

[巻頭言]

# 空間の価値

中城康彦

明海大学不動産学部教授

地価公示や相続税路線価が公表されると、ハンカチ1枚分の価格が〇〇円と報道されるが、都市の地価は立体的な土地利用が生み出すから、二次元の地面に張りつくことなく、三次元の空間に拡がる。

都市再生や地域再生の要諦は、空間を融通し、利用したい者の利用を認めることにある。東京駅は100年記念の建替えて特例容積率適用地区制度を利用し、周辺土地と「空間利用権を融通」して建替え費用を賄った。東京2020を控えて整備が急務の環状二号線は立体道路制度を用い、公私で「空間利用権を融通」して延伸した。2014年完成の両事業は都市再生や地域再生の方向性を示している。

課題もある。これら制度は都市計画法ほか公法を根拠として空間利用の融通を認める半面、対価にはコメントしない。資産価値が増減することより利用権の融通は有償が原則だが、対価の評価は私法に委ねる。公法の枠組みでありながら公法だけでは完結しない隘路がある。

重大な問題も生じている。超高層分譲マンションが過度の節税に用いられるとして、建物の固定資産税額の計算方法が見直された。固定資産課税では建物は原価に課税して場所によらない、土地は市場価格に課税して場所で異なる原則とは正反対に、建物は場所（階）で異なり、土地は場所（階）によらず一定という逆説の課税が導入された。

都市再生や地域再生では所有権の移転よりはむしろ、「空間利用権の融通」によって達成される側面が強い。公法の枠組み内で三次元の空間価値論（立体地価論）の展開と評価指針の設定が望まれる。

---

## 目次●2019年秋季号 No.114

---

[巻頭言] 空間の価値 中城康彦 ——1

[特別論文] ESG 投資と不動産開発・運用 内藤伸浩 ——2

[論文] 被災地の人口移動要因に関する経済分析 川脇康生 —— 10

[論文] 地理的市場占有率と不動産価格

岩田真一郎・隅田和人・藤澤美恵子 —— 20

[論文] 学校の質が不動産市場に与える影響 黒田雄太 —— 28

[海外論文紹介] 世代間モビリティへの近隣の影響Ⅱ 柴辻優樹 —— 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

# ESG 投資と不動産開発・運用

## 投資家は何を求めるのか

### 内藤伸浩

ESG 投資への関心が高まっている。本稿では、ESG 投資によって投資家は何を求めようとするのか、また何を求め得るのかという視点から、その論点を概観する。そのうえで ESG 投資と不動産の開発・運用（投資と運営管理）との関係を考察する。なお、本稿は筆者の個人的見解であり、所属する組織とは無関係である。

#### 1 ESG 投資とは

ESG 投資の起源は寡聞にして承知しないが、それが世界に広まるきっかけをつくったのは、2006年に国連が提唱した「責任投資原則 (PRI: Principle for Responsible Investment)」であろう。2019年現在、その趣旨に賛同して署名した機関投資家等の数は2300を超えている。

PRIを推進する国連の関係機関である The PRIの Web サイトでは、責任投資を以下のとおり説明している。

Responsible investment is an approach to investing that aims to incorporate environmental, social and governance (ESG) factors into investment decisions, to better manage risk and generate sustainable, long-term returns.

つまり責任投資とは、

- ・投資の意思決定の中に、環境 (E)、社会 (S)、ガバナンス (G) のファクターを取り入れることを企図した投資手法、であり
- ・その目的は、より適切にリスクを管理して、持続可能な長期的リターンを生み出すこと、

にある。

したがって ESG 投資とは、主として投資手法の側面から、責任投資を表現したものといえるだろう。

また The PRI が公表している PRI のパンフレットには、責任投資は、倫理的投資や社会的責任投資、インパクト投資などとは異なり、「金銭的リターンのみを目的とする投資家にも追求が可能で、かつ追及されるべきもの」(responsible investment can and should be pursued even by the investor whose sole purpose is financial return) であることを強調している。その理由は、ESG 要素を無視することは、投資家のリターンに重大な影響を与えるリスクと機会を無視することになるからだ、としている。

これらから、長期的リターンに重大な影響を与えるリスクと機会に ESG 要素が深く関わっているがゆえに、ESG 投資は、リスクをより適切に管理する手法となる、という論理が見える。

#### 2 ESG 投資におけるリスク概念

では ESG 投資によって、より適切に管理できるリスクとは、何を指しているのだろうか。

標準的なファイナンス理論に従えば、リスクには次の3種類が考えられる。

- ①標準偏差リスク
- ②ベータ ( $\beta$ )
- ③リスクファクター感応度

①標準偏差リスクは、限界効用逓減の法則と期待効用理論から導かれる、いわゆる「ハイリスク・ハイリターン、ローリスク・ローリターン」の原則でのリスクである。この原則は、投資対象について、そのリターンの平均（期待値）と分散（標準偏差の2乗）を評価基準とするため、「平均・分散アプローチ」と呼ばれる。

また標準偏差リスクは、1952年にハリー・マーコビッツが示したポートフォリオ理論の中核となる概念である。同理論は、平均・分散アプローチを前提として、一定のリスクでリターンが最も高い資産の組み合わせ、すなわち「最適ポートフォリオ」の選択を導くものであり、今も資産運用の基礎となっている。

②ベータ( $\beta$ )は、資本資産価格理論(CAPM: Capital Asset Pricing Model)に基づくものであり、「市場ポートフォリオ」のリターンが変動した時に、それに連動して個々の資産のリターンがどの程度変動するかを示す係数である。市場全体の動きに比例するため「システマティックリスク」とも呼ばれる。これに対して市場ポートフォリオとは独立した、個々の資産固有の特性がもたらすリターンへの影響は、「非システマティックリスク」といい、それぞれが無相関であることを前提に、十分に分散の利いたポートフォリオの中では、ほぼゼロになると考える。

そして唯一の最適ポートフォリオが、安全資産のリターン水準との関係から、投資家の効用関数とは関わりなく決まる(トービンの分離定理)。すべての投資家が、まったく同じ構成比の最適ポートフォリオをもち、そこには株、債券、不動産、コモディティ等取引可能なすべてのリスク資産が含まれるため、「市場ポートフォリオ」と呼ばれる。投資家間で異なるのは、その効用関数で決まる安全資産と市場ポートフォリオの比率だけである。

なおCAPMはマーコビッツのポートフォリオ理論を発展させたものであるために、CAPMを含めて現代ポートフォリオ理論と呼

## 著者写真

ないとう・のぶひろ  
1958年愛知県生まれ。東京大学法学部卒。慶應義塾大学大学院経営管理研究科修士課程修了。三井不動産㈱入社後、同社不動産証券化推進部、東京大学公共政策大学院特任教授等を経て、現在、不動産証券化協会専務理事。著書：『アセットファイナンス』(ダイヤモンド社)、『人口減少時代の公共施設改革』(時事通信社)ほか。

ばれる場合もあるが、本稿では両者を区別して論じる。

③リスクファクター感応度は、裁定価格理論(APT: Arbitrage Pricing Theory)で定義される。リスク資産のリターンに影響を及ぼす $n$ 個のファクターがあるとし、各ファクターが変動した時に、それに連動して個々の資産のリターンがどの程度変動するかを示す $n$ 個の係数である。

APTはCAPMのような市場ポートフォリオを前提にしないが、CAPMと同様に非システマティックリスクは十分に分散の利いたポートフォリオの中では、ほぼゼロになると考える。

CAPMとAPTは、理論的な均衡価格モデルである。これに対して現実の市場を回帰的に記述しようとするシングルファクターモデルやマルチファクターモデルがあり、ここでもリスクファクター感応度が利用される。つまりリスクファクター感応度にはAPT型とファクターモデル型とがある。

以上を前提に、ESG投資によって、より適切に管理できるリスクとはどれであろうか。

もっとも相性が悪いのは②のCAPMのベータだろう。CAPMは最適な市場ポートフォリオを前提にしている。ところがESG投資は、ESG要素に着目して、ESGパフォーマンスの悪い資産を除外したり、その資産の構成比を市場ポートフォリオのそれよりも下げたりするので、基本的な前提が異なっている。

③のAPT型では、もしESG要素が個々の資産に固有の非システマティックリスクである

とすれば、ESG 要素に着目して投資することは無意味となる。だがリスクファクター感応度に影響を与える因子だと考えれば、その問題はない。

しかし均衡モデルである APT の場合、ESG 要素がすでにリスクファクター感応度の全部またはいくつかに織り込まれたうえでリターンが形成されていることになるので、ポートフォリオの最適化という視点から ESG 要素に着目しても意味がないことになる。

これに対してファクターモデル型は、均衡モデルではなく現実の記述モデルであるので、リスクファクター感応度に ESG 要素が十分織り込まれていない可能性がある。つまり ESG の点で市場は非効率であるため、ESG 投資によって、その意味でのリスクを「より適切に管理」できる可能性がある。あるいは個々の資産（企業）の ESG パフォーマンスをリスクファクターのひとつとして直接リターンとの関係を検証する方法もある（この場合、ファクターは全企業に共通だが、ファクターの値は、企業ごとに異なる）。

①の標準偏差リスクは、平均・分散アプローチを直接表現していてわかりやすく、運用ポートフォリオ全体を簡単に評価できる。しかしポートフォリオ運用を前提にしたポートフォリオの中での個別資産評価の視点では、ベータやリスクファクター感応度に劣る。

以上を総合的に勘案すると、ESG 投資によって管理するリスクとは、標準偏差リスクまたはファクターモデル型リスクファクター感応度と考えるのが合理的だろう。

本稿では紙数の制約もあり、運用ポートフォリオ全体のパフォーマンスを簡潔に扱える標準偏差リスクによって議論をすすめる。

### 3 リスクをより適切に管理するとは

#### (1) $\alpha$ の獲得

次にリスクを「より適切に管理する (better manage)」とは何を意味するのかを検討しよう。

一般に資産運用の巧拙は、相対的な判断である。例えば、東証株価指数 (TOPIX) を株式運用上のベンチマークとしていて、10年物国債 (無リスク資産) の利回りがゼロ、TOPIX の10年間の年平均総合利回りが 5 %、その標準偏差リスクが 20% であった時に、株式運用ポートフォリオの年平均総合利回りが 4 % でリスクが TOPIX と同じ 20% であったとしたら、その運用は失敗である。リスクが同じでリターンが低いからだ。もし運用ポートフォリオのリスクが 16% であれば TOPIX と同等であり、10% であれば TOPIX に勝ったといえる。リターンが低くてもリスクがそれ以上に小さければベンチマークに勝ったと評価できるわけだ。

このように資産運用の巧拙は、投資家が引き受けたリスクとの関係で評価される。

リターン (正確には安全資産の利回りを差し引いた後のリスク・プレミアム) をリスクで割ったものをリスク調整後リターンという。特にリスク指標に標準偏差を用いるものはシャープ・レシオと呼ばれる。

上記の例でシャープ・レシオを計算すると次のとおりである。

$$\text{TOPIX} : 5\% \div 20\% = 0.25$$

$$\text{運用ポートフォリオ} : 4\% \div 20\% = 0.20$$

$$4\% \div 16\% = 0.25$$

$$4\% \div 10\% = 0.40$$

以上を基礎に考えると、「ESG 投資によってリスクをより適切に管理する」とは、以下の(i)と(ii)を比べた時、(i)<(ii)となるという主張と考えることができる。

(i)ベンチマーク・ポートフォリオのリスク調整後の長期的リターン

(ii) ESG インテグレーション等により選択された運用ポートフォリオにおけるリスク調整後の長期的リターン

ESG インテグレーションとは、運用ポートフォリオの組成の際に、従来の企業財務分析等に ESG 要素に基づく評価を加えることである (以下、ESG インテグレーション等により運用

を行なう投資家のことを単に「ESG 投資家」という)。

また(ii)-(i)は、リスクを考慮したうえでベンチマーク・ポートフォリオのパフォーマンスを上回る部分であり、一般に超過収益、あるいはアルファ ( $\alpha$ ) と呼ばれる。

ESG 投資によって  $\alpha$  が獲得できているかどうかを確認する実証研究が、欧米を中心に数多くある。それらをサーベイした湯山 (2019) によれば、 $\alpha$  の有意性を確認する研究の数は多いものの、有意性はない、あるいはネガティブなパフォーマンスを確認する研究も存在して「その見方に統一的な見解を見いだせていない」としている。

## (2) $\alpha$ に関する留意点

実証研究の結果をどう解釈するかは難しいが、ベンチマーク・ポートフォリオが、最適ポートフォリオである保証はまったくない以上、 $\alpha$  が獲得できる可能性は十分あるだろう。

しかし  $\alpha$  には、留意すべきことがある。

株式投資を対象とした ESG 投資パフォーマンスの実証研究は、個々の投資家の行動は株価に影響を及ぼさない、すなわち ESG 投資家はプライス・テイカーであることを前提としていると推測される。

だが、巨額の資金を動かす現代の機関投資家は、単独でも市場価格に影響を与え得る。ESG 投資家が徐々に増加して ESG に優れた銘柄への投資額が増大した結果、ESG 銘柄の株価を買い上げた可能性がある。特に、国連が PRI への署名を呼びかけたことで ESG 投資家は継続的に増加していった。

ESG 投資の実証研究において有意性が確認された  $\alpha$  の中には、この買い上げ効果が含まれている可能性がある。

また  $\alpha$  が確認できたということは、市場の裁定機能が働き、ESG 投資家の運用ポートフォリオに属する企業の株価 (価値) が上昇し、そのリスクに見合う水準にリターンが押し下げ

られているはずである。

仮に効率的市場仮説のセミストロング・フォーム (公開情報は完全に反映されている) は成立しないとしても、ESG 関連情報は、相当なスピードで市場に伝播する。したがって、少なくとも 5 年後、10 年後の ESG 投資家が同じ  $\alpha$  を獲得することは困難であろう。つまり ESG 投資が広がれば広がるほど、 $\alpha$  の獲得は困難になる。

もちろん  $\alpha$  の獲得を目指す ESG ファンドの組成を否定するものではない。反対にそうした ESG ファンドが成功をおさめることが、ESG 投資の当面の拡大につながる。

## (3) ‘市場ポートフォリオ’ の向上

他方で、ESG 投資の根底には、地球温暖化を食い止め、貧富の差を縮め、ジェンダー平等を実現すること等によって環境や社会を安定させることが、地球上の経済活動全般のコストやリスクを低減し、それが「持続可能な長期的リターンを生み出す」という考えがあると思われる。

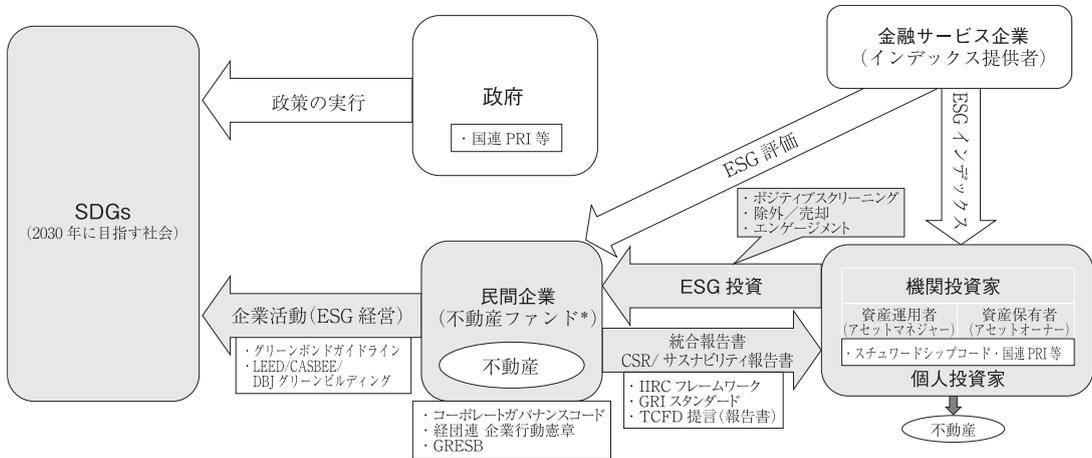
具体的には以下の(iii)と(iv)は、(iii)<(iv)となるという主張といえよう。ただし、ここでの‘市場ポートフォリオ’は、CAPM でのそれとは違い、最適ポートフォリオではない。

(iii) ESG 投資が広がらない状態が続いた場合の‘市場ポートフォリオ’のリスク調整後の長期的リターン

(iv) ほぼすべての投資が ESG 投資になった場合の‘市場ポートフォリオ’のリスク調整後の長期的リターン

3.(1)で示した(ii)が、ESG の視点から企業を選別して (あるいは ESG に優れた企業に重きを置いて) 組成したポートフォリオのリターンであるのに対して、(iv)では ESG で劣る企業の一部が(iii)から淘汰されている可能性があるものの、全企業のありのままのリターンである。また、(iii)は想定しかできないため、(iii)<(iv)の検証は、事後的にも不可能である。検証できるとすれば ESG 投資が支配的になった後に ESG 投資

図1—SDGsとESG投資の関係



注) ファンドは一般的には機関投資家に位置づけられるが、企業に投資しない不動産ファンドやその運用会社は、ESG投資の局面では民間企業と同じ位置づけ。

が廃れた場合だろう。

したがって(iii)<(iv)となると信じるしかない。これが信じられる限り、たとえ将来 $\alpha$ の獲得機会がなくなってもESG投資を動機づけられる。

また仮に(iii)<(iv)とならなかったとしても、地球上の全生産活動から生じる社会的余剰(消費者余剰+生産者余剰)に正味の外部性(外部経済-外部不経済)を加えたもの(以下「純社会的便益」と呼ぶ)は、ESG投資が広がらなかった場合に比べて増加する可能性がある。なぜなら正味の外部性は、ESGに配慮することで増加し、仮に社会的余剰が減少しても、正味の外部性の増加がそれを上回る限り、純社会的便益は増加するからだ。

#### 4 SDGs・ESG投資の関係と不動産

##### (1) SDGsとESG投資の関係

2015年に国連は、2030年にあるべき社会に向けて17の目標と169のターゲットからなる持続可能な開発目標(SDGs:Sustainable Development Goals)を採択した。

SDGsとESG投資との関係を示したものが図1である。SDGsとESG投資を、目的とそれを達成するための手段として整理した。SDGsはESG投資によって達成すべき環境と社会の具体像と考えられるからである。

民間企業は、ESG投資の投資先として、SDGsの達成に向けて具体的に行動(ESG経営)する主体である。ファンドは一般的には機関投資家に位置づけられるが、企業に投資しない不動産ファンドやその運用会社は、ESG投資の局面では民間企業と同じ位置づけとなる。

##### (2) 独立の投資対象となる不動産

不動産開発・運用へのESG投資は、一般事業会社へのESG投資とは少し異なっている。

不動産会社や不動産ファンドへの出資は、会社やファンドが行なう不動産の開発事業や運用事業への投資である。これは一般事業会社への出資が、その会社が行なう諸事業への投資であることと同じである。

しかし不動産は、会社やファンドから離れても市場価値がある。したがって不動産会社・ファンドへの出資は、その開発・運用する不動産への投資という性格を合わせ持つ。

これに対して一般企業が有する機械や設備は、企業の生産活動から離れた局面では、その価値が大きく減少する。市場価値がまったくない場合もある。したがって一般企業への出資が、当該企業が有する機械設備への投資と観念されることは稀である。

表1—ESG投資への機関投資家の意識

	ESG投資への興味はあるか		不動産へのESG投資に興味のない理由(複数回答可)		
	はい	いいえ	長期的な運用パフォーマンスが向上しない、または悪化すると考えるため	ESG投資への認知が広がっておらず説明責任が果たせないため	その他
年金基金	32.5%	67.5%	24.5%	46.9%	32.7%
一般機関投資家	49.0%	51.0%	30.4%	43.5%	26.1%

