

# 自然災害への備え：東日本大震災の影響

瀬古美喜

慶應義塾大学経済学部教授

東日本大震災では、地震による揺れや地震を原因とする津波などの自然災害により、多くの被害が生じた。

慶應義塾大学経商グローバル COE 研究グループが中心となって2011年6月に行なった「東日本大震災に関する特別調査」によると、約6割の家計が、震災前と比べて、震災後のほうが、地震などの自然災害に対して、より備えるようになったと回答している。この傾向は、世帯主が女性である、既婚家計で、地震発生確率が高い地域でより顕著に見られた。震災により、自然災害の脅威と、それに対する備えの重要性を改めてこのような人々が認識したことがわかる。

それに対して、地震保険などへの加入や、住居の耐震補強といった、費用のかさむ備えに対しては、震災はどのような影響をもたらしたのであろうか。震災前に地震保険に加入していた世帯は約24%、住居に耐震補強を行っていた世帯は持ち家全体の約4%であった。それに対して、震災後に新たに地震保険への加入や耐震補強を行なうことを考えている人々は、それぞれ全調査対象者中の約2割強、1割強であった。地震保険への加入も、耐震設備の設置も、震災前から備えていた家計の所得がもっとも高く、次に震災後に備えようと考えている家計の所得が高かった。このことは、大震災が発生した場合、所得の低い家計ほど、自然災害への備えが十分にできず、元の生活水準に戻れなくなってしまい、もともとあった経済的格差がますます拡大してしまう恐れがあることを意味する。

今後の日本の防災政策はこのような側面を考慮して立案すべきであろう。

---

## 目次●2012年春季号 No.84

---

- [巻頭言] 自然災害への備え：東日本大震災の影響 瀬古美喜 ——1  
[特別論文] 都市の成長戦略：大阪と東京 八田達夫 ——2  
[論文] マンション再生投資に関する実証分析 中川雅之・齊藤 誠 ——10  
[論文] 化学物質のリスクと市場の評価 日引 聡 ——18  
[論文] 居住地選択要因とアメニティ価値の測定 小林庸平・行武憲史 ——26  
[海外論文紹介] 隣家樹木の日影が太陽光パネルに与える影響 瀬谷 創 ——36  
エディトリアルノート ——8  
センターだより ——40 編集後記 ——40

# 都市の成長戦略：大阪と東京

八田達夫

失われた20年の間、一人当たりのGDPは低迷を続けた。現在、さまざまな成長戦略が論じられているが、都市の再生こそが成長戦略の要である<sup>1)</sup>。

しかし、都市政策の方向性を定めるには、最近提起された二つの論点を整理しておく必要がある。

第1は、橋下市長の選出に伴い、大きな論点になった、「大阪をどう再生させるか」である。再生の方向性は、大阪の衰退の原因をどう見るかに大きく依存している。

第2は、東日本大震災を機会に表れた「東京一極集中抑制論」をどう考えるかである。この抑制論は、「東日本大震災が、大都市集中の弊害を明らかにし、これからは分散していかねばならない」と主張する。天災に対して大都市は存在が脆弱であり、都市を分散することによってリスクから逃れることができるとする見解である。

これらの一見異なった論点に関しては、実は都市集積の利益という観点を導入すると、首尾一貫した解答が導かれる。それを示すことが本稿の目的である。

## 1 大阪をどう再生させるか

### 多極集中

図1は、高度成長期の1965年から2005年までの期間の政令指定都市の昼間人口の増加数をグラフにしたものである。これは第3次産業の進展とともに日本経済が都市化して人口50万以上

の都市のほとんどが大きくなったことの反映である。東京対地方という図式ではなくて、(札幌や仙台などの)中枢都市対それ以外の市町村という図式で見ると、中枢都市が伸びてきたというわけである。日本は一極集中ではなく、多極集中してきたのである。

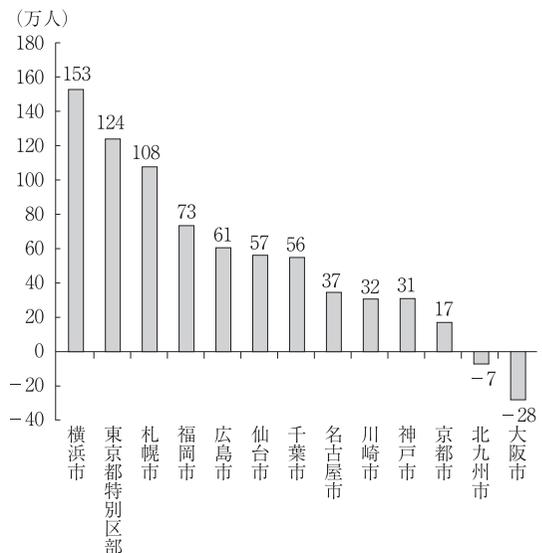
### 大阪の停滞の原因

問題は大阪である。神戸市も京都市も昼間人口が増えているのに大阪市だけが減っている。

大阪停滞の第1の原因は、都市間交通費の減少にある。

1960年代の前半までは、東京を中心とした東日本経済圏と並び、大阪を中心とした西日本経済圏があり、大阪には多くの本社があった。そ

図1—全国主要都市における昼間人口増減数（1965-2005年）



の理由は、時間コストも含めた都市間交通費が高かったからである。1964年に東海道新幹線ができるまでは、九州の北端の門司から東京まで片道で約20時間かかった。身体中煤まみれになる汽車で、背中が垂直の椅子で往復40時間以上かけて、東京本社に行ったり、東京で他社との契約を結んだりするのは、今では想像のできないくらいコストのかかることだった。それに対して、大阪には、門司からでも10時間程度で行くことができた。そのため、経済的・時間的コストを大幅に削減するために、西日本経済圏が形成され、大阪に本社機能が集中した。日本全体の本社機能を東京という一つの都市にゆだねるには、戦前の交通のレベルでは無理だったわけである。

ところが、1970年以降は、飛行機で東京から全国の都市に安く日帰りで行けるようになったため、本社機能を東京に集中させることができるようになった。交通費が低下するとともに、日本全国が一つの経済圏ですむようになったのである。この結果、東京は大阪にあった本社機能を奪って成長した。つまり東京の成長は多極集中の一翼を担ったという側面の他に、大阪の本社機能を奪って伸びたという側面がある。

地方中枢都市のほとんどは目覚しく成長してきたわけだから、東京の成長はそれらの都市を犠牲にしたものではない。しかし、東京の成長は、明らかに大阪の犠牲の上に成り立っている。これは、交通費の低下という技術的進歩によって起きたことであるため、避けがたいことであった。これを阻止しようとするのは技術進歩の成果を利用しないということに他ならない。

大阪の停滞の第2の原因は、大阪の都心設計の不適切さである。

都市の存在理由はフェイス・トゥ・フェイス・コンタクトの容易さであるという観点からすると、大阪の都市機能は、政策の失敗のために不必要に阻害されている。

①まず、新幹線が止まる新大阪は、ビジネスの

(八田達夫氏 写真)

はった・たつお  
1943年福岡県生まれ。国際基督教大学教養学部卒。米ジョンズ・ホプキンス大学大学院博士課程修了。ジョンズ・ホプキンス大学教授、大阪大学教授、東京大学教授、政策研究大学院大学学長などを経て、現在、大阪大学名誉教授。著書：『日本の構造改革と東京、大阪の再生』（関西経済研究センター）ほか。

中心地の梅田とは離れている。

- ②その上、大阪ビジネスパークも御堂筋から離れており、交通にも不便な南港にもビジネスエリアをつくってしまった。
- ③しかも、東京ではほとんどの地下鉄が郊外電車と相互乗り入れしているが、大阪ではそれが無い。
- ④御堂筋線は各駅停車のみで、都心内交通に不必要に時間がかかっている。東京の中央線は複々線で、各駅停車と快速が走っているのと対照的だ。

大阪再活性化の鍵は、短時間で自社から他社を訪問できる都市に改造することである。

大阪の停滞の第3の原因は、空港の立地の不適切さである。まず大阪（伊丹）空港は、距離的には都心に近いが、梅田から一本の鉄道で行くこともできないために、その利点が活かされていない。

さらに騒音のために夜間と早朝使うことができず、市中にあるため、拡張ができない。しかも、関空は京都・大阪・神戸の三角地帯からはるかに離れ、国際便が不便だけでなく、ただでさえ貴重な国内航路の頻度も抑えられている。

### 大阪再活性化の基本戦略

どうすれば大阪を停滞から救い出せるだろうか。改善の具体的な方法は四つある。

第1に、梅田を出発点とした御堂筋線上に都心機能を集中させる。まずこの地区の建築規制を大幅に緩和する。次に、大阪の幹線地下鉄で

ある御堂筋線を、複々線にすべきである。東京の中央線のように、各駅停車と急行とを並行して走らせることによって、各駅間の時間距離を短くすることができる。

第2に、京都と神戸を大阪と一体化することである。このためには郊外電車と地下鉄の相互乗り入れによって、梅田での乗り換えなしに神戸や京都から天王寺まで直行できるようにする必要がある。これまでは、地下鉄と郊外電車の軌道等の規格が違うために相互乗り入れができなかったが、新御堂筋下を通る新地下鉄線を郊外電車にあった規格にすれば相互乗り入れができる。

第3に、他都市との接続を改善し、時間距離を縮める。そのためには、大阪駅の北側にある旧貨物駅の空き地を利用して、大阪駅自体に新幹線の駅を作るべきだろう。それによって、JR各線だけでなく、阪神、阪急、各地下鉄線からも新幹線に直接乗り換えられるようになる。これら地下鉄網の整備の財源はピーク時の混雑料金の導入によって調達できる。ピーク時の混雑料金が大きな地下鉄投資の財源になる。

第4に、関空を貨物専用空港にしたうえで、危険性の高い伊丹空港を廃止し、伊丹空港跡地の売却費を財源として、西宮沖の浅瀬に新大阪国際空港を建設する。これにより、梅田・三宮・京都のどの駅からも伊丹より短時間でいける空港ができる。新大阪国際空港の真下に新幹線を通して駅を作れば、大阪だけでなく西日本の全都市と世界の諸都市の接続は格段に良くなる。

## 2 東京は脆弱で小都市は頑健か

3.11以降に提起された一つの論点は、天災が東京を襲った場合の危険性である。もう一つの論点は、原発のような大規模発電に頼らなければならない東京は、地震や津波に代表される大規模なショックに対して脆弱であるという危惧である。どのような都市が外的なショックに対

して脆弱であり、如何なる都市が頑健であるかということを考え、大都市分離論が正しいか否かを考察しよう。

都市の脆弱性・頑健性という言葉はさまざまな意味に使われることがある。ここでは、外的なショックによって都市の規模が縮小していく場合に、「その都市経済は脆弱である」、一時的に縮小しても、また戻る場合、「その都市経済は頑健である」と言おう。

外的なショックとしては、天災も戦争もある。経済環境の変化、例えばオイルショックや金融ショックといったものもある。

さらに、外的ショックに対して、長期的に回復できるか否かが最も重要な問題である。しかし、長期的に回復できる頑健性を仮に持っても、短期には最小限の経済損失だけですむ場合もあるし、不必要に大きい都市経済の縮小を伴う場合もある。

### 都市の規模を決定するファンダメンタルな要因

外的ショックに対する都市の反応は、ショックを受ける前に、都市が衰退しつつあるか否かにも依存する。すなわちその都市が、現在の都市規模に見合ったファンダメンタルな都市成立要因を持っているのか否かに依存する。

都市を成立させるファンダメンタルな要因を知るには、そもそも都市がなぜ存在しており、都市の規模の決定要因がなんであるかをとらえておく必要がある。

都市とは、人や企業が地理的に集積する場所である。しかし、もし、①自然条件がすべての地点で一定で、②異なる地点間で交通費はかからず、③生産・消費に関する規模の経済がないならば、人口は国土に均等に分布することになる。したがって、都市は成立しない。

反対に、上の条件①②③のいずれかが欠けると、都市が成立する。

以下では、①自然条件、②交通費、③規模の経済が、具体的な都市について、その規模を決

めるファンダメンタルな要因としていかに機能してきたかを見よう。

(自然条件)

まず、自然条件が場所によって異なる場合には都市が発生する。例えば、ある場所で石炭や石油が採れるとすると、その近くに採掘する人たちやそれを加工する業者が集まり、都市が成立する。

(交通費)

次に、交通が便利になって発展するようになった都市は多い。交通手段の変化に注目することによって戦後の日本の都市の盛衰を分析することができる。図1が示すように、1965年から2005年までの間に、日本の中枢都市に多極集中が起きていた。これは、地方の中小都市の多くで人口が流出していったということの意味する。

中小都市から中枢都市に人口が移動した根本的な理由は、自動車交通の発展である。従来、中枢都市から周辺中小都市に人が移動したり、物を運ぶためには多くの時間がかかったし、費用もかかったため、中小都市自体に、ある規模の商業・生産活動が必要だった。それが自動車保有の爆発的な増加によって、多くの人にとって中枢都市から周辺の中小都市に、短時間にしかも安価に、人と物資の輸送を行なうことができるようになった。その結果、中小都市における商業活動・生産活動は近くの中枢都市にとって代わられることになったのである。

(規模の経済)

さらに規模の経済は、産業や商業の地理的な集積によって起きる。都市を成立させる規模の経済にはいくつかあるが、その代表的なものは、工業立地における集積の利益である。例えば、ある地区において工場が集積すると、規模の経済によってさまざまな部品供給が安価にできるようになる。これがその地区にますますその産業の工場を呼び寄せる。

もう一つは、オフィスの集積の利益である。都心に立地するオフィスの従業員の生産性は、

他企業の人たちとフェイス・トゥ・フェイス・コンタクトを1日に何人できるかで決まる。会って話をすると、相手の反応を見ながら話せるから、端折れるのか、もっと説明が必要なのか、が瞬時にわかる。上司に確認を取ったほうがよいかなども顔色を見てわかる。手紙や電話やメールに比べて、時間当たりのコミュニケーションの量や質をはるかに高めることができる。

都心の企業集積が高まると、都心立地企業に働く就業者の一人一人が1日に会える相手が増えるから、就業者の一人一人の生産性が向上する。このため、多くの企業が立地している都心には、集積の利益が生まれる。

ある都市がその都市の持つ潜在的な規模の経済の利益を十分生かせるか否かは、政策にも依存する。例えば、都心の容積率が過度に規制されていれば、集積の利益を十二分に活用できない。公共交通への投資が不十分な場合にも、都市の集積の利益は十二分には活用できない。

#### 長期的頑健性・脆弱性

天災に対する頑健性は、都市によって大きく異なる。

東京は、関東大震災で大被害を受けた後にも、戦争で焦土と化した後にも、衰退せず復興した。日本において本社機能をもつ都市が必要であり、そのためには全国からの鉄道網が東京に集中していたことがこの復活を可能にしたと言えよう。

それに対して奥尻や山古志、あるいは玄海など地震で大きな被害を受けた地方町村には、その後復興のために、人口一人当たりで見ると非常に大きな公共投資が投入され、その結果これらの町には立派なハードウェアができたにもかかわらず、震災後若い人が出て行き、人口は激減した。もともとファンダメンタルとしては、衰退の道を歩み始めていたところに、天災がその速度を速めたということである。これは天災が、人工的なハードウェアの充実では修復することのできない衰退過程の促進を招いたと言え

るであろう。東京や3年で復興を遂げた神戸と際だった対照をなしている。

一方、ファンダメンタルズの変化は、都市を長期的な衰退に陥れたり、発展をもたらすことがある。ファンダメンタルズの変化の例として、交通費の低下を挙げよう。交通費は、駅や空港の位置決定のように、政治的に決まる場合もあるし、技術進歩によって変化することもある。

図1が示すように、戦後、北九州と大阪の昼間人口は、政令指定都市の中で例外的に減っていった。大阪の昼間人口が減った根本理由は、交通機関の鉄道から航空へのシフトによるが、北九州も同様である。北九州の空港は弱体であったが、近隣の福岡市の空港は日本一都心に近い。このため、70年代になって、航空運輸の重要性が増すとともに、大会社の支店が鉄道時代には九州への玄関であった北九州から福岡に移動したことから、福岡と北九州の逆転劇を説明できる。

都市の規模を担保する基礎的条件が成り立っている都市は、頑健であるが、もともと都市規模を支えている要因が弱まっているときに天災や経済ショックがあると、衰退が加速されてしまう。外的ショックは衰退の背を押す。一方、交通費のようにファンダメンタル事象が変化する外部ショックがあると、福岡や東京のように、それが長期的な発展要因になったり、北九州や大阪のように衰退の原因になったりする。

### 短期的頑健性

天災に対して長期的に回復することができる都市も、回復に要する期間や、天災による一時的な規模縮小の規模などは、都市のインフラ整備の程度によって大きく影響を受ける。これらの規模縮小が小さいほど都市は短期的な頑健性をもっていると言えよう。

短期的な頑健性を保持するためには、都市を分散すること自体は解決策にならない。インフラの整備が必要である。

ここでは、電力に関するエネルギーセキュリティ・インフラについて検討したい。

東日本大震災の後、東電の原発や火力発電所が落ちたために行なわれた東京電力圏内での計画停電は、道路の信号を止め、鉄道の信号をも止め、交通麻痺をもたらした。これは、信号や病院などの配電は、家庭用やオフィスなどとは別途の異なる配電をカネがかかっても前もってしておくべきだということを意味する。また外国と違って、非常時に自家発電が電力を外に売りやすい仕組みになっていない。電力会社を優遇するために自家発電による電力の対外販売を抑制する現在の仕組みを改めることも、都市の規模を問わず、計画停電の防止に役に立つ。

