

コロナ禍に学ぶ都市と地域の未来

藤田昌久

京都大学経済研究所特任教授

「風姿花伝」、つまり、舞い散る桜の花びらが、普段は見えぬ風の姿を伝えてくれる。同様に、今回の新型コロナウイルスによるパンデミックは、これまで見えなかった世界中の国々や地域の実相を炙り出し、多くの課題を可視化し、変化を加速している。

特に、今回のパンデミックは世界中の大都市を中心として感染拡大が進行してきた。大都市の活力の源泉は、多様な「三密の場」の圧倒的な集積であり、人間は三密の場で多様な人々と対話を伴う「濃厚接触」を通じて高い満足度（効用、生産性、創造性）を実現する。同時にコロナウイルスは三密の場における濃厚接触を通じて拡散していく、というパラドックスの状況にわれわれは直面している。

幸いにも、現在われわれは ICT と AI の急速な発達を背景とする DX（デジタル・トランスフォーメーション）の幕開けにおり、このパラドックスを創造的に乗り越えるべき方向を、コロナ禍を通じて学びつつある。

コロナ禍の深刻化とともに、多くの国々でオフィスワークをテレワークに切り替えることが要請されてきたが、日本の大都市の多くの企業において、テレワークによる生産性の低下が著しいことが判明した。これは、前世紀の鉄道時代に形成された CBD 本社中心の企業システムを大きく変革していく必要性を示唆している。具体的には、大都市のそれぞれの企業は、ハブオフィス、サテライトオフィスおよび在宅における各社員の活動内容と日程を、全体として高い生産性と創造性を達成すべく相互補完的に組み合わせる、いわゆる Activity Based Working (ABW) システムに移行していくことが求められる。そのためには、もちろん、社会全体における DX と働き方改革、さらには不動産市場の変革などが並行して進められるべきである。同時に、それぞれの ABW システムを従来の都市域を超えて展開することにより、大都市は豊かな自然と独自の文化を持つ地方とも結ばれる。

今回のコロナ禍を奇貨として、ABW システムへの移行を含む総合的な施策を通じて、より分散的な都市構造と多様性に富む国土システムの下で、国全体として高い生産性と創造性を実現していくことを期待したい。

目次●2022年春季号 No.124

[巻頭言] コロナ禍に学ぶ都市と地域の未来 藤田昌久 ——1

[特別論文] クリエイティブ・クラスと格差と地域の発展 原田 泰 ——2

[論文] 九州新幹線開通の都市集積への影響 岡本千草・佐藤泰裕 ——10

[論文] 介護施設と高齢者世帯の転居 隅田和人・中澤克佳・川瀬晃弘 ——20

[論文] 地震リスクが日本の不動産価格に与える影響

生藤昌子/ロジェー J. A. ラーヴェン/ヤン R. マグナス/樂 園 ——28

[海外論文紹介] 住宅供給制約と人口分布の非効率性 相場郁人 ——34

エディトリアルノート ——8

センターだより ——40 編集後記 ——40

クリエイティブ・クラスと格差と地域の発展

原田 泰

はじめに

都市の経済発展についての論考は、おそらくジェイン・ジェイコブズから始まる（ジェイン・ジェイコブズ『都市の原理』中江利忠・加賀谷洋一訳、鹿島出版会、2011年。原著1969年）。ジェイコブズは、「都市にあらゆる種類の多様性が生まれるのは、そこに非常に多くの人々が密集しているからであり、その人々が実に様々な趣味、技能、要求、物資、そして独自の考えを持っているからである」と述べている（リチャード・フロリダ『クリエイティブ都市論』井口典夫訳、ダイヤモンド社、2014年、205頁、より引用。以下の引用では、ただフロリダ、と書く）。

フロリダの『クリエイティブ都市論』もジェイコブズの系譜に連なる論考とみなしてよいだろう。経済を発展させるのはクリエイティブ・クラスであって、その人々が経済を主導する。クリエイティブ・クラスが都市に集まり、その相互作用によって都市が発展する。すると、クリエイティブ・クラスを欠いた地域はますます発展に乗り遅れるようになる。これが全世界で起きていることだという。

本稿は、クリエイティブ都市論がアメリカの現実を説明するかを簡単に検討した後、日本の停滞と地域ごとの格差について議論する。時点のとり方にもよるが、日本でも格差が拡大しているのは事実だが、地域ごとの格差は拡大して

いない。格差が拡大しないのは良いことだが、これはクリエイティブ・クラスの相乗作用による発展がないことでもある。その理由としては、クリエイティブ・クラスを大率以上と定義した場合、それらの人々がむしろ効率を引き下げているからではないかという結論に達した。

所得の格差

全世界で所得格差が広がっている。特にアメリカでそうだと指摘されている（例えば、原田泰『「日本で賃金が上がらない」本当の理由、GAFGAがなくても給料は上がる？』ダイヤモンド・オンライン2021.11.22、図1、参照）。

格差が拡大する理由として、現在のグローバル化した世界では、世界で通用する高度な技能を身に付けた人の所得はいくらでも上がり、そうでない人の所得は全世界の所得の低い人々との競争圧力によって上がらないからだとされている（例えば、服部直樹「米国の格差とトランプ政権」『みずほインサイト』みずほ総研、2017年3月16日）。アメリカ人の仕事は、GAFGA（あるいはビッグ・テック）に代表される高度な技能を必要とする仕事と、「ラストベルト」の停滞する産業の仕事に分かれてしまい、二極化しているというのだ。

クリエイティブ・クラスと所得格差

クリエイティブ・クラス論は、そもそも都市の発展を説明する理論なのだから、地域格差も

説明できるはずである。フロリダのいうクリエイティブ・クラスの相乗作用でいくらかでも所得の増加する地域とそうでない地域にアメリカは分かれているということになる。図1は、アメリカの地域ごとの実質 GDP の推移を見たものである。51州のグラフを書くとわからなくなってしまうので、ニューイングランド、中東部、五大湖、平原、南東部、南西部、ロッキー山脈、極西部の8地域を示している。各地域に含まれる州は、図の注に示している。地域ごとの実質 GDP は1人当たりではなくて、全体である。ある地域が衰退するとは、個人の所得が減少するとともに雇用が減少し、仕事を求めて人口が流出するということから、全体の所得で見たほうが良いと考えたからである。

図を見てもわかりにくいので、1997年から2019年までの倍率をみると、アメリカ全体1.651倍、ニューイングランド1.535倍、中東部1.483倍、五大湖1.324倍、平原1.528倍、南東部1.562倍、南西部1.973倍、ロッキー山脈1.937倍、極西部1.938倍となっている。ここから南西部、カリフォルニアを含む極西部の伸びが高く、五大湖地方のような旧来の工業都市を含む地域の成長率が低いことがわかる。これはクリエイティブ・クラスが成長に寄与しているということだろう。ただし、ロッキー山脈地方の成長率が高いというのは意外な結果と思われる。

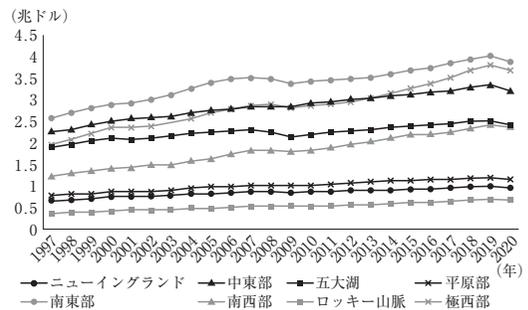
地域ごとでは地域内の違いが平均されてしまうので、いくつかの州を見てみると意外な州の成長率が高い。例えば、アリゾナ1.923倍、コロラド1.937倍、アイダホ1.998倍、ノースダコタ2.510倍、ユタ2.122倍といった具合である。テキサス2.050倍、ワシントン1.976倍、カリフォルニア1.988倍は意外ではないが、ニューヨークは1.529倍と平凡である。ラストベルトと言われる州ではインディアナ1.460倍、ペンシルバニア1.442倍、イリノイ1.348倍、オハイオ1.296倍、ミシガン1.177倍となっている。



はらだ・ゆたか

1950年東京生まれ。東京大学農学部卒。学習院大学経済学博士。1974年経済企画庁入庁、財務省財務総合政策研究所次長、大和総研専務理事、日本銀行政策委員会審議委員などを経て現職。著書に『昭和恐慌の研究』（共著）、『日本国の原則』、『ベーシックインカム』、『デフレと闘う』等。

図1—地域ごとの実質 GDP の推移



注) ニューイングランドは、メイン、ニューハンプシャー、バーモント、マサチューセッツ、ロードアイランド、コネチカット。中東部は、デラウェア、コロンビア特別区、メリーランド、ニュージャージー、ニューヨーク、ペンシルバニア。五大湖地方はイリノイ、インディアナ、ミシガン、ミネソタ、オハイオ、ウイソコンシン。平原地方は、アイオワ、カンサス、ミネソタ、ミズーリ、ネブラスカ、ノースダコタ、サウスダコタ。南東部は、アラバマ、フロリダ、ジョージア、アーカンサス、ケンタッキー、ルイジアナ、ミシシッピ、ノースカロライナ、サウスカロライナ、テネシー。南西部は、アリゾナ、ニューメキシコ、オクラホマ、テキサス。ロッキー山脈地方は、コロラド、アイダホ、モンタナ、ユタ、ワイオミング。極西部は、カリフォルニア、ワシントン、オレゴン、ハワイ、アラスカ。

出所) Bureau of Economic analysis, Department of Commerce, US, "Real GDP by state: All industry total (Millions of chained 2012 dollars)."

クリエイティブ・クラスが地域の経済を活性化していることは事実だろうが、それ以外の要素もありそうだ。アリゾナ、アイダホ、ノースダコタ、ユタが、クリエイティブ・クラスによって繁栄しているとは思えない。フロリダはクリエイティブ・クラスの割合の高い州と低い州を10州ずつ示しているが（フロリダ、225頁、図表11-6）、ノースダコタは48位である。ただし、コロラドは上位6位であり、コロラド州のボルダー都市圏のクリエイティビティ・インデ

ックスは大都市圏の中で最高で、サンフランシスコ都市圏、ボストン都市圏、シアトル都市圏を上回っている（フロリダ、270頁）¹⁾。また、経済規模の小さい州では、小さな幸運が州全体の繁栄をもたらすことがあるのだろう。

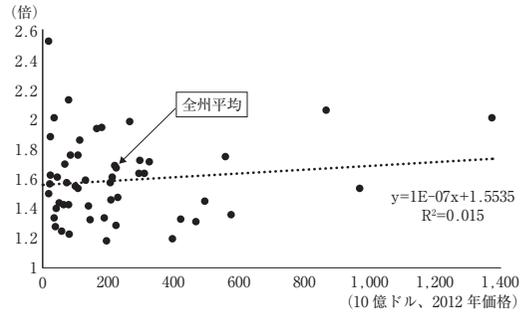
図2は、期首（1997年）の州の実質所得とその後の成長率の関係を示したものだが、所得の大きい地域の成長倍率が高く、所得の小さい地域の成長倍率が低いという傾向は見られない（図の傾向線の傾きはほとんどゼロである）。クリエイティブ・クラスの相乗作用が成長を決めるとはなっていない。

アメリカについては、フロリダが自ら分析するとともに、さまざまな議論を引用しているのだから、私がこれ以上分析する必要はないだろう。フロリダのクリエイティブ・クラスという議論は興味深いが、それですべてを説明できるのか私は懐疑的である。それよりも日本について考えたい。

クリエイティブ・クラスとは何か

日本について分析するためには、そもそもクリエイティブ・クラスとは何かを定義しておかなければならない。フロリダは、クリエイティブ・クラスを、マネジメント、法律、コンピュータおよび数学、建築およびエンジニアリング、医療および医療技術、業務サービスおよび金融サービス、生命科学・物理学・社会科学、高額品のセールス、芸術・デザイン・エンタテインメント・スポーツ・メディア、教育・訓練・図書館に関連する職業に就いている人々と定義している。これに対応してワーキング・クラス、サービス・クラスがある。ワーキング・クラスは生産、運送・資材運搬、修理・保守、建設工事の就業者であり、サービス・クラスとは、飲食、用務員、公園管理、介護福祉、秘書、事務職、警備員である。また、クリエイティブ・クラスの人口は4100万人以上で労働人口の32%、サービス・クラスの人口は6000万人で労働人口の

図2 一期首（1997年）の所得と成長倍率



出所) Bureau of Economic Analysis, Department of Commerce, US. "Real GDP by State: All Industry Total (Millions of chained 2012 dollars)."

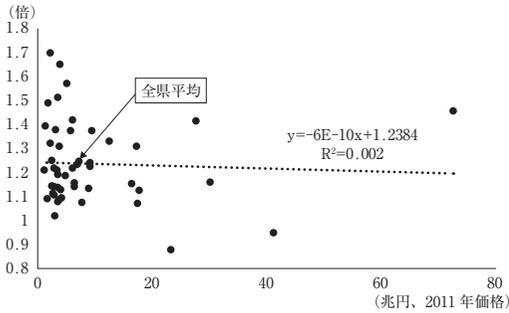
47%、ワーキング・クラスは2600万人で全労働人口の21%であるという（フロリダ、56-66頁）。

フロリダの定義でのクリエイティブ・クラスは、ほとんどが高学歴の労働者と同義であるように思える。クリエイティブ・クラスとは、高学歴の労働者を言い換えたものではないかという批判はアメリカでもあり、フロリダもこれについて一つの章を割いて反論している（フロリダ、第12章、特に275-280頁）。ただし、高額品のセールス、芸術・デザイン・エンタテインメント・スポーツ・メディアの人々は、必ずしも高学歴とは限らない。フロリダによれば、クリエイティブ・クラスを、単に高学歴の労働者とするより上記のように定義したほうが経済活動との関係が深くなるという（フロリダ、56-66頁。Daivid McGranahan and Timothy Wojan, "Recasting the Creative Class to Examine Growth Processes in Rural and Urban Counties," *Regional Studies* 41(2), 2007, pp197-216)。日本においてフロリダがしているような就業者の分類を作ることは困難なので、とりあえずクリエイティブ・クラスを高学歴の労働者と考えておく。

日本の経済成長とクリエイティブ・クラス

日本においても、アメリカほどではないが長期的に所得格差は拡大している。これをクリエイティブ・クラス論で説明できるだろうか。説

図3 一期首（1996年）の所得と成長倍率



注) 異なる系列のデータを継続している。
出所) 内閣府「県内総生産（生産側、実質：連鎖方式）」

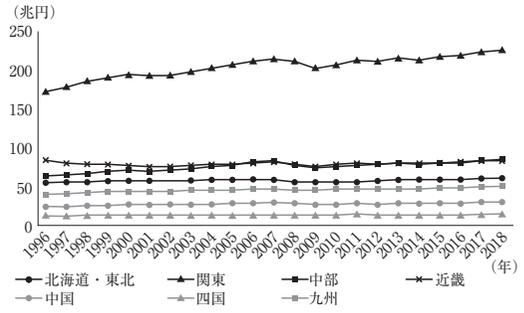
明できるとしたら、これは地域間の格差も説明できるはずである。

図3は、期首（1996年）の都道府県の所得と成長率の関係を示したもので、アメリカで見た前掲図2に相当する。図から、所得の高い地域の成長倍率は高く、低い地域の倍率は低いという傾向は見られない。これは、アメリカと同じである。

クリエイティブ・クラスと日本の地域ごとの発展

クリエイティブ・クラスが経済を発展させるというアイデアで、日本の地域別の所得の伸びを考えてみよう。図4は地域ごとの県内総生産の推移を示したものである。47都道府県のグラフを示してもわからなくなってしまうので、北海道・東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州の7地域に分けて示している。図からはわかりにくいので、それぞれの地域の1996年から2018年の倍率をみると、北海道・東北1.108倍、関東1.313倍、中部1.338倍、近畿0.994倍、中国1.208倍、四国1.173倍、九州1.259倍となっている。日本でもアメリカのようにクリエイティブ・クラス論で説明できそうにない県が健闘している。平均が1.220倍の中で、沖縄1.690倍、滋賀1.646倍、三重1.565倍、熊本1.510倍、徳島1.485倍である。なお、東京1.453倍、愛知1.412倍である。近畿圏の低迷から想像できる

図4 一県内総生産の推移（2011年価格）



注) 異なる系列のデータを継続している。
出所) 内閣府「県内総生産（生産側、実質：連鎖方式）」

ように、大阪0.941、兵庫0.878という状況にある（大阪の低迷については八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社、1994年、参照）。

地域ごとの経済発展をクリエイティブ・クラスで説明できるか

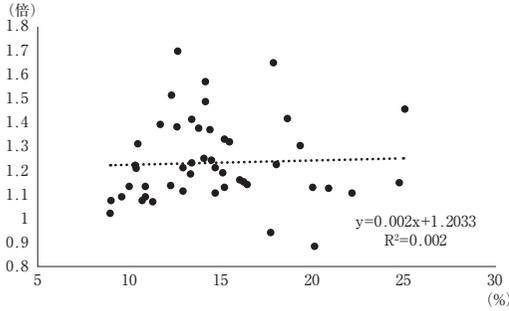
では、このような違いをクリエイティブ・クラスで説明できるだろうか。クリエイティブ・クラスと学歴とは必ずしも同一ではないが、人数を概括的に捉えるには学歴で代用してもよいだろう。図5は各都道府県で大卒以上の人口の比（2010年の値）と県内総生産の伸び率の関係をみたものである。これを見ると、学歴と所得の成長率の間には何の関係もない。なぜこのような結果になるのだろうか。

フロリダの主張によれば、クリエイティブ・クラスは相互に刺激を与えながら経済を累積的に発展させる。発展はさらにクリエイティブ・クラスを惹きつけ、相乗的に発展をもたらすはずである。しかし、そのような関係は見えない。この理由を考える前に、少し寄り道をしよう。

1人当たりではどうか

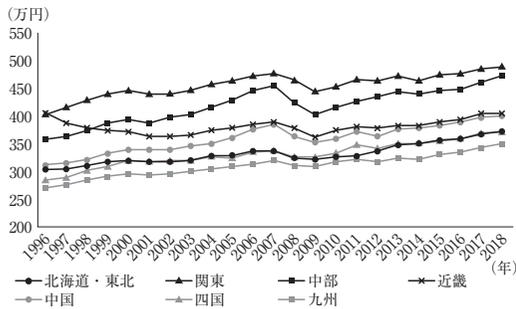
これまでの分析では都道府県ごとの全体の成長を考えてきた。人が来ること自体が地域の発展であるからである。今度は、1人当たりの生産を考える。図6は1人当たり実質県内総生産

図5—大学以上学歴の人口比と所得の成長倍率



注) 県内総生産は、異なる系列のデータを継続している。
出所) 内閣府「県内総生産(生産側、実質:連鎖方式)」。総務省統計局「社会・人口統計体系/社会生活統計指標—都道府県の指標—2009/社会生活統計指標 E. 教育」

