「巻頭言]

放棄される土地

中里 実

日本社会における急速な高齢化の進展と人口の減少の中で、現在、深刻な 問題となっているのが、所有者不明の土地や住宅の取り扱いである。

財産としての土地の難しさは、動産のように容易にそれを廃棄することができないという点にある。廃棄することができないが故に、土地所有権という名の、土地の所有「義務」(具体的には、管理義務や納税義務)が生じてしまう。そのために、土地は、マイナスの財産となる。管理費用や納税義務を考えた場合に、マイナスの財産となってしまった土地に対して、固定資産税の課税を続けるべきか否かは、相当に困難な問題である。

国や自治体も、納税や土地の管理を個人の責任として特定人に負わせてしまえば済むというような簡単な話ではなかろう。もちろん、所有者の責任と言えばそれまでではあろうが、逃れようのない義務を、たまたま当該土地を相続しただけの者に負わせることが、正義衡平の理念に合致しているとは必ずしも思えない。国や自治体が中心となって真剣に土地を管理し活用する手段を講ずる時期に来ているのではなかろうか。

現在、一般財団法人国土計画協会の所有者不明土地問題研究会(座長・増田寛也元総務相)において、長い間相続による登記等が行なわれておらず、権利関係が錯綜している(いわば、所有者不明の)土地について、どのようにしたらよいかを議論している。しかし、日本の不動産登記が対抗要件にすぎないところから、問題の解決はおそらく困難を極めるものと思われる。民法における真剣な議論が望まれる。

目次●2018年春季号 No.108

[巻頭言] 放棄される土地 中里実 ――1

[特別論文] 応用都市経済学 安藤朝夫 ——2

[論文] 狭小貸家建設と潜在需要 安井洋輔・江尻晶彦 ——10

[論文] 不動産競売データの利用による環境評価 **中西勇人** ——16

[論文] 首都圏臨海部における工業等制限法の効果 小谷将之 ――23

[海外論文紹介] 空疎な住区 馬場弘樹 ——32

エディトリアルノート ——8

センターだより ---36 編集後記 ---36

応用都市経済学

Alonso 型モデルの多様な都市問題への適用

安藤朝夫

はじめに

W. Alonso が von Thünen の孤立国モデルを 都市の文脈で再解釈し、新都市経済学 (NUE) を創始してから半世紀が経過した。1970年代半 ば以降この枠組みを用いた研究は、交通混雑に 代表される外部性や CBD 内の経済活動、さら には副都心の導入を含む多様な拡張により活況 を呈したが、基本的には単一中心の線形都市を 用いた静学的部分均衡モデルであることに限界 があった $^{1)}$ 。そこで複数都市からなる都市シス テムモデル (Henderson 1982) や、地代収入を 住民に分配するだけでなく、交通費や農業地代 の支払いも含めた完全閉鎖都市(Pines & Sadka 1986) 等の拡張が試みられたが、単独で自給自 足できる都市は非現実的であり、複数都市の枠 組みでは、その地理的位置関係の導入が必要と なる等の問題もあり、全般的に NUE アプロー チを用いた研究に往年の勢いは見られない。

しかし現代日本が直面する都市問題を分析するうえで、NUEの枠組みが応用できる場合は少なくないと考えられる。例えば、①人口減少下で必要な財・サービスの供給拠点をどう配置すれば供給が維持できるか、特に複数財の供給について考えること、②隣接する自治体において、いわゆる NIMBY 施設はどこに立地させるべきか、単独立地と共同立地の場合の比較を行なうこと、③都市近郊農家における兼業の必然性と空間的性質を明らかにすること等の課題が考えられる。

これらの課題は、必ずしも積極的に取り上げられてこなかったが、その一因として、Alonso型モデルでは均衡解の定性的性質を示すために、比較静学分析が伝統的に多用されてきたことが挙げられる。一般に基本的な単一中心型モデルからの逸脱は、比較静学分析による符号確定を難しくするが、現実的な設定では、パラメータの変化に伴って供給拠点数の変化や住宅地区の分離等の構造的変化が生じたりする場合も多く、限界的変化のみを対象とする比較静学分析に馴染まない。このような場合でも、数値解析による分析は可能だが、数値解析の結果はパラメータ依存であるため、どの程度の一般性を持つかを判断することは難しく、したがって理論的に洗練され難いからである。

本稿は Alonso 型の都市経済モデルをいくつかの都市問題に応用し、均衡解または社会的最適解の性質の検討を試みるものである。具体的には、上に述べた①から③の各課題に関して1次元軸上の静学モデルを定式化し、解の性質について検討することが、第一義的な目的である。

①の財・サービスの供給拠点の空間的配置に 関しては、人口均等分布の仮定の下で、2種類 の財・サービスがある場合の配置を論じる。特 に2財の供給が同一地点に集積する傾向を、固 定費用や輸送費の節減効果との関連で説明する²¹。

②の NIMBY 施設に関しては、直線上で隣接する 2 都市のゴミ処理施設を例に、社会的に望ましい立地について検討する。この種の施設は、大域的には正の外部性を持つにもかかわら

ず、局所的には負の外部性を伴うことが問題を 複雑化する。ここでは2都市が処理施設を共同 設置する場合の解を、個別設置の結果を踏まえ て検討する。

③は、標準的な単一中心都市に農家を導入するものであるが、既存の類似モデル(Nerlove & Sadka 1991)のように、農家が農業所得のみで生活する前提だと、日本の近郊農業の実態を表現できない。本稿では、農家の兼業(CBDでのパートタイム従業)を認めて、農家が都市住民と等しい効用を得る条件の下で、兼業率や営農面積の空間的変化を検討する。

問題を現実に近づける試みは、基本モデルから遠ざかることを意味するから、比較静学分析の適用を難しくし、仮に適用できたとしても、定符号のように単純な結論が得られる場合は稀だと考えられる。その場合でも、例えば符号が正になる確率を論じることは有用だと考えられるから、定性的な性質を統計的仮説の形で記述する方法の提案も本稿の副次的目的である。

都市経済学に限らず、経済学分野の研究の多くは、人口増加とそれに起因する経済成長を前提としてきたため、わが国のような人口減少社会では、既存の知見は現実の問題解決に有用とは限らない。その意味で、理論・実証の両面において、都市における人口減少問題に対する多様な分析が求められており、本稿はそのような努力の一環として捉えることが可能である。

1 分析の枠組み

本稿にいう Alonso 型モデルとは、「1次元軸上の経済主体の空間分布を、付け値地代に基づいて決定する静学モデル」として類型化される。
①の複数の財供給拠点を考える場合には、軸上の付け値地代は、各拠点を極大点とする山型が連担する形状になるから、副都心を持つモデルや、「都市システム」に線形空間を導入したモデルと類似の枠組みとなる。②の隣接2都市のゴミ処理問題も、副都心の代わりに負の外部性を発生させる拠点があるという意味で、単一中

著者写真

あんどう・あさお 1952年愛知県生まれ。京都大学 工学部卒。ペンシルベニア大学 大学院修了、Ph.D.。京都大学 博士 (工学)。熊本大学科学研究 科教授、東北大学情報科学研究 科教授などを経て、東北大学名 誉教授。大都市圏の地価・人口 分布や空間 CGE モデル、国際 共同研究等に関する論文がある。

心型ではないものの、基本的に Alonso 型モデルの拡張と言える。さらに、③は基本的な単一中心型都市に兼業農家という新たな主体を導入し、職業選択を含む均衡を論じるものである。

したがってその分析手法は、基本的には Alonso 型モデルと同様であるが、③は住宅地 と農地の空間構造と兼業農家の就労構造に関す る均衡解を求めるものであるのに対し、②のゴ ミ処理施設の立地は政策的に定めるべきもので あるため、施設の位置を所与として均衡地代を 求めるだけではなく、その設置方法および位置 に関する社会厚生上の最適解を考える必要があ る。結果は単独設置と共同設置に関する固定費 用と限界費用、また人々の施設に関する嫌悪度 およびその距離減衰率に大きく依存し、共同設 置の場合には、非立地自治体から立地自治体へ の補償金(所得移転)を伴う必要がある。①に関 しても、複数財の拠点を集積させる場合の固定 費用や輸送費の評価に加えて、人口減少が生じ る場合には、供給体制の維持には内部補助が不 可欠になるという意味で、社会的最適化の視点 が重要である。

外部性のない Alonso 型モデルでは、市場均 衡解と社会最適解が1対1対応することが知ら れている。本稿の問題は、ゴミ処理施設の位置 や補償金額のような、政策的決定を要する変数 を含むため、単純な市場均衡問題とはならず、 解の離散性も強くなるから、③を除いて一般的 な比較静学分析は適用できない。したがって、 理論モデルを定式化した上で、主として数値解 析的アプローチを用いて、都市問題解決のため の制度設計について検討を進める。その場合、 数値解析の結果に如何に一般性を付与するかが 問題となるが、本稿では④交通施設整備の財源 として各種の税制を導入する問題を例に、乱数 で発生させたパラメータに基づく数値解に関す る「統計的比較静学分析」を提案する。その場 合に問題となる乱数の発生範囲については、解 の同次性の検討が有用である。

以下の各節では、上の課題①~④について、 その定式化と分析の概要について略述する³⁾。

2 複数財の供給拠点

基本的な Hotelling モデルは、消費者が均等分布する1次元市場に唯一の非弾力財を供給する業者の立地点を定めるものであった。消費者の均等分布は宅地面積 s の固定を意味するから、土地以外の財が1種類なら、財需要も非弾力的でなければ消費者の効用を均衡させることはできない。しかし、財購入に伴う輸送費は立地点により異なるから、消費者均衡の実現には地代の導入が不可欠となる。このような観点から、鈴木・安藤(2013)では、1財の場合における供給者と消費者の均衡立地を求め、人口減少が生じる場合の供給体制の維持可能性と政府介入の必要性を論じた。

本稿ではモデルを、土地以外に2財(例えば 最寄品Aと買回り品B)がある場合に拡張す る。この場合、消費者の均等分布が維持されて も、2財の代替が可能なら需要が弾力的な場合 を論じることが可能になる。また需要が非弾力 的であっても、供給側における設備費用節約、 需要側における交通費用節約の意味で、2財の 供給施設を集約するのが有利になる場合がある。

いま、各財供給施設の限界生産費、固定費用、施設数はそれぞれ、 $c_a \le c_b$, $f_a \le f_b$, $n_a \ge n_b$ であると仮定し、消費者は同じ所得 Wを得て各財を (z_a, z_b) だけ購入するが、それに伴う限界輸送費は $m_a \ge m_b$ であるとする $^{4)}$ 。この時 A 財を地点 x_i から、B 財を y_j から購入する地点rの消費者の付け値地代は以下で与えられる。

初期には、施設が空間的独占競争の結果として 財別に等間隔で配置されると仮定するなら、そ の数は施設利潤の最小値が非負に留まる最大の 整数として定まる。

いま市場の長さ L=30, n_a =3, n_b =2の場合を考える。需要が非弾力的かつ各施設が $r=\frac{L}{2}$ に関して対称に立地することを仮定するなら、特定のパラメータ下で $^{5)}$ 、(x_1, x_2, x_3)=(9, 15, 21)が Nash 均衡になる。この場合、世帯効用は拠点配置に影響されないため、社会厚生として供給側の利潤 Π_A , Π_B と総地代収入 TDR の和を考えればよい。その最大値は(4.5,15,25.5)で得られるから、施設 A の配置は均等に近づく。

財需要が弾力的である場合は、施設 B の立地は施設 A の需要に影響するため、Nash 均衡は $(x_1, x_2, x_3, y_1, y_2)$ =(9, 15, 21, 0, 30)となり、施設 B は市場の両端に立地する。この場合、消費者効用が施設立地に影響されるため、最適解は等分割された市場のほぼ中央への立地になる。

次に最寄品の供給施設が、買回り品の供給施設に集積する場合について考える。集積のメリットは、供給者についてはfaの削減(合築による施設 A の分担額減)、消費者については買回り品の輸送費用mbの節約(最寄品との同時購入による負担回避)等がある。結果的に施設 A に対する施設 B の引力圏が生じるが、それは固定費用の削減割合が大きいほど拡大することが確認できる。施設 A の集積は、関与する施設 B の市場拡大をもたらす一方、関与しない施設 B の価格低下と利潤減少という負の外部性を伴う。

モデルの結果は、拠点数やパラメータの組合せに依存するため、一般的な結論を導くことは容易ではない。さらに鈴木・安藤(2013)で論じた、人口減少下の拠点整理を考慮した財供給の維持方策に関する展開も重要な課題である。

3 連担都市の NIMBY 施設

公共施設は運営者と利用者の近接性選好によ り3種類に分類される。NIMBY 施設は、運営 者は近接を選好するが、利用者(住民)は遠隔 を選好するもので、ゴミ処理施設が典型的であ る。運営者は日常的な運搬を担うが、住民は自 ら施設を訪れないため、運営者と住民の利害が 対立する。さらに運搬費用は税として住民が負 担するため、あまりの遠隔地は困るが、自宅の 近隣は避けて欲しいという、住民間の利害対立 を伴う点で、図書館等の利便施設の立地とは、 まったく異なる状況が生じる。

いま幅1の1次元軸上に隣接する2都市を考 える。その境界は座標原点にあり、各 CBD は 11≤0≤12に固定されているとする。2都市の総 人口はNに固定されているが、居住地点rと 通勤先i=1.2は自由に選べる。世帯は通勤先か ら賃金Yiを得て、合成財zと宅地qの地代を 支払い、居住都市別に定まるゴミ処理に関わる 税Tiを負担する。安藤(2005)では、2都市 が住民のための処理施設を個別に設置し、独立 採算で運営する場合の立地を論じたが、本稿で は2都市が共同処理する場合の広域施設の立地 について検討する。

2都市でのゴミ処理費用は、

$$C = F + \rho \int_{f_1}^{f_r} n(r) dr + \sigma \int_{f_1}^{f_r} |r - s| n(r) dr$$

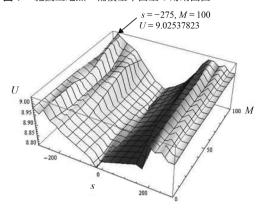
で与えられる。ここにsは施設位置、Fは固定 費用、n(r)は人口密度、ρは1人当たりゴミ処理 単価、σは運搬限界費用、f_l, f_rは居住地区左右 の境界を示す。M を施設非立地自治体 B(人口 N_B) から立地自治体 H(人口N_H) への補償金 とすれば、各都市の税額は以下で与えられる。

$$T_{H} = \frac{C}{N} - \frac{M}{N_{H}}, T_{B} = \frac{C}{N} + \frac{M}{N_{B}}$$

宅地面積q=1とする場合の効用関数を、合 成財z、処理施設に対する嫌悪度γとその距離 減衰率を表するを用いて、

$$\log U = \alpha \log z + \beta \log (1 - \gamma e^{-\delta |r-s|})$$

図1 - 施設立地点・補償金平面上の効用曲面



 $\alpha = 0.5, \gamma = 0.8, \delta = 0.1, \rho = 0.5, \sigma = 0.025, \tau = 0.05, N = 200,$ $F = 2000, Y_1 = 100, Y_2 = 100, I_1 = -100, I_2 = 50, \gamma = 2\gamma^0, F = 2F^0$

と表せば、処理施設の位置 s と補償金 M に関 する効用曲面は、図1のように描ける。

左側都市の CBD のほうが境界から遠い設定 であるため、最適な立地は左側都市の外縁部と なる。立地都市への補償金の増加と共に効用も 増加するが、その変化は緩やかである。共同施 設を両都市の境界 0 へ立地する場合の効用は極 めて低いが、右側都市の外縁部への立地は代替 案となり得るから、NIMBY 施設の押し付け合 いが生じる余地があることが読み取れる。

個別設置の場合は、2つの施設立地点に関し て多数の局所最適点が競合する結果が得られた。 共同設置では施設数が少なくなる分、地区間の 係争が整理される傾向にあるが、両者の比較に は固定費用Fと嫌悪度γの設定が問題となる。 共同施設のパラメータは単独施設の値より大き くなることは確かだが、例えば個別施設の固定 費用F₀、嫌悪度γ₀の何倍が適当か、に関して は別途実証的な検討が必要になる。

