

[巻頭言]

# 地価とソーシャル・キャピタル投資

田中一行

明海大学客員教授

犯罪が多い地域は、地価が低くなる。この事実は、欧米諸国でもわが国でも、犯罪率を用いた地価のヘドニック分析が示している。

犯罪率を下げる要因には、幅が広く開放的な街路といった街の構造や、監視カメラの設置など、ハード面が重要であることは言うまでもない。しかし同時に、ソフト面の要因があることを忘れてはならない。防犯パトロールや、児童・幼児・高齢者への声掛けなど、地域の人の組織的繋がりである。

こうしたソフトパワーの重要性は、近年社会学から発せられたソーシャル・キャピタルの概念とともに認識されてきたが、その役割は防犯にとどまるものではない。地震、水害、火災等に備えた「防災」から、地域ぐるみの弱者見守りや相互扶助に至る、広い「安心・安全」の領域に及んでいる。

資産価値に影響するソフトパワーは、防犯だけではない。低い犯罪率は、防犯だけでなく防災にも見守りにもまちが機能していることの反映であり、防犯よりも広い「安心・安全」の代理指標である可能性が高い。

まちや地域の「価値」にとって、今後注目しなければならないのは、地域のソーシャル・キャピタルすなわち住民のネットワークである。世間の眼は、「物的な」キャピタル形成である公共投資に厳しいが、「人的な」ソーシャル・キャピタルへの投資に対しては、逆に関心が乏しい。物的なキャピタルと同じく、人的なキャピタルも市場で自生的に形成されるものではない。人の地域ネットワークへの投資を、もっと考えなければならない。

---

## 目次●2009年春季号 No.72

---

[巻頭言] 地価とソーシャル・キャピタル投資 田中一行——1

[特別論文] 松山で都市の持続可能性を考える 大西 隆——2

[研究論文] 住宅市場のマクロ変動と住宅賃料の粘性性

清水千弘・西村清彦・渡辺 努——10

[研究論文] 東京圏の保育サービスと“足による投票” 浅田義久——18

[研究論文] ヘドニック・アプローチを用いた便益評価と空間計量経済学・空間統計学

堤 盛人・瀬谷 創——27

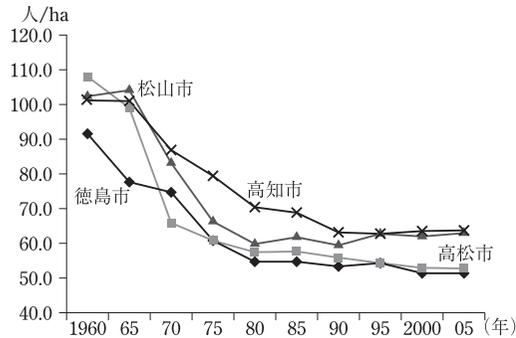
[海外論文紹介] 銀行信用の決定に不動産価格の果たす役割 横溝 剛——36

エディトリアルノート——8

センターだより——40 編集後記——40



図2—四国県庁都市の人口密度



電車、さらに駅やデパートの位置関係をはっきりと見定めたのは今回が初めてであった。考えてみれば、子供の時から何度も来たとはいえ、行けば誰かに目的地まで案内してもらっていたから、地図を片手に歩き回ることにはなかったのだ。そういう意味では、近くて遠い存在だったことになる。

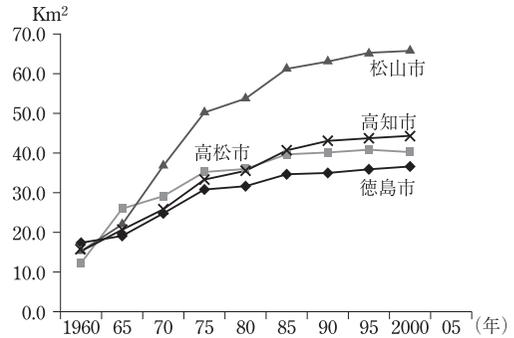
ともあれ、松山のことを書き出したので、この街を素材に日本の都市の将来を考えてみることにしたい。路面電車や商店街はまだ健在とはいえ、この先も持続できるとは限らないのが日本の実情だからである。

## 2 公共交通と公衆交通

そこで改めて路面電車である。最近では富山のライトレール（JR線を改良したLRT）が話題になっている。環境にやさしい乗り物という点と拠点駅に中心性をもたらすという点で、路面電車はこれからのまちづくりで重要とされる。確かに、四国の4つの県庁所在都市でも路面電車のある松山市と高知市ではDID（人口集中地区）人口密度は両市とも63人/ha程度なのに、路面電車の走っていない徳島市では51人/ha、郊外電車はあるものの路面電車はない高松市では53人/haと差があるのを見ても、路面電車には市街地を凝縮させる機能があるという仮説は成立しそうだ（図2、図3）。

しかし、その機能は年とともに衰え、路面電車の乗客も1975年頃と比べれば約半分となった。都市が拡散するにつれ、路面電車ではカバーでき

図3—四国県庁都市のDID面積



る地域に住んでいる人が減るから当然ともいえるが、郊外化に伴い、自動車利用の増加と路面電車の乗客減少が同時に進んだ結果である。郊外化は路面電車があるなしにかかわらず日本のすべての都市で起こった現象であり、その過程で、乗客減少や道路混雑のために廃止の憂き目を見た路面電車も少なくなかった。松山の場合には、乗客は減ったものの路面電車は維持されており、最近では利用者が安定した状態となった。ただ、利用者が増加する要素は見出しにくいから、松山に限らず、日本の都市の多くでは、路面電車の延長や新設は夢にとどまっている。

ところが、例えば、自動車の国であるアメリカのポートランドでは、1980年代後半からLRTを建設し、延伸を重ねていたり、ヨーロッパでも新たに路面電車を延伸している都市がある。これらの都市を訪ねてみると、経営が好調で延伸しているわけではないことがわかる。路線の建設などの基盤整備はもちろん、日常の運営費に至るまで税金を原資とする公的資金によって維持されている。先のポートランドの例では、運賃収入は収入全体の20%に過ぎない。最大の収入源は、支払賃金を課税対象として中心市街地の事業者に課す賃金税であり、54%に及ぶ。これに州と連邦政府の補助金を合わせると経常的な公的支援は収入の70%に及んでいる（2008年度ポートランドHPより）。つまり、ポートランドでは、LRTの利用者が運営費を負担するというわが国で行なわれているような直接的な、狭義の受益者負担だけでなく、LRT

が都心の中心性を高めることによってメリットを受ける事業者から目的税をとるという広義の受益者負担によって賄われている。したがって、受益と負担の関係を明確にするために、課税理由は、LRTに一定の客がシフトすることによって、都心への自動車利用が減少し、LRTと自動車の双方で都心まで到達しやすくなるという効果が生じ、トータルとして都市への流入者を増やして都心の事業者にメリットをもたらすという説明になっている。

このように、ポートランドでは、初めからLRTを運賃収入によっては賄うことはできないという前提で制度設計されている。その意味で、LRTは目的税が原資とはいえ公的資金によって運営されている公共交通の性格が強い。

これに対して、日本においては伊予鉄道のような路面電車、各地の新交通システムやモノレール等の都市内鉄道は、多くの場合、民間企業や株式会社組織の第3セクターの経営であり、基盤整備に補助金が使われることはあっても、運営費には補助金等はない。したがって、収支の赤字が続けば経営責任が問われるし、維持できなくなる可能性も強い。つまり、日本の路面電車には、民間企業が公衆の利便性を向上させるために運営する公衆交通という性格はあるが、公共機関が赤字を引き受けて営業するという公共交通としての性格は建前としては希薄なのである。しかし、建前はともかく、第3セクターでは、赤字経営の交通企業が少なくなく、関係する自治体が毎年の税金からなし崩し的に補填しているケースが多いとはいえる。とはいえ、伊予鉄道のような民間企業であれば、税金に頼るわけにはいかないから、黒字を維持することは文字通り死活問題となる。

日本の将来を考える上での問題は、路面電車をはじめとする都市の大量輸送機関が、人口減少、高齢化や郊外化によって乗客を失う可能性がますます高まり、公衆交通としての経営が困難になるケースが増えそうなことである。すでに、愛知万博の閉幕を待つかのように、愛知県

等が経営していたピーチラインという新交通システムが廃止された。もともと、第3セクターには、税金の投入という逃げ道があるために経営観念が甘くなりがちという欠陥があるので、民営交通企業と同一視することは適当ではないが、人口やその住まい方等、都市の交通が置かれている状況は同じなのであるから、第3セクターであれ、民営交通企業であれ、公衆交通としての困難さが強まることは避けられない。

こうした危機感の下で、地域の自治体も、公共交通を活用したまとまりのある街づくりを進めたり、市民の合意によって受益者負担の目的税を新設したり、一般財源を投じて公共交通を支える等の施策を行なう備えが必要となっている。2007年には、地域公共交通活性化法ができて、地域にある多種の公共交通の連携計画を作ったり、電車については、線路だけではなく車両を含む設備投資を公共側が行なう上下分離方式で、運賃への依存を軽くする制度等が導入された。人口減少社会での都市の公共交通を支える制度に発展させつつ、日本的な公衆交通から、公共交通へと発想を転換することが徐々に求められるようになる。

### 3 中心市街地の行方

次に中心商店街である。大街道・銀天街と1キロに及ぶ松山の中心商店街はまだ賑わいを感じさせるのだが、種々のデータは危機が忍び寄っていることを示している。松山市の小売業商品販売額がピークを示した1997年と最新の2004年を比較すると、中心商店街のシェアは53.4%から48.2%へと低下した(商業統計調査)。郊外店舗の増床や新規立地が見られるなかで、中心市街地では2001年の高島屋の増床以外に目立った動きがないからである。中心市街地の通行量でも、2001年をピークとして、2007年には27%減少しているし、空き店舗も同じ期間で5.7%から9.0%へ増加した(「中央商店街通行量調査」、財愛媛産業振興財団「商店街実態調査報告書」)。

中心市街地に新築されたマンション居住者に対するアンケート調査 (MA、2007年) では、街なか居住で重視したこととしては、「電車、バスを使った移動のしやすさ」が65.9%、「中央商店街 (大街道・銀天街) の近さ」が44.5%、「通勤のしやすさ」が30.5%と、中心市街地の特性が評価されていることがうかがえる。しかし、近隣にほしいものという設問に対しては、「スーパーマーケット」が52.4%、「生鮮品店や総菜店」が25.0%、「ビデオ・CD レンタル店」が20.1%等となっており、中心市街地に新たに住みはじめた人々の生活ニーズと中心市街地で提供されているサービスや機能が必ずしも対応していない現状を表している (2007年「まちなか居住者アンケート調査」)。

中心商店街の地盤沈下は、日本のすべての地方都市に共通する傾向とあってよい。2つのデパートを中心部に擁している松山市はそのなかでは恵まれている方といえよう。多くの地方都市では、特に、1990年代以降における大店法の規制緩和や廃止の過程で、郊外に大型ショッピングセンターが立地したために、中心商店街の衰退が加速し寂れていった。

このように書くと、中心商店街の衰退を社会問題のように感じるが、果たして中心市街地の衰退によって、誰が困っているのかと考えると、中心商店街地盤沈下の別な側面が浮かび上がる。消費者にとっては、郊外 SC での買い物は、中心商店街に比べて、品揃え・価格帯が豊富、家族で時間を過ごせる、マイカーで行きやすい等の利点があり、むしろ歓迎すべきことだったのである。消費者は、郊外 SC へ行くことを強制されたわけではなく、中心商店街をはじめとする様々な商店が提供する満足度を比較して選択した結果、郊外 SC を選び、中心の地盤沈下、郊外の成長という現象が起こったのであるから、多くの消費者にとって、中心商店街の衰退は大きな問題ではない。実際、さまざまな商品購入機会をみれば、伝統的な商店街のシェア低下と、郊外店、通信販売、無店舗購入等のシェア拡大

(大西隆氏 写真)

おおにし・たかし  
1948年愛媛県生まれ。東京大学工学部卒。東京大学大学院工学系研究科博士課程修了。東京大学工学部助教授、教授などを経て、現在、東京大学大学院工学系研究科教授。著書：『逆都市化の時代』(学芸出版社) ほか。

が進んでおり、消費者の中心商店街離れは全国的な傾向である。こうした観点からみると、誰もが、中心商店街の衰退を本気で嘆き、その活性化を公的資金の注ぎ込んでまで図ることに納得しているわけではないことがわかる。

とはいえ、2006年に都市計画法や中心市街地活性化法が改正されて、大型店の郊外立地が一転して規制強化されることになったのは記憶に新しい。筆者は、その背景には、郊外店自身のオーバーストアによる競争疲れや、中心市街地の蓄積されてきた商業以外の様々な社会・民間資本ストックの有効活用の必要などがあつたと考えている。つまり、中心商店街が商業空間として重要であるという社会的合意があつたとは思えないのである。

衰退しても困っていないのは、中心商店街の商業者自身についてもいえる。意欲的な商店は、看板店は中心商店街に残しても、客の来るところには、郊外にも、SC の中にも出店している。逆に中心市街地でシャッターが降りている店には、いわば高齢によって退職し、後継者もないので、住居として使っているというケースも多い。確かに商店街としては櫛の歯が抜けたように見えるが、本人はこぎれいに暮らしていて、生活の場としてみれば寂れた感じはない、などというケースも小都市の商店街ではよくある光景だ。もちろん、中心商店街を唯一の店舗として経営している商店にとっては、かつての繁栄は懐かしいかもしれないが、たとえ商店街としての連続性がなくても、顧客をつかんでさえいれば、その店を目当てに買い物に来てくれる。したがって、単独で、あるいは数軒がまとまっ

て商売を続けていくことは十分に可能である。

こうしたなかで、中心商店街の衰退を否定的にみるのは自治体のプランナーかもしれない。各都市が人口減少に向かうにつれて、都市があまりに拡散してしまえば、福祉や教育といった公共サービスを提供したり、地域社会が互いに助け合って生活していくことができにくくなるからである。中心市街地には、商店街もあるが、同時に、公共施設、業務機能、鉄道駅、バスターミナルが集積し、道路網も集約している等、長年の都市発展のまさに中心となってきたわけであるから、そのポテンシャルを生かして、都市の徒な拡散を防ぐことはプランナーとしては重要な視点となる。

#### 4 分節型のまちのあり方

中心市街地の位置づけを巡っては、郊外化の帰結として中心性が低下するのは止むをえないと考える立場と、人口減少につれ都市を集約化することが必要であるという立場がありうる。筆者は、都市が再び中心市街地に凝縮しなければならないという「コンパクトシティ」の考えには与しない。これまでの都市の拡散、つまり、DID（人口集中地区）がとくに面積的に広がっていった過程は、緑に囲まれた住環境の形成という長所を持っていた。その良さを捨てて、多くの人々が中心部の中高層のマンションに移り住むとはとても思えないからである。もちろん中心市街地ではマンション暮らしが増えるとしても、郊外では戸建住宅を維持し、それぞれが生活の拠点となるような大小の中心を抱いて存在するというような分節型の都市構造を形成していくことが、人々の居住に関する好みとも適合し、現実的と思うのである。

コンパクトシティ論に与しないといっても、これ以上の郊外化は不要であるから、新市街地形成型の区画整理や道路事業といった都市化時代に主役を果たした公共事業には退場してもらう必要がある。多くの都市では、現在の広がり以上に市街地を拡大する必要はなく、むしろ、大

小それぞれの節の中心に生活の拠点となる施設や店舗が立地できるように、広場、歩行者専用路、自転車専用路、駐車場等を整備すること、つまり再開発型の市街地整備が公共事業の役割となる。松山のように、中心部の路面電車だけではなく、郊外鉄道も発達している都市は、その拠点となっている駅をうまく活用することによって、郊外においても生活中心となる節を育てていくことが可能ではないか。

しかし、路面電車や郊外鉄道を利用しやすい松山であっても、モータリゼーションがなお進んでいる現実是否定できない。松山では、通勤通学時の交通手段で、1979年には7.8%が電車で、26.0%が乗用車であったが、最新の2007年には、3.9%が電車で、38.5%が乗用車というように（松山都市圏パーソントリップ調査）、電車のシェアは減り、乗用車のシェアが増えている。したがって、都市を描く際に、自動車への依存度を強めつつある都市の傾向を踏まえて、それが、都市の将来に障害とならない術を考えることが重要となる。自動車利用の増加がもたらす障害といえば、混雑、事故、環境負荷である。混雑に対しては、他の交通手段への転換や道路の拡幅や新設がこれまでの対策であったのが、将来人口が高齢化して、減少するという見通しなので、局地的にはともかく、全市的に道路整備等の社会資本整備が必要になるとは思えない。交通事故については、1996年に全国で死者数が1万人を切って以降引き続き減少し、2008年には5155人（人口10万人当たり4.03人）となった。松山市では、減少傾向にあるといえるが、10万人当たりでは全国を上回る5.0人である。自動車利用増大がもたらす障害として最も大きいのが環境負荷、とくに温室効果ガスであるCO<sub>2</sub>の排出である。乗用車からの排出が大半を占める運輸部門は市全体の温室効果ガス排出量の25.6%であり、基準年となる1990年の23.8%に比べてシェアを高めている（2008年「松山市温暖化対策推進計画」）。分節型都市構造で、自動車も移動手段として利用しながら、温

室効果ガスの排出を大幅に下げるには、まずハイブリッド車等すでに実用化されている低炭素車のウェイトを高め、さらに完全な電気自動車へ移行していく等、自動車単体の技術革新を求め、その普及を図っていくことが重要となる。

こうした努力を続けて、混雑、事故、環境負荷の面で自動車利用が起す問題を軽減すれば、自動車を利用した快適な都市生活を実現することは不可能ではないだろう。多くの地方都市では、人口が頭打ちとなりながらも郊外化による人口密度の低下はなお続いているところが多いし、自動車利用率も低下していない。中心市街地に居住者が集まってくるというようなコンパクトシティ化は現実には起こっていないのである。人口減少が次第に加速していくから、さらに郊外化が加速することはないであろうが、中心へ集約化することよりも、より現実的な動きとして、郊外を含めた複数の生活拠点を中心とした分節的な構造を形成する動きが起こると思う。なによりもそのメリットは、郊外化によって得た空間的なゆとりを維持し、自然環境とも溶け合った生活を都市でも楽しめることにある。コンパクトシティという相当あいまいな概念に一方的に価値を置くことによって、自然との触れ合いやゆとりある生活といった価値観を低く見るような議論は避け、人々の好む住まい方の種々の弊害を修正するような漸進改良的な都市政策を考えることが重要ではないか。