図6—1人当たり県内総生産の推移(2011年価格)



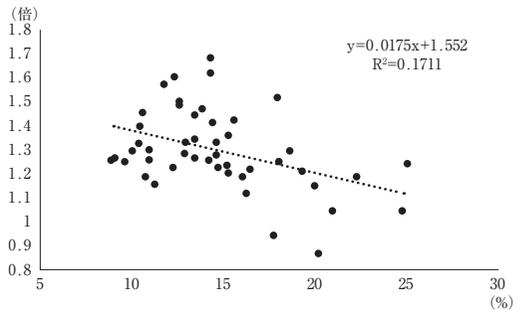
注) 県内総生産は、異なる系列のデータを継続している。
出所) 内閣府「県内総生産(生産側、実質:連鎖方式)」 「人口」

の推移を示したものである。1人当たりにしても関東、中部の所得が高く、近畿の停滞が目立つという傾向は変わらない。しかし、意外な県の所得成長率が高いという事実はさらに明らかになる。1人当たり所得の成長率が高い順にみると、徳島1.677倍、三重1.613倍、熊本1.600倍、島根1.567倍、滋賀1.513倍、沖縄1.496倍であり、愛知は1.292倍、東京は1.241倍とかなり低くなる。大阪0.940倍、兵庫0.867倍と近畿圏はやはり停滞している。なお、全国平均では、1.214倍である。

図7は各都道府県で大卒以上の人口の比と1人当たり県内総生産の伸び率の関係を見たものである。これを見ると、むしろ学歴の高い都道府県ほど所得の成長率が低くなる。

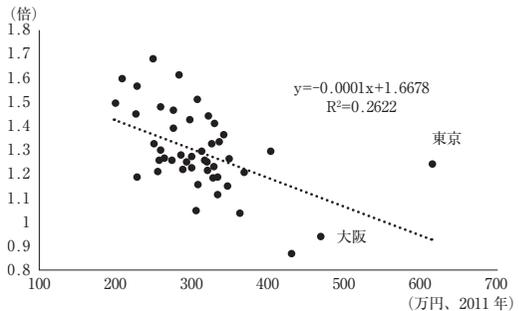
一方、期首(1996年)の所得とその後の成長

図7—大学以上学歴の人口比と1人当たり所得の成長倍率



注) 県内総生産は、異なる系列のデータを継続している。
出所) 内閣府「県内総生産(生産側、実質:連鎖方式)」 「人口」。総務省統計局「社会・人口統計体系/社会生活統計指標—都道府県の指標—2009/社会生活統計指標 E. 教育」

図8—期首(1996年)の1人当たり所得と成長倍率——所得収斂仮説



注) 県内総生産は、異なる系列のデータを継続している。
出所) 内閣府「県内総生産(生産側、実質:連鎖方式)」 「人口」

率の関係を見ると図8のようになる。期首の所得が高いほどその後の成長率が低くなるという関係が得られる。これは所得収斂仮説と言われているものが、成立しているということである。所得収斂仮説とは、所得の低い地域は所得の高い地域の技術、制度を真似ることにより、より高い成長をすることができ、結果的にすべての地域の所得は同じレベルに収斂するというものである。現実には字義通りに収斂することはないが、図を見ても収斂する力が働いていることは確かである。これは同じ国あるいはヨーロッパ域内の地域(全世界の国の場合は教育程度などの変数を追加したうえで)を対象として、弱いながらも成立することが示されている

(Robert J. Barro and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, Second Edition, The MIT Press, 2004. Chapter 11, and 12)。

ここで例外となっているのは東京であるが、東京もそれほど高い倍率であるわけではない。クリエイティブ・クラス論の示唆するような発散傾向は、少なくとも日本では見られない。

なぜ日本でクリエイティブ・クラスが機能しないのか

前掲図8で見たように、所得の発散ではなくて収斂が見られるということは、クリエイティブ・クラスの相乗作用による発展が起きていないということである。これは格差が拡大していない点では良いことだが、発展がないということでもある。では、なぜ日本でクリエイティブ・クラス論が示唆するような事実が確認できないのだろうか。考えられる理由は2つある。一つは、そもそもフロリダのこのような議論は大げさであり、そのような事実はないというものである。しかし、フロリダは、邦訳で500頁近い大著によって、そのような事実をさまざまに上げている。多少大げさとしても、事実はあるのだと私は思う。

もう一つの理由として、日本ではクリエイティブ・クラスがクリエイティブ・クラスとして機能していないというものである。私が用いたクリエイティブ・クラスの定義は、大卒以上という大雑把なものである。したがって、私の定義が誤っているという批判はありうるが、クリエイティブ・クラスの人数で考えれば、真のクリエイティブ・クラスとたいして変わらない数字が得られているはずである。そう考えると、やはりクリエイティブであるべき人々がそのように機能していないと考えたほうがよさそうだ。

日本で高学歴者が社会の生産性を高めない理由として、刈谷剛彦オックスフォード大学教授は興味深い議論を提供している。日本における学歴ないし学校の威信は、「将来の安定と入社

後の昇進への参入権を獲得する競争と交換の場である。こうした市場における交換と競争の結果は、人的資本の価値を高める循環を生まない。……競争の対価は地位を巡る昇進の機会となる。……(競争での)比較の対象は閉ざされて市場に参入できる同質な集団ということだ。こうした市場では『異質』は排除され、同質な集団内での『差異』が問われる。」このような市場では、「人的資本の『質』と相関する賃金や能力発揮の機会のような絶対的な価値の増大・獲得競争にも向かわない」というのである(「経済教室」「人材の『鎖国』、質向上を阻害」『日本経済新聞』2022年1月6日付)。刈谷教授の用心深い議論を私が端的に要約すれば、身内の競争に明け暮れる高学歴者は絶対的な価値の増大を行なうことができないということである。

結語

リチャード・フロリダは、クリエイティブ・クラスが都市の発展を主導し、それが全世界に及んでいると主張している。ただし、アメリカの現実を見ると、そう言い切れないところがある。日本はと見ると、クリエイティブ・クラスを高学歴の人々と仮に定義してみると、これらの人々が発展を主導しているとは言えない実態が見えてきた。

(本稿を作成するにあたっては、MCP チーフストラテジストの嶋津洋樹氏より貴重なコメントをいただいた。)

注

1) 科学とテクノロジー、エンジニアリング、数学における教育およびビジネス形成、雇用についてまとめたブルームバーグ頭脳集中指数によれば、コロラド州の小さな大学町ボルダーが全米1位となっている。同州のフォートコリンズが4位、そして州都デンバーは10位、とのことである(「全米の優秀な頭脳集めるコロラド——変貌遂げたが州内不均衡の課題残る」Bloomberg 2022/01/06. <https://www.bloomberg.co.jp/news/articles/2017-10-12/OXOV0M6S972G012/6>)。

今号においては、地域の活性・安心・安全が求められる日本にとって示唆に富む3本の論文が投稿された。

●

新幹線による交通網の整備は時間短縮を含む輸送費の低下を通じて、経路上の経済活動の分布に影響を与える。最新の新地理経済学の研究によると、混雑現象が深刻ではない都市圏では、輸送費の低下は経済活動を分散させるよりも集積させる力が強く働くという。この結果、輸送費が低下すると、経路上の小さな都市が大きな都市へ飲み込まれてゆくストロー効果を引き起こすことになる。岡本・佐藤論文「九州新幹線開通の都市集積への影響：ヘドニックアプローチによる分析」は、このストロー効果を実証した Okamoto and Sato (2021)* を紹介している。

岡本・佐藤論文では、新幹線開業によって経済活動が盛んになれば、その成果は経路上の土地価格に帰着すると考え、経路上に存在する都市圏の新幹線開業前と開業後の地価データを整備している。開業後の地価が開業前に比べ高くなっていれば、それは新幹線開業によって経済活動が盛んになった証拠になる。ただし、新幹線の因果効果を正しく推計するには、仮に新幹線が開業されなかったときの地価の推移が上記の推移と異なることを示す必要がある。なぜなら、この仮想的な状況の際にも地価が上昇していれば、それは当然新幹線の開業と異なる要因によることになるからである。そこで、

経路上にない九州内の都市圏（似たような条件にもかかわらず新幹線が開業しなかった地域）の開業前後の地価データも集めることによって、仮想的に新幹線が開業されなかったときのデータを構築するという工夫をしている。

分析では九州内の都市圏を中心都市の DID 人口が5万人以上の大都市（雇用）圏（経路上に6つ）と、1万人から5万人の小都市（雇用）圏（経路上に4つ）に分けて分析している。経路上の都市圏を大小それぞれ一つずつにまとめたベンチマークの分析では、新幹線開業によって、経路上の大都市圏の地価は、経路上にない大都市圏の地価よりも上昇したことが示されている。これは、予想通りの結果であろう。しかし、小都市圏では、新幹線開業の効果は期待したようには見られなかった。

分析のハイライトは、新幹線開業後の地価の推移が大都市圏の間で跛行的になることを示した点であろう。すなわち、大都市圏の中でも比較的規模が大きい都市圏（福岡、熊本、鹿児島）の地価は上昇したが、規模の小さい都市圏（八代、大牟田）では地価は下落した。この結果は、ストロー効果を見事に見出しただけではなく、改めてインフラ整備による小都市の地域活性化の難しさを浮き彫りにしたと考えられる。

岡本・佐藤論文では、都市圏間だけではなく、都市圏内の地価の変化も追加的に分析している。すると、都市圏内においても地価は一律に上昇するのではなく、停車

駅の近くのみ限定され、駅から離れると上昇効果は薄れていくことがわかった。新幹線開業はすでに経済活動が集中していた場所にさらなる経済活動の集中を促進したことを示唆する。

●

2000年の公的介護保険制度の導入により、家族が担ってきた高齢者介護の一部が市場で代替されるようになった。しかし、施設介護サービスについては、都市部を中心に需給が逼迫し、施設不足や入居費用の高さが問題になっている。このような状況下では、介護施設の将来利用を考える高齢者世帯は、需要に対して供給の多い地域への移住を考えるようになるかもしれない。隅田・中澤・川瀬論文（「介護施設と高齢者世帯の転居：家計パネル・データによる分析」）は、介護施設が量的に充実している地域に高齢者世帯が転居するかなかを実証した Sumita, Nakazawa and Kawase (2021)** を紹介している。

隅田・中澤・川瀬論文では、個票のパネル・データを用いることで、どのような特徴をもつ高齢者世帯が転居しやすいのかを明らかにしようとしている。問題は、住居変更に伴い転居世帯がサンプルから脱落してしまう点である。そこで、脱落サンプルが転居によって脱落したと確認された場合は、転居世帯に含めるという工夫を試みている。分析の結果、借家世帯や単身世帯は、居住する自治体の施設介護サービスが量的に充実するとそこに止まる傾向にあること

を確認している。

2011年には、施設不足を解消するため、サービス付き高齢者向け住宅（サ高住）の建設に対する補助制度が実施された。ただし、現在のところ、サ高住が建設された地域もあれば、建設されていない地域もある。そこで、隅田・中澤・川瀬論文では、補助制度実施前後の高齢者世帯の転居行動の差が、サ高住が建設された自治体に住む世帯と建設されなかった自治体に住む世帯で差があったのかを実証している。その結果、サ高住が建設された自治体に住む一部の年齢層で転居が抑制されることを見出している。

需給逼迫を解消することが難しい自治体に住む高齢世帯にとっては、自治体を越えた介護移住は有効な手段だと考えられる。この点を捉えるため、隅田・中澤・川瀬論文では、周辺自治体の施設介護サービスの量的な充実度も計算し、その影響を検証している。しかし、予想に反して、高齢者世帯がこのような移住行動をとることは確認できなかった。このことは、需給逼迫のない地域に補助制度などを活用して施設を建設しても、介護移住そのものが起きにくいことを意味する。

●

地震リスクを認知した経済主体はそのリスクを考慮して行動する結果、不動産価格に影響を与えるだろう。『季刊住宅土地経済』においても、これを題材にした研究紹介が増えてきた。Ikefuji, Leaven,

Magnus and Yue (2021)^{***}を紹介した生藤・ラーヴェン・マグナス・樂論文（「地震リスクが日本の不動産価格に与える影響」）は既存研究に新たな知見を加えた研究である。

生藤・ラーヴェン・マグナス・樂論文は、地震発生のリスクを短期（今後90日以内）と長期（今後30年以内）に分けて分析している。既存文献では、自治体や防災科学研究所などが公表した地震発生リスクをそのまま活用した研究が多い。生藤・ラーヴェン・マグナス・樂論文も、長期の地震発生リスクに関しては防災科学研究所 J-SHS 地域ハザードステーションが公表する値を活用している。一方、短期的リスクに関しては、地震予測の統計モデル（統計数理研究所の尾形良彦名誉教授が開発した点過程 ETAS モデル）を活用して、気象庁のデータから地震発生確率（震度5.5以上）を得る工夫を試みている。

実証の結果、不動産価格は長期的な地震リスクに関しては、予想通り割り引かれるが、短期的な地震リスクには、予想に反して反応しなかった。身近に迫るリスクに対して不動産価格が反応しないのは、短期のリスク認知に歪みが生じている可能性が考えられる。すなわち、経済主体はたとえ客観的な地震発生確率を知らされても、それを正しく把握できないということである。この客観確率と主観確率のずれは行動経済学では確率加重変数によって説明がつくことが知られている。生藤・ラーヴェ

ン・マグナス・樂論文の推計によると、経済主体は、短期の客観地震発生確率が小さい場合は発生確率を無視する傾向にあるが、客観地震発生確率が高い場合はそれを過大評価することがわかった。このことは、経済主体の認識が地震確率に対してより敏感になっていることを意味する。このため、この短期の主観地震発生確率の上昇に対しては、不動産価格は負に反応することになる。

経済主体が標準的な経済学で考えられる行動をとるならば、正確な情報を認知すれば、地価はそれを正しく反映するはずである。一方、生藤・ラーヴェン・マグナス・樂論文に示されるように、経済主体が標準的な経済学に反する行動をとることを考慮すると地価も歪んだ形で反映する。地震発生リスクの情報伝達は改善する余地がありそうである。（S・I）

*Okamoto, C., and Y. Sato (2021)

"Impacts of High-speed Rail Construction on Land Prices in Urban Agglomerations: Evidence from Kyushu in Japan," *Journal of Asian Economics*, Vol.76, 101364.

**Sumita, K., K. Nakazawa, and A. Kawase (2021) "Long-term Care Facilities and Migration of Elderly Households in an Aged Society: Empirical Analysis Based on Micro Data," *Journal of Housing Economics*, Vol.53, 101770.

***Ikefuji, M., R. Laeven, J. Magnus, and Y. Yue (2021) "Earthquake Risk Embedded in Property Prices: Evidence from Five Japanese Cities," *Journal of the American Statistical Association*, Forthcoming.

九州新幹線開通の都市集積への影響

ヘドニックアプローチによる分析

岡本千草・佐藤泰裕

はじめに

新幹線など交通インフラの開業は、それによって結ばれた都市間の経済活動分布に大きな影響を与えうる。空間経済学の先駆的なモデルである Krugman (1991) においても、経済統合によって2つの都市間の輸送費用が低下すると、経済活動が一方の都市へ急激に集中することが示されてきた。特に、異なる規模の都市が存在するとき、集積のメリットを享受しようとする力が働くため、経済活動は規模の大きい都市へ移動しようとする。こうした動きは、いわゆる「ストロー効果」とも呼ばれ注目を集めている。

新幹線のような都市間交通インフラに関する実証研究は数多く存在するが、経済活動の分布や地域経済への効果としては異なる結論に至っている。多くの研究では交通インフラが延伸地域の地域経済にプラスの影響を与えるという結果を得ているが、マイナスの影響を与えたという研究結果も存在しており、こうした結果の違いは延伸地域の多様性が原因であると考えられる。

そこで筆者らは、九州新幹線鹿児島ルートの開業に着目し、ルート上の都市圏間で経済活動の分布が変化した可能性について検証した。具体的には、Difference-in-Differences を用いて、九州新幹線鹿児島ルートの開業がルート上の都市圏の地価に与えた影響を推定している。地価に注目することで、新しい交通インフラがそこにいる住民や企業にどのように評価されたのか

を明らかにすることを目指した。以下では、これらの取り組みをまとめた Okamoto and Sato (2021) を紹介する。

1 先行研究

これまで空間経済学（特に新経済地理学）では、交通インフラの整備等による財やサービスの輸送費用の低下が、経済活動の分布に与える影響について理論研究が行なわれてきた。Akamatsu et al. (2021) による最新の研究では、これまでの分析の数々を統合し、輸送費用の低下が集積と分散のいずれをもたらすのかは、分散力の性質に依存することを示した。分散力が、例えば、遠方への財・サービスの輸送必要性などのように、都市の外の要因に起因する、経済全体にわたるものであるとき（大域的分散力の場合）、輸送費用の低下はすでに大きな都市集積へのさらなる集中を促進する。これに対して、都市内の混雑の不経済のように、分散力が都市内の要因に起因する、局所的なものであるとき（局所的分散力の場合）、輸送費用の低下は経済活動を分散化させる。さらに、輸送費用の低下が都市内の経済活動の分布に及ぼす影響もわかっている。大域的分散力の下では、輸送費用の低下は都市内でも集中を促進し、局所的分散力の下では、都市内でも分散化をもたらすのである。したがって、新しい新幹線の開業は、都市圏間だけでなく都市圏内の経済活動の分布も変える可能性がある。

実証研究においても、都市間交通インフラが



おかもと・ちぐさ
1991年東京都生まれ。東京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）。立教大学経済学部助教を経て、現在、中央大学経済学部助教。論文：“The Effect of Automation Levels on US Interstate Migration,” The Annals of Regional Science, Vol.63 (3), pp. 519-539.