注) 調査対象は、年金基金(原則、総資産額140億円以上)および一般機関投資家(生保・損保・信託銀行・銀行等)で、年金基金79、一般機関投資家53から回答を得た。

出所) 不動産証券化協会「第18回 AREES 機関投資家の不動産投資に関するアンケート調査」(調査期間 2018年9月19日～11月7日)

### (3) ESG投資とESG経営の区別

一方、不動産会社・ファンドは、開発や運用のために不動産に投資する。ではその投資は、機関投資家の行なうESG投資と同列に考えるべきだろうか。

だが、一般企業が工場の排煙装置の環境性能を高めるためにした設備投資をESG投資とは言わない。不動産会社・ファンドにとって不動産投資は、一般企業の設備投資や在庫投資と同じである。環境や社会に配慮して、投資すべき不動産を選別したり、環境性能を改善したりする行動は、工場の排煙装置の改善と同じである。これらはESG経営としてESG投資とは区別したほうが、それぞれの性格が明瞭となる。

そもそも物である不動産にガバナンスを求めることはありえないし、不動産会社・ファンドは機関投資家等からESG投資をされる側であって、する側ではない。特に不動産ファンドは、後述のとおり、環境や社会への配慮を投資家の意向から独立して判断することは困難である。

### (4) 不動産開発・運用の外部性

不動産は、その物的形状や利用を通じて周辺環境に大きな影響を及ぼすために、その開発・運用には、多様で広範な外部性がある。

外部経済として、土地利用の整序、防災性や衛生環境の向上、ランドマーク性の発現、街なかの賑わい、緑地の増加などをもたらす一方で、外部不経済として、温室効果ガスの排出、日影、電波障害、風害、騒音、交通混雑、緑地の減少などを惹起することがある。

これらの正と負の外部性が、周辺地価の上昇や下落を招来することもある。これは当該不動産開発・運用の正味の外部性が、周辺地価に反映される部分に限って市場で総合的に金銭評価されたものと考えることができる。

### (5) 一枚岩ではない日本の機関投資家

このように不動産開発・運用には大きな外部性があるために、投資家がESG投資において一枚岩になっていることが、その出資を受ける不動産会社・ファンドにとって望ましい。

ところが日本の機関投資家のESG投資に対する態度は、表1のとおり、ESG投資家と非ESG投資家が、数の上では、ほぼ拮抗している。

不動産ファンドには受託者責任(fiduciary duty)があり、顧客本位の業務運営を求められる。しかし現状ではESG配慮について意向の異なる顧客の間で板挟みになっている。

まずは、3.(3)で示した「市場ポートフォリオの向上」という考え方で、投資家がまとまっていくことを望みたい。

### 参考文献

- 内藤伸浩(2003)『アセットファイナンス——資産金融の理論と実際』ダイヤモンド社。
- 中川雅之(2008)『公共経済学と都市政策』日本評論社。
- 湯山智教(2019)「ESG投資のパフォーマンス評価を巡る現状と課題」東京大学公共政策大学院ワーキングペーパーシリーズ。
- 若杉敬明(1988)『企業財務』東京大学出版会。
- ESG不動産投資のあり方検討会(2019)「中間とりまとめ——我が国不動産へのESG投資の促進に向けて」

本号では、被災地における居住地移動の要因、大都市圏における住宅市場の競争環境が住宅価格に与える影響、学校教育の質の資本化など、データや実証分析手法に工夫を凝らして貴重なファクトファインディングを行なった3本の論文の投稿をいただいた。

### ●

**川協論文（「被災地の人口移動要因に関する経済分析」）**は、ユニークなデータに基づいて、東日本大震災の被災者の居住地移動の要因を詳細に分析したものである。このテーマを扱った先行研究は比較的豊富に存在する。しかし、いずれも集計データを用いたものであったため、個々の被災者の被害程度、所得や雇用などと人口移動の関係を直接みることはできず、人口移動要因を詳細に検証できていないという問題を抱えていた。川協論文においては、まず被災3県に被災後3年間居住していた者を対象としたアンケート調査に基づき、2時点の居住地、個人属性に関するデータを得ている。

さらに川協論文で紹介されているPaxon and Rouse (2008)のモデルに基づき、被災後の居住地移動のメカニズムを明らかにしたうえで、上記のデータを用いて震災による居住地移動の要因を詳細に実証分析する。

その結果、所得の高い人・若い人・転職者は震災後、より所得水準や就業機会を求めて市区町村外へ転出していることが示された。また、震災前、持家に居住していたり、地域に支援・相談者が存在していたりするなど地域固有資産を多くもつことは、転出を抑制す

る効果が見られたことも報告されている。これらの結論は直感とも合うものであり、実証分析によってそれを確認したこと自体を、貢献と位置付けることが可能だろう。

また、もう一つの貢献として、データの特性を活かして平時からの転出要因と震災による特別な転出要因の識別を行なっていることがあげられる。持家に居住していないこと、所得が高いこと、年齢が低いことは、平時からの転出要因であるが、就業機会の少ない人口規模の小さい市区町村に居住していることは、震災による特別な転出要因として働いていることも示唆されている。

居住地移転の要因を詳細に検証した川協論文の試みは、より大きなサイズのデータなどによって今後確認されることが求められよう。それによって政策的示唆についてもより確度の高いものが得られるだろう。その際の課題の一つ挙げよう。川協論文は、インフラの整備を中心とした復興政策よりも、企業誘致等雇用機会の確保を優先した復興政策を選択すべきであるという結論に至っている。しかし、Paxon and Rouse (2008)のモデル自体は、被災後の状態よりも人口移動は効用水準の高い状態をもたらしていることが前提となっている。人口移動が「人」の効用水準を向上させるものだとすれば、「地域」を復興させることの意味はどのようなところにあるのかという課題は、研究者や政策の企画立案に携わる者が常に認識しておくべきことであろう。

### ●

**岩田・隅田・藤澤論文（「地理**

**的市場占有率と不動産価格：東京都心10区からの証拠」）**は、マンション供給企業の寡占化がマンションの価格に与える影響を緻密な手法で分析したものである。

不動産市場は買い手の検索範囲が地理的に限定されているため、売り手はその地域内の市場占有率が高くなると、価格競争を回避することができるようになるという仮説をまず置く。そのうえで、都心10区のマンション価格を、一定の地理的範囲の他のマンション価格、当該マンション供給企業の市場占有率によって説明する実証分析を行なっている。この場合、マンション供給企業を特定する必要があるため、2005年～2009年の都心10区を対象とするユニークなデータを用いている。

岩田・隅田・藤澤論文の特徴の一つとして、空間自己回帰モデルを使っていることを挙げることができるが、最も評価すべき点は、モデルの特定化にあたって、きわめて緻密な方法を用いていることであろう。具体的には、6種類の空間距離行列を定義し、それぞれについて空間自己回帰モデル、空間自己相関・誤差モデル、一般化空間モデルの最大尤度を算出し、その最大値をもたらす特定化を行なっている。また、その後も基本モデルの頑健性を、空間重み行列の定式化、観測されない地理的不均一性、市場占有率の内生性、共同企業体の扱い、より一般的な定式化を用いた場合などについて、緻密なチェックを行なっている。

その結果、2kmの範囲を不動産地理的市場とした場合、市場占有率が1%上昇すると、マンション

価格は約0.4%上昇することが、4 kmの範囲をとった場合、マンション価格は約1.0%上昇することが確認された。地理的範囲を拡大することで、半弾力性が上昇することは、他の形で特定化されたモデルでも同じように確認されている。

このような緻密な実証分析に基づく研究は高く評価されるべきだと考えられる。ただし、岩田・隅田・藤澤論文を現実の市場を正確に描写したものとして受け止められるかどうかについては、やや留保すべき点があるかもしれない。半径2 km内での平均市場占有率が5.6%であり、4 km内においては3.8%である市場は、きわめて競争的な環境におかれた市場として受け止められるだろう。その場合に、「ある供給企業の市場占有率が1%上がることが価格支配力をどれだけ上昇させるか」という疑問は、現実の市場に向き合っている者からは出てきそうである。この非常に緻密な実証分析のプロセスを経た研究結果を、現実の感覚とすり合わせる作業を期待したい。例えば、岩田・隅田・藤澤論文でも指摘されているが、消費者が、大手7社の供給したマンションに特別な選好を持ち、より限定された選択をしているとすれば、それを踏まえた分析が必要であり、その結果として、より説得的なストーリーを描くことが可能かもしれない。

●

**黒田論文**（「学校の質が不動産市場に与える影響」）は、日本ではあまり顕著な結果が得られていなかった学校の教育の質が不動産価格に与える影響について、自然

実験環境を備えたケースを見つけ出して、巧みな手法で両者の関係を分析している。

学区制の下においては、質の高い教育を提供すると考えられる学校周辺の土地や物件は需要が高くなり、地価や家賃が上昇することが理論的には予想されてきた。また、黒田論文で紹介されている海外の先行研究（Figilio and Lucas 2004, Clapp, Nanda and Ross 2008）などでは、住宅市場が学校に関する情報に強く反応することを見出している。一方、日本のデータを用いたいくつかの先行研究があるものの、それらは多くの私立学校が存在する東京都のデータを用いているため、学校の質と不動産価格の関係があまり強くないという結果が示されている。

日本においてそのような結果が出ていることについては、学校の教育の質に関するデータがあまり公開されていないという一般的な原因があるものの、以下の二つの要因を指摘することができるかもしれない。一つは、私立学校の教育と公教育の質を同じものさしで評価する指標がないということ。もう一つは、学校の質という公共財の便益は、子供本人とその両親という限られた層の需要者にしか及ばないということであろう。後者については、ヘドニック関数などの推計にあたって需要側の属性をコントロールする必要が生ずるが、それは容易なことではなかった。

このような状況に関して、黒田論文では、①学区制度が明確に存在し、私立学校がほとんどない島根県松江市を分析の対象とするこ

とによって、②利用者に関する属性についても、それを代理する情報をもたらししてくれる賃貸物件に注目することによって、一定の解決を図ろうとしている。また、回帰不連続デザインを適用する、具体的には似通った特徴を持つアパートを直接比較することで、唯一不連続に変化する「通学できる学校の違い」によって、生じるアパートの家賃の差を検出するという巧みな実証分析を行なっている。

その結果、テストスコアが10%増加すると、家族向け物件の家賃が約1.7%上昇することを発見している。これは、地価データを用いた日本の先行研究よりも大きなマグニチュードを示している。さらに、学校の質は単身者向けのアパートに対して負の影響を与え、もしくは有意な影響を与えないことも見出している。

限られたデータしかない環境においても、ていねいな観察を通じて自然実験環境が整ったケースを見つけ出し、それに対して巧みな実証分析手法で、海外では見いだされながら、日本では観察しにくかったファクトファインディングを行なったという貢献は、高く評価すべきであろう。

ただし、黒田論文でも指摘されているように、松江市というケーススタディを通じた検証になっているため、東京等の大都市圏で同様の結果が得られるかという再検証は今後求められるであろう。黒田論文を契機にして、そもそも地主や家主に便益が帰着する学区制全体の評価などについても議論が進展することを期待したい。

(M・N)

# 被災地の人口移動要因に関する 経済分析

川脇康生

## はじめに

東日本大震災被災地では人口流出が最大の課題の1つとなっている。人口流出は地域活性化や商業回復等を困難にし、これがさらなる人口流出につながる悪循環を生み出す可能性がある。長期的な復興においては人的資本こそがその道筋を大きく左右するとも言われており(周 2012)、特に被災地自治体にとっては早急な政策的対応が求められる。

しかし視点を変えれば、人口移動は一刻も早く復興を成し遂げ、あるいはよりよい生活を実現したいと願う、被災者一人一人の居住地選択行動の結果実現されているものである。

本研究は、岩手・宮城・福島の前被災3県の沿岸部38市区町村に震災時居住していた被災地住民の震災3年後の個票データを用いるとともに、ハリケーン・カトリナ後の人口移動を分析した Paxson and Rouse (2008) を参考に、被災地住民はより高い効用が得られる居住地へ移動するとした居住地選択モデルを構築して、被災地の人口移動要因の分析を行なうものである。

東日本大震災による人口移動に関しては、住民基本台帳等の集計データを用いた分析がいくつか行なわれているが、転入・転出をはじめマクロの人口移動の大きさを把握することはできるものの、移動要因に関しては、年齢階層別や時期別等の人口動態からの間接的な推計にとどまっている。一方で、個票データを用いた分析は、各地に散らばっている被災者の情報を捕捉

する適切な調査が困難なこともあり、今回のような広域な調査に基づくものは見受けられない。

本研究は、詳細な個票データをもとに、①市区町村域を越える移動のみならず、市区町村内部での移動や、仮設住宅などへの一時的な移動も含め、被災地住民の震災後の居住地移動の全体を一元的に把握することとしたほか、②所得の高い人や将来の期待所得の高い若い人が被災地を離れる実態の検証や、③平時からの転出要因(もともと被災地は人口減少傾向にあった)と震災による特別な転出要因との識別等を行なう点が特徴である<sup>1)</sup>。

## 1 先行研究

震災は本来ゆっくりであった被災地の人口減少と高齢化の流れをいっそう早める効果があったと言われている。「住民基本台帳人口移動報告2013年結果」からは、東北被災3県の人口は、震災前、仙台市とその近郊を除き転出超過傾向であったものが、震災直後、沿岸部や福島第一原発の近郊区域で軒並み大幅な転出超過となり、その後2012年にかけて仙台市など一部の市で転入超過に転ずるところが見られている。

住民基本台帳人口を用いた研究では、阿部(2012)、小池(2013)、中川(2013)などがあり、震災後の被災地人口の変動を詳細に説明している。とりわけ小池(2013)はコーホート変化率を用いた分析により、震災が人口の年齢別変化率に及ぼす影響を説明している。また、中川(2013)、周(2012)は、過去の国内外の数

多くの災害後の人口変動は、その地域が災害前「成長基調」であったか「停滞基調」であったかによって大きく異なっており、停滞基調であった場合、災害は回復不可能な人口流出をもたらすとし、震災前の状況への復旧を前提としたインフラ等の整備計画に疑問を呈している。さらに、東日本大震災以外では、多名部・林(2015)、佐藤ほか(2014)が住民基本台帳人口を用いて、阪神・淡路大震災や中越地震による人口移動への影響を分析している。

以上の国内研究は、災害後の被災地の人口移動のボリュームや、当該被災地における過去の人口トレンドとの関連性等について、貴重な知見を提供するものではあるが、いずれも集計データを用いたものであるため、個々の被災者の被害程度、所得や雇用などと人口移動との関係を直接的にみることはできておらず、人口移動要因を詳細には把握できていない。

一方で海外の研究に目を向けてみると、ハリケーン・カトリナ(2005年)後の人口移動に関して豊富な研究ストックがあり、いくつかの個票データを用いた研究も行なわれている。Groen and Polivka(2008)、Groen and Polivka(2010)は、CPS(Current Population Survey)のデータを用いて、Landry et al.(2007)、Paxson and Rouse(2008)は、独自のサーベイに基づくデータを用いて、他都市へ避難した人々のニューオーリンズへの帰還の要因を分析している。分析結果からは、より所得の高い人や地域とのつながりを持つ人がニューオーリンズへと帰還し、黒人や災害弱者は他都市へ移住する傾向にあった(帰還組は移住組より良い雇用状況にあった)ことが明らかにされてきた<sup>2)</sup>。こうした状況は、東日本大震災被災地をはじめ、その他の数多くの被災地で一般的に当てはまるものであろうか。

Elliott and Pais(2010)は、ハリケーン・アンドリュー(1992年)後のマイアミおよびルイジアナにおける人口移動の分析結果に基づき、災害弱者は仮設住宅居住を強いられるなど、頻

## 著者写真

かわわき・やすお  
1959年兵庫県生まれ。神戸大学工学部卒。筑波大学大学院経営・政策科学研究科修了、大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程修了。博士(国際公共政策)。兵庫県庁(建築職)、国際復興支援プラットフォーム上席復興専門官などを経て、現在、関西国際大学経営学部教授。論文:“Economic Analysis of Population Migration Factors caused by the Great East Japan Earthquake and Tsunami”など。

繁に次から次へと居住地を移動させられ被災地を離れていく場合と(移動仮説)、これとは逆に有利な立場にある人が地域資源やインフラが破壊された被災地を去り災害弱者は被災地に取り残されていく場合と(集中仮説)があるとし、当該被災地がどちらのタイプになるかは、その地域が社会的ストックの蓄積された(都市化された)地域であるかどうかによるとしている。

本研究では、東日本大震災被災地の人口移動について、個票データを用いた分析を試みることにし、居住地選択の要因を個々の被災地住民の持つ地域のつながり、被害程度、所得・所得見込、個人属性等との関係から詳細に見ていくこととする。

## 2 東日本大震災被災地の人口移動

### 2.1 データ

今回、分析に当たっては、「震災からの生活復興と民間支援に関する意識調査」(日本NPO学会震災特別プロジェクト)のデータを利用した<sup>3)</sup>。この調査は、震災3年後、岩手・宮城・福島の被災3県に居住していた調査会社((株)インテージリサーチ)の全モニター1万3441人を対象に、調査時点と震災時点の居住地(郵便番号)を聞き(有効回答6530s)、その中から震災時点において沿岸部38市区町村(仙台市は沿岸部の若林区と宮城野区のみ)に居住していた2238人を対象に詳細な内容のアンケート調査を行なったものである(有効回答1897s)。よって

当該サンプルには、沿岸部38市区町村から被災3県の外に出ていった被災地住民は含まれていない。しかし回答者の上記2時点の居住地（郵便番号）をはじめ、被害程度、震災による転職の有無、生活復興感、所得・年齢・家族数などの個人属性が含まれており、移動要因の分析を行なうには極めて貴重なデータと言える。なお、今回は1897サンプルのうち震災前後の世帯年収に関するデータが整備可能な1591サンプルを用いて分析を行なった。

〈調査の概要〉

調査期間：2013年12月20日～12月25日

調査対象：震災時、沿岸部38市区町村に居住していた年齢20歳以上の男女

調査手法：インターネット調査

依頼数：2238s

有効回答数：1897s（回収率：84.8%）

調査票および調査結果は、日本NPO学会「震災からの生活復興と民間支援に関する意識調査報告書」に記載のとおりである<sup>4)</sup>。

## 2.2 震災後の居住地別の被災地住民の状況

今回のデータは、震災3年後のものであるため、多くの被災者が仮設住宅（新設のプレハブ住宅）・みなし仮設住宅（既存の民間賃貸住宅を仮設住宅として活用したもの。家賃は政府が負担）に入居している。こうした移動は一時的なものであり、一定期間後に元の居住地に戻るか他地域に出て行くかの判断がなされることになるが、こうした一時的な移動も含め、震災による人口移動へのトータルな影響を見てみる。

今回、被災地住民が行なう震災後の居住地選択（S）を、①同じ場所に留まる（移動なし）、②仮設住宅に移動、③みなし仮設住宅に移動、④同じ市区町村内の一般住宅に移動（市内移動）、⑤別の市区町村の一般住宅に移動（転出）の5つに分類した。

震災後の居住地（移動先）ごとのサンプル構成は表1のとおりである。震災後、居住地を移動した人は全サンプル（1591人）の約16%にあ

たる255人であり、そのうち別の市区町村への転出者は111人である。仮設住宅・みなし仮設住宅は、全壊や原発避難指示区域等（原発区域）居住など被害の大きい人が数多く入居した。特に仮設住宅は全壊の比率が、みなし仮設住宅は原発区域居住の比率が相対的に高い。また、市内移動や転出では、移動なしと比べて全壊や原発区域居住の比率が高いが、特に大きな被害を受けていない人（被害なしや一部損壊）も一定比率存在している<sup>5)</sup>。