## 5 都市の持続可能性

松山市は、気候温暖で、市内に温泉も出る穏やかなまちであり、城山、路面電車、商店街が中心に位置することによって都市の骨格を形成している。しかし、そうした安定した都市でも厳しい変化が生じようとしている。都市の将来を論ずる時に好んで用いられる持続可能性は、高度に発展した現代の都市文明を維持していくことができるのかという不安と期待から生まれた概念ともいえよう。最も懸念されているのは、いうまでもなく地球温暖化によって、自然環境

が激変し、都市が適応できなくなることである。これへの対処は地球規模で行なわれなければならないが、松山市でも地球温暖化対策推進計画を作成する等、日本の都市でも徐々に本気で取り組みをはじめようとしている。

しかし、持続可能性に不安を投げかけているのは気候変動だけではない。ここでも述べたように、路面電車、商店街や都市構造といった人為の都市システムが将来も安定的に維持されるかどうかには大きな不安がある。さらに、都市を成立させているもっとも基礎的な単位である都市の人口そのものにも持続性に不安がある。松山市の合計特殊出生率は全国平均よりも低い1.29（2003-2007年平均値、厚労省人口動態統計）である。低出生率を受けて、国立社会保障・人口問題研究所の最新の将来推計では松山市の2035年における人口は現在の88%の45万人程度になる。

もちろん愛媛県内では、50%を割る町村もあるとされるから、中心市である松山市はましともいえようが、こうした大幅な人口減はまだ体験したことのない新しい事態である。しかも、合計特殊出生率がこのまま維持されれば、市の人口は歯止めなく減少することになる。したがって、都市の持続性のなかで、最も基本的ともいえる都市居住者そのものの持続性、つまり人口維持のためには、合計特殊出生率の人口維持水準（2.07程度）への回復が不可欠になる。すでに高齢者の割合が高い逆ピラミッド型の人口年齢構造になっているので、多少合計特殊出生率が回復しても、人口減少は当分の間、継続するのは避けられないが、徐々に減少幅を狭めて、30年後あるいは50年後に減少から安定に転ずるには、できるだけ早い時期に合計特殊出生率を回復させることが必要になる。この点もまた都市の持続可能性の課題である。

賃貸住宅の賃料には2種類ある。一つは新規賃料であり、賃貸人が新たに入居するために賃貸借契約を結ぶ時に決定する家賃である。通常、新規賃料は賃貸住宅市場の需給を反映した市場賃料水準として決するものと想定されることが多い。しかし、実際には以前の賃料をそのまま踏襲する例も見られる。もう一つは継続賃料であり、賃貸人が変わらずに旧賃貸借契約が切れた後に契約更新する時に決定する家賃である。継続賃料はそれまでの賃貸借契約に類似の契約となることが多く、実際に賃料が変わらない事例もよく目にする。

このことは、特に継続賃料は前の契約賃料と同じ水準になりやすく、賃料の粘着性が高いことを意味する。賃貸住宅市場を分析する際には、新規賃料のデータなのか、継続賃料も含まれたデータなのかによって、大きく意味が異なってくる。例えば、住宅賃料指数を計算する時に、どちらのデータを用いているのかが重要となる。

清水・西村・渡辺論文(「住宅市場のマクロ変動と住宅賃料の粘着性」)は、この点について実証的に分析を試みた研究である。

清水・西村・渡辺論文では、1986～2006年の東京都区部の住宅価格指数と住宅賃料指数を推計している。推計方法としては、価格および賃料を被説明変数、住宅属性や時間ダミーを説明変数にしてヘドニック回帰を行ない、時間ダミー変数の回帰係数をもとに指数を求めている。その結果、住宅価

格に比べて住宅賃料はかなり穏やかに変化していることを明らかにしている。また、消費者物価指数非木造住宅賃料系列はさらに変動が小さいことを明らかにした。これは、消費者物価指数非木造住宅賃料系列には継続賃料が入っているために、冒頭に述べた理由により変化がより穏やかになるためである。

さらに清水・西村・渡辺論文では、新規賃料において賃料改定される確率を求めているが、賃料改定されない確率は30～50%で、新規賃料においても賃料の粘着性があることが示された。清水らの別の研究によれば契約賃料の場合に賃料改定がなされないのは97%程度であり、継続家賃に比べれば新規家賃の粘着性はかなり低いが、それでも粘着性は高いことがわかる。

市場賃料と現行の賃料の乖離が大きいほど賃料改訂される可能性が高いと予想される。しかし清水・西村・渡辺論文では、Adjustment hazard 関数を推計することにより、賃料改定の確率がその乖離の大きさには依存しないことが示されている。これは通常の経済理論では単純には説明できない現象であり、単純な経済モデルでは想定できない別の要因が賃料の意思決定の際に影響していることを示唆している。このように、住宅賃料という住宅市場を見るうえで非常に大切なデータの挙動の特性を明らかにしたという点で、貴重な分析結果が報告されている。

### ●

住宅立地を考える際に、家族のニーズに応じた立地の選択は重要である。特に、育児環境は地域によって潜在的なサービス水準がかなり異なり、子育て世帯にとっては立地選択の重要な要因になることが想定される。

保育サービスのような地方公共団体が関与するサービスの場合には、当該行政区域にいるかぎりサービス水準は同じである。また、子育て期間はさほど長くはないため、仮にサービス水準が低いとしても水準を上げるべく政治運動をするコストを考えると、むしろよりよいサービスを提供する行政区域に移住するほうが合理的な行動となる。このように地方公共サービスの水準が低い地域からの逃避という形で選好を顕示することを「足による投票」という。

浅田論文(「東京圏の保育サービスと“足による投票”」)は、保育サービスにおける「足による投票」が起きているかどうかを分析している。その方法として、地域別の年齢構成である特化係数が地方公共サービスによって、どのように影響したかを分析している。

地域の年齢別人口分布が特定年齢に特化するという現象は、保育以外の要因でも起こりうる。小さな子供がいる世帯の年齢を考えると、新たに世帯形成する世帯用の住宅が多く供給されれば、やはり集中は起こりうる。そのため、他の要因をコントロールする必要がある。浅田論文では、特化係数を

被説明変数として、1期前の特化係数、コーホート要因（20～45歳女性の特化比率）、構造的要因（地価）、保育サービスの地域間差異による影響を説明変数として回帰分析を行なっている。

分析の結果、東京圏においても、東京都においても保育サービス市場では「足による投票」という現象がみられることが判明した。浅田論文が指摘するように、分析結果は、保育所への助成金や児童福祉費が保育所のサービス水準に影響していることから、自治体の施策によって、若年齢人口を変えられることができることを示している。もっとも、それを行なったほうが良いかどうかの判断は、この研究の結果からは判断できない。自治体全体の社会厚生をあげるために、どのような施策が効果的なのかは別途探究される必要がある。ただし、「足による投票」が起きているということは、サービス水準を近隣地域よりも著しく下げると、当該年齢の世帯は脱出する可能性があるわけで、自治体経営に対して重要な示唆を与えていると言えるだろう。

なお、前述したように特定年齢層に偏る要因はいくつも考えることができるため、それらを十分に吟味することが望まれる。

●

住宅土地分析分野において、ヘドニック分析は多く使われる。ヘドニック分析が成立するかどうかについては、small-openの仮定（対象事業が地域の市場構造を大

きく変えるような大規模なプロジェクトではないこと、消費者が自由に立地を選べること）が成り立つかどうかを吟味することが重要であると言われる。しかし、住宅市場の分析においては、これらはあまり問題になることはない。むしろ、誤差項におけるサンプル間の相関関係の存在が問題となることが多い。例えば、立地点がほぼ同じであれば、ほとんどの要因において類似の傾向を示し、ごく一部の敷地要因などが異なる。このため、変数同士が相関があることとなり、必要な説明変数を完全に網羅していないならば、誤差項において相関があることとなる。

堤・瀬谷論文（「ヘドニック・アプローチを用いた便益評価と空間計量経済学・空間統計学」）は、ヘドニック分析におけるこのような問題が存在する場合の空間計量経済学的なモデルと空間統計学の空間過程モデルの適用について報告している。

堤・瀬谷論文は、誤差項に空間的な自己相関が存在すれば、通常最小二乗法（OLS）で回帰係数を推計すると過大に有意性が高くなる問題が起き、従属変数同士に自己相関が存在するとOLS推定量は漸近一致性を持たないことを指摘している。このため、空間的な自己相関への対応を行なうことが重要となるのである。

堤・瀬谷論文では空間計量経済学のモデルとしてSAEM（Spatial Autoregressive Error Model）を使っている。SAEMモデルとは

誤差項が他のサンプルの誤差項と相関関係を持つモデルである。他方、空間統計学のモデルとしては、SPM（Spatial Process Model）を使っている。SPMモデルとは誤差項に対して距離と方向のみに依存する相関関係があることを仮定したモデルである。

分析例では、つくばエクスプレス沿線の公示地価をサンプルとして、OLSによる単純な回帰モデル（BM）、SAEM、SPMの3つのモデルを適用した結果を比較している。

まずは、BMで分析した結果を空間自己相関の存在を調べるためによく使われるモランのI統計量を残差に適用し、有意に存在することを確かめている。そのうえで、3つのモデル分析結果を比較すると、最寄駅から東京駅まで時間距離のBM回帰係数が、他の方法による回帰係数よりも過大になっていることが示された。同様なことが他のいくつかの重要な変数についても観察されている。このため、つくばエクスプレスの総便益額がBMではかなり課題に推計されることも確認している。

以上の結果は、費用便益分析に多用されるヘドニック分析では、空間的自己相関の効果をコントロールしないと過大に便益を求め、誤った判断をしかねないことを示唆している。公共事業の事業評価マニュアルも、空間的自己相関の問題を加味したモデルにしていくよう改定していく必要がある。

（Y・A）

# 住宅市場のマクロ変動と 住宅賃料の粘着性

清水千弘・西村清彦・渡辺 努

## 1 研究の目的

多くの先進主要国においては、住宅価格を中心とした資産価格の急激な上昇とその後の下落が、金融システムに対して甚大な影響をもたらすことで経済全体の停滞を招いた歴史を共通に持つ。そのため、その変動を正確にとらえることができる指標の作成に関して、積極的な議論が展開されてきた (Diewert 2007)。

また、理論的には資産価格は将来収益の割引現在価値として決定され、そのユーザーコストがレンタルコストと一致することが示唆されているため、その両者の関係を分析しようとする試みが多くなされている (例えば、西村 1991)。とりわけ住宅は、資産市場と財・サービス市場のそれぞれにおいて独立して重要な市場であることは言うまでもないが、両市場を結び付けるもっとも重要な財であることも指摘されている (Goodhart 2001)。

なかでも、住宅賃料は消費者物価指数 (CPI) の重要な構成要素となっていることから (日本においてはおよそ 26.3% を占める)、単なる住宅市場のベンチマークとしてだけでなく、マクロ経済指数として見たときの重要性もきわめて高い (Gordon and vanGoethem 2005、Shimizu, Nishimura and Watanabe 2008)<sup>1)</sup>。

本研究<sup>2)</sup>は、首都圏の住宅市場のマクロ変動に着目し、なかでも住宅賃料の変動プロセスを明らかにすることを目的とする。

具体的には、首都圏の住宅市場に関する価

格・賃料のデータベースを構築し、1986年から2006年にかけての東京都区部の住宅市場を対象として住宅価格指数および住宅賃料指数を推計し、その長期的な変動を観察する。特に、住宅賃料のマクロ変動に着目し、その変動の裏側にあるマイクロな構造を解明する。

## 2 住宅賃料および住宅価格のマクロ変動 と住宅賃料の粘着性

### データベースの構築

分析に先立ち、バブル期を含む東京都区部の1986年から2006年までの20年間にわたる非木造住宅 (マンション) に関する取引価格データと新規契約賃料データを収集した。その情報源は、住宅情報誌を発行するリクルート社のデータベースである。同データは、広告情報という性質を持つため、一見、募集価格情報であると考えられるが、リクルート社のデータベースでは、広告情報として登録された時点から価格が毎週更新され、契約者が見つかったことによってデータベースから抹消されるまでの価格情報の履歴が残っている。

このような情報のなかでも、本研究では、新しい契約者が見つかったことによってデータベースから抹消された最終価格登録情報を用いて分析を行なうこととした。

また、本研究の中心的課題である住宅賃料の改定および改定構造を分析するために、賃料データについては、入居時期、退去時期、その時の賃料の変化が観測できるパネルデータへと拡

しみず・ちひろ

1967年岐阜県生まれ。東京工業大学大学院理工学研究科博士課程中退。東京大学博士（環境学）。現在、麗澤大学経済学部准教授。

にしむら・きよひこ

1953年東京都生まれ。東京大学経済学部卒業。イエール大学ph.D.。現在、日本銀行副総裁。

わたなべ・つとむ

1959年群馬県生まれ。東京大学経済学部卒業。ハーバード大学ph.D.。現在、一橋大学経済研究所教授。

張した。

### 住宅価格、住宅賃料・CPI賃料のマクロ変動

まず、先に構築した住宅価格および住宅賃料データを用いて、(1)式に基づくヘドニックモデルを用いて住宅価格指数・住宅賃料指数を推計した。

$$\hat{P}_{it} = \hat{\beta}X_i + \hat{\gamma}TD_t \quad (1)$$

ここで  $P_{it}$  は、住居  $i$  の  $t$  期における価格または賃料、 $X_i$  は住居  $i$  における属性ベクトル、 $TD_t$  は時間ダミーを示す。

推定結果を表1に示す。自由度調整済み決定係数をみると非木造住宅価格関数で0.680、非木造住宅賃料関数で0.833と、いずれのモデルも比較的高い説明力をもって推計されている。

ここで推定されたヘドニック型非木造住宅価格指数 (Non-Timbered House Price Index: NTPI) と非木造住宅賃料指数 (Non-Timbered House Rent Index: NTRI) の変化を見た(図1)。

まず、NTPIは、1986年から1987年の第4四半期かけて急速に上昇し、1986年第1四半期を1とすると2.3倍にまで至った。その後、いったんは下落するものの再度上昇し、1990年第4四半期にはNTPIは3.2倍にまで上昇した。Shimizu and Nishimura (2006)、Shimizu and Nishimura (2007) の一連の研究では、別の情報源となる住宅地価格の取引価格データを用いて本研究で用いた同様の手法によりヘドニック型住宅地価格指数を推計しているが、変節点が一致するとともに、変動率においても同じ程度の結果が得られている<sup>3)</sup>。

一方、NTRIは、1986年から1992年にかけて上昇し、1992年の第2四半期では1.39とピークを迎え、その後、下落に転じたことがわかった。また、価格指数との関係を見るために平均的な住宅を想定し、ヘドニック住宅賃料/ヘドニック住宅価格比率 (Rent / Price Ratio) として観察した(図1)。Rent / Price Ratioは、1986年当時は6%を越えていたが、その後の住宅価格の上昇に伴い1990年には2%台にまで下落していたことがわかった。その後の住宅価格の下落により、Rent / Price Ratioは再度上昇し、2001年には6%台後半であったが、近年における住宅価格の上昇に伴い2006年末では5%台半ばまで下落した。

続いて、非木造住宅賃料指数(NTRI)と消費者物価指数非木造住宅賃料系列(CPI-NTRI)を比較した(図2)。全体の傾向としては、NTRIでは1992年の第2四半期までに40%程度の上昇があったが、CPI-NTRIは15%の上昇にとどまっている。その後においては、NTRIでは下落に転じるが、CPI-NTRIは上昇し続け1994年第4四半期にはNTRIとCPI-NTRI

表1—ヘドニック関数推定結果

Property Characteristics (in log)	非木造住宅価格		非木造住宅賃料	
	回帰係数	t-値	回帰係数	t-値
Constant	4.335	555.10	9.223	3371.72
FS:専有面積	0.007	5.97	-0.220	-529.75
Age:建築後年数	-0.184	-333.49	-0.041	-269.91
WT:最寄り駅までの時間	-0.061	-93.28	-0.036	-113.60
TT:都心までの時間	-0.034	-36.40	-0.029	-63.59
BD:バスダミー	—	—	-0.036	-2.29
BD×WT	-0.056	-38.85	-0.048	-7.90
TU:総戸数	0.020	37.85	—	—
RT:市場滞留時間	0.016	34.15	0.008	28.33
FF:一階ダミー	—	—	-0.041	-70.28
区ダミー RDi (i=0, ..., I)	Yes		Yes	
沿線ダミー LDj (j=0, ..., J)	Yes		Yes	
時間ダミー TDi (i=0, ..., I)	Yes		Yes	
自由度調整済R <sup>2</sup> =	0.833		0.680	
サンプル数=	218,768		532,149	

図1—首都圏の住宅価格・住宅賃料のマクロ変動

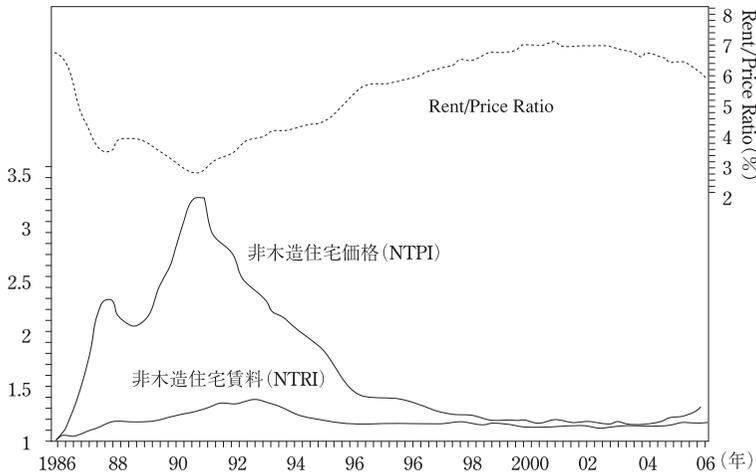
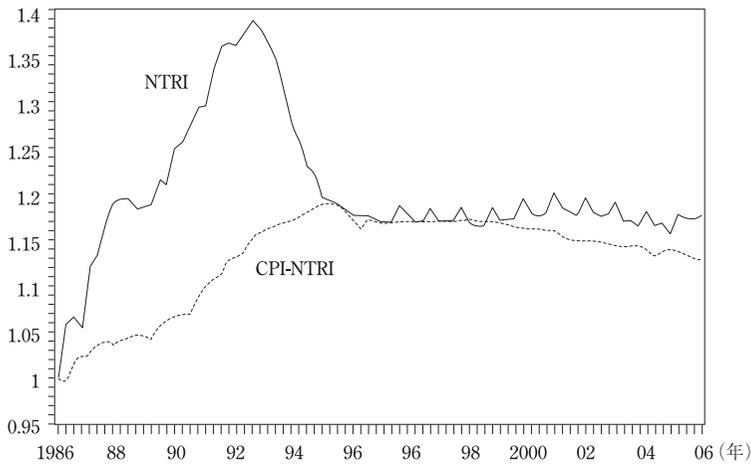