さとう・やすひろ
1973年大分県生まれ。東京大学大学院経済学研究科博士課程中退。博士（経済学）。名古屋大学大学院環境学研究科准教授、大阪大学大学院経済学研究科准教授を経て、現在、東京大学大学院経済学研究科教授。著書：『空間経済学』（共著）有斐閣、など。

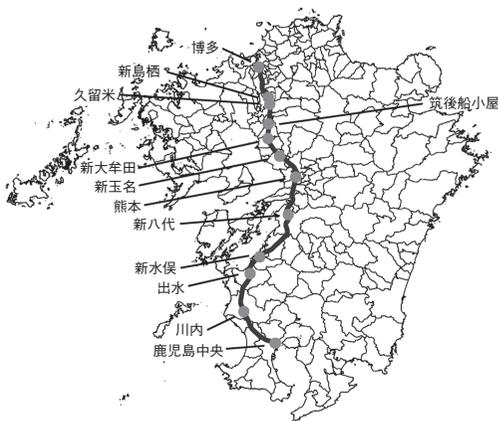
経済活動へ与える影響について、多くの先行研究が存在しており、異なる結論に至っている。先行研究によって結論が異なることは、地域の多様性を反映している可能性を持つ。その点については、いくつかの先行研究においても触れられており、例えば Baum-Snow et al. (2018) では中国の高速鉄道網への投資により、中核となる地区では総生産や人口が増え、それ以外の地区が犠牲になったことを示した¹⁾。本研究では九州新幹線鹿児島ルートの開業に着目し、その影響がルート上の都市圏間で異なるのか検証を行なっている。特に地価の変化に着目し、その土地への総合的な評価に与えた影響について検証している点で先行研究と異なる。

2 研究背景

九州新幹線鹿児島ルート（以後、鹿児島ルート）は、博多駅と鹿児島中央駅を結び、九州西部を縦断する高速鉄道である。全長は256.8kmであり、図1の通り12の停車駅が存在する。2004年に鹿児島ルートの南半分（新八代駅-鹿児島中央駅間）が部分的に開業し、その後2011年に残る区間（博多駅-新八代駅間）が開業した。2004年の部分開業によって博多駅間-鹿児島中央駅の移動時間は3時間40分から2時間12分へと短縮され、2011年の全面開業によって1時間19分へと減少した。

この鹿児島ルート上には規模の異なる複数の都市圏が存在する。福岡・大牟田・久留米・熊本・八代・鹿児島島の6つの大都市雇用圏（MEA: Metropolitan Employment Area）があり、さ

図1—九州新幹線鹿児島ルート上の停車駅



出所) Okamoto and Sato (2021), Figure 1より一部抜粋して編集。

らに鳥栖・玉名・水俣・薩摩川内の4つの小都市雇用圏（McEA: Micropolitan Employment Area）がある。鹿児島ルートの開業はこれらの都市雇用圏間のつながりを密接にし、九州西部の経済統合を促す契機となった。それにより結ばれた都市雇用圏間で経済活動の地理的分布が変化することが考えられる。

以下で詳しく説明する通り、本論文では、鹿児島ルート上の都市雇用圏内に存在する標準地を処置群とし、九州に存在するそれ以外の標準地を対照群としている。したがって、処置群は九州西部の都市雇用圏の標準地であり、対照群の多くは九州東部の標準地である。

以下の分析において、鹿児島ルートの開業前において、処置群と対照群の間でほぼ同じトレンド存在していたことが確認された。そのため、Difference-in-Differences分析を行なううえで

必要な仮定の1つである平行トレンド仮定は満たされていると考えられる。

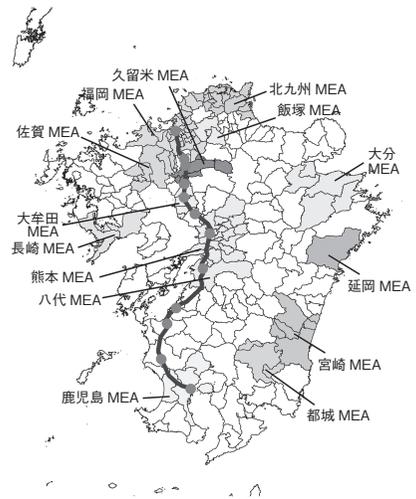
さらに、九州東西間は、九州山地を挟むため、比較的交通の便が悪く、Difference-in-Differences 分析を行なううえで必要なもう1つの仮定である SUTVA (Stable Unit Treatment Value Assumption) を比較的満たしやすいと考えられる。しかし、対照群の標準地の中には鹿児島ルートに近いものも存在し、それらは鹿児島ルート開通から影響を受ける可能性があるため、対照群の設定方法を変更した感度分析を行なった。例えば、鹿児島ルート上の都道府県内にあるが、対照群に属している標準地を除外して推定した。また、北九州都市雇用圏内の標準地を除外した推定も行なった。北九州都市雇用圏は鹿児島ルートの駅を持たないため対照群に属しているが、九州新幹線と直通する山陽新幹線の駅を抱えており、鹿児島ルート開業からの波及効果を受ける可能性があるためである。このように対照群を変更しても主要な結果は変わらなかったため、SUTVA は分析上支障のない程度には満たされていると判断した。

3 データ

本稿では、国土交通省の発表する地価公示を用いている。地価公示には、各年1月1日時点の標準地の公示地価だけでなく、各標準地の属性(住所、地積、用途地域、容積率、建蔽率等)が収録されている。本稿の主要な分析では、開業3年前と3年後のデータを用いて、部分開業と全面開業それぞれの効果を推定している。したがって、2004年の部分開業については2001年と2007年のデータを用い、2011年の全面開業については2008年と2014年のデータを用いることとなる。また、九州は8県からなるが、沖縄県は島からなる県であり、他の県からは遠く離れているため、鹿児島ルートの影響を受けにくいと考えられる。そのため、沖縄県を除く7県の地価公示を使用している。

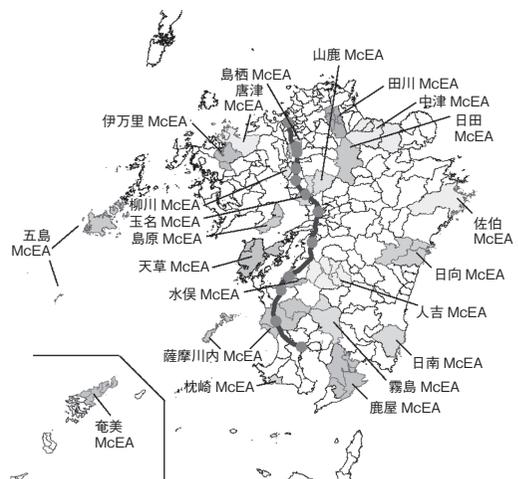
都市圏の定義として、本稿では金本・徳岡

図2 一大都市雇用圏 (MEA) と九州新幹線鹿児島ルートの停車駅



出所) Okamoto and Sato (2021), Figure 2を編集。同論文にはカラー図を掲載。

図3 一小都市雇用圏 (McEA) と九州新幹線鹿児島ルートの停車駅



出所) Okamoto and Sato (2021), Figure 3を編集。同論文にはカラー図を掲載。

(2002) の都市雇用圏 (UEA : Urban Employment Area) を用いる²⁾。中心都市の DID 人口が5万人以上の都市雇用圏を大都市雇用圏 (MEA: Metropolitan Employment Area) と呼び、1万人から5万人の都市雇用圏を小都市雇用圏 (McEA: Micropolitan Employment Area) と呼ぶ。沖縄県を除く九州には15の MEA と22の McEA が存在する (図2、図3)。部分開業

表1 記述統計量

	部分開業		全面開業	
	Mean	SD	Mean	SD
公示地価(対数値)	10.91	0.84	10.86	0.87
処置群MEA ダミー	0.10	0.29	0.39	0.49
処置群McEA ダミー	0.02	0.13	0.03	0.16
地積	0.05	0.15	0.05	0.29
最寄りの鉄道駅からの距離(m)	33.52	54.64	28.04	46.83
建蔽率	45.57	29.19	62.92	11.49
容積率	238.14	113.58	219.59	113.87
供給施設有無ダミー				
水道	0.99	0.10	0.99	0.10
ガス	0.46	0.50	0.50	0.50
下水	0.57	0.50	0.74	0.44
用途地域ダミー				
規制なし	0.16	0.37	0.13	0.34
住居用地	0.56	0.50	0.59	0.49
商業用地	0.22	0.41	0.22	0.41
工業用地	0.06	0.23	0.06	0.24
N	3580		4740	

出所) Okamoto and Sato (2021), Table 1を編集。

時には、2つのMEA(八代・鹿児島MEA)と2つのMcEA(水俣・薩摩川内McEA)のみが鹿児島ルート上に位置していたが、全面開業時には、これらに加えて4つのMEA(福岡・久留米・大牟田・熊本MEA)と2つのMcEA(鳥栖・玉名McEA)がルート上に位置することとなった。以下では、鹿児島ルート上にあるMEA(McEA)を処置群MEA(処置群McEA)と呼ぶ。いずれの処置群MEA(処置群McEA)も、鹿児島ルートの停車駅を1駅以上持っている。

表1にサンプルの記述統計量をまとめている。処置群MEAダミー(処置群McEAダミー)は標準地がいずれかの処置群MEA(処置群McEA)に含まれていれば1をとるダミー変数である。

4 分析手法

本稿では、Difference-in-Differencesを用いて、鹿児島ルートの開業が都市雇用圏の地価に与える影響を推定している。部分開業と全面開業のそれぞれについて、以下の3通りの分析を行なっている。最初に、処置群MEA/McEA

全体への影響を推定する(分析①)。次に、処置群MEA/McEA間の影響の違いを推定する(分析②)。最後に、各処置群MEA/McEA内部の位置も考慮した推定を行なう(分析③)。

いずれの分析においても、鹿児島ルート上の都市雇用圏を処置群とみなしており、九州のそれ以外の地域を対照群とみなしている。ただし、部分開業について分析を行なう際には、2011年の延伸時に初めて鹿児島ルートが開通した都市雇用圏を対照群から除いている。これらの都市雇用圏は、部分開業時には鹿児島ルート上にないため直接的な影響は受けていないものの、在来線と鹿児島ルートとの乗り換えを通じて間接的に影響を受けていると考えられるためである。

以下の推定式では、 $\ln(p_{ijt})$ は年tにおける市区町村jにある標準地iの公示価格の対数値を表している。 w_t はAfterダミーであり、開業前を0、開業後を1とするダミー変数である。標準地iの属性ベクトル X_{it} には、地積、最寄りの鉄道駅からの距離、建蔽率、容積率、用途規制ダミー(住居用地・商業用地・工業用地)、供給施設有無ダミー(水道・ガス・下水)が含まれている。 c_j は市区町村jの固定効果、 ϕ_t は年tの固定効果、 u_{ijt} は誤差項を表している。標準誤差は市区町村レベルでクラスター化している。

分析①では、鹿児島ルート上の都市雇用圏全体への影響を推定する。推定式は以下の通りである。

$$\ln(p_{ijt}) = \alpha + \beta_{mea} w_t \sum_{l=1}^L Z_{j,l} + \beta_{mcea} w_t \sum_{s=1}^S Z_{j,s} + X_{it} \gamma + c_j + \phi_t + u_{ijt}$$

$Z_{j,l}$ ($Z_{j,s}$) は市区町村jが処置群MEA l (処置群McEA s) 内に位置するとき1をとるダミー変数である。そのため、 $\sum_{l=1}^L Z_{j,l}$ ($\sum_{s=1}^S Z_{j,s}$) は市区町村jがいずれかの処置群MEA(処置群McEA)に含まれている場合に1をとるダミー変数であり、つまりは処置群MEAダミー

(処置群 McEA ダミー) のことである。

この分析における DID 推定量は β_{mea} と β_{mcea} である。もし推定された β_{mea} (β_{mcea}) の値が正ならば、鹿児島ルートの開業により、ルート上の MEA (McEA) の地価が上昇したことを意味する。

分析②では、鹿児島ルート上の各都市雇用圏への影響を推定する。推定式は以下の通りである。

$$\ln(p_{ijt}) = \alpha + \sum_{l=1}^L \beta_l w_l Z_{j,l} + \sum_{s=1}^S \beta_s w_s Z_{j,s} + X_{it} \gamma + c_j + \phi_t + u_{ijt}$$

ここで注目する DID 推定量は β_l と β_s であり、これらは処置群 MEA と処置群 McEA ごとに推定される。これにより、都市雇用圏のサイズや新幹線のルート上の位置による違いを捉えることができる。

分析③では、鹿児島ルート上の各都市雇用圏内部でも、最寄りの鹿児島ルート停車駅からの距離によって影響が異なるのか検証する。そのため、標準地を最寄りの停車駅からの距離によって分類し、各都市雇用圏内の各距離帯への影響を推定した。0-5km、5-10km、10-15km、15-20km、20-25km、25km 以上の 6 つの距離帯 d を用意し、標準地 i が距離帯 d に含まれている場合に 1 をとるダミー変数を $D_{d,i}$ と表記する。推定式は以下の通りである。

$$\ln(p_{ijt}) = \alpha + \sum_{l=1}^L \sum_{d=1}^6 \beta_{d,l} w_l D_{d,i} Z_{j,l} + \sum_{s=1}^S \sum_{d=1}^6 \beta_{d,s} w_s D_{d,i} Z_{j,s} + X_{it} \gamma + c_j + \phi_t + u_{ijt}$$

ここで注目する DID 推定量は $\beta_{d,l}$ と $\beta_{d,s}$ であり、ルート上の各都市雇用圏内でも最寄りの鹿児島ルート停車駅からの距離帯によって異なる値をとる。

5 推定結果

5.1 分析①

表 2 は推定結果を示している。列(1)は部分開業について、列(2)は全面開業についての結果である。両列において MEA の DID 推定量 (β_{mea}) は統計的に有意に正であり、部分開業と全面開業の両イベントが処置群 MEA の地価を

表 2—分析①の推定結果

	部分開業	全面開業
	(1)	(2)
処置群 MEA ダミー × After ダミー	0.075*** (0.028)	0.081*** (0.023)
処置群 McEA ダミー × After ダミー	0.010 (0.029)	-0.006 (0.024)
制御変数	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes
市区町村固定効果	Yes	Yes
N	3580	4740
R-squared	0.778	0.829
Adjusted R-squared	0.769	0.822

出所) Okamoto and Sato (2021), Table 4 を編集。

注) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

上昇させたことがわかる。特に、部分開業は処置群 MEA の地価を平均 7.5%、全面開業は平均 8.1% 上昇させた。一方で、両列において McEA の DID 推定量 (β_{mcea}) は統計的に有意ではなく、部分開業および全面開業のいずれも処置群 McEA に対し有意な影響を与えなかったことがわかる。

5.2 分析②

分析①では、処置群 MEA/McEA 全体への影響を吟味した。しかし、新幹線開業の影響は、それぞれの都市雇用圏の位置や特性によって異なるかもしれない。そこで分析②では、処置群 MEA/McEA 間の影響の違いを分析する。表 3 は推定結果を示している。列(1)は部分開業について、列(2)は全面開業についての結果である。

はじめに、部分開業の影響に着目する。部分開業の際には、ルート上には 2 つの MEA (鹿児島・八代 MEA) が存在している。鹿児島 MEA の DID 推定量は有意に正であり、部分開業によって鹿児島 MEA の地価は 9.2% 上昇したことを示している。一方、八代 MEA の DID 推定量は有意に負であり、部分開業によって八代 MEA の地価は 10.2% 下落したことを示している。

また、部分開業の際には、2 つの McEA (水俣・薩摩川内 McEA) にも鹿児島ルートの

表3 分析②の推定結果

	部分開業	全面開業
	(1)	(2)
福岡MEA ダミー× After ダミー		0.107*** (0.024)
久留米MEA ダミー× After ダミー		0.057** (0.023)
大牟田MEA ダミー× After ダミー		-0.057* (0.034)
熊本MEA ダミー× After ダミー		0.085*** (0.023)
八代MEA ダミー× After ダミー	-0.102*** (0.021)	-0.067*** (0.024)
鹿児島MEA ダミー× After ダミー	0.092*** (0.020)	0.070*** (0.027)
鳥栖McEA ダミー× After ダミー		0.017 (0.031)
玉名McEA ダミー× After ダミー		0.000 (0.015)
水俣McEA ダミー× After ダミー	-0.077*** (0.023)	-0.035*** (0.012)
薩摩川内McEA ダミー× After ダミー	0.028 (0.028)	-0.031 (0.022)
制御変数	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes
市区町村固定効果	Yes	Yes
N	3580	4740
R-squared	0.778	0.829
AdjustedR-squared	0.769	0.822

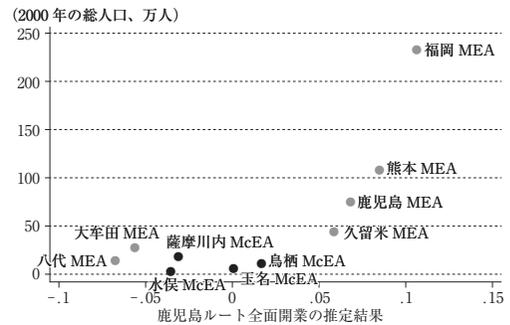
出所) Okamoto and Sato (2021), Table 5 を編集。

注) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

駅は存在している。水俣 McEA の DID 推定量は有意に負であり、部分開業によって水俣 McEA の地価は7.7%下落したことがわかる。これは、隣の八代 MEA よりはやや軽微な影響であるといえる。薩摩川内 McEA の DID 推定量は統計的有意ではなかった。

次に、全面開業の影響に着目する。ルート上の MEA の中でも、大規模な MEA (福岡・熊本 MEA) や中規模な MEA (久留米・鹿児島 MEA) の DID 推定量は有意に正であった。だがその推定値は大規模な MEA のほうが大きい。大規模な MEA である福岡 MEA や熊本 MEA では地価はそれぞれ10.7%と8.5%上昇したが、中規模な MEA である久留米 MEA や鹿児島 MEA はそれぞれ5.7%と7.0%の地価上昇に留まった。一方で、小規模な MEA (八代・大牟

図4 分析②の推定結果 (全面開業) と鹿児島ルート開業前人口



出所) Okamoto and Sato (2021), Figure 4を編集。同論文にはカラー図を掲載。総人口のデータの出典は総務省統計局「統計でみる都道府県・市区町村のすがた」

田 MEA) の DID 推定量は有意に負であった。八代 MEA では地価が6.7%下落し、大牟田 MEA では地価が5.7%下落したことを示している。また McEA については、水俣 McEA 以外は有意な影響は確認されなかった。

以上をまとめると、部分開業と全面開業のいずれにおいても、新幹線開業はルート上の中でも、もともと規模が大きい MEA へ経済活動を移動させ、その地価を押し上げたと考えられる。この結果は図4によく示されている。図4の x 軸は全面開業時の各都市雇用圏の DID 推定量の推定値を示しており、y 軸はこれらの都市雇用圏の部分開通前の総人口を表している。また一部の McEA を除き、多くの McEA は統計的に有意な影響を受けていないこともわかった。

5.3 分析③

分析③では、ルート上の各都市雇用圏内部に着目し、最寄りの鹿児島ルート停車駅からの距離帯によって影響が異なるのか検証する。表4は部分開業について、表5は全面開業についての推定結果を示している。部分開業と全面開業のいずれにおいても、以下の共通した傾向が見られた。

