統合類似度への影響は小さい。なぜなら θ_j の値が小さいため $\phi(x_j^i, x_j^k) \ll 1$ でも $\{\phi(x_j^i, x_j^k)\}^{a_j}$ はほぼ1となり、どの物件と比較しても特性の違いが反映されず、差別化が起きないためである。ただし

表3—最適化された統合類似度のパラメータ

特性	パラメータ	a_j	θ_j	θ
建物専有面積		2.91	22069.00	75.29
土地面積		18.20	0.89	
築年数		2.53	9.56	
最寄駅までの所要時間		13.93	0.11	
前面道路幅員		1.01	4017.00	
山手線までの所要時間		2.20	108.47	
容積率		21.25	0.54	
車庫の有無		0.00	—	
用途地域		1.96	—	
新築/中古		0.59	—	
木造/鉄筋・鉄骨		0.00	—	
道路付		0.03	—	
旗竿敷地		2.83	—	
セットバックの必要性		0.00	—	
物件間距離 (exp(- d_{ij}))		0.60	252.07	

表4—モデルの評価指標

	総合類似度利用	ヘドニック分析
残差 の平均(単位:万円)	400.97	894.49
相対残差 の平均(単位:%)	8.5%	15.7%
自由度調整済み決定係数	0.9259	0.6250

厳密に各特性の影響度の大きさを知るためには、各特性が一単位変化したときの統合類似度の差分を考慮することが望ましい。この分析について、次節で検討している。

表4より、このモデルについて、住宅価格推定で重要となる相対残差は約8.5%で、ヘドニック分析を用いた場合の約15.7%と比べほぼ半減している。また他の評価指標についても、ヘドニック分析結果と比べ大幅に改善している。ここでは、モデルの評価指標は推定単価に土地面積をかけ、推定価格に変換してから算出している。

5 東京都世田谷区と横浜市青葉区の比較

本節では、Tanaka and Asami (2005) による東京都世田谷区の分析結果と前節の結果を用

いて、東京都世田谷区と横浜市青葉区の住宅市場構造の比較を行なう。

(1)対象地域の概要

東京都世田谷区は、東京23区の南西部に位置し、住環境の整った住宅地として知られている。区内には新宿駅と渋谷駅を起点とする小田急線、東急線などが整備され、区内全域で鉄道利用の利便性が確保されている。

横浜市青葉区は、横浜市の北西部に位置し、世田谷区と同様に住環境の整った住宅地として知られている。区内を走る鉄道には東急線、横浜市営地下鉄、横浜高速鉄道があり、都心へのアクセスが良い地域である。

参考のため、Tanaka and Asami (2005) が東京都世田谷区の分析で用いたデータの基本統計量と、最適化された統合類似度のパラメータをそれぞれ表5、表6に示す。

(2)二地域の比較方法

統合類似度は各データセット内で重み付けを行なうために相対的に用いる数値であるから、表3と表6の結果をそのまま比較することはできない。そこで同一地域内において、最適化されたパラメータに起因する、統合類似度内の各特性の影響度の大きさから、どの特性が物件間の類似度に大きな影響を与えるかを明らかにする。これを地域間で比較することで、住宅市場構造の違いについて考察する。

①連続値で表される特性についての分析

各特性が統合類似度に与える影響の大きさを示す指標として、下記のように S_j を定義する。

$$S_j \equiv a_j \{ \phi(\alpha, \alpha) \}^{\theta_j} - a_j \{ \phi(\alpha, \beta) \}^{\theta_j} \quad (5)$$

S_j の値から、特性 j 以外の特性について同一条件としたとき、特性 j のみが α から β に変化した場合に、統合類似度がどれだけ変化するかを知ることができる。ただし連続値で表される特性 j および物件間距離についての S_j の和は地域によって異なる。そこで連続値を取る 8 特性

表5 一東京都世田谷区のデータ基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
建物専有面積 (m ²)	111.2	52.8	35.1	522.9
土地面積 (m ²)	108.9	66.3	33.4	617.9
築年数 (年)	7.3	8.2	1.0	38.0
最寄駅までの所要時間 (分)	9.8	4.6	1.0	26.0
前面道路幅員 (m)	4.8	1.9	1.6	25.0
山手線までの所要時間 (分)	12.1	4.8	3.0	22.0
建蔽率 (%)	53.3	8.2	80.0	40.0
指定容積率 (%)	135.8	49.0	80.0	300.0
最終提示価格 (万円)	8956	5017	2200	45000

表6 一東京都世田谷区のデータを用いて最適化された統合類似度のパラメータ

特性	パラメータ	a_j	θ_j	θ
建物専有面積		33.01	1.48	54.71
土地面積		69.64	1.18	
築年数		1.95	202.54	
最寄駅までの所要時間		8.65	2.10	
前面道路幅員		4.10	36.93	
山手線までの所要時間		14.18	1.24	
容積率		23.68	0.55	
車庫の有無		7.72	—	
用途地域		0.81	—	
新築/中古		5.52	—	
木造/鉄筋・鉄骨		0.03	—	
道路付		3.38	—	
旗竿敷地		21.00	—	
セットバックの必要性		7.53	—	
物件間距離 (exp(- d_{ik}))		3.06	0.01	

内での影響度を比較するために、 S_j を 8 特性の S_k の和で除した値を考える。この値が大きいほど、その特性の統合類似度に対する影響が大きい。

ここで、連続値で表される特性 j および物件間距離について、各地域の平均値を x_j^{ave} 、東京都世田谷区と横浜市青葉区の共通の標準偏差を σ_j とする。本稿では、 $(\alpha, \beta) = (x_j^{ave}, x_j^{ave} + \sigma_j)$ 、 $(x_j^{ave} + \sigma_j, x_j^{ave} + 2\sigma_j)$ 、 $(x_j^{ave} + 2\sigma_j, x_j^{ave} + 3\sigma_j)$ の 3 通りの組み合わせについて S_j を算

表7-2 地域に共通の標準偏差

特性	共通の標準偏差
建物専有面積	40.09
土地面積	68.67
築年数	8.38
最寄駅までの所要時間	6.02
前面道路幅員	2.30
山手線までの所要時間	4.01
容積率	45.10
物件間距離	1862.36

出し、考察する。

②ダミー変数で表される特性についての分析

ダミー変数で表される特性については、特性 j が異なる値を取る場合の統合類似度に対する影響度の大きさは a_j に他ならないので、 a_j の値を比較する。しかしダミー変数で表される 7 特性についての a_j の和は地域によって異なる。そこでダミー変数で表される特性内での影響度を比較するために、 a_j を 7 特性の a_k の和で除した値を考える。この値が大きいほど、その特性の統合類似度に対する影響が大きい。

(3)結果

①連続値で表される特性

東京都世田谷区と横浜市青葉区の共通の標準偏差を表 7 に示す。また建物専有面積、土地面積、築年数、最寄駅までの所要時間、前面道路幅員、山手線までの所要時間、容積率、物件間距離の 8 特性について、 S_j の値と $S_j / \sum_k S_k$ の値を東京都世田谷区 (以下、都心)、横浜市青葉区 (以下、近郊) それぞれについて計算した結果を表 8 に示す。

この結果から、 (α, β) の組み合わせにかかわらず、以下のような考察ができる。築年数、山手線までの所要時間、容積率、物件間距離は東京都世田谷区では類似度に対する影響度が小さいのに対し、横浜市青葉区では影響度は小さくない。築年数は、快適性に関連する住宅の付加

価値的な要素であるが、都心よりも近郊のほうがこれらの要素を重視すると予想される。山手線までの所要時間については、都心から離れた地域のほうが、都心へのアクセスの良さの違いを重視すると考えられる。また容積率は用途地域と密接に関係していることから、近郊のほうが都心よりも住環境を重視する傾向があるものと考えられる。さらに物件間距離については、住宅地の成立経緯の違いが反映されていると考えられる。東京都世田谷区では住宅地が散発的に開発され多様な住宅が混在しているのに対し、横浜市青葉区では大手デベロッパーによる計画的な沿線開発を中心に住宅地が開発され、建築時期や物件規模、住宅の質等の特性が均質な物件が近隣に多く存在する傾向があるからである。反対に、最寄駅までの所要時間は都心では類似度に対する影響度が大きいのに対し、近郊では影響度が小さい。最寄駅までの所要時間については、都心のほうが駅数が多く、概して所要時間が短いことから、条件が変わると類似度が大きく変化すると解釈できる。一方、土地面積と建物専有面積の影響度が大きいことは共通している。都心では特に土地面積の影響度が大きい。これは地価が高いため、土地面積の違いが価格に大きな影響を与えるためと考えられる。物件を比較する上で、規模が最も重要であるというのは妥当な結果である。また前面道路幅員についても、両地域で大きな違いは見られない。

また表8の(1)~(3)で求めた $S_j / \Sigma_k S_k$ の順位を用いて、3つの場合の各組み合わせについてスピアマンの順位相関係数を算出した(表9)。この結果から、いずれの組み合わせについても相関係数の値は有意に高いと言える。すなわち本稿で検討した値の組み合わせについては、