図2—ヘドニック住宅賃料指数 (NTRI) と消費者物価指数非木造住宅賃料系列 (CPI-NTRI) の推移



は一致していく様子がわかる。

### 3 住宅賃料の粘着の程度とその原因

#### 住宅賃料の価格改定頻度と粘着性

住宅価格および住宅賃料との比較においては、資産価格市場での価格変動と比べて、住宅賃料はきわめて緩やかに変化していることがわかった。また、NTRI と CPI-NTRI との間には、異なるマクロ変動構造があり、とりわけ CPI-NTRI の変動は極めて小さいことがわかった。

その理由としては、NTRI は新規契約賃料のみを用いて指数が推計されているのに対して、CPI-NTRI は新規賃料と継続賃料が入り混じっているためである。つまり、CPI-NTRI の粘着性は、継続賃料によって発生していることが予想される。東京都市圏の賃貸契約は基本的に2年間であり、その契約期間中においては賃料改定が行なわれる確率は低い。特に、借地借家法に代表される制度的な制約を強く受けるために、契約更新時においても同一のテナントが住み続けるかぎり、特に上方への賃料改定が実施されることはきわめて少ない (山崎 2000)。

このような構造を明らかにするために、住宅賃料がどの程度粘着的であるのかを計測する。具体的には、 $t$  期の各部屋  $i$  単位の住宅賃料  $R_{it}$  に関するパネルデータベースを用いて、週単位における  $R_{it}/R_{it-1}$  の賃

料変化を観察した。本データベースは、テナントが入れ替わった時期と、その前後の賃料の改定幅がわかる。しかし、契約期間中に継続契約を結んだ際に発生した賃料改定については捕捉することができない。Shimizu、Nishimura and Watanabe (2008) によると、継続契約時においても全継続契約のうち3%程度とわずかなではあるが賃料改定が実施されていることが明らかになった。そこで、継続時における賃料改定のノイズを除去するために、契約後2年以内に発生したイベントだけを抽出し、次の2つの

図3—時期別賃料粘着性の分布

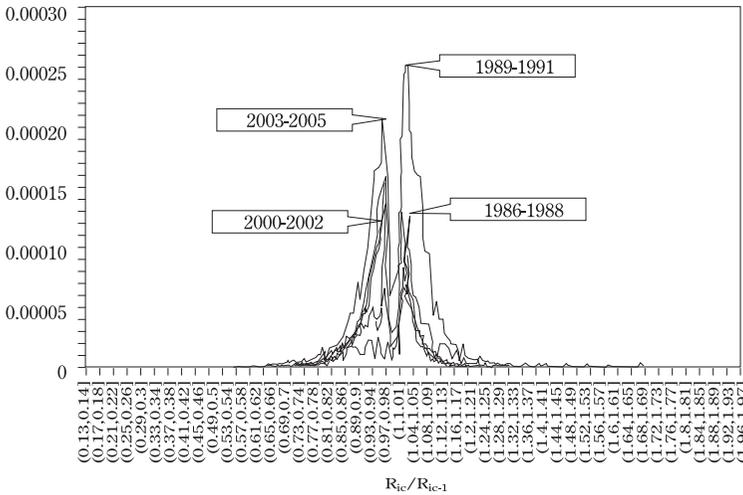
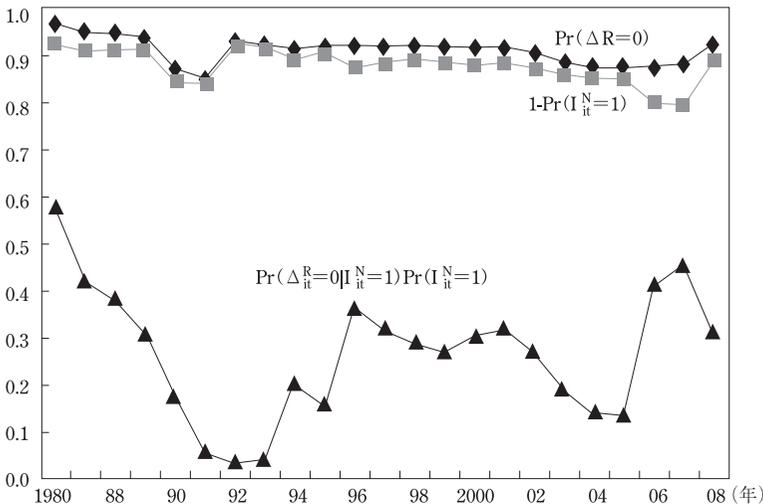


図4—賃料粘着性の時間的推移



確率を計算した。

$$\begin{aligned} \Pr(\Delta R_{it}=0) &= [1 - \Pr(I_{it}^N=1)] \\ &+ \Pr(\Delta R_{it}=0 | I_{it}^N=1)\Pr(I_{it}^N=1) \quad (2) \end{aligned}$$

ここで、 $I_{it}^N$  は新規の契約に関するイベントを意味する。そのため(2)式は、新規契約が発生しない確率 ( $1 - \Pr(I_{it}^N=1)$ ) と新規契約のうちで賃料改定が発生しない条件付き確率 ( $\Pr(\Delta R_{it}=0 | I_{it}^N=1)\Pr(I_{it}^N=1)$ ) の和を意味する。

まず、新規契約における賃料の改定率の契約時期別分布を観察してみると(図3)、時期によって価格改定率や分布形状が変化しているこ

とがわかる。特に、賃料の上昇期にあたる1989-1991年においては0を中心として右側に大きな山があり、上方にその広がりが大きくなっている。その他の時期においては、おおそ同様の分布形状を示し、負の方向への価格改定が多い。

続いて、新規契約が発生しない確率と新規契約における賃料の条件付き改定確率の時間的な変化を見た(図4)。いわゆるバブル期といわれる時期を除けば、新規契約の発生確率は1992年から2006年に関しては、0.85~0.90 (0.998<sup>52</sup>) 付近に分布していることがわかる。また、賃料の改定は、新規のイベントのなかでも、先の契約賃料水準と同じ水準で契約がされることがある。そのため、賃料が変化しない確率は、新規の賃料改定というイベントが発生しない確率と新規のイベントの中でも賃料が変化しない確率の和となる。ここで、

賃料改定のイベントのなかで、賃料が変化しない確率の動きを見ると ( $\Pr(\Delta R_{it}=0 | I_{it}^N=1)$   $\Pr(I_{it}^N=1)$ )、賃料の上昇期にあたる1989年から1992年にかけて低下していくが、時期によっては30%から50%の確率で、新規の契約のなかでも賃料水準は改定されていないことがわかる。

米国のケースを研究した Genesove (2003) では29%と報告されていることから、以上の推計結果は、日本における賃料の粘着性の程度がきわめて高いことを意味している。

図5 “Adjustment hazard” 関数推計結果

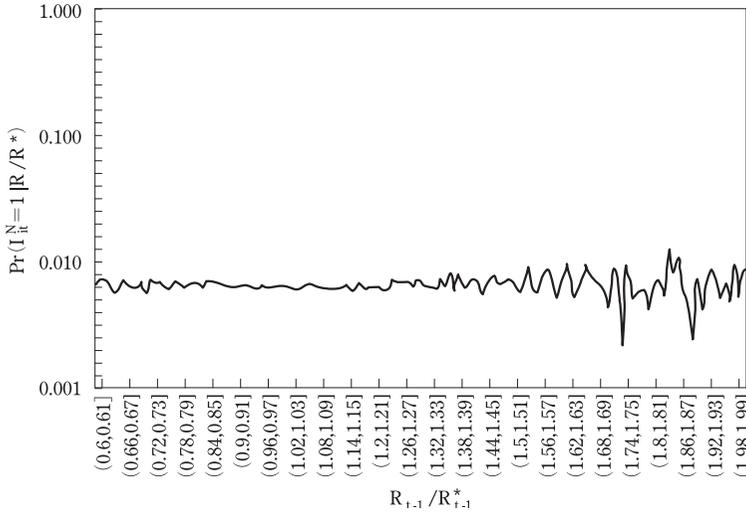
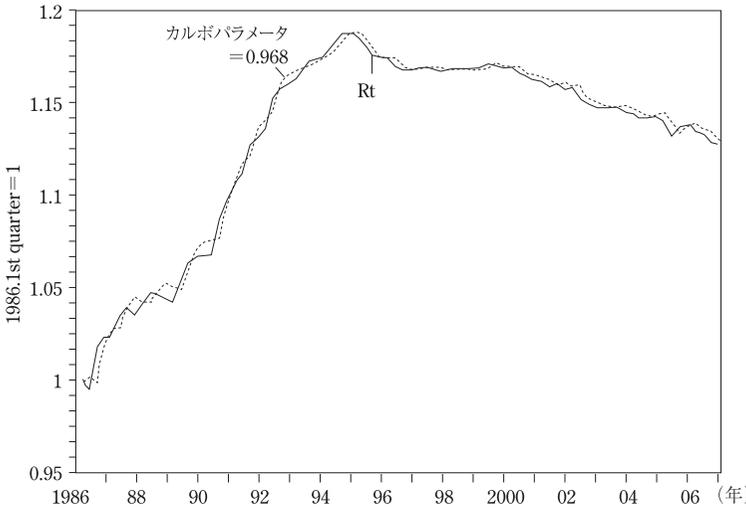


図6 住宅賃料に関するカルボ推定



### 住宅賃料の状態依存性——Adjustment Hazard 関数の推定

週単位で賃料改定の確率を分析したところ、住宅賃料はきわめて粘着的であることが理解された。そこで、その粘着性がどのように発生しているのかを分析した。具体的には、Caballero and Engel (1993) によって提案された“adjustment hazard”を推計した。“adjustment hazard”は、次の手続きによって計算した。

t期におけるi部屋のターゲット賃料 $R_{it}^*$ は、所有者がt期において調整可能な賃料水準を意

味する。つまり、ターゲット賃料とは、住宅賃料の粘着性がないことを想定した経済活動のなかで決定される市場賃料を意味する。

ここで、賃料改定のイベント $I_{it}$ を次のように定義する。

$$I_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if the unit } i \text{ is turned over in period } t \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

加えて、実際の住宅賃料( $R_{it}$ )がターゲット賃料( $R_{it}^*$ )からの乖離に応じて賃料が改定( $I_{it}=1$ )される確率を(4)式に示す。

$$\Pr(I_{it}=1 | R_{it}-R_{it-1}^*) \quad (4)$$

このような住宅賃料の改定に関する状態確率(“adjustment hazard”)は、企業の価格決定行動における状態依存(state-dependent)確率の問題と同義となる<sup>4)</sup>。

ここで、ターゲット(市場)賃料 $R_{it}^*$ は、t時点におけるi物件において直接に観察することはできない。

しかしながら、そのターゲット賃料は推計することができる。 $R_{it}^*$ は(1)式のヘドニック関数を修正することで推定した<sup>5)</sup>。

$$R_{it}^* = \begin{cases} R_{it} & \text{if } I_{it}=1 \\ \hat{R}_{it} & \text{if } I_{it}=0 \end{cases} \quad (5)$$

以上のモデルに基づき、“adjustment hazard”関数を推定した。本分析においても、前節同様に継続時の賃料改定のノイズを排除するために、最初の契約が発生してから2年以内のサンプルのみを抽出し、1カ月単位で $R_{it}-R_{it-1}^*$ とその入れ替え確率を推計した。推定結果を図5に示

す。

推定結果をみると、賃料の改定確率  $\Pr(I_{it})$  は、実際の賃料とターゲット賃料の乖離には依存していないことがわかる。つまり、賃料の改定確率はポアソン過程に従うことを意味する。

また、その改定確率は、総じて月当たり1%弱ときわめて低いことがわかった。

#### カルポ型モデルによる住宅賃料の粘着性の計測

住宅賃料がポアソン過程に従うということが示されたが、このような場合には、カルポ型モデルが適用できることを意味する (Calvo 1983)。

そこで、マクロ的な集計量である NTRI と CPI-NTRI を比較することで、賃料の粘着性の程度を、再度確認する (図6)。

両者の変化率の違いとしては、NTRI は新規にテナントが入れ替わった時の新規契約賃料のみを用いて推定されているのに対して、CPI-NTRI は継続賃料をも含んでおり、その継続賃料が粘着性をもたらしていることを想定した。

そこで、テナントは  $\alpha$  の確率で住み続け、 $1-\alpha$  の確率で退去することとする。さらに、継続契約の改定時においては、 $1-\theta$  の確率で賃料を更新する (減額または増額する) ものとする。つまり、新規契約のもとでの賃料改定とともに、同一のテナントによる継続契約のもとでの賃料改定といった二つの改定をモデル化する。一般的に、継続契約による賃料改定が実施される確率はきわめて低く、 $\theta$  は1に限りなく近いことが知られている。

CPI-NTRI のように、住宅市場で発生している住宅賃料の平均値は、(a)継続的に居住を続ける家計の住宅賃料、(b)テナントが入れ替わるなかで新しい契約のもとで支払われる住宅賃料、(c)テナントの継続契約の更新によって新しい契約のもとで支払われる住宅賃料、といった3つの性質の賃料の集計統計量として計算されることとなる。このような住宅賃料の集計統計

量は、(6)式のように定式化できる。

$$R_t = \alpha[\theta R_{t-1} + (1-\theta)R_t^*] + (1-\alpha)R_t^* \quad (6)$$

つまり、(6)式における  $R_t$  は、CPI-NTRI となる。一方、 $R_t^*$  は  $t$  期において新しい契約のもとで実現する市場賃料である。ここでは、NTRI となる。そこで、(6)式を、(7)式のように変形し、カルポパラメータの推計を行なう。

$$R_t = \alpha\theta R_{t-1} + (1-\alpha\theta)R_t^* + \sigma_t \quad (7)$$

(7)式から理解されるように、この式を推計しようとする  $\alpha$  と  $\theta$  の2つのパラメータの合成として求めることとなり、それぞれ独立には求めることができない。しかしながら、前節における“adjustment hazard” 関数の推定においては、1カ月当たりの  $\alpha=0.99$  として推定されており、四半期単位での賃料粘着性のパラメータは  $\alpha=0.970$  と計算できる。これは、四半期当たりの賃料の改定率が3%であることを意味する。

(7)式に対して  $\alpha=0.970$  を代入し、1986年第1四半期から2006年第4四半期に関して OLS で推定したところ、 $\alpha\theta=0.968$  (s.e = 0.004) として推定された (adjusted  $R^2=0.998$ )。

この2つの推定統計量から、 $\theta=0.997$  として求めることができる。このことから、継続賃料の賃料改定率がきわめて低いことを意味している。

CPI-NTRI と(7)式によって求めた  $\alpha\theta=0.968$ 、“adjustment hazard” の推計結果から求めた  $\alpha=0.970$  によって  $R^*$  を(8)式のように修正する。

$$R_t = \frac{1-\hat{\alpha}\hat{\theta}}{1-\hat{\alpha}\hat{\theta}R_{t-1}} R_t^* \quad (8)$$

図6からわかるように、きわめて高い水準で近似されている。つまり、NTRI と CPI-NTRI の相違は、継続賃料の粘着性によってもたらされていることがわかる。

## 4 結論

本研究では、首都圏における住宅市場のマクロ変動を、住宅価格指数・住宅賃料指数を推計することで確認するとともに、特に、住宅賃料

の変動に着目し、その変動のマイクロな構造を分析することを目的とした。

まず、バブル期を含む1986年から2006年にかけての住宅価格および住宅賃料データベースを構築し、ヘドニック価格指数を推計し比較した結果、非木造住宅価格指数 (NTPI) と非木造住宅賃料指数 (NTRI) は独立の動きをしており、特に NTRI の変動は緩やかであることが確認された。

続いて、NTRI と消費者物価指数非木造住宅賃料系列 (CPI-NTRI) を比較したところ、特にバブル期において、NTRI は40%程度の上昇とその後の下落が観察されるが、CPI-NTRI の同じ時期の上昇率は15%にとどまり、緩やかに上昇し続け1994年の第4四半期には NTRI と CPI-NTRI は一致していくというまったく異なる動きをしていることが確認された。

特に、両指標の差異がどのように発生しているのかを確認するため、住宅賃料の粘着性に着目し、その粘着性の程度と原因を分析した。

その結果、住宅賃料は極めて粘着的であり、賃料の改定は市場状態には依存しておらず、ポアソン過程に従うことが確認された。そこで、カルボ型モデルを推計することで、住宅賃料の粘着性を、マクロ的な枠組みからも確認した。

以上の一連の分析から、賃料の改定確率は月当たり約1%弱であることが明らかになった。このような推計結果は、日本の住宅賃料は粘着的であり、他の財に関して関連する先行研究が報告している結果と比較してもきわめて低いことがわかった<sup>6)</sup>。なかでも、継続賃料契約が粘着性を高めており、それが消費者物価指数のバイアスをもたらしていることが示唆された。

特に、1980年代後半において両指数が大きく乖離し、NTRI が大きく上昇し、その後、1993年から1995年においては大きく下落しているが、CPI-NTRI はそれを正確に捉えることができていないため、その時期において消費者物価指数に大きな誤差がもたらされていたことが予想される。もし、消費者物価指数の計算において

適切に住宅賃料の変動を反映させることができているならば、デフレーションは1993年から1995年に1度発生していたことを示すことができている。このような情報を正確に認識していれば、中央銀行および政府は、より早い段階で金融政策の緩和へと移行できた可能性が示唆される。

住宅市場のマクロ変動は、経済システムと密接な関係を持つことから、きわめて重要な指標となることは、今回のサブプライム問題に端を発した金融危機において、改めて認識されたことである。