分析②で地価上昇が確認された MEA の内部においても、すべての距離帯で地価が上昇しているわけではなく、停車駅の近くのみ限定さ

表4 一分析③の推定結果（部分開業）

	0-5km	5-10km	10-15km	15-20km	20-25km	25km-
八代MEA	-0.114*** (0.022)	-0.133*** (0.047)	0.108 (0.099)			
鹿児島MEA	0.256*** (0.024)	-0.063** (0.026)	-0.259*** (0.068)	0.210** (0.093)	-0.203*** (0.076)	-0.783*** (0.081)
水俣McEA	-0.076*** (0.022)					
薩摩川内McEA	-0.006 (0.041)	0.329*** (0.057)	-0.045 (0.090)	0.081*** (0.020)		

出所) Okamoto and Sato (2021), Table 6 を編集。

注) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

表5 一分析③の推定結果（全面開業）

	0-5km	5-10km	10-15km	15-20km	20-25km	25km-
福岡MEA	0.313*** (0.035)	0.104*** (0.019)	-0.115 (0.072)	0.034 (0.046)	-0.094 (0.083)	-0.084 (0.077)
大牟田MEA	0.068** (0.029)	-0.128 (0.129)	-0.204*** (0.037)			
久留米MEA	0.081*** (0.022)	-0.012 (0.029)	0.076 (0.056)	0.511*** (0.139)		
熊本MEA	0.169*** (0.027)	0.120*** (0.022)	-0.066 (0.082)	-0.249*** (0.062)	-0.041 (0.090)	
八代MEA	-0.033* (0.018)	-0.326*** (0.087)	0.103* (0.060)			
鹿児島MEA	0.315*** (0.026)	-0.083*** (0.025)	-0.425*** (0.140)	0.001 (0.136)	-0.534*** (0.093)	-1.364*** (0.106)
鳥栖McEA	0.055*** (0.016)	-0.165** (0.067)				
水俣McEA	-0.035*** (0.012)					
玉名McEA	0.099*** (0.025)	-0.194*** (0.033)				
薩摩川内McEA	0.098** (0.038)	0.103* (0.052)	-0.181* (0.106)	-0.008 (0.012)		

出所) Okamoto and Sato (2021), Table 7 を編集。

注) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

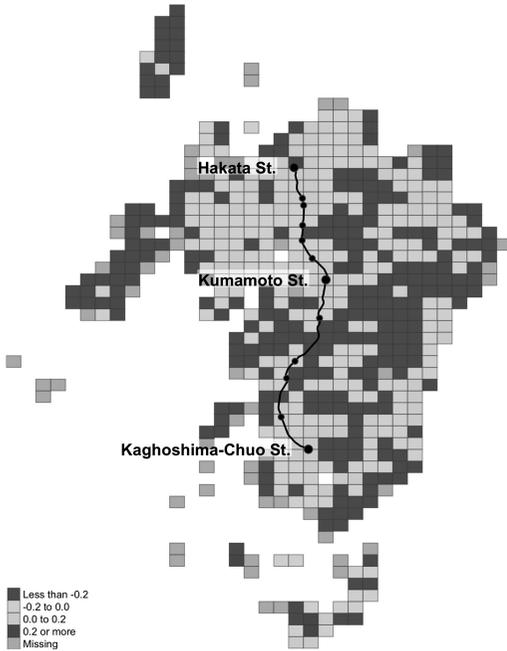
れていることがわかった。また、駅から離れるに従って、上昇効果は薄れていく。例えば、全面開業時の福岡MEAでは、0-5kmと5-10kmの距離帯においてのみ有意に地価が上昇しており、0-5kmでは31.3%、5-10kmでは10.4%上昇していた。新幹線の停車駅周辺は、部分および全面開業以前から比較的地価の高いところであったことに鑑みると、各開業により、都市雇用圏内でも特定の、すでに経済活動が集中していた場所にさらなる集中が生じたことがわかる。以上より、鹿児島ルート開業の効果は、新経済地理学の大域的分散力が支配的な場合と整合的であ

ると考えられる。

こうした大規模および中規模なMEAにおける地価上昇効果は、これらのMEAの近隣に波及している。例えば全面開業時に、福岡MEAに近い大牟田・久留米MEAや鳥栖McEA、熊本MEAに近い玉名McEA、そして、鹿児島MEAに近い薩摩川内McEAでは、停車駅に近い場所で、地価上昇が観察されている。一方で、八代MEAは大幅な地価下落を経験しており、全面開業時には5-10kmの距離帯では32.6%の地価下落が観察される。

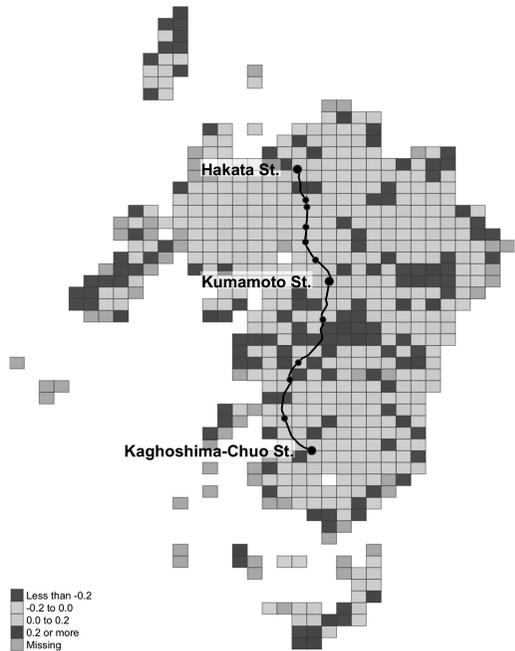
これまでの分析結果をまとめると、部分およ

図5 一鹿児島ルート開業前後の人口シェアの変化



出所) Okamoto and Sato (2021), Figure 5. 同論文にはカラー図を掲載。
 注) 2000年と2015年の国勢調査を用いて、各メッシュの人口シェアの対数変化率を計算しヒートマップ化している。

図6 一鹿児島ルート開業前後の事業所数シェアの変化



出所) Okamoto and Sato (2021), Figure 6. 同論文にはカラー図を掲載。
 注) 2001年の事業所・企業統計調査と2014年の経済センサスを用いて、各メッシュの事業所数シェアの対数変化率を計算しヒートマップ化している。

び全面開業により、規模の大きなMEAとそれを補完する（競合しない）地域では地価が上昇し、規模の大きなMEAと競合するMEAでは地価が下落したが、その効果は停車駅の付近に顕著であることがわかった。したがって、鹿児島ルートの開業は都市圏間および都市圏内の集積を促進したと考えられる。実際に図5と図6のヒートマップでは、博多駅・熊本駅・鹿児島中央駅の周辺で、鹿児島ルート開業前後に人口シェアと事業所シェアが増えていることが確認できる。

6 追加分析

Okamoto and Sato (2021) では、結果の頑健性を確認するため、ブラシーボテスト、用途地域ごとのサブサンプル分析、動学的効果の分析、均衡効果に関する検討、新幹線の種類別効果の分析を行なっている。ここでは用途地域ごとのサブサンプル分析と動学的効果の分析につ

いて結果を紹介する。

6.1 用途地域ごとのサブサンプル分析

日本では地方自治体が土地利用計画の一環として用地地域規制を行なっている。土地の用途によって鹿児島ルートの開業効果が異なるのかを検証するため、各標準地をその用途地域を基に住宅用地・商業用地・工業用地の3つのサブサンプルに分けた。ここでは分析①の推定式を用いた結果を紹介する。

表6は推定結果を示している。列(1)から列(4)は部分開業について、列(6)から列(8)は全面開業についての結果を示している。列(1)と列(5)は、表2の列(1)と列(2)を再掲したものである。列(2)と列(6)、列(3)と列(7)、そして列(4)と列(8)がそれぞれ住宅用地、商業用地、そして、工業用地についての結果である。2004年の部分開業時にはDID推定量は住宅用地についてのみ統計的に有意に正であったが、2011年の全面開業時には

表6 一用途地域ごとのサブサンプル分析 分析①の推定結果

	部分開業				全面開業			
	(1) Fullsample	(2) 住宅用地	(3) 商業用地	(4) 工業用地	(5) Fullsample	(6) 住宅用地	(7) 商業用地	(8) 工業用地
処置群MEAダミー × Afterダミー	0.075*** (0.028)	0.122*** (0.039)	0.076 (0.054)	-0.031 (0.051)	0.081*** (0.023)	0.068*** (0.023)	0.072*** (0.025)	0.020 (0.039)
処置群McEAダミー × Afterダミー	0.010 (0.029)	0.052 (0.047)	0.057 (0.050)		-0.006 (0.024)	-0.003 (0.027)	0.038 (0.050)	0.005 (0.042)
制御変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
市区町村固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3580	2016	776	196	4740	2808	1020	277
R-squared	0.778	0.743	0.824	0.693	0.829	0.787	0.872	0.764
Adjusted R-squared	0.769	0.728	0.795	0.658	0.822	0.775	0.852	0.727

出所) Okamoto and Sato (2021), Table 10を編集。

注) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

住宅用地と商業用地の両方について有意に正であった。工業用地は部分開業と全面開業のいずれにおいても統計的に有意でない。新幹線が貨物輸送のためのものではないため、工業用地への影響が検出されなかったものと考えられる。

では、2004年の部分開業が商業用地に有意な影響を与えなかったのはなぜであろうか。本稿ではその理由として、(1)商業用地の地価が部分開業に先駆けて反応してしまっていた可能性と(2)企業の sorting の可能性を挙げて議論を行なっている。

6.2 動学的効果に関する分析

新幹線開業の効果は徐々に現れる可能性も考えられる。そうした効果を捉えるため、これまでの分析のように2年分のデータを使用するのではなく、9年分のデータを用いて分析を行なう。特に、2004年の部分開業に対しては2001年から2009年のデータを用い、2011年の全面開業に対しては2008年から2016年のデータを用いる。分析①の推定式を修正した次の推定式を用いる。

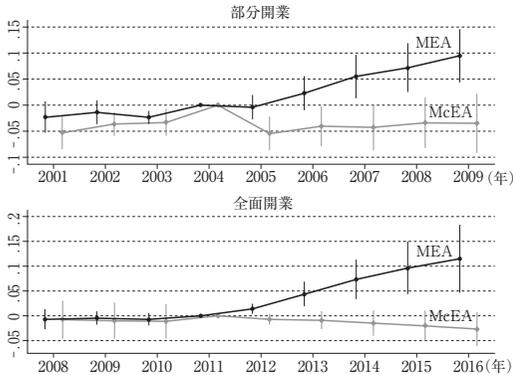
$$\ln(p_{ijt}) = \alpha + \sum_{t \neq \text{base}} \beta_{\text{mea},t} Y_t \sum_{j=1}^L Z_{j,t} + \sum_{t \neq \text{base}} \beta_{\text{mcea},t} Y_t \sum_{s=1}^S Z_{j,s} + X_{it} \gamma + c_j + \phi_t + u_{ijt}$$

ここで注目する DID 推定量は $\beta_{\text{mea},t}$ と $\beta_{\text{mcea},t}$ であり、つまり年ダミー Y_t と処置群 MEA/McEA ダミーの交差項の係数である。各開業直前の2004年と2011年を基準年としている。

図7は推定結果を表している。上段が部分開業について、下段が全面開業についての結果を示している。点は $\beta_{\text{mea},t}$ と $\beta_{\text{mcea},t}$ の推定値を表しており、縦線は95%信頼区間を表している。全面開業前を見ると、各年の MEA および McEA の DID 推定量はいずれも非有意であった。また、部分開業前においても、2003年を除き、各年の MEA の DID 推定量は非有意である。したがって、Difference-in-Differences を行なううえで重要な平行トレンド仮定を満たしていると考えられる。部分開業後も全面開業後も、各年の MEA の DID 推定量はおおむね有意に正であり、その推定値は徐々に大きくなっている。つまり、MEA の地価は基準年に比べて少しずつ上昇していることを意味し、開業効果は一時的なものではなく、継続的なものであったと考えられる。全面開業後の McEA はいずれの年においても有意な影響は見られなかった。

部分開業前の McEA については、各年の DID 推定量は有意に負であり、さらにその推定値の絶対値は上昇している。また、部分開業

図7—動学的効果の推定結果



出所) Okamoto and Sato (2021), Figure 10を編集。同論文にはカラー図を掲載。

後には、2005年から2007年にかけて、McEAのDID推定量は有意に負となった。したがって、部分開業前にMcEA全体で地価が上昇し、開業後に下落したことがわかる。これは期待効果があったことを示唆している。

おわりに

九州新幹線鹿児島ルートは九州西部を南北に縦走し、福岡、熊本、鹿児島をつないでいる。その開業は、つながれた地域間の統合を促進し、その都市圏を変容させた可能性がある。本稿では、その全般的な効果を地価の変化に注目して明らかにするため、Difference-in-Differencesを行なった。分析の結果、九州新幹線鹿児島ルートの部分開業と全面開業は、ルート上のすでに大きかった都市圏の地価を上昇させたことがわかった。例えば、全面開業により、福岡MEAでは地価が10.7%、熊本MEAでは8.5%上昇した。前者は九州最大の、後者は第二位の規模の都市圏であるため、この結果は、新幹線の開業が、すでに大きい大都市圏にさらに人や企業を集中させたことを示していると考えられる。しかし、都市内の位置も考慮すると、こうした地価上昇効果は、新幹線の停車駅周辺に限定されていることもわかった。一方、こうした規模の大きな都市圏と競合する都市圏、とくにこれらに挟まれた都市圏では地価が下落し、巨大な

都市圏のいわゆる集積の影に入ってしまった可能性があることがわかった。以上のことから、九州新幹線鹿児島ルートの開業は、九州内における経済活動の特定の場所への集中をさらに加速してしまったと考えられる。

謝辞

本稿は Okamoto and Sato (2021) についての住宅経済研究会報告に基づいて執筆した。研究会においては参加者より多くの貴重なコメントをいただいた。

注

- 1) 地域間の影響の違いについて着目した研究として、この他に、Faber (2014)、Chen and Haynes (2015)、Baum-Snow et al. (2016)、Qin (2017) が挙げられる。
- 2) 特に2010年の国勢調査を基に作成された都市雇用圏を用いる。

参考文献

- Akamatsu, T., T. Mori, M. Osawa, and Y. Takayama (2021) "Multimodal Agglomeration in Economic Geography," *arXiv*: 191205113v3.
- Baum-Snow, N., V. Henderson, M.A. Turner, Q. Zhang, and L. Brandt (2016) "Highways, Market Access and Urban Growth in China," SERC Discussion Papers SERCDP0200.
- Baum-Snow, N., J. V. Henderson, M. A. Turner, Q. Zhang, and L. Brandt (2020) "Does Investment in National Highways Help or Hurt Hinterland City Growth?" *Journal of Urban Economics*, Vol.115, 103124.
- Chen, Z., and K. E. Haynes (2015) "Impact of High Speed Rail on Housing Values: An Observation from the Beijing-Shanghai Line," *Journal of Transport Geography*, Vol.43, pp.91-100.
- Faber, B. (2014) "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System," *Review of Economic Studies*, Vol.81 (3), pp.1046-1070.
- Krugman, P. (1991) "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, Vol.99 (3), pp.483-499.
- Okamoto, C., and Y. Sato (2021) "Impacts of High-Speed Rail Construction on Land Prices in Urban Agglomerations: Evidence from Kyushu in Japan," *Journal of Asian Economics*, Vol.76, 101364.
- Qin, Y. (2017) " 'No County Left Behind?' The Distributional Impact of High-Speed Rail Upgrades in China," *Journal of Economic Geography*, Vol.17 (3), pp.489-520.
- 金本良嗣・徳岡一幸 (2002) 「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』第7号、1-15頁。

介護施設と高齢者世帯の転居

家計パネル・データによる分析

隅田和人・中澤克佳・川瀬晃弘

はじめに

現在の我が国は、かつては一般的であった子供世帯との同居が減り、夫婦のみの高齢者世帯、単身高齢者世帯も増加している。家庭による介護機能が減少しており、代替的な関係にあると考えられる介護施設を利用する可能性が高まると考えられる。しかし介護施設は、将来の都市部では不足すると予想されているので、地方の介護施設の豊かな市町村への移住を促す提言がされている（日本創成会議 2015; 増田 2014; 増田・富山 2015）。さらに、この提言に対する批判もなされている（山崎・中川・瀬下 2015）。

この議論の中では介護施設の多い地域への移住ということが出てくるが、これは「介護移住」として知られている。東川（2008）は、国立社会保障・人口問題研究所『人口移動調査』（第4回、第5回）を用いて、55歳以上の世帯の居住移動の推移とその特徴を分析し、「60から64歳では、健康なうちに、よりよい生活環境、例えば、医療環境や福祉サービス水準のよりよい自治体への積極的な居住移動を行う高齢層の増加がうかがえる」（p.550）と述べている。集計データを用いた研究には、介護施設が高齢者人口に対して相対的に多い市町村へ、高齢者が移住しているとの報告もある（中澤 2007; Kawase and Nakazawa 2009; 中澤・川瀬 2011）。

それでは、具体的にどのような世帯が高齢期に転居をしているのだろうか。これまでに我が国における高齢者世帯の住み替えの研究は、データの制約もあり、多くの蓄積があるとは言え

ない。全国を対象としたクロスセクションの個票データを分析した研究である小島（2013）は、所得や金融資産の情報が不足している問題点がある。中澤・川瀬（2011）は、集計レベルのデータを用いた研究であり、どのような世帯が転居しているかがわからない。そこで、Sumita, Nakazawa and Kawase（2021）は、高齢者世帯の移動について、現在の住宅からの転居に焦点を当てて分析し、転居の重要な決定要因を個票データにより分析した。この研究では、子供がいない世帯内での介護提供能力が低い高齢者世帯は、介護施設が充実している自治体に転居するという仮説を検証している。

この仮説を検証するために、「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）と、2004年から2018年までの市町村レベルの介護施設のデータを用いて、高齢者世帯の移動に関するモデルを推定した。所得・資産などの経済的資源、特に住宅資産の違いから、住宅所有形態別にグループ化したサンプルに基づいて分析を行なった。子供のいる世帯というカテゴリーは、調査時点で子供と同居している世帯と同居していない世帯を区別するものではなく、子供を育てたことがある世帯という意味である。一方、子供のいない世帯とは、子供を育てたことのない世帯である。このようにしたのは、子供が一人でもいることが、住宅保有の遺贈動機と関連している可能性があり、体が弱り介護が必要になる時の居住形態の選択に影響を与える可能性があるからである（Seko et al. 2019）。

さらに、新しいタイプの介護施設の導入が高



すみた・かずと
1973年神奈川県生まれ。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。

なかざわ・かつよし
1977年長野県生まれ。中央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修了。博士（経済学）。現在、東洋大学経済学部教授

かわせ・あきひろ
1977年静岡県生まれ。法政大学経済学部卒。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。博士（経済学）。現在、東洋大学経済学部教授。