### 東京の頑健性と脆弱性

東京が外的ショックに対して長期的にどのような頑健性と脆弱性とを抱えているかを最後に分析しよう。

#### (自然条件)

東京の自然条件としての優位性は、地理的に世界で最も発展しているアジアの入り口に存在しているということである。しかも時差の関係からニューヨーク、ロンドンと並んでもう一つのグローバルな金融中心地は極東になければならない、という地理条件もある。ただし、この条件を満たしている都市は東京だけではなく、極東には競争相手がある。したがって、東京の長期的な頑健性は、それらの都市との競争の上に獲得される必要がある。

#### (交通費用)

次に、羽田空港が都心に近いという点も潜在的には有利である。東京港を閉鎖し横浜港に一本化することによって羽田空港の滑走路を大幅に増やすことができる。その際、成田では通常は安いチャーター便や貨物の空港としての機能を果たせる。

#### (規模の経済)

おそらく東京が北京、上海、ソウル、香港な

どと比べて最も優位なのは、公共交通が整備されていることだろう。これはモータリゼーション以前に東京が都市として成長したために整備されたのに対し、アジアの諸都市では公共交通施設が整備される前にモータリゼーションが到来し、高速道路を優先して作ったことによっていえると言えよう。この公共交通網が巨大な都市圏を形成し、しかも交通から発生する公害を最小に押さえることが可能なのが、東京の極めて有利な点である。東京では、交通に関する規模の経済を最大限に活用する歴史的な条件をたまたま満たしていたと言えよう。

### 東京の脆弱性

東京の最大の脆弱性は、上海、香港、シンガポールなどに比べて都心の集積が規制によって不必要に抑えられており、規模の経済が十分に活用されていないことにある。最近の高層化にもかかわらず、都心の就業者密度は香港やシンガポールに比べてかなり低い。特に、大丸有地区（大手町・丸の内・有楽町エリア）においては、高さ制限やCO<sub>2</sub>排出規制などを通じた、都による実質的な容積率規制が集積化を妨げている。これはオフィス業務の効率性を妨げているだけではない。マンションがこの地区にないことの原因にもなっている。さらにそれは、大丸有地区における国際化の相対的な遅れの原因にもなっている。

### 3 結論

日本の成長戦略としての都市の再生を考える観点から、最近改めて提起された大阪と東京の都市の将来性の問題を考察した。

オフィスの集中こそが都市の命である。ところが大阪は、オフィス拠点をあまりに無秩序に分散しすぎた。かつては西日本の中心都市であったために表に出ずにすんでいたこの弱点が、今や大阪の命取りになりつつある。しかしこの弱点は、都心集中策でただすことができる。

本社機能が東京に移っていくことは避けられないが、それを相殺するような利便性とオフィス賃料の安さがあれば衰退を防ぐことができる。それには、梅田周辺にオフィス床面積を集中的に大量供給し、梅田と東京、さらには世界との時間距離を縮める必要がある。

関西圏（大阪府、兵庫県、京都府、奈良県）は、ニューヨーク・コネチカット・ニュージャージー都市圏で同じ面積を取ると、人口がほぼ同一である。これだけの巨大な関西都市圏は、これまでおざなりにされてきた集積の利益を高める方向性を明確にすれば、力強い復活を遂げるだろう。

東京がアジアの諸都市と互していくためにも、都心の密度を高めることが決定的に必要である。

日本の都市政策に関わる者が、その知見を、自らの権限防衛のためや既得権を持つ住民の地域エゴのために用いていることが大阪と東京の脆弱性の根源である。「世界を見ている民間の創意工夫を、前例主義の都市計画当局が押しつぶしている」と言われて久しい。日本の自治体の都市政策に関わる人々がその知見を国全体の利益のために活用するようになったときに、大阪も東京もその最大の脆弱性を克服し、世界に重要な貢献ができる都市に変貌するであろう。

### 注

- 1) 例えば岩田規久男・八田達夫（2003）第5章参照。
- 2) 岡本亮介（2006）参照。岡本はさらに、大阪港を廃止して神戸空港の跡地に神戸港を大幅拡充することを提案している。

### 参考文献

- 八田達夫（2011）「都市経済の脆弱性」『都市計画』第292号、日本都市計画学会。
- 八田達夫（2006）「序章」八田達夫編著『都心回帰の経済学』日本経済新聞出版社。
- 岩田規久男・八田達夫（2003）『日本再生に「痛み」はいらぬ』東洋経済新報社。
- 岡本亮介（2006）「集積の利益追求のための空港・港湾機能集中化政策」八田達夫編著『都心回帰の経済学』日本経済新聞出版社。

東日本大震災以降、首都圏における直下型地震のリスクが顕在化しており、より堅固な建物への建て替えは政策的にも強く求められている。しかしながら、都心での代表的な居住形態であるマンションの建て替えや修繕は、集団的な意思決定をとまなうために、停滞している。

中川・齊藤論文（「マンション再生投資に関する実証分析」）は、区分所有建物（いわゆるマンション）の長期修繕計画に基づいた修繕積立金や管理費に注目して、どのような変数がこうした修繕計画に影響を及ぼすかについて内生性を考慮しながら実証的に研究した論文である。

手法としては、著者たちが直接実施したアンケートからのデータを使用しているが、国土交通省が別に実施したアンケート・データによる裏付けも取っており、データにバイアスがないことを確認したうえで調査になっている。

区分所有建物の修繕積立金に影響を及ぼす変数として三つの変数が存在する。第一は、建物の総価値を最大にする社会的に最適な投資額である。第二は、個々の区分所有者たちが考える主体的合理性にもとづいた水準である。第三は、マンション管理会社が考える最適水準である。マンションの修繕投資額が過大であるか過小であるかをチェックするためには、最適な投資額からの乖離がどの程度であるかを突き止める必要があるが、そもそも最適な投資額を示すデータが存在しない。そのため第二の

変数や第三の変数の代理変数を用いて、実際の修繕積立金や管理費がどのような変数から影響を受けるかについて回帰分析をしている。

ここで重要なのは、マンション管理業者と理事会、ないし区分所有者間でのプリンシパル・エージェント問題である。管理会社が区分所有者たちの正当なエージェントになっていないために、最適な投資額とのズレが発生するかもしれない。社会的に最適な投資額とマンション管理会社が考える金額は相当な開きがあるかもしれない。正当なエージェントであれば、区分所有者たちが最適と考える再生投資額が選択されるが、現状では正当なエージェントとはなっていないことが示唆されている。

理事会の利害調整機能や所得水準等の変数を用いて、興味深い結果が得られている。区分所有者たちが高齢化してくると時間的な視野が短くなり、そのために合理的主体としての個々人にとっての最適投資額は小さくなることを見出される。マンションの修繕や建て替えは集会的な意思決定を伴う問題であるために、そもそもこうした投資額は過小になる傾向があると考えられるが、修繕積立金の不足がそれを裏付けるような結果になっている。

区分所有建物についての理論研究や実証研究はまだ緒についたばかりである。こうした基礎的な研究が蓄積されることを願いたい。



企業は市場からさまざまな圧力を受けると考えられる。環境を汚

染する可能性のある企業にとって、消費者が不買運動を起こしたり、株主たちが将来の損害賠償を考慮するために株式を売却したりすることを通じて、経営者に圧力をかけることが考えられる。こうした圧力を前提にすると、政府による規制や環境税が実施できない場合でも、企業は自主的行動によって、環境汚染を防止する行動に積極的に取り組むかもしれない。このような取組は自主的行動アプローチと呼ばれている。

日引論文（「化学物質のリスクと市場の評価」）では、トービンの $q$ をデータとして用いて、自主的に企業が環境負荷を低減させるインセンティブをもつかどうかについて分析した従来の研究を批判して、代替的な手法を用いて、企業は株式市場からどのような圧力を受けるかについて分析している。

トービンの $q$ は言うまでもなく、企業の市場価値を資本ストックで割ったものである。トービンの $q$ が変化するとき、環境負荷等の大きな企業は、将来の損害賠償のリスクを避けるために、それを防ぐための装置や設備を拡充する。そのときにはトービンの $q$ の分母である資本ストックは大きくなる。それと同時に、株主が損害賠償のリスクを評価すると株価が低下するので、分子も低下する可能性がある。この二つの効果がトービンの $q$ の低下に表れている。

しかし、この両者を識別することは、 $q$ を用いた分析ではできない

い。その点を考慮して、日引論文では、企業価値を有形固定資産と無形固定資産に分割して分析を行っている。それぞれの価値が、化学物質汚染（発がんリスク）によって、どのような影響を受けるかについて実証的に研究したものである。

化学物質による汚染のリスクは企業の情報開示によって得ることができる。情報開示が投資家にとって正確でわかりやすいものであるときに、その情報の有意性は高まる。もちろん正しい情報であっても、投資家はその情報を重要視していなければ、株式の需給は変化せず、株価は反応しない。したがって、問題は開示された情報によって、株価が反応し、企業の経営者に環境汚染削減の努力に対するインセンティブをもたらすかどうかである。

しかしながら、発がんリスクの情報は株式市場に影響を及ぼさず、株式市場からの圧力は必ずしも大きくないことが示されている。日本では有形固定資産を大きくする効果は働くが、株式市場からの圧力はそれほど大きくないことが回帰分析によって見出されている。これはどのように考えるべきなのだろうか。環境に対する自主行動計画も含めて、株主からの圧力が働かないのにもかかわらず、経営者がこうした有形固定資産を増やして、環境汚染を減らそうとするのは、ある意味で奇妙なことである。この点を今後の研究では考える必要があるように思われる。

同様の視点から、環境汚染物質

を排出する可能性のある営業所の周辺で、地価が低下しているかどうかについて検証している。これは周辺住民が環境リスクをどのように評価しているかについての分析である。住宅市場は発がんリスクを認知しているが、その評価額はきわめて低い値になっていることが報告されている。

#### ●

人々が居住地を選択する際に、どのような要素を考慮するだろうか。有名な「足による投票」仮説は、人々が地域ごとに異なる水準の地方公共財や税率に直面したときに、どの地域を居住地として選択するかによって、居住者の選好が表明されるというものである。

地方税率が高い高負担を要求する自治体でも、高福祉によって老後の心配や病気の心配が解消されるのであれば望ましいと考える人々もいる。これに対して、自己責任原則を旨とする人々は、低負担、低福祉の自治体に居住しようとするかもしれない。こうした人々の選好の差異が、自治体の提供する税率と公共財（支出）の異なるパッケージを維持するためには、人々が比較的低いコストで自治体間の居住を変更することができなければならない。

#### 小林・行武論文（「居住地選択要因とアメニティ価値の測定」）

は、東京都の23区を対象にして条件付きロジットモデルを用いて、人々の居住地選択行動を分析している。その結果、地方公共財やアメニティの価値がどのように決まるかについて考察している。こう

した分析は、いま述べた意味で、地方分権の可能性を探るうえで重要な研究である。

平成15年の住宅需要実態調査を用いて、特に持ち家居住者を対象に過去5年間に住み替えをした人たちのデータで、こうした分析を行っている。説明変数のなかでも、図書館蔵書数、都市公園密度、犯罪発生率といった変数が居住地選択に有意な影響を及ぼすことが確認されている。

この推計の問題点は、サンプルセレクション・バイアスであろう。実際に居住地を変更したサンプルだけを用いているために、ある地域の公共財やアメニティについて敏感な人たちや転居費用の低い人だけが対象になっている可能性がある。実際に、他の居住地を選択せずに転居しなかった人たちはサンプルから除外されているために、アメニティや公共財の評価は過大に推計されるかもしれない。

実際に、表6にあるように、一人当たりの図書館蔵書数は、3万557円と非常に高い値を示している。図書館の本が1冊増えることによって、人々の評価が3万円以上増加するというのは考えにくい。いずれにしても、こうしたサンプル・セレクション・バイアスを解消する必要があるだろう。そのうえで、ないものねだりになるかもしれないが、東京23区ではなく、より小さな地域に限定したマイクロ・データによる分析が必要であろう。（F・Y）

# マンション再生投資に関する実証分析

中川雅之・齊藤 誠

## はじめに

いまやわが国のマンションのストックは、2009年末で約562万戸に達する一般的な居住形態となりつつある。一方、建築後30年以上経過したマンションは、2009年末時点で約94万戸あるが、近いうちに100万戸に達すると予測されている。劣化するおそれのある老朽マンションストックが急速に増加している状況下では、適切な水準の再生投資を確保することが非常に重要である。

このような劣化に対しては定期的な修繕が必要になるが、場合によっては新たな機能を付加したり、性能を向上させる大規模な改修を行ったりすることが求められる。修繕と改修だけでは対応できない場合には、建替えが必要となる。しかし、わが国のマンションストックについて、このような再生投資が十分に行なわれているとは言いがたい。例えば、25年以上の長期修繕計画に基づく修繕積立金額を設定しているマンション管理組合は、37%程度（2008年）にすぎない。マンションの建替えは、制度の充実を背景に年々増加傾向にあるが、2009年4月時点で建替え事業を完了したのは137件にすぎない。

このような再生投資を過小なものとしている原因を、マンションという不動産の所有形態に求める指摘はこれまでも行なわれている。区分所有法では、マンションの所有者は専有部分の所有権と共有部分の所有権を持っており、二

つを分離して処分することができない。資産が各所有者の共有になっている場合、その資産の適切な利用が行なわれないことが、共有地の悲劇として知られている。また瀬下・山崎（2007）においては、マンションという財のクラブ財としての性質に着目して、資産を維持・増価する努力水準が過小になることを明らかにしている。

このためマンションの再生投資は、区分所有者総会における多数決という、集団的意思決定システムの下に判断が行なわれる。共有物やクラブ財に関する意思決定に集団的意思決定を導入するという考え方自体は、標準的なものである。しかし、集団的意思決定にかかる取引費用が大きなものである場合には、このシステム自体がうまく機能しない可能性は十分ある。

本稿では、筆者らが2009年に実施したアンケートデータを使用して、マンションの再生投資規模の評価とその要因について分析している。第1節ではアンケートデータを、第2節では再生投資額に影響を与える要因について記述する。第3節では記述データに基づき再生投資額の規模を評価し、第4節ではその要因について実証分析を行なっている。第5節はまとめである。

## 1 データ

意思決定の環境が、マンションの再生投資水準に影響するという指摘は、これまでもアカデミズムおよび実務の世界で行なわれてきたが、一般的な可能性の指摘にとどまっており、統計

(中川雅之氏写真)

なかがわ・まさゆき  
1961年秋田県生まれ。京都大学  
経済学部卒。博士(大阪大学)。  
建設省(現・国土交通省)、大  
阪大学社会経済研究所助教授な  
どを経て、現在、日本大学経済  
学部教授。著書：『公共経済学  
と都市政策』(日本評論社)ほ  
か。

(齊藤誠氏写真)

さいとう・まこと  
1960年愛知県生まれ。京都大学  
経済学部卒。Ph.D.(米MIT)。  
ブリティッシュ・コロンビア大学  
助教授、京都大学経済学部助教  
授などを経て、現在、一橋大学  
大学院経済学研究科教授。著  
書：『資産価格とマクロ経済』  
(日本経済新聞出版社)ほか。

的な検証を経ていない。それは、適切な再生投資との乖離を直接観察することが困難であるという事情による。つまり、維持管理投資や修繕投資などの再生投資で観察できるのは、投資額または、投資の裏づけとなる管理費の徴収額、修繕積立金である。しかし、これらの再生投資額が大きくなっていることが、十分な投資額を確保していることを意味するのか、過剰な投資額となっていることを意味するのか、を判断することは非常に難しい。例えば、規模の大きなマンションで一人当たりの再生投資額が小さなものになっていたとしても、それが規模の経済を意味するのか、集団的意思決定の困難性を意味するのかを識別することは困難だ。

仮に過小な再生投資を識別できたとしても、その要因を特定することはさらに難しい。再生投資額は、集団的意思決定の環境だけでなく、マンションの物理的属性あるいはマンション居住者の属性の影響を受けるため、意思決定環境の影響を分離することは、容易なことではない。

このため、筆者らは2009年1月に、首都圏マンション管理士協会に委託して、個別マンションの物理的状況を踏まえた管理費の徴収額、修繕積立金の額を評価するアンケートを実施した。このことにより、マンションの物理的状況、居住者の属性に関するデータのみならず、再生投資額の適正水準と実際的水準に関するデータを入手することに成功している。

決定された再生投資額が、専門家が適正と考える水準から乖離する要因としては、

①マンション居住者が、資産価値を最大にするという意味において最適な再生投資額を選択

しない可能性がある

②集団的意思決定を行なう組織の効率性によって、実現される再生投資額が異なる可能性がある

ことを考慮する必要がある。再生投資額の乖離(マンションの実際の再生投資額-マンション管理士が算定した適切な再生投資額)を発生させる要因について議論するため、①のマンションの再生投資額の認識に影響を与えると考えられる属性と、②の集団的意思決定を行なう組織体制、双方のデータを得ている。また、アンケートで得られたデータの一般性を確認するため、わが国で最も大きなマンション調査である、国土交通省が実施するマンション総合調査<sup>1)</sup>との整合性を配慮した質問項目が配置されている。

## 2 再生投資額の決定に影響に与える要因

この節では前節で指摘された、マンション再生投資額の決定に影響を与える二つの要因に関連する属性について、本アンケートの数値とマンション総合調査を比較することで、このデータの妥当性、一般性について検証する。

### 2.1 マンションの居住者属性

(時間的視野の短さ)

本アンケートで把握された、マンション管理士の算定する最適な投資額とは、マンションの市場価値を将来にわたって最も高い水準に維持していくためのものであろう。しかし、マンションを売却することを考慮しなければ、自らの居住期間中に享受できる住宅サービスとそれに必要なコストの差額を最大にすることを目標と