今後においても、住宅市場のマクロ変動をより正確に測定できる指標の開発とマイクロデータを用いた変動プロセスの解明に取り組んでいきたい。

\*本研究においては、東京大学の伊藤隆敏教授、金本良嗣教授、田淵隆俊教授、浅見泰司教授、上智大学の山崎福寿教授、東京工業大学の高安秀樹教授、コロンビア大学の Weinstein 教授、南カリフォルニア大学の YongHeng Deng 教授から適切なコメントをいただいた。ここに記して御礼申し上げます。

## 注

- 1) しかし、Crone and Nakamura (2004) で指摘されるように、賃貸市場で観測されるレンタルコストが所有住宅のサービス費用の代理指標となるのかといったことに対しては、多くの検討の余地を残している。
- 2) 本研究は、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2008) を要約したものである。また、この論文の元となる研究に対する西村の貢献は、日本銀行入行前になされた。
- 3) Shimizu and Nishimura (2006)、Shimizu and Nishimura (2007) では、実際の土地取引価格データを用いた長期地価指数の推計をしているが、その推定結果を見ても、1987年第4四半期にかけて2.8倍まで大きく上昇し、その後いったん下落するものの、1990年第4四半期にかけて再度上昇していることが指摘されている。
- 4) Saito and Watanabe (2008) では、スーパーマーケットで売られているシャンプー、ミルク等々に関して“adjustment hazard”を計算している。推定結果をみると、実際の価格とターゲット価格との間の格差がゼロに近いときには、価格改定の確率が小さいことを示している。一方、両社の格差が大きいときには、価格改定の確率が単純増加であることを示している。
- 5) (1)式に基づくヘドニック関数においては、推定期

間内においては、時間ダミーを除くヘドニックパラメータは変化しないことを想定した構造制約型モデルとして推定された。その理由としては、時間的な価格変化を観察することを目的としたためであり、時間ダミーに関するヘドニックパラメータの抽出が目的であったためである。また、時間的な変化は四半期を単位としている。しかし、ターゲット賃料の推計においては、ヘドニック関数のすべての推定値に対して高い推定精度が要求される。そこで、時間的な価格形成構造の変化に対応するために Shimizu and Nishimura (2007) で提案された Overlapping Period Hedonic Model (OPHM) を用いて推計した。OPHM は、あたかも移動平均をとるように推計対象を移動しながら接続していく手法であり、推計期間を1年とし、1カ月ずつ移動させることで、月次指数として推定した。

6) 例えば、Gali and Gertler (1999) は、 $\alpha$  はおおよそ米国の全産業については0.8と報告している。また、Gali, Gertler, and Lopez Salido (2001)、ヨーロッパ諸国の  $\alpha$  は、0.5から0.9の範囲であるとしている。

#### 参考文献

西村清彦 (1991) 「日本の土地市場は効率的か」『季刊住宅土地経済』No.2、2-9頁。

山崎福寿 (2000) 『土地と住宅市場の経済分析』東京大学出版会。

Caballero, Ricardo J., and Eduardo Engel (1993) "Microeconomic Rigidities and Aggregate Price Dynamics," *European Economic Review*, Vol. 37, pp. 697-717.

Calvo, Guillermo A. (1983) "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, No.3, pp.383-398.

Crone, Theodore M, Leonard Nakamura and Richard Voith (2004) "Hedonic Estimates of the Cost of Housing Services: Rental and Owner-occupied Units," *Price Federal Reserve of Bank of Philadelphia Working Papers*, No.04-22.

Crone, Theodore M, Leonard Nakamura and Richard Voith (2006) "The CPI for Rents: A Case of Understated Inflation," *Price Federal Reserve of Bank of Philadelphia Working Papers*, No.06-7.

Diewert, Erwin (2007) "The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions," University of British Columbia Discussion Paper 07-1.

Genesove, David (2003) "The Norminal Rigidity of Apartment Rents," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.85(4), pp.844-853.

Goodhart, Charles (2001) "What Weight Should be Given to Asset Prices in Measurement of Inflation?" *The Economic Journal*, Vol.111 (No.472), pp.335-356.

Goodman, A.C. and T.G.Thibodeau (2003) "Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction

Accuracy," *Journal of Housing Economics*, Vol.12, pp. 181-201.

Gordon, Robert J and Todd vanGoethem (2005) "A Century of Housing Shelter Prices: Is there a Downward Bias in the CPI?" *NBER Working Paper*, No. 11776.

Saito, Yukiko, and Tsutomu Watanabe (2008) "Menu Costs and Price Change Distributions: Evidence from Japanese Scanner Data". (Mimeo)

Shimizu, C. and K. G. Nishimura (2006) "Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan," *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.26, No.2, pp.150-175.

Shimizu, C. and K.G.Nishimura (2007) "Pricing Structure in Tokyo Metropolitan Land Markets and its Structural Changes: Pre-bubble, Bubble, and Post-bubble Periods," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.35(4), pp.475-496.

Shimizu, C., K.G.Nishimura and T.Watanabe (2008) "Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences," *JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy, Working Paper Series*, No.29.

# 東京圏の保育サービスと “足による投票”

浅田義久

## はじめに

2007年の合計特殊出生率は1.34と、2年連続で若干上昇したものの、依然として低位で推移している。東京都でも、若干上昇したものの全国最低で1.05にまで低下している。このような少子化と、平均寿命の延長とが相俟って少子高齢化の問題が顕在化している。国立社会保障・人口問題研究所の平成18（2006）年12月中位推計によると、15歳以下の年少人口構成比は2000年の14.6%から2020年には10.8%となることが予想され、政府も新エンゼルプランをはじめとしてさまざまな対策を検討している。特に、東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県の1都3県（以下、東京圏）での合計特殊出生率の低下が顕著で、東京都でも少子化に対して独自の対策を講じている<sup>1)</sup>。

その一方で問題となっているのが、認可保育所の利用要件を満たしているのに入所できない待機児童問題である。厚生労働省の平成20（2008）年調査によると、全国の待機児童数は1万9550人で、2004年から減少傾向を示していたものが再び増加に転じた。また、この待機児童の約半数（9787人）を東京圏が占め、待機児童率もその他地域の4倍以上となっている。政府が公表している待機児童の要件はかなり厳格であり、要件を満たさない保育サービスの潜在的需要者はさらに多いと考えられる<sup>2)</sup>。

待機児童問題に対して政府は、少子化対策の一環として、2001年7月に「仕事と子育ての両

立支援策の方針について」を閣議決定し、待機児童の多い都市を中心に平成14（2002）年度から16（2004）年度にかけて15万人の受け入れ児童増大を図る施策をとっている。保育施設の不足は、以前から国の問題として捉えられ、1995年には施設やサービスの充足を図る「エンゼルプラン」（正式には「今後の子育て支援のための市策の基本的方向について」）がたてられた。これには、10年間で、低年齢児受け入れ保育所の倍増、延長・休日保育の整備、学童クラブの普及など、働く親を支援するための施策が盛り込まれている。この後期計画として1999年には新エンゼルプランが実施されている。

ところが、このような少子化対策の一方で、都心の人口急増地域では小学校の教室不足を理由にマンション建設規制を行なう地域も出ている。もちろん、小学校の教室不足だけではなく、その他のインフラを含めて整備が追いつかないことがマンション建設規制の理由となっている。特に1990年代後半から、超高層マンション建設や大規模再開発などで“都心回帰”が始まり、なかでも江東区は、1998年から2008年までの10年間で人口が約6.5万人も増加した。

少子化と、保育サービスの超過需要である待機児童問題がともに顕著になっているのは東京圏であり、小学校の教室不足を理由にマンション規制を行なっているのも東京圏であるという大きな矛盾が生じている。本来、保育サービス、教育サービス、住環境など地方公共サービスを含めたインフラ整備は、地域経済全体で体系

的、統合的に検討すべき問題であろう。

地方公共サービス市場で、地域的に超過需要と供給に何らかの制限があることでサービスを利用できない場合、住民による“足による投票”が行なわれている可能性がある。保育サービスの場合、ある地域の保育所が不足のために就業できない保護者は、引越しなどによって自らが移動して、子供を保育所に入れるという“足による投票”を行なっている。

保育サービスの分析は内閣府国民生活局物価政策課（2003）をはじめとして多数ある<sup>3)</sup>。そのなかで、安岡（2007）や杉本・中川（2007）、上村・神野（2008）は出生率と保育サービス補助や教育費の関係を分析しており、本稿と関係が強い。しかし、地域経済からの視点で分析した研究は少ない。

“足による投票”に関しては、理論的には、Tiebout（1956）に始まり、アメニティによる人口移動やフライペーパー効果等も含めると内外ともに多数の実証分析がある<sup>4)</sup>。しかし、特定の地域公共サービスを評価した分析は少ない。

本稿は、地域経済の視点で、保育サービスに対する要求の手段である“足による投票”が行なわれているか否かを計量的に分析し、保育

(浅田義久氏 写真)

あさだ・よしひさ

1958年石川県生まれ。1985年上智大学大学院経済学研究科修了。(株)三菱総合研究所研究員、明海大学助教授などを経て、現在、日本大学経済学部教授。著書：『都市経済学』（共著、日本評論社）、『不動産市場の経済分析』（共著、日本経済新聞社）など。

サービスの問題点を検討することを目的としている。

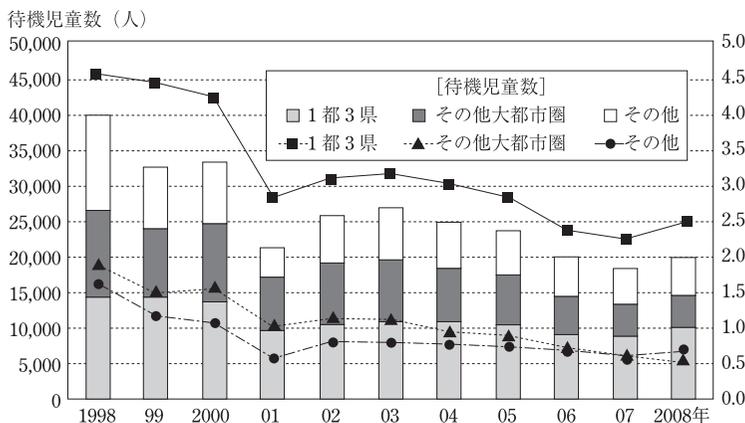
## 1 地方公共サービスと“足による投票”

### 地方公共サービスへの住民の要望顕示

本稿の分析対象である保育サービスや、同様に供給不足が問題となっている高齢者サービスは、経済学でいう純粋公共財ではなく、準公共財の範疇にも入らない私的サービスである。特に、保育サービスや高齢者サービスなどで供給不足が顕在化しているのは、これらのサービスに競合性があるからであり、八代・日本経済研究センター（2003）が強調しているように、市場に任せるほうが効率性、公平性の観点からも適している。

しかし保育サービスや高齢者サービスは、サービスの質に関する情報の非対称性を問題視してか、現状では地方自治体による許認可、補助が行なわれ、サービスの及ぶ範囲が地域的に限定されているため、「地方公共財」的な性格を持っている。また、育児手当や老人手当といった直接補助も同じように、便益が一地域に限定され、所得を向上させ直接効用をあげるの、地方公共サービスと捉えることができる。

図1—待機児童数と待機児童率の推移



注) 各年4月1日時点の値。待機児童率=待機児童数/保育所利用者数

1998年4月までは、各市区町村が独自に把握している待機児童としていたが、1999年以降は保育所入所申込書が市区町村に提出され、かつ、入所要件に該当しているものによって、現に保育所に入所していない児童と定義している。

出所) 厚生労働省資料

このような地方公共サービスの不足や需要の顕示に対して、地域住民が起こせる行動は、「住民投票」、「要求」、「足による投票」という3つが考えられる<sup>5)</sup>。

「住民投票」と「要求」が積極的に地方自治体に働きかける行動に対し、「足による投票」は、自らが別の自治体に移住するというかたちで不満を解消することである。保育サービスは対象とする子供にとってはサービスを享受する期間は限られているので、「住民投票」や「要求」のように時間がかかる行動より、「足による投票」を起こす誘因が高いと言える。

“足による投票”が起きやすい地方公共サービス Tiebout (1956) では地方公共財について2つのことに注目している。1つは、地方公共財の便益の及ぶ範囲がある地域に限定されること。2つめは、地方公共財の便益の及ぶ特定地域に居住することは、居住用地域に競合性があるため、排除原則が適用されることである。各消費者は地方自治体の間に移住することを通じて、自己の選好が最も多く満たされるよう行動し、移動の結果を通じて地方自治体に地方公共財の需要を顕示することになると論じた。

本稿は実証分析が主目的であるため、柴田・柴田 (1988) の“足による投票”仮説が成立する7つの前提条件が、保育サービスに当てはまるかどうかを簡単に検討するにとどめる。

[条件1] 人々は、所得獲得のために特定地域に住まねばならないという制約から解放されている。

東京圏に限定すると、鉄道網が発達しているため、所得獲得のために特定地域に住まなければならないという制約からは解放される。

[条件2] 地方自治体 (例えば市) の運営者等はあたかも地方公共財の売り手のよう行動する。すなわち、自治体は顧客である住民を誘引するため目標とする住民が最も好むと思われる公共財のミックスを提供する。地方公共財の需要者すなわち潜在的住民は、各自治体の提供す

るサービスの内容についての情報に通じている。

“上乘せサービス”、“横出しサービス”<sup>6)</sup>といった形で、地方自治体がある程度自由度を持って供給水準を決定できるようなサービスであれば、保育サービスは、この条件を満たしている。

[条件3] いろいろな地方公共財のミックスを提供する地方自治体があり、かつ一つのミックスのパターンについても、同じミックスパターンを提供する自治体が多数存在する。

東京圏だけでも自治体の数は多数存在し (分析対象は141市区)、各自治体がサービス水準を決定するため、この条件も満たしている。

[条件4] 各公共財のミックスパターンを提供するに当たって、住民1人当たりのコストを最低とする最適な人口 (地方自治体の人口) が存在する。

これは公共財の生産関数に関する問題で、最近分析も多くなっているが、ここではある程度妥当するサービスがあると仮定する<sup>7)</sup>。

[条件5] 地方自治体間に、ある地方公共財のサービスの便益がその地方自治体に居住する人以外にまで及ぶという、地方公共財の便益のいわゆる「スピルイン・アウト現象」はない。

保育サービスは当該市区町村に居住する人のみが享受でき、外部性は低く「スピルイン・アウト現象」はない。

[条件6] 消費者の地域間移動について何らの法的・経済的制約もない。

東京圏を対象としているので住民は好きな地域に移動できる。

[条件7] 地方公共財について、同一の選好パターンを持つ消費者が多数存在する。

これは特定の年齢層等に供給されるサービスの対象者であれば類似した選好を持つことが考えられる。例えば幼児を持つ世帯なら保育所のサービスや幼児に対する手当などのサービスを受けたい人は多数存在すると考えられる。

このように考えると、保育サービスについて“足による投票”は起こりうると考えられる。

## 保育サービスの特性

保育サービスには、国や都道府県による制度に対して各自治体の考え方や財政、住民からの要求などによって、制度に上乗せを行なう“上乗せサービス”と、地方自治体独自による関連施策を提供する“横出しサービス”が行なわれ、自治体間でのサービスの格差が生じている<sup>8)</sup>。保育サービスは多岐にわたるが、以下では、補助金(手当)、医療補助、施設、保育料について概観する。

### (1)補助金(手当)・医療補助

幼児に対する補助金には児童手当と出産手当がある。児童手当は義務教育就学前の児童を対象に、養育している人に支給される。児童手当は国による制度で、市区町村の“上乗せ”による違いはなく、各市区役所が窓口になって支給される。出産育児手当金は、医療保険から給付され、地域別の差異はないが、出産に際して出産祝い品または出産祝い金などの地域によって異なった“横出しサービス”が行なわれている。

乳幼児医療費助成制度は、乳幼児が病気にかかったときに要する医療費を保険診療の範囲内で助成する制度で、全国の自治体が導入しており、都道府県の補助制度をベースとして各市区町村が“上乗せ”している場合が多い。

### (2)幼児対象保育施設

幼児の保育施設には、幼稚園と保育所があり、それぞれに公立と私立がある。表1に示したように、幼稚園と保育所は、その目的や幼児の対象、年齢対象も異なる施設である。

「保育所」には、認可を受けた「認可保育所」と、それ以外の「認可外保育所」がある。「認可外保育所」には補助金を受けているものと受けていないものがある。さらに東京都では、「認可外保育所」ではあるが都の認定を受けた「認証保育所」がある<sup>9)</sup>。「認可保育所」にも公立と私立があり、公立保育所は市町村が事業主体で、私立保育所の主な設置主体は宗教法人や社会福祉法人等である。認可された私立保育所は、基本的に公立保育所と同じように扱われ、

表1—幼稚園と保育所の違い

	幼稚園	保育所
行政	文部科学省	厚生労働省
目的	幼稚園は、幼児を保育し、適当な環境を与えて、その心身の発達を助長することを目的とする	保育所は、日々保護者の委託を受けて、保育に欠けるその乳児または幼児を保育することを目的とする
対象児童	条件はない	保育に欠けると認められた児童
対象年齢	満3歳から就学前の幼児	乳幼児または就学前の幼児
入園の決定	幼稚園による	市町村による
保育時間	1日4時間	1日原則8時間延長保育と夜間保育もある
保育料	施設の設定者が定める保育料	自治体による保育料徴収基準

(出所) 待井(2000)

入所する場合の申込みや可否についても自治体で行なわれ、国および地方自治体による補助を受けている。入所の可否については、児童福祉法改正により利用方式が変わり、以前はどの保育所に入れるかは行政による裁量で決められていたが、現在では保護者が決めることができる選択利用制になっている。

### (3)幼稚園、保育所の保育料

幼稚園の保育料は、公立と私立で大きな差がある。2007年度に、入園料と保育料を合わせた費用の平均は、公立で年間約7万7000円に対し、私立では年間約28万8000円であった<sup>10)</sup>。この公私の格差是正のため、国の制度として私立幼稚園就園奨励費補助金があり、さらに、保護者の負担を軽減するために、入園費、保育料などを補助する制度を実施し、幼稚園入園に対する経済負担を軽減している自治体もある。2008年度予算を見ると、東京都(区市町村民税所得割課税額3万4500円世帯の第1子)では、国の制度としての私立幼稚園就園奨励金が年8万4200円、都の私立幼稚園等園児保護者負担軽減事業費補助金が月4500円、さらに区市町村独自の補助金と入園料補助がある<sup>11)</sup>。なお区市町村独自の補助金は、月額平均6416円、最低1000円、最高2万4833円、標準偏差4407の“上乗せ”サービスとなっている<sup>12)</sup>。