高齢者の居住地移動に与えた因果関係を分析した。2011年11月に、「サービス付き高齢者向け住宅」という新しいタイプの介護施設が導入された。これは、家計にとっては自然実験であると考えられる。2011年以降サービス付き高齢者向け住宅が徐々に増加したことから、新しい選択肢となる介護施設の導入が高齢者世帯の移動性に与える影響を調べるために、時間の遅れを伴う差分の差分法（staggered difference in differences）により分析を行なった。

第1の分析より、持ち家所有者は、その住居からは移動しないのに対し、賃貸人は介護福祉施設や有料老人ホームが利用できる自治体に留まる傾向がある。特に、高齢者100人当たりの施設のベッド数が10%ポイント増加すると、高齢者が転居する確率は0.35~0.37%ポイント減少する。高齢者の転居が稀少であることを考慮したロジット・モデル（Firth 1993）で推計しても、われわれの分析結果は頑健であった。世帯の属性を考慮した分析からは、持ち家に居住する子供のいない単身女性は介護福祉施設で利用できる病床数が増加すると、借家に居住する子供のいない単身男性は有料老人ホームでの病床数が増加すると、それぞれ転居をしない確率が増える傾向が見られた。

第2の分析より、サービス付き高齢者向け住宅が建設された自治体では、60-65歳の住宅所有者が転居する確率が約0.9%ポイント低下している。一方、60-65歳と75歳以上の賃貸人は、それぞれ約5.6%ポイントと8.1%ポイント、転居する確率を減らしている。

本稿では、このような研究を行なった Sumita,

Nakazawa and Kawase (2021) を簡潔に紹介する。

1 日本の介護施設の背景

2000年度に公的介護保険制度が導入された。介護保険制度により、介護を受ける人の範囲と人数が広がった。介護保険は、介護サービスが必要とする65歳以上の人と、老化に伴う障害と認定された40歳以上の人を対象としている。サービスを利用するには、被保険者が要介護度の評価に基づいて市町村から「要介護」と認定される必要がある。介護が必要な状態は、軽度から重度まで多段階に分かれており、対象者の程度も7段階に分かれている。被保険者は、介護サービスの種類ごとに定められた公定価格の10%の自己負担を条件に（一部高所得者は20%）、どの事業者の介護ケアも利用することができる。ただし、保険でカバーされる介護の金額には要介護度に応じて制限がある。

施設介護サービスは、以下のような施設で提供されている。(1)介護老人福祉施設（特別養護老人ホーム）、(2)介護老人保健施設、(3)介護老人医療施設（介護療養型医療施設）、(4)民間の老人ホーム、そして(5)サービス付き高齢者向け住宅である。

(1)介護老人福祉施設は、日常生活に必要なサービスを24時間提供し、入居期間に制限がない施設と定義される。厚生労働省によると、2013年時点で、このような施設の待機者となっている高齢者は5万2000人である（『日本経済新聞』2014年3月25日付）。介護福祉施設への入所については、健康状態や世帯状況などに応じて決

定される。介護福祉施設は、その施設がある自治体以外に住んでいる人を受け入れることもできる。そのため、転居した高齢者が自動的に待機リストの下位になるわけではない。そして、施設での介護を必要としない高齢者の申請を減らすため、2015年4月の介護保険法の改正により、要介護度3以上の認定を受けた人のみが申請できるように変更された。

(2)介護老人保健施設は、病気や怪我からのリハビリや回復を目的とした施設である。この施設は、入居者に対して、看護、医学的管理の下での介護、機能訓練やその他の必要な医療、日常生活の援助が行なわれる。介護福祉施設との違いは、生涯にわたる看護を提供しない点である。

(3)介護医療施設には、療養所タイプの病棟や認知症高齢者向けの病棟、介護サービスを充実させた病院なども含まれる。医療自体は介護プログラムに含まれておらず、国民健康保険制度の下で提供されている。しかし、2011年以降、政府はこの種の施設を段階的に廃止しており、2020年度までには閉鎖される予定であった。

介護施設を運営できるのは公営または非営利の社会福祉法人のみであるが、民間企業は(4)有料老人ホームを運営することができる。一般的には、入居者は保証金と家賃を支払うことで、その施設に住む権利を購入する。入所のための保証金や家賃の額は施設によって異なるが、一般的には介護福祉施設よりも高額である。有料老人ホームへの入所は、申し込みの順番によって決まる。有料老人ホームは、介護保険制度では介護施設に分類されないが、在宅介護の高齢者向け住宅に分類される。生涯にわたる介護が可能のため、老人福祉施設に代わる施設として期待されている。

高齢者福祉施設の不足や有料老人ホームの初期費用の高さが問題になっているために、2011年に導入されたのが(5)「サービス付き高齢者向け住宅」である。この住宅には、入居者は有料老人ホームに比べて低コストで賃貸することができる。バリアフリー設計が義務づけられてお

り、安否確認や生活相談などのサービスが提供される。入居者は、要介護度の低い高齢者や、要介護度のない高齢者が中心である。このような施設は、2011年に改正された「高齢者住まい法」に基づき、高齢の単身者や高齢の夫婦が住み慣れた環境で、低コストで安心して暮らせることを目的に設立された。

われわれは、高齢者世帯の居住地移動の決定要因として、住居の代わりになり得る、介護施設の有無が重要であるという仮説を立てた。市町村レベルの集計データを用いた中澤(2007)によれば、介護施設は高齢者の移動を生じさせる効果をもつ。具体的には、高齢者福祉施設と有料老人ホームは、どちらも生涯にわたって介護を提供できる施設であるため、高齢者世帯の居住地移動の決定要因として重要と考えられる。世帯レベルのマイクロデータを用いて高齢者世帯の居住地移動を分析するために、説明変数として介護福祉施設と有料老人ホームを選んだ。

2 データと記述統計量

分析には、「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)を使用している。観測期間は2004年から2018年までである。このJHPS/KHPSを用いて、世帯主が60歳以上の世帯に限定したサンプルを作成した。日本の公的統計では、世帯主が65歳以上の世帯を高齢者世帯としているが、より多くのサンプルを得るために、世帯主が60歳以上の世帯を主たる分析対象とした。

この研究では、世帯の移動は、過去1年間に異なる住居に移動したことと定義した。この定義には、日本国内で市町村や都道府県を変える「移住」は含まれるが、建て替えのような同じ場所で異なる住宅に住むことは含まれない。本研究では、後述するデータの制約から、主に1年前に住んでいた住宅・自治体からの転出を分析することにした。

転居サンプルに関しては、2回の調査の間に住居を移動した回答者がサンプルから脱落することがある。さらに、介護施設に移動した対象者も脱落サンプルに含まれる。そこで、調査対

表1—持ち家世帯の住宅所有権の変遷

	持ち家世帯	%	借家世帯	%
定住世帯	17,123	99.24	2,217	94.66
転居世帯 (居住形態)	131	0.76	125	5.34
持ち家への転居	73 (55.7)	0.42	32 (25.6)	1.37
借家への転居	30 (22.9)	0.17	74 (59.2)	3.16
不明	28 (21.4)	0.16	19 (15.2)	0.81
(所在地)				
県外への転居	17 (13.0)	0.2	19 (15.2)	1.61
県内での転居	86 (65.6)	0.5	87 (69.6)	3.71
自治体外への転居	23 (17.6)	0.13	13 (10.4)	0.56
自治体内での転居	63 (48.1)	0.37	74 (59.2)	3.16
不明	28 (21.4)	0.16	19 (15.2)	0.81
合計	17,254	100	2,342	100

注) Sumita et al. (2021) Table 1より作成。

象者の回答状況を調査した調査員調査票を用いて、調査からは脱落したが住居を移動したことが確認された世帯を「転居世帯」に含め、調査から脱落したが住居は移動していないことが確認された世帯を「定住世帯」に含めた。これらの世帯を含めると、2004年から2018年の間に転出により調査から脱落した世帯を含めて、持ち家世帯の転居率は0.76%、借家世帯の転居率は5.34%となる(表1)。このような修正により、世帯の転出先がわからなくても、現在の住居や自治体からの転出を分析することは可能である。そこで本研究では、世帯の現在の住居と自治体からの転出に焦点を当てた。

調査全体の世帯数は1万465世帯、観測値数は7万6016件である。そのうち、60歳以上の世帯数とそれに対応する観測値数は、それぞれ3697と1万9596であった。分析の際には、多くのサンプル・サイズを確保するために、収入や資産など重要な変数に欠落事例があるサンプルは、欠落カテゴリーのダミー変数をモデルに含めて使用している。

3 分析結果

3.1 分析1：高齢者世帯の転居分析

われわれは、自治体jに居住する世帯iが時点tに現住居からの転居を示す場合には1、そうでない場合には0を取るダミー変数 M_{ijt} が、次のような線形関数により決定されると仮定した。

$$M_{ijt} = \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 W_{it-1} + \beta_3 X_{it-1} + \gamma_1 \Delta RP_{it-1} + \gamma_2 \ln A_{iht-1} + \gamma_3 \ln A_{ijt-1} + u_{ijt} \quad (1)$$

世帯の転居は、1年前の世帯所得 Y_{it-1} 、世帯の資産 W_{it-1} 、現在居住する都道府県単位での近隣との家賃価格比の差 ΔRP_{it-1} 、そして近隣の自治体hのアメニティ(線形にするために自然対数変換された) $\ln A_{iht-1}$ と、現在の自治体jのアメニティ(自然対数) $\ln A_{ijt-1}$ に応じて影響を受けると仮定した。 γ_2 は近隣の自治体から高齢者世帯を「引き寄せる力」を、そして γ_3 は現在居住している自治体から世帯を「押し出す力」を表す。この研究では先に述べたように転居先がすべて把握できるわけではないので、現住居の自治体に存在する介護施設数の係数である γ_3 に着目し、現在の自治体から高齢者世帯を「押し出す力」を推定した。世帯が現在の自治体jから転出する場合には正の値が得られ、現在の住宅と自治体に留まる場合には負の値が得られると期待される。

(1)式の誤差項 u_{ijt} は、定式化によって異なる。基準モデルとした線形確率モデルでは、 u_{ijt} は正規分布に従う確率的誤差項として扱っている。固定効果モデルを用いた線形モデルでは、 $u_{ijt} = v_i + \varepsilon_{ijt}$ とした。これには、家計の時間を通じて一定の観察されない異質性を捉えるために、家計の固定効果 v_i を含んでいる。ロジット・モデルでは u_{ijt} はロジスティック分布に従うものと仮定する。

実際の分析では、世帯iが居住する自治体jにおける介護施設に関する変数 A_{ij} として、65歳以上人口(POP65OVER $_{ijt}$)で割って作成し

た高齢者100人当たり病床数(NBPE_{it}=NB_{it}/POP65OVER_{it}×100)を用いた。一方、近隣自治体の介護施設に関する変数A_{it}は、居住自治体からの距離の逆数を重みとした加重平均($\overline{NBPE}_{it} = \sum_{j=1}^J w_{it}^d NBPE_{ijt}$)として求めた。重み行列については、世帯iの居住する自治体jからの距離d km圏内にある近隣自治体の中心部(市区町村役所の所在地)までの逆数を用いた。距離dについては、20km未満(d<20km)、20km以上50km未満(20≤d<50)、50km以上(d≥50)の3グループに分けて作成した。分析に当たっては、介護施設間の競争から生じる相関を避けるために、1つの回帰式に1種類の介護施設変数のみを含めて分析を行なった。

基準モデルとした線形確率モデルの主な推定結果をまとめたのが表2である。これより、持ち家世帯については、有意な結果は得られなかったが、借家世帯については、有意にゼロと異なる係数が得られた。借家世帯は、介護福祉施設については、高齢者100人当たりの病床数が10%ポイント増加すると、転居確率が0.37%ポイント低下する傾向が見られた。同じく借家世帯は、高齢者100人当たりの有料老人ホームの病床数が10%ポイント増加すると転居確率が0.35%ポイント低下するとの結果が得られた。

これらの推定結果は、転居世帯数が少ないために生じるバイアスを減らす推定方法を用いても頑健であった(Sumita et al., 2021 Appendix)。

転居の傾向は世帯属性により異なる可能性がある。そこで世帯属性を示す変数Z_iと施設関連変数A_{ij}との交差項を含むモデルも推定した。

$$M_{it} = \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 W_{it-1} + \beta_3 X_{it-1} + \gamma_1 \Delta RP_{it-1} + \gamma_2 A_{ijt-1} + \gamma_3 A_{iht-1} \times Z_{it-1} + \gamma_4 A_{ijt-1} + \gamma_5 A_{ijt-1} \times Z_{it-1} + \gamma_6 Z_{it-1} + u_{ijt} \quad (2)$$

この変数Z_iには、子供の有無、性別、年齢に

表2 一居住形態別転居モデルの線形確率モデルによる推定結果

変数名	1. 持ち家からの転居		2. 借家からの転居	
	(a)介護福祉施設	(b)有料老人ホーム	(a)介護福祉施設	(b)有料老人ホーム
各施設の居住自治体における高齢者100人あたり病床数(対数)	-0.00239 (0.00271)	0.00143 (0.00211)	-0.0367* (0.0214)	-0.0347*** (0.0165)
標本サイズ	17,254	17,254	2,342	2,342
決定係数	0.006	0.006	0.044	0.045
転居数	131	131	125	125
共変数の数	60	60	60	60
EPV	2.183	2.183	2.083	2.083

注) Sumita et al. (2021) Table2より作成。()内の数値は、世帯についてのクラスター標準誤差。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意にゼロと異なることを示す。近隣自治体における介護施設病床数に関する変数、世帯属性、住宅属性、家賃・価格比の変数を含む。都市規模、全国8地域、調査年の固定効果を含む。EPV(Event per variables)は、転居数の共変数の数に対する比を示す。

表3 一世帯属性を示す変数Z_iと施設関連変数A_{ij}との交差項の係数推定値

	1. 持家世帯		2. 借家世帯	
	(a)介護福祉施設	(b)有料老人ホーム	(a)介護福祉施設	(b)有料老人ホーム
(i) 子供のいない世帯	-0.00599	0.00347	-0.02291	-0.02396
(ii) 子供のいない単身男性世帯	0.00095	0.00088	-0.05166	-0.07259*
(iii) 子供のいない単身女性世帯	-0.0462**	0.01022	0.04803	0.06421
(iv) 世帯主年齢				
[60,64]	-0.00179	0.00279	-0.0146	0.00271
[65,74]	-0.00365	0.00143	-0.0396	-0.0349**
[75以上]	0.00253	0.00859*	-0.0798***	-0.0197

注) Sumita et al. (2021) Table 3より作成。標準誤差には、世帯についてのクラスター標準誤差を用いている。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意にゼロと異なることを示す。近隣自治体における介護施設病床数に関する変数、世帯属性、住宅属性、家賃・価格比の変数を含む。都市規模、全国8地域、調査年の固定効果を含む。

関する変数を用いている。

分析結果は表3のようになる。この表は、Z_j=1に該当する第i世帯が居住する第j自治体の施設数が1単位増加した場合の転居確率への影響を示す(2)式のγ₄+γ₅をまとめたものである。この結果によると、表3(ii)より借家に居住する子供のいない単身男性は、有料老人ホーム

の病床数が10%ポイント増加した場合に、転居確率が0.73%ポイント低下する傾向にあることが見られた。(iii)の持ち家に居住する子供のいない単身女性は、介護福祉施設が10%ポイント増加した場合、0.46%ポイント転居確率が低下する傾向が見られた。(iv)の世帯主年齢については、借家に居住する65-74歳の場合、有料老人ホームの病床数が10%ポイント増加した場合、転居確率が0.35%ポイント低下していた。借家に居住する75歳以上の世帯は、介護福祉施設の病床数が10%ポイント増加した場合、同じ確率が0.8%ポイント低下する傾向が見られた。

3.2 分析2：サービス付き高齢者向け住宅の導入

2011年に「サービス付き高齢者向け住宅」という新しいタイプの介護施設が導入された。その目的は、介護施設が不足していることと、民間の老人ホームの費用が高いことから、介護の代替手段を提供することであった。この新しいタイプの施設が、高齢者の居住地移動に与える影響をパネル・データにより検証した。

パネル・データ分析において、時間の遅れを伴う差分の差分法(staggered difference in differences)は、観測期間中に変化する処置群の効果を測定するのに有効な手法である。この分析手法は、導入後から徐々にその数が増加している介護施設が、高齢者世帯の移動に与える影響を検証することができる。JHPSの回答者のうち、この新しい高齢者住宅のある自治体に住んでいる人の割合は、2013年の40.6%から2017年には80.5%に増加している。なお、この新高齢者住宅は2011年11月に導入されたが、統計に反映されたのは2013年からである(厚生労働省「介護サービス施設・事業所調査」2013-2018)。そのため、2012年に観測されたデータを除き、観測期間としては2013年から2018年とした。また、十分なサンプルサイズを確保するために、40歳以上の回答者を対象に分析を行な

表4—時間の遅れを伴う差分の差分法による推定結果

変数	1. 持ち家からの転居		2. 借家からの転居	
	(a)	(b)	(a)	(b)
サービス付き高齢者住宅(=1)	-0.00105 (0.00201)	0.00200 (0.00319)	0.00298 (0.0123)	0.0253 (0.0182)
× [55, 60) (=1)		-0.00445 (0.00439)		-0.0559** (0.0266)
× [60, 65) (=1)		-0.00944** (0.00479)		-0.0559** (0.0247)
× [65, 70) (=1)		-0.00415 (0.00446)		-0.0244 (0.0251)
× [70, 75) (=1)		0.000360 (0.00446)		0.0131 (0.0316)
× [75 and above) (=1)		-0.00569 (0.00423)		-0.0808** (0.0355)
観測値数	34,844	34,844	6,200	6,200
決定係数	0.068	0.068	0.110	0.112

注) Sumita et al. (2021) Table 4と Table 6より作成。()内の数値は、世帯についてのクラスター標準誤差。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意にゼロと異なることを示す。他に共変量として、世帯属性、住宅属性、家賃・価格比の変数を含む。都市規模、居住自治体、全国8地域、調査年の固定効果を含む。

い、高齢者世帯の指標との交互作用項を用いて、年齢による変化を検討した。これらのデータをもとに、高齢者住宅の導入が高齢者世帯の居住地移動に与える影響を推計した。

トリートメント・グループには、サービス付き高齢者向け住宅を導入している自治体に住む世帯を用いた。ある自治体で2015年に高齢者住宅が導入された場合、トリートメント・ダミー変数 w_{jt} は2015年に1を取り、この年以降にも1を取り続ける。コントロール・グループとして、単純にサービス付き高齢者向け住宅が設置されていない市町村に住む世帯を選んだ結果を紹介する¹⁾。

トリートメント・グループを示すダミー変数を w_{jt} とし、t時点で世帯iが住んでいた自治体jで高齢者住宅が建設された場合は1、そうでない場合は0となる。推定には次式を用いた。

$$M_{ijt} = \alpha + \beta w_{jt-1} + \gamma X'_{it-1} + \mu_t + v_i + \xi_j + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