4 兼業農家モデル

都市と近郊農村が連担し、工業財と農業財の 2財を生産・消費する1次元都市における土地 利用を検討する。単独の都市が財に関して自給 自足的であることは期待できないため、工業財 の余剰で農業財の不足を調達する形で収支均衡 を図るものと仮定する。宅間・安藤(1999)で

は、専業農家のみを考えたため、営農規模が過大になる等の問題があった。農地の集約化に伴って、わが国の農家の専業率は上昇傾向にあるが、それでも67%は兼業農家であり、54%は非農業所得が勝る第2種兼業である(2015年)から、兼業農家を明示的に考慮した定式化を行なうことは現実的である。

簡単のため幅 1 の線形都市を考える。農家が 労働時間の割合 θ を農業に費やすならば、都市 世帯の賃金が W の時、農家は農業所得に加えて $(1-\theta)W$ を賃金として得ることができる。また都市世帯の通勤費が t(r) なら、兼業農家のそれは $(1-\theta)t(r)$ になる。都市世帯と農家は、工業財 z_1 、農業財 z_2 、宅地面積 q から成る共通の効用関数の下で効用水準 $\overline{U}=u(z_1,z_2,q)$ を達成することから、都市世帯と農家の数 N_u , N_a と、その居住区の外側境界 f_u , f_a は内生的に定まる

農家は農業財を、出荷に伴う輸送費を控除した元値p2-c(r)で購入できるが、宅地以外に営農地を含む面積a>qの地代を負担する必要がある。実際にはa>1となる可能性が高く、幅1の線形都市では1農家が有限区間を占用する結果になる。農家をCBD側から付番し、i番目の農家住宅は占用地aiの最も都心寄りの地点riに立地し、営農地内[ri, ri+ai)の輸送には費用を要さないと仮定すれば、通勤や出荷に関わる輸送費はすべてriで評価できる。この場合の地代曲線は、図2に見る連続・離散型になる。

Cobb-Douglas 型の効用・農業生産関数に加えて、輸送費関数等の形状に関する仮定を設けると、以下の命題が導かれる⁶⁾。

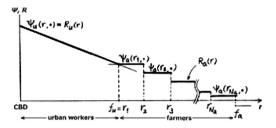
[命題]
$$\frac{\mathrm{da}}{\mathrm{dr}} > 0$$
, $\frac{\mathrm{d\theta}}{\mathrm{dr}} > 0$

すなわち「農家面積と農業労働比率は郊外へ 向かって増加する」という、日本の近郊農業の 現状に照らして納得できる結果が得られる。

5 統計的比較静学分析

上述のような都市問題に Alonso 型モデルを

図2-兼業農家を含む都市の地代形状



応用し、意味のある示唆を導くことは今も有用だと考えられる。しかし、定性的性質を解析的に導くことは一般に困難であり、もっぱら数値解析を用いて解の性質を探る方法が採られてきた。数値解析が関数やパラメータの特定化に基づく以上、得られた性質が採用した特定化に固有のものか、一般性を持つかの判断が付かない。逆に確定的な性質が得られるように、ad hocな仮定を設ける場合もあるが、これも結果の解釈に誤解を招くため望ましいとは言えない。

本稿では、数値解析に一般性を持たせるための方法として、「統計的比較静学分析」を提案する。例えば、高速鉄道の導入は都市を発展させるとは限らないが、結果はパラメータ依存であって、単に「符号が確定しない」と言うよりも、「70%の確率で発展するが、衰退の確率も30%ある」等と記述できるほうが望ましいと考えるからである。

Alonso 型都市における交通施設整備の効果を論じた文献は、Wheaton(1974)以来多く存在する。例えば、閉鎖都市において交通施設整備が何の負担もなしに実施されれば、均衡効用の上昇をもたらすことは自明であるが、そのような整備の費用は税金によって負担されるのが一般的である。Ando & Kakimoto(2017)では整備費用を、人頭税τн、通行税ττ、消費税τz、固定資産税τρの4種の税によって賄う場合の空間構造を例として検討している。交通整備部門の収支均衡は、地点rに住む世帯の税負担T(r)に人口密度n(r)を掛け、都市全体[rc, rf)で積分して得られる税収が、左辺の整備費用と一致することで達成される(ここにRは地代、

L_Tは道路面積、c は建設費で都市は単位幅)。

$$\int_{r_{c}}^{r_{f}} (R(r)L_{T}(r) + c(r))dr = \int_{r_{c}}^{r_{f}} T(r)n(r)dr$$

Cobb-Douglas 効用と線形通勤費D(r)=trを 仮定すると、問題は以下のように要約される。

 $(\Pi, U, \tau, r_f) = \mathcal{F}(Y, R_A, t, c, N | \alpha, L_T)$ 左辺は内生変数であり、 Π は総地代収入、Uは均衡効用である。右辺は外生変数であり、 Y, R_A, N は所得、農業地代、人口、 α は効用関数のパラメータである。このうち α と L_T は上下に有界(0,1)であるが、他の5変数は上界を持たない。しかし解の性質を調べると、 Y, R_A, t, c に関して r_f は0次同次、 Π は1次同次であり、Uは Affine(線形部は0次同次)であることが示せる。さらに税率に関しては、通行税と固定資産税が0次同次、人頭税が1次同次、消費税は Affine(線形部は1次同次)になるから、N以外の外生変数については、0を下界とする適当な領域で得られた内生変数の性質は、領域を拡大しても成立つことになる。

Ando & Kakimoto (2017) では上の考察に基づき、乱数の発生範囲を適当に定めることで、外生変数と内生変数の大小関係に基づく Kendall の順位相関係数を計算する。これが漸近的に正規分布に従うことを用いて、帰無仮説(外生変数は内生変数に影響しない)を片側検定することで、比較静学分析に代えることを提案している。内生変数と外生変数の間の同次(Affine)性は問題ごとに調べる必要があるが、この性質が確認されれば、統計的仮説検定を通じて数値解析に一般性を付与することが可能になる。このようなアプローチが、Alonso 型モデルの多様な都市問題への適用に寄与できることを期待するものである。

*本稿の作成に当たって、平成26~28年度基盤研究(C) 26504001、平成29~32年度基盤研究(B)17H02515の 補助を受けた。ここに記して謝意を表する。

注

1) 近年の各類型の展開に関しては、Duranton, Hen-

- derson & Strange (2015) を参照されたい。
- 2) 同様の枠組みは、人口減少が進む地方部における 医療機関の配置にも応用できる。小規模な診療所を 多く配置して1次医療への移動費用節約を図るか、 2次医療を重視して総合病院への集約による救命率 向上を図る、のいずれが厚生上優位かはパラメータ 依存になる。
- 3) ①は鈴木一輝氏、②は柳嫣氏の東北大学修士論文 (いずれも2014) に基づいている。
- 4)添字a,bはそれぞれ最寄品A、買回り品Bに関するパラメータを示す。最寄品のほうが1回当たりの輸送費は安いのが一般的だが、購入頻度の高さから、単位期間当たりの限界輸送費は高いと想定される。
- 5) 効 用 関 数 を $U=z_a{}^\alpha z_b{}^\beta s^\gamma$ と し τ 、 $\alpha=0.3$, $\beta=0.2$, $\gamma=1-\alpha-\beta$, $m_a=0.1$, $m_b=0.05$, $z_a=3$, $z_b=2.5$, s=1, $f_a=30$ を 仮 定 す る。さ ら に 施 設 B の 立 地 を $(y_1=\frac{L}{4},\ y_2=\frac{3L}{4})$ に固定し、施設 A の立地点を0.5刻 みで動かす場合を検討する。
- 6)農業生産関数として、 $g=(a-q)^\delta\theta$, $\delta+\epsilon<1$, 距離 逓増の輸送費i>0, c>0に加えて、 $\theta i>c$ gを仮定する。 農家の立地点 r_i は離散的であるため、厳密には差分を用いるべきだが、都市に比べて農家数が十分多ければ、微分で近似しても結果の本質には影響しない。

参考文献

- Ando, A. and R. Kakimoto (2017) "A Statistical Approach to Comparative Statics: An Example of Transport Improvement and Taxation", mimeo.
- Duranton, G., J. V. Henderson and W. C. Strange eds. (2015) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol.5B, Section IV.
- Henderson, J. V. (1985) Economic Theory and the Cities (2nd ed.), Academic Press, Chaps. 11-12.
- Nerlove, M. L. and E. Sadka (1991) "Von Thünen's Model of the Dual Economy," *Journal of Economic Theory*, vol.54, pp.97–123.
- Pines, D. and E. Sadka (1986) "Comparative Statics Analysis of a Fully Closed City," *Journal of Urban Economics*. Vol.20, pp.1–20.
- Wheaton, W.C. (1974) "A Comparative Static Annalysis of Urban Spatial Structure," *Journal of Economic Theory*, Vol.9, pp. 223–237.
- 安藤朝夫(2005)「隣接自治体による NIMBY 施設の個別整備と都市形状」『都市計画論文集』第40巻 3 号、151-156頁。
- 鈴木一輝・安藤朝夫 (2013) 「線形市場における人口減 少下のサービス供給施設配置」『都市計画論文集』第 48巻3号、339-344頁。
- 宅間文夫・安藤朝夫(1999)「農家の行動を考慮した都市圏経済モデルによる農産物自由化の分析」『土木学会論文集』第632号、51-62頁。

エディトリアルノート

安井・江尻論文(「狭小貸家建 設と潜在需要 |) は、比較的規模 の小さい貸家 (狭小借家) の建設 とそれに対する潜在需要を、人口 動態の変化に基づいて推計したも のである。近年は、相続税や低金 利の影響を受けて、狭小貸家の建 設が急激に増加している。安井・ 江尻論文では、「狭小貸家の潜在 需要を、狭小貸家ストックの建て 替え需要と、狭小貸家に居住する 世帯数の変動の和と定義し、それ ぞれを推計して統合することで、 各年の潜在需要を算出する」とし ている。

また、狭小貸家に対する主たる 居住者は若年世代の単身者である 点に着目して、人口動態の変化に 基づいて狭小貸家に対する潜在需 要を推計しているが、ここでは固 定係数モデルが用いられ、価格弾 力性や所得の影響は考慮されてい ない。こうしたモデルのほうが、 マクロ的な貸家の建設や潜在的な 需要を推計するためにはフィット が良いことはたびたび指摘される。

さらに、相続税の効果にも言及 しているが、今後も相続税の節税 効果を目的とした貸家の供給が増 えることが予想される。もちろん、 相続税は狭小貸家だけでなく、フ ァミリータイプの貸家の建設に対 しても効果を及ぼすものであると 考えられるが、ファミリータイプ の貸家については議論されていな い。富裕な資産家にとっては、フ ァミリータイプの貸家も有効な節 税対策であるにもかかわらず、フ

ァミリータイプの貸家の供給より も狭小貸家のほうが節税手段とし てもっぱら使われているのはなぜ だろうか。こうした点についても ふれてほしかった。

この点に関連して、政府の税制 相続開始前の3年以内に貸付事業 用に供された宅地等について、貸 家建付地としての特例から除外す ることになったようである。つま り、相続が発生する3年以上前に 建てられた貸家については特例の 対象となるが、3年以内に作られ たものについては節税目的である と認識されて対象からはずされ、 課税されるということである。節 税の是非はともかくとして、3年 以上前であれば節税目的でないと する判断は奇妙である。こうした 改正では、3年以上前から節税対 策をする人々が増えるだけである と予想される。

ところで、安井・江尻論文のな かでは、地価の下落が負の外部性 をもたらすといった記述が散見さ れる。しかし、どのような外部性 なのかは明らかにされてはいない 点が気になるところだが、仮に、 地価下落が空家の増加をもたらし、 MSM とは、不動産競売の入札方 その結果として周辺の治安や環境 に望ましくない影響を及ぼすとい うことであれば、この点について は議論があることを付け加えてお きたい。

中西論文(「不動産競売データ の利用による環境評価」) は、従 方式では真の価値が正しく表明さ

来の環境評価に対する推定方法に ついて批判的に検討したうえで、 新しい推定手法について説明し、 その実証例を紹介していて興味深 い。従来の代表的な環境評価方法 のひとつはヘドニック法である。 改正大綱で示された税制改正では、 ヘドニック法とは地価に環境評価 が反映されることを考慮して、地 価を環境の質を示す変数に対して 回帰させることで、さまざまな環 境の質を地価の変化によって明ら かにしようとする方法である。

> ヘドニック法の決定的な問題は、 環境の大規模な変化に対してはバ イアスのない推定値が得られない 点である。これを補完するために さまざまな改良が進められている が、十分に満足のいく推定法はこ れまでのところ提示されていない。 とくに、準実験アプローチと呼ば れる方法は、ヘドニック分析の欠 点を補おうとしているが、あくま で仮想的な実験であることから、 十分な改善策にならないことが指 摘されている。

そこで中西論文では、新しい推 計法であるシミュレーションモー メント法(MSM)を用いて、 人々の価値関数を推計している。 式を前提にして、理論的に求めら れた均衡概念を用いて、それを実 証分析が可能なように改良した推 定モデルである。

一般に、最も高い価格を入札し た人が落札するという第一価格競 売方式が用いられているが、この

れないという問題がある。そこで、ものである。工業等制限法はすで より望ましいセカンドプライスオ ークションといったものがすでに 提案されているが、現状の競売制 度はそうなってはいない。そのた め、実際の落札価格を人々の評価 と考えると、無視できないバイア スが含まれている可能性がある。 そこで、そうした難点を克服する ために、MSM では入札者が評価 する価値の平均値あるいはメディ アンを推計する方法がとられてお り、それによって環境の質を評価 することが可能になる。

中西論文では、MSM について 要領よく説明されており、今後の 研究にとって興味深い多くの論点 が提示されている。また、論文中 でも指摘されているように、人々 の選好が異なるケースへの拡張が 今後の課題である。選好の異なる 主体の平均値やメディアンを集計 して、公共財の評価を求めること を期待したい。

公共財の評価については従来か ら支払い意思額の集計に関する問 題が指摘されており、環境も含め てこの推計値である平均値やメデ ィアンについて、分布を用いて集 計値を求めることができれば、意 義深いことである。

小谷論文(「首都圏臨海部にお ける工業等制限法の効果」)は、 1956年に制定された首都圏整備法 のもとで施行された工業等制限法 が、当該地域の生産活動にどのよ うな影響を及ぼしたかを検証した

に2002年に廃止された法律である が、それ以前の1999年には部分的 な規制解除がなされている。小谷 論文は、横浜市の臨海部を対象に した規制の解除を自然実験として とらえ、それが地域の生産活動に 拡大的な影響を及ぼしたかどうか を統計的にとらえることによって、 逆に規制が当該地域の生産活動に 抑制的な影響を及ぼしたかどうか を検証している。

工業等制限法は、大規模な工場 の立地だけでなく、大学の新設も 対象にされていたことはよく知ら れた事実であり、人口や産業の東 京一極集中を望ましくないとする 理由から生まれたものである。最 近、文部科学省は再び東京23区内 の私立大学の新設を規制しはじめ ようとしている。また、諸外国の 規制の例としては、例えば中国政 府は、激しい混雑を理由に北京市 や上海市における出稼ぎ移民を排 除するといった強硬な対応をして いる。

そもそも人口の集中による混雑 に対しては、混雑料金制等のより 望ましい対策があるにもかかわら ず、副作用の大きい人口流入規制 を課すことは、都市の成長にとっ て望ましくない。流入規制はすで に立地している工場や大学の既得 権を保護する結果、都市内の新陳 代謝を阻害し、ひいては経済の生 産性にも望ましくない影響を及ぼ す可能性が高い。

小谷論文は、こうした立地規制

や流入規制が、規制対象地域の工 場等の生産や出荷にどの程度の影 響を及ぼしたかについて検証して いる。具体的には、神奈川県の臨 海地域を対象に工業統計を用いて、 DID 推定により、規制が事業所 密度や事業所当たりの製造出荷額 にどのような効果を及ぼしたかを 検証している。そして、規制解除 の前後4年間を比較することによ って、規制の解除によって生産活 動が有意に増加することから、工 業等制限法による工場立地規制が 当該地域の生産活動を有意に抑制 してきたとしている。

ただし、規制解除の対象となっ た金沢区を含めると、その効果の 有意性は低くなる。その理由のひ とつとして、この法律が大規模な 工場を対象としたのに対して、金 沢区は小規模の自動車関連事業所 が多いことが規制の効果を弱めた と指摘している。