全サンプルの平均年齢は45.8歳であるが、仮設住宅入居者の平均年齢は46.6歳とやや高くなっている<sup>6)</sup>。市内移動者の平均年齢は44.1歳、転出者の平均年齢は37.5歳と、仮設住宅入居者以外の移動者は相対的に年齢が低い。

また、仮設住宅、みなし仮設住宅の入居者は特に退職者・転職者比率が高いほか、転出者は市内移動者に比べて転職者比率が高くなっており、転職をきっかけとして、別の市区町村へ移動していることが予想される。また、震災の影響を受け、被災地住民の世帯年収<sup>7)</sup>も減少しており、特に、仮設住宅、みなし仮設住宅の入居者の世帯年収が大きく減少している。一方で別の市区町村への転出者は世帯年収の減少率が少なく、年収面では最も状況が良い。

次に、被害程度別に被災地住民の状況を見ていくと、全壊、原発区域といった被害の特に大きい住民に、別の市区町村の一般住宅への転出者の比率が高くなっている。また、被害程度が大きくなるにつれて、退職者比率が高く、世帯年収の減少率が大きくなっている。こうしたことから、震災被害は、建物・地域の物理的な破壊といった直接的な影響のみならず、雇用・所得の変化を通じて間接的にも被災地住民の居住地選択行動に影響を及ぼしていると考えられる。

## 2.3 転出の有無別の被災地住民の状況

ここで、被災地人口の減少につながる別の市区町村への転出に注目してみる（表2）。

震災後の所得の変化を見てみると、別の市区

表1—震災後の居住地別の被害程度・年齢・転退職・世帯年収変化

S λ	1. 移動なし	2. 仮設住宅へ移動	3. みなし仮設住宅へ移動	4. 同じ市区町村内の一般住宅へ移動(市内移動)	5. 別の市区町村の一般住宅へ移動(転出)	合計	別の市区町村への転出率(%)	震災原因の退職者比率(%)	震災原因の転職者比率(%)	震災後世帯年収の震災前比率(%)
	被害なし	483 (36.2)	0 (0.0)	0 (0.0)	25 (34.7)	43 (38.7)	551 (34.6)	7.8	0.9	5.4
一部損壊	559 (41.8)	0 (0.0)	0 (0.0)	11 (15.3)	30 (27.0)	600 (37.7)	5.0	2.0	3.2	92.9
半壊	229 (17.1)	4 (13.3)	5 (11.9)	18 (25.0)	11 (9.9)	267 (16.8)	4.1	4.9	5.2	92.5
全壊	46 (3.4)	24 (80.0)	26 (61.9)	16 (22.2)	14 (12.6)	126 (7.9)	11.1	9.5	9.5	91.3
原発避難指示区域等	19 (1.4)	2 (6.7)	11 (26.2)	2 (2.8)	13 (11.7)	47 (3.0)	27.7	10.6	4.3	88.2
合計	1,336 (100)	30 (100)	42 (100)	72 (100)	111 (100)	1,591 (100)	7.0	3.0	4.8	93.5
平均年齢(歳)	46.6	46.6	44.7	44.1	37.5	45.8				
震災原因の退職者比率(%)	2.3	20.0	14.3	0.0	4.5	3.0				
震災原因の転職者比率(%)	3.9	16.7	9.5	5.6	10.8	4.8				
震災後世帯年収の震災前比率(%)	93.6	86.7	86.9	91.8	97.0	93.5				

注1)「原発避難指示区域等」とは、震災時に原発事故の避難指示区域または緊急時避難準備区域での居住を指す。なお、全壊、半壊等にかかわらず、原発避難指示区域等に居住していた場合は、原発避難指示区域等の区分に含めた。  
 2) 仙台市の宮城野区と若林区は、区外への移動を別の市区町村への移動とした。  
 3) ( )内の数値は居住地別の合計に対する比率(%)を表す。

町村へ転出した人は、所得が増えている人の割合が高い。将来の雇用やよりよい所得獲得の機会の増大を求めて転出した住民が数多く存在していると予想される。

一方、被災地住民の居住地選択には、地域内の住民相互のつながりや、地域を離れられない家族事情、住み慣れた地域への思い入れ等の影響もあると考えられる。震災前の持家居住者割合を見てみると、転出者は持家に住んでいた人の割合が非常に低い。また震災後の近所付き合いの変化を見てみると、転出者は近所付き合いの減った人の割合が相対的に高く、転出により震災前に培った地域内でのつながりを失うことになったと予想される。また、こうしたつながりの喪失は、少なくとも当分の間は、転出者に大きな不便をもたらしていると考えられる。

しかし、現在の生活復興感・3年後の生活予想を見てみると、転出者はその他の被災地住民

と比べて、現在の生活復興感では大きな差異はないものの、3年後の生活予想では良くなっている見通しを持っていることがわかる。これらから、別の市区町村への転出の判断は、震災被害をきっかけとして、地域内でのつながりの喪失による不便と所得見込みや生活水準の改善とのバランスをはかりながら行なわれている可能性がある。

次に、サンプルを中心都市(仙台市、石巻市、いわき市)と農村部・郊外地域(中心都市以外)とに2分割し、地域別の転出率の大きさを比較してみる(表3)。農村部や郊外地域では、被害なしまたは半壊以下の被害の場合の転出率は5.7%であるが、全壊や原発区域居住などの大きな被害を受けた場合の転出率は21.8%に上昇する。しかし中心都市では逆にこれらが6.1%から4.8%に低下するという現象が見られる。また、農村部・郊外地域は中心都市と比

表2—転出の有無別、所得・近所付き合い等の変化

	別の市区町村に転出 N=111	その他の サンプル N=1480	合計 N=1591
震災後の所得の変化			
増えた (%)	18.9	9.8	10.4
変わらない (%)	46.0	52.4	51.9
減った (%)	35.1	37.8	37.7
合計 (%)	100.0	100.0	100.0
震災前の持家居住者の割合	44.1	70.6	68.8
震災後の近所付き合いの変化			
増えた (%)	11.7	10.8	10.9
変わらない (%)	64.9	79.2	78.2
減った (%)	23.4	10.0	10.9
合計 (%)	100.0	100.0	100.0
現在の生活復興感			
復興・やや復興 (%)	59.5	61.2	61.1
半分程度 (%)	23.4	18.2	18.5
あまり・全く (%)	17.1	20.6	20.4
合計 (%)	100.0	100.0	100.0
3年後の生活予想			
良くなっている (%)	40.5	26.8	27.7
変わらない (%)	49.6	55.3	54.9
悪くなっている (%)	9.9	18.0	17.4
合計 (%)	100.0	100.0	100.0

表3—居住地域別の転出率・転退職率・世帯年収変化率

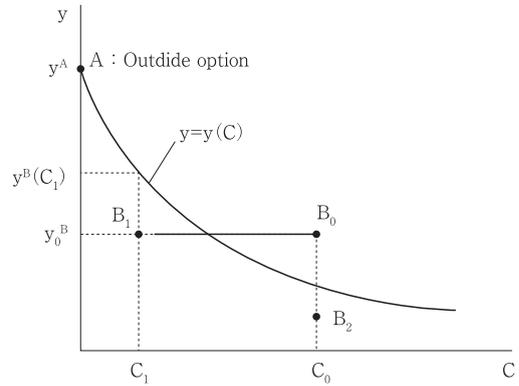
	農村部・郊 外地域 N=672	中心都市 N=919	合計 N=1591
被害なし・半壊以下の人の 転出率 (%)	5.7	6.1	5.9
全壊・原発区域の人の転出 率 (%)	21.8	4.8	15.6
合計 (%)	8.3	6.0	7.0
震災原因の退職者比率 (%)	3.6	2.5	3.0
震災原因の転職者比率 (%)	4.5	5.1	4.8
震災後世帯年収の震災前 比率 (%)	92.0	94.7	93.5

べ退職者比率が高く、世帯年収の減少率も大きい。これは雇用面や収入面などから、震災後、中心都市に被災者が集まりやすくなったことを反映しているものと見られる。

### 3 被災地住民の居住地選択モデル

ここでは、被災程度に加え、地域のつながりや所得変化の影響を念頭に置いた被災地住民の居住地選択行動のモデル化を考える。今回のモデルは、ハリケーン・カトリーナ後のニューオーリンズへの帰還の意思決定をモデル化した Paxon and Rouse (2008) を参考とした。この

図1—被災地住民の災害後の居住地選択



モデルでは、個々の被災地住民はより高い効用が得られる居住地 S を選択し移動するとしてフレーム化され、各居住地での効用水準をその場所での「地域固有資産 (Location-specific capital) C」と「所得 y」の関数として表している。

ここで、地域固有資産とは、持家、地域における社会的ネットワーク、地域への愛着など被災地住民が災害前から保有しており、その場所を離れると価値がなくなる地域固有の資産を指している<sup>8)</sup>。

図1で  $y^A$  は被災地住民が元の居住地 B を出て他地域 A に移動した場合に得られるであろう所得を指している。このとき元の居住地にあった地域固有資産 C は失われゼロとなる。図上の曲線 ( $y=y(C)$ ) は、当該住民が他地域 A に移動したときと同じだけの効用が得られる居住地 B における C と y の組み合わせ (無差別曲線) を示している。例えば、ある被災地住民が元の居住地 B において  $C_1$  の大きさの地域固有資産を持ち、 $y^B(C_1)$  以上の所得 (図上の曲線より上の領域) を得ていたならば、当該住民は元の居住地に留まることを選択する (図からは、たとえ  $y^B$  が  $y^A$  の水準を下回っても、地域固有資産 C の大きさによっては元の居住地に留まる可能性があることがわかる)。また、災害前にあった地域固有資産  $C_0$  は災害によってダメージを受け、その被害程度  $\lambda$  に対応して  $C_1$  にまで減少していると考えられる。ある被

災地住民がもともと  $C_0$  の地域固有資産を持ち、 $y_0^B$  の所得を得ていた場合、災害により自宅が全壊するなど  $C_0$  が  $C_1$  にまで減少したとすると、たとえ所得に変化がない場合でも ( $B_0 \rightarrow B_1$ )、当該住民は災害をきっかけにより高い効用が得られる他地域への移動を選択することになる。

また、別のケースでは、被害の影響は所得や所得見込に影響を及ぼし、自宅には何ら被害は受けなかったものの勤務先の事業停止等で休職を余儀なくされた ( $B_0 \rightarrow B_2$ ) 被災地住民が、大都市等でよりよい就職先が見つければ、より高い効用が得られる他地域への移動を選択することになる。

これから、被災地住民の居住地選択は、元の居住地の地域固有資産  $C_0$  が大きいほど元の居住地に留まる可能性が高く、逆に、災害による被害程度  $\lambda$  が大きいほど、また移動先で得られる所得  $y^A$  が元の居住地で得られる所得  $y^B$  と比較して大きいほど、他地域に移動する可能性が高いことになる。

被災地住民  $i$  の移動先での効用水準を  $V_{iA}$ 、元の居住地での効用水準を  $V_{iB}$  とし、両者の効用水準の差  $V_i$  について、下記のような線形型の関数を仮定すると、居住地選択  $S_i$  は次のとおりとなる。

$$V_i = V_{iA} - V_{iB} = V(C_0, \lambda, y) = \alpha C_{0i} + \beta \lambda_i + \gamma y_i$$

$$S_i = 1 \text{ (他地域へ移動する)} \quad \text{if } V_i > 0$$

$$S_i = 0 \text{ (元の居住地に留まる)} \quad \text{if } V_i \leq 0$$

なお、 $C_{0i}$ 、 $\lambda_i$ 、 $y_i$  はそれぞれ被災地住民  $i$  の災害前の地域固有資産、被害程度、移動先  $A$  と元の居住地  $B$  で得ることのできる所得の差である。また、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  はパラメータのベクトルである。

## 4 居住地選択モデルの推定結果

### 4.1 用いた変数

上記モデルをもとに、被説明変数を「別の市区町村の一般住宅への移動の有無  $S$ 」(1, 0) の2値変数とし、「地域固有資産  $C_0$ 」、「被害程度  $\lambda$ 」、「所得  $y$ 」および「個人属性  $X$ 」を説明変

数とした Logit Model 分析を行なう。

「地域固有資産」には、住宅が持家、震災前居住地での地域活動への参加程度、震災前居住地に生活上の支援・相談者がいることを変数として用いた。「被害程度」には、転出に影響を及ぼす被害レベルとして居住建物が全壊かどうか、原発区域に居住していたかどうかを用いた。「所得」には、移動先で得られる所得と元の居住地で得られる所得の比較に関係する変数として、震災前の世帯年収、震災による退職および転職の有無、地域密着型の職業（農林水産業の自営業者または自治体職員等）に就業（転出先での就業の難しさを表す）、震災前居住市区町村の人口規模（元の居住地での就業機会の大きさを表す）を用いた<sup>9)</sup>。被説明変数、説明変数の記述統計量は表4のとおりである。

### 4.2 推定結果

推定結果は表5のとおりである。なお、解釈をより行ないやすくするため、係数はオッズ比で表した。

(1)基本モデルの推定結果をみると、震災前の住宅が持家であったり、震災前、地域に住宅の支援・相談者がいたりする場合は、元の居住地の地域固有資産が大きいと考えられ、別の市区町村への転出の可能性が低くなる。一方、居住建物が全壊した、原発区域に居住していたなど、被害程度が大きくなると別の市区町村への転出の可能性が高まる。また、震災前の所得が高かったり（有利な立場からより多くの居住地選択肢を持ちうる）、転職を経験したり（新たな職を選ぶ機会を持った）、人口の小さい市区町村に居住していたり（元の居住地での就業機会が乏しい）した場合は、移動先で得られる所得見込みが元の居住地で得られる所得見込みより大きくなる可能性が高く、転出の可能性が高まる。これらは、前節の居住地選択モデルで想定されていた仮説どおりといえる。さらに、年齢が低いことや家族数が少ないことが、転出の可能性を高めていることが確認された。

表4—記述統計量（被説明変数、説明変数）

変数名	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
[震災後の居住地] (S) 別の市区町村の一般住宅へ移動 (1,0)	1,591	0.07	0.25	0	1
[地域固有資産] (C) 震災前の住宅が持家 (1,0)	1,591	0.69	0.46	0	1
震災前の地域活動参加程度 (1-4) <sup>1)</sup>	1,591	2.07	0.98	1	4
震災前、地域に住宅の支援・相談者あり (1,0) <sup>2)</sup>	1,591	0.29	0.45	0	1
震災前、地域に仕事の支援・相談者あり (1,0) <sup>2)</sup>	1,591	0.27	0.44	0	1
[被害程度] (λ) 居住建物が全壊 (1,0) <sup>3)</sup>	1,591	0.08	0.27	0	1
原発避難指示区域等に居住 (1,0) <sup>3)</sup>	1,591	0.03	0.17	0	1
居住建物は甚大な被害を被っていない (1,0) <sup>3)</sup>	1,591	0.89	0.31	0	1
[所得・所得見込み・就業機会] (y) 震災前の世帯年収(百万円)(log)	1,591	1.53	0.67	-0.96	3.06
震災が原因で世帯主が退職 (1,0)	1,591	0.03	0.17	0	1
震災が原因で世帯主が転職 (1,0)	1,591	0.05	0.21	0	1
世帯主は震災原因の転退職をしていない (1,0)	1,591	0.92	0.27	0	1
世帯主は農林水産業の自営業者 (1,0)	1,591	0.01	0.07	0	1
世帯主は自治体または公的機関職員 (1,0)	1,591	0.07	0.25	0	1
世帯主の職業は上記以外 (1,0)	1,591	0.92	0.26	0	1
震災前居住市区町村の人口(万人)(log)	1,591	2.36	0.89	-0.96	3.53
[個人属性] (X) 年齢20-39歳 (1,0)	1,591	0.30	0.46	0	1
年齢40-59歳 (1,0)	1,591	0.58	0.49	0	1
年齢60歳以上 (1,0)	1,591	0.12	0.33	0	1
同居の子供あり (1,0)	1,591	0.50	0.50	0	1
家族数(1人)(1,0)	1,591	0.12	0.33	0	1
家族数(2人)(1,0)	1,591	0.26	0.44	0	1
家族数(3人以上)(1,0)	1,591	0.62	0.48	0	1

- 注1) 震災前における自治会・町内会・老人会・PTAなど地縁的活動への参加程度。日常的またはある程度頻繁(月に数回程度以上): 4、ときどき(年に数回〜月に1回程度): 3、めったにない(数年に1回〜年に1回程度): 2、まったくない: 1とした。
- 2) 家族や親せき以外の地域の知り合いで、住まいまたは仕事に関して、実際に手伝ってくれたり、相談に乗ってくれたりする人がいるかについて、「震災前にいた」と回答した人
- 3) 居住建物の被害程度は、居住建物は甚大な被害を受けていない(被害なしまたは半壊以下)、全壊、原発避難指示区域等の3区分とした。

次に、被災地居住者が移動先として、同じ市区町村内ではなく別の市区町村を選んだ要因を確認するため、(2)基本モデル(移動者サンプルのみ)(市内移動と転出のサンプルを合わせたもの)の推定結果をみると、地域に支援・相談者がいないこと、人口の小さい市区町村に居住していること、年齢が低いことなどが、別の市区町村を移動先に選ぶ主な要因となっていることが確認された。

続いて、震災が原因となった転出要因と平時からの転出要因を識別するため、(3)交差項あり

モデルの推定結果をみると、震災前の住宅が持家×被害大、震災前の世帯年収×被害大、震災前居住市区町村の人口×被害大、年齢20-39歳×被害大の交差項のうち、震災前居住市区町村の人口×被害大の交差項のみがマイナスに有意となった。

これは、持家を持っていないこと、世帯年収が高いこと、若いことは、平時から転出を促進する要因であり、震災による被害を受けてその影響力が高まったわけではないことを表す一方で、市区町村人口が小さいことは、平時からの

表5 一別の市区町村への転出モデルの推定結果

	(1) 基本モデル	(2) 基本モデル(移動者サンプルのみ)	(3) 交差項ありモデル	(4) 交差項ありモデル(原発区域除く)
[地域固有資産](C)				
震災前の住宅が持家(1,0)	0.42*** (-3.54)	1.01 (0.01)	0.42*** (-3.27)	0.41*** (-3.29)
震災前の住宅が持家(1,0)×被害大(1,0)	—	—	1.16 (0.24)	1.06 (0.07)
震災前の地域活動参加程度(1-4)	0.89 (-0.89)	1.22 (0.93)	0.90 (-0.81)	0.89 (-0.88)
震災前、地域に住宅の支援・相談者あり(1,0)	0.55* (-1.90)	0.32** (-2.08)	0.57* (-1.80)	0.53* (-1.93)
震災前、地域に仕事の支援・相談者あり(1,0)	1.31 (0.94)	1.11 (0.20)	1.31 (0.94)	1.41 (1.16)
[被害程度](λ)				
居住建物が全壊(1,0)	2.14** (2.26)	0.46 (-1.35)	6.92* (1.84)	8.52* (1.75)
原発避難指示区域等に居住(1,0)	5.50*** (3.98)	1.84 (0.62)	10.80** (2.26)	—
[所得・所得見込み・就業機会](y)				
震災前の世帯年収(百万円)(log)	1.60** (2.45)	1.63 (1.30)	1.52* (1.89)	1.59** (2.10)
震災前の世帯年収(百万円)(log)×被害大(1,0)	—	—	1.26 (0.57)	1.25 (0.47)
震災が原因で世帯主が退職(1,0)	1.20 (0.34)	—	0.98 (-0.03)	1.55 (0.76)
震災が原因で世帯主が転職(1,0)	2.31** (2.25)	3.61* (1.71)	2.26** (2.15)	2.17** (1.97)
世帯主は農林水産業の自営業者(1,0)	4.75 (1.37)	1.44 (0.18)	6.40 (1.63)	6.29 (1.62)
世帯主は自治体または公的機関職員(1,0)	1.07 (0.17)	2.07 (0.94)	1.06 (0.16)	0.81 (-0.49)
震災前居住市区町村の人口(万人)(log)	0.70*** (-2.93)	0.44*** (-3.08)	0.83 (-1.31)	0.83 (-1.32)
震災前居住市区町村の人口(万人)(log)×被害大(1,0)	—	—	0.45** (-2.52)	0.42** (-2.12)
[個人属性](X)				
年齢20-39歳(1,0)	3.29*** (5.13)	4.94*** (3.77)	3.50*** (4.82)	3.49*** (4.78)
年齢20-39歳(1,0)×被害大(1,0)	—	—	0.84 (-0.30)	0.70 (-0.52)
年齢60歳以上(1,0)	0.13** (-2.02)	0.10* (-1.77)	0.13** (-1.99)	0.18* (-1.69)
同居の子供あり(1,0)	1.48 (1.24)	0.60 (-0.91)	1.54 (1.33)	1.33 (0.83)
家族数(1人)(1,0)	3.06*** (2.79)	7.82** (2.36)	2.90*** (2.62)	2.74** (2.37)
家族数(2人)(1,0)	2.11** (2.25)	0.67 (-0.70)	2.12** (2.21)	1.84* (1.70)
定数項	0.05*** (-4.85)	2.36 (0.76)	0.03*** (-4.91)	0.04*** (-4.68)
サンプル数	1,591	178	1,591	1,544
Loglikelihood	-334.7	-89.9	-330.6	-310.6
LRchi2(Prob>chi2=0.000)	135.8	60.4	144.0	108.9