幼稚園は保育時間の制約から最近では超過需要

(待機児童)がないといわれているが、地域間での保育料に違いがあれば、一定の所得層では“足による投票”が起きている可能性はある。

一方、保育所の保育料は、サービス水準の違いはあるが、幼稚園の保育料より高くなっている。また、認可保育所と認可外保育所の利用料金も格差がある。認可保育所と認可外保育所の託児1人当たり費用が同じだとしても、公費補助があるために認可保育所は保育料が低い<sup>13)</sup>。さらに認可保育所では所得や子供の人数などにより保育料金が異なるが、認可外保育所は同一料金なので、低所得者は認可保育所より高い料金を支払うことになる。しかし現状では、公立保育所の供給が不足し、高額な無認可の託児所を利用する人も多い。

認可保育所の保護者が負担する保育料は、各自治体が決めており、公立と私立に違いはない。保育料は、国が定めた保護者負担の基準だと高額だと考えられているのか、ほとんどの自治体で保護者の負担を軽減するために“上乘せ”を行ない、保育料徴収基準を設けている<sup>14)</sup>。この保育料は保護者の所得税額や住民税額などによって決定されていたが、1997年の児童福祉法の改正で、所得税額等に応じて負担する方式から、保育費用とリンクする方式に変わった。表2は東京都特別区・市の保育料金の一例であるが、かなりのばらつきがあることがわかる。

近年は、認可保育所だけでは対応しきれず、認可外保育所などの託児サービスの需要が増えている。保育所に入れない場合の自治体の対策として、保育ママ制度、緊急などに対しての一時的に子どもを預かる制度などがあり、ファミリーサポートセンターなどで対応している自治体もある。

## 2 実証分析

### 実証モデル

保育サービスにおける“足による投票”の有無を実証する際には、以下の点が問題となる。すなわち、保育所定員や料金といった保育サー

表2 一東京都特別区・市の保育料金（第1子3歳児・最高支払額）

地域		1995年度	2000年度	2005年度	2007年度
特別区	最大値	16,700	22,600	28,700	28,700
	最低値	16,700	16,700	22,600	22,600
	平均	16,700	20,752	23,522	23,609
	標準偏差	0	2,678	2,029	2,031
市	最大値	25,900	28,300	38,000	38,000
	最低値	14,100	18,000	20,200	20,200
	平均	21,237	23,715	25,922	25,922
	標準偏差	2,358	2,680	3,992	3,992

(出所) 社団法人東京都私立保育園連盟調査部「東京都民間保育園に対する区市町村の単独助成状況一覧」

ビス水準の地域格差によって、保護者が「孟母三遷」のごとく、“足による投票”を行なうことである<sup>15)</sup>。つまり、幼児を持った、あるいは持つ可能性のある人々と、持っていない人々の居住選択行動を識別する必要があるということである。そこで、本稿では“足による投票”の結果、地域別の年齢構成である特化係数が変わると考え、地域別年齢別特化係数に地方公共サービスがどのように影響したかを検討した。

まず、j地域t期i歳人口の特化係数  $Spe_{jit}$  は(1)式で求められる。

$$Spe_{jit} = \frac{(pop_{jit} / pop_{it})}{(pop_{jt} / pop_{it})} \quad (1)$$

ここでは、保育サービスを対象としているので、5歳未満人口の特化係数を使う。その結果、特化係数が上がる要因としては、純粋に“足による投票”の効果だけではなく、従来から住んでいた人々の出生率上昇効果も含むことになる。ただし、出生率上昇効果もこの地域の保育サービスの充実によって引き起こされていると考えられるため、広義の“足による投票”といえよう。

このような“足による投票”は保育サービスの格差によってのみ起こるものではない。ある時期に保育サービスの供給が十分であることから、“足による投票”が起きると、その流入を見て、その後“足による投票”が起き、保育サービスの供給が過小になる場合も考えられる。これは、特化の趨勢要因と言えよう。また、そ

表3—東京圏の基本統計量

			1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年
0～5歳児人口当たり幼稚園定員	全域	最大値	0.8715	1.1186	1.2283	1.9351	1.7853	1.4938	1.1408
		最小値	0.0330	0.0844	0.1318	0.1723	0.1877	0.1985	0.2249
		平均値	0.2631	0.3786	0.4435	0.4965	0.5094	0.4867	0.4969
		分散	0.1007	0.1330	0.1546	0.2007	0.1911	0.1674	0.1535
	東京都	最大値	0.8715	1.1186	1.2283	1.9351	1.7853	1.4938	1.1408
		最小値	0.1100	0.1384	0.1560	0.1829	0.1877	0.2048	0.2377
		平均値	0.2863	0.3870	0.4283	0.5077	0.5319	0.4894	0.4626
		分散	0.1165	0.1601	0.1704	0.2653	0.2479	0.1979	0.1538
	その他	最大値	0.3937	0.5957	0.7462	0.8609	0.9065	0.9292	1.0250
		最小値	0.0330	0.0844	0.1318	0.1723	0.2185	0.1985	0.2249
		平均値	0.2508	0.3741	0.4515	0.4906	0.4976	0.4853	0.5150
		分散	0.0896	0.1169	0.1459	0.1577	0.1533	0.1501	0.1510
0～5歳児人口当たり保育所定員	全域	最大値	0.4439	0.5997	0.6156	0.7848	0.9506	1.0128	1.1733
		最小値	0.0313	0.0719	0.0880	0.1020	0.1000	0.0954	0.1246
		平均値	0.1204	0.1907	0.2244	0.2467	0.2623	0.2661	0.3012
		分散	0.0709	0.0913	0.0951	0.1112	0.1312	0.1309	0.1452
	東京都	最大値	0.2993	0.4419	0.4458	0.4797	0.6020	0.5093	0.5188
		最小値	0.0731	0.1248	0.1520	0.1824	0.2039	0.1988	0.2225
		平均値	0.1393	0.2298	0.2734	0.3159	0.3464	0.3402	0.3535
		分散	0.0471	0.0700	0.0780	0.0792	0.0919	0.0846	0.0793
	その他	最大値	0.4439	0.5997	0.6156	0.7848	0.9506	1.0128	1.1733
		最小値	0.0313	0.0719	0.0880	0.1020	0.1000	0.0954	0.1246
		平均値	0.1104	0.1701	0.1987	0.2103	0.2180	0.2271	0.2736
		分散	0.0792	0.0947	0.0935	0.1086	0.1274	0.1344	0.1637
0～5歳児人口特化係数	全域	最大値	1.5918	1.5265	1.4288	1.6843	1.4867	1.4880	1.5265
		最小値	0.6506	0.6358	0.6629	0.6455	0.6296	0.6178	0.5672
		平均値	1.0640	1.0435	1.0231	1.0192	1.0197	1.0012	1.0376
		分散	0.2118	0.1744	0.1333	0.1493	0.1625	0.1501	0.1550
	東京都	最大値	1.5918	1.3903	1.2691	1.3208	1.2696	1.2169	1.3585
		最小値	0.6506	0.6358	0.6629	0.6455	0.6296	0.6178	0.5672
		平均値	0.9511	0.9189	0.9441	0.9384	0.9118	0.9124	0.9547
		分散	0.2135	0.1664	0.1421	0.1540	0.1686	0.1572	0.1815
	その他	最大値	1.5582	1.5265	1.4288	1.6843	1.4867	1.4880	1.5265
		最小値	0.7636	0.8513	0.7657	0.7439	0.7258	0.6756	0.7189
		平均値	1.1241	1.1099	1.0651	1.0622	1.0771	1.0485	1.0817
		分散	0.1856	0.1393	0.1074	0.1280	0.1267	0.1229	0.1180

の地域の女性人口が多ければ、その地域の5歳未満人口の特化係数が上昇する可能性がある。これらはコーホート要因を考えられる。その他、交通利便性や治安といった保育サービス以外の地域のアメニティが影響している可能性もある。これらは構造的要因と考え、地価を代理変数として考慮した。それ以外の構造的要因もあろうが、ここではパネル分析を用いて除去した。

保育サービスによる“足による投票”の実証分析では、5歳未満人口の特化係数を、上記の

ような趨勢要因、コーホート要因、構造的要因と保育サービスの地域間差異による影響に分離しなければならない。その結果、推計するモデルは以下ようになる。

$$\text{Spe}_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Spe}_{jt-1} + \alpha_2 \text{Coh}_{jt-1} + \alpha_3 \text{Psl}_{jt} + \alpha_4 \text{Oth}_{jt} \quad (2)$$

ここで、

$\text{Spe}_{jt}$  : j 地域 t 期 5 歳未満人口特化係数

$\text{Coh}_{jt-1}$  : j 地域 t-1 期女性特化比率

$\text{Psl}_{jt}$  : j 地域 t 期サービス供給水準

表4—東京圏での推定結果（1975年から2005年の5年ごと、被説明変数：0～5歳特化係数、サンプルサイズ955）

	サービス水準＝保育所サービス密度				サービス水準＝保育所サービス充足度			
	第1段階の推定		第2段階の推定		第1段階の推定		第2段階の推定	
	推定量	t 値	推定量	z 値	推定量	t 値	推定量	z 値
前期5歳未満特化係数	2.353242	1.14	0.4486541	2.71	372.747	1.82	0.440771	13.68
前期女性20～44歳特化係数	1.192636	0.21	0.1323912	1.47	442.5169	0.79	0.1251078	1.39
地価	-5.12E-07	-1.32	-0.1323912	-1.90	-0.0000966	-2.52	-1.07E-08	-1.76
定数	11.20152	2.32	0.6059878	7.59	596.433	1.26	0.6447486	8.39
サービス水準			0.003565	2.71			0.0000201	1.65
1人当たり児童福祉費	0.0022537	3.28			0.0863387	1.32		
前期サービス水準	0.3646888	9.99			0.4124335	12.56		

	サービス水準＝幼稚園サービス密度				サービス水準＝幼稚園サービス充足度			
	第1段階の推定		第2段階の推定		第1段階の推定		第2段階の推定	
	推定量	t 値	推定量	z 値	推定量	t 値	推定量	z 値
前期5歳未満特化係数	44.60534	1.32	0.4316171	12.20	666.4104	3.18	0.486468	13.98
前期女性20～44歳特化係数	-95.97201	-1.04	0.0806073	0.84	-685.262	-1.21	0.1694695	1.83
地価	-2.2E-07	-0.04	-1.11E-08	-1.71	0.0000202	0.52	-1.04E-08	-1.67
定数	75.15776	0.95	0.6499823	7.92	4484.634	9.09	0.8718934	9.34
サービス水準			0.0002811	1.45			-0.0000389	-1.08
1人当たり児童福祉費	0.0120353	1.13			0.0663756	-13.09		
前期サービス水準	-0.2011793	-5.32			0.1334497	8.61		

注) 被操作変数は幼稚園、保育所のサービス水準、操作変数は1人当たりの児童福祉費と前期サービス水準

表5—東京都区市部での推定結果（1995年から2007年の毎年、被説明変数：0～5歳特化係数、サンプルサイズ588）

	サービス水準＝保育所サービス密度				サービス水準＝保育所サービス充足度			
	第1段階の推定		第2段階の推定		第1段階の推定		第2段階の推定	
	推定量	t 値	推定量	z 値	推定量	t 値	推定量	z 値
前期女性20～44歳特化係数	-1.94900	-1.70	0.85401	18.03	-179.24130	-1.41	0.81813	17.17
地価	1.33E-07	0.27	3.41E-08	1.28	-3.98E-05	-0.70	4.06E-08	1.49
保育所保育料	4.03E-05	3.14	-2.87E-06	-4.24	6.56E-03	4.49	-2.68E-06	-3.78
定数	0.5599735	0.50	-0.0220502	-0.36	-33.68305	-0.28	0.0739856	1.28
サービス水準			7.65E-03	6.68			5.66E-05	4.88
保育所単独助成金	8.64E-08	2.64			2.03E-05	5.40		
1人当たり児童福祉費	5.11E-04	3.40			6.99E-02	4.01		
前期サービス水準	0.91218	42.69			0.89061	36.27		

注) 被操作変数は幼稚園、保育所のサービス水準、操作変数は1人当たりの児童福祉費と前期サービス水準

$Oth_{jt}$  : j 地域 t 期その他の構造的要因を示す。なお、本稿ではパネル分析を使っているので地域ダミーは使っていない。

### 実証結果

#### (1) 東京圏での実証結果

前節で見たように、さまざまな形態で保育サービスが供給されているが、過去（1975年）に遡って東京圏の市区別で得られるデータは、保育所、幼稚園数とその定員のみであった。その

ため、東京圏全体で行なう推計は数と定員だけを用いた。なお、東京都の市区別の保育料金や補助金等のデータが得られたので、これらのサービス格差による“足による投票”を、東京都内の区市別に推計を行なった。

分析の方法は、パネル分析（固定効果）を用いた。人口統計は1970年から2005年までの国勢調査を使った。前期の特化係数を説明変数としたため、推計期間は1975年から2005年の7時点となる。地域は2005年の市区町村を基本として、

東京都23区、26市、神奈川県19市、埼玉県42市、千葉県31市の合計141市区である（町村から市になった地域は以前の町村の統計から使用）。

幼稚園、保育所の数と定員については『東京都特別区公共施設状況調査結果』、『東京都市町村公共施設状況調査結果』、『千葉県公共施設状況調査結果表』、『神奈川県市町村公共施設概要』、『埼玉縣市町村公共施設概要』を用いた。

データの特性のうち重要な基本統計量は表3の通りである。

説明変数は、趨勢的要因である前期の特化係数、コーホーと要因である20～45歳女性の特化係数と、公共サービス要因として、5歳未満の人口当たりの幼稚園・保育所定員数（以下、サービス充足度）と、幼稚園・保育所数（以下、サービス密度）を用いた（以下ではサービス充足度とサービス密度をあわせたサービス水準とする）。ここで、サービス水準の内生性を考慮して5歳未満人口当たり児童福祉費と前期サービス水準を操作変数として、操作変数法を用いた。その他の要因として地価（公示地価の住宅地価平均値）を用いた。なお、保育所、幼稚園ともに数と定員は強い相関を持っているため、サービス水準として数と定員を別々に検討した。

推計結果は表4の通りである。保育所のサービス水準ではサービス密度が有意となり、充足度はやや有意性が弱くなっている。これに対して、幼稚園のサービス水準はどちらも有意性が低くなっている。幼稚園サービスは公的に決められていることと、保育時間の制限等から“足による投票”行動が起こっていないと考えられる。また、1人当たり児童福祉費が保育所サービス密度に有意に効いており、施策によってサービス水準を通じて“足による投票”を促すことができることがわかる。

## (2) 東京都区市部での実証結果

東京都内では、東京都市立保育園連盟調査・資料部の調査報告書から保育料金、助成金のデータを得ることができる。そこで、1995年以降

の2007年までの毎年のデータを用いて実証分析を行なった。毎年であるため、人口統計は住民基本台帳を用いている。推計結果は表5は通りである。

ここで、特化係数への影響を見ると、東京圏以上にサービス水準が有意に効いているとともに、保育所保育料がマイナスに有意に効いており、価格（保育料）による影響も大きいことがわかる。また、サービス水準は児童福祉費や、単独助成金が有意に効いており、施策によって保育サービス水準が向上することがわかった。

## おわりに

前節で検証されたように、東京圏でも東京都でも、保育サービス市場では“足による投票”が起きていることがわかった。また、東京都内の分析では、サービス水準に加えて、価格（保育料）も“足による投票”を起こしていることがわかった。これはサービス水準や価格によって出生率にも影響があることを示唆している。

また、保育所への助成金や児童福祉費によって保育所のサービス水準に影響することもわかった。これは、自治体の施策によってその地域の若年齢人口を変化させることを示唆している。

今後は、保育サービスの費用構造を検討し、自治体の費用便益分析が必要となる。また、“足による投票”が行なわれる可能性があると考えられる小学校・中学校や、高齢者サービス、特に自治体間によるサービスの格差が問題化している介護保健サービスについても検討していきたい<sup>16)</sup>。

\*住宅経済研究会における金本良嗣先生をはじめ参加者の先生方から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。

## 注

- 1) 東京都福祉保健局子ども家庭部（2005）
- 2) この点については八代・日本経済研究センター（2003）第7章参照。
- 3) その他では白石・鈴木（2003）、八代（1999）、永瀬（2003）、八代・鈴木・白石（2006）、鈴木（2008）

等がある。

- 4) 最近では国土庁計画・調整局(1997)でアンケートによる分析、富岡・佐々木(2003)、宮良・福重(2005)が人口移動の分析を行なっている。
- 5) 公共選択論については柴田・柴田(1988)等の公共経済学の教科書や、Mueller(1997)等公共選択を扱った論文集などで理論的な検討がなされている。詳細な議論はそれらに譲り、ここでは地方公共サービスの供給に関してのみ簡潔に述べる。
- 6) “横出しサービス”とは、利用できる種類を増やすサービス、“上乘せサービス”とは、利用できる限度額を引き上げサービスの量を増やすサービスを言う。
- 7) 白石・鈴木(2003)、野口・清水谷(2003)、駒村(2002)等を参照。この点は今後の研究課題としたい。
- 8) 高齢者対象の地方公共サービスも“上乘せサービス”と“横出しサービス”が行なわれている。
- 9) 東京都では、2001年度から都が認証した認可外保育施設が設立され、2008年4月現在で415箇所の認証保育所がある。保育時間は13時間以上で、0歳児からの受け入れ等の保育サービスを提供しており、“上乘せサービス”と考えられる。認証保育所は認可外保育所であるが、都と市区町村が在籍人員に対し、定員割合の単価でそれぞれ2分の1ずつ補助金を出している。
- 10) 文部科学省資料より。
- 11) 入園料補助は全市区町村で行なっているわけではないため“横出し”サービスである。
- 12) 東京都生活文化スポーツ局資料。
- 13) 保育サービスのコストに関する分析は福田(2000)を参照。
- 14) 市区町村の“上乘せ”分の負担の具体例は厚生省(1994)を参照。
- 15) 親の効用関数に幼児の効用が入っていることになる。
- 16) 小学校と地域経済の関係を検討したものに吉田・張・牛島(2008)がある。