表8—統合類似度に対する影響度 S_j

(1) $(\alpha, \beta) = (x_j^{ave}, x_j^{ave} + \sigma_j)$

特性	東京都世田谷区			横浜市青葉区		
	S_j	$S_j/\Sigma_k S_k$	$S_j/\Sigma_k S_k$ の順位	S_j	$S_j/\Sigma_k S_k$	$S_j/\Sigma_k S_k$ の順位
建物専有面積	8.994	0.183	2	2.911	0.178	2
土地面積	23.964	0.489	1	3.744	0.229	1
築年数	1.949	0.040	7	2.506	0.153	4
最寄駅までの所要時間	4.487	0.091	3	0.493	0.030	8
前面道路幅員	4.098	0.084	4	1.012	0.062	6
山手線までの所要時間	3.098	0.063	5	2.196	0.134	5
容積率	2.453	0.050	6	2.880	0.176	3
物件間距離	0.006	0.000	8	0.597	0.037	7
$\Sigma_k S_k$	49.049			16.337		

(2) $(\alpha, \beta) = (x_j^{ave} + \sigma_j, x_j^{ave} + 2\sigma_j)$

特性	東京都世田谷区			横浜市青葉区		
	S_j	$S_j/\Sigma_k S_k$	$S_j/\Sigma_k S_k$ の順位	S_j	$S_j/\Sigma_k S_k$	$S_j/\Sigma_k S_k$ の順位
建物専有面積	6.995	0.188	2	2.911	0.205	1
土地面積	16.534	0.445	1	2.754	0.194	2
築年数	1.949	0.052	6	2.349	0.165	3
最寄駅までの所要時間	3.264	0.088	4	0.329	0.023	8
前面道路幅員	4.095	0.110	3	1.012	0.071	6
山手線までの所要時間	2.431	0.065	5	2.196	0.154	4
容積率	1.895	0.051	7	2.073	0.146	5
物件間距離	0.005	0.000	8	0.597	0.042	7
$\Sigma_k S_k$	37.168			14.220		

(3) $(\alpha, \beta) = (x_j^{ave} + 2\sigma_j, x_j^{ave} + 3\sigma_j)$

特性	東京都世田谷区			横浜市青葉区		
	S_j	$S_j/\Sigma_k S_k$	$S_j/\Sigma_k S_k$ の順位	S_j	$S_j/\Sigma_k S_k$	$S_j/\Sigma_k S_k$ の順位
建物専有面積	5.719	0.188	2	2.911	0.226	1
土地面積	12.598	0.414	1	2.177	0.169	3
築年数	1.949	0.064	6	2.128	0.165	4
最寄駅までの所要時間	2.556	0.084	4	0.247	0.019	8
前面道路幅員	4.082	0.134	3	1.012	0.079	6
山手線までの所要時間	2.000	0.066	5	2.196	0.170	2
容積率	1.544	0.051	7	1.618	1.126	5
物件間距離	0.004	0.000	8	0.597	0.046	7
$\Sigma_k S_k$	30.451			12.886		

表9— $S_j / \sum_k S_k$ の順位の相関係数

(α, β) の組み合わせ	(2) $(x_j^{\text{ave}} + \sigma_j, x_j^{\text{ave}} + 2\sigma_j)$	(3) $(x_j^{\text{ave}} + 2\sigma_j, x_j^{\text{ave}} + 3\sigma_j)$
(1) $(x_j^{\text{ave}}, x_j^{\text{ave}} + \sigma_j)$	0.952	0.952
	0.905	0.786
(2) $(x_j^{\text{ave}} + \sigma_j, x_j^{\text{ave}} + 2\sigma_j)$		1.000
		0.929

〔上段：東京都世田谷区、下段：横浜市青葉区〕

表10—統合類似度に対する影響度 a_j

類似度内の特性	東京都世田谷区			横浜市青葉区		
	a_j	$a_j / \sum_k a_k$	$a_j / \sum_k a_k$ の順位	a_j	$a_j / \sum_k a_k$	$a_j / \sum_k a_k$ の順位
車庫(有・無)	7.720	0.168	2	0.000	0.000	7
用途地域	0.809	0.018	6	1.963	0.363	2
新築・中古	5.522	0.120	4	0.590	0.109	3
木造・鉄筋	0.035	0.001	7	0.000	0.000	6
道路付	3.383	0.074	5	0.034	0.006	4
旗竿敷地	21.003	0.457	1	2.826	0.522	1
セットバック必要	7.529	0.164	3	0.000	0.000	5
$\sum_k a_k$	46.001			5.412		

各特性の変化が統合類似度に与える影響の大きさに共通の傾向が見られる。

②ダミー変数で表される特性

車庫の有無、用途地域、新築／中古、木造／鉄筋・鉄骨、道路付の方角、旗竿敷地か否か、セットバックの必要性の7特性について、 a_j の値と $a_j / \sum_k a_k$ の値を表10に示す。

用途地域は都心では類似度に対する影響度が小さいのに対し、近郊では影響度は小さくない。これは前述の通り、近郊の方が住環境をより重要視するためと考えられる。反対に、車庫の有無とセットバックの必要性は、都心では類似度に対する影響度が大きいのに対し、近郊では影響度が小さい。車庫については、都心では地価の高さから車庫の有無が住宅の条件を大きく左右するが、近郊の住宅は通常車庫を備えているために差別化要因とはならないと解釈できる。セットバックの必要性については、近郊では全

体的に道路幅員が確保されており、それほど重要ではないが、細街路が多い都心ではセットバックの必要性の有無が重要な条件となると考えられる。特に、新興住宅地の多い横浜市青葉区ではセットバックが必要となるケースが少ないと予想される。また新築／中古、木造／鉄筋・鉄骨、旗竿敷地か否かの影響度について地域差は見られない。道路付の方角については、地域間で差はあるものの、ともに影響度は小さく、類似度に対する影響は小さい。

6 結論

本研究では、Tanaka and Asami (2005)が提案した住宅価格推定手法を利用し、物件間の類似度に影響を与える物件特性に着目して、地域による住宅市場構造の違いを分析した。その結果、推定される統合類似度の関数形は市場構造の違いを反映しているため地域によって異なるが、各地域の特性を定量的に明らかにするのに有用であること、また統合類似度を用いることで従来のヘドニック分析と比べて価格推定の精度を向上させることが可能であることが検証され、本手法は特定の地域に限らず応用できる手法であることがわかった。

地域特性として具体的には、都心においては最寄り駅までのアクセス、車庫の有無、セットバックの必要性が物件間の類似度に与える影響が大きく、近郊においては築年数、都心までのアクセス、容積率、用途地域、物件間距離が物件間の類似度に与える影響が大きいという違いが見られた。

物件規模、前面道路幅員、新築／中古、構造、道路付の方角、旗竿敷地か否かは物件間の類似度に与える影響度の位置づけが類似であることがわかった。これは、都心においては物件自体の実用性がより強く求められ、近郊においては周辺環境が重視される傾向があるためと解釈で

る。

きる。

また物件規模など基本的な特性については地域によらず概ね普遍的な結果が得られた。ただし、これらの考察をより厳密に検証するには今後、消費者の価値観等を踏まえた分析が必要となると考えられる。

・本研究を進めるにあたって、東京大学の岡部篤行教授、貞幸幸雄准教授および住宅経済研究会のメンバー諸氏より有益なコメントを頂いた。また、本研究は文部科学省科学研究費補助金の助成を受けた。ここに記して謝意を表する。

参考文献

- 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』Vol.2, No.4, 251-266頁。
- 田中宏・眞嶋二郎 (2000a) 「自治体住宅政策検討対象としての住宅市場圏の構成とその地方性 (その1) 住宅市場圏の住宅事情の地方性・地域性」『日本建築学会大会学術講演梗概集』F-1分冊、1181-1182頁。
- 田中宏・眞嶋二郎 (2000b) 「自治体住宅政策検討対象としての住宅市場圏の構成とその地方性 (その2) 住宅市場圏の住宅事情の地方性・地域性」『日本建築学会大会学術講演梗概集』F-1分冊、1183-1184頁。
- 田中麻理・浅見泰司 (2005) 「不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築」『季刊住宅土地経済』No.56、12-19頁。
- 中神康博 (1992) 「持ち家住宅の資本コストと住宅価格」『季刊住宅土地経済』No.6、10-16頁。
- 眞嶋二郎・西山健一 (2004) 「住宅市場圏構成の1955~2000年の変化動向——住宅需要構造の地方性に関する基礎分析」『日本建築学会計画系論文集』No.586、135-140頁。
- 吉田あつし・哈純 (2001) 「都道府県別住宅ストックの推計」『季刊住宅土地経済』No.39、18-27頁。
- Adair, A.S., J. Berry and W.S. McGreal (1996) "Hedonic Modeling, Housing Submarkets, and Residential Valuation." *Journal of Property Research*, Vol.13, No.1, pp.67-84.
- Dale-Johnson, D. (1982) "An Alternative Approach to Housing Market Segmentation Using Hedonic Price Data" *Journal of Urban Economics*, Vol.11, pp.311-332.
- Day, B. (2003) "Submarket Identification in Property Markets: A Hedonic Housing Price Model for Glasgow," *CSERGE Working Papers*, 2003-09.
- Horioka (1988) "Tenure Choice and Demand for Housing in Japan," *Journal of Urban Economics*, Vol.24, pp.289-309.
- Jones, C., C. Leishman and C. Watkins (2003) "Structural Change in a Local Urban Housing Market" *Environment and Planning A*, Vol.35, pp.1315-1326.
- Lévy, Jean-Pierre (2002) "The Population Make-up of Residential Areas: Structure and Changes (Douai, France)" *Journal of Housing and Built Environment*, Vol.17, pp.293-319.
- MacLennan, D. and Y. Tu. (1996) "Economic Perspectives on the Structure of Local Housing Markets," *Housing Studies*, Vol.11, pp.387-406.
- Tanaka M. and Y. Asami (2005) "Estimation of Housing Prices Using the Function of Similarity between Properties," *Discussion Paper No.98*, Department of Urban Engineering, University of Tokyo.
- Thibodeau, Thomas G. (2003) "Marking Single-Family Property Values to Market" *Real Estate Economics*, Vol.31, No.1, pp.1-22.
- Watkins, C. (1999) "Property Valuation and the Structure of Urban Housing Markets," *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.17, No.2, pp.157-175.
- Watkins, C. (2001) "The Definition and Identification of Housing Submarkets," *Environment and Planning A*, Vol.33, pp.2235-2253.