するかもしれない。このような場合、マンション管理士が算定する再生投資よりも低いレベルの再生投資額が選択される。

これに関する属性としては、マンションの居住者の年齢構成がある。本アンケートの対象マンションは、50～60歳代が中心となる年齢階層であるという結果を得ているが、マンション総合調査においても、居住者の年齢構成についてはほぼ同様の結果を得ている。

このように、時間的視野が短い高齢者が多いマンションにおいては、再生投資は過小なものとなる可能性が高い。また、わが国では中古住宅市場が発達であることが指摘されることが多い。中古住宅市場で適切な評価を受けられない場合には、特にこの傾向は強く現れるだろう。

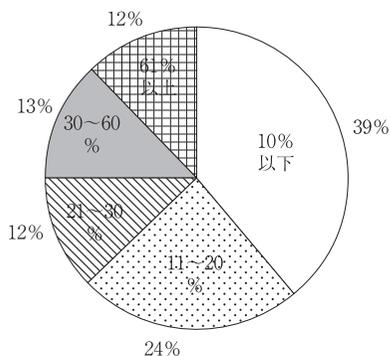
#### (マンション居住者の多様性)

集团的意思決定に関わる組織としては、区分所有者総会と理事会があげられる。区分所有法では、区分所有者総会において、過半数の同意が必要な普通決議あるいは4分の3の同意が求められる特別決議によって、建替え以外の再生投資の額が決定される。通常は、管理組合の業務の執行を総会から委任されている理事会の提案により、再生投資額の決定が総会に対して諮られる。それが一定の得票数に達しない場合は、現行の再生投資額がデフォルトとして維持されることになる。

このような集团的意思決定に伴うコストは、いくつかの要因によって決定される。まず、居住者の属性が多様なものであるほど、利害の調整が困難になる可能性があるだろう。本アンケートとマンション総合調査における店舗等その他用途の比率をみると、店舗を入っていないマンションが最も多いが、5～10%程度が店舗等であるマンションは20～30%程度あり、二つの調査の傾向はほぼ一致している。

賃貸に供されている部屋の比率については、マンション総合調査では10～20%程度が、本アンケートでは20%超が賃貸化されているものが

図1 本アンケート調査における居住以外に供されている戸数比率別マンション構成比



最も多くなっている。空室についても、空室のないマンションが最も多いが、本アンケート、マンション総合調査ともに、10%以下の空室が発生しているマンションが半数近くある。

このような店舗を経営する、部屋を賃貸に供している、または空室の家主としての区分所有者は、通常の居住者としての区分所有者とは、住宅の管理について相当に異なるインセンティブを有すると考えられる。図1では、本アンケートについてこれらの店舗、賃貸、空き室に供されている戸数を合計し、居住に供されているもの以外の比率別に、マンション構成比を出している。30%以上をその他用途に供しているマンションが約4分の1を占めており、このようなマンションでは意思決定のコストが高くなる可能性がある。

## 2.2 集团的意思決定体制

次に、集团的意思決定のしやすさをマンションごとに観察する。前述のとおり管理費、修繕積立金などの額の変更は、総会の普通決議あるいは特別決議によって行なわれる。このため、総会への区分所有者の出席率ごとにマンション比率をみる。

本アンケートは、10～20%の出席率のマンションが最も多く、30～40%の出席率にピークがあるマンション総合調査よりも出席率が低いマンションに偏りがあった。しかし、マンション総合調査でも、半数のマンションで50%未満の

出席率しか確保できていない。

また、総会に議案を提出する理事会の機能性をみる。理事会の開催頻度別マンション構成比をみると、本アンケート、マンション総合調査ともに、月に1回の頻度で開催されているケースが最も多いが、ほとんど開催せず、あるいは開催したことがないマンションも少数ではあるが存在した。

理事会のメンバーへの報酬体系は、両調査ともに無報酬であるマンションが70~80%と大層を占めている。このように、マンション管理の執行を受け持つ理事会は、区分所有者がボランティアとして行なっているケースがほとんどである。

次に、実際の管理業務の実施方法をみる。業務の管理会社へのアウトソースの程度について二つの調査のおおむねの傾向は同じだ。すべて管理業者に委託しているケースが60~80%を占めており最も多いが、すべて管理組合で実施しているケースも10%程度存在する。

### 3 管理費、修繕積立金の評価

アンケートで得られた管理費および修繕積立金徴収総額のレベルの評価を行なう（図2、図3）。これまでみたように、本アンケートの対象となっているマンションは、総会の出席率など一部の項目を除いて、マンション総合調査で明らかにされた一般的なマンション像とほぼ一致している。マンション再生投資の大きさは管理費、修繕積立金徴収総額を用いるため、管理費と修繕積立金総収入額の分布を比較する。二つの調査の傾向はほぼ同じと考えてよい。マンションの管理費は、1万~2万円の間が最も多く分布しており、それよりも低いマンションと高いマンションがほぼ均等に分布している。修繕積立金については月額50万円未満のマンションが両調査とも最も多い。しかし、月額400万円超のマンションも10%程度存在する。

このように、本アンケートは一般的なマンシ

図2—マンションの管理費月額別のマンション構成比

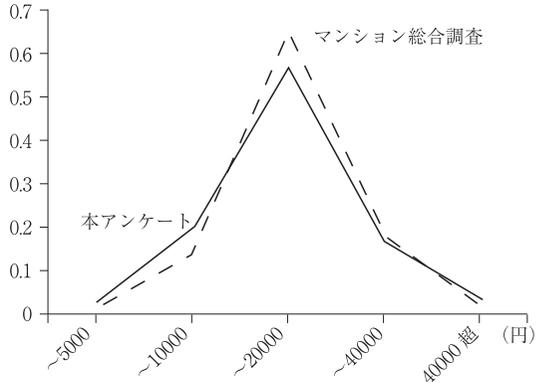
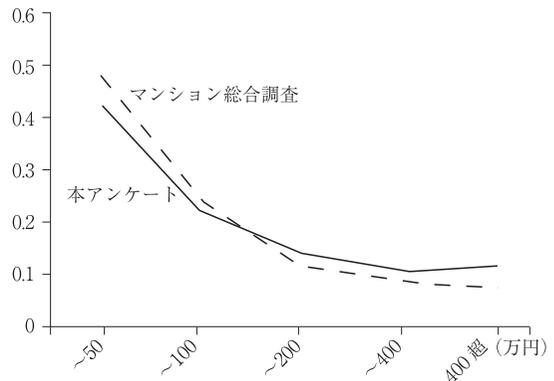


図3—マンションの修繕積立金総収入額（月額）別のマンション構成比



ョンとほぼ同様のマンションを取り上げ、再生投資の規模についての専門家の目からみた評価を加えたものと位置づけることができよう。具体的には、マンション管理士が対象となるマンションを訪問し、これまでに記述した項目について聞き取り調査するとともに、マンションの属性や状態に応じて、戸当たり管理費と戸当たり修繕積立金徴収総額について、適正と考えられる額を算定している。

専門家が適正と評価した戸当たり管理費、戸当たり修繕積立金徴収総額と実態との乖離を、図4および図5において記述した。図4から明らかのように、管理費についてはほぼ合致しているマンションが多く、不足しているマンション、超過しているマンションはほぼ左右対称に分布している。一方、修繕積立金は、戸当たり10万円超不足しているグループが最も多い。2

図4 一月額戸当たり管理費の不足・超過額別のマンション構成比

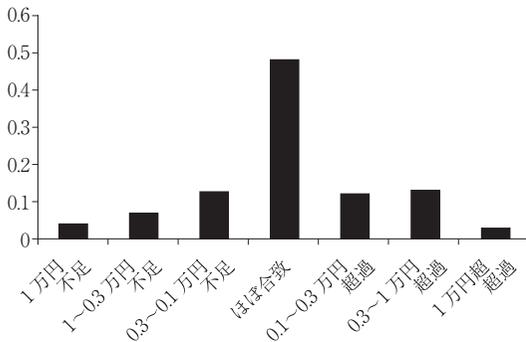
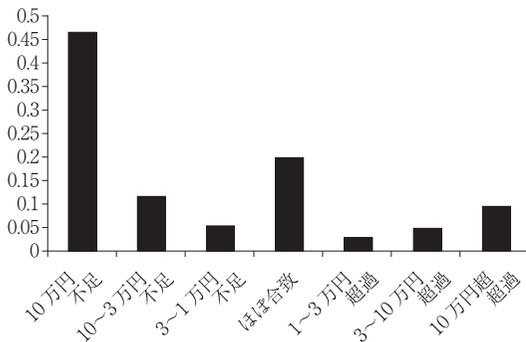


図5 一戸当たり修繕積立金徴収総額の不足・超過額別マンション構成比



番目に多いのはマンション管理士の評価とほぼ一致しているマンションだが、修繕積立金の不足傾向が顕著である。

## 4 再生投資決定に関する実証分析

### 4.1 実証分析の方針

マンションの維持管理投資額および修繕投資額の決定要因を以下のようにして推定する。

被説明変数としては、実際の月額戸当たり管理費用の徴収額および戸当たり修繕積立金徴収総額と、それぞれについてマンション管理士が適切と評価した額との差額を用いる。そして、これを二つのタイプの説明変数に回帰する。一つのタイプは、以下のような意思決定の容易さに影響を与える変数である。

- ・区分所有者総会への出席率が低い場合、マンション全体の意思決定が困難化することが予想される。

- ・理事等への報酬が低い場合、適切な管理を行なうことに対する執行部のインセンティブが低下する可能性がある。また、開催頻度は理事会のインセンティブを一般的に代理するものとして位置づけることができる。

- ・マンション管理業者などを活用できない場合は、専門的ノウハウを利用できないため、適切な管理に関する判断が行えない可能性が大きくなる。

もう一方のタイプの説明変数は、居住者の要求する管理水準に影響を与えるものである。

- ・東京駅までの総所要時間は、時間価値である所得と負の相関を有するため、維持管理・修繕投資には負の影響を与えることが予想される。

- ・年齢が上昇すると、時間的視野が短くなるので、特に長期的な投資である修繕投資に負の影響を与えることを予想する。

- ・分譲価格（平均価格）は、再生投資対象の経済価値であり、投資額に正の影響を与えることを予想する。

再生投資のレベルの決定に際しては、将来を見通して現在の消費を抑える我慢強さ、他者との共同作業を通じて意思決定する場合の協調性など、観察できない居住者の資質が、大きな影響を与える可能性が高い。そしてそれは、区分所有者総会の出席率などと一定の相関を有することも十分に予想できる。このようなサンプルセレクション・バイアスを回避するために、第2節で説明した変数を用いてヘックマンの2段階推定を行なう。具体的には、

- ① 1段階目で、過剰な投資（0を含む）、過小な投資の選択をプロビットモデルで推定
  - ② 2段階目で、投資額、つまり過剰な投資、過小な投資の程度を線形モデルで推定
- することで、マンションの再生投資の決定の構造を検証している。

### 4.2 実証分析結果

表1、表2は、第1段階、第2段階を同じ説

表1 一戸当たり管理費（月額）、戸当たり修繕積立金の過不足実証結果（第2段階）

	管理・プラス	管理・マイナス	修繕・プラス	修繕・マイナス
2段階目(線形回帰)	係数(標準誤差)有意	係数(標準誤差)有意	係数(標準誤差)有意	係数(標準誤差)有意
年齢(40代)	-0.1312 (0.1375)	-0.4607 (1.1456)	0.2536 (0.9135)	18.2641* (10.6936)
年齢(50代)	-0.1951 (0.1390)	0.3587 (1.0213)	0.9090 (1.6685)	12.1043 (14.1771)
年齢(60代以上)	-0.2384 (0.1483)	-0.2310 (1.1019)	1.2871 (2.2536)	12.3166 (18.2062)
その他	-0.0650 (0.1259)	-0.1417 (2.0012)	0.4811 (1.1810)	-24.6905* (14.2621)
総会1(委任状含まず)	-0.3793 (0.6513)	0.1063 (10.2733)	-0.2150 (4.3454)	-55.5357 (39.2604)
理事会(1カ月)	0.0197 (0.0807)	0.5966 (0.5484)	0.8495 (2.4083)	-15.5693 (18.9942)
理事会(半年、1年)	-0.0721 (0.1991)	0.2568 (3.8894)	-0.3232 (1.1489)	-0.8780 (11.9784)
理事会(非開催)	0.5855 (0.3915)	0.2170 (2.8424)	0.1602 (2.8816)	-117.1326*** (31.2278)
定数項	0.7031 (0.8107)	-0.2539 (2.6910)	-0.9149 (7.6331)	22.2635 (31.7068)
ミルズ比 lambda	-0.3551 (0.4994)	-0.5366 (5.8636)	1.7516 (5.0665)	29.3488 (53.6975)
サンプル数	185	185	179	179
サブサンプル数	124	61	68	111
Wald chi2	10.0767	5.6787	1.8160	35.7276
P-chi2	0.9004	0.9951	1.0000	0.0050

注1) 括弧内は標準偏差。

2) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意であることを示す。

表2 一戸当たり管理費（月額）、戸当たり修繕積立金の過不足実証結果（第1段階）

	管理・プラス	管理・マイナス	修繕・プラス	修繕・マイナス
1段階目(プロビット)	係数(標準誤差)有意	係数(標準誤差)有意	係数(標準誤差)有意	係数(標準誤差)有意
平均価格	0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
その他	-0.3174 (0.4692)	0.3174 (0.4692)	0.2605 (0.4115)	-0.2605 (0.4115)
総会1(委任状含まず)	2.5695*** (0.8921)	-2.5695*** (0.8921)	1.1383 (0.9903)	-1.1383 (0.9903)
無報酬	0.1022 (0.2379)	-0.1022 (0.2379)	-0.4443* (0.2326)	0.4443* (0.2326)
理事会(1カ月)	-0.0221 (0.2667)	0.0221 (0.2667)	0.6725** (0.2779)	-0.6725** (0.2779)
理事会(半年、1年)	0.9134 (0.6641)	-0.9134 (0.6641)	-0.0920 (0.5715)	0.0920 (0.5715)
理事会(非開催)	-0.7755 (0.8042)	0.7755 (0.8042)	0.6582 (0.9256)	-0.6582 (0.9256)
アウトソース2、3	-0.8757*** (0.2785)	0.8757*** (0.2785)	-0.3943 (0.2872)	0.3943 (0.2872)
アウトソース4、5	0.0841 (0.5263)	-0.0841 (0.5263)	-0.4788 (0.5483)	0.4788 (0.5483)
アウトソース6	-0.7701* (0.4614)	0.7701* (0.4614)	-0.2240 (0.4174)	0.2240 (0.4174)
東京駅まで総所要時間	0.0099 (0.0063)	-0.0099 (0.0063)	-0.0168*** (0.0063)	0.0168*** (0.0063)
定数項	-1.6088* (0.9224)	1.6088* (0.9224)	-0.9361 (0.9502)	0.9361 (0.9502)

注1) 括弧内は標準偏差。

2) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意であることを示す。

明変数により行なった実証分析結果を報告している<sup>2)</sup>。その他という変数は、居住以外の用途割合を示す。総会1は区分所有者総会への出席率、理事会という名前のついた変数は理事会の開催頻度を示すダミー変数で、2～3カ月に1回程度開催する場合を基準としている。また、無報酬とは理事に対する報酬がない場合のダミー変数である。アウトソースという名前のついたいくつかの変数があるが、これはすべての管理業務を管理業者に委託しているケースを基準

に、アウトソース2、3は基幹事務の一部を委託している場合、アウトソース4、5は基幹事務以外を委託している場合、アウトソース6はまったく委託を行っていない場合のダミー変数である。

まず、表2で管理費不足徴収、管理費超過徴収の第1段階の選択をみる。分譲の平均価格が高いほど、総会の出席率が高いほど、アウトソースの程度が高いほど、管理費の超過徴収が選ばれる場合が多い。一方、表1で示されている

同じ管理費の2段階目の推定結果では、有意な変数は推定されていない。

これらの結果は、分譲価格の平均が代理する区分所有者の所得が高いほど、総会の機能性が高いほど、管理費の増加が受け入れられやすいことを示しているが、超過徴収を促進するような影響を及ぼす要因はないことを意味する。図4の不足・超過徴収額別のマンションの分布をみても、適正な徴収額の左右対称に分布しており、不足額や超過額の決定はランダムに行なわれている可能性が高い。不足徴収についても同様である。

アウトソースの程度が高いほど管理費が多く徴収されていることは、二つの解釈が可能だろう。一つは専門家が日常的な管理を行なうことで、正確な情報が区分所有者に伝えられ、必要な管理費が確保できているという考え方である。もう一つは、理事会あるいは総会と委託先である管理会社との間でプリンシパル・エージェント問題が発生しているとする考え方である。素人の集まりである理事会や総会が管理会社の言いなりになっている、などの指摘を聞くことがあるが、そのような心配を反映した考え方といえる。

次に、修繕積立金に関する超過積立、不足積立の選択に関する推定結果を表2でみる。分譲の平均価格が有意な結果をもたらしていないが、東京駅までの総所要時間が長いほど不足積立が起りやすいという結果が得られている。

また、管理費の推定結果と比較した第1段階の特徴は、総会の出席率は有意な結果が得られていないが、理事会に関連する変数が有意になっている点であろう。例えば、理事が無報酬であるマンションでは、不足積立が起りやすく、理事会が頻繁に開催されているマンションほど不足積立が起りにくくなっている。管理費と比べて長期的な視野に立った判断が必要な修繕積立金は、総会よりも執行機関である理事会の機能性が重要であることを意味するのかもしれない。

一方、アウトソースの程度は不足積立、超過積立の選択に影響を及ぼしていない。大規模修繕を管理会社が自力行なうことはないため、管理費の不足・超過の選択にアウトソースの程度が影響を及ぼし、修繕積立金の不足・超過の選択には影響を及ぼしていないという推定結果は、プリンシパル・エージェント問題の存在を示唆する。