こうした点を改善するためには、 規制の対象となった地域と属性の 似通った地域を選んで比較するこ とである。地域の属性が顕著に異 なれば、その潜在的な成長力も異 なるものと考えられる。そのため、 規制によって生産力が抑制された のか、他の要因によって成長が阻 害されたのか識別できなくなって しまう。今後の課題としては、ス コアマッチング等の統計的手法を 用いることによって、推定の精度 を向上させる必要があると思われ る。 $(\mathbf{F} \cdot \mathbf{Y})$

狭小貸家建設と潜在需要

安井洋輔・江尻晶彦

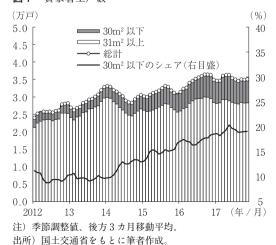
はじめに

貸家の着工戸数は2014年後半に増加に転じてから、2016年半ばには消費税率引上げ前の駆込み期の水準を上回り、その後も高水準で推移している(図1)。このうち、床面積が30㎡以下の狭小貸家の割合をみると、2014年初には10%程度であったが、2017年6月には20%近くまで高まるなど、近年、急速に上昇している。

こうした狭小貸家の増加は、東京や埼玉などの首都圏だけでなく、関西圏や名古屋圏、3大都市圏以外の地方都市でも顕著であり、全国的な現象となっている(図2)。

最近の狭小貸家建設が潜在需要に見合ったものであれば経済的に望ましいものと言えるが、 節税目的や低金利などによって、貸家オーナー

図1一貸家着工戸数



のインセンティブが歪み、潜在需要を踏まえないものとなっているのであれば問題である。

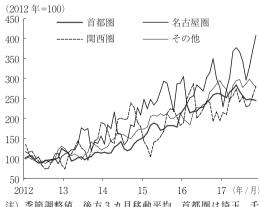
供給超過の状態が継続すれば、空室率が高まり、ひいては賃料も下落するため、建設コストを負担する貸家オーナーの採算が悪化する。同時に、空室が目立つ狭小貸家が林立する地域では、地価下落など「負の外部性」が生じるほか、地域住民の経済厚生を高め得る他の有効な土地利用が阻害される懸念がある。

本稿では、こうした問題意識に立ち、狭小貸 家建設の潜在需要を試算し、これを実績値と比 較する。そのうえで、供給過剰となっている背 景を分析する。

1 潜在需要の推計

ここでは、まず、2023年までの居住世帯数の

図2-地域別にみた狭小貸家着工戸数の推移



注)季節調整値。後方3カ月移動平均。首都圏は埼玉、千 葉、東京、神奈川、名古屋圏は愛知、三重、関西圏は京 都、大阪、兵庫、奈良。

出所) 国土交通省をもとに筆者作成。

著者写真

やすい・ようすけ 1980年東京都生まれ。東京大学 経済学部卒。コロンビア大学国 際公共政策大学院(SIPA)修 了。日本銀行、内閣府を経て、 現在、株式会社日本総合研究所 調査部マクロ経済研究センター 副主任研究員。

著者写直

えじり・あきひこ 1989年茨城県生まれ。京都大学 理学部卒。京都大学大学院理学 研究科数学・数理解析専攻修士 課程修了。厚生労働省入省後、 現在、内閣府政策統括官(経済 財政分析担当) 付参事官(総括 担当)付。

変動や老朽化などに伴う建て替え需要を考慮し た狭小貸家の潜在需要について、その推計方法 を整理し、続いて、これと着工戸数の実績値を 比較する。

1.1 潜在需要の推計方法

狭小貸家の潜在需要を、狭小貸家ストックの 建て替え需要と、狭小貸家に居住する世帯数の 変動の和と定義し、それぞれを推計して統合す ることで、各年の潜在需要を算出する¹⁾。

①狭小貸家ストックの建て替え需要の推計 狭小貸家ストックの建て替え需要の推計は以 下のような手順で行なった。

まず、総務省「住宅・土地統計調査」におけ る住宅の所有の関係別および建築時期別に、 2008年調査から2013年調査までの狭小貸家スト ックの残存率を算出する。ここで、残存率とは、 同一時期に建築された貸家ストックが、5年間 でどの程度維持されたか示す比率である。また、 住宅の所有の関係は、「公営の借家」、「都市再 生機構 (UR)・公社の借家」、「民営貸家木造」、 「民営貸家非木造」の 4 区分がある。さらに、 建築時期は、2013年調査では「1950年以前」、 [1951~1960 年]、[1961~1970 年]、[1971 ~ 1980年」、「1981~1990年」、「1991~1995年」、 「1996~2000 年」、「2001~2005 年」、「2006 ~ 2010年」、「2011~2013年9月」の10区分がある が、10年という期間で統一するため、 「1991~1995年」と「1996~2000年」、および 「2001~2005」と「2006~2010年」は、それぞ れ「1991~2000年」、「2001~2010年」に統合し

た。

残存率の算出にあたっては、2008年調査にお ける「2006~2008年9月」の狭小貸家ストック 戸数を60/33倍(5年÷2年9カ月)に調節し た。なお、計算された残存率が1以上となる場 合には、残存率を1に再設定した。加えて、建 築時期が2011年以降の狭小貸家ストックについ ては、2006年の「住生活基本法」や2009年の 「長期優良住宅普及促進法」を踏まえ、2023年 までは建て替え需要が発生しないと仮定した²⁾。

次に、住宅の所有の関係別および建築時期別 に、上述の残存率を直近2013年時点の狭小貸家 ストック数に乗ずることで、2018年の狭小貸家 ストック数を推計する。さらに、2023年の狭小 貸家ストック数を、建築時期を1期間(10年 間)分古くした残存率を2018年の狭小貸家スト ック数に乗ずることで推計する。これは経年劣 化が一層進み得ることを配慮した措置である。

続いて、こうした5年ごとに推計された狭小 貸家ストックの動きに合うよう、各年の狭小貸 家ストック数をスプライン関数によって補間す る。

さらに、2013年において、狭小貸家に居住す る世帯数と狭小貸家ストック数が一致するよう、 狭小貸家ストック数を定数倍する。倍率として、 2013年の狭小貸家居住世帯数(596万世帯)を 狭小貸家ストック数(427万戸)で割った1.40 を使用した。なお、統計上、狭小貸家ストック は世帯の居住が確認できるストックであり、空 き家は含まれていない。

最後に、上で求めた狭小貸家ストック数の前 年差を計算し、これを毎年発生するフローの建

図3一狭小貸家の潜在需要と実績値



て替え需要と定義する。

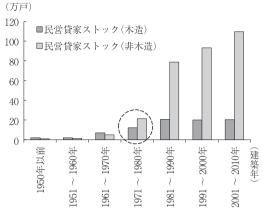
②狭小貸家に居住する世帯数の変動の推計 狭小貸家に居住する世帯数の変動については、 以下の手順で推計する。

まず、総務省「住宅・土地統計調査」により、 世帯形態別および世帯主の年齢階級別に狭小貸 家居住率を算出する。世帯形態には、「単独 (単身)世帯」、「夫婦のみ世帯」、「男親又は女 親と子供から成る世帯」、「その他世帯」の4形 態がある。また、年齢階級には、「25歳未満」、 「25~29歳」、「30~34歳」、「35~39歳」、「40~ 44歳」、「45~49歳」、「50~54歳」、「55~59歳」、 「60~64歳」、「65~69歳」、「70~74歳」、「75歳 以上」の12階級がある。

次に、国立社会保障・人口問題研究所が公表している将来世帯数に、上で求めた狭小貸家居住率(一定と仮定)を乗ずることで、2010年以降の狭小貸家居住世帯数を推計する。なお、国立社会保障・人口問題研究所の将来世帯数は2013年1月推計であるが、2016年に公表された総務省「平成27年国勢調査」における2010年および2015年の世帯数と比較しても大差なかったため、将来世帯数に対する水準調整は実施しなかった。

続いて、将来世帯数が未公表の年(2021~2024年、2026~2029年、2031~2034年)につい

図4一民営貸家ストック



出所)総務省をもとに筆者作成。

ては、スプライン関数によって数値を補間する。 最後に、各年における前年差を算出し、これ を狭小貸家に居住する世帯数変動と定義する。

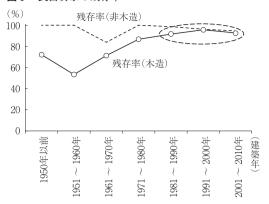
1.2 潜在需要の動きの背景

こうして推計した狭小貸家の潜在需要(狭小賃家ストックの建て替え需要+狭小貸家に居住する世帯数の変動)をみると、2016年以降、振れを伴いながらも減少トレンドで推移している(図3)。この理由は建て替え需要が相応に発生するものの、その増加テンポを上回って、世帯数が減少していくためである。

建て替え需要が2018年まで縮小した後、2023年にかけて緩やかに持ち直す背景には、1970年代に建築された狭小貸家ストックの老朽化が進むことがある(図4)。なお、民営貸家ストック以外にも、公営の借家や都市再生機構(UR)・公社の借家ストックもあるが、それらが全体に占める割合は小さい。

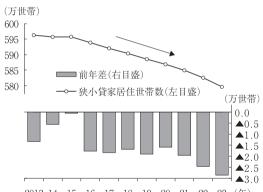
ただし、建て替え需要全体が緩やかな増加に とどまるのは、最近建築された住戸ほど残存率 が高くなる傾向があることが影響している。民 営貸家の残存率を建築年別にみると、1981年か ら2010年の間に建築された木造住宅では他の年 代に建築されたものよりも高くなっている。ま た、非木造住宅では、いずれの建築年において も80%を超えていることがわかる(図5)。

図5-民営貸家の残存率



出所)総務省をもとに筆者作成。

図6 - 狭小貸家居住世帯数の推移



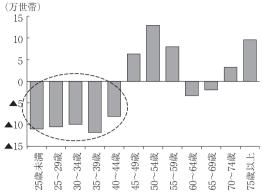
2013 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 (年) 出所)総務省、国立社会保障・人口問題研究所をもとに筆 者作成。

次に、狭小貸家に居住する世帯数が減少する のは人口動態が主因である。当該世帯数は、 2013年には600万世帯近くあったものの、2014 年以降一貫して減少を続け、2023年には約580 万世帯まで縮小する姿となっている(図6)。

この背景には、狭小貸家への居住率が高い若 年単身世帯数が、少子化・人口減少によって大 きく減少することがある。狭小貸家に住む世帯 数を世帯主の年齢別にみると、2013年から2023 年にかけて、60歳代を除き45歳以上は増加する 一方、44歳以下は減少する見込みであり、特に 年齢が若いほどマイナス幅が大きくなっている ことがわかる (図7)。

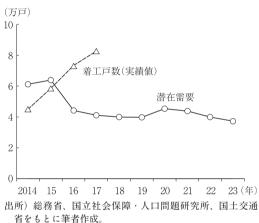
次に、こうした潜在需要の動きに対して、実

図7-2013年から2023年にかけての年齢別狭小貸家居 住世帯数の変化幅



資料)総務省、国立社会保障・人口問題研究所をもとに筆 者作成。

図8-狭小貸家の潜在需要と実績値

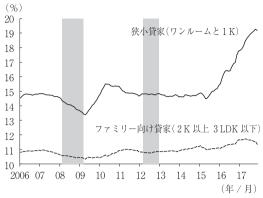


際の狭小貸家着工戸数の動きをみると、消費税 率引上げ後の2014年には潜在需要を2万戸程度 下回ったが、2015年には急激にその差を縮め、 2016年には潜在需要を3万戸弱上回った(図 8)。2017年も11月までのペースを勘案すれば、 4万戸以上上振れて推移している。

潜在需要はあくまで推計値であるため、相当 の幅を持ってみる必要があるものの、狭小貸家 は少なくともここ2年程度は供給過剰となって いる可能性が高い。

実際、こうした動きを反映してか、近年の空 室率の動きをみると、ファミリー向け貸家では 低水準で安定的に推移している一方、狭小貸家 では2016年頃から、はっきりとした上昇基調と

図9-空室率の推移



- 注1) 部屋タイプの単純平均。
- 2) シャドーは景気後退期。
- 出所)(株)タスをもとに筆者作成。

図10-賃料指数の推移



- 注1) 部屋タイプの単純平均。
 - 2) シャドーは景気後退期。
- 出所)(株)タスをもとに筆者作成。

なっていることがみて取れる3)(図9)。

これに対して賃料指数をみると足元では狭小 貸家、ファミリー向けともに、緩やかに上昇し ている (図10)。狭小貸家に関しては、今後も 供給過剰の状態が続けば、いずれは需給調整か ら賃料が下落に転じるとみられるものの、賃料 指数の過去の動きをみると、景気動向などに左 右される傾向が見受けられることから、わが国 経済が緩やかな同復を維持する限りにおいて、 急激に賃料指数が下落する可能性は低いと考え られる。

2 貸家建設増加の背景

それでは、なぜ近年、狭小貸家建設が急激に

増加しているのであろうか。背景には以下の2 点が考えられる。

第1に、金利低下や建設資材価格の下落等に 伴う貸家オーナーの採算の改善である。2015年 以降の建設資材価格の下落や2016年2月以降の 日本銀行によるマイナス金利政策等による利払 い費も含めた建設コストの減少によって、貸家 建設のインセンティブが向上したことが考えら れる。もっとも、これは狭小貸家オーナーだけ でなく、ファミリータイプなどの床面積が大き い貸家を建設する貸家オーナーにとっても当て はまることである。

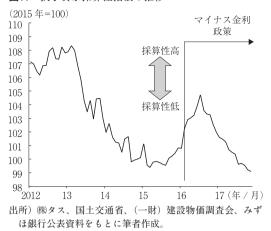
実際、貸家建設の採算性指数4)をみると、 2013年から2015年半ばまで、主として建設資材 価格の上昇により、悪化傾向で推移していたが、 2015年半ば以降、建設資材価格が下落に転じる なか、2016年2月のマイナス金利政策に伴う借 入金利の低下によって、改善傾向が続いていた (図11)。これが、2015年以降の貸家増加の一因 になったと考えられる。

もっとも、2016年末以降から足元まで、採算 性指数は急速に低下している。この背景には、 先に見たように2016年頃から空室率が上昇基調 にあることと、2016年末からの建設資材価格が 上昇に転じたことなどがある。したがって、足 元では採算要因は一巡していると考えられる。

第2に、2015年1月の相続税の課税強化⁵⁾に よる貸家建設による節税効果の高まりと相続税 制における小規模宅地等の特例がある。土地や 家屋の相続時には、その評価額に税率を乗じる ことで相続税額を算出するが、土地に貸家が建 て付けられた場合には、土地と家屋の評価額が 減額され、節税効果が発生する。

このように、2015年1月に相続税の課税強化 によって貸家建設によって得られる節税効果が 以前より大きくなるなか、小規模宅地等の特例 により、被相続人(亡くなった人)が貸付事業 用宅地6)として活用していた土地の評価額につ いて、200㎡を限度として5割減額される措置 も、できるだけ低コストで節税効果を享受した

図11-狭小貸家採算性指数の推移



いと考える貸家オーナーが狭小貸家を建設する 誘因となったと考えられる。

まとめ

近年、相続税の課税強化や低金利などの影響 を受けて狭小貸家建設が過熱している。その水 準は、足元、潜在需要を大きく上回って推移し ており、このまま高水準の狭小貸家建設が継続 すれば、いずれは地価下落など「負の外部性」 が発生する懸念がある。

ただし、過熱状況の沈静化がいくぶん期待で きる動きもある。

一つは、2017年末の時点では、狭小貸家建設 に係る採算要因が一巡していることである。

もう一つは、2017年12月に閣議決定された平 成30年度の政府税制改正大綱で、相続税に係る 小規模宅地等の特例が見直されたことである。 具体的には、当該特例の対象となる貸付事業用 宅地等の範囲から、相続開始前3年以内に貸付 事業用に供された宅地等(相続開始前3年を超 えて事業的規模で貸付事業を行なっている者が 当該貸付事業の用に供しているものを除く) を 除外するというものである。今後の相続を睨み、 相続人が純粋に節税目的で貸家アパートを建設 しようとする動きをある程度抑制する効果が期 待できると考えられる。