東京圏における1990年代以降の 住み替え行動

「住宅需要実態調査」を用いた Mixed Logit 分析

小林庸平・行武憲史

1 分析の目的

わが国では、いわゆる住宅双六と呼ばれる住み替え行動が一般的であったとされている。住宅双六とは、「借家→持家マンション→持家一戸建」といった住み替えのステップアップを表現している。しかし、バブルの発生・崩壊からその後の経済停滞期において、地価や金利、所得など経済環境が大きく変化したため、住宅双六は崩壊し、双六の「あがり」が多様化したとも言われている。本稿では、平成5・10・15年「住宅需要実態調査」の個票データを用いて、バブル崩壊以後の東京圏における住み替え行動を実証的に明らかにする。具体的には、住み替え、所有、居住地という選択肢の同時性を考慮した居住選択行動の分析を行なう。その際、選択肢間の相関についての分析が可能な Mixed Logit モデルを導入している。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、次節では住み替えについての先行研究の紹介を行ない、3節では推定の基礎となるモデルを示している。4節では使用するデータと変数についての説明を行ない、5節では Mixed Logit モデルによる各調査年の推定結果と限界効果を示している。6節では5節で得られた推定結果を利用して、世帯類型別の住み替え行動を分析しており、7節は結語である。

2 先行研究

住宅双六に類する住み替え行動を理論的に示

した Ortalo-Magné and Rady (2006) は、ライフサイクルモデルによって、初めに最低限の住宅の一次取得を行ない、そのキャピタルゲインを持って二次取得を行なうという、住み替えのステップアップ行動を理論的に示している。

また、住宅双六という観点からは離れるが、住み替え行動を経済学的に分析した論文としては、Zorn (1988, 1989) が、家計の動学的最適化問題から住み替えと所有形態の同時選択モデルを構築したうえで、ロジットモデルによる実証分析を行なっている。Boehm (1981) は、現在の所有形態と住み替え計画が同時決定されることを想定し、実証分析を行なっている。

日本の住み替え行動については、瀬古による一連の研究(瀬古1995, Seko and Sumita 2007など)がある。瀬古(1995)は Zorn (1988, 1989) のモデルを現在・将来の住み替えおよび現在の居住形態・居住地を同時決定するモデルに拡張し、多項ロジットモデルを用いて分析し、不完全な市場や持家処分費用の大きさが日本の住み替えを阻害していることを示した。

Mixed Logit モデルによる住み替え行動分析も行なわれており、Borsch-Supan, Heiss and Seko (2001) はドイツと日本のデータを用いて、所有選択と建て方の同時決定モデルを分析している。

このように、住宅双六を理論的に示した研究や日本の住み替え行動を実証的に分析した研究はあるが、住宅双六を実証的に分析した論文は

ないと考えられる。

3 推定モデル

推定モデル

本稿では、Zorn (1988) や瀬古 (1995) のモデルをベースに、家計は生涯の効用最大化を通じて、住み替え・所有形態・居住地を同時に決定するというモデルを想定する。このとき住宅消費は住み替えによってのみ調整される。

家計は予算制約の下、毎期の住宅サービス、その他の財やサービス、所有形態、居住期間、居住地を最適に選択することで、生涯の効用関数を最大化している。それぞれの家計は毎期毎期、住み替え・所有形態・居住地の選択に直面していることになる。本稿では、それぞれの家計は、①住み替えない、②23区内の持家に住み替え、③23区外の持家に住み替え、④23区内の借家に住み替え、⑤23区外の借家に住み替え、という5つの選択肢に直面すると考える。家計は、それぞれの選択肢の間接効用関数を比較し、生涯の効用が最も大きくなる選択肢を選ぶ。

Mixed Logit モデル

本稿の想定に対応する一般的なモデルとして、条件付きロジットモデルがある。しかし、このモデルは、誤差項に関して独立で同一の極値分布に従うという仮定をおいているため、選択確率の比率が、選択集合の他の選択肢の有無に関わらず一定であるという IIA (independence of irrelevant alternative) 条件が必要である。この仮定は選択肢間の代替性が比例的であることを示しており、柔軟な選択肢間の代替性パターンを示すことができない。

そこで、本稿では、IIA の仮定を緩めて、異なる選択肢についての効用に相関を認める以下のような、Error Component タイプの Mixed Logit モデルを想定する。

$$V_{jk} = V_j + \mu' D_{jk} + \varepsilon_{jk}, \quad (1)$$

左辺の V_{jk} は、j 番目の選択肢を選択した k 番目の家計の間接効用を表し、右辺の選択肢

V_j は、j 番目の選択肢を選択することで得られる効用の確定的な部分である。間接効用の確定項は、住み替え時点で居住する住宅の住宅サービス、選択肢の居住地、世帯属性、実物資産、所得、選択肢ごとの実質住宅費用、そして移動費用に依存する。

また、 D_{jk} は選択肢間の相関を示すダミー変数ベクトルであり、 μ は平均ゼロの確率項ベクトル ($\mu = (\mu_1, \dots, \mu_I)$ 、 I はダミー変数の数) である。したがって、右辺の第 2 項 $\mu' D_{jk}$ は、効用の観測できない部分における分散不均一性と選択肢間の相関を示す誤差項として解釈できる。また、 ε_{jk} は独立で同一の第 1 種の極値分布に従う誤差項である。

このとき、2 つの選択肢の選択肢 j と l の間の効用の共分散は以下のように示される。

$$\begin{aligned} E([\mu' D_{jk} + \varepsilon_{jk}][\mu' D_{lk} + \varepsilon_{lk}]) \\ = D_{jk}' \text{Var}(\mu) D_{lk} \end{aligned} \quad (2)$$

たとえば、確率項のベクトル μ の各要素が無相関、すなわち μ の分散共分散が、対角行列であったとしても、効用の観測されない部分は選択肢間で相関する。

このダミー変数 D_{jk} は、入れ子型ロジットモデルにおける入れ子構造に対応する Error Component 項であり、本稿では、住み替えダミー (D_{jk}^1)、借家選択ダミー (D_{jk}^2)、23区外選択ダミー (D_{jk}^3) の 3 つのダミー変数を考慮する。このとき、i 番目のダミー変数に対する 2 つの選択肢間の相関は、2 つの選択肢が同レベルの入れ子構造 i に存在するとき、以下のように表現される。

$$\begin{aligned} E([\mu_i D_{jk}^i + \varepsilon_{jk}^i][\mu_i D_{lk}^i + \varepsilon_{lk}^i]) \\ = E([\mu_i + \varepsilon_{jk}^i][\mu_i + \varepsilon_{lk}^i]) = \sigma_i \end{aligned} \quad (3)$$

また、2 つの選択肢が同水準の入れ子構造にないときは分散共分散がゼロになる。

(1)式の間接効用関数をベースにした選択確率は、 μ の分布を条件とした場合、以下のように表現される。

(小林氏写真)

こばやし ようへい
1981年東京都生まれ。2004年明治大学政治経済学部卒業。2006年一橋大学大学院経済学研究科修士課程修了。現在、三菱UFJリサーチ&コンサルティング株式会社、経済・社会政策部 研究員。

(行武氏写真)

ゆくたけ のりふみ
1975年神奈川県生まれ。1998年一橋大学経済学部卒業。2007年一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得退学。現在、財団法人日本住宅総合センター 研究部副主任研究員。

$$L_{j,k}(\mu) = \frac{\exp(V_{jk} + \mu'D_{jk})}{\sum_{n=1}^5 \exp(V_{nk} + \mu'D_{nk})} \quad (4)$$

$j=1,2,3,4,5$

μ の分布を条件としない場合、(4)式は μ の確率密度関数について重み付けをしたのち、積分した方程式で表される。

$$P_{j,k} = \int L_{j,k}(\mu) \cdot f(\mu) d\mu \quad j=1,2,3,4,5 \quad (5)$$

ここで、 $f(\mu)$ は、 μ の確率密度関数を表す。また、 μ の分布は、平均ゼロ、対角要素が σ_j^2 である分散 $\text{Var}(\mu)$ をもつ正規分布であると仮定している。