注1) 係数はオッズ比(relative-risk ratio)を示す。

2) ( )内はz値を示す。

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

4) 「被害大」は「居住建物が全壊」または「原発避難指示区域等に居住」を示すダミー変数。

5) 「居住建物が全壊」と「原発避難指示区域等に居住」のベースは「居住建物は甚大な被害を被っていない」。

6) 「震災が原因で世帯主が退職」と「震災が原因で世帯主が転職」のベースは「世帯主は震災原因の転退職をしていない」。

7) 「世帯主は農林水産業の自営業者」と「世帯主は自治体または公的機関職員」のベースは「世帯主は両者以外の職業」。

8) 「年齢20-39歳」と「年齢60歳以上」のベースは「年齢40-59歳」。

9) 「家族数(1人)」と「家族数(2人)」のベースは「家族数(3人以上)」。

転出促進要因よりも、むしろ震災被害を受けたことが転出を加速させる特別な要因として働いたことを意味している。人口規模はその地域での就業機会とも深く関連していると考えられ、農村部・郊外地域での雇用機会の少なさが、震災後人口流出の大きな要因として働いたことが考えられる(表3参照)。これは図1の $B_0 \rightarrow B_1$ の要因(持家の被災や地域の社会的ネットワークの破壊)より $B_0 \rightarrow B_2$ の要因(所得・所得見込みの減少)が大きかったことを意味している。

なお、今回の震災では原発避難に伴う別の市区町村外への転出が多く見られ、これが人口規模の小さな市区町村からの転出が多くなった原因とも考えられる。このため(4)原発区域に居住していた人のサンプルを除いた推定も行なったが、推定結果は(3)とほぼ同様であった。

## 5 まとめ

本研究は、震災時、被災3県の沿岸部38市区町村に居住していた被災地住民の個票データを用いて、個々の住民の効用最大化行動の視点から震災後の人口移動要因を分析するものであった。

分析結果からは、所得の高い人・若い人・転職者は、震災後よりよい所得水準や就業機会を求めて市区町村外へ転出することが最も効用を高める居住地選択となっていることが示された。また、震災前、持家に居住していたり、地域に支援・相談者が存在しているなど地域固有資産を多く持つことは、転出を抑制する効果のあることが示された。

一方、持家に居住していないこと、所得が高いこと、年齢が低いことは、平時からの転出要因であるが、就業機会の少ない人口規模の小さい市区町村に居住していることは、震災による特別な転出要因として働いていることが示された。

このため、被災地内に人口を留めるためには、まず被災地で得られる将来の所得見込を上げる

(図1の $B_2 \rightarrow B_0$ )ことが重要となる。政策的には、将来の人口減少を踏まえれば過大投資となる可能性の高い大規模な土木プロジェクト(防潮堤、高台移転等)の推進より、地域で持続的に操業可能な企業誘致とそのための基盤整備に優先的に投資を行ない、就業機会を拡大することが人口維持には効果的といえる。

## 謝辞

調査個票データ(調査名「震災からの生活復興と民間支援に関する意識調査」)は、認定特定非営利活動法人日本NPOセンター・日本NPO学会の企画実施事業「東日本大震災における民間支援の軌跡と動向調査」(タケダ・いのちとくらし再生プログラム自主・連携事業)の一環として行なわれた調査によるものである。

## 注

- 1) 地域人口維持という視点に立てば、ある自治体からの転出が多くてもそれ以上の転入があれば問題ない。今回の研究は、震災時、被災地に居住していた住民が、震災後、どのような要因から、別の市区町村へ転出することになったのかをみることを主眼としている。外部から被災地への転入は本研究の対象外となっており、被災地人口の増減要因としては転出のみに焦点を当てている。しかし、本研究は潜在的な外部からの転入者が居住地選択を考える際にも適用可能と言える。
- 2) 個票データを用いた災害後の人口移動の分析では、このほかに、Gray et al. (2009)、Gignoux and Menendez (2016)、Tse (2012)、Maurel and Kubik (2014)、Joarder and Miller (2013)などがあるが、これらはいずれもインドネシア、タンザニア、パングラディッシュなどの途上国における分析であるため、社会経済状況が米国や日本におけるものと異なっている。
- 3) 当該調査は、震災約3年後の復興の現状や民間支援に対する被災地住民の意識を把握するため実施された。著者は日本NPO学会震災特別プロジェクトのメンバーであり、当該アンケート調査の企画・実施を担当するとともに、調査結果の分析も行なった。
- 4) 報告書については、日本NPO学会(2014)を参照([www.janpora.org/shinsaitokubetsuproject/houkoku140626.pdf](http://www.janpora.org/shinsaitokubetsuproject/houkoku140626.pdf))。また、当該調査のサンプルの詳細、バイアスの有無等については、川脇他(2014)を参照([www.janpora.org/shinsaitokubetsuproject/2014-002-J.pdf](http://www.janpora.org/shinsaitokubetsuproject/2014-002-J.pdf))。
- 5) 市内移動者の50%が、転出者の66%が、特に大きな被害を受けていない。これは自宅に大きな被害を受けた人の比率自体が小さいほか、職場や地域が大きな被害を受けたため移動した人がいることや、災害がなくても毎年一定比率の人が移動している実態

を反映しているものと見られる

- 6) 実際の仮設住宅入居者の平均年齢はもっと高いと想定され (例えば気仙沼市仮設住宅入居者の平均年齢は49.8歳 (2014.6.30現在) である (気仙沼市))、今回の調査が調査会社のモニターを対象にしたインターネット調査であることによる回答者のバイアスの存在が予想される。このため、仮設住宅・みなし仮設住宅に関する分析結果の解釈には特に留意が必要である。
- 7) 今回の調査では、調査時点での世帯年収 (9段階) を聞いているが、震災前の世帯年収は聞いていない。このため、別の質問から得られた震災前後での世帯年収の変化 (5段階) を用いて、震災前の世帯年収を推計した。
- 8) Paxon and Rouse (2008) によると、災害後の移動の決定は、一般的な資産 (金融資産など他の地域でも保有可能な資産) とその被害・損失程度によるのではなく、元の居住地に保有している地域固有の資産の大きさとその被害・損失程度によるとしている。
- 9) 今回のモデルでは居住地選択は、震災前の居住地で得られる所得と移動先で得られる所得の差によるものとしているが、これらは居住者の予測値であり、今回の調査では把握されていない。このため、居住者が居住地選択の判断に用いたであろう情報として、震災前の世帯年収、退職・転職の有無、職業の種類、震災前居住市区町村の人口規模をその代理変数として用いることとした。

## 参考文献

- Elliott, J. R., and J. Pais (2010) "When Nature Pushes Back: Environmental Impact and the Spatial Redistribution of Socially Vulnerable Populations," *Social Science Quarterly*, Vol.91(5), pp.1187-1202.
- Gignoux, J., and M. Menendez (2016) "Benefit in the Wake of Disaster: Long-Run Effects of Earthquakes on Welfare in Rural Indonesia" *Journal of Development Economics*, Vol.118, pp.26-44.
- Gray, C., E. Frankenberg, T. Gillespie, C. Sumantri, and D. Thomas (2009) "Population Displacement and Mobility in Sumatra after the Tsunami," *Paper presented at the IUSSP International Population Conference*, Marrakech, 29 September 2009.
- Groen, J. A., and A. E. Polivka (2010) "Going Home after Hurricane Katrina: Determinants of Return Migration and Changes in Affected Areas," *Demography*, Vol.47(4), pp.821-844.
- Groen, J. A. and A. E. Polivka (2008) "The Effect of Hurricane Katrina on the Labor Market Outcomes of Evacuees," *American Economic Review: Papers & Proceedings 2008*, Vol.92(2), pp.43-48.
- Joarder, M. A. M., and P. W. Miller (2013) "Factors Affecting Whether Environmental Migration is Temporary or Permanent: Evidence from Bangladesh," *Global Environmental Change*, Vol.23(6), pp.

1511-1524.

- Landry, C. E., O. Bin, H. Paul, J.C. Whitehead, and K. Wilson (2007) "Going Home: Evacuation-Migration Decisions of Hurricane Katrina Survivors," *Southern Economic Journal*, Vol.74(2), pp.326-343.
- Maurel, M. and Z. Kubik (2014) "Climate Variability and Migration: Evidence from Tanzania," *Working Paper P104 May 2014. Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Developpement International, Clermont-Ferrand*.
- Paxon, C., and C.E. Rouse (2008) "Returning to New Orleans after Hurricane Katrina," *American Economic Review*, Vol.98(2), pp.38-42.
- Tse, C.W. (2012) "Do Natural Disasters Really Lead to More Migration? Evidence from Indonesia" [Last accessed on 27 January 2018] Available from URL: [https://cream.conference-services.net/resources/952/3365/pdf/MGDNF2013\\_0075.pdf](https://cream.conference-services.net/resources/952/3365/pdf/MGDNF2013_0075.pdf)
- 阿部隆 (2012) 「東日本大震災と人口変動」『統計』第63巻11号、9-15頁。
- 川脇康生・大坂紫・山内直人 (2014) 「生活復興感と被災地における支援・受援関係：東日本大震災被災地意識調査による分析」JANPORA Discussion Paper 2015-001-J.
- 小池司朗 (2013) 「東日本大震災に伴う人口移動傾向の変化——岩手・宮城・福島 の 県 別、市 区 町 村 別 分 析」『季刊・社会保障研究』第49巻3号、256-269頁。
- 佐藤慶一・牧紀男・堀田綾子・岸田暁郎・田中傑 (2014) 「被災前のトレンドが被災地の地域人口構造へ与える影響——阪神・淡路大震災と新潟県中越地震を対象として」『地域安全学会論文集』第24号、293-302頁。
- 周燕飛 (2012) 「大震災で東北3県の人口と労働市場はどう変わるか——既存の災害研究からの知見」『日本労働研究雑誌』第622号、31-45頁。
- 総務省統計局 (2013) 「住民基本台帳人口移動報告2013年結果」
- 多名部重則・林春男 (2015) 「大震災の被災と復興を経験した地域での長期人口動態の分析——阪神・淡路大震災の被災地にコーホート要因法を用いて」『地域安全学会論文集』第25号、1-11頁。
- 中川雅之 (2013) 「被災前後の人口移動からみた復興政策の検証」『都市住宅学』第81号、71-76頁。
- 日本NPO学会 (2014) 「震災からの生活復興と民間支援に関する意識調査報告書」。

# 地理的市場占有率と不動産価格

## 東京都心10区からの証拠

岩田真一郎・隅田和人・藤澤美恵子

### はじめに

大都市における不動産価格が高い理由は、旺盛な住宅需要や外部性を制御しようと試みた政府の供給制限によって説明されることが多い (Glaeser et al. 2005 ; Kanemoto 1997)。しかし、不動産経済研究所が毎年発表している「全国マンション市場動向」からは、大都市の新築マンション市場が寡占化傾向にあることを読み取ることができる。

不動産市場は買い手の検索範囲が地域的に限られているため、売り手はその地域内の市場占有率が高くなると、価格競争を回避できるかもしれない。本稿の目的は、この仮説を実証的に検証することにある。推定は、物件間の空間的な相互作用を考慮できる空間計量経済学的手法に基づいて行なった。経済学では不動産の異質性に注目し、ヘドニック・モデルを用いて不動産属性が不動産価格に与える影響を実証的に分析してきた。空間計量経済学モデルが開発されはじめると、不動産価格は周辺の不動産価格に依存するという空間自己回帰モデルが紹介されるようになった。このモデルは、ある物件の価格が周辺物件価格の反応関数になると理論的に解釈できる (Brueckner 2003)。Iwata et al. (2019) は岩田・隅田・藤澤 (2012) を発展させ、この空間自己回帰モデルを用いて不動産地理的市場内の価格競争を描写し、かつ説明変数に市場占有率を含むことで、市場占有率と不動産価格の関係を明らかにした。

実証分析では、599件の観測を含む、2005年から2009年までの東京都心10区の新築マンション価格のデータベースを使用した。このデータベースは、各マンションの平均価格、立地場所、販売企業の名前が含まれるため、不動産の地理的市場を定義し、各マンションを供給する企業の市場占有率を計算できる。分析結果は仮説を支持する内容であった。例えば、物件を中心とした半径2 kmの範囲を不動産地理的市場と定義した場合、市場占有率が1%ポイント上昇すると、マンション価格は約0.4%上昇することが確認できた。さらに、範囲を半径4 kmに拡大すると、マンション価格は約1.0%上昇することも明らかになった。このように半弾力性が大きくなるのは、不動産地理的市場が拡大するほど、買い手にとって代替物件を検索することが難しくなるからだと考えられる。

以下では、この内容を研究した Iwata et al. (2019) を簡潔に紹介する。

### 1 概念的枠組み

不動産企業は物件  $i$  ( $i=1, \dots, N$ ) を販売する担当者 (または担当チーム) を決め、この担当者が当該物件に対する需要を勘案しながら価格  $p_i$  を決めるとしよう。不動産市場の競争は地理的に差別化される傾向にあるため、このように価格支配力を有すると考えられる。しかし、競合する周辺物件の価格を無視して価格付けできないため、価格  $p_i$  は次のように周辺物件の価格ベクトル ( $\mathbf{p}=(p_1, \dots, p_N)'$ ) の反応関数になる。



いわた・しんいちろう (写真・左)  
立命館大学経済学部卒。大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得退学後、修了。博士(経済学)。現在、富山大学経済学部教授。

すみた・かずと (写真・中央)  
慶應義塾大学総合政策学部卒。慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程単位取得退学。博士(経済学)。現在、東洋大学経済学部教授。

ふじさわ・みえこ (写真・右)  
明治大学政治経済学部卒。東京工業大学大学院社会理工学研究科博士課程修了。博士(工学)。現在、金沢大学人間社会研究域経済学経営学系教授。

$$p_i = p_i(\mathbf{w}_i, \mathbf{p}) \quad (1)$$

ここで、 $\mathbf{w}_i$ は物件間の距離を考慮した空間重み付けベクトル ( $\mathbf{w}_i = (w_{i1}, \dots, w_{iN})$ 、ただし、 $i=j$ のとき  $w_{ij}=0$ ) である。物件  $i$  から遠くに位置するほど、競合物件の影響は小さくなると考えられるため、 $w_{ij}$ は距離に応じて小さな値になると仮定する。

仮に、ある周辺物件  $j$  を販売する担当者が価格  $p_j$  を引き下げたとしよう。このとき、物件  $i$  を販売する担当者が価格  $p_i$  を現行維持すると、物件  $j$  に顧客を取られ、損失を被る。そこで、担当者は価格  $p_i$  を引き下げることで対抗するであろう。このことは、価格  $p_i$  は周辺物件価格の減少関数になることを意味する。そして、周辺物件の価格低下は価格の引き下げ競争を引き起こすことになる。

しかし、周辺物件を販売する担当者が物件  $i$  を販売する担当者と関連する企業（例えば、同企業）に勤めていた場合はどのようなことが起こるだろうか。この場合、担当者は互いに協力して、価格を高価格に維持できるかもしれない。このような戦略は、地理的市場における占有率が高いほど有効になると考えられる。そこで、物件  $i$  の地理的市場占有率を  $\theta_i$  とすると、反応関数(1)式は(2)式のように書き直せるとしよう。

$$p_i = p_i(\mathbf{w}_i, \mathbf{p}, \theta_i) \quad (2)$$

価格  $p_i$  は、市場占有率が上昇すると、高くなるため、反応関数は市場占有率の増加関数になる。

仮に、地理的市場占有率が1%ポイント上昇したとしよう。すると、価格  $p_i$  が市場占有率

の増加関数のため、物件  $i$  を販売する担当者は  $p_i$  を上昇させることが可能になる。上記から類推すると、周辺物件価格は価格  $p_i$  の増加関数になると考えられるため、価格  $p_i$  が上昇すると、周辺物件価格も上昇する。すなわち、周辺物件の担当者も物件価格を引き上げても顧客を失いにくい状況にあると気づくのである。すると、上記したように、価格  $p_i$  が周辺物件価格の増加関数であるため、物件  $i$  を販売する担当者は、さらに当該物件の価格を上昇させることが可能になる。このような価格上昇が雪だるま式に続くことになる。これを空間乗数効果とよぶ。このため、市場占有率の1%ポイントの上昇は価格  $p_i$  の空間乗数的上昇を可能にする。本稿では、このような市場占有率の上昇により、周辺物件価格の上昇が生じているかどうかを実証的に検証した。

## 2 実証分析

### 2.1 データ

分析では(有)エム・アール・シーの首都圏における新規分譲マンションデータのうち、2005年から2009年の都心10区のデータを用いた。このデータは、新築マンションの販売期ごとに販売用パンフレットからデータを収集したものである。1棟の新築マンションの販売が期分け販売のため、データに関しては、販売期分の複数データが存在する。利用できるデータは、物件全体の総戸数や駅からの分数などに加え、販売期ごとの分譲戸数、平均分譲価格、平均専有面積、販売企業名などがある。また、当該物件の GIS

情報も利用することができる。これらの座標データを用いて物件間の距離を計算している。

地理的市場占有率は売上高を元に作成されている。すなわち物件*i*を建設・販売する企業の地理的市場内の占有率 $\theta_i$ は、地理的市場内での関連企業と競合企業の売上高に占める、関連企業の売上高の割合として求めた。不動産の地理的市場の範囲として、物件を中心とした半径2 km、半径4 kmを考慮している。

物件*i*の地理的市場占有率( $\theta_i$ ) = 物件*i*の関連企業の合計売上高 / (物件*i*の関連企業の合計売上高 + 物件*i*の競合企業の合計売上高) × 100

半径2 kmの場合の平均占有率は5.6%である。半径4 kmの場合、平均占有率はさらに減少し3.8%である。これらの記述統計は、不動産業界は小さな地域でも非常に競争的であることを示している。この占有率と平均価格(対数)の間の相関は、半径2 kmの場合は0.14、半径4 kmの場合は0.24と正の値だが、弱いものである。以下では、他の要因をコントロールしながら、市場占有率が住宅価格に影響を与えるかどうかを確認する。