ここで X_{it} は家計と住宅の特徴を表す共変量のベクトルであり、 μ_t は時間の固定効果、 v_i は世帯の固定効果、 ξ_j は自治体の固定効果、そして ϵ_{ijt} は確率的誤差項である。 β が注目すべきパ

ラメータである。もし $\beta \leq 0$ の場合、トリートメント・グループの世帯は現在の住宅に留まる傾向を、 $\beta > 0$ は現在の住宅・自治体から転居する傾向を示す。

さらに、世帯主の年齢によって変化するという仮説を検証するために年齢層ダミー H_{it-1} をトリートメント・ダミー変数に乗じている。ベクトル H_{it} は年齢ダミー変数であり、60歳未満を基準グループとして、5つのダミー変数からなる。係数のベクトル δ は、転居と世帯主の年齢との間の非線形関係を表している。

$$M_{ijt} = \alpha + \beta w_{jt-1} + \delta H_{it-1} + \theta w_{jt-1} H_{it-1} + \gamma X'_{it-1} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

H_{it-1} とトリートメント・ダミーの交差項との係数推定値 θ から、 β は世帯主の年齢によって変化することがわかる。これらのモデルの推定結果の一部は表4にまとめられている。

(3)式と(4)式の推定結果は表4に示した。持ち家からの転居について、サービス付き高齢者向け住宅が建設された自治体に居住する世帯主が60歳以上65歳未満の持ち家世帯の転居確率が0.9%ポイント低下していた。借家の場合、世帯主が60歳以上65歳未満の場合5.6%ポイント転居確率が低下していた²⁾。また、75歳以上の場合、8.1%ポイント転居確率が低下していた。これらの世帯は、将来の入居の可能性を考えて、転居する確率が低下していることが示唆される。

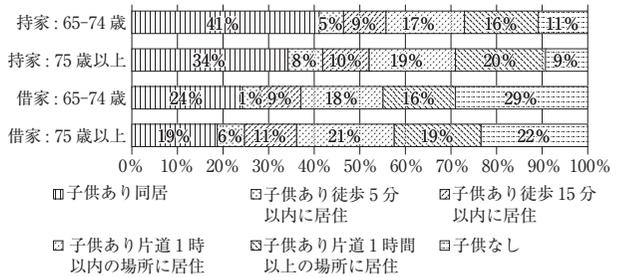
おわりに

Sumita, Nakazawa and Kawase (2021)は、高齢者世帯の移動について、現在の住宅からの転居に焦点を当て、その決定要因を家計パネル・データにより分析した。この研究では、子供がいないなど家庭内における介護提供能力が低い高齢者世帯は、介護施設が充実している自治体からは転居しない傾向があることが示された。本稿では、この研究を簡潔に紹介した。

高齢者の転居数の少なさ、我が国の住宅市場の既存研究からも言える。

中古市場で取引される住宅は、国土交通省住

図1—世帯主年齢別にみた子供との居住状況



出所) 総務省統計局 (2013) 『住宅・土地統計調査』第67表より作成

宅局住宅政策課監修 (2021 図表9-8) によれば全体の住宅の取引量のうち、14.5%であり(2018年)、持ち家は、中古市場で売却が困難である場合が多い。この供給側からの理由の一つとして、住宅の遺産動機のある世帯は、持ち家を売却しない傾向があることが指摘されている(山崎 2018)。借家居住世帯については、借地借家法により、普通借家に居住している世帯は住み続けることが有利となっている(Iwata 2002; Seko and Sumita 2007)。このため、賃貸市場において高齢者は差別的に扱われることが多いことも指摘されている(中川 2001, 2004)。

これらに加えて、持家世帯と借家世帯の転居行動の違いは、高齢期における子供との居住状況に関連しているかもしれない。図1は2013年の『住宅・土地統計調査』を用いて居住形態別に子供との居住状況を図示したものである。子供世帯が片道1時間以内に居住している比率は、持家世帯の場合、世帯主年齢が65-74歳の場合73%、75歳以上では71%である。同じ比率を借家世帯で見ると、世帯主年齢が65-74歳の場合55%、75歳以上では58%である。これより、持家世帯のほうが子供の住居と近い場所に居住していることがわかる。このことは、持ち家居住世帯と借家居住世帯の転居傾向の違いが、子供の居住地との関係から生じている可能性を示唆している。しかし、今回の分析に用いたデータでは、子供との居住状況を分析に反映することができなかった。子供との住居との距離に基づく分析は今後の課題である。

最後に、本稿の分析から得られる政策インプ

リケーションとして、持ち家世帯、借家世帯別に次のような点をあげることができる。

持ち家世帯のうち子供がいる世帯は、自宅で介護を受ける可能性があるため、介護施設数に反応して、現住居・自治体から転居しない。子供のいない世帯は、介護施設の利用の可能性がある。そこで、子供のいない持ち家世帯にどう公的介護を供給するかを考えることが課題となる。

一方、借家世帯は、持ち家よりも転居は容易であるため、自宅介護を受ける可能性が低く、自治体の介護施設数に応じて、早くから移住する可能性がある。借家世帯にとっては、高齢期の住宅と介護の金銭的なバランスをどう取るかが課題となると考える。借家世帯は、家賃を払い続ける必要がある。このような居住費を所与として、各世帯の必要に応じて介護が供給される必要がある。この観点からは、サービス付き高齢者向け住宅は評価され得る。

注

- 1) 他のコントロール・グループとして、近隣自治体と比較して、介護福祉施設の病床数が多い自治体に居住するグループ、少ない自治体に居住するグループを設定した場合の分析も行なっている。これらについては Sumita et al. (2021) を参照されたい。
- 2) 55歳から60歳の借家世帯の係数も負で有意であり、現住居・自治体に留まる傾向を示しているが、この結果は、有料老人ホームの場合にも見られる傾向であり、ここでは、サービス付き高齢者住宅特有の効果とは判断していない。

参考文献

- 小島克久 (2013) 「一般世帯に居住する転居高齢者の属性に関する分析」『人口問題研究』第69巻4号、25-43頁。
- 国土交通省住宅局住宅政策課監修 (2021) 『住宅経済データ集 (令和3年度版)』住宅産業新聞社 (住宅経済関連データ) https://www.mlit.go.jp/statistics/detail/s/t-jutaku-2_tk_000002.html
- 中川雅之 (2001) 「監査調査法による賃貸住宅市場における高齢者差別の実証分析」『都市住宅学』第35号、21-26頁。
- 中川雅之 (2004) 「賃貸住宅市場における高齢者差別とセグレーション」『日本不動産学会誌』第18巻1号、16-21頁。
- 中澤克佳 (2007) 「高齢者の地域間移動要因の実証分

- 析」日本財政学会編『格差社会と財政-財政研究 第3巻』(有斐閣)、142-159頁。
- 中澤克佳・川瀬晃弘 (2011) 「介護移住の実証分析」『経済政策ジャーナル』第8巻1号、2-19頁。
- 日本創生会議 (2015) 「東京圏高齢化危機回避戦略一都三県連携し、高齢化問題に対応せよ」<http://www.policycouncil.jp/pdf/prop04/prop04.pdf> (接続日: 2022年1月23日)
- 東川薫 (2008) 「高齢者の居住移動の推移と特徴」『老年社会科学』第29巻4号、547-552頁。
- 増田寛也編著 (2014) 『地方消滅——東京一極集中が招く人口急減』中公新書。
- 増田寛也・富山和彦 (2015) 『地方消滅——創生戦略篇』中公新書。
- 山崎福寿 (2018) 「相続税と高齢者の土地利用」『日本不動産学会誌』第32巻1号、39-43頁。
- 山崎福寿・中川雅之・瀬下博之 (2015) 「地方創生政策を評価する——経済学の視点」『日本不動産学会誌』第29巻2号、42-48頁。
- Firth, D. (1993) "Bias Reduction of Maximum Likelihood Estimates," *Biometrika*, Vol.80(1), pp.27-38.
- Iwata, S. (2002) "The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length," *Journal of Housing Economics*, Vol.11 (2), pp.125-151.
- Kawase, A., and K. Nakazawa (2009) "Long-Term Care Insurance Facilities and Interregional Migration of the Elderly in Japan," *Economics Bulletin*, Vol.29 (4), pp.2981-2995.
- Seko, M., and K. Sumita (2007) "Effects of Government Policies on Residential Mobility in Japan: Income Tax Deduction System and the Rental Act," *Journal of Housing Economics*, Vol.16(2), pp.167-188.
- Seko, M., K. Sumita, and J. Yoshida (2019) "Bequest Motives, Inheritance Tax, and Housing Choice: A Problem of Inefficient Empty Nests. (December 28, 2019). SSRN Working paper series, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3496105>
- Sumita, K., K. Nakazawa, and A. Kawase (2021) "Long-Term Care Facilities and Migration of Elderly Households in an Aged Society: Empirical Analysis Based on Micro Data," *Journal of Housing Economics*, Vol.53, 101770. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2021.101770>

地震リスクが日本の不動産価格に与える影響

生藤昌子／ロジェー・J. A. ラーヴェン／ヤン・R. マグナス／樂園

行く川のながれは絶えずして、
しかももとの水にあらず。
よどみに浮かぶうたかたは、
かつ消えかつ結びて、
久しくとどまりたるためしなし。
世の中にある人とすみかと、
又かくのごとし。
鴨長明（1153-1216）

はじめに

中世の混乱した世に生き、1185年の文治の地震や大火、飢饉などの大災害に遭遇した鴨長明は、晩年の隠遁生活で上記の名文で始まる随筆『方丈記』を執筆した。草庵で暮らす長明は、この世のすべてのものがはかなく永遠ではないという仏教的無常観で大災害を語っている。同時に、人はみな少なくとも地震のあった直後は住まいや物への執着の虚しさを口にすが、日が経つと無常観も忘れて日常に戻っていく、と記している。

鴨長明が感じた日本人の災害リスクに対する態度は、統計学的・経済学的に観ると短期的・長期的な違いを示すだろうか？ Ikefuji, Laeven, Magnus, and Yue (2021)（以下、本論文）は、東京、大阪、名古屋、福岡、札幌の5都市の2006年から2015年の不動産価格のデータを用いて、地震発生の短期的リスクと長期的リスクに対する人々の主観的評価を分析している。本稿¹⁾ではその主な分析結果を紹介したい。

本論文で検証する長期地震発生確率とは、ある地点において想定される震度以上の揺れが今

後30年間に発生するリスクについての確率を意味し、J-SHIS地震ハザードステーションから確率論的地震動予測地図データとして公表されている。一方、短期地震発生確率は今後90日以内に発生するリスクについての確率を意味し、気象庁のデータを用いて本研究において推定したものである。客観的に計測されたリスクは、人々の認知したリスクあるいは主観的リスク評価と異なる。本論文では、客観確率を主観確率加重を用い変換することによってこの違いを捉え、日本の不動産価格に反映された主観的評価および客観的長期・短期地震リスクの分析を試みる。

地震は単独に発生するよりも短時間に複数の地震が発生することが多い。地震クラスターは前震、余震と本震の前後に発生したり、本震により周辺の断層に歪みがかかったりすることで誘発されて発生する。大きな地震が振動を励起し伝播する現象は地震励起（seismic excitation）として知られる。地震発生確率とはこの地震波動伝播を考慮して推定される（尾形2015）。本論文で分析する客観的地震予測も地震励起性を考慮している。

本論文は不動産の属性、立地の魅力度、マクロ経済変数、長期地震ハザードデータ、および、第2節で紹介する統計モデルと地震カタログ（発生時刻・位置・大きさなどの歴史記録）で推定した短期地震発生確率を含む大規模なパネルデータ（サンプル数33万1343）を用いる。主観確率評価の分析のために確率加重関数を考慮



写真左から
生藤昌子 (いけふじ・まさこ) /
筑波大学人文社会系准教授および大阪大学社会経済研究所特任准教授
ロジェー J.A. ラーヴェン (Roger J. A. Laeven) / アムステルダム大学教授
ヤン R. マグナス (Jan R. Magnus) / アムステルダム自由大学客員教授
樂園 (ユエ・ユアン) / Ph.D. 候補 (アムステルダム大学) Lease-Plan Corporation, Amsterdam に勤務

した不動産価格のヘドニック回帰モデルを構築し、多変量誤差構成要素構造 (multivariate error components structure) を導入した最尤推定 (maximum likelihood estimation) および分散分析手法 (variance computation procedures) にて分析する。不動産価格の地震リスクに対する補償額を識別し、不動産価格に与える短期的リスク要因と長期的リスク要因に分けることで、地震発生の客観確率と主観加重確率の影響も比較し、違いを明確にする。

主な分析結果は以下の通りである。第1に、客観的地震リスクは不動産価格に有意な負の影響を与え、想定する震度が大きいほど影響が大きくなることが示される。第2に、客観的長期地震リスクの不動産価格への影響という結果のもとでは、客観的短期リスクが追加的に与える負の影響は有意ではないが、加重した主観的短期リスクが与える負の影響は有意であるという結果が得られる。第3に、短期地震リスクへの確率加重関数はS字カーブを描くことが示される。これは多くの実験を用いた先行研究で得られる逆S字カーブの確率加重関数とは異なり、相対的に低い確率には過小評価するが、高い確率の場合は過大評価することを示唆している。この興味深い結果は、地震の常時発生確率が正の値であることに加え、特に東京では短期地震確率が分析期間中に35%以下にはならないことに関連すると思われる。参照地震確率がゼロではなく正の値を取り、人々はその参照地震確率からの一時的な乖離を過大評価する傾向を

示唆していると考えられる。最後に、地震の総合リスクに対する補償額は不動産価格の対数値の平均2%に相当し、日本の中所得層の年間所得よりわずかに多い値であることが報告されている。

1 先行研究

不動産価格を分析するための標準モデルには、Rosen (1974) が発展させたヘドニック価格モデルがある。一般的なヘドニック価格モデルでは、不動産を構成するさまざまな属性を不動産価格の構成要素とみなしており、価格を構成する属性の選択も不動産の面積、立地、建物の建築年など一般的な住宅の属性からマクロ経済効果などの外生的な属性まで及ぶ。しかし、自然災害の不動産価格への影響を分析した既存研究は多くない。既存研究で扱われる多くのモデルは大震災が発生している・発生していないという2つの状態での、洪水、ハリケーン・台風あるいは地震の不動産価格に与える負の影響について研究されている。

Brookshire et al. (1985) は、期待効用のフレームワークでヘドニック不動産価格を分析した。ロスアンジェルスとサンフランシスコでの地震のダメージに対する自己保険を調べ、消費者は地震からの安全度に関して立地を選択することを通じて自己保険の水準を選ぶことを示した。そこでは、不動産の購入者が地震リスクについて十分な情報を有するならば、比較的リスクの高い地域では不動産に対する支払い金額が

低くなる。Bin and Polasky (2004) は、ハリケーン・フロイドがもたらした洪水（ノースカロライナ、1999）の前後での不動産価格に与える負の影響を推定・比較し、氾濫の起きた場所の不動産市場価格はそれ以外の不動産市場価格より割引かれていることを明らかにした。これらの結果の再検討として Bin and Landry (2013) は、さらに2つの大きな洪水があったノースカロライナのヘドニック不動産価格を推定し、潜在的なリスクプレミアムが急速に消えることを報告している。

Kawawaki and Ota (1996) は、1995年の阪神・淡路大震災が不動産販売価格と賃貸価格に与えた影響について分析した。大震災は賃貸物件の構造と立地に関する賃貸人の選好に影響を与えるが、不動産購入者への影響は明らかでないと結論づけた。Nakagawa et al. (2009) は、1988年に公表された東京都の地域危険度調査を用い、家計・企業の地震リスクに対するリスク回避度を分析し、地震リスクが地価へ強い負の影響を与えることを示した。顧ほか (2011) は、更新された東京都の地域危険度調査を用いて更新前後の地域危険度ランキングの変化が相対地価に与える影響を分析した。相対的に安全な地域では、危険度ランキングの低下（相対的安全度の上昇）は相対地価に正の影響を与え、相対的に危険な地域では、危険度ランキングの上昇（相対的危险度の上昇）は負の影響を与えるが、ランキングの低下はほとんど影響がないことを明らかにした。

Naoi et al. (2009) は、全国的な日本家計パネル調査と J-SHIS 地震ハザードリスクと実際に発生した地震記録を用いて個人の地震リスクについての評価を推定した。彼らは主観的リスクと客観的リスクを区別し、大震災後、不動産所有者は地震発生場所付近の不動産価値を割り引き、賃貸人は賃貸物件の価値を割り引くことを明らかにした。Hidano et al. (2015) は、東京都の地域危険度調査を用いて、危険度の低い地域の不動産価格は危険度が高い地域の価格よ

りも高くなるが、耐震性の高い新しい建築物に対する地震リスク情報の影響は限定されることを示した。2011年の東日本大震災後の家計のリスク選考の変化については Naoi et al. (2012) と Hanaoka et al. (2018) により分析されている。

2 地震励起と確率加重

人々が不動産を購入するとき、長期の地震リスクを考慮するのに加え、不動産周辺で最近発生した地震に関するニュースも影響を与えることが考えられる。短期的なリスクについて分析するために、点過程 ETAS モデル (Epidemic Type aftershock Sequence model) を推定し、モデルが算出した4半期および地域ごとの短期地震確率のパネルデータを作成する。これらの確率は各期・各地域で公表される情報としての客観的短期地震リスク評価とする。

点過程 ETAS モデルは Ogata (1988) により提案された。1つの地震発生から誘発されて発生する余震、つまり地震の伝播性または伝染 (epidemic) 効果および余震の時間的減衰を考慮したモデルであり、過去の履歴情報に依存する条件付強度関数を持つ。本論文では1970年1月1日から2015年12月31日の5都市および周辺の地震カタログを基に、5つの各都市に対して ETAS モデルの条件付強度関数の推定を行なう。次に、推定した強度関数を用いて、各都市について90日以内に震度5.5を超える地震発生確率をシミュレーションで導出する。シミュレーションの手法は Ogata (1981) に従う。得られた地震発生確率は、不動産を所有しようとする個人の地震リスク認知と解釈する。