この選択確率は閉形式 (closed form) ではないので、推定にはシミュレーションを行なう必要がある。密度関数 $f(\mu)$ から μ を抽出し (抽出した μ を μ^r と表す)、その μ^r の下での確率 $L_{j,k}(\mu^r)$ を計算する。これを R 回繰り返すことで、以下のような確率の平均値が求められる。

$$\hat{P}_{j,k} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L_{j,k}(\mu^r) \quad (6)$$

この確率は真の確率 $P_{j,k}$ の不偏推定量である。(6)式をもとに、対数尤度関数を求め推定を行う。

本稿では125回のハルトンドローによって¹⁾、シミュレーションを行なっている²⁾。

4 分析に利用したデータと変数

分析には、国土交通省「住宅需要実態調査」(以下、「住需」) の平成5・10・15年の個票データを用いる。各データは過去5年間の住み替え行動に関するアンケートである。そのため、

平成5年調査は1989年～1993年、平成10年調査は、1994年～1998年、平成15年調査は1999年～2003年が対象範囲となる。「住需」は、住み替え行動の有無や、個人属性、住み替える前後の住宅属性など多くの情報を含んでいる。

対象とする範囲は居住地選択を考慮して、東京圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)に限定している。居住地の選択肢については、さまざまな分類が考えられるが、東京都下とその他3県はともにベッドタウンであり地域特性が非常に似通っていること、東京23区は東京駅から15km圏内にほぼ納まることを考慮して「東京23区と23区外」という分類を採用している。また、従前の所有形態によって住み替え行動は大きく異なると考えられるため、サンプルを従前持家と従前借家に分割する。

変数に欠損がある世帯を除外した結果、分析対象数は、平成5年度調査で、従前持家世帯が7828、従前借家世帯が5267、平成10年度調査で、従前持家世帯が7127、従前借家世帯が4183、平成15年度調査については、従前持家世帯が10474、従前借家世帯が4741となった(表1)。

住み替え行動を決定する説明変数としては、従前住宅の床面積、従前の世帯人員、世帯主年齢、所得(世帯の年収)、住み替え時点住宅価格(持家・借家)、世帯人員の変動、居住期間を採用する。住み替え時点の住宅価格(持家・借家)以外のデータは、「住需」から入手が可能である。ただし、所得については階級による設問であるため、中央値を採用している。

住み替え時点の住宅価格のうち、持家価格については、持家単位価格を利子率や固定資産実

表1 一転居行動の内訳

	平成5年調査		平成10年調査		平成15年調査	
	従前持家	従前借家	従前持家	従前借家	従前持家	従前借家
合計	7828	5267	7127	4183	10474	4741
住み替えない	7055	3197	6401	2267	9602	2611
23区内持家に住み替え	115	71	62	68	118	148
23区外持家に住み替え	443	445	432	289	583	809
23区内借家に住み替え	68	476	35	285	26	218
23区外借家に住み替え	147	1078	197	1274	145	955

表2 記述統計

変数	平成5年調査		平成10年調査		平成15年調査	
	従前持家	従前借家	従前持家	従前借家	従前持家	従前借家
床面積 (㎡)	100.10	45.78	106.66	51.31	103.98	50.65
世帯人員 (人)	3.63	2.71	3.46	2.59	3.22	2.64
世帯主年齢 (歳)	49.74	37.61	52.47	42.09	53.74	41.28
所得 (万円)	794.37	553.87	788.40	558.34	695.87	553.65
世帯人員変動 (人)	-0.10	-0.04	-0.15	-0.11	—	—
居住期間 (年)	20.05	—	20.18	8.78	22.34	8.85
住宅費用 (百円)	271.11	270.02	238.02	233.39	182.91	198.35

効税率などによってフロー化したものを計算した(詳細については紙幅の関係で省略する)。借家価格には「小売物価統計調査」の借家価格を用いた。住宅価格については、「消費者物価統計年報」の消費者物価指数(全国、総合)と地域差指数を用いて実質化している。

なお、平成5年のデータで従前が借家世帯のサンプルについては、居住期間のデータが取れず、平成15年のデータで住み替えていないサンプルについては、従前の世帯人数データが取れないため世帯人員変動が不明である。

記述統計については、表2に示している。

5 推定結果

住み替え行動の要因分析をMixed Logitモデルを用いて行なった³⁾(表3)。平成5年調査を用いた従前借家モデルの23区内外の持家に対する統計学的な説明力がやや低いほかは、おおむね良好な推定結果といえる。

Error Component項については、従前の所有形態や調査年度に関わらず住み替えを行なう選択肢間の相関は認められなかった。これは、

効用関数の確定項によって、住み替えるかどうかという意思決定に関する行動がおおよそ説明されており、住み替えの意思決定に際しては誤差項の独立性が確保されているためと考えられる。

従前持家世帯については、平成5年については所有選択に関する相関が強く、平成10年については居住地に関する相関が、そして平成15年については再び所有選択に関する相関が強くなっている。つまり、調査時点によって選択肢間の相関は異なり、意思決定に優先される選択肢の要素が変化す

るといえる。

従前借家世帯については、持家に比べそれほど各選択肢間の相関の強さは認められていない。ただし、平成15年については所有選択に関する相関が強くなっている。

限界効果の変化

ロジットモデルの推定結果は、そのままでは解釈できず、各説明変数が住み替え行動にどういった影響を与えているかをみるためには、限界効果を確認する必要がある。表4は、個々の世帯の限界効果の平均をとったAPE(Average Partial Effect)を示すものである。これらの変数のうち、特徴的なものについてみると、従前持家世帯では、従前床面積の広い世帯において、住み替える確率が低く、特に持家への住み替え確率を引き下げることが示された。これは、すでに広い持家に居住する世帯は、持家に住み替える誘因を持ちにくいことを示す。