#### 参考文献

上村敏之・神野真敏(2008)「公的年金と児童手当——出生率を内生化した世代重複モデルによる分析」『季刊社会保障研究』。Vol.43、No.4、380-391頁。

恩賜財団母子愛育会(1999)『保育サービス供給の実証分析研究報告書』

厚生省(1994)『保育問題検討会報告書』

国土庁計画・調整局(1997)『どこがちがう人の移り住むまち——全国市区町村アンケートより人口移動要因を探る』

駒村康平(2002)『保育サービスの費用分析と需給のミスマッチの現状』国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。

柴田弘文・柴田愛子(1988)『公共経済学』東洋経済新報社。

白石小百合・鈴木亘(2003)「経営主体別に見た保育サービスの質——認可・認可外保育所の比較分析」八

代・日本経済研究センター編『社会保障改革の経済学』東洋経済新報社。

杉本佳亮・中川雅央(2007)「出生率低下の歴史的背景とは」『エコノミスト』2月6月号、108-109頁。

鈴木亘(2008)「保育制度への市場原理導入の効果に関する厚生分析」『季刊社会保障研究』Vol.44、No.1、41-58頁。

東京都福祉保健局子ども家庭部(2005)『次世代育成支援東京都行動計画』東京都。

社団法人東京都市立保育園連盟調査・資料部(2002年までは東京都民間保育園協会調査部)『東京都民間保育園に対する区市町村の単独助成状況一覧』

富岡武志・佐々木公明(2003)「人口移動を考慮した都市アメニティの経済学的評価」『応用地域学研究』No.8、33-44頁。

内閣府国民生活局物価政策課(2003)『保育サービス市場の現状と課題——「保育サービス価格に関する研究会」報告書』

永瀬伸子(2003)『保育政策と都市再生』山崎福寿・浅田義久編著『都市再生の経済分析』東洋経済新報社。

野口晴子・清水谷論(2003)“Quality Adjusted Cost Function in Japanese Child Care Market: Evidence from Micro-level Data” ESRI Discussion Paper、No.57、内閣府経済社会総合研究所。

福田素生(2000)「保育サービスの供給について——費用面からの検討を中心に」『季刊社会保障研究』Vol.36、No.1、90-101頁。

待井和江編(2000)『保育原理』ミネルヴァ書房。

宮良いずみ・福重元嗣(2005)「日本の市町村財政におけるフライペーパー効果」『日本経済研究』Vol.42、144-161頁。

八代尚宏(1999)『少子・高齢化の経済学』東洋経済新報社。

八代尚宏・日本経済研究センター編(2003)『社会保障改革の経済学』東洋経済新報社。

八代尚宏・鈴木亘・白石小百合(2006)「保育所の規制改革と育児保険——少子化対策の視点から」『日本経済研究』No.53、194-220頁。

八代尚宏(2003)『規制緩和「法と経済学」からの提言』有斐閣。

安岡匡也(2007)「公的に供給される育児財を導入した出生率内生モデルにおける育児支援政策の考察」『季刊社会保障研究』Vol.43、No.3、261-274頁。

吉田あつし・張璐・牛島光一(2008)「学校の質と地価」『季刊住宅土地経済』No.68、10-18頁。

Mueller, Dennis C. ed. (1997) *A Handbook Perspectives on Public Choice*, Cambridge University Press.

Tiebout, Charles M. (1956) “A Pure Theory of Local Expenditures,” *Journal of Political Economy*, No.64, pp.416-424.

# ヘドニック・アプローチを用いた便益評価と空間計量経済学・空間統計学

堤 盛人・瀬谷 創

## はじめに

財の価格をその属性のうえに回帰することによって属性の計算価格を得る方法であるヘドニック・アプローチは、Rosen (1974) によってマイクロ経済理論と整合する理論展開がなされて以来大きく発展し、プロジェクトがもたらす便益を計測する手法の一つである資産価値法においても土地や住宅といった資産を対象に適用される。この方法により適切な便益が算定可能な条件は、例えば金本 (1992) において詳しく示されている。ヘドニック・アプローチは、環境のような非市場財の便益評価に有効であり、我が国においては、市街地再開発事業や住宅市街地総合整備事業における便益評価手法として定着してきている。

不動産のヘドニック価格／賃料関数を推定するために用いられる不動産のデータは、住所や緯度・経度といった位置座標を持った空間データであり、そのことに起因する空間的な依存性や異質性が存在する。空間計量経済学 (Spatial Econometrics) や空間統計学 (Spatial Statistics) (あるいは地球統計学 Geostatistics) と呼ばれる分野においては、そのようなデータの空間的な依存関係や相関関係、異質性を考慮した独自の統計学的方法論やモデリング技法が提示されている。近年、不動産のヘドニック価格／賃料関数の推定にこれらの方法を適用した研究も盛んになっており、「Spatial Hedonic Approach」という用語も定着しつつある (例

えば、Anselin and Lozano-Gracia 2009)。これらの既存研究については、例えば、Tsutsumi and Seya (2008) におけるレビューと参考文献を参照されたい。

これまでのところ、筆者らの知るかぎり、これらの分野での手法を社会資本整備の便益評価に適用するにあたっての問題点についての議論は皆無であり、空間計量経済学と空間統計学の両方のアプローチを比較して実際に便益評価に適用した例は、Tsutsumi and Seya (2008) のごく簡単な試算のみである。そこで本稿では、ヘドニック価格関数のモデル化に空間計量経済学・空間統計学の分野の手法を適用することの理論的な問題について検討を行ない、実際のデータを用いた実証分析の結果を示してこれらの手法の適用のあり方を議論する。

## 1 ヘドニック価格関数の推定

本稿では、ヘドニック価格関数として次式のような線形回帰モデルを用いる。

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

$\mathbf{y}$  は  $n \times 1$  の従属変数 (不動産価格／賃料) ベクトル、 $\mathbf{X}$  は  $n \times k$  の説明変数行列、 $\boldsymbol{\beta}$  は  $k \times 1$  のパラメータベクトル、 $\boldsymbol{\varepsilon}$  は  $n \times 1$  の誤差項のベクトルである。本稿では、以後、(1)式のモデルを基本モデル (Basic Model; BM) と称する。

実務では、一般的に、パラメータの推定には通常最小二乗法 (OLS) が用いられるが、その際の、誤差項には空間的自己相関が存在しないという仮定は、実際には満たされない場合が多

い。誤差項に空間的自己相関が存在する場合にはこれを無視して OLS によるパラメータ推定を行なうと、パラメータの有意性検定の際に t 値や F 値が過大に評価され、決定係数も過大になるといった問題が生じることが知られている。また、従属変数同士の自己相関関係が存在する場合、もはや OLS 推定量は漸近一致性を持たない。

### 空間計量経済学

空間計量経済学（例えば、Anselin 1988）における空間的自己相関を考慮するモデルは、データ間の未知の依存関係を、従属変数同士の自己相関関係として捉える Spatial Lag Model (SLM) と、誤差項同士の自己相関関係として捉える Spatial Error Model (SEM) とに大別される。

SLM は、空間的・社会的な相互作用の結果起こる「均衡」をモデル化するものであり、具体的には、(1)式の右辺に周辺地域の従属変数の関数を導入することによって定式化される。最も単純な SLM は、次式のようなものである。

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2)$$

ここで、 $\rho$  は従属変数同士の影響関係を表すパラメータ、 $\mathbf{W}$  は空間重み行列 (spatial weight matrix) と呼ばれる  $n \times n$  の行列、パラメータを最尤法で推定する場合には  $\boldsymbol{\varepsilon}$  はその成分  $\varepsilon_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) を正規分布  $N(0, \sigma^2)$  に従う誤差とする  $n \times 1$  のベクトルである。空間重み行列  $\mathbf{W}$  の成分  $w_{ij}$  は、 $i$  と  $j$  に依存関係があるならば 0 でない何らかの値をとり、多くの場合  $\mathbf{W}$  は行和が 1 となるように行基準化される。これは、計算上の理由と、行基準化により(2)式の第 1 項で与えられる空間ラグのベクトルが、周囲の従属変数の重みつき平均のベクトルになるという解釈が可能になるという理由による。

一方、SEM は、モデルから抜け落ちたデータ間の外部効果や波及効果の結果生じる誤差項同士の空間的な自己相関関係をモデル化しようとするものである。実際のヘドニック価格関数

の推定においては、すべての要因を説明変数としてモデルに取り入れることは不可能であるため、結果として残差に空間的な自己相関が生じることが多い。最もよく用いられるモデルの一つは Spatial Autoregressive Error Model (SAEM) と呼ばれる自己回帰型のモデルである。

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} = \lambda \mathbf{W}\boldsymbol{\varepsilon} + \mathbf{u} \quad (3)$$

ここで、 $\lambda$  は誤差項同士の影響関係を表すパラメータである。パラメータを最尤法で推定する場合には、 $\mathbf{u}$  はその成分  $u_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) を正規分布に従う誤差とする  $n \times 1$  のベクトルである。この他に移動平均型等がある。

SLM や SAEM のパラメータ推定方法については、LeSage and Pace (2004, 2008)、塚井 (2005) 等を参照されたい。

### 空間統計学

空間統計学 (地球統計学) (例えば、Cressie 1993) の分野の空間過程モデル (Spatial Process Model; SPM) では、データが連続的に分布する 2 次元平面を仮定し、領域  $D$  に対して次のような空間過程 (ランダム場) を想定する。

$$\{y(\mathbf{s}) : \mathbf{s} \in D \subset \mathfrak{R}^2\} \quad (4)$$

ここで、 $\mathbf{s} = [c_x, c_y]$  は位置座標である (例えば、 $c_x$ : 緯度、 $c_y$ : 経度)。多くの場合、空間過程は次のような弱定常性を満たすと仮定される。

$$\text{Cov}(y(\mathbf{s}), y(\mathbf{s} + \mathbf{h})) = C(\mathbf{h}), \forall \mathbf{h} \in \mathfrak{R}^2 \quad (5)$$

$C(\mathbf{h})$  はコバリオグラム (covariogram) あるいは共分散関数と呼ばれる  $\mathbf{h}$  のみに依存する関数である。すなわち、弱定常性の仮定とは、任意の 2 地点における確率変数間の共分散が 2 地点間の距離と方位のみに依存するという仮定に他ならない。 $C(\mathbf{h})$  が距離  $\|\mathbf{h}\|$  のみに依存する (すなわち方位には依存しない) とき、空間過程は等方的であるといわれる。

SPM をヘドニック・アプローチに用いる場合には、(1)式における誤差項に対して弱定常性を仮定し、次式のように分散共分散行列を直接構造化することが多い。

(堤盛人氏写真)

つつみ・もりと  
1968年生まれ。1993年東京大学大学院工学系研究科修士課程修了。博士(工学)。三菱信託銀行(株)、東京大学助手・講師を経て、現在、筑波大学大学院システム情報工学研究科准教授。論文：“Measuring the Impact of Large-Scale Transportation Project on Land Price Using Spatial Statistical Models”ほか。

(瀬谷創氏写真)

せや・はじめ  
1984年生まれ。2008年筑波大学大学院システム情報工学研究科修士課程修了。修士(社会学)。現在、(株)パスコ。論文：“移動平均モデルに基づく時空間内挿応用地域学研究”ほか。

$$E[\boldsymbol{\varepsilon}] = \mathbf{0}, \text{Var}[\boldsymbol{\varepsilon}] = \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}) \quad (6)$$

ここで、分散共分散行列  $\boldsymbol{\Sigma}$  は、その成分をコバリオグラムで与える  $n \times n$  行列である。コバリオグラムを特徴づけるパラメータベクトル  $\boldsymbol{\theta}$  は、nugget・range・sill という3つのパラメータからなる。nugget は、観測誤差や、観測地点間より短いところでの微視的な変動を表し、range は  $\varepsilon(\mathbf{s})$  と  $\varepsilon(\mathbf{s} + \mathbf{h})$  が相関を持たなくなる最小のラグ  $\mathbf{h}$  を意味する。また、sill は空間過程の分散であり、sill から nugget を引いた値は、partial sill と呼ばれる。これらのパラメータの推定方法も含めて、SPM に関する詳細については、Cressie (1993) 等を参照されたい。

SPM は領域全体に連続性と弱定常性を仮定しているため、自然な形で任意地点の値の内挿に用いることが可能である。この任意地点の値の内挿はクリギング (Kriging) と呼ばれる。クリギングによる予測量は、予測誤差分散最小化により合理的に求められ、任意地点の値の最良線形不偏予測量を与える。

クリギングによる地点  $\mathbf{s}_0$  における値の予測量は、次式により与えられる。

$$\hat{y}(\mathbf{s}_0) = \mathbf{x}'_0 \hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\mathbf{c}} \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}) \quad (7)$$

ここで、 $\mathbf{c}$  は観測値と予測値の共分散ベクトルである。

不動産データを用いた分析を行なう際には、単純化のため等方的なコバリオグラムが用いられることが多い。しかし、Valente, Gelfand and Sirmans (2005) も述べている通り、実際に等方性の仮定が満たされているかどうかは疑わしい。コバリオグラムの形状が方向によって

異なるという異方性の考え方を導入した SPM も提案されているが、紙面の制約から、これについては機会を改めて報告したい。

## 2 便益評価への空間計量経済学・空間統計学の適用

### 限界便益

small-open な地域 A において地価のデータが分布しており、ある不動産市場 (例えば住宅用の土地市場) に関するヘドニック価格関数が (1) 式で与えられるとする。不動産の  $m$  番目の特性を示す  $n \times 1$  の列ベクトルを  $\mathbf{x}_m$  としたとき、 $\mathbf{x}_m$  の限界的な変化に対する不動産価格の変化である限界評価額は次式で与えられる。

$$\frac{\partial \mathbf{y}}{\partial \mathbf{x}'_m} = \beta_m \mathbf{I} \quad (8)$$

ただし、 $\mathbf{I}$  は単位行列である。 $\mathbf{x}_m$  の変化がプロジェクトによるものである場合には、(8) 式は当該不動産における限界便益に他ならない。

(8) 式は、誤差項において空間効果を考慮する SEM や SPM であっても同様である。

一方、SLM の場合、限界便益は次式により与えられる (Kim, Phipps and Anselin 2003)。

$$\frac{\partial \mathbf{y}}{\partial \mathbf{x}'_m} = \beta_m [\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}]^{-1} \quad (9)$$

ここで、 $[\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}]^{-1}$  は spatial multiplier (空間乗数) と呼ばれる。(9) 式は、ある地点  $i$  における不動産価格の限界的な変化が、地点  $i$  における特性変数の限界的な変化のみならず、他の地点における特性変数の限界的な変化からも影響を受けるということを示しており、暗に技術的

外部性（例えば、周囲のアメニティの維持管理が良いために、ある地点の不動産価格が高くなるといった状況）の存在を前提としている。もし、ある地点の不動産価格が自身の属性から見て高い理由が、単に周囲の価格が移転されるという金銭的外部性のみによる場合、SLMの限界便益も(9)式ではなく(8)式で計算されるべきである（Small and Steimetz 2006）。

### 一般的な便益の算出過程

実際にデータを用いて便益評価を行なう際には、通常、対象となる地域をいくつかの領域 $q$ に分け、各領域 $q$ 内は均一な土地であると仮定し、各領域の代表点（例えば中心点等）における単位面積当たりの便益に、その領域における土地市場面積 $S_q$ を乗じることによって領域内の便益額を算出し、これを全ての領域について足し合わせて総便益を算出する。具体的には、プロジェクト前後における説明変数の変化を表す行ベクトルを $\Delta \mathbf{x}_q (q=1, \dots, Q)$ とすると、その便益額は以下の式で算出される。

$$\sum_{q=1}^Q \{(\Delta \mathbf{x}_q \boldsymbol{\beta}) \times S_q\} \quad (10)$$

例えば、肥田野・武林（1990）は町丁目、肥田野・林山・山村（1992）はパーソントリップ調査の大ゾーン区分をこの場合の領域として用いている。

### 空間計量経済学・空間統計学を用いた便益算出過程

空間計量経済モデルは離散的な観測地点を前提としており、その地点における観測値間の空間相関関係を $\mathbf{W}$ で記述するモデルである。したがって、観測点以外の地点の存在は前提としておらず、そのような地点を想定することは $\mathbf{W}$ の構造の変化を意味する。

そのため、空間計量経済モデルの前提と統合的な便益評価を行なうためには、観測地点間の空間的な相関関係を維持したままで便益評価を行なうことが必要である。このような目的を達

成する最も素朴な方法として、例えば、観測地点をもとに対象領域をボロノイ（Voronoi）分割した領域を想定し、各領域内は均質であると仮定する方法が考えられる。この方法であれば、新たに領域に対して代表点を設ける必要がないため、 $\mathbf{W}$ の構造の変化をもたらさない。むしろ、領域の設定方法はボロノイ分割に限られたものではなく、 $\mathbf{W}$ の構造変化を引き起こさない方法であれば他の分割方法でもかまわない。しかしながら、例えば、地価公示の公表データを用いる場合に、商業用途や工業用途の標準地は少なくかつ地域的に偏在しているため、一部で母点となる観測地点が代表する（支配する）領域が大きくなりすぎ、正確な便益額を求められないという問題が生じかねない。

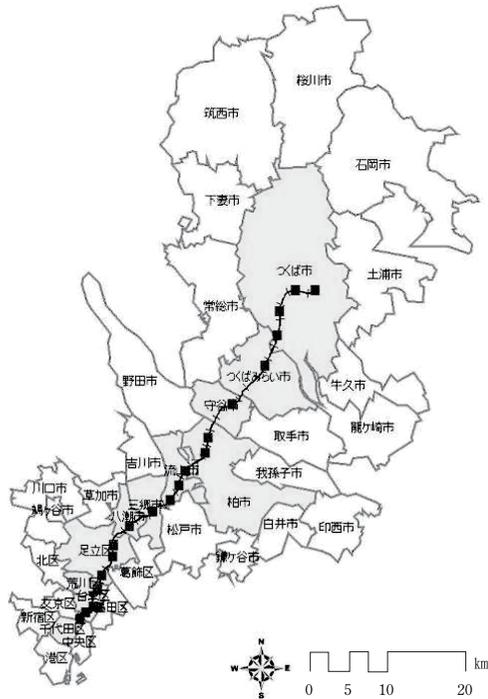
これに対し、地球統計学の分野のSPMは、データが連続的に分布する平面を前提としており、そもそも多くの場合、任意地点の値の内挿を目的として使用される。したがって、便益計測のために領域の設定に関して、上述のような問題が生じない。すなわち、ヘドニック価格／賃料関数の推定のための観測点と、(10)式によって便益額を計算するために用いる領域の代表点とが一致している必要がない。その際、線形関数を用いるかぎり、後者についての価格／賃料や属性データも必要ない。