こうした最近の変化が狭小貸家建設を潜在需

要に向かって抑制できるかどうか、今後の建設 動向を引き続き注視する必要がある。

*本稿の作成に関して、住宅経済研究会の参加者の 方々や、内閣府(経済財政分析担当)および株式会 社日本総合研究所調査部のエコノミスト諸氏から有 益なコメントをいただいた。また、株式会社タスよ りデータ提供を受けた。記して感謝の意を表したい。 ただし、本稿に残された誤りはいうまでもなく筆者 の責に帰すものである。また、本稿で示された見解 は筆者の個人的なものであり、必ずしも属する組織 の見解を示すものではない。

注

- 1) 推計方法については、貸家全体の潜在需要を推計 した安井・江尻 (2017) におおむね準拠。
- 2) 多田出 (2016) の議論を参考にした。
- 3) ここで用いた空室率および賃料指数は、狭小貸家 では「ワンルーム」と「1K」の単純平均、ファミリ -向け貸家では「2K」、「2DK」、「2LDK」、「3DK」、 「3LDK」の単純平均とした。
- 4) 年間の家賃収入/返済額。家賃収入は賃料×稼働 率、返済額は建設コスト×年賦償還率で算出。
- 5) 主として①基礎控除の引下げ(従来:5000万円+ 1000万円×法定相続人の数→今回:3000万円+600万 円×法定相続人の数)と、②相続による取得財産が 高額の場合、相続税率引上げ(取得財産2億円超3 億円以下の場合、従来:40%→今回:45%、6億円 超の場合、従来:50%→今回:55%) がある。詳細 は国税庁(2015)を参照。
- 6) 貸付事業とは、不動産貸付業、駐車場業など。

参考文献

国税庁(2015)『相続税及び贈与税の税制改正のあらま U

多田出健太 (2016) 「今後の住宅市場をどうみるか①」 『みずほインサイト日本経済』みずほ総合研究所 安井洋輔・江尻晶彦 (2017)「貸家建設と潜在需要」経 済財政分析ディスカッション・ペーパーシリーズ、 内閣府政策統括官(経済財政分析担当)

不動産競売データの利用による環境評価

中西勇人

はじめに

環境質の経済評価は環境経済学における主要な研究テーマの一つであり、さまざまな環境評価法が開発されてきた。環境評価法は、データの入手方法により表明選好法と顕示選好法の2つのグループに分類される。表明選好法では、研究者が被調査者に質問票を用いて仮想的な市場においてどのような経済行動をとるのか回答させ、データを得る。一方、顕示選好法では、財の価格や消費量など実際の経済行動の結果をデータとして用いる。本稿では、不動産競売データから得られる情報を用いた、ミクロ経済理論と整合的な環境財の経済評価法について議論する。

仮想評価法などの表明選好法は、直接的あるいは間接的に政策に対する選好を被調査者に尋ねる。被調査者が調査票に回答することでデータが得られ、質問文の工夫により柔軟な調査デザインが可能であることから、非限界的な環境変化を伴う政策の仮想的評価において表明選好法は広く適用されている。しかし、表明選好法で収集されたデータの信頼性については Hausman (2012) らにより問題も指摘されている。回答者に、仮想の政策に対する投票や、仮想の財に対する購買行動を回答させることに起因する仮想バイアスが重大である。特に、調査票の設計などのサーベイデザインの差異によって推定される支払意思額が変化することも報告されている。さらに、調査票調査への回答は強制力

を持たないことから、特定の選好を持ったグループが回答を拒否した場合には得られたデータ は調査母集団のランダム標本としての正当性が 保証されなくなる。

顕示選好法による環境評価では、ヘドニック 法とトラベルコスト法が広く利用されている。 これらの方法は、実際の行動あるいは経済デー タから環境質の価値を推定するので、表明選好 法と比較するとデータの信頼性が高い。トラベ ルコスト法では、環境財が提供される地点への 訪問コストと訪問頻度から環境のレクリエーション価値を推定する。しかし、トラベルコスト 法はレクリエーション価値以外への適用が不可 能である。

ヘドニック法による環境評価は Rosen (1974) によるヘドニック価格の理論に基づく 方法で、不動産価格を不動産の属性の関数とし てモデル化し、価格関数の推定から環境質の評 価を行なう手法である。Rosen (1974) は、へ ドニック価格関数は消費者の付け値関数の包絡 線であるあることを示し、付け値関数を推定す るための2段階推定法(構造的ヘドニック分 析)を提案した。1段階目では価格関数を推定 し、2段階目では操作変数法を用いて限界付け 値関数を推定する方法である。しかし、2段階 推定は関数形の選び方や妥当な操作変数の選び 方といった技術的・実用的問題点があり、実際 の環境質の経済評価では1段階目の価格関数の 推定のみが行なわれている。1段階目の価格関 数の推定によって環境質への限界支払意思額を

識別することは可能だが、環境変化が限界的で ない場合には環境評価が不可能であるため2段 階目の推定が必要となる。もし2段階目の推定 が可能であれば、推定された付け値関数を用い て仮想的な政策評価が可能である。

構造的ヘドニック分析の代替として不動産価 格に対する準実験法の適用が広まっている。不 動産価格が不動産属性の関数であるというへド ニック法の見方を前提とすることで、不動産属 性の変化が不動産価格にもたらした因果効果の 推定を通して、環境質の非限界的な変化の経済 評価が可能になるからである (Parmeter and Pope 2010)。例えば、環境質の変化によって引 き起こされた因果的な不動産価格の変化を分析 したものとして Chay and Greenstone (2005) や Greenstone and Gaver (2009) などがある。 準実験アプローチの利点は、構造的ヘドニック 法では価格関数の関数形の仮定が問題となりう るが、準実験アプローチではこれを仮定するこ となく因果効果を推定できることや、構造的へ ドニック分析の2段階推定とくらべると計算が 容易であることが挙げられる。しかし Heckman (2010) で指摘されているように、準実験 法による分析は経済的な構造や意思決定を不問 にすることから、推定結果の解釈やそれを用い た政策効果の事前予測に関しては問題がある。 したがって、過去に経験したことのない新たな 政策の効果を事前に予測するために準実験法を 用いるのは困難である。

本研究では居住用途不動産競売データを用い た環境質の経済評価法を提案する。環境質が異 なる不動産の落札額が観察できることから、環 境質が異なる不動産に対して、競売における価 値関数が推定可能である。さらに、価値関数の 推定は競売に関するミクロ経済理論と整合的に 行なえる (Paarsch and Hong 2006)。また、価 値関数の推定が一度行なわれれば、仮想的な政 策評価が可能であることを紹介し、提案された 方法が構造的ヘドニック法や準実験法が直面す る困難を解決する可能性を有していることを示

著者写直

なかにし・はやと 1988年愛知県生まれ。東京工業 大学工学部卒。博十(学術)東 京工業大学。日本学術振興会特 別研究員 PD を経て、現在、神 奈川大学経済学部助教。論文: Nakanishi, H. (2017) "Quasi-Experimental Evidence for the Importance of Accounting for Fear When Evaluating Catastrophic Events," Empirical Economics, Vol.52(2).

す。表1は既存の方法と本稿の方法の関係図で ある。

以下、価値分布の推定を1節、価値分布に基 づく政策評価法を2節で議論する。実証分析に おける注意点を3節で議論する。4節で結論と 課題を議論する。

1 シミュレーションモーメント法 (MSM) による価値関数の推定

日本において、差し押さえ物件は封印入札第 一価格方式で競売され、競売結果が公開されて いる。ゆえに、封印入札第一価格競売の構造パ ラメタの推定を通して環境質の経済評価が可能

表1一既存手法と本稿手法の特徴

			実装	結果の 信頼性	仮想政策 の事前評 価	評価でき る環境財
表明 選好	コンジ	平価法 ョイン }析	容易	低	可能	任意の環 境財
		ルコス 法	容易	高	可能	レクリエ ーショに関 係する環 境財
顕示選好	ヘドニ ック法	構造的 ヘドニ ック法	容易 (1st- stage estima- tion) 困難 (2-stage estima- tion)	高	限界的変 化に関可 能(1st- stage estima- tion) 可能 (2-stage estima- tion)	資産価格 に環境財
		準実験 ヘドニ ック法	容易	峝	不可能	資産価格 に関係す る環境財
	競売デ よる	ータに 方法	容易	盲	可能	資産価格 に関係す る環境財

である。封印入札第一価格競売についてはさま ざまな結果が報告されているが、単純化のため 以下の仮定の下での推定を考える。

〈仮定1〉入札者はリスク中立であり、

〈仮定 2〉属性がベクトルXで与えられるような不動産の入札者にとっての価値νは分布 F(⋅|X)に従う独立な確率変数である。

仮定2は入札者同士が関係を持たず、撹乱項 を除いて同質的であることを意味している。入 札者は以下の最大化問題を解くとする。

$$\max[\nu_1 - b_1] Pr(b_1 が最高入札額)$$
 (1)

ただし、 ν_1 は入札者1にとっての競売にかけられる財の価値であり、 b_1 は入札者1の入札額。入札者は、価値 ν_1 と自分以外の入札者に対して影響を与えることはできないので、(1)式は戦略として入札額 b_1 を選ぶ最大化問題である。仮定1と仮定2のもとで各入札者の入札

$$b(\nu_1|X) \!=\! \nu_1 \!-\! \frac{\int_p^{\nu_1} \!\! F(\nu_1|X)^{n-1}}{F(\nu_1|X)^{n-1}} \ \ \text{if} \ p \leq \nu_1 \qquad (2$$

の組がベイジアンーナッシュ均衡となる。ただし、n(n>1)は競売の潜在的な入札者の数、pは最低落札価格である。(2)式は、封印入札第一価格競売において、入札者の付け値が価値と異なることを意味する。実際、均衡での最高入札額は最高入札者が自分の価値を所与としたときの2番目に高い価値の条件付き期待値である(例えば、Menezes and Monteiro 2005)。本稿では、この事実を応用し MSM を用いて価値の従う分布を推定する方法を議論する。

推定量の構成において、すべての入札者は自らの入札額を(1)式に従って決定すると仮定する。さらに、価値の従う分布 $F(\cdot|X)$ は有限次元パラメタ θ によって決定される関数族であり、その真値が θ_0 であるとする。すなわち $F(\cdot|X)$ $\equiv F(\cdot|X,\theta_0)$ 。各競売 $i=1,\cdots,N$ に対して、(3)式左辺の標本による近似が計算できれば、 θ_0 のモーメント推定量が構成できる。

$$E[b_i - E[b(\overline{\nu}_i | X_i, \theta_0) | X_i] | Z_i] = 0$$
 (3)
ただし、 b_i は競売 i の最高入札者にとっての

不動産の価値、 $\overline{\nu}_i$ は競売 i の最高入札者の入札 額、 Z_i は X_i を含む操作変数ベクトル。一般に 条件付き期待値 $E[b(\overline{\nu}_i|X_i,\theta)|X_i]$ は積分を含む ために標本平均により(3)式の近似を計算するこ とはできないため、直接(3)式の標本による近似 を計算することはできない。しかし、パラメタ θ に対してシミュレーションによる以下のステップでこの条件付き期待値を近似できる。

- 同一な分布F(・| X_i, θ)に従う n_i個の乱数を 独立に発生させる。
- 2. 発生させた乱数の2番目に大きい要素を $\hat{\xi}^{(i)}(\theta)$ とおき、さらに、これと最低落札価額 p_i からなる集合の最大の値を $\hat{b}_i^{(1)}(\theta)$ とおく。すなわち $\hat{b}_i^{(i)}(\theta)$ =max $\{\hat{\xi}^{(i)}(\theta),p_i\}$ 。
- 3. 1 と 2 を R 回繰り返し、 $\hat{b}_{i}^{(1)}(\theta), \cdots, \hat{b}_{i}^{(R)}(\theta)$ を得る。
- 4. $E[b(\bar{\nu}_i|X_i,\theta_0)|X_i]$ の近似として $g_R(X_i,\theta)$ $\equiv \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R \hat{b}_j^{(j)}(\theta)$ を 得 る。 $g_R(X_i,\theta)$ が 各 競 売 物 件 $i=1,\cdots,N$ に対して計算されれば、 θ_0 の推定量 $\widehat{\theta_R}$ が

$$\begin{split} \widehat{\theta_{R}} &= argmin_{\theta} \bigg[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{n} Z_{i}(X_{i} - g_{R}(X_{i}, \theta)) \bigg]^{'} \\ & \bigg[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{n} Z_{i}(X_{i} - g_{R}(X_{i}, \theta)) \bigg] \end{split} \tag{4}$$

として得られる。MSM 推定量の漸近的性質に関しては Pakes and Pollard (1989) やGourieroux and Monfort (1997) が詳しい。特に、シミュレーション最尤法と異なり MSM はシミュレーションの回数 R を固定した場合にも一致性と漸近正規性が保証されるという利点がある。統計的推論においては共分散行列の計算のため標本目的関数の微分を計算する必要があるが、シミュレーションを行なうことからこの関数は解析的には微分不可能である。

しかし、Pakes and Pollard(1989)の示した通り、適切な条件のもとでは数値微分でこれを代用すれば漸近的に正当な共分散行列が計算可能である。

各競売の潜在的入札者数が観測されている場合には、観測された数をnとすればよいが、こ

こでは観測されていない場合の実用的解決策を 考える。物件の属性が似ているならば潜在的入 札者数もまた似ていると仮定する。具体的には 不動産の属性ベクトルXで条件付けたときの 最大入札者数を属性ベクトルXをもつ物件の 潜在的入札者数とする。しかし、Xは一般に 競売にかけられる個々の不動産の間で差異があ る。この点に関しては、各不動産iから属性べ クトルXに関するマハラノビス距離の意味でk-近傍に属する不動産の中での最大入札者数を潜 在入札者数とおくことで実用上の解決がのぞめ る。Laffont et al. (1995) ではこの潜在的入札 者数の問題に対して、潜在的入札者数を未知パ ラメタとして目的関数に組み込むことで対処し ている。

2 具体的なモデルと仮想的な環境政策の 評価法

前節の推定手順を用いて不動産に対する価値 関数F(•|X,θ₀)が推定可能である。指数分布と 対数正規分布を不動産価値の従う分布とする場 合の具体的な定式化を議論する。ただし、Xは 切片と不動産属性からなるベクトルとする。

指数分布モデル

 $\nu | X \sim 1 - \exp \{-\nu/\mu\} \ \xi \ \cup \ \mu = \exp (X'\theta_0) \$ のときXで条件付けした ν の期待値は $\exp(X'\theta_0)$ となる。

対数正規分布モデル

 $\ln \nu = X'\theta_0 + \varepsilon$ とし、 ε を平均零、分散 σ^2 をと する同一な正規分布に従う独立確率変数とする。 このときXで条件付けした $\ln \nu$ の期待値は $X'\theta$ 。 である。

指数分布、対数正規分布ともに、実証分析で 適用されている。例えば、Li (2005) で指数分 布モデル、Laffont et al. (1995) で対数正規分 布モデルが利用されている。分布の仮定の誤り は誤った政策評価につながるため注意が必要だ が、分布の選択には Li (2009) の方法が有効

表2一パラメトリック価値分布の下での支払意思額と 特性值

	指数分布	対数正規分布
条件付き 平均支払意思額	$\begin{split} &\exp\left(X_{i,-k}^{\prime}\;\hat{\theta}_{-k}+\left\langle X_{i,k}+\right.\right.\\ &\Delta\left.x\right)\;\hat{\theta}_{k}\right)\\ &-\exp\left(X_{i,-k}^{\prime}\;\hat{\theta}_{-k}+X_{i,k}\right.\\ &\hat{\theta}_{k}\right) \end{split}$	$\begin{split} \exp\left(\mathbf{X}_{i,-k}^{\prime}\ \hat{\boldsymbol{\theta}}_{-k} + \left(\mathbf{X}_{i,k} + \right. \right. \\ \left. \Delta \mathbf{x}\right) \ \hat{\boldsymbol{\theta}}_{k} + \hat{\boldsymbol{\sigma}}^{2} /_{2}) \\ - \exp\left(\mathbf{X}_{i,-k}^{\prime}\ \hat{\boldsymbol{\theta}}_{-k} + \mathbf{X}_{i,k} \right. \\ \left. \hat{\boldsymbol{\theta}}_{k} + \hat{\boldsymbol{\sigma}}^{2} /_{2}\right) \end{split}$
条件付き	$\begin{split} &\exp(X'_{i,-k} \; \hat{\theta}_{-k} + (X_{i,k} + \\ &\Delta x) \; \hat{\theta}_{k}) \; log 2 \\ &-\exp(X'_{i,-k} \; \hat{\theta}_{-k} + X_{i,k} \\ &\hat{\theta}_{k}) \; log 2 \end{split}$	$\begin{split} &\exp\left(X_{i,-k}' \; \hat{\theta}_{-k} + \left(X_{i,k} + \right.\right. \\ &\Delta x) \; \hat{\theta}_{k}\right) \\ &-\exp\left(X_{i,-k}' \; \hat{\theta}_{-k} + X_{i,k} \right. \\ &\hat{\theta}_{k}\right) \end{split}$