世帯人員が1人増加すると23区外持家への住み替え確率が0.7~0.9%前後増加する。世帯人員の多い世帯が、広さを求めて郊外の持家に住

表3 一推定結果

	23区内持家		23区外持家		23区内借家		23区外借家	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平成5年 従前持家								
定数項	-2.2597 ***	0.6194	-2.2459 ***	0.3805	-0.3116	0.5298	0.2090	0.4416
床面積	-0.0075 **	0.0031	-0.0049 *	0.0027	0.0044 ***	0.0012	0.0036 ***	0.0014
世帯人員	-0.0674	0.0777	0.1699 ***	0.0475	-0.4583 ***	0.1151	-0.3659 ***	0.0853
世帯主年齢	-0.0265 **	0.0105	-0.0449 ***	0.0068	-0.0758 ***	0.0116	-0.0911 ***	0.0106
所得	0.0010 ***	0.0003	0.0005 ***	0.0002	-0.0003	0.0004	-0.0007 **	0.0003
世帯人員変動	-0.2253	0.1619	0.2259	0.1397	-1.1057 ***	0.1456	-1.2385 ***	0.1216
居住期間	0.0276 ***	0.0067	0.0000	0.0043	-0.0157 *	0.0092	-0.0209 **	0.0082
住宅費用	-0.0063 ***	0.0005						
住み替え誤差	0.1265	0.1811						
借家誤差	1.1205 ***	0.3602					サンプルサイズ	7828
立地誤差	0.0890 *	0.0522					対数尤度	-2820.29
平成5年 従前借家								
定数項	-39.7649	30.5304	-41.1081	30.8960	1.1721 ***	0.1912	1.1654 ***	0.1418
床面積	0.0261	0.0206	0.0209	0.0196	0.0034 **	0.0014	0.0047 ***	0.0012
世帯人員	2.1224	1.6190	2.4592	1.6523	-0.3020 ***	0.0465	-0.1080 ***	0.0327
世帯主年齢	-0.3160 **	0.1436	-0.3059 **	0.1379	-0.0795 ***	0.0059	-0.0761 ***	0.0043
所得	0.0265	0.0168	0.0268	0.0168	0.0012 ***	0.0002	0.0005 ***	0.0001
世帯人員変動	1.7483	1.9907	2.1463	1.9919	-0.6256 ***	0.0684	-0.2954 ***	0.0647
住宅費用	-0.0069 ***	0.0012						
住み替え誤差	0.0294	0.0473						
借家誤差	20.9670	15.2067					サンプルサイズ	5267
立地誤差	0.2923	0.3244					対数尤度	-5096.81
平成10年 従前持家								
定数項	-1.8090 ***	0.7924	-3.8301 ***	0.3590	-2.4108	1.9713	-2.8351 *	1.6203
床面積	-0.0109 ***	0.0041	-0.0073 ***	0.0021	0.0044	0.0043	0.0028	0.0034
世帯人員	-0.1533	0.1080	0.1527 ***	0.0461	-1.1794 ***	0.3476	-0.8735 ***	0.2877
世帯主年齢	-0.0191	0.0123	0.0016	0.0057	-0.1321 ***	0.0360	-0.0915 ***	0.0276
所得	0.0011 ***	0.0003	0.0006 ***	0.0001	-0.0006	0.0002	-0.0021 ***	0.0005
世帯人員変動	0.2427	0.1869	0.1769	0.1100	-4.5073 ***	0.9398	-4.2016 ***	0.9536
居住期間	0.0237 ***	0.0075	-0.0130 ***	0.0036	-0.0678 ***	0.0241	-0.0927 ***	0.0205
住宅費用	-0.0117 ***	0.0005						
住み替え誤差	0.1593	0.2258						
借家誤差	0.2800	0.2533					サンプルサイズ	7127
立地誤差	5.8408 ***	1.5041					対数尤度	-2393.49
平成10年 従前借家								
定数項	-6.8122 ***	1.9122	-7.4601 ***	2.1516	0.6867 **	0.2886	0.4793 ***	0.1596
床面積	0.0011	0.0046	0.0008	0.0022	-0.0032	0.0031	0.0042 ***	0.0014
世帯人員	0.3389 **	0.1544	0.5683 ***	0.1486	-0.2735 ***	0.0653	-0.0602 *	0.0324
世帯主年齢	0.0137	0.0132	-0.0066	0.0078	-0.0276 ***	0.0061	-0.0341 ***	0.0033
所得	0.0025 ***	0.0009	0.0023 ***	0.0009	0.0007 ***	0.0002	-0.0003 *	0.0001
世帯人員変動	0.8280 ***	0.2688	0.2217	0.1374	-0.7055 ***	0.0944	-0.3956 ***	0.0507
居住期間	0.0129	0.0175	-0.0034	0.0097	-0.0264 ***	0.0092	-0.0230 ***	0.0047
住宅費用	-0.0196 ***	0.0023						
住み替え誤差	-0.0009	0.0044						
持借誤差	-1.6974	1.1435					サンプルサイズ	4183
立地誤差	-0.0107	0.0184					対数尤度	-4157.29
平成15年 従前持家								
定数項	-3.6393 ***	0.6088	-3.0866 ***	0.2777	-79.8088 ***	9.9785	-90.7941 ***	10.1445
床面積	-0.0111 ***	0.0033	-0.0033 ***	0.0011	0.0450 *	0.0262	0.0575 **	0.0260
世帯人員	0.2218 ***	0.0754	0.1644 ***	0.0344	1.7113 ***	0.5724	1.9178 ***	0.5581
世帯主年齢	0.0130	0.0103	-0.0182 ***	0.0042	-0.5691 **	0.2591	-0.5662 **	0.2563
所得	0.0007 ***	0.0002	0.0001	0.0001	-0.0181 ***	0.0036	-0.0202 ***	0.0036
居住期間	0.0005	0.0078	-0.0036	0.0029	-0.8403 ***	0.1594	-0.8350 ***	0.1533
住宅費用	-0.1291 ***	0.0053						
住み替え誤差	0.0138	0.0190						
借家誤差	69.5337 ***	7.7229					サンプルサイズ	10474
立地誤差	0.0372	0.0518					対数尤度	-3190.82
平成15年 従前借家								
定数項	-11.5774 ***	0.9949	-8.4361 ***	0.9057	1.4722 ***	0.3033	0.7711 ***	0.1710
床面積	0.0094 *	0.0057	0.0098 **	0.0039	0.0074 ***	0.0020	0.0016	0.0018
世帯人員	0.6279 ***	0.1302	0.7209 ***	0.1200	-0.2539 ***	0.0653	-0.1028 ***	0.0377
世帯主年齢	-0.0408 ***	0.0155	-0.0669 ***	0.0117	-0.0563 ***	0.0080	-0.0545 ***	0.0045
所得	0.0056 ***	0.0007	0.0040 ***	0.0006	0.0010 ***	0.0002	-0.0001	0.0002
居住期間	-0.0157	0.0199	-0.0107	0.0142	-0.0312 ***	0.0121	-0.0471 ***	0.0074
住宅費用	-0.0296 ***	0.0014						
住み替え誤差	0.0190	0.0145						
借家誤差	4.3708 ***	0.6012					サンプルサイズ	4741
立地誤差	0.0159	0.0350					対数尤度	-4796.04

注1) 住宅費用は選択肢によって異なる変数。それ以外は家計によって異なる変数。
 2) ***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で係数が有意なことを示す。
 3) ここでの標準誤差はWhiteによる標準誤差の修正を行なっている。

表4—限界効果

従前持家

	床面積			世帯人員			世帯主年齢			所得		
	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年
住み替えない	0.024%	0.038%	0.022%	-0.039%	0.209%	-1.064%	0.353%	0.090%	0.102%	-0.003%	-0.002%	0.000%
23区内持家	-0.010%	-0.008%	-0.012%	-0.101%	-0.142%	0.227%	-0.029%	-0.015%	0.018%	0.001%	0.001%	0.001%
23区外持家	-0.023%	-0.033%	-0.014%	0.891%	0.807%	0.717%	-0.183%	0.017%	-0.084%	0.002%	0.003%	0.000%
23区内借家	0.003%	0.001%	-0.002%	-0.314%	-0.263%	-0.030%	-0.043%	-0.031%	-0.007%	0.000%	0.000%	0.000%
23区外借家	0.005%	0.002%	0.006%	-0.438%	-0.611%	0.150%	-0.098%	-0.061%	-0.029%	-0.001%	-0.002%	-0.002%

	世帯人員変動			居住期間			住宅費用		
	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年
住み替えない	1.103%	2.685%	-	-0.006%	0.119%	0.065%	-0.045%	-0.071%	-0.710%
23区内持家	-0.301%	0.218%	-	0.040%	0.023%	0.002%	-0.009%	-0.010%	-0.147%
23区外持家	1.372%	1.102%	-	0.001%	-0.059%	-0.013%	-0.029%	-0.055%	-0.595%
23区内借家	-0.694%	-0.752%	-	-0.010%	-0.003%	-0.011%	-0.005%	-0.005%	-0.032%
23区外借家	-1.480%	-3.253%	-	-0.025%	-0.080%	-0.043%	-0.008%	-0.013%	-0.038%

従前借家

	床面積			世帯人員			世帯主年齢			所得		
	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年
住み替えない	-0.080%	-0.054%	-0.063%	1.519%	0.168%	-0.775%	1.379%	0.600%	0.849%	-0.024%	-0.006%	-0.015%
23区内持家	0.008%	0.000%	0.006%	-0.098%	0.243%	0.345%	-0.040%	0.032%	0.034%	0.002%	0.002%	0.007%
23区外持家	0.007%	-0.002%	0.040%	1.901%	2.677%	3.627%	-0.164%	0.021%	-0.256%	0.017%	0.010%	0.015%
23区内借家	0.011%	-0.031%	0.025%	-2.196%	-1.735%	-1.185%	-0.372%	-0.082%	-0.123%	0.006%	0.004%	0.003%
23区外借家	0.054%	0.086%	-0.007%	-1.126%	-1.353%	-2.012%	-0.803%	-0.571%	-0.504%	-0.001%	-0.011%	-0.009%

	世帯人員変動			居住期間			住宅費用		
	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年	平成5年	平成10年	平成15年
住み替えない	5.323%	7.129%	-	-	0.426%	0.554%	-0.114%	-0.410%	-0.444%
23区内持家	-0.187%	1.123%	-	-	0.026%	-0.009%	-0.007%	-0.025%	-0.078%
23区外持家	1.816%	1.488%	-	-	0.020%	0.036%	-0.011%	-0.091%	-0.188%
23区内借家	-4.121%	-3.477%	-	-	-0.104%	-0.049%	-0.053%	-0.121%	-0.126%
23区外借家	-2.831%	-6.262%	-	-	-0.368%	-0.532%	-0.098%	-0.371%	-0.379%

み替えていることを示す。時系列的にみた場合の顕著な変化は、住み替えない世帯の割合が、平成5年、平成15年では世帯規模の拡大につれて増加するのに対し、平成10年では逆に減少に転じている。また、23区内持家への限界効果が平成5年、平成10年のマイナスから平成15年にはプラスへと転じている。平成10年では経済状況の悪化によって、世帯規模が大きい世帯の住み替えが抑制されたのに対して、平成15年には経済状況が一服した都心部で大規模マンションの供給が増加したこと等によって⁴⁾、比較的大

きな世帯規模の家計であっても都心居住が可能になってきたことを反映しているものと考えられる。

所得の増加は持家への住み替え確率を上昇させるが、その影響は非常に小さく、100万円の所得増であっても、住み替え確率に与える影響は1%に満たない。

居住期間が長くなると、平成10年データの分析では、住み替えない確率と23区内持家への住み替え確率が上昇する傾向にある。これは地域への愛着から定住志向が高まるという側面と、

表5—世帯類型別 住み替え確率

		従前持家				従前借家			
		基準ケース (全世帯)	世帯主35歳・ 世帯人員3人	世帯主50歳・ 世帯人員4人	世帯主65歳・ 世帯人員2人	基準ケース (全世帯)	世帯主35歳・ 世帯人員3人	世帯主50歳・ 世帯人員4人	世帯主65歳・ 世帯人員2人
平成 5年	住み替えない	90.11%	82.88%	91.77%	95.50%	60.38%	57.60%	72.06%	92.16%
	23区内持家	1.46%	1.80%	1.45%	1.22%	1.38%	1.76%	1.38%	0.48%
	23区外持家	5.69%	9.34%	5.60%	2.46%	8.62%	10.95%	13.08%	2.38%
	23区内借家	0.88%	2.01%	0.42%	0.33%	9.08%	8.33%	3.71%	1.38%
	23区外借家	1.85%	3.96%	0.77%	0.48%	20.54%	21.36%	9.78%	3.61%
平成 10年	住み替えない	89.76%	86.93%	88.11%	95.32%	54.17%	53.92%	49.34%	70.12%
	23区内持家	0.88%	1.87%	0.71%	0.49%	1.54%	1.67%	0.87%	0.61%
	23区外持家	6.02%	7.59%	5.91%	2.74%	6.97%	8.40%	9.11%	3.08%
	23区内借家	0.52%	0.66%	0.78%	0.14%	6.81%	5.71%	6.93%	4.65%
	23区外借家	2.82%	2.96%	4.49%	1.31%	30.51%	30.30%	33.75%	21.53%
平成 15年	住み替えない	91.24%	83.07%	89.95%	93.94%	54.69%	49.39%	60.94%	84.73%
	23区内持家	1.23%	1.75%	1.32%	1.05%	3.40%	3.78%	5.87%	1.72%
	23区外持家	5.61%	12.00%	6.91%	3.62%	16.69%	19.32%	22.01%	6.24%
	23区内借家	0.34%	0.79%	0.44%	0.17%	4.69%	5.11%	2.61%	1.54%
	23区外借家	1.57%	2.39%	1.39%	1.22%	20.54%	22.40%	8.56%	5.78%