### 3 データを用いた便益評価額の比較分析

#### 試算の対象とするプロジェクトの概要

本稿では、東京都台東区秋葉原と茨城県つくば市を最短45分で結ぶ高速都市鉄道として2005年に開通した「つくばエクスプレス（TX）」（総事業費約8300億円）を例として、その便益を試算する。むしろ、TX事業の便益計測が目的であれば、現に存在する交通市場を対象として利用者便益を計測する方が適当であろう。実証分析の対象として同プロジェクトを選んだのは、Tsutsumi and Seya（2008）で報告されているように、TX開業の影響と考えられる地価の変化が観測され、かつ、沿線に十分な数の地

図1—対象地域



価公示の標準地があるためである。このように、ある程度意味のあるデータセットではあるものの、試算される便益の額そのものを議論することが目的ではないことを断っておく。

なお、ヘドニック・アプローチを用いてTX事業の便益評価を行なっている例として Pior, Shimizu and Nakamura (1998) が挙げられる。

計測の対象地域を図1に示す。具体的には、TXの通る11市区町村と、その市区町村に隣接する26市区町村の合計37市区町村である。

データ

本稿では地価公示の標準地のデータを用いることとする。公示地価に関しては、しばしば、実際の取引価格との乖離等の問題が指摘されるが、標準地は多時点にわたって比較的高密度に配置されており、そのデータは誰でも無料で入手可能であるという利点を有する。

ここで、公示地価データとして、開通前どの時点のデータを用いるかが問題となる。安

表1—変数名

変数名	変数
切片	切片 (定数項)
駅距離	最寄駅までの距離 (km)
東京駅時間	最寄駅から東京駅までの時間距離 (時間)
ln (容積)	容積率 (%) の自然対数
つくば駅	つくば駅ダミー (TX 開業後につくば駅が最寄り駅となる場合: 1 それ以外: 0)
水道	水道ダミー
ガス	ガスダミー
下水道	下水道ダミー
1 低専	第一種低層住居専用地域ダミー
1 中専	第一種中高層住居地域専ダミー
1 住居	第一種住居地域ダミー
調整区域	市街化調整区域ダミー
常磐線	常磐線ダミー
常総線	常総線ダミー
竜ヶ崎線	竜ヶ崎線ダミー
北総線	北総線ダミー
成田線	成田線ダミー
野田線	野田線ダミー
伊勢崎線	伊勢崎線ダミー
埼玉高速鉄道	埼玉高速鉄道ダミー

ダミー変数は該当する場合: 1、しない場合: 0

藤・内田・吉田 (1992) でも述べられている通り、社会資本整備に起因する地価上昇は、サービスの供用による便益の発生以前から生じるため、供用時点を基準として便益を計測することは過小評価につながる可能性が大きい。本稿はTXの便益計測そのものが目的ではないが、これらのことを勘案して、1999年度の公示地価データを用いる。詳しくは、Tsutsumi and Seya (2008) を参照されたい。

標準地の地価データは国土数値情報より入手した。本稿では、以下、住宅地に関する結果のみを示す。1999年度における住宅用途の公示地価の観測地点数は1074点である。

地価モデルの構築に際して、データの特徴から、従属変数の地価 (円/m<sup>2</sup>) には自然対数をとっている。説明変数としては、最寄駅直線距離 (km)、最寄駅から東京までの鉄道時間距離 (時間)、容積率 (%) の自然対数、水道・ガス・下水道の各ダミー、用途地域ダミー、沿線ダミー (最寄り駅がその鉄道の駅であれば1)、およびつくば駅ダミーを用いている。ここで、

表2—パラメータ推定結果 (BM, SAEM, SPM)

	BM		SAEM		SPM (等方性仮定)		
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	
切片	12.66	161 ***	11.75	36.2 ***	12.27	152 ***	
駅距離	-0.04935	-7.30 ***	-0.05723	-7.67 ***	-0.07731	-10.1 ***	
東京駅時間	-1.240	-46.8 ***	-0.8521	-13.5 ***	-0.8686	-18.9 ***	
ln (容積)	0.09985	10.0 ***	0.06630	10.3 ***	0.06922	11.3 ***	
つくば駅	0.2659	3.55 ***	0.1952	2.15 **	0.09444	1.04	
水道	0.1263	1.84 *	0.1532	3.03 ***	0.1677	3.57 ***	
ガス	0.1414	6.32 ***	0.1028	5.94 ***	0.09421	6.07 ***	
下水道	0.1170	5.62 ***	0.07542	4.69 ***	0.07829	5.53 ***	
1低専	-0.1491	-5.52 ***	-0.09477	-4.69 ***	-0.08213	-4.57 ***	
1中専	-0.09746	-3.50 ***	-0.08909	-4.68 ***	-0.08417	-4.91 ***	
1住居	-0.1324	-4.92 ***	-0.07175	-3.75 ***	-0.06966	-4.10 ***	
調整区域	-1.010	-22.8 ***	-1.035	-32.6 ***	-0.9670	-33.4 ***	
常磐線	-0.3337	-14.8 ***	-0.08178	-2.53 **	-0.1376	-4.96 ***	
常総線	-0.1949	-5.60 ***	0.003561	0.0829	-0.02303	-0.567	
竜ヶ崎線	-0.5219	-7.90 ***	0.03354	0.320	-0.1338	-1.35	
北総線	-0.3769	-6.78 ***	-0.08737	-1.63	-0.08131	-1.51	
成田線	-0.3167	-6.07 ***	0.01495	0.167	-0.09211	-1.30	
野田線	-0.1563	-5.11 ***	-0.005174	-0.123	-0.08209	-2.14 **	
伊勢崎線	-0.2359	-7.01 ***	-0.07901	-1.76 *	-0.04721	-1.11	
埼玉高速鉄道	-0.2529	-6.46 ***	-0.08495	-1.76 *	-0.04431	-1.02	
			$\lambda$	0.9822	103 ***	negget	0.0181
自由度調整済 決定係数	0.908		自由度調整済 決定係数	0.9588		partial-sill	0.0304
残差分散	0.068		残差分散	0.0302		range	12.1
AIC	190		AIC	-505			

注) \* : 10%有意 \*\* : 5%有意 \*\*\* : 1%有意

つくば駅ダミーは、1999年の開通前においても、地域の拠点である現つくば駅周辺の地価が高い特徴を考慮したものである。用途地域ダミーについては、試行錯誤により統計的に有意なものを採用している。第一種中高層住居専用地域のダミー変数が有意であった一方で、第二種低層住居専用地域のダミー変数が有意でなかったなどの点は、今回用いたデータの特質によるものとする。これらの変数の略称を表1に示す。

### 地価モデルの推定

表2に、各モデルによって推定されたパラメータの推定結果を示す。

BMのパラメータはOLSによって推定しており、自由度修正済決定係数は0.908と高い値を示している。パラメータ推定値の符号も直感と整合するものとなっている。しかしながら、OLS残差はさまざまな個所で正あるいは負が

偏在し、明らかに空間的自己相関の存在が示唆された。そこで、Moran's Iを用いたI検定により、空間的自己相関の存在に関する検定を行った。I検定の結果は重み行列の与え方に依存するが、本稿では、次式の重み行列を用いている。

$$w_{ij} = \begin{cases} 0 & (i=j) \\ 1/d_{ij}^2 & (i \neq j) \end{cases} \quad (11)$$

ここで、 $d_{ij}$ は地点ij間の距離である。

その結果、 $Z(I)=32.0$ となり、空間的自己相関が存在しないという帰無仮説が1%の有意水準で棄却された。本稿では、SAEMに(11)式の重み行列を用いたパラメータを最尤法によって推定している。

SPMのパラメータ推定には、コバリオグラムのパラメータをWLS、 $\beta$ の推定をFeasible GLSで行なう方法を用いている。SPMにおいて分散共分散行列の要素を与えるコバリオグラ

μとしてはいくつかのものが提案されているが、本稿では、WLS 際の残差平方和の最も小さかった次式の Spherical 型を用いた。

$$C(d_{ij}) = \begin{cases} 0 & (d_{ij} \geq \phi) \\ \sigma^2 \left[ 1 - \frac{3}{2} \left( \frac{d_{ij}}{\phi} \right) + \frac{1}{2} \left( \frac{d_{ij}}{\phi} \right)^3 \right] & (0 < d_{ij} \leq \phi), (12) \\ \tau^2 + \sigma^2 & \text{otherwise} \end{cases}$$

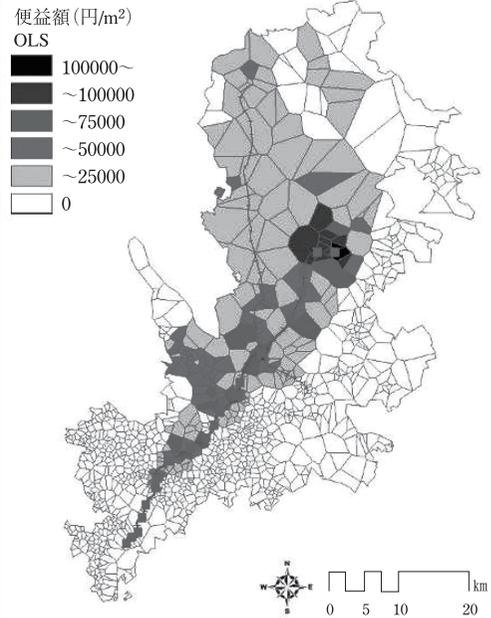
### 推定された地価モデルに対する考察

表 1 において、SAEM の λ の値は 1 に近く、説明変数では捉えきれない残差同士の正の自己相関を説明していることがわかる。また、BM に比べ SAEM の AIC の値が大きく改善していることがわかる。

注目すべき点として、便益評価に直接関わる変数の一つである最寄り駅から東京駅までの鉄道時間距離という変数のパラメータ推定値が、BM と SAEM、BM と SPM で大きく異なり、BM のこの変数の t 値が非常に大きくなっている点が挙げられる。すでに述べたとおり、BM に関しては、誤差項の空間的自己相関の存在が示唆されているため、t 値は過大評価されている可能性が高い。これに対し、SAEM に関しては、空間的自己相関無しの帰無仮説が 5% 水準で棄却されなかったため、このような過大評価の可能性は低いと考えられる。

さらに、BM において有意であり、実務でもしばしば用いられる沿線ダミーの多くが、SAEM や SPM では統計的に有意でなくなっていることがわかる。これは、BM においては沿線ダミーが空間的自己相関を緩和するための代理変数として働いていたが、SAEM や SPM においてはもはや役割を果たしていないことを示しているといえよう。本来、SAEM においてはこれらの変数は除外するべきであろうが、BM と SAEM の結果に基づく便益額を同じ尺度で比較したいという点と、これらを残しても便益評価額には大きな影響を及ぼさないという点から、本稿ではこれらを除かないで分析を行なっている。

図 2—1m 当たりの便益額 (BM)



### 便益額の推計

本稿では、従属変数の不動産価格に対して対数変換を施している。この場合、簡単な計算から、限界便益は次式のように求められる。

$$\frac{\partial y}{\partial \mathbf{x}'_m} = \beta_m \mathbf{y} \quad (13)$$

既述の通り、空間計量経済モデルは、便益評価のために用いる代表点が地価の観測点と一致している必要がある。本稿では、公示地点を母点としたポロノイ領域を便益の計測に用いる。

図 2、図 3 に、住宅用途に関する BM および SAEM の 1m 当たりの便益額を示す。TX の駅を中心としながらも、広範なエリアに便益が帰着していることがわかる。例えば、対象地域の北西部に線として描かれている関東鉄道常総線周辺エリアは、TX の駅から距離的には離れているものの、乗り継ぎによって TX が利用可能になることで東京への時間距離が短縮し、結果的に便益が帰着している。BM と SAEM に基づく便益算出結果にあまり差はないようにも見えるが、いくつかの領域で BM を用いた

図3—1㎡当たりの便益額 (SAEM)

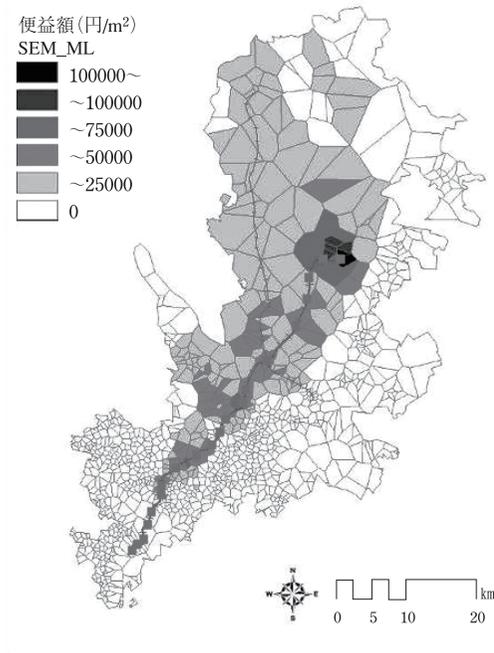
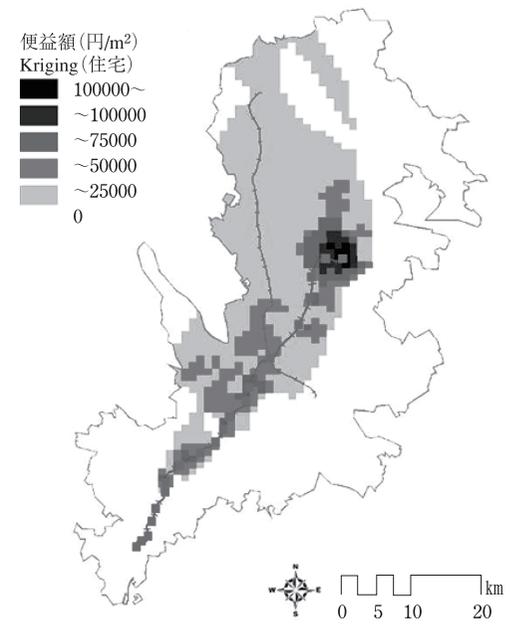


図4—1㎡当たりの便益額 (SPM, 3次 mesh)



場合のほうが高い便益が帰着している。これは便益評価に関わる最寄駅から東京までの時間距離という変数のパラメータの推定値が、BMのほうが絶対値において大きいためである。

対象地域の北部では、南部に比べて公示地点が少ないため、いくつかの領域ではポロノイ領域が約5 km四方とやや大きくなってしまっている。このことから、便益計測のための領域の代表点と観測点が同一であることを必要とする空間計量経済モデルを便益評価に用いることには限界があると言えよう。

SPM に対しては、前述のポロノイ領域に加えて、3次メッシュ (1km×1km) を便益計測の領域として用いている (図4)。なお、各メッシュにおける代表点での限界便益を求めるにあたって、観測値をもとにクリギング内挿し、12式の  $y$  を予測値で置き換えている。

最後に、本稿で示した住宅用途の土地のみを対象として、TX 事業の便益額の総額を試算する。住宅用途の面積は、各市区役所から入手した紙の都市計画図をデジタイズして作成した

表3—各モデルによる総便益額

モデル	便益額(兆円)
BM	4.104
SAEM	3.155
SPM (Voronoi)	3.489
SPM (mesh)	3.443

GIS データを用いて算出しているが、これには道路面積が含まれている。また、そもそも本対象地域は small とは呼べないほど大きく、この点も便益額としては推定精度に問題が残る。しかしながら、本研究では便益額そのものは考察の対象外であり、これらのことは無視する。

表3に、各モデルによって算出された便益額を示す。BMの結果は、SAEMやSPMの結果と20~30%程度異なっており、安易なBMの適用は、政策決定に関する大きな誤りに繋がる可能性があるといえる。SAEMとSPMの便益額1割程度異なるが、SPMに関しては、鉄道駅を母点とするポロノイ領域と3次メッシュでほとんど便益額に差がない。

## おわりに

本稿では、ヘドニック価格関数のモデル化に空間計量経済学・空間統計学の分野の手法を適用することの理論的な問題について検討を行ない、前者の限界と後者の有用性を論じた。

次に、2005年に開通した、東京都秋葉原と茨城県つくば市を結ぶつくばエクスプレス沿線を例に、地価公示の標準地のデータを用いてこれらの手法に基づいて計算される便益額の相違が無視しえないレベルであることを示した。

\*本稿は財団法人日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究(c)20560485）の成果の一部である。本研究に対しては、筑波大学の石田東生教授と吉田あつし教授より有益なコメントをいただいた。また、住宅経済研究会においても出席者から多くの有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表す。むろん、本稿に関するありうべき誤りは、すべて筆者らに属するものである。

## 参考文献

- 安藤朝夫・内田隆一・吉田克明（1992）「2大都市圏における地価関数の推定結果を用いた地価変動の時空間分析」『土木学会論文集』No.449、IV-17、77-86頁。
- 金本良嗣（1992）「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」『土木学会論文集』No.449、IV-17、47-56頁。
- 塚井誠人（2005）「空間統計モデルのフロンティア」『土木計画学研究・論文集』Vol.22(2)、1-13頁。
- 肥田野登・武林雅衛（1990）「大都市における複合交通空間整備効果の計測」『土木計画学研究・論文集』Vol.8、121-128頁。
- 肥田野登・林山泰久・山村能郎（1992）「都市間交通施策整備がもたらす便益と地価変動」『土木学会論文集』No.449、IV-17、67-76頁。
- Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht :Kluwer Academic.
- Anselin, L., and N.Lozano-Gracia (2009) "Spatial Hedonic Models," in K.Patterson and T.C.Mills (Eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics*, Vol. 2, Palgrave Macmillan.
- Cressie, N. (1993) *Statistics for Spatial Data. Revised Edition*, John Wiley & Sons.
- Kim, C.W., T.T.Phipps, and L.Anselin (2003) "Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.45, pp.24-39.
- LeSage, J.P., and R.K.Pace (2004) *Advances in Econometrics: Spatial and Spatiotemporal Econometrics*,

- Elsevier, Science Ltd., Oxford, UK.
- LeSage, J.P., and R.K.Pace (2008) *Introduction to Spatial Econometrics*, Crc Pr I Llc.
- Pior, M., E. Shimizu, and H. Nakamura (1998) "GIS-aided Benefit Evaluation System for Urban Railway Improvement: Focusing on the Hedonic Approach," *Theory and Applications of GIS*, Vol.6(2), pp.11-22.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Market, Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp.34-55.
- Small, K.A., and S. Steimetz (2006) "Spatial Hedonics and the Willingness to Pay for Residential Amenities," *Economics Working Paper*, No.05-06-31, University of California, Irvine.
- Tsutsumi, M., and H. Seya (2008) "Measuring the Impact of Large-scale Transportation Projects on Land Price Using Spatial Statistical Models," *Papers in Regional Science*, Vol.87(3), pp.385-401.
- Valente, J. Wu., A. Gelfand and C. F. Sirmans (2005) "Apartment Rent Prediction Using Spatial Modeling," *Journal of Real Estate Research*, Vol.27, pp.105-136.