また、修繕積立金については管理費とは異なり、積立不足の程度に系統的に作用している要因が存在する。表1では、40歳台が最も多いマンションでは積立不足の程度が抑制される傾向がある一方で、その他用途が多いマンション、理事会が非開催であるマンションでは不足積立がより深刻になる傾向があることがみとれる。

## 5 まとめ

2009年1月に実施したアンケート調査を用いて、マンションの維持管理投資、修繕投資のレベルの評価、その過不足の原因を分析した。アンケート調査で抽出されたマンションは、マンション一般の属性とほぼ同一である。そのようなマンションの管理費の徴収額は、マンション管理士が適正レベルと判定したものをピークに左右対称な分布を示していた。一方、修繕積立金の積立額は、半数近くのマンションで、戸当たり10万円以上の積み立て不足という判定が示されており、積立不足傾向が明らかに見取れた。

実証分析で明らかになったのは、管理費では総会の機能性が、修繕積立金では理事会の機能性が重要である点であろう。また修繕積立金については、マンション居住者や用途の多様性も負の方向の影響を与えていることもわかった。

維持管理投資については、日常的な住宅サービスと直結しているため、区分所有者は比較的容易に適切な投資レベルの判断を行なうのではないだろうか。このため総会での意思決定がスムーズに行なわれるかぎり、適切なレベルの維持管理投資を実施できる。しかし、修繕投

資は将来時点で実施され、利得も将来に発生するため、区分所有者の様々な時間的視野、時間選好によって適切と判断されるレベルが異なる。このように多様な利害調整を総会で直接行なうことは困難だ。総会の委任を受けた理事会が区分所有者間の利害調整を行なうことになり、修繕投資の決定には理事会の機能性が大きな役割を果たす。

国土交通省が示している標準管理規約は、理事会メンバーの要件として区分所有者であるという条件を課していた。その結果、多くのマンションでは管理の素人にすぎない区分所有者が、ボランティア的に理事会業務をこなしている。無報酬であるケースがほとんどであるため精神的に業務をこなすインセンティブも出てこない。困難な利害調整を行わなければならない理事会の機能を十分に確保することは、極めて困難だろう。

なお、専門家による管理を採用する場合に十分留意すべき点として、プリンシパル・エージェント問題があろう。実証分析ではアウトソースの程度が高いほど、管理費、修繕積立額が過剰方向に偏る傾向がみとれた。これは、専門業者から正確な情報が総会等に伝えられているという解釈も可能だが、総会、理事会が十分に現場のエージェントをモニタリングできていない可能性もある。このように、マンション管理についての専門家の登用は、業務の効率化とプリンシパル・エージェント問題のトレードオフにさらされている。このため、専門家に対するモニタリングを制度の中でどのように設計するかが、今後のマンション再生投資の適切化を図る重要な要素となる。

\*本研究は、文部科学省委託業務「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学的研究推進事業」から財政的な支援を受けている。本研究過程においては、金本良嗣政策研究大学院大学教授をはじめ住宅経済研究会のメンバーの方々から、貴重なコメントをいただいた。またアンケートの実施にあたっては首都圏マンション管理士協会からご協力いただいた。ここ

に謝辞を申し上げたい。

## 注

- 1) 2005年6月に国土交通省で実施した「平成15年度マンション総合調査」。2500の管理組合と、1万2500名の区分所有者に対するアンケート調査であり、わが国で最も大規模なマンション調査である。
- 2) 推定で用いた変数は、この他に築後年数、総戸数、戸当たり専有面積などを用いているが紙幅の関係上、推定結果を報告していない。中川・齊藤(2012)においてすべての推定結果を報告している。

## 参考文献

- 岩田規久男(1997)「マンションの法と経済分析」岩田規久男・八田達夫編著『住宅の経済学』日本経済新聞社。
- 瀬下博之・山崎福寿(2007)『権利対立の法と経済学』東京大学出版会。
- 中川雅之・齊藤誠(2012)「マンション再生投資に関する実証分析」齊藤誠・中川雅之『人間行動で考える地震リスクのマネジメント：新しい社会制度を設計する』勁草書房。
- 福井秀夫(2008)「マンション建替え・管理の法と経済分析」『自治研究』第84巻12号。
- 山崎福寿(1999)『土地と住宅市場の経済分析』東京大学出版会。

# 化学物質のリスクと市場の評価

## 目 次

### はじめに

近年、地球温暖化問題をはじめ、さまざまな環境問題が出現し、環境政策の重要性が高まっている。しかし、規制や環境税など伝統的な政策手段は、その導入のためのコンセンサスを得るために長い期間を要するため、問題解決に対して柔軟に対応できないデメリットがある。このため、伝統的な政策手段を補完し、企業の自主的な環境保全的行動を促進するための政策手段として、近年、自主的アプローチや公的機関による情報開示に関心が寄せられている。

自主的アプローチとは、企業の自主的な取組を促進するような制度をいう<sup>1)</sup>。日本では、事業所と自治体との間で締結される公害防止協定、ISO14001のような公的機関（国際標準化機構）による環境マネジメントシステムの認証制度、経団連による環境自主行動計画などが該当すると考えられている（岩田他 2010）。

情報開示とは、企業や事業所の環境負荷情報を提供することをいう。後述するように、情報が開示されていけば生産プロセスで生じる環境負荷によって将来環境汚染が起き、その損害賠償などのリスクが生じる可能性があるならば、投資家は、そのリスクを避けることを重要視する結果、環境負荷の大きい企業の株価は下落し、その企業の資金調達などに悪影響を与える。このため、企業は、株式市場での評価を引き上げるため、自主的に環境負荷を低減させるインセンティブをもつ。また、事業所において生じて

いる環境負荷の情報を、事業所が立地する周辺の住民が知ることができれば、周辺の住民は、自治体などを通して、事業所に環境負荷削減の圧力をかけるであろう。このように、情報開示は、さまざまなチャネルを通じて、事業所や企業の環境負荷削減行動を促進する可能性をもっている。

自主的アプローチについて、日本を対象とした研究としては、ISO14001や環境自主行動計画を対象に、認証取得や自主的行動への参加インセンティブを明らかにしたり、認証取得や自主行動計画が環境負荷低減に効果的であったかどうかを明らかにする研究はいくつか存在する（Nakamura et al. 2001、Arimura et al. 2008、Arimura et al. 2011、Sugino and Arimura 2011、岩田他 2010）。それによると、これらのアプローチは環境負荷の低減に有効であったことが確認されている<sup>2)</sup>。

一方、情報開示に関する研究としては、企業あるいは事業所の環境負荷情報を利用して、株式市場や土地市場が企業や事業所の環境負荷をどのように評価したかについて検証する実証研究が、アメリカを中心に多く行なわれている。しかし、日本については、研究の蓄積は多くない。情報が開示されていても、投資家や住民が認知し、理解していなければ、そのような情報あるいは情報開示の仕方は有用でなく、情報は市場に影響を与えない。しかし、投資家が情報を認知し、重要視していれば、市場はその情報に反応する。このため、市場が、開示された情

報に対して反応しているかどうかを検証することが、情報開示が企業や事業所に環境負荷削減のインセンティブを与える機能を有するかどうかを検証するうえで、重要な意義を持つ。

そこで、本稿では、政府によって開示された企業および事業所の生産プロセスから生じる環境負荷（特に、有害化学物質の排出量・移動量）情報を、市場（特に、株式市場および住宅市場）がどのように評価しているかという点について、Hibiki and Managi (2010) および Hibiki and Managi (2011) で得られた知見の概要を解説する。

なお、企業（あるいは、生産者）の環境負荷に関する情報には、製品に関する情報<sup>3)</sup>と生産のプロセスから排出される汚染物質排出量に関する情報の2種類がある。本稿では、化学物質排出移動量届け出制度（PRTR 制度）の基で開示される事業所および企業の化学物質排出および移動量の情報を対象にしており、後者の情報を対象にした分析である。

PRTR 制度は、OECD が1996年に加盟国に対して、その導入を勧告した結果、日本をはじめ、アメリカやEUなどにおいて、生産のプロセスで発生した有害化学物質の排出量等を把握し、管理することを目的として導入された。日本では、1999年に「特定化学物質の環境への排出量の把握等および管理の改善の促進に関する法律」により制度化され、指定事業者に対し、354の指定化学物質の排出量および移動量の届け出を義務付けた。この結果、2001年から事業所データが公開されている<sup>4)</sup>。ここで、排出量とは、事業所が大気、水域、土壌などの環境中に排出される化学物質の量をいい、移動量とは、発生した化学物質の一部を廃棄物処理などのために移動させる量をいう。前者については、環境中に多量に排出され、蓄積することで汚染被害が生じる可能性がある<sup>5)</sup>。後者については、事故などによる環境中への放出によって生じる汚染の可能性がある。本稿では、排出量と移動量の合計によって決まる化学物質のリスクを対

(日引聡氏 写真)

ひびき・あきら

1961年京都府生まれ。東京大学大学院経済学研究科第2種博士課程修了。国立環境研究所室長などを経て、現在、上智大学経済学部教授。論文：“Panel Data Analysis of Japanese Residential Water Demand Using A Discrete/Continuous Choice Approach,” The Japanese Economic Review, 2011年（共著）など。

象に、市場が、企業や事業所の化学物質のリスクにどのように反応しているかを分析する。

以下、第1節では、日本の株式市場が企業全体の化学物質排出・移動量のリスクをどのように評価しているかについて、第2節では、日本の住宅市場が近接する事業所が生じている化学物質排出・移動量によって生じるリスクをどのように評価しているかについて、それぞれ分析結果を紹介する。

## 1 株式市場は、企業の化学物質排出・移動量に起因するリスクを評価しているか？

企業の化学物質排出・移動量の情報は、なぜ株式市場に影響を与える可能性があるのだろうか？ 企業によって排出された化学物質によって、現在、環境汚染を引き起こしていなかったとしても、その排出によって、環境汚染を引き起こすかもしれないリスクがあるだけで、なぜ、企業の価値が低下する可能性があるのだろうか？

これは、次のような理由により、投資家（株主）は、排出量の多い企業ほど、期待収益率が低いと判断するからだと考えられる。

- ①事故など何らかの理由によって、環境汚染が生じた場合、排出量が多い企業ほど汚染によって与える被害は大きく、損害賠償を含む被害者の救済、汚染処理の潜在的な費用負担のリスクが大きい
- ②現在、汚染被害が報告されていなくても、将来汚染被害が明らかになった際、過去に遡って、企業責任（損害賠償）が問われる可能性

があり、排出量の多い企業ほど、そのリスクは大きい。この点については、裁判所による法律の運用（判例）に大きく依存する。裁判所が被害者に有利な判決を下す傾向にある場合には、投資家にとって重要なリスクになるし、裁判所が、企業の責任を認めない判決を下す傾向にある場合には、重要なリスクにならない。日本の場合、近年は、チッソ水俣公害訴訟や他の公害訴訟のケースからもわかるように、公害裁判において、国や企業の責任を認める判決が出される傾向が強くなっている。このため、企業にとっても投資家にとっても、将来の損害賠償リスクを回避することは重要である。

経営者にとっては、資金調達をより容易にするために、また、株主に対する経営責任を果たすために企業価値をあげることは重要な意味をもつ。このため、もし株式市場（投資家）が、企業の化学物質排出量・移動量を上記の①、②の理由からマイナスに評価するならば、情報開示は企業に排出量・移動量を削減するインセンティブを与える。

企業レベルの有害化学物質の排出と株式市場の評価との関係を分析した先行研究がいくつか存在する（Konar and Cohen 2001など）。それらは、いずれもアメリカの株式市場を対象としたものであり、化学物質排出量・移動量の多い企業ほど、その企業価値が低く評価される、と結論づけている。しかし、日本の株式市場が有害化学物質の排出量・移動量をどのように評価しているかについては、十分な研究がなくその機能は明らかではない。このため、Hibiki and Managi (2010) は、日本の東証一部上場企業の財務データ、企業属性（従業員数など）、化学物質排出・移動量のデータを用いて、市場の評価について分析した。

### 1.1 先行研究とその問題点

企業レベルの有害化学物質の排出と株式市場の評価との関係を分析した代表的な研究に、

Konar and Cohen (2001) などがある。この研究は、株式市場に上場している企業のデータを用いて、企業の化学物質の排出量がトービンの $q^{(6)}$ に与える影響を分析し、化学物質の排出量の多い企業ほど、トービンの $q$ が低くなることを明らかにし、この結果から、市場は、企業の化学物質の排出量・移動量を負に評価しており、排出量・移動量が多くなるほど、企業価値が低下すると結論づけた。しかし、この研究には、以下の2点において問題があった。

- ①排出量・移動量の増加に伴ってトービンの $q$ が低下したからといって、市場が企業価値をマイナスに評価したとは限らないため、分析は必ずしも適切ではない。なぜなら、仮に市場が企業の排出量・移動量を評価していなくても、排出量・移動量の多い企業ほど、将来の損害賠償リスクを回避するために、排出量・移動量を削減するためより多くの防除投資をしようとするかもしれないからである。その結果、市場が評価しないために企業価値が変化しなくても、資本ストックが増加するため、トービンの $q$ は低下する。
- ②企業は、さまざまな化学物質を排出しているが、健康などへのリスクの大きさは物質によって大きく異なる。しかし、排出されている化学物質の重量をすべての物質について加算したものを、その企業の化学物質リスク変数として用いており、物質別のリスクの違いを考慮していない。

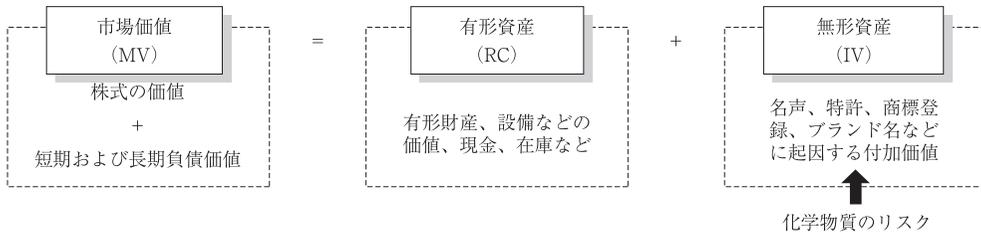
### 1.2 モデルと分析結果

Hibiki and Managi (2010) では、①と②の問題を対処することによって、市場評価の問題の再検証を試みた。そのために、以下の(1)~(3)式で与えられる無形資産関数、有形資産（資本ストック）関数、化学物質リスク関数の三つの連立方程式体系を考え、GMM 推計を行なった。

(a)無形資産関数

図1に示すように、企業の市場価値は、有形

図1—企業の市場価値と無形資産



資産と無形資産に分解される。ここで、市場価値は、株式総額と負債価値の合計によって決まる。有形資産は、企業の生産設備などの価値（再取得価値）を表している。無形資産は、市場価値と有形資産の差額で定義される。もし企業の製品が他社の製品と比べて、ブランド力があることで収益性が高められ、特別な特許をもつことで収益が高められると、企業の市場価値は高まる。このような市場価値の高まりは、ブランド力や特許によって、無形資産が増加したと考える（Konar and Cohen 2001）。

同様に考えると、化学物質排出量・移動量が増加した場合、その環境被害のリスクが高まることで、将来の期待収益が低下すれば、無形資産は低下すると考えられる。すなわち、市場による企業の化学物質排出量・移動量の評価は、以下の(1)式のように定式化される。

$$IV_{it} = MV_{it} - RC_{it} = \mathbf{X}_{it}\theta_1 + \alpha_1 RISK1_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

ただし、 $IV_{it}$ 、 $MV_{it}$ 、 $RC_{it}$ 、 $RISK1_{it}$ 、 $\mathbf{X}_{it}$ はそれぞれ、 $t$ 年における企業 $i$ の無形資産、市場価値、有形資産（資本ストック）、化学物質排出および移動に起因するリスク、企業の属性ベクトル（企業規模、収益性、財務状況など）を表している。また、以下の分析では、化学物質の発がん性のリスクに焦点を当てて、分析している。このため、化学物質別の発がん性の強度を表す係数を使って、各化学物質排出および移動量にその係数をかけ、それらを合計することで、事業所からの発がんリスク指標を作成したものを変数として用いている。

### (b)有形資産関数

(2)式は、企業の資本ストックを決定する関数を表している。(2)式では、資本ストックを決定する要因として、 $\mathbf{X}_{2t}$ で表される企業の収益性、財務状況などの企業属性ベクトル、化学物質による発がんリスク（ $RISK1_{it}$ ）および無形資産の価値などを想定している。

$$RC_t = \mathbf{X}_{2t}\theta_2 + \beta_1 RISK1_t + \gamma_2 IV_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

発がんリスクが資本ストックを増加させる可能性があるのは、発がんリスクの高い化学物質を排出・移動する企業ほど、将来の損害賠償リスクを回避するために、化学物質排出量を減らすためにさまざまな設備を設置する可能性が高いからである。また、無形資産が大きい企業ほど、自分が所有する資本ストックに対する収益性が高いため、より生産規模を拡大するため、資本ストックを増やそうとするかもしれない。

### (c)化学物質リスク（発がんリスク）関数

(3)式は、企業の生産活動によって発生する化学物質の排出・移動量によって決定される発がんリスクの関数を表している。(3)式において、有形資産（資本ストック）を説明変数として使用している理由は、資本ストックが大きいほど生産規模が大きく、化学物質の排出・移動量が大きくなり、リスクが増加すると考えられるからである。

$$RISK1_i = \mathbf{X}_{3i}\theta_3 + \tau_1 RC_i + \varepsilon_{3i} \quad (3)$$

東京一部上場企業を対象に、2003年および2004年の2カ年のパネルデータを用いて、(1)～

(3)式を推計した結果、以下のような結論を得た。

①(1)式の RISK1 は有意な変数とならなかった。

このことから、日本の株式市場は、企業の発がんリスクを評価していない可能性が高い。このため、株式市場が、企業に対して、企業の環境負荷を低減させるインセンティブを与えているとは言えない。