老朽化によって建て替え・住み替えが促進されるという側面が混在したものと考えられる。一方で平成5年分析では、居住期間の住み替えない確率に与える影響はマイナスであり、平成15年分析ではその確率がプラスであっても小さくなっている。これは、平成5年調査にはバブル期が含まれ、住宅資産のキャピタルゲインにより、居住期間の長い世帯は、持家への住み替えが容易であったのに対し、平成10年では地価の下落が住み替え阻害要因となった可能性がある。さらに、平成15年では、地価下落により住み替え阻害要因が少なくなったことを反映していると考えられる。

住宅費用の増加は一貫してすべての選択肢の選択確率を減少させる。

従前借家世帯については、平成15年データ分析で、世帯人員が1人多い場合、住み替えない確率は0.8%減少する。23区外持家への住み替え確率が約3.6%上昇し、借家への住み替え確率は1.1~2.0%ほど下落する。その他の調査年の推定結果における住み替えない確率は正の符号となっており、世帯人員数は現状維持か、より広い持家への転居を促す要因といえる。また、世帯人員が増加した世帯は、借家に住み替える

確率が下がり、住み替えない確率と23区外持家に住み替える確率が上昇する。これは、借家世帯では、世帯人数の減少により、家族構成に適した狭い借家へと住み替えることを示している。

所得の増加の影響は、従前借家世帯でも、絶対値としてはそれほど大きくない。住み替えの意思決定に際しては、重要なのは所得ではなく、むしろデモグラフィックな要因であるといえる。

6 世帯類型別の住み替え行動の変化

次に、前節で推定された関数を用いて、世帯類型別の住み替え行動を分析する。

分析する世帯類型は、①世帯主35歳・世帯人員3名世帯（若年世帯）、②世帯主50歳・世帯人員4名世帯（中年世帯）、③世帯主65歳・世帯人員2名（高齢世帯）であり、該当する世帯の住み替え確率の平均値を用いている。表5に世帯類型別の住み替え確率を示している。

従前持家世帯の住み替え確率をみると、全体的にみて住み替え確率は非常に低くなっている。

世帯類型ごとにみると、若年世帯については、基準ケース（全世帯の住み替え確率）に比べて持家への住み替え確率がやや高い。これは世帯構成の変動期にある世帯が多く、今後子どもの

出産などによって世帯人員が変動する可能性が高いため、より広い持家に住み替えるためだと考えられる。

次に、中年世帯についてみると、平成15年については、23区内、23区外にかかわらず、基準ケースに比べ持家への住み替え確率が高くなっている。一方で、平成10年については、借家への住み替え確率が増加しており、1996年～1998年頃の経済状況の悪化を反映している可能性がある。

高齢世帯については、基準ケースに比べて住み替え確率が低い。これは高齢で持家に住んでいる世帯は、その住居を終の棲家と考えているためだと思われる。

住宅を一次取得した後も世帯の成長が見込まれる家計については持家、特に郊外への住み替え確率が相対的に高く、持家から持家という住み替えが行なわれていることが確認された。また平成15年は借家への住み替え確率が減少するとともに、持家への住み替え確率が上昇している。これは、1996年～1998年頃の経済危機が一服し、住み替え阻害要因が緩和したためと考えられる。

従前借家世帯の住み替え確率は、時系列的に大きく変動しており、特に平成5年から10年にかけて住み替え確率の上昇が目立つ。これは、平成10年分析では、23区外借家への住み替え確率が高くなったことによる。平成15年データについてみると、全体の住み替え確率は減少しているものの、特に23区外の持家への住み替え確率が大きく増加している。限界効果を見ると、所得の増加は持家や23区内借家への住み替え確率を上昇させる一方で、住み替えない確率や23区外借家への住み替え確率を減少させる。言い換えると、持家や都心の借家は上級財だと考えられるのに対して、住み替えないことや郊外借家への住み替えは下級財だと考えられる。そのため、1994～98年頃に一度ステップアップとしての住み替えは減少したが、経済環境が改善したことなどによって、近年は再びステップアッ

プとしての住み替えが増加してきているといえる。

若年世帯は、基準ケースに比べ住み替え確率が高くなっており、借家居住の若年世帯は、家族構成や所得増加などに伴って、頻繁に住み替えを行っていると考えられる。基準ケースと比べ、持家への転居も活発である。

中年世帯についてみると、平成10年には23区外借家への住み替え確率が30%を超えている一方で、平成15年には持家への転居を行なう確率が高まっており、経済状況の好転と地価下落により持家取得が進んだことがうかがえる。

高齢世帯は、住み替え確率が非常に低くなっているが、これは従前持家世帯と同様に、高齢層は活発な住み替えを行なわないことがわかる。

以上より、若年世帯は借家から持家に住み替え、中年世帯は持家から持家に住み替え、高齢世帯はあまり住み替えないという傾向が浮かび上がり、住宅双六を観察することができる。また、若年世帯であっても、早期に住宅を取得した場合は世帯の拡大に伴い持家から持家の取得を行なっている。ただし、平成5年データ分析に比べると、平成15年データ分析では、従前持家、従前借家とも高齢世帯の住み替え率は上昇しており、従来の持家一戸建てを上がりとする住宅双六に変化の兆しが生じている。さらに、平成15年の中年借家世帯について住宅取得が進んだように、住宅双六のタイミングは外生的なマクロ要因によって大きな影響を受ける。

7 結語

本稿では、Mixed Logit 分析を行ない、住み替え選択、所有選択、居住地に関する選択肢間の相関について検討を行なった。住み替えるかどうかの選択肢間の相関については、いずれのケースにおいても選択肢間の独立性が確認された。また、マクロ的な影響や人々の選好の変化を反映し、所有選択、居住地選択については、選択肢間の相関が調査時点によって変化する。

家計の住み替え行動には、世帯人員や世帯主

年齢といったライフサイクルに関わるデモグラフィックな要因が重要な役割を果たしていることが確認され、その影響は世帯の所得など経済的要因よりも大きいといえる。そのため、将来的な世帯規模の縮小は住み替えの誘因を消失させる可能性がある。

世帯類型別の住み替え確率から、若年世帯は借家から持家に住み替え、持家を取得した世帯については世帯変動が活発な若年期から中年期においては持家から持家に住み替え、高齢世帯はあまり住み替えない、という住宅双六の存在が明らかとなった。一方で、高齢世帯の住み替え確率が近年上昇しており、双六に変化の兆しが見られる。また経済低迷期には双六のステップアップが停滞しており、住み替え行動はマクロ環境に大きな影響を受けることが示された。

本稿には以下のような課題も残されている。

推定された選択肢間の相関、説明変数の係数および住み替え確率は、いずれも時系列的に大きな変動が見られた。この変動はマクロ的要因によって生じたものと考えられるが、その要因の特定は、政策的観点からも非常に重要である。

また、今回の分析では23区内・外で居住地を分類したが、この分類には、住宅の広さ、通勤・通学等の利便性、行政サービスの違いなど、さまざまな要因が包含される。家計がこれらの要因のうちどれを重視するか識別することも、興味深いテーマといえよう。

・本稿は、平成18年度に財団法人日本住宅総合センターが社団法人不動産協会から受託して実施した「東京圏における住み替え行動の実態と要因に関する調査」の一部を大幅に加筆・修正したものである。研究成果の公表を快く承いただいた不動産協会、また調査にあたって有益なご助言をいただいた瀬古美喜慶應義塾大学教授に感謝申し上げます。2007年6月の住宅経済研究会では、座長の金本良嗣東京大学大学院教授を始めとして多くの先生方から有益なコメントをいただいた。また、日本経済学会2007年度秋季大会では、討論者の井出多加子成蹊大学教授からも貴重なご意見をいただいた。記して感謝したい。

また、本稿において判断や評価にかかわる部分は、筆者らの所属する組織の見解と必ずしも合致するもの

ではない。

注

- 1) Bhat (2001) では、モンテカルロシミュレーションを用いた場合よりも、ハルトン・シークエンスを用いた方が効率的であり、100回程度の抽出で十分な安定した推定結果がもたらされることが示されている。
- 2) 本稿の推定は、カルフォルニア大学バークレイ校の Kenneth Train によって提供されている Gauss プログラムによって行っている。
- 3) 分析に先立ち、条件付きロジット推定について、同様の分析を行ったところ、3時点のデータを用いた従前持家、従前借家のいずれのモデルにおいても、IIA 条件は成立していないことが確認された。
- 4) 東京都区部のマンション1戸当たり平均専有面積は、1989～93年平均：56.06m²、1994～1998年平均：64.36m²、1999～2003年平均：70.25m²となっている（出所：不動産経済研究所『全国マンション市場動向』各年版）。