# 銀行信用の決定に不動産価格の果たす役割

Hofmann, Boris (2004) "The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?" *International Finance*, 7: 2, pp. 203-234.

## はじめに

この20年間で、ほとんどの先進国は信用市場での景気変動を経験している。これらの信用市場のサイクルはしばしば経済活動や資産市場の景気変動と深く関連しており、政策指向の文献ではこの関連について広く議論されてきた（例えば、IMF 2000、BIS 2001）。しかしながら、この関連、特に資産価格の役割について学術的に論じた論文はあまりない。本稿で取り上げる Hofmann (2004) はそのギャップを埋めるため民間非金融部門に対する国内銀行信用の決定要因を国際的な観点から分析したものである。

いままでの実証分析において銀行信用の決定要因は主に経済活動と金融コストだと考えられていた（例えば、Bernanke and Blinder 1988）。しかし、最近の研究においては、資産価格の重要性が取り上げられている。Goodhart (1995) は、アメリカとイギリスの長期データを用いて銀行信用の決定要因について実証研究を行ない、アメリカでは住宅価格の変化率が銀行信用の上昇率に対して有意に正の影響を与えるが、イギリスではその関係が見られないことを報告した。Gerlach and Peng (2003) では、香港の銀行貸し出しと資産価格の動学的関係性について分析し、資産価格変動が銀行信用変動を引き起こしていることを示した。

それらの論文に対して Hofmann (2004) は、銀行信用の決定要因として、標準的なモデルと資産価格を含めた拡張モデルを OECD16カ国について比較し、銀行信用に対する資産価格の重要性について分析している点で特徴的である。結果を先取りすると先進16カ国のデータにおいて、資産価格は銀行信用に対して有意に正の影響を与えることがわかった。

以下、分析モデル、データ概要、推定結果の順に概略を述べる。

## 1 分析モデル

銀行信用の分析において標準的なベンチマークモデルは(1)式で表される。

$$C = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 R + \varepsilon \quad (1)$$

ここで  $C$  は銀行信用集計量、 $Y$  は経済活動、 $R$  は金融コストを表す変数であり、通常、貸し出し額、GDP、利率でそれぞれ置き換えられる。

そもそも基本的なりアルビジネスサイクルモデルや教科書的な IS-LM モデルでは、信用市場は考慮されていない。しかしながら、それは信用市場の完全性の仮定に基づいた結果である。Bernanke and Gertler (1999) や Kiyotaki and Moore (1997) は、信用市場での情報の非対称性を考慮したモデルでは貸し出しが純資産に依存することを指摘した。この企業や家計の借入能力に影響する経路を通じて、GDP は貸し出しに正の影響を与える。

利率上昇は、貸し出しに負の影響を与えると考えられている。それは貸し出しの調達コストが増加するという需要側の要因と、金融政策のスタンスの変化が企業・家計の信用力に与える影響や、銀行部門の引当金や貸付資金の流出の影響といった供給側の要因のためである。

一方で、重要な貸し出しの決定要因として、資産価格の重要性が強調されている。資産価格を含めた拡張モデルとして次の式が挙げられている。

$$C = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 R + \beta_3 P + \varepsilon \quad (2)$$

ここで、 $P$  は資産価格を表す変数であり、不動産価格で置き換えられる。

不動産価格の上昇は、住宅所有者にとっては資産効果によって経済活動への正の影響を与え、間接的に貸し出しを増加させる。一方で、借家居住者は賃料の増加から消費と借入を減少させ、間接的に貸し出しを減少させる。そのため、持ち家率により、資

産価格が貸し出しに与える影響は左右される。また、トービンの  $q$  理論を建設部門に適応すると、建築着工は建築費用に対する不動産価格の割合に正の影響を受ける。つまり、他の条件を一定にしたときの不動産価格の上昇は建築活動を活性化させ、貸し出し需要を増加させる。最後に、不動産価格の上昇はバランスシート効果を通じて銀行の貸し出し意思を向上させる。それは、企業や家計の担保価値の増大によって貸出規模が増える効果と、銀行自身のリスクテイクの規模が増える効果によるものである。

銀行信用の実証分析にあたっては、時系列分析の枠組みが採用されている。具体的には、まず Johansen のアプローチを用いて共和分関係を調べる。次に、VECM モデルを推定し、共和分ベクトルを推定する。

## 2 データ概要

分析には、OECD16カ国の1980年から98年までの四半期データを用いる。利子率を除くすべての変数は季節調整済みの系列で対数化されており、利子率に関しては原系列を用いている。銀行信用総量は、国内銀行から国内の家計、非金融企業へ流通している貸し出し額を消費者物価で割り引いて実質化している。そのため、国際比較の際には、国別の銀行貸し出しの定義の違いに注意する必要がある。経済活動については実質 GDP を、金融コストは3カ月銀行間取引金利を用いている。以上の3つは BIS データベースから得られた変数である。

不動産価格の指標については、Borio, Kennedy and Prowse (1994) に従い作成している<sup>1)</sup>。基本的な方針として、居住用不動産価格と商業用不動産価格を、国富統計 (National Wealth Statistics) の民間バランスシートに占める割合で加重した平均を利用する。しかし、国富統計を四半期で更新している国はアメリカとオーストラリアだけであり、日本、ドイツ、カナダ、イギリス、スウェーデン、ノルウェーは年次データが利用可能である。これらの国は重みづけして四半期データに補間している。その他の国は利用可能なデータがないため、フランス、イタリア、スペイン、スイス、ベルギー、オランダに

についてはドイツと同じ割合を、アイルランドにはイギリスと同じ割合を用いて加重平均を求めた。

居住用不動産価格は各国の指標を用いているが、ドイツだけは利用可能な全国データがないので、ベルリン、フランクフルト、ハンブルク、ミュンヘンの平均価格を用いている。商業用不動産価格の全国データが手に入るのはアメリカ、日本、スイス、アイルランドだけであり、その他の国は一つの都市のデータを採用している。また、四半期データは、アメリカ、カナダ、オーストラリア、スイス以外では利用できないので、線形補間により四半期データに変換した。さらに消費者物価指数で割り引くことで実質値になおしてある。

## 3 推定結果

主な分析結果を表1にまとめた。最初の1列から7列までは Johansen のトレース検定を用いて  $r$  個の共和分関係があるという帰無仮説を  $r+1$  個の共和分関係があるという対立仮説に対して検定した結果である。Johansen (1995) は上記の検定問題に対する検定統計量の漸近分布を導出し、モンテカルロシミュレーションによって臨界値を求めている。

表1より、資産価格をモデルに含めない標準モデルでは、ほとんどの国で貸し出し、GDP、利子率の間で共和分関係が見られない一方で、資産価格を含めた拡張モデルでは、オーストラリアを除くすべての国で一つの共和分関係が確認された。このことから、貸し出しの長期動向の決定要因として資産価格の重要性が示唆される。

次に、最後の列に示した推定された共和分ベクトルの係数についてみる。データ概要でも述べたが利子率を除くすべての変数は対数化されている。そのため、 $\beta_2$  以外の係数は弾力性として解釈される。

経済活動に関する係数は、フィンランドを除いて有意に正の値をとっているが、国によって値は大きく異なる。例えば、日本では1%のGDPの上昇が0.6%の貸し出しの増加をもたらすのに対し、スイスでは2.48%の貸し出しの増加をもたらす。このような国別の値の大きな違いについて3つの説明がなされている。1つ目は、資産効果が国によって異なる

表1—分析結果まとめ

国	共和分検定 (Johansenのトレース検定)							拡張モデルの長期関係
	(1) 式			(2) 式				
	r=0	r=1	r=2	r=0	r=1	r=2	r=3	
アメリカ	20.16	4.25	0.23	90.90 **	27.27	11.67	0.72	C=1.550Y-0.019R+0.504P
日本	24.46	10.36	2.02	53.10 **	23.93	8.97	0.15	C=0.661Y-0.065R+1.121P
ドイツ	36.70 **	12.16	4.35	52.36 **	28.96	10.96	2.68	C=1.855Y-0.063R-0.129P
フランス	16.61	4.35	0.39	50.19 **	29.43	12.23	0.36	C=1.332Y-0.014R+0.778P
イタリア	19.59	7.85	0.79	49.59 **	21.90	5.68	1.78	C=1.067Y-0.069R+0.409P
イギリス	27.07	10.25	1.04	54.45 **	27.40	10.1	5.25	C=2.036Y-0.057R+1.040P
カナダ	36.40 **	9.68	0.01	49.51 **	21.25	10.99	2.40	C=1.834Y-0.036R+0.227P
オーストラリア	19.55	8.77	0.82	46.74	20.37	5.43	0.30	C=1.250Y-0.069R+1.090P
スペイン	33.52	8.97	1.26	56.93 **	25.11	8.14	0.177	C=1.178Y-0.023R+0.036P
オランダ	37.48 **	11.87	0.01	49.59 **	29.21	11.50	1.34	C=1.326Y-0.050R+0.736P
ベルギー	38.00 **	12.57	0.14	57.58 **	25.32	11.33	0.02	C=1.269Y-0.011R+0.459P
アイルランド	25.42	7.64	0.75	52.98 **	27.96	7.67	0.12	C=1.172Y-0.030R+0.361P
スイス	25.27	6.65	2.80	59.11 **	24.10	6.57	0.66	C=2.487Y-0.077R+0.438P
スウェーデン	21.59	7.26	0.06	57.99 *	26.68	6.37	0.42	C=0.973Y-0.053R+1.356P
ノルウェー	18.93	3.165	0.025	61.77 **	26.12	7.61	0.17	C=2.369Y-0.077R+3.828P
フィンランド	23.35	7.51	0.18	79.88 **	27.69	10.16	1.41	C=-0.494Y+0.009R+1.681P

注) \*、\*\*はそれぞれ有意水準5%、1%で有意であることを示す。拡張モデルの長期関係の係数について、太字は少なくとも有意水準10%で有意を示す。そうでないものについては下線をつけた。

る点である。Boone, Giorno and Richardson (1988) は資産価格が消費に与える影響についてG7加盟国で検証し、アメリカ、イギリス、カナダは日本、ドイツ、イタリア、フランスに比べ資産効果が大きいことを報告した。この結果はドイツを除けば、さきほどの分析と整合的である。

2つ目はサンプル期間を通しての銀行の自由化度の違いである。銀行部門の自由化度が高い国はGDPに占める負債が大きく経済状況に対して貸し出しが敏感に反応するはずである。Abiad and Mody (2003) は銀行の自由化度の指標を提供している。その指標から、平均的に自由化度が高いカナダ、ドイツ、イギリス、アメリカは自由化度が低い日本、フランス、イタリア、オーストラリアと比べ高いGDPに対する長期の弾力性をもつことがわかる。

3つ目は、日本、スウェーデン、フィンランドで起こった銀行・経済危機である。このような出来事は銀行貸し出しに大きな負の影響を与える。

金融コストに関する係数は準弾力性として解釈できる。つまり利子率の1単位の変化に対し信用が何パーセント変化するかを表している。フィンランドを除くすべて国で有意に負の値をとっている。国別

の係数の違いは、金融政策効果の波及経路の違いと銀行信用と負債の成熟度による。Cecchetti (1999) は、ドイツ法に由来する民法を持つ国では株主や債務者の権利が弱いため、金融政策の波及経路が強いと結論づけた。ドイツ民法をとっているドイツ、日本、スイスでは有意に高い係数が得られている。

不動産価格に関する係数は、ドイツ、スペインを除いて有意に正の値が出ている。しかしながら、その値は国で大きく異なっている。その違いの原因の一つに、借り入れに占める担保としての不動産の重要性がある。日本、イギリス、北欧諸国のような借入の際、不動産担保が重要な国は高い不動産価格弾力性を持つ。また、上述したように持家率も重要であるはずである。オーストラリア、日本、イギリス、北欧諸国などの持家率が高い国は高い弾力性を有している一方で、アイルランド、イタリア、スペインなどの持ち家率の高い国では弾力性が低くなっている。

インパルス応答関数の結果も共和分ベクトルの結果をおおむね支持している<sup>2)</sup>。

## まとめ

国際的に銀行貸し出しの長期決定要因として、不

動産価格は重要な役割を果たしている。各要因の係数は国別に大きく異なり、それは各国の事情を反映している。

昨年からの金融危機は、住宅価格の動向と密接に関連したものであった。住宅資産価格、マクロ経済、銀行信用市場の関係を、国際的な視点で分析することは今後ますます重要性を増していくだろう。

#### 注

- 1) 資産価格の詳細な情報源については論文のAppendixに載っている。ここでは紙面の都合上割愛させていただいた。
- 2) インパルス応答関数のグラフはデータの制約と紙面の都合上割愛させていただいた。

#### 参考文献

- Abaid, A. and A. Mody (2003) "Financial Reform: What Shapes it? What Shakes it?" *IMF Working Paper*, No.70.
- Bernanke, B., and A. Blinder (1988) "Credit Money and Aggregate Demand," *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 78, pp.435-439.
- Bernanke, B., and M. Gertler (1999) "Monetary Policy and Asset Price Volatility," *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Fourth Quarter, pp. 17-51.
- BIS (2001) *71st Annual Report*. Basel: BIS.

- Boone, L., C. Giorno and P. Richardson (1988) "Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence," *OCED Economics Department Working Paper*, No. 208.
- Borio, C., N. Kennedy and S. Prowse (1994) "Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations across Countries: Measurement, Determinants and Monetary Policy Implications," *BIS Working Paper*, No.40.
- Cechetti, S. (1999) "Legal Structure, Financial Structure and Monetary Policy Transmission Mechanism," *NBER Working Paper*, No.7151.
- Gerlach, S., and W. Peng (2003) "Bank Lending and Property Prices in Hong Kong," *HKIMR Working Paper*, No.12.
- Goodhart, C. (1995) "Price Stability and Financial Fragility," in K. Sawamoto, Z. Nakajima and H. Taguchi (eds), *Financial Stability in a Changing Environment*, Basingstoke: MacMillan.
- IMF (2000) *World Economic Outlook*, Washington DC: IMF.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Kiyotaki, N., and J. Moore (1997) "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, No.105, pp.211-248.

横溝 剛

一橋大学大学院経済学研究科修士課程

## 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

## ●新刊リポートのご案内

### 『定期借地事例調査〔XⅢ〕』

財団法人日本住宅総合センター

1800円(税込み)

本リポートは、1992年に施行された定期借地権制度についての概要説明をまとめるとともに、1993年から2008年3月末までに販売された定期借地権付き住宅の事例を収集し、そのデータを分析したもので、同シリーズの第13弾である。収集されたデータを統計的に整理し、研究委員会の税理士平川茂氏による詳細な解析を行なっていることを特徴としている。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2008年3月31日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で5709事例、4万7671区画(戸)にのぼる(戸建て住宅5224事例、3万455区画、マンション

485事例、1万7216戸)。

2007年度における戸建て住宅の供給は、51事例、295区画で、前年度(87事例、366区画)から71区画の減少となり、2003年度以降、減少傾向が続いている。

都道府県別の戸建て住宅発売区画数は、第1位は東京都の128区画、第2位は奈良県の40区画、次いで第3位は愛知県の32区画で、主として三大都市圏で供給されている。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例が51事例中34事例あり、全体の3分の2に達している。これは、定期借家権住宅では、所有権では購入が不可能な広い面積の住宅が供給されていることを示し、特に地方都市の販売事例ほどこの傾向が顕著である。

一方、マンションの発売数は20事例、617戸であり、前年度の1075戸と比較すると約4割の減少であ

る。2002年度から続いていた減少傾向は昨年度回復したものの、今年度は再び減少に転じた。2007年の建築基準法の改正により、住宅の供給数が対前年比で2桁台の減少を記録しており、その影響が定期借地権住宅にも出ていると思われる。

都道府県別マンション発売戸数は、第1位が千葉県の319戸、第2位が東京都の114戸、第3位が奈良県の60戸となっており、大都市圏を中心に供給されていることが示されている。また、全20事例のうち、16事例が最大専有面積100㎡以上のマンションである。定期借地権付マンションは、戸建て住宅以上に所有権物件と競合するため、専有面積を広くすることで所有権物件との差別化を図っている。

本リポートが、定期借地権に関心をもつ広範な人々の参考に供されることを望みたい。

## 編集後記

2月中旬のある日の午後、筑後吉井駅から赤い1両編成の久米線に乗り、40分ほどで久留米駅に着いた。2年後の2011年春に九州新幹線鹿児島ルートが全線開通が予定され、JR久留米駅周辺はいままさに再開発の真っ最中。久留米市の広報によれば、新幹線整備の受け皿として、西口には新しい駅前広場が設けられ、東口周辺は再開発されて、駅前には35階建て複合施設ビルの建設が予定されている。完成すれば、20階建ての市庁舎が市内最高層ビルの座を奪

われることになる。

しかし、駅前から乗ったタクシーの運転手は、新幹線や駅前開発にはむしろ否定的で、72年の歴史を誇る地元デパート井筒屋が約1週間後に閉店してしまうことを嘆いていた。

六角堂広場でタクシーを降りた。陽が落ちて薄暗くなった「ほとめき通り商店街」は閑散としていた。江戸時代は久留米藩30万石、現在は人口約30万人。福岡県第3の都市も「都市の持続可能性」について大きな不安を抱えている。(h)

## 編集委員

委員長——浅見泰司

委員——森泉陽子  
吉田あつし  
中神康博

## 季刊 住宅土地経済

2009年春季号(通巻第72号)

2009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)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。