②(2)式の RISK1 のパラメータは、正であり、10%の有意水準で有意であった。すなわち、化学物質の排出量の多い企業ほど、排出・移動量を抑制するような設備投資を増やす結果、資本ストックが増加する傾向にある。これは、株式市場の評価とは別に、企業自身が、化学物質の排出・移動によって将来生じるかもしれない環境問題のリスク（あるいは、損害賠償のリスク）をできるだけ回避しようとして取った行動の結果だと解釈できる。

③先行研究との比較のために、(1)～(3)式とは別に、先行研究（Konar and Cohen 2001）と同様の方法で、トービンの  $q$  関数を推計した結果、先行結論の結論と同様に、発がんリスクの増加が、トービンの  $q$  を有意に引き下げるという結果が得られた。しかし、上記(1)と(2)の結果からわかるように、これは、市場が発がんリスクをマイナスに評価した結果生じたのではなく、発がんリスクが多い企業が、将来の損害賠償リスクを回避するために資本ストックを増加させたことによって生じたものである。このため、トービンの  $q$  を使った分析は、結論を誤る可能性がある。

## 2 住宅市場は事業所の化学物質排出・

### 移動量に起因するリスクを評価しているか？

#### 2.1 先行研究とその課題

事業所によって排出された化学物質によって、現在、環境汚染が生じていなかったとしても、事故や人為ミスなどにより、その排出が環境汚染を引き起こすかもしれないリスクがあるだけで、事業所周辺の地代あるいは住宅家賃は低下する可能性がある。事業所における有害化学物

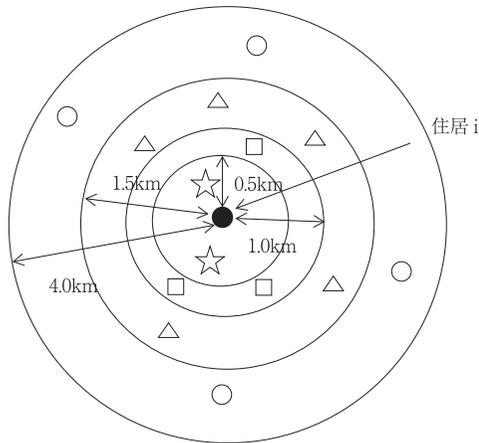
質に起因するリスクが周辺の地価あるいは地代に与える影響を分析した研究には、Ihlanfeld and Taylor (2004) などがある。これらの研究の主要な結論は、①リスクのある地点のうち、政府が公表した個所については、周辺の地価は低下するが、そうでなければ、地価は低下しない、②リスクのある地点から距離が離れるほど、地価が上昇する。特に、①については、仮にリスクがあったとしても、政府の公表の対象とならなければ、市場は情報を認知できないため地価に影響を与えず、市場の評価がリスクを正確に評価しない可能性があることを明らかにしている。しかし、これらの研究はいずれも、アメリカの住宅・土地市場を対象とした分析であり、日本の市場を対象に、事業所からの環境負荷の影響を分析した研究は見られない。また、アメリカの先行研究には、以下にあげるような問題点があり、それらについて改善する余地が残されている。

①事業所の環境汚染のリスクが土地（あるいは、建物）の地価（あるいは、家賃）に影響を与える変数として、その地点から最も近い事業所への距離のみを代理変数として用いて分析している。このため、周辺に複数事業所が立地しており、環境汚染のリスクがより大きかったとしても、その効果を考慮できていない。

②距離をリスクの代理変数として用いているため、実際の化学物質のリスクを反映しておらず、事業所の生産活動に伴う、他の外部性（例えば、騒音など）も含んだ結果になっている可能性がある。

このため、Hibiki and Managi (2011) は、複数の事業所の化学物質の排出・移動量を考慮したモデルを考え、化学物質のリスクについては、個々の事業所の物質別排出・移動量のデータとそれをリスクに変換する係数を用いて、リスク変数を作成し、それらのリスクが、住宅市場に与える影響を分析した。

図2—住宅*i*が直面する距離別化学物質リスク指標の作成



## 2.2 モデルと分析結果

Hibiki and Managi (2011) は、住民の化学物質リスクに対する認知（市場評価）を分析するために、以下のような家賃関数を推計している。

$$P_i = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln X_{ji} + \gamma_1 \ln \text{RISKC05}_i + \gamma_2 \ln \text{RISKC10}_i + \gamma_3 \ln \text{RISKC15}_i + \gamma_4 \ln \text{RISKC40}_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

ただし、 $P_i$ 、 $X_{ji}$  はそれぞれ地点 *i* の住居の家賃（月額）および住居の *j* 番目の属性変数（総床面積、住居の新築からの経過年数、最寄りの鉄道までの距離など、住居自体の性質およびその地点の利便性を表す変数）を表している。また、 $\text{RISKC05}_i$ 、 $\text{RISKC10}_i$ 、 $\text{RISKC15}_i$ 、 $\text{RISKC40}_i$  は、それぞれ、図2に示すように、住居 *i* を中心に同心円を描き、中心から0.5km以内のエリア、0.5～1.0kmのエリア、1.0～1.5kmのエリア、1.5～4.0kmのエリアのそれぞれに属する事業所を特定化し、同じエリアの事業所については、化学物質のリスクを合計したものをそのエリアの総リスク（すなわち、住居 *i* に与える総リスク）と考えている。例えば、図中の○は、住居 *i* から1.5～4.0kmの範囲にある事業所の位置を表しており、注4から得られる事業所別の化学物質排出量からそれらの事業所の発がんリスクの水準を計算し、それを合計したものを、 $\text{RISK40}_i$  とした。ただし、この分析においては、

1節の株式市場の分析と同様、化学物質のリスクのうち、発がんリスクに焦点<sup>7)</sup>を当てて分析している。

このように、発がんリスクを距離帯別に異なる変数として扱ったのは、距離が離れるほど、事業所で発生しているリスクから受ける悪影響が逓減すると考えられるのである。なお、4.0km以上離れた事業所で発生しているリスクを分析の対象から外したのは、距離が十分遠いと、住宅市場に影響を与えない一方、距離帯別に計算するデータ処理量が多くなるからである<sup>8)</sup>。

Hibiki and Managi (2011) では、東京都町田市を対象に、2003年12月時点のアパート情報および町田市に立地する事業所の化学物質排出・移動量データを用いて、(4)式を推計した。なお、その時点において、町田市において、化学物質を排出・移動している事業数は、全部で34事業所であった。また、アパート情報については、リクルートのHP (<http://www.forrent.jp/>) にアクセスしてデータを入手した。推計の結果、以下のような結論が得られた。

- (1)  $\text{RISKC10}$  のパラメータはマイナスであり、1%有意水準で有意であった。このため、0.5km～1.0kmの距離に立地する事業所からの発がんリスクの高まりは、家賃を低下させる。
- (2)  $\text{RISKC15}$ 、 $\text{RISKC40}$  はいずれも有意ではなかった。1.0kmを越えて離れる事業所に対しては、そのリスクを住宅市場が評価しないという結論は、先行研究の結果と同様である。
- (3)  $\text{RISKC05}$  のパラメータの符号はマイナスであったが、有意ではなかった。ただし、これは、 $\text{RISKC05}$  と  $\text{RISKC10}$  の相関(0.64)が非常に高かったことが要因と考えられる。なお、(4)式の  $\text{RISKC10}$  だけを除いた式で推計したところ、 $\text{RISKC05}$  はマイナスに有意な変数となった。
- (4)  $\text{RISKC10}$  の推計結果を用いて、発がんリスクが存在することによる家賃低下への影響と発がんリスクを1%引き下げることによる家

賃上昇への影響を計算したところ、前者は0.08%、後者は0.0007%であった。このことは、住宅市場は、発がんリスクを認知しているものの、その評価は非常に小さいものであることを示唆している。

### 3 まとめ

企業あるいは事業所の環境負荷に関する情報開示は、さまざまなチャネルを通じて、事業所や企業の環境負荷削減行動を促進する可能性をもっている。しかし、開示された情報を市場が認知していなかったり、理解困難であると、市場はその情報に反応しない。このような場合、情報開示のあり方を検討する必要がある。本稿では、事業所および企業が生産活動のプロセスにおいて生じる化学物質（特に、発がんリスクのあるもの）の排出および移動量が株式市場や住宅市場にどのような影響を与えるかを考察した。分析結果から、株式市場は、企業の化学物質のリスクを評価していないが、住宅市場は事業所の化学物質のリスクを評価していることがわかった。

株式市場は、本当に、企業の化学物質のリスクを重要視していないのだろうか？ 化学物質による土壌汚染が問題となったケースは多い。例えば、2004年に三菱マテリアルと三菱地所は、旧三菱勤続大阪精錬所の跡地にマンションを建設し、販売した。しかし、地下水からセレンやヒ素といった有毒化学物質が基準値を大幅に超えて検出された。両社は、土壌汚染の事実を知りながら販売を行なったため、営業停止処分を受けるとともに、汚染土壌の除去などの対策を実施したり、マンション購入者に対して補償を行なうことを余儀なくされた。

このように、現実の事例で、化学物質の排出量・移動量の多い事業所をもつ企業は、投資家にとって、期待収益を低下させるリスクが高いことを示す事件が起きている。それであるにもかかわらず、株式市場において、化学物質のリスクが評価されないのは、市場が化学物質のリ

スクを重要視していないからではなく、その情報が投資家にとって理解しやすい情報となっていないからではないかと考えられる。

企業は、通常多くの事業所を保有している。このため、事業所単体に比べると、企業全体における排出・移動している化学物質の総数は格段に多い。その結果、異なる物質同士のリスクの評価がより困難になり、投資家の意思決定を助ける情報となっていなかった可能性が高い。

市場による企業や事業所の環境負荷の評価を促進し、環境負荷低減行動を促進していくためにも、投資家や住民が理解しやすい情報開示の仕方を検討することが重要な課題となる。

### 注

- 1) 詳細は、岩田他（2010）を参照。
- 2) アメリカでは、有害化学物質を対象にした33/50 program、CO2削減を対象にした電力部門のClimate Challenge Programなど多くの自主的アプローチが実施されており、それらを対象にした実証研究は多く（Anton et al. 2004, Arora and Cason 1996, Khanna and Damon 1999 など）、多くの場合、自主的アプローチの有効性を支持している。
- 3) 例えば、有機農法によって作られた農作物が否かについての情報を表示するケースがあげられる。このとき、農業による健康被害を懸念する消費者は価格が高くても、健康リスクの少ない有機農法によって生産された作物を購入する。この結果、生産者には、コストが高くても有機農法による生産を行なうインセンティブが生じる。このように、製品の購入者が、製品の品質に関心がある場合には、製品の生産者が自主的に情報を提供するインセンティブが生じる。ただし、その情報の信頼性に問題がある場合や、他の生産者が自主的に提供する情報と定義が異なるため比較が困難な場合には、個々の企業による自主的な情報開示は意味を持たなくなる。このような場合、公的な機関などによる認証制度やラベリング（例えば、環境省のエコラベル）などの政策が意義を持つ。
- 4) PRTR法に基づいて届けられた個別事業所の情報（指定物質に関する各排出量・移動量、事業所名称、所在地など）の情報は、経済産業省（[http://www.meti.go.jp/policy/chemical\\_management/law/prtr/6a.html](http://www.meti.go.jp/policy/chemical_management/law/prtr/6a.html)）や環境省（<http://www.env.go.jp/chemi/prtr/kaiji/index.html>）のホームページから入手できる。また、環境省PRTRインフォメーション広場（<http://www.env.go.jp/chemi/prtr/kaiji/index.html>）では、化学物質の排出・移動量のある個別事業所の地理情報（その事業所の排出・移動量、名称なども

- 含め)を地図上で表示するサービスを実施している。さらには、NPO 法人有害化学物質削減ネットワークなどが、それらのデータを容易に利用しやすくするように、ホームページ上 (<http://prtr.toxwatch.net/>) で、企業別にデータを取りまとめて情報などを閲覧できるサービスを実施している。
- 5) PRTR 法において報告義務が課せられている対象物質は354物質あるが、条例などで規制されている化学物質は、数十程度であるといわれている。
  - 6) (トービンの  $q$ ) = (企業価値 [= 株価総額 + 債務総額]) / (資本ストック)
  - 7) 他のリスク変数を考慮した分析も行なったが、有意にならなかったため、分析から外した。
  - 8) 先行研究においても、2 マイル (3.2km) を越える距離にある事業所からの影響を分析の対象から外している。

#### 参考文献

- Anton, Wilma Rose Q., George Deltas and Madhu Khanna (2004) "Incentives for Environmental Self-regulation and Implications for Environmental Performance," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 48(1), pp. 632-54.
- Arimura, Toshi H., Akira Hibiki, and Hajime Katayama (2008) "Is a Voluntary Approach an Effective Environmental Policy Instrument?: A Case for Environmental Management Systems," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 55 (3), pp. 281-295.
- Arimura, Toshi H., Nicole Darnall and Hajime Katayama (2011) "Is ISO 14001 a Gateway to More Advanced Voluntary Action? The Case of Green Supply Chain Management," *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 61(2), pp. 170-182.
- Arora, Seema and Timothy N. Cason (1996) "Why Do Firms Volunteer to Exceed Environmental Regulations? Understanding Participation in EPA's 33/50 Program," *Land Economics*, Vol. 72(4), pp. 413-432.
- Hibiki, Akira and Shunsuke Managi (2010) "Environmental Information Provision, Market Valuation, and Firm Incentives: An Empirical Study of the Japanese PRTR System," *Land Economics*, Vol. 86 (2), pp. 382-393.
- Hibiki, Akira and Shunsuke Managi (2011) "Does the Housing Market Respond to Information Disclosure?: Effects of Toxicity Indices in Japan," *Journal of Environmental Management*, Vol 92(1), pp. 165-171.
- Ihlanfeld, K. R. and O. Taylor (2004) "Eternality Effects of Small-scale Hazardous Waste Sites: Evidence from Urban Commercial Property Markets," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.47, pp. 117-139.
- Khanna, Madhu and Lisa A. Damon (1999) "EPA's Voluntary 33/50 Program; Impact on Toxic Releases and Economic Performance of Firms," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 37 (1), pp. 1-25.
- Konar, Shameek and Mark A. Cohen (2001) "Does The Market Value Environmental Performance?" *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83 (2), pp. 281-289.
- Nakamura, Masao, Takuya Takahashi and and Ilan T. Vertinsky (2001) "Why Japanese Firms Choose to Certify: A Study of Managerial Responses to Environmental Issues," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 42 (1), pp. 23-52.
- Sugino, Makoto and Toshi Arimura (2011) "The Effects of Voluntary Action Plans on Energy-saving Investment: an Empirical Study of the Japanese Manufacturing Sector," *Environmental Economics and Policy Studies*, Vol. 13(3), pp. 237-257.
- 岩田和之・有村俊秀・日引聡 (2010) 「ISO14001 認証取得の決定要因とトルエン排出量削減効果に関する実証研究」『日本経済研究』Vol.62、16-38 頁 ([http://www.jcer.or.jp/academic\\_journal/jer/kensaku3957.html#backno](http://www.jcer.or.jp/academic_journal/jer/kensaku3957.html#backno) よりダウンロード可能)

# 居住地選択要因とアメニティ価値の測定

小林庸平・行武憲史

## はじめに

バブル崩壊以降、日本の公的債務残高は増加の一途を辿ってきており、現在ではGDPの2倍を越える規模にまで達している。本格的な少子高齢・低成長社会が到来するなか、今まで以上に効率的な公共政策が求められている。そのために、公共財の価値を定量的に把握することは、効果の大きな公共政策を選択するうえでの必須条件と言える。

ただし、公共財やアメニティは市場で取引されない非市場財であるため、市場価格が存在せず、経済価値の測定を直接的に行なうことは難しい。非市場財の価値を測定する方法としては、ヘドニック価格関数による分析が最も一般的であるが、金本(1992)で指摘されているように小開放地域の仮定が成立しない場合、非市場財の価値を測定することはできない。

非市場財の価値を測定するもうひとつの方法に離散選択分析を用いた方法がある。ヘドニック法と比べて、この手法は分析の仮定が緩やかであり、より頑健な結論を得ることが可能となる。また、離散選択分析はマイクロ経済学との親和性が高い点も長所となる。

欧米では、非市場財である地方公共財の価値測定を通じ、居住地選択行動と地方財政へ与える影響の検証を目的として、Friedman(1981)やQuigley(1985)など、居住地選択に関する実証分析が数多く蓄積されてきた<sup>1)</sup>。本研究では、国土交通省「平成15年 住宅需要実態調査」

の個票データを用いて、東京23区の居住地選択モデルの推定を行ない、公共財やアメニティの価値の計測を試みる。

公共財については、非排除性と非競合性という性質から、自発的な供給水準は効率的なものに比べて過小となることが知られている<sup>2)</sup>。しかしTiebout(1956)は、「足による投票」(居住地選択)によって、公共財の過小供給問題が解決される可能性を議論している。「足による投票」とは、人々の居住地選択行動によって公共財に対する選好が顕示されるため、効率的な公共財供給を可能にするという考え方である。「足による投票」が現出するためには、課税水準や地方公共サービス、アメニティに応じて人々の居住地選択行動が惹起されている必要がある。