## 2.2 実証分析に用いたモデルの選択

実証分析では(2)式を分析可能な定式化に書き直す必要がある。まず、物件*i*のマンション価格に関係する物件の特徴などの変数を共変量 $x_i$ として式に含め、 $p_i = p_i(\mathbf{w}_i\mathbf{p}, \theta_i, \mathbf{x}_i)$ と定式化した。これにより、 $\mathbf{x}_i$ の従属変数の価格 $p_i$ や独立変数として含めている $\mathbf{w}_i\mathbf{p}$ 、 $\theta_i$ への影響を除くことができる。次に、右辺が一般的な関数のままだと扱いが難しくなるため、変数間に加法的な関係を仮定した。この際に、データとして観測されないその他の要因を確率的な誤差項 $\epsilon_i$ として含めている。

$$p_i = \rho\mathbf{w}_i\mathbf{p} + \gamma\theta_i + \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \epsilon_i$$

さらに第*i*番目の観測値だけでなく、*N*棟の物件についてもこれらの関係が成り立つと考えると、ベクトル $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_N)'$ についてもこの関

係が成立する。このことを反映させて(3)式のように書き換えることができる。

$$\mathbf{p} = \rho\mathbf{W}\mathbf{p} + \gamma\boldsymbol{\theta} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \quad (3)$$

この式は、空間自己回帰モデル (Spatial autoregressive model: SAR) とよばれる。

しかし、(3)式では、空間ラグ項の回帰式への含み方により、いくつかの定式化を考えることができる。

空間誤差自己相関モデル (Spatial autocorrelated error model: SAE)

$$\begin{aligned} \mathbf{p} &= \gamma\boldsymbol{\theta} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \\ \boldsymbol{\epsilon} &= \lambda\mathbf{W}\boldsymbol{\epsilon} + \mathbf{u} \end{aligned} \quad (4)$$

空間自己相関・誤差モデル (Spatial autoregressive and autocorrelated error model: SARAR)

$$\begin{aligned} \mathbf{p} &= \rho\mathbf{W}\mathbf{p} + \gamma\boldsymbol{\theta} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \\ \boldsymbol{\epsilon} &= \lambda\mathbf{W}\boldsymbol{\epsilon} + \mathbf{u} \end{aligned} \quad (5)$$

一般化空間モデル (Generalized nested spatial model: GNS)

$$\begin{aligned} \mathbf{p} &= \rho\mathbf{W}\mathbf{p} + \gamma\boldsymbol{\theta} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_0 + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{\epsilon} \\ \boldsymbol{\epsilon} &= \lambda\mathbf{W}\boldsymbol{\epsilon} + \mathbf{u} \end{aligned} \quad (6)$$

(4)式から(6)式に含まれる空間重み行列 $\mathbf{W}$ についてもいくつかの種類を考えることができる。理論的にはどのような行列が適当なのか、特定できないため、物件*i*を中心としてその半径 *y*-km内の物件に対して、次のような6種類の空間距離行列を定義した。

$\mathbf{W}_1$ : 半径 *y*-km内に観察された物件 *j* の距離  $d_{ij}$  の逆数  $1/d_{ij}$  をとり、それ以外の場合は 0 とする場合。

$\mathbf{W}_2$ : 物件 *i* が建設された同じ年に、半径 *y*-km内に観察された物件 *j* の距離  $d_{ij}$  の逆数  $1/d_{ij}$  をとり、それ以外の場合は 0 とする場合。

$\mathbf{W}_3$ : 物件 *i* が建設された同じ年あるいは、それより前の年に、半径 *y*-km内に観察された物件 *j* の距離  $d_{ij}$  の逆数  $1/d_{ij}$  をとり、それ以外の場合は 0 とする場合。

$\mathbf{W}_4$ : 半径 *y*-km内に観察された物件 *j* に 1 をとり、それ以外の場合は 0 とする場合。

$\mathbf{W}_5$ : 物件 *i* が建設された同じ年に、半径 *y*-

表1—空間計量モデルの最大対数尤度

空間重み 行列	2 km			4 km		
	SAR	SEM	SARAR	SAR	SEM	SARAR
W <sub>1</sub>	320.83	352.28	360.01	323.51	337.34	351.71
W <sub>2</sub>	311.29	325.41	332.34	313.49	305.99	325.74
W <sub>3</sub>	288.21	313.73	321.25	300.39	312.05	327.75
W <sub>4</sub>	285.56	317.90	318.53	288.14	296.04	335.08
W <sub>5</sub>	279.30	290.73	290.80	275.30	272.13	283.53
W <sub>6</sub>	273.23	295.56	295.56	283.29	301.04	300.96

注) 表頭に示された各モデルで表側の空間重み行列を用いた場合のモデルを、最尤法で推定した際に得られた最大対数尤度を示す。

出所) Iwata et al. (2019) Table 5 より作成。

km内に観察された物件jに1をとり、それ以外の場合は0とする場合。

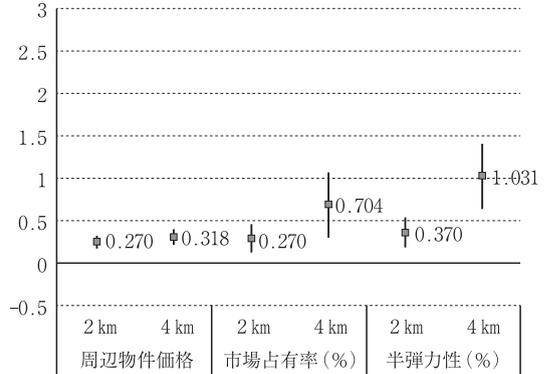
W<sub>6</sub>: 物件iが建設された同じ年あるいは、それより前の年に、半径y-km内に観察された物件jに1をとり、それ以外の場合は0とする場合。

これらは、すべて対角要素は0であり、行和が1となるように基準化されている。

これらの空間距離行列により定式化されたモデルでは、強い空間的自己相関の存在が確認された (Iwata et al. 2019、Table 3)。そこで、SAR、SAE、SARARの3種類のモデルを、距離2kmと4kmの場合で、6種類の空間重み行列を用いて定式化し、最尤法により推定した。

次にElhorst(2010)が提唱したStakhovych and Bijmolt(2009)の方法により、最尤法を使って推定したモデルから得られた対数尤度を比較して、最大尤度を与えたモデルを選択した。その結果は表1にまとめられている。これより、最大尤度の最大値を与えたモデルとして、空間重み行列にはW<sub>1</sub>を採用したSARARモデルを選択した。物件間の距離で見ても2kmの場合と4kmの場合とでこのモデルが望ましいとの結論を得ている。このSARARモデルは、価格だけでなく、誤差についても空間ラグ項を含み、より一般的な空間的な相互依存関係をとらえることができる強みがある。

図1—基本モデルによる半弾力性の推定結果



注) 高低線の範囲は95%信頼区間を示す。

出所) Iwata et al. (2018) Table 6より作成。

### 2.3 推定結果

空間距離行列にW<sub>1</sub>を用いた(5)式のSARARモデルを、Kelejian and Prucha(2010)で提唱された空間ラグ項の内生性や、不均一分散にも頑健な一般化空間2段階最小2乗法 (Generalized Spatial 2 Stage Least Squares) 法により推定した。

このモデルの主要なパラメーター推定値から、誤差項の空間的自己相関の存在が確認され、図1に示されるように平均価格の空間ラグ項 (周辺物件価格) も正で有意な傾向が示されている。分析の概念的枠組みで示唆されているように、反応関数は正の勾配を持ち、値下げ競争が存在する可能性がある。ライバルが物件の価格を下げると、その不動産企業は顧客を失うことを避けるために、価格を下げる傾向がある。一方で、主な焦点である地理的市場での市場占有率は正で有意であり、関連企業の割合が高いと、価格が高くなる傾向が示されている。図1から、半径2kmの場合は、市場占有率の1%ポイントの上昇は不動産価格を0.27%上昇させ、半径4kmの場合は0.704%上昇する。

このモデルから半弾力性 (市場占有率が1%ポイント上昇することに対する均衡価格の変化率) を次のように求めた。

$$\frac{\partial \log p_i^*}{\partial \theta_1} = \frac{1}{1-\hat{\rho}} \hat{\gamma} \times 100$$

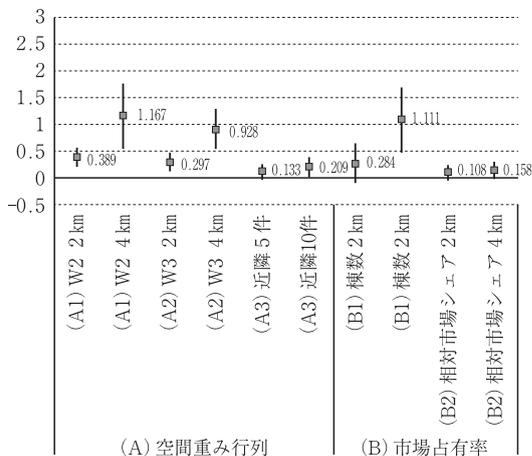
ここで  $\widehat{\log p_i^*}$  は、マンションの均衡価格の予測値であり、 $\hat{\alpha}$  と  $\hat{\rho}$  はそれぞれ図1の推定値である。 $1/(1-\hat{\rho})$  は、空間乗数とよばれている (Kim et. al. 2003)。図1には、このようにして計算された半弾力性が示されている。

この推定結果から、半径2kmの場合、半弾力性は0.37であり、市場占有率の1%ポイントの上昇は不動産均衡価格を0.37%上昇させる。このように当初の価格上昇に比べて均衡価格の上昇は、乗数効果を通じて大きくなっている。結果を定量的に評価するために、予測値を計算すると次のようになる。平均不動産価格に対する市場シェアの1%ポイント上昇の影響を平均で考える。データベースの平均価格は約6000万円で、0.37%上昇すると住宅価値の増加額は約22万円である。半径4kmの場合、半弾力性は1.031より、1.031%の上昇が住宅価格の約62万円の上昇につながる事がわかる。地理的市場の範囲が狭い場合、潜在的な買い手は代替的な場所（不動産地理的市場の外側）で住居を探すことが容易である。このため、不動産企業は占有率の上昇を通じて価格を大きく引き上げることが難しい。しかし、不動産地理的市場の範囲が広がると、代替的な場所を探すことが困難になるため、企業は強気に価格を引き上げようとする。したがって、地理的市場の円の大きさを半径2kmから4kmと拡大させると半弾力性の値が大きくなると考えられる。

基本モデルの頑健性を、空間重み行列の定式化、観測されない地理的不均一性、市場占有率の内生性、共同企業体の扱い、より一般的な定式化を用いた場合について、確認した。これらのモデルからの半弾力性の推定結果を図示したのが図2から図4である。

空間重み行列の頑健性を確認したのが図2 (A)の推定結果である。(A1)は、物件*i*が建設された同じ年に建設された物件との距離の逆数から作られた空間重み行列  $W_2$  を用いた場合の推定結果である。半径2kmの場合の半弾力性が0.389であり、4kmの場合が1.167であった。

図2—半弾力性推定値の頑健性の確認(1)



注) 高低線の範囲は95%信頼区間を示す。  
出所) Iwata et al.(2019)の各表より作成。(A1)、(A2)は Table 7、(A3)は Table 8、(B)は Table 9より作成している。

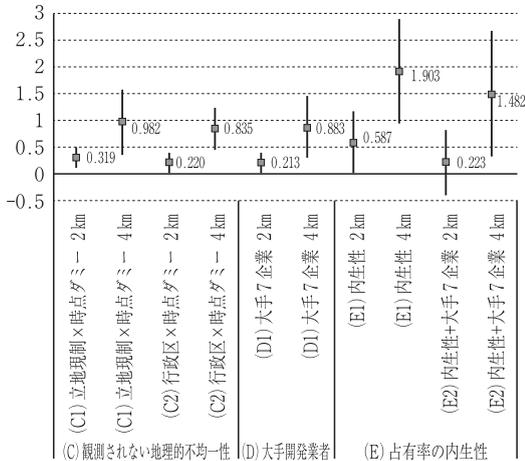
(A2)は、物件*i*が建設された同じ年、あるいは以前に建設された物件との距離の逆数から作られた空間重み行列  $W_3$  を用いた場合の推定結果である。半径2kmの場合の半弾力性が0.297であり、4kmの場合が0.928であった。これらの場合であっても、地理的市場が拡大するにつれて、より弾力的になる傾向が示された。

(A3)は、物件間の距離ではなく、隣接している物件数により作られた空間重み行列を使用した場合である。近隣5件の場合、0.133であり、近隣10件の場合では0.209であった。これらの場合であっても、市場が空間的に広がるにつれて、弾力的になる傾向が確認された。

市場占有率の定義を変更した場合の頑健性の確認をしたのが、(B)の推定結果である。(B1)は、売上高ではなく、販売戸数で市場占有率を定義した場合である。2kmの場合の半弾力性は0.284、4kmの場合が1.111であった。(B2)は、相対的占有率（物件*i*の関連企業の占有率/地理的市場内の最大占有率を誇る企業の占有率）を用いた場合である。2kmの場合が0.108、4kmの場合が0.158となっている。いずれの場合でも正で有意であり、地理的市場が拡大するにつれて、より弾力的な値を示す結果が得られた。

観察されない地理的な不均一性をコントロー

図3—半弾力性推定値の頑健性の確認(2)



注) 高低線の範囲は95%信頼区間を示す。「内生性」は、操作変数にハーフィンダール・ハーシュマン指数 (HHI) を用いた場合の推定結果を示している。出所) Iwata et al. (2019) の各表より作成。(C)は Table 10、(D)は Table 11の Panel A、(E1)は Table 11の Panel B、(E2)は Table 11の Panel Cに基づいている。

ることを目的として、観測時点ごとに異なる地理的な影響を考慮するために、いくつかのモデルを推定した。これらのモデルによる半弾力性の推定結果をまとめたのが図3である。(C1)は立地規制を示すダミー変数と時点ダミー変数の交差項を含むモデルの場合である。2 kmの場合が0.319、4 kmの場合は0.982であった。(C2)は区ダミーと時点ダミー変数との交差項を含むモデルである。2 kmの場合が0.220、4 kmの場合が0.835であった。いずれの結果も正で有意であり、地理的市場の拡大につれて、より弾力的な値が示されている。

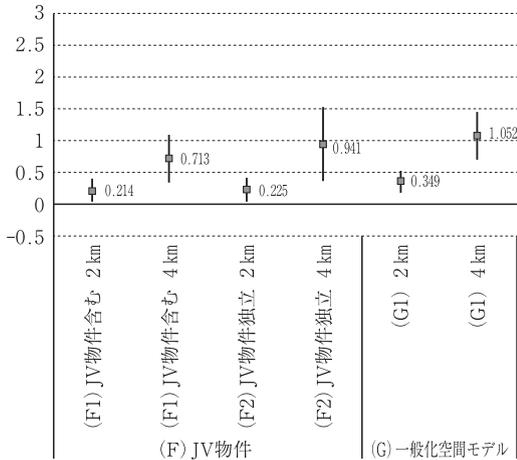
これまでの分析では、市場占有率を外生変数として扱ってきたが、この変数は、価格を説明する変数の誤差項と相関を持つ可能性がある。例えば、ここでの分析では新築マンションのみを扱っているため、市場占有率には誤差が生じる可能性がある。一戸建てなどの別の種類の住宅を考慮に入れると、買い手は、より多くの代替物件を選択できる。この場合、他に観測誤差がないと仮定したとしても、市場占有率の推定量は下方に偏りを持つことになる。別の可能性として、次のものがある。大企業の場合、多く

の従業員がおり、多くの物件を扱うことができるため、小規模の企業に比べて、市場占有率が大きくなる傾向にある (Colwell and Marshall 1986)。今回の分析では、企業規模や従業員数の情報を利用してない。これらが誤差項に含まれ、市場占有率と誤差項の間に相関が生じ得る。正の相関がある場合には、推定値に上方への偏りを生じさせている可能性がある。

このような潜在的な内生性へ対処するために、ここでは、企業規模や従業員数の代理変数として、大手企業7社 (住友不動産株式会社、株式会社大京、東急不動産株式会社、東京建物株式会社、野村不動産株式会社、三井不動産レジデンシャル株式会社、三菱地所レジデンス株式会社) を示すダミー変数を含む分析を行なった。この場合の半弾力性の推定結果が (D1) である。半径2 kmの場合が0.213、半径4 kmの場合が0.883であった。両者とも、より小さな値となった。2 kmの場合には、有意でなくなったため、基本モデルの推定結果は内生性により上方にバイアスが生じていた可能性が示唆される。一方、4 kmの場合には有意であり、大手企業の場合に生じている内生性の問題を考慮したとしても、価格と市場占有率との間に正の関係があることが示唆される。

次に、市場占有率の内生性を考慮して、ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (Herfindahl-Hirschman Index: HHI) を操作変数に用いた推定も行なった。この指数は、物件*i*の地理的市場内のすべての企業の占有率を二乗して合計したものである。この指数は、関連企業の占有率を含むため、関連企業の市場占有率と相関を持つ。しかし、物件*i*を建設・販売する企業は、関連企業の占有率に興味はあるが、地理的市場内全体の占有率には興味がないため、この指数は観察されない価格を説明する要因とは相関を持たないと考えられる。この操作変数を用いて、Drukker et al. (2013) の方法により推定を行なった。この結果が (E1) である。2 kmの場合が0.587であり、4 kmの場合は1.903となり、い

図4 半弾力性推定値の頑健性の確認(3)



注) 高低線の範囲は95%信頼区間を示す。  
出所) Iwata et al. (2019) の各表より作成。(F)は Table 12より作成している。

ずれも有意であった。さらに大手7企業のダミー変数を含み、HHIを操作変数として用いた場合(E2)では、2 kmの場合は0.223で有意ではなかったが、4 kmの場合は1.482と有意な結果が得られた。いずれの場合にも地理的市場を広くすると弾力的となる結果であった。大手7企業ダミー変数は、除外変数による上方バイアスを小さくするために、(E1)よりも小さな値を示している。

次に、図4についてである。共同企業体(Joint venture: JV)により建設・販売された物件を考える。これまでは、これらの物件を分析には含めてこなかった。そこでこれらのJVにより建設された物件を分析するために、次のような変数を作成した。ある物件が3社のJVによって建設・販売され、参加企業がC建設、A不動産、B地所という順番にデータベースに記されているとする。先頭にくる不動産企業が最も資本を提供している可能性を考慮して、この物件はC建設によって価格付けられると仮定する。したがってJVの企業として自社の名前が先頭にあげられている場合は、この物件は関連企業によって価格形成されることになる。このようなJV物件も関連企業とした推計結果は(F1)である。この結果でも、半弾力性は正で

有意であり、地理的市場の拡大につれて、その大きさは増すことがわかる。

さらに、これらのJVを独立する企業として分析をした場合である。先ほどの例のようにC建設ではなく、C建設JVという独立会社によって価格が形成されると仮定し、C建設の物件とC建設JVの物件は競合関係にあると仮定する。この推定結果は(F2)である。この結果でも、半弾力性は正で有意であり、地理的市場の拡大につれて、その大きさは増すことがわかる。

最後に、(6)式のGNSモデルからの推定結果についてである。前述のように共変量についても空間重み行列を乗じた変数 $WX$ を含むモデルである。ただし多重共線性を避けるため、すべての共変量について空間重み行列を乗ずることはせず、地理的市場の影響を受けそうな、徒歩分数と立地規制ダミー変数についての $WX$ を含めたモデルを推定した。その結果が(G)である。この結果でも、依然として半弾力性は正で有意であり、地理的市場の拡大につれて、その大きさを増す傾向が見られた。