参考文献

- 瀬古美喜 (1995) 「移動費用を伴う住み替え、所有形態、立地の同時選択」『季刊住宅土地経済』No.16、10-19頁。
- Bhat, C. R. (2001) "Quasi-random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model," *Transportation Research Part B*, Vol.35, No.7, pp. 677-693.
- Boehm, T. P. (1981) "Tenure Choice and Expected Mobility: A Synthesis," *Journal of Urban Economics*, Vol.10, No.3, pp.375-389.
- Borsch-Supan, A., F. Heiss and M.Seko (2001), "Housing Demand in Germany and Japan: Paper in Memoriam of Stephen Mayo," *Journal of Housing Economics*, Vol.10, No.3, pp.229-252.
- Ortalo-Magné, F. and S. Rady (2006) "Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints," *Review of Economic Studies*, No.73, No.2, pp.459-485.
- Seko, M and K. Sumita (2007) "Japanese Housing Tenure Choice and Welfare Implications after the Revision of the Tenant Protection Law," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.35, No.3, pp.357-383.
- Zorn, M. P. (1988) "An Analysis of Household Mobility and Tenure Choice: An Empirical Study of Korea," *Journal of Urban Economics*, Vol.24, No.2, pp.113-128.
- Zorn, M. P. (1989) "Mobility-Tenure Decisions and Financial Credit: Do Mortgage Qualification Requirements Constrain Homeownership," *AREUEA Journal*, Vol.17, No.1, pp.1-16.

固定資産税率制限と自治体歳出の効率性

Bradbury, K. L. C., J. Mayer, and K. E. Case (2001) "Property Tax Limits, Local Fiscal Behavior, and Property Values: Evidence from Massachusetts under Proposition 2 $\frac{1}{2}$," *Journal of Public Economics* No. 80 pp. 287-311.

1 目的

Bradbury, Mayer and Case (2001) の目的は、マサチューセッツ州の固定資産税率制限条例 (Proposition 2 $\frac{1}{2}$) が、各自治体の歳出水準および歳出の効率性に与えた影響について実証的に明らかにすることである。Proposition 2 $\frac{1}{2}$ は、実効固定資産税率を2.5%に制限し、かつ、住民投票によって超過分の徴収 (これを、オーバーライドという) を可決しない限り、固定資産税収の伸び率を2.5%に制限するという規制である。

アメリカでは、1978年にカリフォルニア州で固定資産税に関する規制である、Proposition 13が導入されて以来、自治体の課税権を制限する条例を導入する地域が増えてきた。これらの条例は、本来、地方政府 (自治体) が地域住民に対して、供給する公共サービスにかかるコスト以上に租税負担させることを制限する意図をもったものであり、地方政府が住民の意向とは関係なく肥大化することを除きたい住民側の政治的な支持を得て成立したという背景がある。

しかし一方で、このような税収に対する縛りは、自治体が地域住民にとって必要な公共サービス水準を実現する上で制約となり、資源配分の効率性が低下する可能性もある。

そこで、Bradbury, Mayer and Case (2001) は、マサチューセッツ州の自治体レベル (municipalities) のデータを用いて、税率制限が自治体の歳出水準を減少させ、(潜在的な住宅購入者にとっての) 当該地域の魅力を低下させたかどうかを実証分析によって明らかにし、この固定資産税率制限条例 (Proposition 2 $\frac{1}{2}$) が持つ、資源配分上の意味を明らかにしようとするものである。

2 実証分析

2.1 概要

Bradbury, Mayer and Case (2001) では、第一ステップとして、固定資産税率制限条例と (マサチューセッツ州内の) 自治体歳出との関係について、公共支出関数の推定によって確認している。これによって、税率制限に直面するかしないか (また、制限の程度) によって、自治体の支出行動にどのような影響を与えたかについて示すことができる。しかし、支出に対する影響を見ただけでは、税率制限による支出の変化が、住民にとって望ましいものであったか否か判断できない。

そこで第二ステップとして、資本化仮説 (capitalization hypothesis)¹⁾を利用して、住宅価格の変化を説明する回帰モデルを推定し、各自治体の公共支出 (公共サービス) が住宅価格に与える影響を見ることで、税率制限が、公共支出の効率性にもたらした効果について明らかにする。

ここで、資本化 (capitalization) とは、地方公共サービスの便益や租税負担が、地域の地価や住宅価格に帰着することをいう。つまり、地域間を費用ゼロで移動可能で、これから住宅を購入しようとしている人々 (marginal homebuyer; 限界住民) は、少しでも条件のよい地域に住もうとするから、公共サービスが充実しているという点で魅力的な地域の住宅価格は上昇することになる。

したがって、仮に、固定資産税率制限条例の支持者が前提とするように、税率制限による公共支出の減少が限界住民にとって望ましいものであるならば、制限に直面する自治体は、それ以外の自治体よりも急速な住宅価格の上昇が見られるはずである。逆に、税率制限が住民の希望する公共支出水準を達成せられなくなったとすれば、その地域の住宅価

格は下落するはずである。よって、公共サービスが住宅価格にもたらす影響を見ることで、この論文における問題意識を確かめることができることになる。

なお、実証分析のサンプルとしては、マサチューセッツ州が1980年11月に Proposition 2 $\frac{1}{2}$ を可決した後、州内の多くの自治体が、州からの補助金の減少と進学率の上昇に伴う教育費増加によって、強い予算制約に直面していた時期に当たる、1990年から1994年までの期間を採用している。

2.2 推定モデル（住宅価格、地方公共支出）

Tiebout (1956) に従い、住宅価格は移動可能な家計が、アメニティ、公共サービス水準、税率に関してそれぞれ異なる自治体を選択するとき、その均衡として、住宅価格が決まるとする。

このとき、住宅価格は、(1)式ようになる。

住宅価格

$$=f(\text{地域のアメニティ、公共サービス、住宅ストック}) \quad (1)$$

ただし、(1)式において、教育、その他の公共サービス支出は外生的に決められるのではなく、住民の選好やサービスを供給する費用や税金によって内生的に決められるものである。そこで、公共支出関数を以下のように定式化する。

教育支出 or 非教育支出

$$=F(\text{選好、費用、税金}) \quad (2)$$

この定式化は、中位投票者定理が成立する状況と整合的に解釈できるものである。しかし、各自治体の支出水準は、当該地域に住む住民の選好だけでなく、限界的な住民の選好も反映される可能性がある。なぜならば、彼らの公共支出水準に対する評価（過大か過小か）は、当該地域の住宅価格を変化させるためである。ただし、ここで重要なことは、住宅価格が公共支出増加によって上昇するかどうかを見ることによって、その地域の魅力が高まるか否かが判断できる（もしくは、公共サービス水準が過大か過小かについて判断できる）ことにある。したがって、実証分析はこのことを利用して行なわれる。なお、地方政府の予算制約式は以下の通りである。

地方政府の支出

$$= \text{固定資産税収} + \text{州からの補助金} + \text{その他収入} \quad (3)$$

2.3 実証結果——公共支出（変化率）

(2)式に基づき、マサチューセッツ州の自治体を対象として、公共支出関数（一階階差）を推定した結果（抜粋）は、表1に示す通りである。公共支出の変化は、選好、費用要因、歳入の変化に関係する変数によって説明されるが、ここでは、最も関心のある、税率制限に関する変数の結果についてのみ紹介する。

税率制限に関する変数として用いるのは、初期制約の程度と1989年時点での制約の程度を表す2つの変数群である。前者としては、当初の税率を2.5%に低下させる必要があった年数に応じてダミー変数（「税率制限1年」「税率制限2年」「税率制限3年」）を用い、後者としては、税率制限までの余裕を表す変数（「税率制限余裕」）、および税率制限に直面し、オーバーライドを可決しているか否かを区別する変数（「税率制限直面・OR可決/なし」）を用いている。

これによると、税率制限の変数は、教育支出に関して、一部を除いて、ほぼ統計的に有意な結果となっている。たとえば、固定資産税率制限が導入された当初、2年もしくは3年間、税率を低下させる必要があった自治体は、教育支出の伸び率が、その他の地域に比べ、それぞれ、約8、15%ずつ低くなっていたことを示している。また、税率制限に直面しながらも、オーバーライドを可決した自治体は、平均的な自治体に比べ、6%支出の伸び率が高かったことが確認できる。

その一方で、非教育支出に関しては、一部を除いて有意な結果は得られていない。したがって、この実証結果から、固定資産税率制限条例の効果の大半は、予算の教育支出に現れたといえる。