西川・林(2006)は「足による投票」の実証分析についてサーベイするとともに、日本のデータを用いた簡単な検証を行なっている。「足による投票」の検証は、税率格差と高額納税者、公的扶助格差と低所得者、転居が容易な年金受給者などを対象に行なわれてきたが、税制や財政政策が居住地選択の重要な要因になっているかどうかについて、統一的な見解は必ずしも得られていない。またOates(1972)は、選好の類似した個人が特定の地域に集積(ティブー・ソーティング)することに基づき、中央政府が全国画一水準で公共財を供給するよりも、地方政府が住民の選好にあわせて公共財供給を行なうほうが効率的であるという「地方分権化定

(小林庸平氏 写真)

こばやし・ようへい  
1981年東京都生まれ。一橋大学  
大学院経済学研究科修士課程修  
了。三菱 UFJ リサーチ & コン  
サルティング (株) 経済・社会  
政策部研究員を経て、現在、経  
済産業研究所コンサルティング  
フェロー、一橋大学グローバル  
COE 特別研究員。

(行武憲史氏 写真)

ゆくとけ・のりふみ  
1975年神奈川県生まれ。一橋大  
学経済学部卒。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、一橋大学グローバル  
COE 特別研究員。

理」を導出している。

こうした「足による投票」や「地方分権化定  
理」の議論は、しばしば地方分権を進める際の  
論拠として述べられるが、そこでは住民が自身  
の選好に応じて居住地選択を行なうことが重要  
な要素となる。そのため、人々が地方公共財の  
水準に応じて居住地選択を行なっているか否か  
を検証することは、地方分権の成否を判断する  
うえでも不可欠である。

以下、本研究の構成を述べる。次節では、ま  
ず推定に用いた条件付きロジットとその理論的  
基礎であるランダム効用理論の解説をする。第  
2節では分析に用いたデータと変数の説明を行  
なう。第3節では、居住地選択モデルの推定結  
果について議論する。その後、推定結果を用い  
て各地域属性の価値を、支払意思額 (Willing-  
ness to Pay; WTP) を通じて計測し、23区につ  
いてその地域の公共財やアメニティの価値の試  
算を行なっている。第4節は結語である。

## 1 居住地選択モデル

### (1)ランダム効用理論

有限で排他的な選択肢が存在するとき、離散  
選択モデルは、意思決定者はそれぞれの選択肢  
から得られる効用を比較して、最も効用の高い  
選択肢を選択するという考えに基づいている。  
さらに、ランダム効用モデルでは、効用を観察  
可能な効用 (代表的効用) と観測不可能な要因  
に対する効用である誤差項からなると仮定する。  
これを数式で表すと(1)式のように表される。

$$U_{nj} = V_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad (1)$$

ここで、 $U_{nj}$  はある意思決定者  $n$  が選択肢  $j$

を選んだときの効用を表し、 $V_{nj}$  は代表的効用  
を、 $\varepsilon_{nj}$  は観測不可能な誤差項を表す。代表的  
効用  $V_{nj}$  は、選択肢  $j$  について属性の集合と、  
意思決定者  $n$  の属性によって変化すると考え  
られ、(2)式のような線形関数が仮定される。

$$V_{nj} = \alpha_j + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kj} + \sum_{l=1}^L \delta_{lj} z_{ln} \quad (2)$$

$\alpha_j$  は選択肢固有の定数項を表し、 $x_{kj}$  は選択肢  
固有の属性、 $z_{ln}$  は意思決定者の属性を表し、  
 $\Sigma$  はそれぞれが  $K$  個と  $L$  個の属性からなる集  
合であることを示す。また、 $\beta_k$  については、  
選択肢固有の属性についてのパラメータであり、  
すべての選択肢について共通である。 $\delta_{lj}$  は意  
思決定者固有の属性についてのパラメータであ  
り、選択肢ごとに異なる。

居住地選択の例でいうならば、選択肢固有の  
属性 ( $x_{kj}$ ) としては、千代田区の居住コスト  
や住環境などが考えられ、意思決定者固有の属  
性 ( $z_{ln}$ ) としては、所得、資産や世帯主の年  
齢などが考えられる。

このとき、ある選択肢  $j$  を選択するというこ  
とは、選択肢  $j$  が他の選択肢と比べて意思決定  
者にとって最も効用が高いということの意味す  
る。効用に対するこのような仮定の下に、ラン  
ダム効用モデルでは、選択肢  $j$  を選択する確率  
を(3)式のように表す。

$$P_{nj} = \Pr(U_{nj} > U_{ni}) = \Pr(V_{nj} - V_{ni} > \varepsilon_{ni} - \varepsilon_{nj}) \quad (3)$$

ここで、 $P_{nj}$  は意思決定者  $n$  が選択肢  $j$  を選択  
する確率を表している。 $\Pr(\cdot)$  は確率関数であ  
ることを意味しており、添え字の  $i$  は選択肢  $j$   
以外のすべての選択肢を表す。

表1—使用した地域データの内容と出所

変数	内容	単位	出所
住宅費用	標準価格(平均価格)(住宅地)	万円/㎡	国土交通省「都道府県地価調査」
人口密度	可住地面積1km <sup>2</sup> あたり人口密度	人	国土交通省国土地理院測図部「全国都道府県市区町村別面積調」
15歳未満人口比率	15歳未満人口/総人口		総務省自治行政局市町村課編 住民基本台帳人口要覧
65歳以上人口比率	65歳以上人口/総人口		
持家居住者比率	持家数/(持家数+借家数)		総務省「住宅・土地統計調査」
100人当たり小売店数	小売店数/総人口×100	店	
100小売店当たり百貨店・総合スーパー数	百貨店・総合スーパー数/小売店数×100	店	総務省「事業所企業統計」
1人当たり図書館蔵書数	図書館蔵書数/総人口	冊	東京都「統計年鑑」
都市公園密度	都市公園数/可住地面積100ha	個	国土交通省「都市公園等整備現況調査」
1万人当たり刑法犯認知件数	刑法犯認知件数/総人口×1万人	件	警察庁「犯罪統計書」
児童100人当たり小学校教員数	小学校教員数/小学校児童数×100人	人	文部科学省「学校基本調査」
生徒100人当たり中学校教員数	中学校教員数/中学校生徒数×100人	人	
小学校校密度	可住地面積100km <sup>2</sup> 当たり小学校数	校	
中学校校密度	可住地面積100km <sup>2</sup> 当たり中学校数	校	
小学校選択制ゲーム	学校選択制を導入している地域は1をとるゲーム変数	ゲーム	各区ホームページ等を参考に作成
中学校選択制ゲーム			
1万人当たり医師数	医師数/総人口×1万	人	厚生労働省「医師・歯科・薬剤師調査」
一般病院密度	可住家面積100km <sup>2</sup> 当たり一般病院数	人	厚生労働省「医師・歯科・薬剤師調査」
0~5歳100人当たり保育所定員数	保育所定員数/0~5歳人口×100	人	厚生労働省「社会福祉施設等調査」
保育所制約指標	(待機児童+在所見数)/保育所定員	-	厚生労働省「保育所入所待機児童数調査」
0~5歳100人当たり幼稚園数	幼稚園数/0~5歳人口×100	個	文部科学省「学校基本調査」
老人ホーム制約指標	老人ホーム在所数/老人ホーム定員	-	厚生労働省「社会福祉施設等調査」

(2)条件付きロジットモデル

条件付きロジットモデル<sup>3)</sup>は、ランダム効用モデルの誤差項  $\varepsilon_{nj}$  が、極値分布に互いに独立かつ同一に従うと仮定したもので、選択肢  $j$  の選択確率は、(4)式のように表される。

$$P_{nj} = P[U_{nj} > U_{ni}] = \frac{\exp V_{nj}}{\sum_{j=1}^J \exp V_{nj}}$$

$$= \frac{\exp(\alpha_j + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kj} + \sum_{l=1}^L \delta_l z_{ln})}{\sum_{j=1}^J \exp(\alpha_j + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kj} + \sum_{l=1}^L \delta_l z_{ln})}$$

$j=1, \dots, J$  (4)

ここで、 $\exp(\cdot)$  は、指数関数を表す。実際の選択確率の推定は、(4)式をベースにした対数尤度関数を用い最尤法により行なう。

(3)支払意思額 (WTP) の測定

条件付きロジットモデルの推定により得られたパラメータは、各属性が1単位変化したときに、その選択肢の効用がどの程度変化するかと

いう、限界効用を表す。限界効用について属性 A と属性 B について比較したものが限界代替率 (Marginal Rate of Substitution) であり、属性 A が1単位増加したときに、効用の水準を変化させないために属性 B を何単位諦めなければいけないかを表す。

この限界代替率の考え方を応用すると、ある非市場財に対する WTP を計測することができる。すなわち、条件付きロジットモデルに、住宅費用を導入し、住宅費用の限界効用とある属性の限界効果の比 (両変数のパラメータの比) をとることでその属性の WTP が計測できる ((5)式)。

$$WTP = \frac{\text{各属性の限界効用}}{\text{住宅費用の限界効用}}$$

$$= \frac{\partial U_{nj} / \partial x_{Aj}}{\partial U_{nj} / \partial \text{price}_j} = \frac{\beta_A}{\beta_{\text{price}}} \quad (5)$$

ここで、 $x_{Aj}$  は  $j$  番目の選択肢の属性 A の変数、 $\text{price}_j$  は  $j$  番目の選択肢の住宅費用、 $\beta_A$  は属性 A の係数パラメータ、 $\beta_{\text{price}}$  は住宅費用の係数

表2—住宅費用関数の推定結果（1段階目の推定）

変数	係数	変数	係数
商業地価階差	0.034 (0.043)	生徒100人当たり中学校教員数	590.9305 (9322.430)
商業地価階差2乗	7.98E-07** (3.18E-07)	小学校密度	648.80** (281.075)
人口密度	-16.245* (9.785)	中学校密度	-506.4768 (353.588)
15歳未満人口比率	-4508.663 (10970.070)	小学校選択制ダミー	-4773.907 (4681.358)
65歳以上人口比率	-18693.09*** (2990.773)	中学校選択制ダミー	8555.05** (3824.132)
持家居住者比率	459.689 (984.893)	1万人当たり医師数	537.0516 (456.477)
100人当たり小売店総数	58117.54** (23415.290)	一般病院密度	-42358.43 (29629.320)
100小売店当たり百貨店・スーパー数	65555.67* (37975.400)	0～5歳100人当たり保育所定員数	7590.132 (5185.242)
1人当たり図書館蔵書数	292.45*** (72.845)	保育所制約指標	33801.85 (34126.260)
都市公園密度	4792.656 (6404.772)	3～5歳100人当たり幼稚園数	-35016.86 (34853.810)
1万人当たり刑法犯認知件数	-94.18* (48.685)	老人ホーム制約指標	9143.281 (26249.620)
児童100人当たり小学校教員数	-36576.99*** (13509.290)		
サンプルサイズ	115		
Adj R-squared	0.9998		

注1) 括弧内は標準誤差である。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*10%水準でそれぞれ有意な推定値を表す。

2) 地域ダミーを含めて推定されているが、その推定結果は紙幅の関係で割愛している。

パラメータを表す。

例えば、保育所の数についてのパラメータと居住コストのパラメータの比は、1カ所保育所が増えることで、いくら居住コストが上昇してもよいかという、保育所数に対するWTPである。

## 2 分析に利用したデータと変数

今回の分析の対象とした世帯は、「平成15年住宅需要実態調査」の調査期間内に23区に住み替えを行なった世帯である。「住宅需要実態調査」では過去5年間の住み替えの有無について質問を行なっているため、本分析の対象は1999～2003年に住み替えた世帯となる<sup>4)</sup>。また、持家転居者と借家転居者では居住地選択行動が異なると考えられるため、別々に分析を行なったが、借家転居者については有効な推定結果が

得られなかったため、以下では持家居住者の結果のみ報告する<sup>5)</sup>。

使用した地域データの内容と出所は表1の通りである。データは、社会人口統計体系(SSDS)を中心として収集している。居住地選択要因としては、以下の7種のカテゴリについて考慮している。

### ①住宅費用（居住費用）

ある地域に居住する場合、住宅費用が発生する。通常、住宅費用としては、建物と土地のそれぞれについて、金利、減価償却、キャピタルゲイン、税制などを反映させたユーザーコストを用いるが、本研究では、分析対象が23区と限定され、またクロスセクションデータを用いた分析であることから、建物価格や金利、税制等に地域差はないと考える。そこで、持家転居者の住宅費用については、国土交通省「都道府県

地価調査」の「標準価格（平均価格（住宅地）」を㎡単価で用いている。

また、住宅費用については(2)式において観測できない要因が誤差項に含まれるとき、それらの要因との間に内生性が存在すると考えられる。推定モデルには、選択肢ごとの地域ダミーが含まれているため、こういった要因はある程度コントロールされていると考えられる。ただし、分析の対象期間が1999～2003年と複数年にわたるため、期間内に観測できない要因に大きな変化があった場合、十分にコントロールできていない可能性がある。そこで、操作変数として、商業地の地価の差分およびその2乗項を用いて、住宅費用についての回帰分析を行ない（表2）、その結果を用いて住宅費用を推計し分析に用いる。商業地の地価は、商業からの土地の収益の関数であるといえ、居住者の効用には直接関係しないが住宅地の地価との相関は高いと考えられる。

## ②人口・居住

人口関連の変数として、人口密度、15歳未満人口比率、65歳以上人口比率を用いている。人口密度の増加は、公共財供給の効率化や生産の効率化等を通じて、便益をもたらす一方で、混雑効果によって居住者の効用水準を低下させる可能性もある。

15歳未満人口比率および65歳以上人口比率は、その地域の人口構造を示す変数として考慮している。また地域の居住状況を表す変数として、持家居住者比率を考慮している。

## ③経済

経済変数として100人当たり小売店数と100小売店当たり百貨店・総合スーパー数を考慮している。

## ④文化・安全

文化や安全を表す変数として、1人当たり図書館蔵書数、都市公園密度（都市公園数／可住面積）、1万人当たり刑法犯認知件数を考慮している。1人当たり図書館蔵書数および都市公園が多いほど居住環境が良くなると考えられ、

表3—記述統計（持家転居者）

		平均	標準偏差
20代 (n=8)	等価所得 (万円)	336.6	210.4
	年齢 (歳)	26.5	3.0
	世帯人員数 (人)	3.6	2.1
30代 (n=58)	等価所得 (万円)	575.9	316.2
	年齢 (歳)	34.8	2.6
	世帯人員数 (人)	2.9	1.0
40代 (n=60)	等価所得 (万円)	701.7	388.6
	年齢 (歳)	44.2	2.7
	世帯人員数 (人)	3.4	1.1
50代 (n=58)	等価所得 (万円)	592.6	342.7
	年齢 (歳)	54.6	2.7
	世帯人員数 (人)	3.6	1.3
60代 (n=29)	等価所得 (万円)	386.7	287.8
	年齢 (歳)	63.8	2.7
	世帯人員数 (人)	2.6	1.1
70代以上 (n=19)	等価所得 (万円)	367.8	226.2
	年齢 (歳)	76.6	5.7
	世帯人員数 (人)	2.8	1.1
全体 (n=232)	等価所得 (万円)	563.7	348.8
	年齢 (歳)	48.9	13.5
	世帯人員数 (人)	3.2	1.2

いずれの係数も正になることが予想される。また、1万人当たり刑法犯認知件数は、その地域の治安や安全を表す変数であり、係数は負となることが予想される。

## ⑤教育

教育関連の変数として、児童・生徒100人当たり小中学校教員数、小中学校密度（学校数／可住面積）、小中学校選択制導入ダミーを考慮している。児童・生徒100人当たり小中学校教員数は、その地域の児童・生徒100人当たりの教員・補助教員の人数を表す。小中学校密度は、その地域にどの程度学校が多いかを表しており、通学の利便性を示す。近年、多くの地域で公立学校の選択制が導入されている。公立学校の選択制は、各家庭が学校を自由に選択できる一方で、地域コミュニティに対して悪影響を与えるという指摘もあるため、符号は確定しない。なお、教育関連の変数については、小中学生家族数との交差項についても考慮している。

## ⑥医療

医療へのアクセスの容易や質を表す変数とし

表4—地域属性の係数の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
									係数	Bootstrap 標準誤差
住宅費用	-0.123	-0.134	-0.173	-0.389***	-0.118	-0.146	-0.102	-0.861**	-0.844***	0.286
人口密度		-0.00198						-0.00353	-0.00340	0.002
15歳未満人口比率		1.684*						-1.028	-1.277	2.512
65歳以上人口比率		0.0151						-1.459	-1.495	1.264
持家居住者比率		-0.0293						-0.126	-0.145	0.230
100人当たり小売店総数			2.760					2.618	2.595	4.605
100総商店数当たり百貨店・スーパー数			-5.531					-0.0947	0.0828	9.344
1人当たり図書館蔵書数				2.350***				2.626**	2.579**	1.140
都市公園密度				1.374**				2.379***	2.427**	1.004
1万人当たり刑法犯認知件数				-0.00963				-0.0147**	-0.0146*	0.008
児童100人当たり小学校教員数					-1.056			-4.093**	-4.584*	2.380
小学生家族数×上記変数					0.830**				0.696**	0.333
生徒100人当たり中学校教員数					-0.109			0.0796	-0.0427	1.434
中学生家族数×上記変数					0.387				0.363	0.538
小学校密度					0.0253			0.0883**	0.0918*	0.049
小学生家族数×小学校密度					-0.00608				-0.00456	0.005
中学校密度					0.000457			-0.0469	-0.0430	0.042
中学生家族数×中学校密度					0.00592				0.00479	0.006
小学校選択制ダミー					0.735			0.593	0.760	0.679
小学生家族数×小学校選択制ダミー					-0.507				-0.565	0.666
中学校選択制ダミー					-0.0730			0.429	0.482	0.483
中学生家族数×中学校選択制ダミー					-0.457				-0.427	0.693
1万人当たり医師数						0.0317		0.0992	0.107	0.079
一般病院密度						-0.202		-1.159	-0.908	5.103
0～5歳100人当たり保育所定員数							0.247	0.620*	0.607*	0.343
0～5歳家族数×同上							-0.0306		-0.0325	0.029
保育所制約指標							-4.955	5.810	6.245	5.664
0～5歳家族数×同上							-2.168		-2.755	4.002
3～5歳100人当たり幼稚園数							-2.319	-6.879	-6.308	6.011
老人ホーム制約指標							3.612	6.332	6.294	5.692
観測数	5336	5336	5336	5336	5336	5336	5336	5336	5336	5336
対数尤度	-645.8	-641.3	-644.4	-635.6	-639.1	-645.3	-642.5	-625.5		-620.3