### 3 結論

不動産市場は、消費者の検索範囲が地域的に限られているため、その地域内で関連企業の販売物件数が増加し、市場占有率が高まると、価格競争を緩和できるかもしれない。Iwata et al. (2019)は、2005年から2009年の東京都心10区で販売された新築マンションのデータを用いてこの仮説を実証的に検証した。基本モデルを含む14種類のモデルを推定した結果、以下の結論を得た。第1に、新築マンションの価格は周辺物件価格の増加関数になるため、不動産市場は価格の引き下げ競争に陥りやすい。これは、顧客を奪おうと周辺物件の価格が下がると、当該物件の価格も下げないと当該物件から得られる利潤が低下してしまうことに帰因する。第2に、マンション価格は、不動産地理的市場における市場占有率の増加関数になる。これは、地域内

の関連企業の物件が多いほど、価格競争を緩和できることを意味する。第3に、市場占有率の1%ポイントの上昇は、最終的な不動産価格(均衡価格)を乗数的に上昇させる。第2の結果より、当該物件の市場占有率が上昇すると、当該物件の不動産価格を上昇させることができる。すると、第1の結果より、周辺物件価格が上昇し、それに反応して、当該物件の不動産価格をさらに上昇させることができる。このようにして、不動産価格は雪だるま式に上昇していく。第4に、不動産地理的市場の範囲が大きいほど、市場占有率が最終的な不動産価格に与える影響は大きくなる。これは、買い手にとって、地理的範囲が拡大すると、代替物件を検索することがより困難になるからである。

以上の結論は本稿で利用したデータベースに基づくが、データベースの特徴から次のような限界がある。第1に、データベースには新築マンションしか含まれていない。既存のマンションや新築一戸建てなどの代替物件を含めると、不動産地理的市場における市場占有率が新築マンション価格に与える影響は弱まると考えられる。第2に、買い手の情報が無い。買い手がどのマンションを候補にしていたか、買い手の勤め先はどこか、買い手の所得はいくらかなど、買い手の情報を入手することで、不動産の地理的市場をより適切に確定できるかもしれない。例えば、ある地理的市場内で大手7社のマンションを好む消費者が多数存在するならば、大手7社にサンプルを限定して分析すべきであろう。この場合、地理的市場内の代替物件の少なさから、市場占有率が新築マンション価格に与える影響は強まると考えられる。

#### 謝辞

本研究を実施に際し、(有)エム・アール・シーからはデータを提供していただき、一般社団法人不動産流通経営協会から研究助成金をいただいている。住宅経済研究会での報告に際し、貴重なコメントをいただいたことも、ここに記して感謝したい。

#### 参考文献

- Brueckner, J. K. (2003) "Strategic Interaction among Governments: An Overview of Empirical Studies," *International Regional Science Review*, Vol. 26(2), pp. 175-188.
- Colwell, P. F., and D. W. Marshall (1986) "Market Share in the Real Estate Brokerage Industry," *Real Estate Economics*, Vol. 14(4), pp.583-599.
- Drukker, D. M., P.Egger, and I. R. Prucha (2013) "On Two-step Estimation of a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances and Endogenous Regressors," *Econometric Reviews*, Vol.32(5-6), pp.686-733.
- Elhorst, J. P. (2010) "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar," *Spatial Economic Analysis*, Vol.5(1), pp.9-28.
- Glaeser, E. L., J. Gyourko, and R. Saks (2005) "Why is Manhattan So Expensive? : Regulation and the Rise in Housing Prices," *Journal of Law and Economics*, Vol.48(2), pp.331-369.
- Iwata, S., K. Sumita and M. Fujisawa (2019) "Price Competition in the Spatial Real Estate Market : Allies or Rivals?" *Spatial Economic Analysis*, Vol.14(2), pp. 174-195.
- Kanemoto, Y. (1997) "The Housing Question in Japan," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 27(6), pp.613-641.
- Kelejian, H. H., and I. R. Prucha (2010) "Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances," *Journal of Econometrics*, Vol. 157(1), pp. 53-67.
- Kim, C. W., T. T. Phipps and L. Anselin (2003) "Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 45(1), pp. 24-39.
- Stakhovych, S., and T. H. A. Bijmolt (2009) "Specification of Spatial Models : A Simulation Study on Weights Matrices," *Papers in Regional Science*, Vol. 88(2), pp.389-408.
- 岩田真一郎・隅田和人・藤澤美恵子 (2012) 「不動産地理的市場における価格競争：ライバルか味方か？」一般社団法人不動産流通経営協会平成23年度研究助成実績 ([https://www.frk.or.jp/kenkyu\\_jyosei/files/file11.pdf](https://www.frk.or.jp/kenkyu_jyosei/files/file11.pdf))

# 学校の質が不動産市場に与える影響

黒田雄太

## はじめに

経済学の視点から見ると、教育は人的資本への投資という側面を持つ。特に公教育は、その国の人的資本蓄積において重要な役割を担っており、経済成長に対する公教育の重要性については、多くの研究によって指摘されている(Hanushek and Kimko 2000, Heckman et.al 1996)。それゆえに、公教育政策の効率的な実施は非常に重要であり、そのためには教育を提供する側だけでなく、教育を受ける側の行動について分析する必要がある。しかしながら、公教育の費用は原則として平等であるため、公教育に対する家計の教育投資行動を直接観測することは難しい。

ゆえに、これまで多くの研究では、不動産市場を分析することによって、子供の教育に対する親の自発的支払い額を間接的に観測してきた(Black and Machin 2011, Nguyen-Hoang and Yinger 2011)。学校の質と不動産市場の関係は特に学区制度が存在する場合に顕著である。特定の学校に通うためにはその学校の校区に住む必要があるため、質の高い教育を提供すると考えられる学校周辺の土地や物件は需要が高くなり、地価や家賃を上昇させる可能性がある。言い換えると、親が考慮する学校の価値が地価や家賃として不動産価格に資本化されていると考えられる。

これまでの研究では、学校の質および土地・物件の特徴を説明変数、不動産価格を被説明変

数としたヘドニックモデルによる分析が主に行なわれてきた。このような手法で常に問題となるのは、学校の質を示す変数の内生性である。テストスコアのような変数は、親の学歴や所得等と強く相関するので、テストスコアが高いことは必ずしも学校の質が高いことを意味しない。また、不動産市場および学校の質に係る変数の多くは観察することが難しいため、除外変数によるバイアスが生じる可能性がある。

それゆえに、これまでの実証研究では、そのような内生性の問題に対処するような手法が用いられてきた。例えば、Figlio and Lucas(2004)やClapp et.al(2008)は、長期のパネルデータを用いた分析により、観察されない近隣特性を制御した推定を試みている。その結果、彼らは住宅市場が学校に関する情報に強く反応することを見出した。また、Black(1999)は、学区の境界部分のデータを用いた回帰不連続デザインを用いることによって、観察不可能な居住者の社会経済的特徴を制御し、テストスコアが住宅価格に与える影響を分析している。その結果は、テストスコアは住宅価格に対して有意な正の影響を及ぼすことを示している。

海外における豊富な研究蓄積とは対照的に、日本において学校の質と不動産市場の関係性について分析した研究の数はあまり多くない。その理由のひとつとして、学校の質の代理変数となるテストスコアのようなデータが一般に公表されてこなかったという点があげられる。そのようななかで、吉田・張・牛島(2008)は、デー

タが利用可能であった東京都足立区を分析の対象として、学校の質が地価に与える影響と、学校選択制導入によるその影響の変化について分析している。また、牛島・吉田（2009）では、東京都特別区のパネルデータを用いて、学校の質と地価の関係性について分析している。上記の研究では、パネルデータを用いた固定効果モデルによって、観察されない近隣特性の制御を試みている。しかしながら、日本を対象としたこれらの研究は、数多くの私立学校が存在する東京都のデータを用いているため、学校の質と不動産価格の関係があまり強くないという結果を示している。

そこで本稿では、学区制度が明確に存在し私立学校がほとんどない島根県松江市を分析の対象として、公立学校の質が近隣の不動産市場に与える影響について実証分析を行なった Kuroda (2018) の内容を紹介し、その結果について考察を行なう。Kuroda (2018) は Black (1999) と同様に、学区の境界部分に注目した回帰不連続デザインを用いることで、近隣の観察されない特徴を制御している。また、利用者に関する詳細な情報を有する賃貸物件に注目することにより、学校の質が与える影響の異質性についても言及している。この研究は、学校の質と不動産価格について自然実験デザインを用いて実証的な分析を行なった、日本では数少ない研究の一つであると言える。

## 1 分析手法

ヘドニックモデルを用いて賃貸物件の賃料に対する学校の質（テストスコア）の影響を推定する。推定式は以下ようになる。

$$\ln P_{iaj} = \alpha + \beta X_{iaj} + \delta Z_j + \gamma \text{test}_a + \epsilon_{ij}$$

ここで、 $P_{iaj}$  は学校 a を有する学区 j にあるアパート i の家賃を表す。 $X_{iaj}$  には部屋数や築年数のようなアパートの特徴が含まれている。 $Z_j$  は近隣および学区の特徴を示す変数が含まれる。 $\text{test}_a$  は公立学校 a の平均テストスコアを表している。

## 著者写真

くろだ・ゆうた  
1989年山形県生まれ。東北大学経済学部卒。東北大学大学院博士課程修了。東北大学博士（経済学）。現在、東北大学経済学研究科助教。論文：The Effect of School Quality on Housing Rents: Evidence from Matsue City in Japan, *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 50, pp. 16–25, 2018.

しかし、公共施設へのアクセスや学区の平均所得のような社会経済的特徴の多くは観察することは困難であり、これらの変数を含めずに推定することは結果に偏りを生じさせる可能性がある。この問題に対処するために、近隣および学区の特徴を含むベクトルを学区の境界ダミーで置き換えた、回帰不連続デザインを適用する。推定式は以下ようになる。

$$\ln P_{iab} = \alpha + \beta X_{iab} + \Phi K_b + \gamma \text{test}_a + \epsilon_{iab}$$

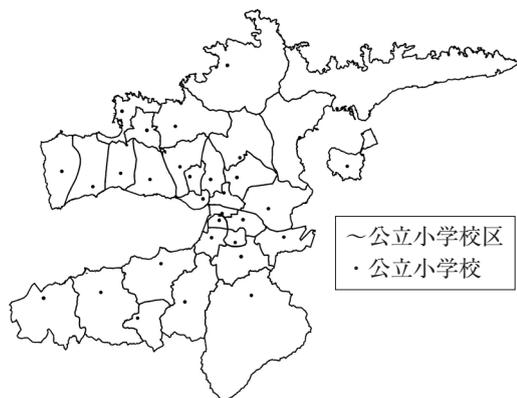
ここで、 $K_b$  は学区の境界ダミーを表し、もしそのアパートが境界 b にある場合は、1 の値を示す。このダミー変数は、学区の境界の両側にあるアパートが共有している観察されない特徴をすべて制御する。学区の境界を共有するアパートは、公共施設へのアクセスやアメニティにおいて、同様の特徴を持つと想定することができる。そのため、分析の際には、境界ダミーを推定式に追加した後、境界付近のアパートにサンプルを制限したデータを用いて分析を行なう。具体的には、学区の境界から 500、350、200メートル以内の範囲にあるアパートのサブサンプルを作成した。これにより、非常に似通った特徴を持つアパートを直接比較ことができ、唯一不連続的に変化する「通学できる学校の違い」によって、アパートの家賃に差が生じるかどうか観測することができる。

## 2 背景とデータ

### 2.1 松江市について

松江市を分析の対象とする理由はいくつかある。もっとも重要な理由として、松江市には私

図1—松江市の公立小学校と校区



立の小中学校がほとんど存在しないという点があげられる。私立学校には校区が存在せず、居住地に関係なく自由に通うことができるため、私立学校が多く存在する地域では公立学校と家賃の関係が弱まる可能性がある。しかし、松江市には私立学校がほとんどないため、公立学校の質と家賃の関係を明確に測定することができる。加えて、松江市では学校選択制度が導入されておらず、厳格な学区制度が存在している。

図1は主要分析の対象となっている松江市の小学校とその学区の境界について示している。松江市には35の公立小学校が存在する。そのうち、児童数が非常に少ない学校はテストスコアが公表されていないため、分析から除外されている。また、大きな川や森などによって区切られている学区の境界は分析から除外されている。なぜなら、そのような境界の左右では観察されない近隣特徴が大きく異なる可能性があり、これは回帰不連続デザインの設計に反するからである。実際に分析に用いている公立小学校の数は23である。

また、日本の地方都市では持ち家に住む世帯が多いので、小学校に通う年齢の子供を持つ親が賃貸物件に住んでいるのか確認する必要がある。表1は、「平成25年住宅・土地統計調査」を基に作成された、島根県の世帯種類別世帯数を示している。これによると、島根県の世帯のうち約73%が持ち家、27%が借家に住んでいる

表1—世帯の種類別の世帯数（島根県）

世帯の種類	持ち家	借家	合計
総数	185,400	69,300	254,700
1人世帯	33,100	35,000	68,100
2人世帯	60,800	14,000	74,800
3～5人世帯			
夫婦と9歳未満の者	5,100	8,900	14,000
夫婦と10～17歳の者	7,600	4,200	11,800
夫婦と18歳以上の者	43,400	3,300	46,700
その他	15,000	3,000	18,000
6人以上の世帯	15,300	800	16,100

ことがわかる。しかし、分析対象となる小学生の子供を持つ世帯（表中では「夫婦と9歳未満の者」）においては、6割以上が賃貸物件に住んでいる。よって、賃貸物件のデータを用いて分析を行なうことは妥当である。

## 2.2 データ

分析ではホームメイト・CHINTAI・SUUMOの3種類の賃貸情報サイトに掲載されている2015年10月の物件情報データを用いている。各物件には住所、家賃、部屋数、間取り、専有面積（㎡）、階数、築年数、建築構造などのデータが含まれる。間取りと建築構造に関してはそれぞれダミー変数を作成して分析に用いた。さらに、賃貸情報サイトの定義に従って、2つ以上の部屋を持つ物件を「家族向け」の物件としてダミー変数を作成した。また、住所情報を用いて、各物件から最寄り駅、松江駅、島根大学、通学小中学校までの直線距離（km）を計算し、制御変数として利用した。分析に用いた物件の総数は2686であり、学区の境界から500、350、200メートル以内に位置する物件の数はそれぞれ1423、1088、718である。データの基本統計量は表2に示されている。

学区（地域）の特徴に関するデータは松江市の公式ウェブサイトから入手して使用した。教員1人当たりの児童数、15歳未満人口率、65歳以上人口率、男女比および平均世帯人数を学区の特徴を制御する変数として用いた。しかし、これらの変数は回帰不連続デザインを用いた分

表2—基本統計量

	全物件				境界から500m以内			
	Mean	S.D.	Min	Max	Mean	S.D.	Min	Max
家賃(円)	56724	12376	17000	135000	56577	13154	23000	135000
学校変数								
小学校のテストスコア	67.35	2.77	61.58	72.75	67.92	2.89	61.58	72.75
中学校のテストスコア	63.83	2.06	59.75	66.80	64.03	1.88	59.75	66.80
物件変数								
部屋数	1.67	0.69	1	4	1.65	0.72	1	4
リビングダミー	0.39	0.49	0	1	0.38	0.48	0	1
ダイニングダミー	0.73	0.45	0	1	0.70	0.46	0	1
家族向けダミー	0.55	0.50	0	1	0.52	0.50	0	1
専有面積(m <sup>2</sup> )	44.30	14.43	12.15	157.86	43.28	14.79	15.60	106.06
階数	2.60	1.55	1	14	2.72	1.67	1	14
築年数	14.26	9.60	0	68	15.67	10.36	0	49
鉄骨造ダミー	0.33	0.47	0	1	0.31	0.46	0	1
軽量鉄骨造ダミー	0.20	0.40	0	1	0.22	0.42	0	1
RC造ダミー	0.13	0.34	0	1	0.17	0.38	0	1
耐震鉄骨造ダミー	0.00	0.05	0	1	0	0	0	0
最寄駅からの距離(km)	1.78	1.05	0.03	5.90	1.70	0.94	0.03	4.81
松江駅からの距離(km)	3.18	2.25	0.10	17.06	2.63	1.72	0.10	9.15
鳥根大学からの距離(km)	3.78	2.56	0.12	17.89	3.65	2.40	0.12	10.64
小学校からの距離(km)	0.82	0.50	0.10	3.96	0.87	0.53	0.10	3.96
中学校からの距離(km)	1.29	0.59	0.09	3.73	1.27	0.61	0.09	3.24
学区変数								
教員一人当たりの生徒数	17.30	2.88	6.17	21.56	17.07	2.71	9.00	21.56
15歳未満人口率	0.15	0.04	0.01	0.36	0.15	0.04	0.01	0.36
65歳以上人口率	0.24	0.07	0.00	0.55	0.23	0.08	0.04	0.55
男性の割合	0.48	0.02	0.41	0.56	0.48	0.02	0.41	0.53
平均世帯人数	2.25	0.28	1.47	3.28	2.20	0.29	1.48	3.18
物件数	2686				1423			

	境界から350m以内				境界から200m以内			
	Mean	S.D.	Min	Max	Mean	S.D.	Min	Max
家賃(円)	56671	13353	23000	135000	55450	12373	23000	110000
学校変数								
小学校のテストスコア	67.87	2.81	61.58	72.75	67.55	2.77	61.58	72.75
中学校のテストスコア	64.16	1.81	59.75	66.80	64.14	1.82	59.75	66.80
物件変数								
部屋数	1.65	0.73	1	4	1.60	0.72	1	4
リビングダミー	0.39	0.49	0	1	0.37	0.48	0	1
ダイニングダミー	0.71	0.46	0	1	0.70	0.46	0	1
家族向けダミー	0.51	0.50	0	1	0.48	0.50	0	1
専有面積(m <sup>2</sup> )	43.28	14.74	15.60	106.06	42.35	14.50	15.60	106.06
階数	2.79	1.76	1	14	2.73	1.64	1	14
築年数	15.68	10.74	0	49	15.17	11.09	0	46
鉄骨造ダミー	0.29	0.45	0	1	0.25	0.43	0	1
軽量鉄骨造ダミー	0.23	0.42	0	1	0.20	0.40	0	1
RC造ダミー	0.19	0.39	0	1	0.19	0.39	0	1
耐震鉄骨造ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
最寄駅からの距離(km)	1.67	0.95	0.03	4.81	1.707942	1.048901	0.219	4.807
松江駅からの距離(km)	2.65	1.81	0.10	9.15	2.81	2.05	0.23	9.15
鳥根大学からの距離(km)	3.62	2.37	0.12	10.64	3.56	2.31	0.12	10.64
小学校からの距離(km)	0.91	0.52	0.10	3.96	0.98	0.51	0.10	3.96
中学校からの距離(km)	1.28	0.63	0.09	3.24	1.35	0.65	0.09	3.24
学区変数								
教員一人当たりの児童数	16.97	2.68	9.00	21.56	16.86	2.61	9.00	21.56
15歳未満人口率	0.15	0.05	0.01	0.36	0.15	0.05	0.02	0.36
65歳以上人口率	0.23	0.08	0.04	0.55	0.23	0.08	0.04	0.55
男性の割合	0.48	0.02	0.41	0.53	0.48	0.02	0.42	0.53
平均世帯人数	2.19	0.30	1.48	3.18	2.20	0.31	1.48	3.18
物件数	1088				718			