である。

仮想的政策評価

推定された価値関数を用いた政策評価の紹介 は以下の手順により可能である。 $X=(X_{i-k}, X_{i,k})'$ とし、Xikを変化させる政策の経済評価法とす る。ただし、X_{i.-k}をX_{i.k}を除いた不動産属性べ クトルとし、θ-kを対応する推定された係数べ クトル、θ_kを推定された環境質の係数とする。

数値目標を達成することの便益の推定に際し、 例示のため2種類の量を考える。2種類の量を ここでは条件付き平均支払意思額および条件付 きメディアン支払意思額とよぶ。平均支払意思 額はXi-kを所与としたときの現状と改善後の Xikの値の違いによる価値vの平均の差と定義 する。条件付きメディアン支払意思額はXi.-k を所与としたときの現状と改善後のXikの値の 違いによる価値νの中央値の差と定義する。数 値目標を達成することに対する条件付き平均支 払意思額と条件付きメディアン支払意思額の定 義は表2のように計算できる。

3 現実の競売データと政策評価の注意点

3.1 競売データ

民事執行法に基づき差し押さえ物件は定期的 に地方裁判所で競売にかけられる。競売にかけ られる差し押さえ物件は、土地、農地、戸建て、 マンションで、封印入札第一価格競売形式で行 なわれる。各入札者は他の入札者の入札額を未 知として入札を行ない、最高額を入札した入札

者が落札し、自らの入札額を地方裁判所に支払う。最低入札価額が各物件に定められており、それ未満の入札は行なえない。また、すべての入札者は価額の20%を返金される手付金として支払う。

競売物件の情報と、過去の競売の結果は各地 方裁判所から入手可能である。競売データの分 析においては、私的利用が想定される場合と、 そうでない場合で、適切な推定方法が異なる。 前節で、入札者間で不動産価値が独立であると 仮定したが、土地や戸建てなど不動産の用途の 自由度が大きい場合には転売目的での入札の可 能性が高い。この場合、入札者間で不動産価値 に相関が生じやすく、仮定が満たされない可能 性がある。このことから、構造的ヘドニック分 析の代替として前節の仮定の下で競売データ分 析を行なう場合には、居住用マンションのよう な、用途が比較的限定された不動産が適切だと 考えられる。マンションに対しては、住所、最 低落札価額、落札価額、入札者数、最寄駅への 徒歩時間、部屋数、構造、専有面積、築年数マ ンション全体の住居数、当該物件の所在する階 数についての情報が入手可能である。

3.2 環境属性

価値関数の推定を通して環境質を評価する際、価値関数の過小定式化は推定のバイアスにつながる。ゆえに、不動産か価値に影響を与える環境質はできるかぎり不動産価値の決定要因として定式化に含むべきである。本節では大気汚染、洪水による浸水リスク、地震リスク、延焼による火災リスクに関して各環境質が不動産価値に与える影響について議論する。Hoshino and Nakanishi(2016)は東京23区に関して各環境質が不動産価値に与える影響を、不動産属性や周辺地域の社会人口学的特徴を考慮して検証した。対数正規分布モデルで報告された主要な結果は表3にまとめた。

表3一対数正規分布モデルによる推定結果

変数	推定值	標準誤差	t値
$SPM (mg/m^3)$	-3.228	3.461	-0.933
洪水リスク(m)	-0.011	0.006	-1.810
表層地盤増幅率	-0.373	0.022	-16.707
不燃領域率	0.397	0.079	5.001

注) 推定結果は Hoshino and Nakanishi (2016) による。

大気汚染

大気汚染度は不動産価格に影響を与える主要 な環境質である。実際、さまざまな実証研究か ら大気汚染の改善に対する不動産価値の上昇が 報告されている。例えば、Bayer et al. (2009) は小粒子状物質(SPM)が不動産価格に負の 影響を与えることを示した。SPM はぜんそく などさまざまな疾患の原因となることから、東 京都都市整備局は SPM の濃度を観測している。 SPM 濃度の速報値は1時間ごとに都市整備局 のホームページに色で濃度を表した地図として 更新される。このため、住民や不動産所有者、 不動産購入予定者は大気の状況を容易に知るこ とが可能である。Hoshino and Nakanishi (2016) は、東京23区に関して競売データを用いて、各 マンションの最寄観測点の年間 SPM 濃度がマ ンション価値に負の影響を与えることを示した。

洪水リスク

洪水リスクも不動産価格への影響が指摘されている(例えば、Bin et al. 2008、Bin and Landry 2013)。また、気象庁によれば年間10以上の台風が日本の周囲300km以内に接近している。これらのことから、居住者にとって河川の氾濫による浸水リスクは居住物件の価値を決定する要因だと考えられる。Hoshino and Nakanishi(2016)は、東京23区に関して競売データを用いて、100年に1回起こると考えられている大雨に伴う堤防の決壊で引き起こされる洪水によるマンションの浸水高(m)がマンション価値に負の影響を与えることを示した。

地震リスク

大気汚染度や浸水リスクとくらべると地震リスクに焦点を当てた環境評価の報告は少ない。しかし、日本はしばしば地震に見舞われ、住民も長くにわたり地震被害を受けてきたため、地震リスクは日本における居住地選択の無視できない要因である。実際、Nakagawa et al. (2007, 2009) や Naoi et al. (2009) は、日本の不動産データを用いて、地震の起こる確率が不動産価格に統計的に有意な負の効果があることを報告している。Hoshino and Nakanishi (2016)では、Fujimoto and Midorikawa (2006)で報告された表層地盤増幅率を地震リスクを表す変数として用い、表層地盤増幅率がマンション価値に統計的に有意に負の影響を与えることを示した。

延焼による火災リスク

延焼による火災リスクが不動産価格に与える影響は山火事についていくつか報告されている。例えば、Donovan et al. (2007) や Stetler et al. (2010) が火災リスクの不動産価格への負の影響を報告している。東京において山火事のリスクは小さいが、地震が火災を引き起こすことに注意すべきである。実際、阪神淡路大震災では地震によって大規模な火災が発生し、火災による死者も発生している。Hoshino and Nakanishi (2016) は、延焼による火災リスク(街区レベルでの空地と不燃建物の占める割合)がマンション価値に統計的に有意に負の影響を与えることを示した。

ヘドニック価格関数の推定により、環境質が不動産価格に与える影響が統計的に有意であることは示されてきたが、Hoshino and Nakanishi(2016)は不動産価値に対しても同様であることを数値的に明らかにした。ゆえに、競売物件の価値分布の推定をとおした政策評価の際には、環境質の影響を考慮すべきである。

4 結論

本稿では顕示選好法による環境評価に関する 課題を指摘し、競売データを用いることでこの 課題を解決できる可能性を示した。構造的ヘド ニック法において付け値関数の推定が困難であ り、準実験法において仮想的な政策評価が困難 である。一方で競売データを利用することで不 動産価値の分布を推定可能であり、推定した分 布を仮想的にシフトさせることで仮想的政策の 環境評価が可能である。さらに、Hoshino and Nakanishi (2016) の分析結果を踏まえ、実際 に日本の不動産競売データを用いて環境評価を 行なう際にさまざまな環境質を考慮する必要が あることを確認した。環境評価の指標として条 件付き平均 / メディアン支払意思額の利用につ いて議論した。これらの量は分布の仮定により 具体的な表現は異なるが、さまざまな分布に適 用可能である。

最後に、本稿の方法の問題点について触れておく。第一に、本稿では入札者の選好の異質性を考慮していない。推定手順は入札者の選好の異質性を考慮するのが困難である。異質性のある入札者に対する競売の理論はそれ自体が複雑である。本研究の場合、不動産属性を所与としたもとで、入札者の同質性、入札者間での不動産価値の独立性を仮定したことから2番目の価値の条件付き期待値のようにモーメント条件が簡単なシミュレーションから計算できた。しかし、入札者の選好の異質性を考慮するには、より複雑な仮定や詳細なデータが必要になる。この点に関しては Campo et al. (2003) や Krasnokutskaya (2011) などが詳しい。

第二に、観察される物件が差し押さえ物件に限られることから、サンプルセレクションバイアスの懸念がある。また、競売参加者の選好の分布が市場全体の居住者の選好の分布と異なる可能性にも注意が必要である。

第三に、入札参加の費用が無視できない場合 には、入札に参加するか否かの意思決定を推定 の際に考慮して推定量を作らなくてはならない。 すなわち、まず入札に参加するか否かの意思決 定が行なわれ、入札参加を決定した者が入札額 を決定することをモデリングしなくては分布が 正しく推定できない(Li 2005)。日本において は後に返還される手付金のほかには入札参加費 用が設定されていない。しかし、取引費用や調 査費用、機会費用は意思決定に影響を与える要 素となりうる。これらは、本テーマに関する今 後の課題としておく。

参考文献

- Bayer, P., N, Keohane, and C. Timmins (2009) "Migration and Hedonic Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.58, pp.1-14.
- Bin, O., T. W. Crawford, J. B. Kruse, and C. E. Landry (2008) "Viewscapes and Flood Hazard: Coastal Housing Market Response to Amenities and Risk," *Land Economics*, Vol.84, pp.434-448.
- Bin, O. and C. E. Landry (2013) "Changes in Implicit Flood Risk Premiums: Empirical Evidence from the Housing Market," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.65, pp.361–376.
- Campo, S., I. Perrigne, and Q. Vuong (2003) "Asymmetry in First-price Auctions with Affiliated Private Values," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.18, pp. 179–207.
- Chay, K. Y. and M. Greenstone (2005) "Does Air Quality Matter?; Evidence from the Housing Market," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, pp. 376–424.
- Donovan, G.H., P. A. Champ, and D. T. Butry (2007) "Wildfire Risks and Housing Prices; A Case Study from Colorado Springs," *Land Economics*, Vol.83, pp. 217–233.
- Fujimoto, K. and S. Midorikawa (2006) "Relationship between Average Shear-wave Velocity and Site Amplification Inferred from Strong Motion Records at Nearby Station Pairs," *Journal of Japan Association for Earthquake Engineering*, Vol. 6, pp. 11–22 (in Japanese)
- Gourieroux, C. and A. Monfort (1997) Simulationbased Econometric Methods, Oxford University Press.
- Greenstone, M. and T. Gayer (2009) "Quasiexperimental and Experimental Approaches to Environmental Economics," *Journal of Environmen*tal Economics and Management, Vol. 57, pp.21-44.
- Hausman, J. (2012) "Contingent Valuation; From Dubious to Hopeless," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, pp.43–56.

- Heckman, J. J. (2010) "Building Bridges between Structural and Program Evaluation Approaches to Evaluating Policy," *Journal of Economic Literature*, Vol.48, pp.356–98.
- Hoshino, T., and H. Nakanishi (2016) "Economic Valuation of Environmental Quality Using Property Auction Data; A Structural Estimation Approach," *Land Economics*, Vol. 92(4), pp.703-717.
- Krasnokutskaya, E. (2011) "Identification and Estimation of Auction Models with Unobserved Heterogeneity," The Review of Economic Studies, Vol.78, pp.293–327.
- Laffont, J. J., H. Ossard, and Q. Vuong (1995) "Econometrics of First-price Auctions," *Econometrica*, Vol. 63, pp.953–980.
- Li, T. (2005) "Econometrics of First-price Auctions with Entry and Binding Reservation Prices," *Journal* of Econometrics, Vol. 126, pp.173–200.
- Li, T. (2009) "Simulation Based Selection of Competing Structural Econometric Models," *Journal of Eco*nometrics, Vol.148(2), pp.114–123.
- Menezes, F. M., and P. K. Monteiro (2005) An Introduction to Auction Theory, Oxford University Press, Oxford.
- Nakagawa, M., M. Saito, and H. Yamaga (2007) "Earthquake Risk and Housing Rents; Evidence from the Tokyo Metropolitan Area," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.37, pp.87–99.
- Nakagawa, M., M. Saito, and H. Yamaga (2009) "Earth-quake Risks and Land Prices; Evidence from the Tokyo Metropolitan Area," *Japanese Economic Review*, Vol. 60, pp.208–222.
- Naoi, M., M. Seko, and K. Sumita (2009) "Earthquake Risk and Housing Prices in Japan; Evidence Before and After Massive Earthquakes," *Regional Science* and *Urban Economics*, Vol.39, pp.658–669.
- Paarsch, H.J. and H. Hong (2006) An Introduction to the Structural Econometrics of Auction Data, MIT Press.
- Pakes, A. and D. Pollard (1989) "Simulation and the Asymptotics of Optimization Estimators," *Eco-nometrica*, Vol.57, pp.1027–1057.
- Parmeter, C. F. and J. C. Pope (2010) "Quasiexperiments and Hedonic Property Value Methods," SSRN working paper series.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets; Product Differentiation in Pure Competition," *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp.34–55.
- Stelter K.M., T. J. Venn, and D. E. Calkin (2010) "The Effects of Wildfire and Environmental Amenities on Property Values in Northwest Montana, USA," *Ecological Economics*, Vol. 69, pp.2233–2243.

首都圏臨海部における工業等制限法 の効果

小谷将之

はじめに

日本の人口は2008年をピークに減少局面に入 った。まち・ひと・しごと創生法にもとづいて 2014年末に閣議決定されたまち・ひと・しごと 創生総合戦略では、「人口減少と地域経済縮小 の克服 | の方策として「東京一極集中を是正す る」ことが掲げられ、「東京における大学の新 増設の抑制」を検討するとの記載がなされた $^{1)}$ 。

人口や経済活動の東京一極集中に対し、特定 の場所に特定の施設の立地を規制することは過 去にも実施されている。その代表的な例が、 1959年に制定された、京浜臨海部の工業地帯を 含む首都圏中心部での一定規模以上の工場(お よび大学) の新増設を規制する「首都圏の既成 市街地における工業等の制限に関する法律(以 下、工業等制限法) | である²⁾。

工業等制限法は2002年にすでに廃止された法 律であり、現在は同法による工場(および大 学)の立地規制はない。しかしながら、都心部 における施設の立地規制が再び議論されている なか、過去の事例を事後的に評価することは意 義があると考えられる。

本研究では、工業等制限法によって工場立地 規制がなされていた地域で、生産活動にどの程 度の影響があったのかを、定量的に評価するこ とを試みる。具体的には、規制対象区域を含む 神奈川県横浜市の臨海部を対象とし、1999年の 臨海部における部分的な規制解除を自然実験と 見たてて、差分の差分法によって規制が製造業 の生産活動に与えた影響を検証する。

なお本稿は、工業等制限法の影響を実証的に 検証した小谷(2017)をもとに、同論文の結果 の頑健性を確認するための追加的な分析結果を 紹介するものである。また分析の留意点につい ても追加で考察を加えている。再び東京一極集 中に関心が高まるなか3)、工業等制限法の経済 的な効果を実証的に検証することを試みる。

1 工業等制限法による工場立地規制

工業等制限法は、戦後の人口の東京一極集中 によって高まった過大都市問題に対処するため に制定された首都圏整備法を母法とし、1959年 に施行された都心部における工場立地を規制す る法律である。具体的には、首都圏整備法で定 められる既成市街地内において、作業場面積が 500㎡以上の工場の新増設を原則禁止した。

図1-首都圏整備法による区域区分

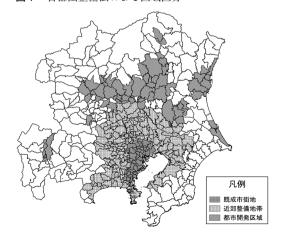


図2-工業等制限法の変遷

	工場の 基準面積	制限区域 (既成市街地)
1959 (S34)	1600 m²	東京特別区、武蔵野市、三鷹市
1962 (S37)	1000 m²	東京特別区、武蔵野市、三鷹市
1964 (S39)	1000 m²	横浜市、川崎市、川口市の一部 を追加(京浜臨海部を除く)
1972 (S47)	500 m²	京浜臨海部等を追加