注1) bootstrap 標準誤差については紙幅の関係上、モデル(9)のみ記載している。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*10%水準でそれぞれ有意な推定値を表す。

2) すべてのモデルは世帯属性を含めて推定されているが、その推定結果は紙幅の関係で割愛している。

て、1万人当たり医師数と一般病院密度（一般病院数／可住面積）を考慮している。

### ⑦福祉

保育を表す変数として、0～5歳100人当たり保育所定員数と保育所制約指標〔(待機児童＋在所児童数)／保育所定員〕を用いる。あわせて0～5歳100人当たり幼稚園数を、老人福祉を表す変数として老人ホーム制約指標（老人ホーム在所数／老人ホーム定員）を用いている。なお、保育所関連の変数については、0～5歳家族数との交差項を考慮している。

持家転居者の個人属性については、世帯主の年齢、等価所得（＝世帯所得／世帯人員数<sup>1/2</sup>）、世帯人員数を用いており、記述統計を表3に示している。

## 3 推定結果

### 地域属性の推定結果

表4は条件付きロジットモデルによる地域属性の推定結果を表している。推定にあたっては、(1)住宅費用のみ、(2)人口・居住を考慮、(3)商業を考慮、(4)文化・安全を考慮、(5)学校を考慮、

表5 一世帯属性の推定結果（モデル(9)）

区		等価所得 (万円)	世帯主年齢 (歳)	世帯人員数 (人)	区		等価所得 (万円)	世帯主年齢 (歳)	世帯人員数 (人)
千代田区	係数	-	-	-	渋谷区	係数	-0.00061	-0.06360	-0.76748
	p値	-	-	-		p値	0.896	0.354	0.432
	限界効果	0.001%	0.033%	-0.251%		限界効果	0.003%	-0.009%	-2.186%
中央区	係数	0.00017	-0.03584	0.62903	中野区	係数	-0.00177	-0.04907	0.43513
	p値	0.972	0.646	0.498		p値	0.714	0.317	0.562
	限界効果	0.006%	0.050%	0.406%		限界効果	0.006%	0.084%	-0.081%
港区	係数	-0.00052	0.05133	0.16100	杉並区	係数	-0.00144	-0.08413	0.54363
	p値	0.917	0.367	0.83		p値	0.769	0.118	0.446
	限界効果	0.003%	0.149%	-0.385%		限界効果	0.005%	-0.145%	0.563%
新宿区	係数	-0.00269	-0.00172	0.76247	豊島区	係数	-0.00292	-0.07167	0.69993
	p値	0.63	0.979	0.346		p値	0.543	0.167	0.388
	限界効果	-0.001%	0.146%	0.819%		限界効果	-0.004%	-0.100%	1.938%
文京区	係数	-0.00145	-0.04883	0.50028	北区	係数	-0.00592	-0.03522	0.74168
	p値	0.77	0.427	0.605		p値	0.406	0.58	0.41
	限界効果	0.001%	0.014%	0.085%		限界効果	-0.006%	0.038%	0.493%
台東区	係数	-0.00252	-0.00632	0.57659	荒川区	係数	-0.00601	-0.07594	0.38033
	p値	0.739	0.905	0.607		p値	0.188	0.322	0.639
	限界効果	0.000%	0.141%	0.359%		限界効果	-0.012%	-0.057%	-0.208%
墨田区	係数	-0.00418	-0.04864	0.67973	板橋区	係数	-0.00136	-0.12575	0.86000
	p値	0.445	0.522	0.85		p値	0.772	0.032	0.232
	限界効果	-0.002%	0.008%	0.204%		限界効果	0.005%	-0.290%	1.795%
江東区	係数	-0.00439	-0.09163	1.04468	練馬区	係数	-0.00212	-0.04925	0.66219
	p値	0.406	0.243	0.132		p値	0.667	0.317	0.371
	限界効果	-0.007%	-0.118%	2.130%		限界効果	0.004%	0.110%	2.614%
品川区	係数	-0.00119	-0.06453	-0.09921	足立区	係数	-0.00388	-0.09227	0.06375
	p値	0.805	0.258	0.9		p値	0.513	0.232	0.936
	限界効果	0.005%	-0.027%	-2.363%		限界効果	-0.005%	-0.123%	-1.387%
目黒区	係数	-0.00177	-0.06035	0.19715	葛飾区	係数	-0.00649	-0.05762	0.03613
	p値	0.747	0.757	0.814		p値	0.993	0.995	0.997
	限界効果	0.004%	-0.011%	-1.393%		限界効果	-0.003%	0.001%	-0.332%
大田区	係数	-0.00201	-0.05436	0.37811	江戸川区	係数	-0.00411	-0.06538	0.73894
	p値	0.678	0.282	0.598		p値	0.368	0.181	0.333
	限界効果	0.003%	0.029%	-0.469%		限界効果	-0.013%	-0.053%	2.241%
世田谷区	係数	-0.00171	-0.04585	-0.00214					
	p値	0.731	0.368	0.998					
	限界効果	0.007%	0.130%	-4.593%					

注1) 推定結果の上段は、変数の推定値を示している。中段はp値であり、網掛けは10%水準で有意な推定値である。下段は限界効果を表している。

2) 千代田区については、推定の基準となる区であるため係数のパラメータは推定されない。

(6)医療を考慮、(7)福祉を考慮、(8)交差項を除いてすべて考慮、(9)交差項を含めてすべて考慮、の合計9パターンのモデルについて推定を行なっている。なお、世帯属性についてはいずれのモデルについても含まれるが、推定結果に大きな違いがないため、モデル(9)についての推定結果のみ表5に示している。

住宅費用の係数はすべて負で推定されており、モデル(4)(8)(9)については有意に推定されている。住宅費用の増加はその地域の居住地選択確率を低下させると考えられるため、理論的な想定通りの符号条件となっている<sup>6)</sup>。

人口密度の係数については、負に推定されており、人口密度の上昇は居住地選択確率を減少さ

せるが有意ではなく説明力は高くない。一方で、15歳未満人口比率については、モデル(2)において居住地選択に有意に正の影響を与えているが、モデル(8)(9)では負の符号となり有意ではない。これは、15歳未満の人口の多い地域における、保育や教育に関連する公共サービスの水準が居住地選択に影響していることを示しているためと言える。また、65歳以上人口比率および持家居住者比率は有意な影響を与えていない。

商業変数はいずれも有意に推定されておらず、東京23区においてはこれらの要素は居住地選択の決定要因とはなっていない。

文化・安全についてみると、1人当たり図書館蔵書数の係数、都市公園密度の係数は有意に正に、1万人当たり刑法犯認知件数の係数は(8)(9)について、有意に負になっている。図書館の蔵書数や都市公園密度の上昇は、その地域の選択確率を上昇させる。一方で、1万人当たり刑法犯認知件数の増加は、居住地選択確率を低下させる。また、推定(4)は、その他の推定に比べると尤度が高くなっており(-636.4)、文化・安全に関する変数は、居住地選択の重要な決定要因になっている。

教育変数は、小学校に関連した変数のみ居住地選択に影響を与える。中学校では私立に進学する割合が高くなり、公立中学校の制度的要因の影響が小さいためと考えられる。小学校については、児童100人当たり小学校教員数の係数は有意に負となっているが、小学生家族数(家族内の小学生数)との交差項は有意に正となっている。これは、基本的には、小学校教員数はマイナス要因であるが、家族内の小学生がいる場合、その影響は小さくなることを示している。小学校密度については、係数が正で有意となっており、小学校数の増加は居住地選択に対してポジティブな要因になっている。

医療に関する変数は、いずれの変数も有意ではない。保育に関する推定値を見ると、(8)(9)において、0~5歳100人当たり保育所定員数が正で有意となっており、保育所定員の増加は居

住地選択確率を上昇させる。しかし、保育所制約指標、3~5歳100人当たり幼稚園数と老人ホーム制約指標については、いずれも有意な推定値となっていない。

#### 世帯属性の推定結果

表5は、モデル(9)についての世帯属性(等価所得、世帯主年齢、家族人員数)の分析結果である。限界効果より、等価所得の高い世帯は、世田谷区、中央区、中野区、杉並区といった地域への確率が高いことがわかる。ただし、所得上昇が住み替え確率に与える影響そのものは大きくなく、いずれの区においても有意に推定されていない。

世帯主年齢について見ると、板橋区のみ有意に推定されている。板橋区では、世帯主年齢の高い世帯の住み替え確率が低く、限界効果は-0.290%となっている。

世帯人員についても有意に推定された区はないが、傾向としては、世帯人員数の多い世帯の住み替え確率が高い地域は、練馬区(2.61%)、江戸川区(2.24%)といった、ファミリータイプの規模の大きな住宅が多く供給されている地域の限界効果が大きくなっている。

#### 地域環境要因に対する評価(WTP)の測定

以上の推定結果を用いて、地域環境要因に対するWTPの推計を行なった(表6)。1人当たり図書館蔵書数が1冊増えると、その地域に住むためのWTPは3万557円増加する。可住地面積100ha当たりの都市公園数が1つ増えると、WTPは2万8756円増加する。1万人当たり刑法犯認知件数のWTPは-173円とそれほど大きくない。

児童100人当たり小学校教員数のWTPは負の値となった。児童100人当たり小学校教員数の少ない地域は目黒、大田、練馬、江戸川、足立、葛飾等であるが、これらは子どもの多い地域であり、児童100人当たり小学校教員数の少なさは、子どもの多さの逆数になってしまっ

表6—環境要因に対する WTP

	WTP(円)
1人当たり図書館蔵書数	30,557
都市公園密度(個)	28,756
1万人当たり刑法犯認知件数(件)	-173
児童100人当たり小学校教員数(人)	-54,313
小学校密度	1,088
0~5歳100人当たり保育所定員数(人)	7,192

いる可能性が高い。小学校密度の WTP は1088円である。東京23区における小学校密度の平均値は160.2であるため、仮に小学校密度が1%上昇した場合、その地域に住むための WTP は1743円上昇することとなる。

0～5歳100人当たり保育所定員数の WTP は7192円と推計される。東京23区における保育所定員数の平均値は31.1である。そのため、仮に保育所定員数が平均的に1%増加した場合、2237円程度の政策効果となる。

#### 地域ごとの環境要因の測定

測定された WTP と各地域の環境要因の値を用いることで、地域別の地域環境価値の計算が可能となる。例えば人口密度の WTP に、その地域の人口密度を乗じることで、その地域の人口密度に対する WTP の総額、すなわち地域における環境価値を計算できる。これは居住移転行動を通じた顕示選好的な価値指標であり、金額ベースで評価することで異なる要因間の価値の比較が可能になる。表7は、モデル(9)で有意であった変数について、地域における環境価値を試算したものである。

例えば、千代田区について見てみると、図書館蔵書数は19.5万円、保育所定員数は30.0万円と他の区よりも相対的に高い価値になっている。一方で、公園密度の価値はそれほど高くなく(5.6万円)、刑法犯認知件数が大きく環境価値を引き下げている(-27.4万円)ことがわかる。また、文京区については、図書館蔵書数16.3万円、都市公園密度10.4万円、刑法犯認知件数

表7—地域環境要因の評価

区別のアメニティ価値(単位:万円)	1人当たり図書館蔵書数	都市公園密度	1万人当たり刑法犯認知件数	小学校密度	0~5歳100人当たり保育所定員数
千代田	19.5	5.6	-27.4	10.2	30.0
中央	19.3	8.7	-10.6	17.1	31.7
港	13.9	6.0	-10.2	11.7	18.9
新宿	9.4	26.6	-10.0	18.4	24.8
文京	16.3	10.4	-3.8	23.0	20.2
台東	10.0	14.5	-9.2	21.5	24.7
墨田	9.7	14.4	-5.1	22.1	28.6
江東	10.7	11.3	-3.8	11.8	21.0
品川	9.2	16.7	-3.8	19.6	22.2
目黒	13.5	13.1	-3.2	17.7	17.6
大田	7.3	23.0	-3.0	11.5	19.4
世田谷	7.0	16.3	-3.3	13.4	13.6
渋谷	10.8	20.7	-9.7	16.5	22.0
中野	10.0	28.5	-3.9	20.9	21.4
杉並	11.5	20.3	-3.6	15.0	18.2
豊島	9.6	13.0	-8.4	21.7	27.7
北	10.3	10.4	-3.9	22.1	26.9
荒川	11.4	8.7	-3.9	24.5	25.0
板橋	8.1	29.4	-4.1	18.9	23.7
練馬	6.4	20.7	-3.5	16.0	15.9
足立	8.0	16.9	-4.3	14.9	18.5
葛飾	7.1	10.3	-4.0	15.3	25.1
江戸川	5.1	9.0	-4.8	15.9	17.1

-3.8万円、小学校密度23.0万円、保育所定員数20.2万円となっており、相対的にバランスのとれた環境価値を有していることが観察される。

#### 4 分析結果のまとめ

本研究では、東京23区のデータを使用して、条件付きロジットモデルを用いた居住地選択モデルの推定を行ない、環境価値の計測を試みた。

持家転居者を対象とした居住地選択モデルの推定結果から、図書館蔵書数、都市公園密度、犯罪発生率、小学校密度、保育所定員数といった変数が、居住地の選択に有意な影響を与えていることが確認された。そしてこれらの変数は、事前に予想される符号条件をおおむね満たしていることも確認された。

Tiebout (1956) の「足による投票」でも指摘されている通り、居住地選択行動は、公共財や地域アメニティといった公共財に対する効用の表明行動だとも考えられるため、今後の地域政策の実施において、これらの地域属性の役割

を再検討していくことが求められるだろう。

また、推定結果を用いて各要素のWTPを計算したうえで、各要因の環境価値を計測した。各要因を整備するコストと合わせて、こうした環境価値を検討することは、より効率のよい地域政策に資するものと考えられる。

もちろん、ここでの価値評価は、すべての環境要因を網羅したものではなく、また選択肢の選別にも恣意性があるなど、モデルの妥当性について検討の余地は大きい。観測できない要因については、地域ダミーによって吸収されていると考えられるが、このダミー変数には公共財や地域アメニティだけでなく、ある地域にどの程度の住宅が供給されたかという供給サイドの要因が含まれている可能性があり、純粋な地域アメニティの効果を抽出しているとは限らない。住宅市場における供給サイドの動向を含め、いかに決定的案要因を識別・選択するかは、こうした手法において大きな課題といえる。

また、本研究で用いた条件付きロジットモデルについては、選択肢間の独立性 (IIA) の仮定が成立している必要がある。実際居住地の選択にあたっては、23区を選択肢を等しく考慮するのではなく、鉄道沿線や地域によってある程度絞り込んでから選択している可能性が高い。本研究にあたっては、IIAの仮定を緩和するミックスト・ロジットモデルを、地域を通過する鉄道沿線に関するダミー変数について行なっているが、条件付きロジットでもたらされた結果と大きな違いはなかった。鉄道路線の選択が区レベルと大きく選択した鉄道路線にも恣意性があることから、結果については割愛している。選択肢間の相関の理論的な根拠を含め、IIA仮定の考慮については今後の課題としたい。

\*本稿は、財団法人日本住宅総合センターの自主研究で実施された平成20年度「家計における最適居住選択の計量モデル分析」および平成21年度「不動産市場における需給メカニズム分析調査」の一部を大幅に加筆・修正したものである。住宅土地経済研究会では、座長の金本良嗣先生をはじめとして多くの先

生方から有益なコメントをいただいた。なお、本稿の内容は、筆者らの所属する機関の見解を示すものではない。

## 注

- 1) これら先行研究に関しては、財団法人日本住宅総合センター調査研究レポート「東京都区部における居住地選択要因の経済分析」で詳しくまとめている。
- 2) 地方財政と公共財供給に関する議論は、西川・林 (2006) に多くを依っている。
- 3) 選択肢固有の属性のみを使ったロジットモデルを条件付きロジットモデル、意思決定者固有の属性にのみを使ったロジットを多項ロジットモデルと呼ぶことがあるが、多項ロジットモデルは、条件付きロジットモデルの特殊形と考えられるため、以下では条件付きロジットモデルで統一している。
- 4) 一般に、住み替えには有形・無形の費用が必要であり、転居者は居住地域の地域環境・政策に対して非常に弾力的であることが予想されるため、分析を転居者に限定した。
- 5) これは、長期居住を前提とする持家の選択のほうだが、地域の利便性・アメニティを考慮した居住地選択を行なっている可能性が高い一方で、借家転居者は短期居住者が多く、地域環境の変化にそれほど敏感ではないためと考えられる。
- 6) 本研究では、操作変数を用いないOLSによる推定も行なっているが、OLS推定に比べると、操作変数を用いた場合に住宅費用の係数の推定値が小さくなっている。これは、観測できない要因と住宅費用の間に正の相関があることを示しており、操作変数の導入によって、バイアスが緩和されていると考えられる。

## 参考文献

- 金本良嗣 (1992) 「ヘッドニック・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。
- 西川雅史・林正義 (2006) 「政府間財政移転の実証分析」『フィナンシャル・レビュー』No82, pp. 197-222。
- Friedman, J. (1981) "A Conditional Logit Model of the Role of Local Public Services in Residential Choice," *Urban Studies*, Vol.18, pp. 347-358.
- Oates, W.E. (1972) *Fiscal Federalism*, Harcourt.
- Quigley, J.M. (1985) "Consumer Choice of Dwelling, Neighborhood and Public Services," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.15, pp. 41-63.
- Tiebout, C.M (1956) "A Pure Theory of Local Expenditures," *The Journal of Political Economy*, Vol.64, pp. 416-424.