表3—主要結果

	(1) 全物件	(2) 500m	(3) 350m	(4) 200m
小学校テストスコア	.0029** (.0008)	-0.0033 (.0021)	-.0065** (.0024)	-0.0055 (.0028)
物件変数				
部屋数	.0793*** (.0126)	.0852*** (.0151)	.1049*** (.0131)	.1138*** (.0125)
リビングダミー	.0359*** (.0081)	.0467*** (.0111)	.0681*** (.0110)	.0732*** (.0144)
ダイニングダミー	.0501*** (.0091)	.0513*** (.0103)	.0436*** (.0109)	.0363** (.0134)
専有面積	.0073*** (.0008)	.0078*** (.0009)	.0067*** (.0008)	.0062*** (.0008)
階数	.0216*** (.0022)	.0152*** (.0026)	.0150*** (.0028)	.0121** (.0044)
築年数	-.0126*** (.0005)	-.0126*** (.0005)	-.0125*** (.0004)	-.0129*** (.0005)
鉄骨造ダミー	.0228*** (.0110)	.0438*** (.0074)	.0488*** (.0091)	.0478*** (.0118)
軽量鉄骨造ダミー	.0654*** (.0065)	.0670*** (.0078)	.0747*** (.0094)	.0686*** (.0116)
RC造ダミー	.0240* (.0091)	.0573*** (.0108)	.0688*** (.0120)	.0601*** (.0147)
耐震鉄骨造ダミー	.1291*** (.0174)			
最寄駅からの距離	-.0239** (.0091)	-.0396 (.0271)	-.0549 (.0290)	-.0747 (.0475)
最寄駅からの距離 <sup>2</sup>	.0033 (.0019)	.0075 (.0052)	-.0106* (.0048)	.0126 (.0067)
松江駅からの距離	-.0304*** (.0037)	.0057 (.0037)	-.0045 (.0230)	.0630 (.0354)
松江駅からの距離 <sup>2</sup>	.0009*** (.0002)	-.0033 (.0025)	.0030 (.0028)	-.0114** (.0041)
島根大学からの距離	.0039 (.0020)	.0079* (.0039)	-.0086* (.0043)	.0124* (.0052)
島根大学からの距離 <sup>2</sup>	-.0003 (.0002)	-.0010* (.0004)	-.0011** (.0004)	-.0014* (.0006)
小学校からの距離	-.0095 (.0102)	-.0345* (.0161)	-.0247 (.0201)	-.0216 (.0266)
小学校からの距離 <sup>2</sup>	.0041 (.0026)	.0037 (.0041)	.0003 (.0049)	.0006 (.0066)
中学校からの距離	-.0032*** (.0134)	-.0311 (.0259)	-.0116*** (.0313)	-.0007 (.0378)
中学校からの距離 <sup>2</sup>	.0048 (.0041)	.0003 (.0075)	.0039 (.0090)	-.0114 (.0093)
境界ダミー	NO	YES	YES	YES
学区変数	YES	NO	NO	NO
サンプル数	2642	1369	1035	668
境界数	N/A	33	32	29
Adjusted R2	0.8442	0.8641	0.8758	0.8741

注1) \*、\*\*、\*\*\*は、それぞれ5%、1%、0.1%水準で係数が有意であることを示す。

2) 括弧内の標準誤差は学区単位でクラスタ内相関を補正する頑健標準誤差を用いている。

析では境界ダミー変数に代替される。

学校の質の代理変数として用いるテストスコアは、2種類の学力調査を用いて作成された。全国学力・学習状況調査結果は小学6年生と中学3年生が受ける学力テストであり、島根県学力調査結果はそれを補完する形で小学4・5年

生と中学1・2年生が受ける学力テストである。この試験の学校別結果は2014年度から松江市のウェブサイトにて一般に公表されており、分析では2014年度の国語と算数(数学)の2教科のスコアの平均(小学校は4・5・6年生の国語・算数の平均、中学校は1・2・3年生の国語・数学の平均)を、各学校の質の代理変数として用いる。

### 3 推定結果と考察

#### 3.1 主要結果

表3は分析の主要結果を示している。列(1)は全物件を使用し、境界ダミーを用いずに推定した結果であり、これは小学校のテストスコアが家賃に対して正で有意な影響を及ぼしていることを示している。その他の変数に関しても先行研究と同様の傾向を示しているが、この結果は観察されていない近隣特徴の問題を依然として含んでいることに注意する必要がある。

列(2)は、学区変数の代わりに境界ダミーを使用し、サンプルを境界から500メートル以内の物件に制限して推定した結果を示している。また、列(3)と(4)は、それぞれ境界から350、200メートル以内の物件のみを使用して分析した結果を示している。これらの結果は、小学校のテストスコアが家賃に対して有意な影響を与えないことを示しており、これは先行研究の結果と異なっている。

このような結果が得られた理由の一つとして、先行研究で用いられている住宅価格や地価ではなく、賃貸物件の家賃を用いているという点が考えられる。分析で用いられている賃貸物件の約半数は単身者向けとして設計されているワンルームのアパートである。物件を借りる際に学校の質を考慮するのは、子供を持つ(もしくはこれから持つ予定の)夫婦であると考えられるので、学校の質は家族向けのアパートの家賃に対してのみ有意な影響を及ぼし、単身者向け物件の家賃に対しては影響を与えない可能性がある。この問題に対処するために、家族向けダミ

表4—家族向けダミーを用いた結果

	(1) 全物件	(2) 500m	(3) 350m	(4) 200m
テストスコア	-.0043** (.0014)	-.0087*** (.0025)	-.0122*** (.0027)	-.0122*** (.0032)
家族向けダミー	-.8408*** (.1547)	-.7608*** (.1311)	-.8535*** (.1400)	-.9333*** (.1729)
スコア×ダミー	.0126*** (.0016)	.0118*** (.0019)	.0135*** (.0021)	.0147*** (.0025)
物件変数	YES	YES	YES	YES
境界ダミー	NO	YES	YES	YES
学区変数	YES	NO	NO	NO
サンプル数	2640	1367	1033	666
境界数	N/A	33	32	29
Adjusted R2	0.8494	0.8683	0.8820	0.8815

注1) \*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ5%、1%、0.1%水準で係数が有意であることを示す。

2) 括弧内の標準誤差は学区単位でクラスター内相関を補正する頑健標準誤差を用いている。

一とテストスコアの交差項を用いた分析を行なった。

表4の列(1)は境界ダミーを使用せず、家族向けダミーおよびテストスコアと家族向けダミーの交差項を用いて、全物件を用いて推定した結果を示している。テストスコアは負で有意であり、スコアが高いほど家賃が下がることを示している。家族向けダミーもまた負で有意であるが、テストスコアと家族向けダミーの交差項は正で有意な結果を示している。したがって、その物件が家族向けであるならば、テストスコアが上昇することによって家賃が増加すると考えられる。列(2)は境界固定効果を制御しながら、家族向けダミーおよび交差項を加えて、境界から500メートル以内の物件を用いて推定した結果を示している。列(3)と(4)は、列(2)と同じ変数を使用し、それぞれ境界から350メートル、200メートル以内の物件を使用して推定した結果を示している。これらの結果は列(1)と同様の傾向を示しており、境界ダミーを用いて観察されない特徴を制御した場合でも、テストスコアが家族向けのアパートの家賃に対して有意な正の影響を与えることを示している。また、ダミー変数を用いる代わりに、サンプルを家族向け物件

と単身者向け物件の二つに分割し、それぞれを別個に推定した場合でも同様の結果が得られた。

この影響の大きさについて考えると、観察されない特徴をもっとも制御した列(4)の結果によると、テストスコアが10%増加すると、家族向け物件の家賃が約1.7%増加することがわかる。言い換えると、テストスコアを約6.7点増加させるために、親は毎月の家賃を約921円多く支払う意思があることを示している(家賃の平均は約5万5000円、テストスコアの平均は約67点)。これは、地価データを用いた日本の先行研究と比較して大きい。土地と比べて賃貸物件は安く、また取引も容易であるため、より学校の質に反応しやすい可能性がある。ただし、Black (1999) と比較すると小さな値であり、これは日本の公教育は平等性を重視するため、学校間の差があまり大きくないという理由が考えられる。

### 3.2 頑健性の確認

得られた結果の頑健性を確認するために、いくつかの分析を行なった。まず「家族向け」の定義について考慮する。主要分析では不動産情報サイトの定義に従って、2部屋以上の物件を家族向けとしているが、実際にはより部屋数が多く、より専有面積が広い住居ほど家族が住むに適していると考えられる。また、住宅・土地統計調査によると、小学生の子供を持つ世帯は、約30~60㎡の専有面積を持つアパートに比較的多く住んでいることがわかる。そこで、専有面積が約30~60㎡の物件である場合に1を示す「家族向けダミー2」を作成した。そして、家族向けダミーの代わりに部屋数、専有面積、家族向けダミー2とその交差項をそれぞれ用いた分析を行なった。それらの分析の結果は、表5に示されている。列(1)(2)は部屋数とテストスコアの交差項を用いた分析結果を示しており、家賃に対するテストスコアの影響が部屋数に比例して強くなることを示している。列(3)(4)は専有面積とテストスコアの交差項を用いた結果を示

表5 一家族向けの定義の確認

	部屋数		専有面積		家族向けダミー2	
	(1) 全物件	(2) 200m	(3) 全物件	(4) 200m	(5) 全物件	(6) 200m
小学校テストスコア	-.0140*** (.0023)	-.0206*** (.0042)	-.0183*** (.0033)	-.0198** (.0062)	.0003 (.0015)	-.0124** (.0040)
テストスコア×部屋数	.0097*** (.0011)	.0091*** (.0019)				
テストスコア×専有面積			.0005*** (.0001)	.0004** (.0001)		
テストスコア×家族向けダミー2					.0051** (.0015)	.0118** (.0038)
家族向けダミー2					-.2988** (.1047)	-.7662** (.2543)
部屋数	-.5772*** (.0798)	-.5059*** (.1282)	.0753*** (.0129)	.1086*** (.0128)	.0808*** (.0104)	.1071*** (.0130)
専有面積	.0071*** (.0021)	.0061*** (.0008)	-.0247*** (.0044)	-.0192* (.0085)	.0075*** (.0007)	.0065* (.0008)
その他の物件変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES
境界ダミー	NO	YES	NO	YES	NO	YES
学区変数	YES	NO	YES	NO	YES	NO
サンプル数	2641	667	2641	667	2640	666
境界数	N/A	29	N/A	29	N/A	29
Adjusted R2	0.8504	0.8782	0.8508	0.8765	0.8497	0.8796

注1) \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ5%、1%、0.1%水準で係数が有意であることを示す。

2) 括弧内の標準誤差は学区単位でクラスター内相関を補正する頑健標準誤差を用いている。

しており、専有面積が広い住居ほど、学校の質の影響を強く受ける可能性を示唆している。列(5)(6)は家族向けダミー2を用いて推定した結果を表しており、これは通常の家族向けダミーと同様の傾向を示している。

さらなる懸念事項として、学校の質に強く関心を持つ親は住居の質もまた深く考慮する可能性が考えられる。住居の質は家賃と強く関連するため、学校の質と住居の質との間に正の相関がある場合、主要な結果は学校の質ではなく住居の質の影響を示している可能性がある。この懸念に対処するために、部屋数や専有面積などの住居の質を示す変数をテストスコアで回帰した。その結果、学校の質は部屋数や専有面積に影響を与えないことが示された。

また、回帰不連続デザインを用いる場合に懸念すべき事項として、通学できる学校以外の要

素が学区の境界の左右で不連続に変化していないことを確認する必要がある。松江市では学校区と地域の公民館区が一致しているため、公民館区の観察されない特徴は学校の質と混同されるかもしれない。しかし、公民館区に関する公式ウェブサイトによると、地区外の住民であっても希望に応じて公民館のサービスを受けることができるため、観察されない特徴は連続的に変化すると考えられる。

加えて、頑健性の確認として、他の年度のテストスコアを用いた分析を行なったが、結果は主要な分析と同様であった。

### 3.3 中学校のデータを用いた分析

親が学区を選択する際には、小学校の質だけではなく中学校の質を考慮する可能性もあるため、中学校のテストスコアを用

いた分析も行なった。中学校のテストスコアのみを用いた分析の結果は、小学校に関する結果とほぼ同様の傾向を示していたが、その影響は比較的小さいものであった。また、小学校と中学校の両方のテストスコアを用いた場合、小学校のみが有意な影響を持つという結果が得られた。

この結果が得られた理由としては、第一に、中学校は小学校と比較して数が少ないため、中学校のテストスコアのばらつきが比較的小さいことがあげられる。第二に、小学校と中学校は連続した過程として考えられ、小学校入学時のみ居住地選択の意思決定を行なうという可能性がある。松江市では中学校区は小学校区を組み合わせたものであるため、小学校の同級生のほとんどは中学校でも同級生となる。したがって、親と子供は中学校に進学する際に学区を移

動するのを拒むかもしれない。第三に、中学生の子供を持つ親は、小学生の子供を持つ親と比較して、年齢や収入、社会的地位が高いため、賃貸物件ではなく持ち家に住む傾向が強い。実際、表1から、10～17歳の子供がいる世帯は、9歳未満の子供がいる世帯よりも持ち家に住む割合が高いことがわかる。ゆえに、賃貸物件を用いた分析結果では中学校による影響が弱まっている可能性がある。

#### 4 結論と課題

この研究では、回帰不連続計画法を用いて学校の質が家賃に与える影響について分析した。その結果、学校の質が家族向けのアパートの家賃に対して有意な正の影響を与えることがわかった。この結果は、両親が自分の子供をより良い学校に通わせるためにより多くのお金を支払う意思があることを示唆している。

これとは対照的に、学校の質は単身者向けのアパートに対して負の影響を与える、もしくは有意な影響を与えないことがわかった。これは、単身者向け物件の主な利用者である大学生や単身者は学校の質を考慮しないため、より良い学校がある地区では単身向け物件の相対的な需要が減少することを示唆している。

日本のデータを用いた先行研究と比較して、この結果はより強い有意性と大きな影響の程度を示している。この理由はいくつか考えられる。まず、これまでの研究とは異なり、私立学校の影響がほとんどない地域を分析の対象としているため、公立学校の効果がより強く推定されている可能性がある。また、地価ではなく家賃を用いることで、より実際の需要を反映した結果が示されている可能性も考えられる。

しかし、日本では、大都市圏とそれ以外地域では教育環境が大きく異なるため、本研究の結果が松江市特有のものである可能性には留意する必要がある。加えて、この研究では賃貸物件のみのデータを用いているため、持ち家に住むような家計の教育投資行動についても、さらなる

データを用いて研究する必要がある。

#### 参考文献

- Black, S. E. (1999) "Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114(2), pp. 577-599.
- Black, S. E., Machin, S. (2011) "Housing Valuations of School Performance," Hanushek, E.A., S. Machin, and L. Woessmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education* (3, 485-519), North Holland.
- Clapp, J. M., A. Nanda, and S. L. Ross (2008) "Which School Attributes Matter? The Influence of School District Performance and Demographic Composition on Property Values," *Journal of Urban Economics*, Vol.63, pp.451-466.
- Figlio, D. N. and E. M. Lucas (2004) "What's in a Grade? School Report Cards and the Housing Market," *American Economic Review*, Vol.94(3), pp. 591-604.
- Hanushek, E. A., and D. D. Kimko (2000) "Schooling, Labor-force Quality, and the Growth of Nations," *American Economic Review*, Vol. 90 (5), pp. 1184-1208.
- Heckman, J., A. Layne-Farrar, and P.Tod (1996) "Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of Schooling Quality on Earnings," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.78(4), pp.562-610.
- Homemate (2015.10) <http://www.homemate.co.jp/>
- Kuroda, Y. (2018) "The Effect of School Quality on Housing Rents: Evidence from Matsue City in Japan," *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol.50, pp.16-25.
- Nguyen-Hoang, P., and J. Yinger (2011) "The Capitalization of School Quality into House Values: A Review," *Journal of Housing Economics*, Vol.20(1), pp.30-48.
- Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications (2018.3) "2013 Housing and Land Survey," <http://www.stat.go.jp/english/data/jyutaku/index.html> Statistics Information of Matsue city (2015.10) <http://ntoukei.city.matsue.shimane.jp/>
- 牛島光一・吉田あつし (2009) 「小学校における教育の質は地価に影響するか? 東京都特別区の地価データを用いた検証」『応用地域学研究』第14号、37-47頁。
- 文部科学省 (2014) 『平成26年度全国学力・学習状況調査の結果公表に関する調査結果について』
- 吉田あつし・張璐・牛島光一 (2008) 「学校の質と地価 足立区の地価データを用いた検証」『季刊住宅土地経済』第68号、10-18頁。

# 世代間モビリティへの近隣の影響 II

## 郡レベルの推定

Chetty, R. and N. Hendren (2018) "The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility II: County-Level Estimates," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.133, pp.1163-1228.

### はじめに

“子供の経済的な機会は近隣によってどの程度形成されるか”という問題については、膨大な研究が行なわれているにも関わらず統一した答えは得られていない。Chetty and Hendren (2018) (以下、「本論文」)では米国の匿名化された税金記録を用い、近隣が子供の社会・経済的な成果に影響を与えるメカニズムを検証している。本論文では通勤圏と郡単位のデータを用いて、子供の成人期収入をはじめとした社会・経済的な成果に与える“場所の効果”を推定し、高い世代間モビリティを持つ地域の特徴を分析する<sup>1)</sup>。

本論文は全9章構成で多くのトピックが議論されており、限られた紙面ですべてを紹介することは難しい。そこで、主に3点(①場所の効果についてのベースライン推定、②どのような場所が子供により良い機会を提供できるか、③住居費用と子供の機会間のバーゲニング)を紹介する。

### データと分析モデル

#### データ

米国における1980年から1986年生まれの子供とその家族についての連邦所得税記録を利用し、26歳時点の子供の収入を社会・経済的な成果と捉えて分析を行なう。このサンプルを1996-2012年間である通勤圏cに住み続けている家族(永住者)と、1回以上別の通勤圏に移動した家族と、1回以上通勤圏内の郡を移動した家族の3グループに分割する。

#### 変数

変数は親と子供それぞれについて設定する。親に関する変数は、親家族全体の収入を用いる。子供に関する変数は家族・個人単位の収入と結婚率を用い

る。子供家族の収入は26歳と30歳時点の、子供個人の収入と結婚率は26歳時点のデータを用いる。表1で変数の要約統計量を示す。

#### 場所の効果の推定モデル

場所の効果についての推定モデルは(1)式の生産関数をもとに設定する。

$$y_i = \sum_{a=1}^A [\mu_{c(i,a)} - kI(c(i,a) \neq c(i,a-1))] + \theta_i \quad (1)$$

ここで、 $y_i$ は子供iの26歳時点における収入のパーセンタイルランク、 $\mu_{c(i,a)}$ は子供iが場所(通勤圏、郡)cで年齢aの時に受けた場所の効果を表しており、子供時代を通じて一定であると仮定する。kは子供時代の移動に関するコストであり、年齢aとa-1で居住場所が異なる、つまり $c(i,a) \neq c(i,a-1)$ が成立する回数分kのコストがかかることを表している。 $\theta_i$ は家族の特性を表しており、時間で不変な要素(遺伝など)と変動する要素(家族内での子供への投資など)の両方を含んでいる。 $y_i$ は場所の効果と移動のコストの差をA歳になるまで合計し、家族の特性を足し合わせたものと解釈する。

ベースライン分析の目的は、各通勤圏と各郡の“場所の効果” $\vec{\mu} = \{\mu_c\}$ を特定することである。(2)式は場所の効果を推定する固定効果モデルである。

$$y_i = a_{od} + \vec{e}_i \cdot \vec{\mu} + \epsilon_i \quad (2)$$

$a_{od}$ は移動前の場所oと移動後の場所dの、各組み合わせの固定効果である。 $\vec{e}_i$ は子供iがA歳になるまでに場所cから効果を受けた年数を表すベクトルで、子供iの移動したときの年齢 $m_i$ から次式のように得る。

$$e_{ic} = \begin{cases} A - m_i & \text{if } d(i) = c \\ m_i & \text{if } o(i) = c \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases}$$