	工場の 基準面積	制限区域
1983 (S58)	500 m²	
1999 (H11)	500m²	京浜臨海部等を削除
2002 (H14)		工業等制限法 廃止

出所)国土審議会(2001)第二回首都圏整備分科会資料を 基に作成。

図3-関東1都3県の製造業のシェア



図1は首都圏整備法による区域区分を示した ものである。工業等制限法によって、東京都の 中心部および神奈川県川崎市・横浜市・埼玉県 川口市の一部が指定されている既成市街地にお いて工場立地が規制された⁴⁾。また、法制定時 には規制された工場規模が1600㎡であり、制限 区域も23区と武蔵野市、三鷹市に限定されてい た。その後、規制対象地区が拡大され、工場の 基準面積も1972年には500㎡にまで引き下げら れた(図2参照)。

図3は、1979年以降の首都圏1都3県(東京都・埼玉県・千葉県・神奈川県)における、工

業等制限法の規制区域と非規制区域における事業所数および従業員数の全国シェアの推移を表したものである。後述するが、工業等制限法の線引は町丁目レベルである一方、この図は市区町村レベルデータを集計しているため、規制・非規制区域を完全に区別していない。しかし、事業所数、従業員数のどちらについても、規制区域を含む地区においては全国シェアを低下させている一方、非規制区域においては横ばいないとはシェアを向上させていることがわかる。工業等制限法によって規制区域に立地できない工場が、首都圏の非規制区域に立地を選択している可能性があると言える。その場合、立地規制の解除によって首都圏臨海部において工場立地や生産水準に変化が生じると考えられる。

2 先行研究

工場立地が規制されたのは、大量の雇用を生み出す工場が東京への人口集中の要因とされたからだが、長谷川(2000)や増田(2006)は工業等制限法の国内製造業に与えた負の影響について指摘している。しかしながら、同法の影響を統計的に検証している研究は少なく、また2002年に完全に廃止されていることからか、その後同法に関する事後的な検証も、筆者の知る限りほとんどなされていない。

工業等制限法に関する数少ない実証分析のひとつに各務・福重(2003)がある。同論文は、関西における工場三法の影響について、制限区域と非制限区域における製造業の集積の経済を推計し、工場等制限法によって工場の新増設が規制されたために、本来享受できるはずの集積の経済の効果を十分に生かすことができなった、と結論づけている。

各務・福重(2003)は大阪圏を対象にしているが、東京圏に関しては、工業等制限法の影響を実証分析した研究はこれまであまりなされてこなかった。しかし、長谷川(2000)が指摘するように、大規模な工業地帯である京浜臨海部を擁する横浜市や川崎市などは、その影響は小

さくないと思われる。また、先行研究では、規 制期間のデータを使用して分析されているが、 規制解除後のデータを含んだパネルデータを作 成することにより、政策そのものの効果を計測 することが可能になると考えられる。

工業等制限法のような土地利用規制の効果を 実証的に分析する場合に課題となるのが、規制 対象の割当てがランダムになされないことによ る内生性である。Quigley and Rosenthal (2005) は土地利用規制にかかる内生性の問題 を指摘し、その後の研究によりこの問題の解決 が試みられてきた。例えば、Kok, Monkkonen, and Quigley (2014) は規制対象の基準値を明 確に観測できない代わりに、不動産価格に影響 を与えると考えうる要因(地理条件や人口統計 要因、仕事へのアクセシビリティなど)を可能 な限り考慮したうえで規制の有無に OLS 回帰 させる分析を行なっているほか、操作変数法を 用いた研究もある (例えば Lynch, Grav and Geoghegan 2007 ₹ Zhou, Mcmillen, and McDonald 2008など)。

3 推定モデル

本研究では、線引き規制の割当てから生じる 内生性を考慮したうえで、工業等制限法による 規制が工場立地を抑制してきた効果を定量的に 把握する方法として、パネルデータ化した町丁 目レベルの工業統計を用いた差分の差分による 推定(DID推定)を行なった。

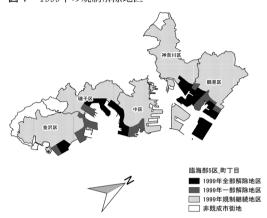
DID 推定による政策効果の識別の鍵となる 前提は、政策介入のあるグループ(処置群)と 政策介入のないグループ(対照群)のトレンド が「政策介入の有無以外は(平均的には)同 じ」ことにある。具体的な推定方法の説明は小 谷(2017)に譲るが、工業等制限法の場合、工 場立地規制がかけられた区域(既成市街地)は 首都圏のなかでも京浜工業地帯を含む都心部の 中心であり、規制のなかった区域より工場立地 の誘因が高い可能性がある。

処置群と対照群の属性をできるかぎり揃える

著者写直

こたに・まさゆき 1981年神奈川県生まれ。明治学 院大学国際学部卒。経済学修士 (日本大学)。現在、日本大学大 学院博士後期課程在籍。論文: 「工業等制限法による工場立地 規制に関する実証研究――工業 統計パネルデータを用いた横浜 市臨海部における事例」『計画 行政』(2017年)

図4-1999年の規制解除地区



出所) 国土数值情報「三大都市圏計画区域 第2.1版」首都 圏データおよび国勢調査境界データをもとに筆者作成。

という観点から、本研究では既成市街地に含ま れる横浜市臨海部5区に分析対象をしぼり5)、 1999年に一部区域が先行的に規制解除された事 実を自然実験と見立て、規制解除された区域と 規制が継続された区域を、それぞれ処置群と対 照群に設定した。

ここで問題となるのが、1999年における臨海 部の規制解除は、解除の線引が境界をまたぐ町 丁目とすべて解除された町丁目が存在する点6) である。この問題に対処するために、境界をま たぐ町丁目と全域が解除された町丁目をダミー 変数で区別した (図4参照)。

以上を踏まえて、以下の線形回帰モデルを推 定する。

 $Y_{it} = \alpha + \lambda T_t + \delta_1 D_{all} T_t + \delta_2 D_{part} T_t + \beta W_i + \epsilon_{it}$ ここで、Yitは生産活動を表すアウトカム変 数であり、本研究では事業所数を町丁目ごとの 面積で除した事業所密度および1事業所当たり 製造出荷額の対数について推定する。また、

表 1 一記述統計量

		全域解	F 除地区			一部解	除地区		規制継続地区			
	平均	標準偏差	最小值	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大	平均	標準偏差	最小値	最大
【被説明変数】												
事業所数/km²	31.722	48.26	0	154.472	12.355	16.980	0.980	76.741	26.561	30.861	0	277,778
一事業所当たり 製造出荷額等(万円)	679,603	769,703	47,835	4,203,160	1,022,620	956,200	9,306	5,052,245	48,689	98,225	1,514	960,731
【説明変数】												
規制解除後ダミー	0.688	0.465	0	1	0.688	0.485	0	1	0.688	0.463	0	1
鶴見区ダミー	0.200	0.401	0	1	0.417	0.494	0	1	0.375	0.484	0	1
中区ダミー	0.200	0.401	0	1	0.000	0.000	0	0	0.219	0.414	0	1
神奈川区ダミー	0.100	0.301	0	1	0.167	0.374	0	1	0.175	0.380	0	1
磯子区ダミー	0.300	0.460	0	1	0.083	0.277	0	1	0.150	0.357	0	1
金沢区ダミー	0.200	0.401	0	1	0.333	0.473	0	1	0.081	0.273	0	1
標本サイズ(線引ごと)		160	(125)			2,559 (1,382)						
標本サイズ(合計)					2,911 (1,628)							

 T_t は政策介入後に1を取る時間ダミー変数、 D_{all} が域内すべて規制解除された町丁目を表す政策介入ダミー変数、 D_{part} は域内のうち一部規制解除された町丁目を表す政策介入ダミー変数である。

全域規制解除されている区域における政策介入ダミーであるDallと時間ダミーの交差項の係数であるδ₁が、本研究で関心のあるパラメータである。なお、αは観測できない町丁目ごとの属性である個別効果の平均値となる。さらに、インフラなどの町丁目レベルより広域的な差異が時間によって変化することで生産活動に影響を与える可能性を考慮し、時点を考慮した区ごとダミーWiを入れる。

4 使用データ

本研究では横浜市の工業統計について「横浜市統計ポータルサイト」より町丁目データを入手した。また2001年以前のデータについては「横浜市統計書」よりデータを作成した。分析期間中に住居表示等により境界が変更になった場合は、より広域な区画に一致するように町丁目を統合した。また、期間中に1事業所も存在しなかった町丁目は除外した。

また、工業等制限法の規制区域については、 国土数値情報ダウンロードサービスより「三大 都市圏計画区域第2.1版」の地理情報データおよび国勢調査の境界データを GIS で統合し、 町丁目別の既成市街地の該当の有無を確認した。 また1999年の規制解除の該当の有無は、工業等 制限法施行令の別表第二によって確認した。

以上の要領で作成した1995年~2010年までの 町丁目パネルデータの記述統計量は表1のとお りである。比較するグループごとに確認するた めに、解除の区域ごとに集計した。標本サイズ は2911であるが、製造出荷額等についてはデー タが秘匿されている要素がふくまれているため、 それらを除外した場合の標本サイズをカッコ内 に併記している。

推定では規制継続地区に属するグループを基準とする。関心ある処置群である全域解除地区における事業所密度の平均は31.7である一方、規制継続地区のそれは26.5と、極端に大きな開きはないように思われる。しかしながら事業所当たりの製造出荷額等については全域解除地区が67億9603万円であるのに対し、規制継続地区のそれは4億8689万円と、約14倍の開きがある。すなわち横浜市臨海部5区においてはいずれも工場立地はあるものの、規制解除された町丁目は比較的大規模な工場が集まったエリアと考えられる。この違いは町丁目の解除地区への割当てに影響を与えている可能性があり、推定結果

図5 - 臨海部5区の事業所密度の推移



の解釈において留意する必要がある。

DID 推定において、推定値が因果効果としての意味をもつためには、政策介入の効果を除いた場合の処置群と対照群のトレンドがほぼ等しいことが前提であった。この前提の妥当性を確認するために、臨海部5区の規制(全部+一部)解除地区と継続地区の事業所密度の推移を示したのが図5である。

臨海部の規制が一部解除されたのが1999年であり、どちらもトレンドとしては近い動きを示している。その後、規制解除地区が横ばいとなっている一方、継続地区は急な右肩下がりで事業所数が減少している。また2002年に法律が完全廃止になっているが、2006年頃から両グループのトレンドが近い動きを示している。このことから、両グループとも工場立地について近い属性をもつと推察される。また、臨海部5区の事業所数の推移を区ごとに表すと、金沢区が他の4区と異なる推移を示していることがわかる(図6)。推定の頑健性を検証するために、臨海のうち金沢区を除いた4区による推定も併せて行ない、推定結果への影響を確認する。

5 推定結果

(1)1998年を基準とした 2 年比較---- 5 区のケース

最初に1998年を基準とし、規制解除以降の各年との2期間で推定を行なった結果が表2である

規制が解除された翌年の2000年以降、事業所

数および製造出荷額等は、平均的にはプラスの差が観測されている。この地域で実現しうる生産活動が、規制によって抑制されていた可能性はある。とくに事業所立地は、その差が年々拡大し、2007年をピークにその拡大傾向は止まっている。このことは、2002年に法律自体が廃止となり、両グループにおける工業等制限法による立地条件の差が消滅したためと考えられる。

しかしながら、いずれも統計的な有意差は観測されておらず、臨海部5区内での工場立地規制が有効であったかどうか、この結果だけでは断言できない。

(2)解除前後の4年間をプールした2期間比較

---5区のケース

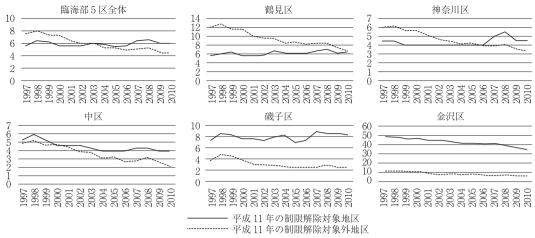
続いて、規制解除前の4年間(1995年~1998年)をプールしたサンプルと規制解除の2000年以降の4年間をプールしたサンプルの比較を行ない、中期的にトレンドの差が出ているかを確認する。

表3からは、解除前の4年間と比較して、解除後に規制解除地区における事業所立地および製造出荷額等ともに、統計的にも有意な差が観測されている。とくに事業所立地に関しては解除後3年までで1km当たり約3.3事業所の差が生じている。すなわち中期的には両グループ間のトレンドに違いが生じていると考えられる。また、両者の差の拡大傾向が2004~2007年以降に止まっていることも、先述の1998年との2期間比較の際に確認された傾向と同様である。

(3)金沢区を除く4区のみの推定

臨海部 5 区のうち、処置群と対照群のトレンドが他の 4 区と異なる金沢区を除いて推定を行なった結果が表 4 および表 5 である。1998年との 2 期間比較の場合、2000年時点で平均的に 1 屋当たり2.541事業所のトレンド差が生じており、この差は金沢区を含めた 5 区の場合と比較して大きな値となっている。ただし統計的に有意な差となるのは2003年以降である。

図6 一臨海部5区別平均事業所数の推移



出所)工業統計調査より筆者作成。

表2一推定結果①

1 km²当たり事業所数

						10 / 3.70//	2/				
年	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー	1.513	3.825	5.843	6.123	7.476	6.425	7.998	8.054*	7.998	7.329	7.993
×規制解除後ダミー	(0.543)	(1.079)	(1.521)	(1.547)	(1.613)	(1.1676)	(1.466)	(1.671)	(1.466)	(1.191)	(1.161)
一部解除地区ダミー	1.849	5.042	8.475*	6.115	8.529**	8.866*	12.84***	12.84***	11.26**	14.96**	15.65**
×規制解除後ダミー	(0.748)	(1.523)	(1.085)	(1.654)	(2.201)	(1.717)	(2.209)	(2.701)	(2.209)	(2.499)	(2.434)
定数項	99.94*** (76.54)	33.84** (60.17)	33.94*** (55.3)	33.94*** (53.87)	33.94*** (46.02)	33.94** (98.73)	33.94*** (99.06)	99.94*** (41.91)	33.94*** (39.08)	33.94*** (34.67)	33.94*** (30.98)
標本サイズ	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364	364
決定係数	0.151	0.303	0.385	0.394	0.465	0.362	0.438	0.475	0.438	0.462	0.461

1 事業所当たり製造出荷額等の対数

年	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー	0.112	-0.00343	0.134	0.0744	0.302	0.338	0.314	0.265	0.258	0.342	0.149
×規制解除後ダミー	(0.659)	(-0.0212)	(0.658)	(0.333)	(1.062)	(1.906)	(1.192)	(0.979)	(0.827)	(1.100)	(0.469)
一部解除地区ダミー	0.247	0.0911	0.0889	0.146	0.0186	-0.00784	-0.0405	-0.156	0.0643	0.956	-0.248
×規制解除後ダミー	(1.525)	(0.589)	(0.364)	(0.547)	(0.0548)	(-0.0259)	(-0.131)	(-0.544)	(0.194)	(0.288)	(-0.638)
定数項	10.34***	10.39***	10.39***	10.40***	10.46***	10.54***	10.47***	10.47***	10.45***	10.47***	10.51***
	(385.0)	(403.1)	(319.5)	(290.4)	(233.3)	(259.5)	(257.7)	(248.5)	(212.8)	(215.0)	(212.1)
標本サイズ	246	236	225	223	210	213	205	210	212	205	198
決定係数	0.082	0.052	0.085	0.085	0.063	0.103	0.068	0.087	0.091	0.104	0.109

注) 主要な変数以外の結果は省略した。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1、カッコ内は t 値。

生産活動の規模を示す1事業所当たり製造出荷額等については規制解除地区にプラスの値が拡大傾向にあるものの、統計的にゼロと違うとまでは言い切れない。一方、規制解除前後の4年間をプールした中期的なトレンドからは、とくに事業所数において明確な差が生じている。その値は5区と比較しても大きいものであり、金沢区以外の4区において規制の効果が強く働いていた可能性がある。