2.4 実証結果——住宅価格（変化率）

(1)式に基づき、マサチューセッツ州の自治体を対象として、住宅価格関数（一階階差）を推定した結果を抜粋したものが、表2である。

表1—公共支出関数推定結果（抜粋）

従属変数：公共支出変化率（1990 - 1994年度）

説明変数	教育支出	非教育支出
税率制限 1年 FY1982	-0.0084 (0.0155)	0.027 (0.027)
税率制限 2年 FY1982-83	-0.077 ** (0.028)	-0.0094 (0.0487)
税率制限 3年 FY1982-84	-0.15 ** (0.05)	0.057 (0.086)
税率制限余裕	0.40 * (0.21)	-0.17 (0.37)
税率制限直面 ORなし	0.043 ** (0.016)	0.043 (0.028)
税率制限直面 OR可決	0.061 ** (0.021)	0.15 ** (0.04)
サンプル数	208	208
決定係数	0.10	0.15

- 注1) ()内は、標準誤差を表し、係数の*、**はそれぞれ、10%、5%水準で有意であることを表す。
 2) 税率制限に関する変数だけを抜粋して掲載。
 3) OR=オーバーライドを示す。

ここでは、住宅価格の変化を、住宅の属性・立地と公共サービス支出の変化、および、住宅ストックの変化に関する変数で説明しているが、主に公共支出の変化が、住宅価格に与える影響について確認する。公共支出の変化による効果を見るために、基本モデル（モデル1）では、教育支出、非教育支出の変化率を説明変数として用いている。これによると、教育サービスのみが住宅価格にプラスに効いており、固定資産税率制限条例によって生じた教育支出の変化が、住宅価格に統計的に有意な（資源配分上マイナスの）効果をもたらしたことが分かる。

また、固定資産税率制限条例が導入された経緯からすると、その制約の程度（税率制限に直面するか否か、オーバーライドを可決したか否か）が、公共支出の資本化の程度に影響を与えた可能性がある。この観点から、制約の程度に応じて、説明変数を分けて推定した結果が、モデル2である。

理論的に予想される係数の向きは、以下の通りである。①制限に直面しない自治体（「税率制限直面せず」）は、公共支出が過大になる傾向が見られ、

表2—住宅価格関数推定結果（抜粋）

従属変数：住宅価格変化率（1990 - 1994年度）

説明変数	モデル 1	モデル 2
教育支出変化率 全サンプル	0.23 ** (0.09)	
教育支出変化率 税率制限・ORなし		0.57 ** (0.22)
教育支出変化率 税率制限・OR可決		0.25 (0.29)
教育支出変化率 税率制限直面せず		-0.18 (0.28)
非教育支出変化率 全サンプル	0.13 (0.11)	
非教育支出変化率 税率制限・ORなし		0.097 (0.154)
非教育支出変化率 税率制限・OR可決		-0.13 (0.46)
非教育支出変化率 税率制限直面せず		0.29* (0.15)
サンプル数	208	208
決定係数	0.38	-0.03

- 注1) ()内は、標準誤差を表し、係数の*、**はそれぞれ、10%、5%水準で有意であることを表す。
 2) 税率制限に関する変数だけを抜粋して掲載。
 3) OR=オーバーライドを示す。

公共支出の増加がかえってその地域の魅力を低下させるので、住宅価格にマイナスの影響をもたらす可能性がある。②制限にかかっているが、オーバーライドを可決しなかった自治体（「税率制限・ORなし」）は、税率制限によって、望ましい支出水準を実現できない可能性がある。このような地域では、公共サービス支出の増加は住宅価格にプラスの影響を与えると想定される。③オーバーライドを可決した地域（「税率制限・OR可決」）は、公共支出は住民が望む水準に近いと理論的には想定される。そのような地域では、公共支出の変化は住宅価格にほとんど影響を与えないと予想される。

表2におけるモデル2の推定結果と見比べると、教育支出に関しては、予想される符号条件を満たし、かつ一部を除いて有意であることが確認できる。特に、上記の②のケースでは、税率制限が支出水準を当該自治体の最適水準よりも少ない水準に留めてし

まっている可能性を示唆する結果が得られている。ただし、非教育支出の係数は、いずれのケースでも住宅価格に有意な影響を与えていない。

3 結論

以上の実証分析から、マサチューセッツ州の固定資産税率制限条例 (Proposition 2 $\frac{1}{2}$) は、導入当初の狙いとは異なり、地域住民にとって望ましい水準の公共支出 (具体的には、教育支出) を行なうことを妨げている可能性があることが明らかになった。このことは、税率制限のような、財政的規制 (fiscal limitation) は、いわゆるティブー・メカニズム (もしくは、「足による投票」) の働きを阻害するという点で望ましくないという政策的な含意を与えている。

また、この研究は、固定資産税率制限という制度的な与件を、一種の自然実験として用いることで、資本化仮説を用いて、地方公共サービスの効率性を評価することに成功しているといえる。わが国の地方政府では、歳入に占める政府間補助金の割合が多いため、まったく共通のフレームワークで分析することは適切ではないと考えられるが、今後、わが国

でも財政的な分権化が進展して、固定資産税が地方自治体の主要な収入となるならば、固定資産税率制限に関するアメリカの実証分析の結果は、政策的な示唆を与えるものとなると考えられる²⁾。

注

- 1) 資本化仮説に関する教科書的な説明としては、金本 (1997) に詳しい。
- 2) わが国の地方財政の資本化について分析したものとして、近藤 (2008) がある。

参考文献

- Tiebout, C. M. (1956) "A Pure Theory of Local Expenditure" *Journal of Political Economy* No.64, pp. 416-424.
- 金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社。
- 近藤春生 (2008) 「地方財政の資本化に関する実証分析—都市データを用いた検証—」貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編『分権化時代の地方財政』中央経済社。

近藤春生

財務省財務総合政策研究所研究部研究官

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的研究の成果とする。
2. (1)本誌への投稿は、他誌に未投稿のものに限る。
 - (2)原稿は日本語で、おおむね12,000字以内とする。
 - (3)投稿者は、プリントアウトした原稿 (A4) 2部、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

●近刊のご案内

『大規模ニュータウンに対する住宅需要者の意識——計画開発住宅市街地における住替促進方策の基礎調査』

いわゆる「ニュータウン」は初期のものでは街開きから40年が経過している。こうしたニュータウンでは、住宅・施設の老朽化とともに、少子高齢化がすすむことで、町全体が活気を失っているような印象を受ける。その一方で、広い道路や公園など、十分な公共・公益施設を有しており、今後も地域資産としてそのストックを活用していくことが重要だと考えられる。

本調査は、ニュータウンにおける住宅循環やストック活用についての実態や住民意向を把握し、今後のニュータウン再生に向けた住み替え支援策を検討するための基礎資料とすることを意図して実施したものである。

ニュータウンにおける空き家を活用し、住み替え・住宅循環を促進するには、ニュータウンに対する住み替え需要を把握し、それを踏まえたうえで適切な供給方法を検討する必要がある。このような住み替え需要は、現在の居住地や世代によって異なるものと考えられる。特に、ニュータウン内居住者とニュータウン外居住者との違い、団塊世代と団塊ジュニア世代との違いなどは、今後のニュータウンの再生を検討する上でポイントとなると考えられる。

以上のことから、ニュータウンが他の住宅市街地と比較してどのようなイメージや優位性をもち、どのように評価され、大都市地域における住宅マーケットの中でどのような位置づけにあるのかを明確にすることを念頭におき、以下の点に注目して分析を進めた。

①居住地域による住み替えに対す

る意識の違いの把握

②世代間の意向・イメージの違いの把握

③住宅取得の多様性に着目

④相続による取得可能性に着目

調査方法としては、「webによるアンケート調査」と「多摩ニュータウン在住者を対象としたヒアリング調査」を実施した。「アンケート調査」では、首都圏に在住する20～69歳を対象とし、かつ住宅取得や住み替え等の意向を有する人々を対象として調査を行なった。また、今後の住み替え等の行動において重要なポイントとなりうる大規模ニュータウンに居住する団塊ジュニア世代からも一定の回収が得られるようにサンプリングを行なった。「ヒアリング調査」では、団塊世代前後の7名に対してグループヒアリングを行ない、実態面からの意識や課題点についての把握を行なった。

編集後記

先日、所用で約5年ぶりにソウルを訪れた。仁川空港からの道すがら見えるマンション群に驚いた記憶があったが、ビル群はさらに増えた。マンション建設ラッシュは今も続いていて、同行した韓国人の友人の話によれば、ソウル郊外でも続々とマンション建設が進められているという。ソウル近郊を含めると韓国経済の約6割、総人口の2割以上を占めると聞けば、この膨張ぶりも「むべなるかな」と思う。

街中のいたるところでスターバツ

クスコーヒー店を見かけたことも、今回の旅での大きな驚きだった。5年前はたしか1店舗だったように聞いた。しかしいまやソウルには、コーヒーピーンなども含め、大型コーヒー専門店がひしめいている。

聞くところによれば、李明博・大統領の誕生で、韓国では小泉改革への関心が高まっているという。3月末には『竹中平蔵大臣日誌（構造改革の真実）』の韓国語訳も出版されるとのこと。「日韓新時代」の到来の予感がする。(h)

編集委員

委員長——金本良嗣

委員——浅見泰司

森泉陽子

吉田あつし

季刊 住宅土地経済

2008年春季号（通巻第68号）

2008年4月1日 発行

定価750円(内消費税35円) 送料180円

年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行——(財)日本住宅総合センター

東京都千代田区麴町4-2

麴町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)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。