本論文では(2)式について2つの拡張を行なう。ま

表1 変数の記述統計量

変数	平均 (1)	標準偏差 (2)	中位数 (3)	観測数 (4)
パネルA: 永住者：通勤圏を1回だけ移動した家族				
親の家族収入 (\$)	89,029	353,465	56,700	1,397,260
子供(26歳)の家族収入 (\$)	31,706	88,503	33,100	1,397,260
子供(30歳)の家族収入 (\$)	45,890	99,172	33,100	459,952
子供(26歳)の個人収入 (\$)	23,731	79,083	19,900	1,397,260
子供(26歳)の結婚率 (%)	26.5	44.1	0.0	1,270,634
パネルB: 通勤圏内の郡を1回移動した家族				
親の家族収入 (\$)	82,627	300,952	57,000	931,138
子供(26歳)の家族収入 (\$)	32,304	62,314	25,000	931,138
子供(30歳)の家族収入 (\$)	46,477	86,911	33,800	316,106
子供(26歳)の個人収入 (\$)	24,260	49,620	20,700	931,138
子供(26歳)の結婚率 (%)	25.9	43.8	0.0	842,547

ず、著者らの先行研究から、場所の効果  $\mu_c$  は親の収入ランク  $p(i)$  と線形の関係にあると考えられるため (Chetty and Hendren 2018a; Chetty et al. 2014)、親の収入ランク  $p$  のときの場所  $c$  における効果  $\mu_{pc}$  を(3)式で表すことができる。

$$\mu_{pc} = \mu_c^0 + \mu_c^1 p \quad (3)$$

また、分析で用いるサンプルの収入データは労働市場の変化が著しい2006年-2012年時点のものであるため、その変動をコントロールする関数  $g_{od}(p, s)$  を推定し分析に用いる。ここで  $s$  は子供の生まれたコホートである。

上記の拡張2点を(2)式に取り入れた(4)式がベースライン推定で用いるモデルである。

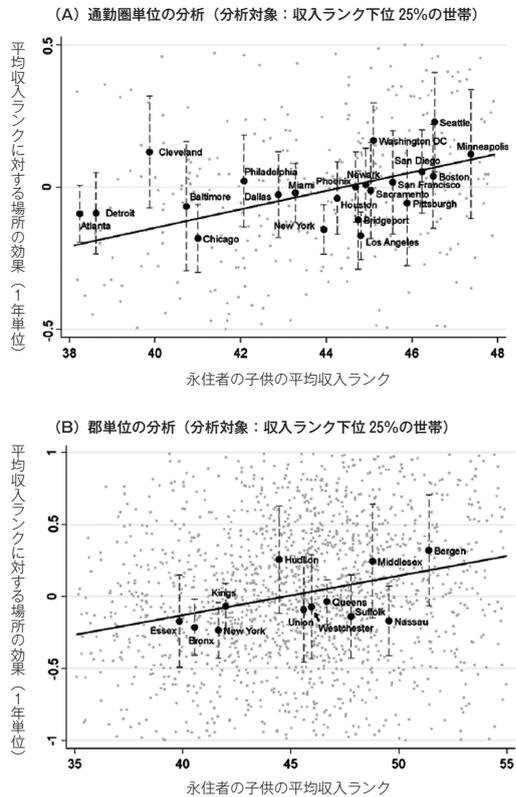
$$y_i = a_{od} + a_{od}^p + \bar{e}_i \cdot \bar{\mu} + g_{od}(p_i, s_i) + \epsilon_i \quad (4)$$

### 分析結果

#### ベースライン推定

図1は(4)式の推定モデルを用いて、収入ランク下

図1 低所得者における場所の効果の推定値と永住者の平均収入ランク

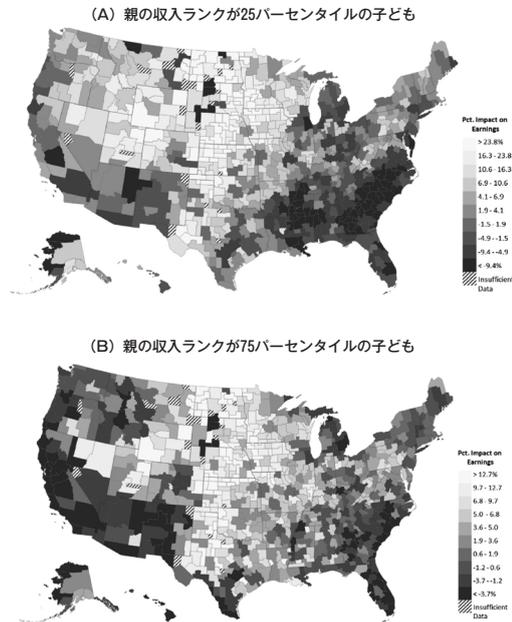


位25%の家族を対象に通勤圏と郡単位で推定した場所の効果  $\hat{\mu}_{25,c}$  (縦軸) と、期間中に一度も場所  $c$  から移動しない、収入ランク下位25%の永住者の子供における平均収入ランク  $\bar{y}_{25,c}$  (横軸) を比較した図である。(A)は通勤圏単位の分析であり、ラベルがついている通勤圏は250万人以上の人口を有しており、破線は95%信頼区間を表す。(B)は郡単位の分析であり、ラベルがついている郡は50万人以上に人口を有しており、破線は95%信頼区間を表す。

まず、(A)に着目する。パーセンタイルの変化をドル価値で換算すると、1パーセンタイルの増加は子供の26歳時点収入をおよそ3.14%増加させることがわかる。この数値を基に通勤圏の例を検討する。

例えば、Clevelandで子供期の1年間を過ごす26歳時点の収入は  $0.12 * 3.14 = 0.38\%$  増加すると推定されるが、Los Angelesで1年間を過ごす  $-0.17 * 3.14 = -0.53\%$  となり26歳時点の収入が下落すると推定される。この計算から、生まれてから

図2—各通勤圏が子どもの成人期収入に与える因果効果の予測値



すぐ Cleveland に移動し20年間を過ごした場合、26歳時点での収入は通勤圏全体の平均より7.5%上昇するが、Los Angeles に移動した場合は通勤圏全体の平均から10.7%下落する。(B)においても同様に、Hudson では収入に対し正の効果がある一方、Bronx では負の効果が見取れる。しかし、信頼区間の大きさからもわかるように、場所の効果の推定結果は不正確なものと考えられる。

図2では、図1の通勤圏単位の分析で用いた推定結果と永住者の収入を組み合わせて得た、より正確な場所の効果の予測値を地図上で表現している。この図では収入ランク下位25%(A)と上位25%(B)の家族をサンプルとして推定を行なっている。

図2(A)の元となった推定結果から、低収入の家庭で育った子供にとって最も良い効果を持つ通勤圏は Salt Lake City であることが予測されている。逆に負の効果が予測されている場所は New Orleans であり、生まれてからすぐ移動し20年間過ごした場合、Salt Lake City と比較すると最大で23.8%の差が生じることが予測されている。図2(B)の元となった推定結果から、高収入の家庭で育った子供にとって最も良い通勤圏は図2(A)と同様に Salt Lake

City であり、最も悪いのは Los Angeles と予測されている。

低収入と高収入の家庭における場所の効果の予測値は弱い正の相関を示している。中西部の農村地域では高収入者にとってより良い場所であることが予測されている。一方、南部の Louisiana や Arkansas などの一部地域が良い効果が予測されるものの、付近の南東部は悪い効果が予測されていることから、世代間不平等が増幅される可能性が示唆される。

### 良い成果を生む場所を持つ特徴

本論文の7章では、どのような場所が高い世代間モビリティが生み出しているかを分析している。先行研究から世代間モビリティといくつかの地域特性(e.g. セグレーション、不平等、学校の質、社会資本)や人口特性(e.g. シングルマザーの割合、移民の割合、人種の割合)の間には強い関連性があることがわかっている(Wilson 1987; Sampson, Morenoff, and Gannon-Rowley 2002; Sampson 2012; Chetty et al. 2014)。しかし、これはまったく異なる2つの効果(場所の因果効果と人々の選択効果)を混同している可能性がある。

本論文の7章では両者を区別し、場所の因果効果を予測する要素を特定している。結果として、高い世代間モビリティと地域特性との相関は因果効果から発生しているのに対し、人口特性との相関は大部分が選択効果由来であることを報告している。シングルマザーや移民の割合などは因果効果の予測因子ではあるが、地域特性のほうが同等以上に予測できる点が指摘されている。

低収入の世帯にとってより良い機会を提供する場所の特徴は、高収入の世帯にとっても良い、少なくとも悪くはない傾向があることを指摘している。また、最も注目すべき点として、居住分画が必ずしも高収入世帯の子供にとって有害ではない点を強調している。場所の効果とセグレーション指標の相関は、通勤圏をまたいだ移動者のサンプルでは負の相関があるが、通勤圏内の郡をまたぐ移動者のサンプルに関して相関関係は認められず、一致した結果を得られていない。

## 住宅費用と子供の機会間のバーゲニング

本論文の8章では、子供にとって良い機会を生み出す場所に住むために必要な費用の推定を試みている。まず、場所の因果効果を考慮した賃貸料の条件付き期待値を推定し、子供の成人期所得向上に寄与する場所の住居費用を計算している。次に、賃貸料の分散のうち、場所の効果が説明する割合を推定し、子供の成人期所得が効率的に向上する場所について分析している。

住居費用の分析では住宅の平均賃料を被説明変数、場所の効果を推定値を説明変数として回帰分析を行ない、その影響を推定した。その結果、同一通勤圏内の郡を対象とした推定では、成人期収入を1%向上させる郡は、賃料が月額177ドル高いことが示されている。しかし、場所の効果が説明される賃料の分散割合は小さく、関連性が弱いことを示している。この結果から本論文は、低所得世帯に対する高所得者の住む地域への移住促進政策は、子供の将来収入の向上には不十分である可能性を指摘している。

また、賃料に対し高い因果効果を持つ地域については、New York Cityの郡に着目した分析を行ない、場所の因果効果の予測値が異なる一方、賃料水準が同等であるような郡が存在していることを示した。例えば、HudsonとManhattanの賃料水準はほぼ同等であるが、Hudsonは低所得家庭の子供に対する場所の効果が約15%高いことが示されている。

場所の効果が住宅価格に完全に反映されていない理由について、本論文では3つの仮説(①居住地として望ましくない他の要因の存在、②子供の将来にとって良い場所の情報が不足している状態、③認知的制約または行動バイアスによる最適行動の失敗)を提示している。いずれの仮説が最も強い影響を与えているかについて本文中で結論を出してはいないが、これらの相対的な重要度を明らかにすることは将来の研究にとって重要な領域であると主張している。

## おわりに

本論文は米国の税申告書のデータを用いることで、場所の効果を通勤圏と郡ごとに推定し、それをもとに地域要因が場所の効果の予測因子として有用であ

ること、住宅費用と子供の機会についての関係を示した。

本論文では、より詳細な研究が必要な2つの観点を示されている。1つは、より詳細な地理的単位で場所の効果を推定すること、もう1つは地域特性が政策などの外生的に変化した際の、場所の効果が変化するメカニズムである。より詳細な地理的単位では、地域間の相互作用を考慮する必要があると考えられ、分析モデルのさらなる検討が必要である。本論文のような“場所”に着目した研究は近年注目を集めており、今後ますますの発展が期待される。

## 注

- 1) もう一方の論文Chetty and Hendren (2018a)では、地域間における世代間モビリティの差が、場所の因果効果によって引き起こされる程度を測定する。

## 参考文献

- Chetty, R. and N. Hendren (2018a) “The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.133(3): pp.1107-1162.
- Chetty, R, N. Hendren, P. Kline, and E. Saez (2014) “Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.129(4), pp.1553-1623.
- Sampson, R. J. (2012) *Great American City: Chicago and the Enduring Neighborhood Effect*, University of Chicago Press.
- Sampson, R. J, D. J. Morenoff, and T. Gannon-Rowley (2002) “Assessing Neighborhood Effects: Social Processes and New Directions in Research,” *Annual Review of Sociology*, Vol.28, pp.443-478.
- Wilson, W. J. (1987) *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*, University of Chicago Press.

柴辻優樹

慶應義塾大学大学院経済学研究科修士課程

本号では、被災地における居住地移動の要因、大都市圏における住宅市場の競争環境が住宅価格に与える影響、学校教育の質の資本化など、データや実証分析手法に工夫を凝らして貴重なファクトファインディングを行なった3本の論文の投稿をいただいた。

### ●

**川協論文（「被災地の人口移動要因に関する経済分析」）**は、ユニークなデータに基づいて、東日本大震災の被災者の居住地移動の要因を詳細に分析したものである。このテーマを扱った先行研究は比較的豊富に存在する。しかし、いずれも集計データを用いたものであったため、個々の被災者の被害程度、所得や雇用などと人口移動の関係を直接みることはできず、人口移動要因を詳細に検証できていないという問題を抱えていた。川協論文においては、まず被災3県に被災後3年間居住していた者を対象としたアンケート調査に基づき、2時点の居住地、個人属性に関するデータを得ている。

さらに川協論文で紹介されているPaxon and Rouse (2008)のモデルに基づき、被災後の居住地移動のメカニズムを明らかにしたうえで、上記のデータを用いて震災による居住地移動の要因を詳細に実証分析する。

その結果、所得の高い人・若い人・転職者は震災後、より所得水準や就業機会を求めて市区町村外へ転出していることが示された。また、震災前、持家に居住していたり、地域に支援・相談者が存在していたりするなど地域固有資産を多くもつことは、転出を抑制す

る効果が見られたことも報告されている。これらの結論は直感とも合うものであり、実証分析によってそれを確認したこと自体を、貢献と位置付けることが可能だろう。

また、もう一つの貢献として、データの特性を活かして平時からの転出要因と震災による特別な転出要因の識別を行なっていることがあげられる。持家に居住していないこと、所得が高いこと、年齢が低いことは、平時からの転出要因であるが、就業機会の少ない人口規模の小さい市区町村に居住していることは、震災による特別な転出要因として働いていることも示唆されている。

居住地移転の要因を詳細に検証した川協論文の試みは、より大きなサイズのデータなどによって今後確認されることが求められよう。それによって政策的示唆についてもより確度の高いものが得られるだろう。その際の課題の一つ挙げよう。川協論文は、インフラの整備を中心とした復興政策よりも、企業誘致等雇用機会の確保を優先した復興政策を選択すべきであるという結論に至っている。しかし、Paxon and Rouse (2008)のモデル自体は、被災後の状態よりも人口移動は効用水準の高い状態をもたらしていることが前提となっている。人口移動が「人」の効用水準を向上させるものだとすれば、「地域」を復興させることの意味はどのようなところにあるのかという課題は、研究者や政策の企画立案に携わる者が常に認識しておくべきことであろう。

### ●

**岩田・隅田・藤澤論文（「地理**

**的市場占有率と不動産価格：東京都心10区からの証拠」）**は、マンション供給企業の寡占化がマンションの価格に与える影響を緻密な手法で分析したものである。

不動産市場は買い手の検索範囲が地理的に限定されているため、売り手はその地域内の市場占有率が高くなると、価格競争を回避することができるようになるという仮説をまず置く。そのうえで、都心10区のマンション価格を、一定の地理的範囲の他のマンション価格、当該マンション供給企業の市場占有率によって説明する実証分析を行なっている。この場合、マンション供給企業を特定する必要があるため、2005年～2009年の都心10区を対象とするユニークなデータを用いている。

岩田・隅田・藤澤論文の特徴の一つとして、空間自己回帰モデルを使っていることを挙げることができるが、最も評価すべき点は、モデルの特定化にあたって、きわめて緻密な方法を用いていることであろう。具体的には、6種類の空間距離行列を定義し、それぞれについて空間自己回帰モデル、空間自己相関・誤差モデル、一般化空間モデルの最大尤度を算出し、その最大値をもたらす特定化を行なっている。また、その後も基本モデルの頑健性を、空間重み行列の定式化、観測されない地理的不均一性、市場占有率の内生性、共同企業体の扱い、より一般的な定式化を用いた場合などについて、緻密なチェックを行なっている。

その結果、2kmの範囲を不動産地理的市場とした場合、市場占有率が1%上昇すると、マンション

価格は約0.4%上昇することが、4 kmの範囲をとった場合、マンション価格は約1.0%上昇することが確認された。地理的範囲を拡大することで、半弾力性が上昇することは、他の形で特定化されたモデルでも同じように確認されている。

このような緻密な実証分析に基づく研究は高く評価されるべきだと考えられる。ただし、岩田・隅田・藤澤論文を現実の市場を正確に描写したものとして受け止められるかどうかについては、やや留保すべき点があるかもしれない。半径2 km内での平均市場占有率が5.6%であり、4 km内においては3.8%である市場は、きわめて競争的な環境におかれた市場として受け止められるだろう。その場合に、「ある供給企業の市場占有率が1%上がることが価格支配力をどれだけ上昇させるか」という疑問は、現実の市場に向き合っている者からは出てきそうである。この非常に緻密な実証分析のプロセスを経た研究結果を、現実の感覚とすり合わせる作業を期待したい。例えば、岩田・隅田・藤澤論文でも指摘されているが、消費者が、大手7社の供給したマンションに特別な選好を持ち、より限定された選択をしているとすれば、それを踏まえた分析が必要であり、その結果として、より説得的なストーリーを描くことが可能かもしれない。

●

**黒田論文**（「学校の質が不動産市場に与える影響」）は、日本ではあまり顕著な結果が得られていなかった学校の教育の質が不動産価格に与える影響について、自然

実験環境を備えたケースを見つけ出して、巧みな手法で両者の関係を分析している。

学区制の下においては、質の高い教育を提供すると考えられる学校周辺の土地や物件は需要が高くなり、地価や家賃が上昇することが理論的には予想されてきた。また、黒田論文で紹介されている海外の先行研究（Figilio and Lucas 2004, Clapp, Nanda and Ross 2008）などでは、住宅市場が学校に関する情報に強く反応することを見出している。一方、日本のデータを用いたいくつかの先行研究があるものの、それらは多くの私立学校が存在する東京都のデータを用いているため、学校の質と不動産価格の関係があまり強くないという結果が示されている。

日本においてそのような結果が出ていることについては、学校の教育の質に関するデータがあまり公開されていないという一般的な原因があるものの、以下の二つの要因を指摘することができるかもしれない。一つは、私立学校の教育と公教育の質を同じものさしで評価する指標がないということ。もう一つは、学校の質という公共財の便益は、子供本人とその両親という限られた層の需要者にしか及ばないということであろう。後者については、ヘドニック関数などの推計にあたって需要側の属性をコントロールする必要が生ずるが、それは容易なことではなかった。

このような状況に関して、黒田論文では、①学区制度が明確に存在し、私立学校がほとんどない島根県松江市を分析の対象とするこ

とによって、②利用者に関する属性についても、それを代理する情報をもたらしてくれる賃貸物件に注目することによって、一定の解決を図ろうとしている。また、回帰不連続デザインを適用する、具体的には似通った特徴を持つアパートを直接比較することで、唯一不連続に変化する「通学できる学校の違い」によって、生じるアパートの家賃の差を検出するという巧みな実証分析を行なっている。

その結果、テストスコアが10%増加すると、家族向け物件の家賃が約1.7%上昇することを発見している。これは、地価データを用いた日本の先行研究よりも大きなマグニチュードを示している。さらに、学校の質は単身者向けのアパートに対して負の影響を与え、もしくは有意な影響を与えないことも見出している。

限られたデータしかない環境においても、ていねいな観察を通じて自然実験環境が整ったケースを見つけ出し、それに対して巧みな実証分析手法で、海外では見いだされながら、日本では観察しにくかったファクトファインディングを行なったという貢献は、高く評価すべきであろう。

ただし、黒田論文でも指摘されているように、松江市というケーススタディを通じた検証になっているため、東京等の大都市圏で同様の結果が得られるかという再検証は今後求められるであろう。黒田論文を契機にして、そもそも地主や家主に便益が帰着する学区制全体の評価などについても議論が進展することを期待したい。

(M・N)