なぜ金沢区では規制の解除が工場立地の増加 に有効でなかったのかについては議論の余地が あり、さらなる検証が必要である。ただし、金 沢区は小規模の自動車関連事業所が比較的多く 集まる地域であることが報告されている(藤原 2007)。特定の業種や規模の事業者が集中して いることで、規制が与える影響が異なっている 可能性が考えられる。

表3一推定結果②

1 km²当たり事業所数

年	2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー	3.388**	4.879***	5.529***	6.067***	6.661***	6.847***	7.100***	7.099***
×事後(2000年以降)ダミー	(2.018)	(2.787)	(2.997)	(3.217)	(3.537)	(3.569)	(3.601)	(3.389)
一部解除地区ダミー	5.188***	7.084***	8.032***	9.227***	10.90***	11.54***	12.93***	14.02***
×事後(2000年以降)ダミー	(3.308)	(4.332)	(4.660)	(5.237)	(6.198)	(6.413)	(7.018)	(7.167)
定数項	22.09***	22.10***	22.10***	22.10***	22.10***	22.10***	22.11***	22.11***
	(117.4)	(112.6)	(106.8)	(104.5)	(104.6)	(102.3)	(99.99)	(94.12)
標本サイズ	2,390	2,390	2,390	2,390	2,390	2,390	2,390	2,390
決定係数	0.153	0.226	0.255	0.292	0.334	0.335	0.362	0.370

1事業所当たり製造出荷額等の対数

年	2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー	0.0576	0.125	0.228**	0.269**	0.298***	0.273**	0.270**	0.241*
×事後(2000年以降)ダミー	(0.638)	(1.269)	(2.247)	(2.526)	(2.847)	(2.331)	(2.194)	(1.959)
一部解除地区ダミー	0.0305	-0.0394	-0.0854	-0.0976	-0.199	-0.212*	-0.193	-0.225*
×事後(2000年以降)ダミー	(0.326)	(-0.370)	(-0.707)	(-0.775)	(-1.575)	(-1.653)	(-1.468)	(-1.707)
定数項	10.39***	10.42***	10.43**	10.45***	10.47***	10.47***	10.47***	10.47***
	(729.0)	(670.5)	(652.8)	(627.4)	(600.9)	(575.9)	(550.2)	(550.7)
標本サイズ	948	912	888	867	853	854	846	837
決定係数	0.051	0.052	0.074	0.067	0.056	0.059	0.062	0.072

注) 主要な変数以外の結果は省略した。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1、カッコ内は t 値。

表 4 一推定結果③

1 km²当たり事業所数

年	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー	2.541	5.091	6.820	8.473*	11.93**	11.03*	12.94**	13.19**	13.75	14.50**	16.01**
×規制解除後ダミー	(0.787)	(1.248)	(1.571)	(1.999)	(2.254)	(1.748)	(2.070)	(2.271)	(2.140)	(2.074)	(2.046)
一部解除地区ダミー	2.036	6.245	8.164*	8.228*	11.85**	11.67*	14.21**	15.86***	15.46**	17.89**	19.84**
×規制解除後ダミー	(0.630)	(1.529)	(1.851)	(1.823)	(2.237)	(1.848)	(2.270)	(2.740)	(2.404)	(2.525)	(2.534)
定数項	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***	34.22***
	(70.03)	(55.43)	(51.33)	(50.14)	(42.74)	(35.82)	(36.17)	(39.12)	(35.19)	(32.33)	(28.90)
標本サイズ	328	326	326	326	326	326	326	326	326	326	326
決定係数	0.152	0.306	0.391	0.407	0.477	0.375	0.449	0.488	0.432	0.474	0.473

1 事業所当たり製造出荷額等の対数

年	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
完全解除地区ダミー	0.102	-0.0481	0.165	0.0613	0.364	0.414	0.376	0.352	0.309	0.436	0.202
×規制解除後ダミー	(0.495)	(-0.249)	(0.661)	(0.222)	(1.069)	(1.307)	(1.150)	(0.076)	(0.810)	(1.145)	(0.520)
一部解除地区ダミー	0.382*	0.228	0.170	0.169	0.0122	-0.0343	-0.183	-0.173	0.0809	0.192	-0.197
×規制解除後ダミー	(1.854)	(1.157)	(0.518)	(0.471)	(0.0272)	(-0.0855)	(-0.442)	(-0.489)	(0.195)	(0.461)	(-0.376)
定数項	10.24***	10.28***	10.30***	10.32***	10.36***	10.36***	10.37***	10.37***	10.35***	10.37***	10.40***
	(347.6)	(362.4)	(285.9)	(258.9)	(211.9)	(233.7)	(229.9)	(226.5)	(191.1)	(193.7)	(189.9)
標本サイズ	221	212	202	199	189	191	184	189	191	184	176
決定係数	0.094	0.062	0.086	0.084	0.069	0.106	0.072	0.089	0.090	0.113	0.108

注)主要な変数以外の結果は省略した。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1、カッコ内は t 値。

6 考察と課題

本研究では、戦後の都心部における工場立地 を規制してきた工業等制限法に焦点をあて、規 制が生産活動をどの程度抑制してきたのかを定

量的に把握することを試みた。分析においては、 DID 推定を行なったが、処置群と対照群の条 件を揃えるため、横浜市の町丁目レベルの工業 統計データを用いて、1999年の臨海部の部分的 な規制解除を自然実験と見立てて、市内臨海部

1 km²当たり事業所数

年	2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー	5.941***	8.288***	9.773***	11.28***	12.37***	12.83***	13.69***	14.46***
×事後(2000年以降)ダミー	(3.034)	(4.071)	(4.561)	(5.163)	(5.688)	(5.768)	(6.035)	(6.007)
一部解除地区ダミー	6.283***	8.738***	10.10***	11.80***	13.51***	14.41***	15.91***	17.32***
×事後(2000年以降)ダミー	(3.025)	(4.288)	(4.706)	(5.307)	(6.203)	(6.472)	(7.005)	(7.187)
定数項	23.71***	23.69***	23.71***	23.69***	23.68***	23.67***	23.62***	23.58***
	(105.4)	(101.3)	(96.30)	(94.43)	(94.78)	(92.65)	(90.63)	(85.27)
標本サイズ	2,103	2,103	2,103	2,103	2,103	2,103	2,103	2,103
決定係数	0.153	0.228	0.260	0.299	0.343	0.344	0.371	0.379

1事業所当たり製造出荷額等の対数

年	2000-03	2001-04	2002-05	2003-06	2004-07	2005-08	2006-09	2007-10
完全解除地区ダミー	0.0566	0.151	0.284**	0.327**	0.388***	0.359**	0.369**	0.342*
×事後(2000年以降)ダミー	(0.529)	(1.294)	(2.367)	(2.599)	(2.915)	(2.573)	(2.524)	(2.343)
一部解除地区ダミー	0.0254	-0.0808	-0.218	-0.275*	-0.361	-0.364*	-0.299	-0.289*
×事後(2000年以降)ダミー	(0.221)	(-0.605)	(-1.403)	(-1.692)	(-2.285)	(-2.290)	(-1.851)	(-1.790)
定数項	10.35*** (643.7)	10.38*** (590.5)	10.40** (575.5)	10.42*** (575.5)	10.43*** (527.3)	10.43*** (504.6)	10.43*** (480.0)	10.43*** (479.0)
標本サイズ	901	865	841	820	806	807	799	790
決定係数	0.049	0.050	0.076	0.071	0.064	0.065	0.067	0.077

注) 主要な変数以外の結果は省略した。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1、カッコ内は t 値。

5区における規制解除前後の差を比較した。

推定の結果、平均的には規制解除後に工場立地にプラスの効果が観測された。とくに4年単位で比較した場合の差は統計的にも有意となっており、工業等制限法による工場立地規制が、横浜市臨海部の工場立地を有意に抑制してきたことが確認された。すなわち、その土地をもっとも高く評価する経済主体が利用することが効率的な土地利用であるとすれば、工業等制限法は効率的な土地利用を妨げていた可能性が高いとくに首都圏臨海部は、京浜工業地帯という大規模な工業地帯が形成されていた地域である。戦後の急激な人口流入の抑制という政策目的があったとはいえ、工場立地規制を工業地帯にまで適用することは、土地の最有効利用という観点からは望ましい政策だったとは言いがたい。

ただし本研究における推定上の課題も残る。 本研究では処置群と対照群の条件を揃えるべく 分析対象を横浜市の臨海部5区に限定した。し かし線引による規制である以上、規制の割当て は規制主体(中央政府あるいは自治体)による 意思決定があるはずであり、割当てが完全にランダムとは考えにくい。データの制約もあり、 本研究では内生性を完全に克服したとは言いき れない。

また、臨海部 5 区のうち、金沢区を除くと規制の効果は大きく検出された。言い換えると金沢区では工業等制限法の廃止による影響は小さくなっていると考えられる。このような違いが生じる背景を詳細に検討できなかったが、金沢区が自動車関連の小規模工場が比較的集積しているために、大規模工場を対象とした立地規制である工業等制限法の解除前後で変化が生じなかった可能性はある。ただし、工業等制限法があったために規制のかからない小規模工場が増加したとも考えられるため、規制の影響の波及経路についてはさらなる検証が必要である。

最後に、本研究は生産面だけに焦点をあてた研究であり、また分析対象とした地域も横浜市に限定している。政策効果を計測するには消費行動や他の産業や地域への影響を考慮する必要があろう。さらに多面的な実証分析を重ねるこ

とで工場立地規制の政策評価はより含意の多い ものになる。以上が今後の課題である。

謝辞 住宅経済研究会における発表に対して、金本良 嗣先生、西村清彦先生、瀬古美喜先生、浅田義久先生、 中川雅之先生、倉橋透先生、行武憲史先生、直井道生 先生などから貴重なコメントをいただきました。ここ に感謝します。

注

- 1) 2017年9月29日に文部科学省は東京23区内の私立 大学と短大の定員増加を、一部の例外を除いて認め ないことを正式に告示した(『日本経済新聞』電子版、 平成29年9月29日)
- 2) 工業等制限法が首都圏を対象としているのに対し、 近畿圏における工場および大学の立地を制限した 「近畿圏の既成都市区域における工場等の制限に関す る法律」もある。後者は首都圏の工業等制限法と区 別して工『場』等制限法と呼称されることが多い。 近畿圏の製造業の衰退の原因も工場等制限法が指摘 されている (例えば、増田 2006) が、本稿では首都 圏の工業等制限法のみを扱う。
- 3) 例えば2017年12月8日に実施された内閣府「地方 大学の振興及び若者雇用等に関する有識者会議」第 14回会議で提出された最終報告案には、大学の立地 に関連して工業等制限法への言及がなされている。
- 4) 一方、首都圏整備法に基づいて併せて制定された 「首都圏の近郊整備地帯及び都市開発区域の整備に関 する法律」によって、既成市街地に隣接する近郊整 備地帯、および群馬県前橋市や栃木県宇都宮市、茨 城県水戸市などを含む都市開発区域への立地に対す る優遇政策が展開された。
- 5) なお、本稿では分析対象として横浜市に焦点をあ てているが、その根拠は、横浜市は東京都23区に比 べて工業等制限法の影響を受ける大規模工場のシェ アが高く、また川崎市と比べると事業所数自体が多 いので、サンプルサイズが大きくなるという推定上 の都合によるものである。
- 6) 1999年の臨海部における規制解除地区は「首都圏 の既成市街地における工業等の制限に関する法律施 行令」別表第二から確認できる。

参考文献

- Kok, N., P. Monkkonen, and J. M. Quigley (2014) "Land Use Regulations and the Value of Land and Housing: An Intra-metropolitan Analysis," Journal of Urban Economics, Vol. 81, pp.136-148.
- Lynch, L., W. Gray, and J. Geoghegan (2007) "Are Farmland Preservation Program Easement Restrictions Capitalized into Farmland Prices? What Can Score Matching Tell Us?" Review of Agricultural Economics, Vol. 29, pp.502-509.

- Quigley, J. M., and L. A. Rosenthal (2005) "The Effects of Land Use Regulation on the Price of Housing: What Do We Know? What Can We Learn? The Effects of Land Use Regulation on the Price of Housing: What Do We Know? What Can We Learn?" A Journal of Policy Development and Research, Vol.8 (1), pp.69-
- Zhou, J., D. P. Mcmillen, and J. F. McDonald (2008) "Land Values and the 1957 Comprehensive Amendment to the Chicago Zoning Ordinance." Urban Studies, Vol.45, pp.1647-1661
- 各務和彦・福重元嗣(2003) 「関西における集積の経済 と工場三法」『地域学研究』34巻3号、251~260頁。
- 小谷将之(2017)「工業等制限法による工場立地規制に 関する実証研究――工業統計パネルデータを用いた 横浜市臨海部における事例」『計画行政』第40巻第4 号、33~41頁。
- 長谷川政男(2000)「京浜臨海部の再編整備と工業制限 諸制度の見直し」『横浜市調査季報』142号、33~36頁。 東京都(1959)『工業等制限法の解説――首都圏の既成 市街地における工業等の制限に関する法律』
- 藤原貞夫(2007)『日本自動車産業の地域集積』東洋経 洛新報社。
- 増田悦佐(2006)「『均衡ある発展』が歪めた日本経済 ――ポスト高度成長期の地域経済の盛衰」八田達夫 編『シリーズ現代経済研究24 都心回帰の経済学』日 本経済新聞社、41~84頁。

空疎な住区 空き家構成概念を用いた管理不全空き家変容確率の予測

Morckel, V. C. (013) "Empty Neighborhoods: Using Constructs to Predict the Probability of Housing Abandonment," *Housing Policy Debate*, Vol.23, No.3, pp.469-496.

はじめに

わが国では少子高齢化、人口減少を機に空き家の問題が顕在化している。空き家は健全な不動産市場の循環のために必要であるが、管理がなされない空き家は次第に退廃し、外部不経済性、すなわち空き家の存在が周辺環境に負の影響を与えるようになる。Morckel 論文(以下、本論文)は、このような状態に陥ってしまった空き家を管理不全空き家(housing abandonment)と定義して、オハイオ州における先駆的な分析結果を示している。

本論文では地域住民が管理不全空き家について予期し、予防的アプローチが可能であるという仮定のもと、管理不全空き家を予測するための潜在的な構成概念(construct)に基づいて分析を行なっている。これまでに管理不全空き家の構成概念は明確に定義されていないため、その定義を明確にすることから始めており、その後に得られた構成概念を用いて管理不全空き家の発生確率を回帰している。

対象としたオハイオ州の諸都市は人口減少に直面しており、大都市8市では回収不可能な固定資産税が4900万ドル以上と見積もられている。コロンブス市とヤングスタウン市はそれぞれ6100件、3200件の管理不全空き家が存在している。コロンブス市は全域で人口減少はしていないものの、1950年以前に形成された住区(neighborhood)は人口減少に晒されており、分析対象として相応しい。

利用データと構成概念の理論モデル

データ

既往研究では米国国勢調査局のデータがしばしば 用いられるが、上記データは売却用途や建設中の建 物を空き家と見なすため、本論文は対象市で独自に データを収集した。コロンブス市では市の空き家デ ータベースにおける "vacant" という項目を用い、 ヤングスタウン市ではマホニングヴァレー共同組織 (Mahoning Valley Organizing Collaborative) の空 き家・空き地調査からデータ収集を行なった。

本論文は、恒常的空き家発生の主な原因は人口減少であると述べており、米国の人口減少都市では管理不全空き家の割合が高くなる傾向にあると報告されている(Cohen 2001)。都市が人口減少に陥るマクロな要因は自然災害、脱工業化、郊外化、広域的地域再編、低出生率、グローバル化等さまざまである。地域住民はこのような要因について対処することは難しいが、住宅性能等のミクロな要因について対策することは可能である。

理論モデル

本論文は、どのような変数がモデルに含まれるべきかを検討し、既往研究から4つの構成概念、すなわち住宅市場条件(housing market conditions)、建物管理放棄(physical neglect)、社会経済条件(socioeconomic conditions)、経済的放棄(financial neglect)を仮定した。注意すべき点として、所有者の意思決定プロセスが挙げられており、本論文では固定資産税滞納等を意思決定の代理変数として含めている。