# 隣家樹木の日影が太陽光パネルに与える影響

Anders, S., T. Day, and C.A. Kuduk (2010) "Hey, Your Tree is Shading My Solar Panels: California's Solar Shade Control Act," *The Journal of Sustainable Real Estate*, Vol.2, No.1 (Available at: <http://www.costar.com/JOSRE/archives.aspx>).

## はじめに

未曾有の被害をもたらした東日本大震災を経て、わが国はエネルギー政策の転換期にある。一つの方向性として、分散型電源を活用したスマートグリッドやマイクログリッドの活用が盛んに議論され、横浜市、豊田市、京都府（けいはんな学研都市）、北九州市等で実証研究も行なわれはじめています。言うまでもなく、太陽光発電（photovoltaic power generation；PV）システムは、スマートグリッドの重要な構成要素の一つであり、大量導入を見据えながら光エネルギーから電気エネルギーへの変換効率の改善や安定運用コスト低減のための様々な研究・技術開発が行なわれている。

さて、家計や企業が太陽光発電システムを導入するか否かの意思決定においては、投資コストを回収できるかという点が一つの重要な判断材料になる。石川（2007）は、コストペイバックタイムがPVシステムの寿命を超えており、投資した金額が回収できないにもかかわらず、PVシステムを導入するユーザーが多数存在するという事実から、環境保全に役立とうという意識のもとに購入している人が大半ではないかと推察している。この議論の是非については、さらなる検証を待たなければならないが、今後PVシステムの大量普及を実現するためには、投資コストの回収可能性が重要なポイントになるのは明らかである。

しかしながら、この回収可能性は、政策、気候変動、技術革新等のマクロ要因に左右されるため、大きな不確実性を持つ。また、ミクロなレベルでは、PVシステムが導入される住宅の屋根が、「隣家の樹木の日影に晒されるか否か」という点も大きな不確実性の要因であると言える。小林・大澤（2005）は、「我が国の現在の建築基準法の日影規制や斜線

規制は、太陽光発電との関係から課せられたものではない」と指摘する。したがって、電力需給が逼迫し、PVシステムの普及拡大が予想されるわが国の状況を鑑みれば、今後のPVシステムの普及を見据えた、日影規制のあり方を議論することは重要であると考えられる。

今回紹介する Anders et al. (2010) は、隣家の樹木の日影が太陽光パネルに与える影響について、2010年時点における米国の各州の州法を比較した興味深い論文である。特に、1978年にカリフォルニア州で制定され、2008年に改正された日影規制法（solar shadow control Act）について、詳細な紹介を行なっている。以下、この論文の概要について示す。

## 1 研究の動機

当研究の時点（2010年）で、米国に設置されたPVシステムの発電容量（installed photovoltaics capacity）の実に65%を超える割合が、カリフォルニア州に集中している。Anders et al. (2010) はこの事実を、1978年に制定された日影規制法により、消費者が太陽光エネルギー技術を導入する権利が保護されていることの恩恵であるとしている。

Anders et al. (2010) が、草分けの法律であるカリフォルニア州の日影規制法をレビューしている動機は、次の三つである。一つめは、消費者や企業が、この法律の規定や適用について、しばしば誤解を抱いている点。二つめは、PACE（property-assessed clean energy）金融プログラム（例えば、Headen et al. 2011 参照）等により、今後米国においてはPVシステムが急激に普及する可能性がある点。三つめは、今後PVシステムが普及するにつれて、他の州でも同様の法律の制定が検討されると考えられる点である。

## 2 日照に関する法律

現在、米国の日照に関する法律（州法）は、州によって異なり、それぞれ独自の特徴を有している。これらは次の4つのカテゴリーに分類できる。

- ・ CC&Rs（条件、契約および制限）の制限：通常、太陽光エネルギーの導入に過度な制限をかける「土地利用制限約款」（CC&Rs）からの家主保護。
- ・ 採光権：地主が、隣接する土地の地主と、資産としてのPVシステムへの採光の保証に関する約定を結ぶことを認可する。
- ・ ゾーニングを担当する地方公共団体（local zoning authority）による日照保護のための規制：ゾーニングを担当する地方公共団体が、建築許可やゾーニングを通して、日照を保護するための規定の作成や規制を行なうことを認可する。
- ・ 日影規制：PVシステムが隣接する土地の樹木の影に晒されることで性能が損なわれることのないよう、保証を与える。

## 3 州の日照に関する法律

30以上の州が、日照保護（solar protection）のための法律を制定している。表1は、日照のための法律と採用している州を示す。多くの州が土地利用制限約款（CC&Rs）の制限か、採光権に関する法律（または両者）を有している。また、七つの州がゾーニングを担当する地方公共団体が日照を保護するための規制を行なうことを認可するための法による規定（statutory provisions）を有している。二つの州——カリフォルニア州とウィスコンシン州——が、隣家の樹木の影という特定の

表1 一州と日照に関する法律（×：規定あり）

	CC&Rsの制限	採光権	ゾーニングを担当する地方自治体	日影規制法
アラスカ		×		
アリゾナ	×			
カリフォルニア	×	×		×
コロラド	×	×		
デラウェア	×			
フロリダ	×	×		
ジョージア		×		
ハワイ	×			
アイダホ		×		
インディアナ	×	×		
アイオワ	×	×		
カンザス		×		
ケンタッキー		×		
ルイジアナ	×			
メイン	×	×		
メリーランド	×	×		
マサチューセッツ	×	×	×	
ミネソタ	×	×	×	
ミズーリ		×		
モンタナ		×		
ネブラスカ		×		
ネヴァダ	×	×		
ニュー・ハンプシャー		×		
ニュー・ジャージー	×	×		
ニュー・メキシコ	×	×	×	
ニュー・ヨーク		×	×	
ノース・カロライナ	×			
ノース・ダコタ		×		
オハイオ		×		
オレゴン	×	×	×	
ロード・アイランド		×	×	
テネシー		×	×	
ユタ	×	×		
バーモント	×			
ヴァージニア	×	×		
ワシントン	×	×		
ウィスコンシン	×	×		×

問題に関する法律を有している。

ここで、地方公共団体による規制と日影規制法には、重要な違いがある点に注意が必要である。すなわち、前者は必ずしも日影規制という特定の問題を含むものではなく、この点の考慮はオプションでしかない。このオプションを採用している例として、例えばミネソタ州の州法では、市が太陽光エネルギーへの日射保護のための規定を設けることを認可している。また、オレゴン州の州法では、郡に対して

表2 一州と設置PV容量(×:規定あり)

	設置PV 容量(%)	CC&Rs の禁止	採光権	ゾーニングを担当 する地方自治体	日影規制法
カリフォルニア	67%	×	×		×
ニュー・ジャージー	9%	×	×		
コロラド	5%	×	×		
ネヴァダ	4%	×	×		
アリゾナ	3%	×			
ニュー・ヨーク	3%		×	×	
ハワイ	2%	×			
コネチカット	1%				
オレゴン	1%	×	×	×	
マサチューセッツ	1%	×	×	×	
他の全州	5%				

「この州政策は、エネルギー保護のためのすべての実行可能な手段と、代替エネルギーの供給元の利用促進を目的としたものである」と述べている。また、「木々や低木を植林し、日影を作ることを推奨するが、太陽熱収集器(solar collector)のような代替エネルギー機器の使用のために、木々や低木に制限が加えられることがある」としている。

同様の権利を与えている。しかしながら、どの程度の地方自治体が、隣家の構造物や樹木からの日影からの保護に関する規定を有しているかの調査はAnders et al. (2010) ではされておらず、今後の課題とされている。設置されたPVシステムの発電容量を見ると(表2)、上位10州のうちカリフォルニア州のみが日影規制法を採用していることがわかる。

#### 4 カリフォルニア州の日影規制法

Anders et al. (2010) によれば、カリフォルニア州が日照に関する法律に関心をもちはじめたきっかけは、1973年のエネルギー危機である。この危機、および1979～1980年の第二次のエネルギー危機が、資源保護や代替エネルギー技術に対する消費者や政府の関心を増大させた。その結果として1978年、消費者や企業が太陽光エネルギーへの投資を活発化させるための金融的なインセンティブとして、日影規制法が制定された。

その後、この州法は、米国において国民的関心と呼んだ裁判——Santa Clara カウンティの住民が、セコイア(スギ科の巨木)の影に隣家のPVシステムを晒したことで刑事告訴され、有罪となった事例——を踏まえて、2008年に改正された。以下では、日影規制法として知られる、カリフォルニア公共資源法の25980-25986条について説明を行なう。

##### 政策の意図

25980条では、この州法の政策上の意図について、

##### 太陽熱収集機の定義

25981条(a)では、太陽熱収集機が次のように定義されている「固定された機器または構造物、またはその一部で、建物の屋根に設置され、主に太陽エネルギーを熱、化学、電気エネルギーに変換するために使用される」。

2008年の改正によって、建物の電力需要を超える意図で設置された分については、当該法の対象外となった(25981条(c))。また、パッシブソーラーハウスと呼ばれる太陽光を効果的に取り入れることを意図して建てられた住宅は、太陽熱収集機の定義に当てはまらないため、この法律の対象外である。

##### 機器の設置

屋根の材質、傾斜、構造、建物の向きにより、太陽熱収集機が屋根に設置不可能な場合がある。このような場合、地面への設置も対象となることが25981条(b)で示されている。しかしながら地面への設置の場合は、土地の境界からの5フィート以上のセットバックを行ない、高さについては、10フィート以上に設置することが要求されている(10フィート未満に設置することも可能であるが、その場合この法律の保護対象とはならない)。機器の設置に際しては、影響を受けると考えられる近隣の土地の保有者に、60日以上前に文書での通知を行なう必要がある(25982.1.条(a))。文書には、住宅保有者の住所と電話番号、住宅の住所と太陽熱収集機が導入される個所、導入日が記載される。

25982条は、近隣の土地所有者が、太陽熱収集機が導入された「後」に、木々や低木を植林し、太陽熱収集機の熱収集部に、AM10時からPM2時までのいかなる時刻においても、10%を超える影を落とすことを禁じている。しかしながら、導入「前」に、植林された木々や低木は、免除されることに注意が必要である。

### 罰則規定

2008年の州法改正以前は、違反者は犯罪として刑事告訴された。しかしながら改正後は、刑事告訴ではなく、カリフォルニア州の民法 (civil code) 第3481条で定義される私的生活妨害 (private nuisance) に基づき、処分されることとなった。したがって、太陽熱収集機設置者は、太陽光収集機が隣家の木々や低木に晒されている場合、第一段階として、木々・低木の所有者に、25982条の順守を文書で通知し、応じない場合は、第二段階として、私的生活妨害に関する訴訟を起こし、救済を求める。

### 免除規定

当該州法では、以下に挙げる特定の例について、免除規定を設けている。25984条(a)では、機器の導入前から存在する木々や低木が対象にならないことが述べられている。25984条(b)では、商用の農業作物のための土地や、林業用の森林で植林・栽培された木々は、対象とならないことが述べられている。25984条(c)では、太陽熱収集機の設置以前に植林された木々や低木の、入れ替えを例外規定に加えている。25984条(d)は、市や郡が条例で定める木々を免除規定に加えている。25985条(a)は、市やカウンティが、条例で対象外の地域を設けることを許容している。

ただし、この例外規定は、市によって管理されている木々だけが対象となる。25986条は、パッシブソーラーシステムが、隣家の太陽熱収集機に影を落とすとき、当該パッシブソーラーシステムによるエネルギーの節約分が、太陽熱収集機のそれを著しく上回ることが法廷で証明されたとき、免除規定を与えているとしている。

### その他

Anders et al. (2010) の後半では、日照に関わるいくつかの裁判例が紹介されている。なかでも、前述した Santa Clara の事例は、2008年の日影規制法改正の直接のきっかけとなったという意味で重要である。この改正によって、導入「前」に植林された木々や低木が、同法適用の例外とされることになった (2009年1月から効力を発揮)。

### おわりに

米国において、日照に関する法律 (州法) は州によって異なり、それぞれ独自の特徴を有している。しかしながら、隣家の樹木の影という特定の問題に関する法律を有しているのは、前述の通り二つの州のみ (カリフォルニア州とウィスコンシン州) である。このうち前者は設置 PV 容量の67%を占めているが、後者は5%未満であり、必ずしもこの法律が PV 設置容量に正の影響を与えているとは言えないことがわかる。

わが国においても、今後さらなる PV システムの普及が予想されるため、日影規制は、PV システムとの関係を考慮しながら検討することが重要になると考えられる。今回紹介した、カリフォルニア州の日影規制法では、機器の設置個所、免除規定などが詳細に定義されており、2008年度の改正を含む30年以上の経験の蓄積がある。したがって、わが国の日影規制政策にも有用な示唆を与える先事例であると言える。

### 参考文献

- 石川敦夫 (2007) 「太陽光発電の普及とコストペイバックタイム：環境配慮型製品の普及の条件」『立命館経営学』Vol.46, No.1, 137-165頁。
- 小林隆史・大澤義明 (2005) 「日影規制と太陽光発電量」『日本建築学会計画系論文集』Vol.595, 133-140頁。
- Headen, R. C., S. W. Bloomfield, and M. W. Caleb Bell (2011) "Property Assessed Clean Energy Financing: The Ohio Story," *The Electricity Journal*, Vol.24, No.1, pp.47-56.

瀬谷 創  
筑波大学博士後期課程

### ●新刊リポートのご案内

#### 『減失住宅の実態把握等に関する調査報告書』

「調査研究リポート」No.10303  
平成23年12月刊  
定価：3800円（税込）

住宅ストックの量的充足、環境・エネルギー問題の深刻化等を背景に、住生活基本計画では、「住宅をつくっては壊す」社会から「いいものをつくって、きちんと手入れをして、長く大切に使う」社会へと移行することが重要と位置付けられ、長期優良住宅法、住宅履歴情報の整備促進、住宅リフォームの促進等、住宅の長寿命化等のための各種施策が計画実施されている。

しかしながら、「平成20年住宅・土地統計調査」に基づく分析によると、この5年間にあっては、

減失住宅の平均築後年数は、30年（平成15年度央）→27年（平成20年度央）とむしろ短縮化の傾向がみられる。一方で、減失率は8%（平成10年度央～15年度央）→6.9%（平成15年度央～20年度央）と低下している。減失戸数の6割以上が昭和56年以降に建設されたものであり、比較的築浅の住宅ストックの減失率が高い傾向にあることなどから、ストック全体の寿命が縮小しているわけではなく、相対的に短い築後年数で減失した住宅の割合が増大したことが減失住宅の平均築後年数を短縮化させていると考えられる。

新築の質的向上等により長期的な住宅の長寿命化は確実に図られるものと期待されるものの、ストック全体の住宅の長寿命化のためには、築浅物件が減失に至っている要因を分析し、そのような物件の長寿命化を特に誘導していく必

要がある。

本報告書は、減失住宅の規模、構造、築後年数、立地、理由、地域別傾向等を、総務省「住宅・土地統計調査」を中心とした既存統計の分析、関連業界団体等へのヒアリングから得られる情報を通して、住宅の長寿命化を図るうえでより効果的な施策の検討立案に資する基礎資料を得ることを目的に実施された首題調査の結果をまとめたものである。調査の結果、減失住宅の平均築後年数が短縮したシナリオとしては、バブル経済期を中心に大量に供給された借家が築20年を迎えて市場性が低下し、建替えや用途転換などを行なう一つの区切りの時期を迎えている可能性が示唆された。

本調査の結果が、住宅の長寿命化の実現のための基礎資料として、幅広く活用されることを期待したい。

### 編集後記

今冬の記録的な大雪によって、空き家が倒壊する被害が各地で相次いだ。倒壊による隣家や通行人に被害が及ぶのを避けるため、秋田県湯沢市や同県大仙市などではこの1月に所有者に適正な管理を促す空き家対策条例が施行された。

大雪による倒壊時に限らず、空き家の存在は、風景・景観の悪化、防災・防犯機能の低下といった外部不経済とそれによる周辺地区の資産価値の低下をもたらす。雪国だけでなく各地で空き家対策条例の実施や検討が行なわれているが、どの自治体でもその運用には苦勞しているようだ。まず所有者の所在の特定が非常

に困難であり、特定できたとしても「個人の財産」である住宅に対して行政指導以上の処置は取り難いのが現状である。行政による強制的な空き家の撤去が行なわれたとしても、その費用を誰が負担するのか、撤去された後の更地をどのように活用していくのか空き家問題の根は深い。

空き家は、そもそも放置の費用が利用の便益を上回る機会費用の低い住宅に発生する問題であり、住宅という利用形態が有効な土地利用となりえていない可能性がある。本格的な人口減少社会を迎え空き家の増加が見込まれる中、有効な土地利用を促す政策が求められる。（N・Y）

### 編集委員

委員長——山崎福寿  
委員——浅田義久  
金本良嗣  
瀬古美喜

### 季刊 住宅土地経済

2012年春季号（第84号）

2012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——財団法人住宅総合センター

東京都千代田区麹町4-2

麹町4丁目共同ビル10階

〒102-0083

電話：03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷株式会社

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。