住宅市場条件

住宅需要の減少は管理不全を招くとされており (Aalbers 2006)、住宅市場条件は住区ごとの住宅需要を捉えた要因を含む。住宅市場条件は固定資産価値、65歳以上居住者割合、前年に住宅市場に滞留している住宅割合、人口変化である。固定資産価値の下落は住区衰退の目印であり、管理不全空き家を予期するシグナルとなる。65歳以上居住者割合は住宅市場の需要の有無を示唆し、管理不全空き家の発生予測に役立つ。前年に住宅市場に滞留している住宅割合は住宅購入者にとって該当住区が魅力的でない

ことを示唆する。人口変化、特に人口減少は供給に 対して需要が相対的に減少することを示し、管理不 全空き家を増大させると考えられる。

建物管理放棄

建物管理放棄は、所有者が建物内装や外装の維持 を行なわなくなった際に生じ、所有者が遠くに居住 している場合や管理する手段を持たない場合が考え られる (Hillier et al. 2003)。 建物管理放棄は放火割 合、建物解体割合、低水準な維持管理の建物割合、 1945年以前に建築された建物割合の4つを指標とし ている。放火によって焼失した建物は管理不全傾向 が高く、新規居住者を見つけるのが難しい住区では 建て直すのも躊躇される。また、建物解体割合が高 い住区ではそもそも品質の低い空き家が蔓延ってい るため、管理不全空き家も多くなると仮定している。 建物条例違反をするような低水準の維持管理を行な う建物は建物管理放棄を示唆し、管理不全空き家に つながるとしている。さらに、建築年は建物の経年 劣化と相関があり、古い建物ほど維持管理に費用が かかるため、1945年以前に建築された建物割合は管 理不全空き家の増大を示唆するとしている。

社会経済条件

社会経済条件の悪い住区は概して治安の悪化や低 い教育水準等の理由から魅力的ではないとされてい る (Kromer 2010)。ここでは、学歴、失業割合、 人種構成、貧困割合を加味して変数を設定する。学 士以上の学位のない25歳以上居住者割合と高卒以上 でない25歳以上居住者割合が学歴に関する変数で、 どちらも居住者の潜在的な収入決定要因であり、空 き家の管理不全傾向と関係があると仮定している。 失業割合はマクロな要因であるが、失業者が求職の ために住区外に転居する場合、住区に空き家が発生 し、管理不全空き家につながるとしている。人種構 成は住区特性の変化における主要な要因であり、特 に黒人居住者の割合が高い住区では、管理不全空き 家が増大する傾向にあるとされている。最後に、貧 困層の居住者は住宅の維持管理や固定資産税の納税 等をできないため、管理不全空き家の増加につなが ると考えられる。

経済的放棄

経済的放棄は、所有者が住宅投資に失敗、または

最低限の経済的責任に応えられなくなった際に発生する(Hillier et al. 2003)。経済的放棄に関して、前年に固定資産税滞納した住宅割合と前年に強制収用された住宅割合を指標としている。固定資産税の滞納は最低限の経済的責任を果たせていないことを意味し、空き家の管理不全傾向を強めると仮定できる。また、強制収用された住宅も管理不全空き家の拡大を引き起こすとされている。

以上より、都市ダミーと住区レベルでの管理不全傾向を合わせ、放火割合を外した16変数を分析対象とする。本論文で用いられた変数は表1の項目にまとめられている。

方法

因子分析

住区レベルでの管理不全空き家予測因子間の関係 を調べるため、探索的因子分析が行なわれた。探索 的因子分析は変数に潜む共通因子を顕在化させるこ とによって変数間の関係を理解する分析で、本論文 の4つの構成概念が存在するかどうかを確かめるこ とができる。

探索的因子分析を行なうにあたり、多重共線性と適切なサンプルサイズを設定することが必要となる。 共線性がないことついては散布図によって確認して おり、適切なサンプルサイズは1変数ごとに2から 20と推奨されているため、16の変数で462の住区を 分析対象とする本論文はおおむね適切であるとして いる

階層線形モデル

続いて、構成概念が管理不全空き家の変容確率を 予期するのか、どの構成概念が最も強い影響を与え るのかを調べるため、階層線形モデルが用いられた。 本論文は所与の住区について住宅が管理不全に陥る 確率について予期するため、目的変数は住宅レベル で説明変数は住区レベルである。このように階層性 があり、目的変数が二値データであるため、ロジス ティック階層線形モデルを採用した。当該モデルは 以下のような式で表される。

住宅レベル:
$$\eta_{ij}$$
=ln $\left(\frac{P}{1-P}\right)$ = β_{0j}

住区レベル: $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_j + \gamma_{02} W_j + \gamma_{03} W_j + \cdots u_{0j}$ ここで η_{ij} は住宅i、住区jにおける管理不全オッズを表し、 β_{0j} は住区j全体での管理不全オッズを表す。 Pは空き家の管理不全変容確率、 W_j は住区jにおける予測因子である。モデル適合度は対数尤度を用い、すべてのマルチレベル回帰分析にはベルヌーイ分布を仮定した最尤法が用いられている。

さらに、本論文は結果の一般化に興味があるとして、構成概念のコロンブス市とヤングスタウン市への影響差があるかを確認している。具体的には、それぞれの構成概念について都市ダミーを乗じて交互作用項が有意であるかを確認することで、有意である項について構成概念の影響差があるとしている。

結果

因子分析結果

分析に際し、oblimin 法による斜交回転を行ない、固有値1以上の4つの因子を取り出した(表1)。最初の因子は全体の30.79%を説明し、建物管理放棄や所有者が住宅の維持管理をできないことを示す。2番目の因子は全体の10.33%を説明し、主に住宅高級化(gentrification)との関連を表している。3番目の因子は全体の8.32%を説明し、住宅市場条件に対応しているようである。4番目の因子は全体の6.15%を説明し、社会経済条件を捉えている。続いて、本論文は生成された4つの構成概念を階層線形モデルに投入している。

回帰結果

上記4つの構成概念と都市ダミー、住区レベルでの管理放棄を住区レベル変数として回帰したところ、社会経済条件を除き有意となった。そこで、社会経済条件を除いたモデルを作成して前者のモデルとカイ二乗検定で比較、検定したところ、後者のモデルが採択された。表2によれば、都市ダミーはコロンブス市を1としており、係数が負値(-1.68)であるため、ヤングスタウン市で管理不全空き家発生確率が高いと示唆される。各変数の影響の度合いを表すオッズ比をみると、都市差は影響が大きく(0.186)、構成概念について住宅市場条件(2.46)、高級住宅化(1.86)、建物管理放棄(1.31)の順に影響が大きい。一方、住区レベル管理放棄はオッズ

表 1 — 軸回転後因子負荷量

-27.11	因子					
項目	1	2	3	4		
前年に固定資産税を滞納 した住宅割合	0.822					
良くないまたは悪いと行 政評価された住宅割合	0.714					
失業居住者割合	0.589			-0.483		
前年に解体された建物割 合	0.581					
黒人単身または黒人混血 の居住者割合	0.433					
1945年以前に建築された 建物割合		0.682				
65歳以上居住者割合		-0.674				
前年に強制収用された住 宅割合			0.742			
市の貧困中央値を下回る 住宅割合			0.648			
前年に市場に滞留してい る住宅割合			-0.482			
学士以上の学位の無い25 歳以上居住者割合		-0.438		-0.809		
貧困居住者割合		0.4		-0.696		
人口変化 (0-100に尺度 化)				0.637		
高卒以上でない25歳以 上居住者割合				-0.553		

注)因子負荷量0.4以下は省略。

比1.07であり、その影響が大きいとは言えない。

構成概念の一般性

続いて、2都市間での差異に注目するため、都市 ダミーに各構成概念を乗じた交互作用項が投入され たモデルが作成された。すなわち、表2のモデルに 加え、社会経済条件を除く3つの構成概念と住区レ ベル管理放棄にそれぞれ都市ダミーを掛けた4つの 交互作用項がすべて投入された。このモデルにより、 高級住宅化、住区レベル管理放棄の交互作用項は有 意でないために都市差がなく、住宅市場条件や建物 管理放棄は有意であるために都市によって影響差が あることが明らかになった。その後、有意でない交 互作用項を除いたモデルを作成し、前者のモデルと カイ二乗検定で比較して、後者のモデルが採択され た

住宅市場条件と建物管理放棄の交互作用項係数は それぞれ0.56と0.62で有意に正値であり、コロンブ

表2一推定モデル

固定効果	係数 (標準誤差)	t(自由度)	オッズ 比
切片モデル (β_0) 切片 (γ_{00}) 都市ダミー (γ_{01}) 住宅市場条件 (γ_{02}) 高級住宅化 (γ_{03}) 建物管理放棄 (γ_{04}) 住区レベル管理放棄 (γ_{05})	-3.31(0.15)** -1.68(0.17)** 0.90(0.32)** 0.62(0.05)** 0.27(0.06)** 0.07(0.01)**	-22.02(456) -10.16(456) 16.53(456) 12.11(456) 4.21(456) 7.26(456)	0.186 2.46 1.86 1.31 1.07
変量効果	分散	自由度	χ 2
切片における分散(τ₀)	0.45**	456	3927.49

注) パラメータ数=7。**p<.001

ス市が上記の構成概念の影響を受けやすいことが示唆される(表3)。ただし、都市ダミーの影響が大きいため、構成概念がいずれの値をとっても、ヤングスタウン市の空き家管理不全確率がコロンブス市よりも高い。

おわりに

本論文は以下の3つの研究目的があり、結果と対 応させて説明する。

第1は、多くの管理不全空き家と相関する変数を 構成概念として集約できるか否かである。明らかに なった構成概念は当初仮定していたものと少々異な るが、住宅市場条件、高級住宅化、建物管理放棄、 社会経済条件という4つの構成概念に集約された。 このことは管理不全空き家に関する政策において、 少数の要因に特化して考えられる点で有用であり、 定義の共有されていない管理不全空き家について、 各構成概念を考察することでより良い定義を示すこ とができる。

第2は、明らかになった構成概念は空き家の管理 不全変容確率の予期に資するのか、そしてどの構成 概念の影響が大きいのかということである。住宅市 場条件は最も強い影響を与え、住宅高級化は予想さ れなかった構成概念ながら影響を与え、建物管理放 棄はわずかな影響を与えることが明らかになった。

第3は、構成概念の影響は2都市間で一般化できるかどうかである。都市差について、ヤングスタウン市のほうが管理不全空き家の傾向が強いものの、住宅高級化や住区レベル管理放棄に関して都市差がなかった。また、市場条件や建物管理放棄で都市差

表3-交互作用項投入モデル

固定効果	係数 (標準誤差)	t(自由度)	р
切片モデル (β ₀)			
切片 (γ _∞)	-3.47(0.14)	-24.52(454)	<.001
都市ダミー (γ ₀₁)	-1.46(0.16)	-9.44(454)	<.001
住宅市場条件(γ ₀₂)	0.20(0.15)	1.36(454)	.175
高級住宅化(y ₀₃)	0.56(0.05)	11.64(454)	<.001
建物管理放棄(γ04)	0.01(0.07)	0.08(454)	. 934
住区レベル管理放棄(y ₀₅)	0.07(0.01)	8.12(454)	<.001
都市ダミー*住宅市場条件(y ₀₆)	0.56(0.15)	3.68(454)	<.001
都市ダミー*建物管理放棄(γ ₀₇)	0.62(0.10)	6.40(454)	<.001
変量効果	分散	χ ² (自由度)	р
切片における分散 (τ ₀₀)	0.36	3072.97(454)	<.001

注) パラメータ数=9

が見られたが、影響度合いの違いであり、影響の正 負の差異は見られなかった。この結果から、オハイ オ州の他都市や人口減少に直面する住区において本 論文の構成概念が類似する影響を与えるのではない かと考えられる。

本論文は構成概念の解釈の仕方、モデルで因果でなく相関を推定している点等の課題はあるが、政策 に利用しやすい形で管理不全空き家の概念化を行なったことは重要な成果である。

参考文献

Aalbers, M. B. (2006) "When the Banks Withdraw, Slum Landlords Take Over'; The Structuration of Neighbourhood Decline through Redlining, Drug Dealing, Speculation and Immigrant Exploitation," *Urban Studies*, Vol.43, pp.1061–1086.

Cohen, J. R. (2001) "Abandoned Housing: Exploring Lessons from Baltimore," *Housing Policy Debate*, Vol. 12(3), pp. 415-448.

Hillier, A. E., D. P. Culhane, T. E. Smith, and C. D. Tomlin (2003) "Predicting Housing Abandonment with the Philadelphia Neighborhood Information System," *Journal of Urban Affairs*, Vol. 25(1), pp.91–105.

Kromer, J. (2010) Fixing Broken Cities: The Implementation of Urban Development Strategies, New York, NY: Routledge.

馬場弘樹東京大学大学院工学系研究科博士課程

センターだより

●調査研究成果のご案内

「東日本大震災前後における建物倒壊危険度が住宅市場に与えた影響の検証!

ホームページ掲載: http://www. hrf. or. jp/webreport/pdf-report/ pdf/higashinihon.pdf

甚大な被害をもたらした東日本大震災は、直接的な被害を受けた地域に限らず、非被災地域にないても大きな影響を与えた。被災状況に関する連日の報道や、都市機能の麻痺など、震災によるリスクに対する評価は、大うしたと考えられる。こうに対する評価の変化を通じて、人々の居住行動の変化を通じて、不動産市場にも大きな影響を与える可能性がある。

自然災害リスクやリスク情報が 不動産価格に与える影響について

は、さまざまな先行研究がある。 本研究では、震災前後における不 動産市場の変化を捉えることで、 東日本大震災によって、人々がど のように震災リスクに対する評価 を変化させたのかを定量的に検証 する。具体的には、ヘドニックア プローチを用いて、震災リスク指 標が不動産価格に与える影響を震 災前後で比較する。さらに、持家 住宅市場と賃貸住宅市場を分けて 分析することで、それぞれの住宅 市場において震災リスク評価の変 化に違いがあったか検証する。物 件データとしては、アットホーム 株式会社において登録された震災 前の2010年9月における物件デー タと、震災後の2011年9月のデー タの賃貸、中古マンションそれぞ れのデータを用いている。

分析の結果、震災後には安全な 地域ほど家賃、取引価格は下落し ており、危険な地域ほど上昇する

という傾向が明らかになった。こ の結果から、震災以前、人々は震 災リスクを過大に評価していた可 能性がある。つまり、震災以前に おいて、人々はハザードマップ等 の予測をもとに震災リスクを評価 していたが、実際に震災が起こっ たことで、危険な地域では思って いたよりも被害が小さかったため、 震災リスクに対する評価を下方に 修正した可能性がある。その結果、 危険な地域では不動産価格が上昇 したと考えられる。このように、 直観的には、震災によって人々の 震災に対する意識は敏感になり、 危険な地域ではその震災リスクか ら価格が下がると考えられるが、 実態としては危険な地域ほど価格 が上がるということが明らかにな った。

本研究が、都市防災対策に関して、一つの知見を与えられたのなら幸いである。

編集後記

今年の大学入試センター試験の地理Bのある問題が適切だったか議論になった。

ノルウェーまたはフィンランドを舞台とした二つのアニメとして、「ムーミン」と「小さなバイキングビッケ」を挿絵とともに示し、フィンランドに関するアニメを選ばせることを出題内容に含み、「ムーミン」を選ぶのが正解とされているのだが、地理で問われる知識なのか、作者はフィンランド人だが作者自身も物語の舞台は明かしていないなど批判が出た。

一方で、この問題は思考力を試す問題であるという声もある。アニメタイトルに含まれる「バイキング」はノルウェーに関係が深く、消去法でフィンランドを選択できるというものだ。地理の問題はさておき、限られた情報から正解にたどり着く能力は常に問われるのかもしれない。

ムーミン谷がどこかは決着していない。2月に来日したフィンランドのティモ・ソイニ外相は、記者クラブでの会見時、ムーミン谷はどこにあるかの質問に、胸に手を当てて「心の中に」と答えている。(T·N)

編集委員

委員長——山崎福寿 委員——瀬下博之 隅田和人 宅間文夫

季刊 住宅土地経済

2018年春季号(第108号) 2018年4月1日 発行 定価[本体価格715円+税]送料別 年間購読料[本体価格2860円+税]送料込 編集・発行一公益財団法人

日本住宅総合センター 東京都千代田区二番町6-3 二番町三協ビル5階 〒102-0084 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。