次に、90日以内に発生する地震確率として得られた地震励起の客観的推定に加え、2つの確率加重関数を用いて主観評価を分析する。

Tversky and Kahneman (1992) の確率加重関数：

$$w(p) = \frac{p^\phi}{(p^\phi + (1-p)^\phi)^{1/\phi}}$$

Prelec (1998) の確率加重関数：

$$w(p) = e^{-(\log p)^\phi}$$

を考える。これらの2種類の確率加重関数は経済学や意思決定科学 (decision science) で最も広く使われている。

3 データ

本論文で用いたデータに関する情報はかなり複雑であるため、本稿では要約する。日本の主要都市のうち地理的に離れた東京 (特別区、旧東京市)、大阪、名古屋、福岡、札幌の不動産価格に与える地震リスクの影響を分析する。各都市は区 (ward)、さらに町・村・郡あるいは町名などの行政区画に分けられ、本論文では各都市で用いるデータが属する最小区画である町・村・郡を地区 (district) と呼ぶ。不動産購入の意思決定には立地する地域の魅力度、例えば、人口・世帯、学校・社会教育施設や医療施設数、小売店・スーパーなどの数、交通事故数などの安全に関する情報も影響を与えられ、区単位で得られる都道府県の社会生活統計指標 (総務省統計局) のデータを用いる。

不動産価格と不動産の属性などは国土交通省の土地総合情報システムから地区単位で入手でき、種類は「宅地 (土地と建物)」、「宅地 (土地)」、「中古マンション等」と区別されている。不動産立地の最寄駅の名前と当該地からの距離の情報を得られるが、物件を特定する正確な立地情報については得ることができない。しかし、これらの情報を用いて不動産立地の地域メッシュコードと関連づけを行なうことで、地震リスクの影響を分析することができる。不動産価格に関連し、全国的に影響を与えるであろうマクロ経済変数のデータも考慮する。最後に、地震に関するデータは、前述した J-SHIS 地震ハザードステーションから確率論的地震動予測地図データと気象庁の歴史記録の地震カタログを用いる。

4 モデルと推定

被説明変数は不動産価格の対数値で、四半期 t に取引された i 地区の k タイプの不動産 h の価格は $y_{it}^{(h,k)}$ で表す。不動産市場モデルで用いられる最も一般的な分析方法はヘドニック・アプローチである。先駆者である Rosen (1974) によると、ある財・サービスの価格はそれが持つ各属性の (対数) 価格を回帰分析で推定できる。本論文もヘドニック・アプローチを用い、不動産の (対数) 価格は、不動産の大きさや建築年数などの属性、近隣環境 (立地、犯罪率、学校数など)、地震リスク要因およびマクロ経済変数の影響によって決まる。都市は地区 i に対して一意に決まる $c(i)$ で表す。ただし、 $c(i)$ は 1 から 5 までの 5 つの値を取る。不動産取引が行なわれた時点 t に対して、第 1、第 2、第 3、第 4 の、どの四半期に当たるかを $q(t)$ で表す。ただし、 $q(t)$ は 1 から 4 までの 4 つの値を取る。観測値の数は地区や不動産の種類、どの四半期に取引されたかによって異なり、分析精度にも影響する。都市特有の違いは回帰モデルの切片のシフト $\alpha_{c(i)}$ で捉える。しかし他のすべてのパラメータは都市間で同じであると仮定し、都市間の違いはすべて $\alpha_{c(i)}$ で捉えることとする。

ヘドニック市場価格の回帰モデルは以下のよう表すことができる。

$$y_{it}^{(h,k)} = \alpha_0^{(k)} + \alpha_{c(i)} + \gamma_{q(t)} + x_{i,t}^{(k)'} \beta_1 + x_{i,t}^{(k)'} \beta_2 + x_{i,t}^{(h,k)'} \beta_3 + r_{it}(\phi) \beta_4 + u_{it}^{(h,k)}$$

ここで、 $x_{i,t}$ は時間を通じて一定であるが、地区によって異なる魅力度指標を表すベクトル、 $x_{i,t}^{(h,k)}$ は地区・時間によって異なる不動産の属性ベクトル、 r_{it} は不動産の種類に対して共通の、主観的短期および客観的短期・長期確率で与えられるリスクデータとする。都市ダミー変数と四半期ダミー変数を用い、東京と第 4 半期をゼロとする。

回帰モデルはパラメータに対して線形として表されているが、リスク変数 r_{it} が第 2 節で示したように確率加重関数に複数の ϕ を持つ非線形

関数となるため、主観的確率を考慮する場合は線形回帰モデルではない。

5 推定結果

本節では次の3つの問いについて検討する。

(1)客観的長期地震確率は不動産価格に影響を与えるか？ (2)客観的長期確率の効果に加え、客観的短期地震確率は不動産価格に影響を与えるか？ (3)客観的長期確率の効果に加え、短期地震確率は不動産価格に影響を与えるか？

本論文はサンプルサイズが大きく、ほとんどの推定値が通常の水準1.96（5%）で有意となることがある。したがって推定結果についてより詳細な情報を示すために、t値による有意性を次のように表す。表の \ddagger は $|t| \leq 1.96$ で有意とはみなさず、 \dagger は $1.96 < |t| \leq 4.00$ で有意とする。上付き記号が付いていない場合は $|t| > 4.0$ で有意な結果を表す。

第1の客観的長期地震確率の不動産価格への影響を見てみよう。‘LR only’の列のすべての推定結果はt値の絶対値が4.0を超え（上付き記号がなく）、有意であることを示している。ここで長期地震リスクに関して、変数 long run 45-55（中程度のリスク）は、JSHSが公表している今後30年間の震度5弱以上かつ震度6弱より小さい揺れに見舞われる確率のことである。long run 55+（高いリスク）は震度6弱以上の揺れに見舞われる確率のことである。中程度のリスクと高いリスクのどちらも不動産価格に対して負で有意である。より高いリスクはより大きな影響を示し、これは直感的な結果であると言える。

次に第2の問いである長期リスクの影響の下での短期地震確率と不動産価格の関係について検討する。推定結果は‘LR and objective SR’の列に示され、リスク変数 short run は一見しては影響を及ぼすとは言えない。つまり、短期地震リスクと不動産価格の関係は予想通り負だが有意でない。

最後に、長期リスクの影響の下での「歪んで

表1—地震リスクに関する仮定と推定結果

	variable	LR only	LR and objective SR	Base model	
intercepts	land and building	3.7592	4.5593	4.3812	
	land only	3.5949	4.3940	4.2155	
	condo	3.1025	3.9024	3.7244	
city dummies	Osaka	-0.2273	-0.2625	-0.2615	
	Nagoya	-0.3801	-0.4100	-0.4139	
	Fukuoka	-0.8770	-0.9133	-0.9108	
	Sapporo	-1.2050	-1.2458	-1.2388	
ward attractiveness	immigrants	6.7245	6.7224	6.7218	
	crime	-0.0437	-0.0436	-0.0436	
	unemployment	-4.3360	-4.3395	-4.3399	
	executives	3.3426	3.3447	3.3464	
economic indicators	log (GDP)	0.5606	0.5220	0.5229	
	log (CPI)	1.5347	1.4687	1.5030	
property characteristics	area (m ²)	0.0025	0.0025	0.0025	
	floor area (m ²)	0.0006	0.0006	0.0006	
	distance to nearest station	-0.0145	-0.0145	-0.0145	
	age	-0.0121	-0.0121	-0.0121	
	built 1981-2000	0.1674	0.1658	0.1652	
	built after 2000	0.4136	0.4126	0.4123	
	structure: reinforced concrete	0.4348	0.4344	0.4343	
	structure: steel	0.1867	0.1867	0.1867	
	structure: wood	-0.1264	-0.1266	-0.1266	
	urban control	-0.8972	-0.8967	-0.8967	
	max building coverage ratio	-0.0019	-0.0019	-0.0019	
	max floor area ratio	0.0004	0.0004	0.0004	
	risk	long run 45-55	-0.1433	-0.1427	-0.1427
		long run 55+	-0.5037	-0.5039	-0.5041
short run			-0.0915 \ddagger	-0.0514	
estimate of ψ				3.74 \dagger	
loglikelihood difference		-68.5	-15.8		

注) 上付き記号無しは $|t| > 4.0$ 、 \dagger は $1.96 < |t| \leq 4.0$ で有意、 \ddagger は $|t| \leq 1.96$ で有意でないことを示す。

出所) Ikefuji et al. (2021)

いる可能性のある」短期確率が不動産価格に与える影響の分析である。結果は見出し‘Base model’の列に報告されており、一見すると影響があるようである。短期確率が歪んで認知されると、不動産価格には有意な負の影響が表れる。

長期地震リスクと短期リスクの違いは、短期確率が加重関数を用いて確率に歪みを与えていることである。本稿で示した結果は、最尤法推計で最も高い尤度を生成する Prelec (1998) が提唱した加重関数を用いている²⁾。推定された確率加重関数はS字カーブを描き、低い確率は過小評価され、高い確率の場合は過大評価されることが示唆される。これは実験研究でし

ばしば確認される逆S字カーブの確率加重関数とは異なる結果である。この対比は地震の常時発生確率が正の値であり、地震励起によって引き起こされた短期地震確率の一時的乖離がゼロの参照確率ではなく、正の参照確率に対して評価されるためであると考えられる。これは90日以内の震度5.5を超える地震確率が分析期間中に35%より低くならず、特に東京に当てはまる。

結論として、長期地震リスクは不動産価格に影響を与え、客観的短期地震リスクは影響はないが、歪んで認識される短期地震リスクは不動産価格に影響を与えと言えらる。

注

- 1) 本稿は“Earthquake Risk Embedded in Property Prices: Evidence from Five Japanese Cities,” *Journal of the American Statistical Association*, 2021の要約である。JASA オンラインにある補足資料も参照されたい。
- 2) Tversky and Kahneman (1992) が提唱した確率加重関数の場合の分析結果については、Ikefuji, Laeven, Magnus and Yue (2021, JASA) を参照されたい。

参考文献

尾形良彦 (2015) 「地震の確率予測の研究—その展望」『統計数理』第63巻1号、3-27頁。

顧濤・中川雅之・齊藤誠・山鹿久木 (2011) 「東京都における地域危険度ランキングの変化が地価の相対水準に及ぼす非対称的な影響について：市場データによるプロスペクト理論の検証」『行動経済学』第4巻、1-19頁。

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.

Bin, O. and S. Polasky (2004) “Effects of Flood Hazards on Property Values: Evidence Before and After Hurricane Floyd,” *Land Economics*, Vol. 80, pp. 490-500.

Brookshire, D. S., M. A. Thayer, J. Tschirhart, and W. D. Schulze (1985) “A Test of the Expected Utility Model: Evidence from Earthquake Risks,” *Journal of Political Economy*, Vol.93, pp. 369-389.

Hanaoka, C., H. Shigeoka, and Y. Watanabe (2018) “Do Risk Preferences Change? Evidence from the Great East Japan Earthquake,” *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 10(2), pp. 298-330.

Hidano, N., T. Hoshino, and A. Sugiura (2015) “The

Effect of Seismic Hazard Risk Information on Property Prices: Evidence from a Spatial Regression Discontinuity Design,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 53, pp. 113-122.

Ikefuji, M., R. J. A. Laeven, J. R. Magnus, and Y. Yue (2021) “Earthquake Risk Embedded in Property Prices: Evidence from Five Japanese Cities,” *Journal of the American Statistical Association*, Published online: 23 Jul 2021.

Kawawaki, Y. and M. Ota (1996) “The Influence of the Great Hanshin-Awaji Earthquake on the Local Housing Market,” *Review of Urban and Regional Development Studies*, Vol. 8, pp. 220-233.

Nakagawa, M., M. Saito, and H. Yamaga (2009) “Earthquake Risks and Land Prices: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area,” *The Japanese Economic Review*, Vol. 60, pp. 208-222.

Naoui, M., M. Seko, and T. Ishino (2012) “Earthquake Risk in Japan: Consumers’ Risk Mitigation Responses after the Great East Japan Earthquake,” *Journal of Economic Issues*, Vol. 46, pp. 519-529.

Naoui, 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.

Ogata, Y. (1981) “On Lewis’ Simulation Method for Point Processes,” *IEEE Transactions on Information Theory*, Vol. 27, pp. 23-31.

Ogata, Y. (1988) “Statistical Models for Earthquake Occurrences and Residual Analysis for Point Processes,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 9-27.

Prelec, D. (1998) “The Probability Weighting Function,” *Econometrica*, Vol. 66, pp. 497-527.

Rosen, S. (1974) “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 34-55.

Tversky, A. and D. Kahneman (1992) “Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty,” *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 5, pp. 297-323.

住宅供給制約と人口分布の非効率性

Hsieh, Chang-Tai, and Enrico Moretti (2019) "Housing Constraints and Spatial Misallocation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11(2), pp. 1-39.

はじめに

アメリカの都市間での賃金格差は、この半世紀で大きく広がった。その要因の一部は、ニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼといった経済的な中枢都市の著しい発展に由来するということは想像に難くない。一方、Glaeser (2014) が指摘する通り、これらの大都市は他のアメリカ諸都市と比較して住宅供給の制約が厳しいことで知られている。実際この半世紀に、アメリカの都市の間では賃金だけでなく住宅費用の格差も同様に拡大している。

生産性の高い大都市部における住宅供給の制約は、他地域からの人口流入による労働供給の増加を潜在的に妨げ、結果として都市間の人口の不適正配分 (misallocation) を引き起こす。すなわち、労働力という資源の配分に歪みが生じるのである。

本稿で紹介する Hsieh and Moretti (2019) (以下、本論文) では、大都市での住宅供給制約に起因する人口分布の歪みが総生産と厚生水準に及ぼす影響を定量化する。より具体的には、まず本論文はシンプルな Rosen-Roback 型のモデルに立脚し、現実のアメリカのデータをもとにモデル内の変数を推定する。そのうえで、推定されたモデルの中で仮想的に大都市部の住宅供給制約を緩和することにより、総生産と厚生水準にいかなる影響があるのかを把握する。

本稿では紙面の都合により、主要な結果のみを紹介する。詳細な計算や頑健性の確認については、本論文を参照されたい。

理論的枠組み

本論文のモデルでは、複数の立地点 (都市) を考える。それぞれの都市は、完全競争市場で取引される同質財を生産する。都市間の交易費用は発生しないものとするので、この同質財を価値基準財とみな

して価格を 1 に基準化すれば、すべての都市において同質財の価格は 1 となる。

各都市の生産技術は規模に関して収穫一定であり、以下のような Cobb-Douglas 型の生産関数により与えられる。

$$Y_i = A_i L_i^\alpha K_i^\eta T_i^{1-\alpha-\eta} \quad (1)$$

i は都市を表す添え字であり、その他の変数は都市 i における生産量 (Y_i)、全要素生産性 (A_i)、労働投入量 (L_i)、資本投入量 (K_i)、生産活動に利用可能な土地の総量 (T_i) を表す。ゆえに、 $\alpha, \eta \in (0, 1)$ はそれぞれ生産における労働分配率、資本分配率を表すパラメータであり、 $\alpha + \eta < 1$ を満たす。

都市 i の賃金を W_i とすると、均衡においては $W_i L_i = \alpha Y_i$ が成立する。同様に、資本のレンタル料を R とすると、 $R K_i = \eta Y_i$ が成立する。ただし、資本のレンタル料は本論文の枠組みの中では外生とされ、 R にも都市を表す添え字は付いていない。これら 2 つの関係式と (1) 式を利用することで、以下の労働需要関数を得る。

$$L_i = \left(\frac{\alpha^{1-\eta} \eta^\eta}{R^\eta} \frac{A_i}{W_i^{1-\eta}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\eta}} T_i \quad (2)$$

労働者は都市間を自由に移住することが可能である。すなわち、労働者は自らの効用が最も高くなるように居住地を選択するため、移住のインセンティブが生じないような均衡では各都市における効用は同一水準になり、この水準を V とする。また、各都市において労働者は同質財と住宅財を消費することにより効用を得る。都市 i に住む労働者は、その都市における生産活動に対して 1 単位の労働力を供給することにより賃金を得るので、所得は W_i となる。住宅財に対する支出割合が $\beta \in (0, 1)$ となるような Cobb-Douglas 型の効用関数を仮定すると、均衡においては以下の等式が任意の都市 i で成立する。

$$V = \frac{W_i Z_i}{P_i^\beta} \quad (3)$$

P_i は住宅財の価格を表す内生変数、 Z_i は都市のアメニティ（住み心地の良さ）を表す外生変数である。

住宅財の価格は都市の人口（＝労働者数）に依存し、その関係は $P_i = \bar{P}_i L_i^\gamma$ により与えられるものとする。ただし、 \bar{P}_i は住宅財の価格のうち、都市の人口に依存しない外生的な部分であり、 $\gamma_i > 0$ はその都市における住宅供給の弾力性を司るパラメータである。 γ_i が大きいほど、人口の増加に対する住宅価格の上昇度合が大きくなるので、 γ_i の値の大きさは都市*i*における住宅供給制限の強さを反映しているものと解釈できる。

全都市の人口の総和を1に基準化したうえで(1)式、(2)式、(3)式を利用することで、総生産 $Y \equiv \sum_i Y_i$ は以下のように表される。

$$Y = \left(\frac{n}{R} \right)^{\frac{n}{1-n}} \left[\sum_i A_i \frac{1}{1-\alpha-n} T_i \left(\frac{\bar{Q}}{Q_i} \right)^{\frac{1-n}{1-\alpha-n}} \right]^{\frac{1-\alpha-n}{1-n}} \quad (4)$$

なお、 $Q_i \equiv P_i^\beta / Z_i$ は都市*i*における（アメニティで調整済みの）価格指数であり、 $\bar{Q} \equiv \sum_i L_i Q_i$ は人口により重み付けしたそれらの加重平均である。

さらに、厚生水準 V と総生産 Y の間に以下のような関係が成り立つこともわかる。

$$V = \frac{\alpha Y}{Q} \quad (5)$$

α が生産における労働分配率であることを踏まえると、右辺の分子は労働者の総所得を表し、それを全都市の価格水準の平均で除したものが厚生水準を与えるということになる。

モデルの含意

$A_i^{1/(1-\alpha-n)} T_i$ を各都市の生産性の指標とみなせば、(4)式より、総生産 Y は生産性を各都市の相対的な価格水準の逆数（ \bar{Q}/Q_i ）により重み付けした冪平均に似た形で表されることがわかる。例えば、ある都市の生産性が向上したと仮定する。これにより生産量は増加するので、生産性の向上は総生産に対して正の効果をもたらすことが考えられる。この効果を直接効果（direct effect）と呼ぶ。しかし、その都市の住宅供給の制約が厳しい場合、相対的な価格水

準が上昇し、これは(4)式における都市*i*のウェイトが小さくなることを意味する。すなわち、相対的な価格水準の上昇を通じて、生産性向上による直接効果が弱められてしまう。この効果を不適正配分効果（misallocation effect）と呼ぶ。

一方、(5)式は厚生水準を与えるものであるが、この右辺には総生産 Y が含まれているため、直接効果と不適正配分効果は厚生水準に対しても同様に働くことがわかる。これら2つに加えて、厚生水準の決定においては \bar{Q} の絶対的な水準も重要となる。人口の多い大都市において住宅供給制約が厳しい場合、 \bar{Q} は大きく上昇し、厚生水準に対して負の効果をもたらす。厚生水準に特有のこの効果を価格効果（price effect）と呼ぶ。

ニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼといった大都市の生産性はここ半世紀の間に大きく向上したかもしれない。本論文のモデルは、その恩恵による総生産の増分は厳しい住宅供給制約の影響で想像よりもはるかに小さくなっている可能性を示唆している。それだけでなく、このような制約は厚生水準の増加をも限定的なものとしている可能性すら考えられるのである。

データ

本論文では、アメリカの220のMSA（大都市統計地域）を対象に、主に1964年と2009年のデータをもとにモデルの推定を行なう。また、これら220のMSAの中に含まれる大都市を、便宜的に4つのグループに分ける。1つめはニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼの3都市のみのグループ、2つめはデトロイトなどを含むラストベルト（37都市）、3つめはヒューストンなどを含む南部都市群（96都市）、4つめは2009年時点で雇用者数60万を超えており、以上3つのグループに属さない19都市で構成されるその他の大都市群である。

各MSAの雇用者数（ L_i ）と賃金（ W_i ）については、County Business Patternsを参照する。住宅財の価格（ P_i ）は、1964年については1960年と1970年の国勢調査をもとに算出、2009年については2008年と2009年のAmerican Community Surveyをもとに

算出する。各 MSA の住宅供給の弾力性 (γ_i) は、Saiz (2010) による推定値を利用する。

以上のデータに加えて、生産関数に含まれるパラメータは、Karabarbounis and Neiman (2014) などの先行研究と整合的になるように、 $\alpha = 0.65$ 、 $\eta = 0.25$ と設定する。効用関数に含まれる住宅財への支出割合を表すパラメータは、Albouy (2008) に従って $\beta = 0.32$ とする。これらのパラメータの値を所与とすれば、アメニティ (Z_i) や生産性 ($A_i^{1/(1-\alpha-\eta)} T_i$) など、その他の外生変数は以上のデータをもとに均衡条件から計算することができる。

総生産への貢献度

推定されたモデルを用いることで、1964年から2009年までの総生産の成長に対する各都市グループの貢献度を計算することができる。表1の1列目はモデルに基づいて算出された貢献度、2列目は国民経済計算に基づく貢献度である。国民経済計算ではニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼの貢献は約12%を占めるのに対して、モデルに基づく値では半分以下の約5%にとどまっている。一方、ラストベルトの貢献は国民経済計算では約11%であるの比べ、モデルではおよそ4.5%ポイント高くなっており、結果としてモデル上での総生産への貢献はニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼの3都市よりもラストベルトのほうが3倍以上も大きくなっている。このことは、この半世紀におけるニューヨークなどの著しい繁栄と、デトロイトをはじめとしたラストベルトの経済的失速を考えると、直観に反するものであると言える。

このような違いは、国民経済計算では労働力という資源の配分が非効率であることの影響を捉えられないことに由来する。すなわち、表1の結果は先述の不適配分効果の影響が無視できないものであることを示唆している。ニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼにおいてこの効果が顕著であるのは、これらの3都市における厳しい住宅供給制約により住宅価格が高騰していることに原因がある。裏を返せば、これらの都市における住宅供給の制約が緩和されれば、労働資源の配分の非効率性が改善される

表1—総生産の成長への貢献度

都市のグループ	モデル	国民経済計算
ニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼ	5.0%	12.3%
ラストベルト	15.6%	11.1%
南部都市群	32.9%	31.9%
その他の大都市群	33.6%	32.4%

表2—反実仮想シミュレーションの結果

住宅供給の弾力性を変えるグループ	1年あたりの成長率の変化	
	総生産	厚生水準
ニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼ	+86.1%	+51.8%
ラストベルト	+0.1%	-14.7%
南部都市群	-25.0%	-44.7%
その他の大都市群	-37.0%	-38.3%

ことが予想できる。

反実仮想シミュレーション

推定されたモデルに基づいて、仮にニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼの住宅供給制約が現実よりも緩かった場合、総生産と厚生水準にどれほどの影響があるのかを定量化する。具体的には、これら3都市における住宅供給の弾力性 (γ_i) を、アメリカ国内の都市の中央値と同水準にした上で均衡を計算し直す。このような分析は反実仮想シミュレーション (counterfactual simulation) と呼ばれる。

結果は表2の1行目が示す通りである。総生産の1年当たりの成長率は、1964年から2009年の間における実際の成長率よりも約86%高くなる。著者らの計算によれば、これは2009年時点でのアメリカのGDPが実際よりも約8.9%高くなることを意味し、さらに労働者1人当たりの年間賃金所得が平均で8775ドル増加することと等価である。厚生水準に着目しても、1年当たりの成長率は約52%の増加となっている。

表2の残りの3行は、それぞれ他の3つのグループについて同様のシミュレーションを行なった場合の結果を示している。特に、南部都市群の住宅供給制約は概して緩い傾向にあるため、これらの都市の住宅供給の弾力性を中央値と同水準にするということは、住宅供給制約が厳しくなることを意味する。ゆえに、総生産は約25%、厚生水準は約45%の下落となっている。その他の大都市群についても、南部

都市群と同様の結果が得られている。特に南部都市群に関しては、厚生水準の減少が総生産のそれに比べて顕著になっている。これは先述の通り、総生産に対しては直接効果と不適正配分効果の2つの効果しか働かない一方で、厚生水準に対しては追加的に価格効果も働くことに由来する。したがって、南部都市群における住宅価格の高騰がアメリカ全体の平均的な価格水準を押し上げ、厚生水準を総生産以上に大きく引き下げるといった結果になっている。

ここまで分析は、労働者の都市間移動が完全に自由であるという強い仮定の上に成り立っている。本論文ではこの仮定を緩め、労働者の移動が不完全である場合の分析も行なっている。具体的には、居住地に対する選好が個人で異質であると仮定したうえで同様のシミュレーションを行なっている。この場合、厚生水準の低い都市でも、その都市に対する強い居住選好を持つ個人が存在することにより、厚生水準が相対的に高い都市への人口移動が一定程度抑えられることになる。すなわち、厚生水準の変化に対する労働者の反応がベースラインのモデルと比べて鈍くなるので、反実仮想シミュレーションの結果は定性的には変わらずとも、定量的にはある程度の変化が見られることが予想される。

結果のみを簡潔に記すと、ニューヨーク、サンフランシスコ、サンノゼにおける住宅供給制約を緩和させた場合、総生産の1年当たりの成長率は実際よりも約36%高くなり、厚生水準の1年当たりの成長率は約13%高くなる。これは2009年時点でのアメリカのGDPが実際よりも約3.7%高くなることを意味し、労働者1人当たりの年間賃金所得が平均で3685ドル増加することに等しい。ベースラインのモデルと比較して労働者の移動が鈍化するため、数値としてはやや小さくなるが、経済全体への便益が大きいことに変わりはない。

結論

本論文では、Rosen-Roback型の複数都市モデルを構築し、それをアメリカのデータを用いて推定した。そして、推定されたモデルに基づくシミュレーションにより、ニューヨーク、サンフランシスコ、

サンノゼといった大都市における厳しい住宅供給制約が総生産や厚生水準に及ぼす影響を定量化した。

住宅供給の制限は基本的にはローカルな施策であり、従来の研究でもその影響については個々の都市レベルで分析・議論されることが多かった。一方で、本論文はそれぞれの都市で行なわれた住宅供給制限がマクロ経済全体にも非常に大きな影響を持ち得ることを示唆している。このことは、住宅供給の制限などの施策はより上位の自治体政府（アメリカで言えば州政府や連邦政府）で主導されるべきではないかという政策的含意を与えるものである。

また、たとえ生産性の高い大都市での住宅供給制約が緩和できなくとも、周辺の諸都市との高速交通が存在することにより、大都市部への適正な労働供給を実現することは可能である。これは結果として労働人口の都市間配分の歪みを是正することに繋がる。すなわち、本論文の結果は都市間交通を整備することの重要性を示唆するものでもある。

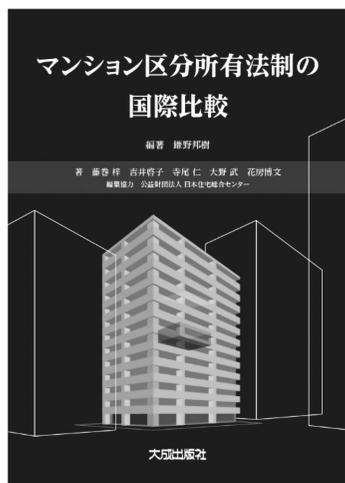
参考文献

- Albouy, D. (2008) "Are Big Cities Bad Places to Live? Estimating Quality of Life across Metropolitan Areas," NBER Working Paper, 14472.
- Glaeser, E. (2014) "Land Use Restrictions and Other Barriers to Growth," CATO Online Forum, December 1. <https://www.cato.org/cato-online-forum/land-use-restrictions-other-barriers-growth>
- Karabarbounis, L., and B. Neiman (2014) "The Global Decline of the Labor Share," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129(1), pp. 61-103.
- Saiz, A. (2010) "The Geographic Determinants of Housing Supply," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125(3), pp. 1253-1296.

相場郁人

東京大学大学院経済学研究科博士課程

マンション区分所有法制の国際比較



鎌野邦樹 編著
大成出版社刊
令和4年4月
定価：本体価格 未定

ドイツ、フランス、イギリス、アメリカ（以下「欧米」）の4か国における区分所有建物に関する規律や制度について概観し、4か国の区分所有法の邦訳を掲載した『マンション区分所有法制の国際比較』が大成出版社から刊行の運びとなった。本書は、公益財団法人日本住宅総合センターが実施した調査研究を基としている。

わが国のマンションは、2020年末現在、約675万戸（1500万人が居住）あり、いまや都市の主要な住宅となっている。マンションは、多くの国民にとって、生活の基盤であり、重要な財産であり、地域の重要な構成要素である。しかし、その中には1981年以前の旧耐震基準の下で建設された耐震性に問題がある建物も約100万戸存在するとされる。居住者の高齢化のなか、マンションの維持・管理および老朽マンションの建替え等は、わが

国の喫緊の課題といえる。

このような背景の下で、マンション（住宅用途）を含む区分所有建物の権利関係を規律する区分所有法（「建物の区分所有等に関する法律」1962年制定、1983年および2002年改正）の新たな改正についての検討が、目下、「区分所有法制研究会」（一般社団法人・金融財政事情研究会）*においてなされている。わが国のあるべき法制を検討するにあたって、諸外国の区分所有法制を参照することは、きわめて重要かつ有益である。

当センターは、早稲田大学法科大学院 鎌野 邦樹教授を中心とした学者グループにより欧米4か国における区分所有法の調査研究を令和元年度に実施したが、それを補充する形で、欧米4か国の区分所有法制について、把握しえた最新の内容を邦訳して、各国で、区分所有建物における様々な問題・課題に関して、立法上どのような定めをしているかを明らかにしたのが本書である。

本書は、第1部「はじめに」・「第I章～IV章 それぞれ独・仏・英・米法」・「第V章 総括」、第2部「各国区分所有法制の邦訳」で構成されている。

第1部「はじめに」では、日本法との比較および各国の法制間で比較の視点（比較項目）として、①専有部分と共用部分の考え方および範囲、②規約の位置付け、③管理方式（管理者の位置付け）、④集会における多数決議、⑤建物等の修繕・改良・建替え・解消などを提示し、日本の区分所有法の

定め状況を概観したうえで、どのような点に着目して比較・検討すべきかについて述べている。

第I章（ドイツ法）では、ドイツの区分所有法に当たる住居所有権法（1951年に成立）について、2007年7月および2020年12月改正（集会決議の定足数改正）の2回にわたる重要な改正の内容を踏まえ、ドイツ住居所有権法における建物の管理をめぐる法制度の概観を記述している。

第II章（フランス法）では、1965年に制定された区分所有関係の規律について改正の動向（2014年に大改正、2018年・2019年に改正）を概観し、わが国同様に一棟の建物の各住戸部分を各自が単独所有しその他の建物部分および敷地利用権を共有するなどの区分所有法制の概要を紹介している。

第3章（イギリス法）では、マンションに相当するフラット（flat）についての権利形態である長期不動産賃借権（long leasehold）と2002年の共同保有権・不動産賃借改革法によって導入された我が国の区分所有権に該当する共同保有権（commonhold）の関係などについて記述している。

第4章（アメリカ法）では、コンドミニウム法制について、州法（Statutes）規範と登録された宣言（Recorded Declaration）規範との多重構造的な特徴について概観している。

「総括」では、各国の区分所有法制の比較・検討の結果（II～V章）を簡潔に述べ、主要比較項目の一覧を掲載している。

第2部は各国区分所有法制の邦訳を掲載している。本書の執筆分担は以下のとおりである。

「はじめに」「総括」／鎌野邦樹
早稲田大学法科大学院教授（編集代表）

「ドイツ法」／藤巻梓
国土館大学法学部教授

「フランス法」／吉井啓子
明治大学法学部教授・寺尾 仁
新潟大学人文社会科学系（工学部・経済科学部）准教授

「イギリス法」／大野武明
治学院大学法学部教授

「アメリカ法」／花房博文
創価大学法科大学院教授

編集協力／公益財団法人日本住宅総合センター

本書は、当センターホームページで注文を受け販売するほか、一般書店でも取り扱われる。

*2021年3月～、法務省、国土交通省、有識者等で構成される。

●公益財団法人日本住宅総合センターの「調査報告書」のご案内

『災害リスクと地価パネルデータ分析報告書』（調査研究レポート No.19325）令和3年6月発行。A4判116頁。定価3600円〔本体価格3273円＋税⑩〕（送料別）

近年、地震リスクが顕在化してきており、都市における防災整備は喫緊の課題となっている。そこで、本研究では、東京都が5年おきに公表している地域危険度および国土交通省が公表している密集市街地のデータ、地価公示価格のデータを用いて、都市防災整備の社会的便益の推定を試みた。

『地域木造住宅生産の担い手の現状と動向——工務店・建材流通店調査から見る地域の実態』（調査研究レポート No.18324）令和3年1月発行。A4判140頁。定価2300円〔本体価格2091円＋税⑩〕（送料別）

木造住宅建設の担い手である大工の数は減少の一途をたどり、住宅需要の頭打ち以前に、担い手不足から住宅供給が限界を迎える可能性もある。本調査は、地方の大

工・工務店の生産性維持の検討に資するため、各地域に拠点をおく建材流通店を通じ、大工・務店の業態変化、人材の確保・育成の実態等の把握を行なった。

『地域が担う郊外住宅団地の活性化事例レポート』（調査研究レポート No.18323）令和2年9月発行。A4判96頁。定価2500円〔本体価格2273円＋税⑩〕（送料別）

近年、郊外住宅団地において建物や設備の老朽化が進むとともに、土地利用需要との乖離が顕在化し始めている。本調査は、郊外住宅団地の課題を捉えるとともに、各地の空地・空き家の活用事例や団地の活性化に資する取り組み事例をまとめ、郊外住宅団地の活性化の方向性を探るものである。

『2033年までに必要となる住宅戸数の推計——新築・リフォーム・空き家活用等（住宅関連基礎的統計データ活用上の留意点に関するケーススタディ）』（調査研究レポート No.18322）令和2年3月発

行。A4判98頁。定価2180円〔本体価格1982円＋税⑩〕（送料別）

わが国の住宅ストックの現状を質の面（耐震、省エネ、バリアフリー等）から把握し、そのうえで全世帯に一定の質の住宅を確保しようとする場合の住宅供給量を推計するケーススタディを通じて、「住宅・土地統計調査」の制約、限界を整理し、それを代替するための集計手法や補完データ活用等について整理した。

『木造住宅密集地域解消対策に関する調査 京都市の取り組み 報告書』（調査研究レポート No.19321）令和元年10月発行。A4判59頁。定価2750円〔本体価格2500円＋税⑩〕（送料別）

木造住宅密集地域の解消は多くの自治体にとって長年の課題である。本調査は、京都市が進めている接道義務の緩和を目的とした細街路対策を定量的に評価することを目的とするものである。

●調査研究成果のご案内

「定期借地権事例調査」

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

公益財団法人日本住宅総合センターでは、1994年以降、自主研究の継続調査として、定期借地権付住宅の分譲事例についてデータの収集と集積を行ない、データベースを構築・更新するとともに、事例データの系統的分析を遂行してきた。

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回（前期、通年）、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ（<http://www.hrf.or.jp/>）上で紹介しており、2022年3月末現在、最新の調査成果として2021年度上半期における事例集を掲載している。

なお、本調査研究においては、定期借地権制度と個人・世帯の住宅取得ニーズとの関連性を追究する視点から、調査開始以来一貫して分譲事例の動向把握を主眼としているため、近年急増している定

期借地権付住宅の賃貸事例については調査対象外となっている。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2021年9月30日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で6721件、5万8012区画（戸）にのぼる（戸建て住宅5975件、3万2400区画、マンション746件、2万5612戸）。

以下、最新年度である2021年度上半期（2021年4月～2021年9月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2021年度上半期における戸建て住宅の供給は、32件60区画で、前年度同期（37件57区画）と比べ3区画の増加となっている。都道府県別の戸建て住宅発売区画数は、第1位は愛知県の37区画、第2位は京都府の11区画、次いで第3位は兵庫県の4区画で、収集された事例の約62%が愛知県となっている。前年度までの傾向同様、愛知県での収集事例が過半数を占めている。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例は32件中8件と全体の25%であり、2011年以降比較的小規模な物件の

シェアが大きい傾向が続いている。

マンションの収集事例数は12件223戸である。前年度同期の17件531戸と比較すると、1件当たり戸数が約31戸から約19戸となり、1件当たりの販売戸数は大幅に減少している。2017年度から1件当たり戸数は減少傾向にあり、定期借地権付きの大規模新築マンションが減少していることが予想される。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が神奈川県52戸、第2位が沖縄県50戸、第3位が東京都44戸であった。また今回収集した12件のうち、最大専有面積は最低で52.62㎡、平均は76.63㎡であり、前年度同期が平均81.28㎡、前々年度は平均94.50㎡であったことから、近年は小規模物件が増加傾向にあることがわかる。

本調査は調査方法の特性により、定期借地権活用動向の全体像を把握するための資料としては制約が伴うものの、分譲住宅事例の地域分布および建物の種別や規模等の実態を検証するうえで有用なデータセグメントであると考えられる。

編集後記

今年1月15日にトンガ沖で発生した海底火山の噴火は、およそ8000キロ離れた日本の海面を上昇させるほど大規模なものだったことは記憶に新しい。本邦で被害が少なかったことに安堵しつつ被災した近隣諸国の一日も早い復興を願うばかりである。

ところで後日小さく話題になったのが、神奈川県が夜間に発出した緊急速報である。明け方まで計20回のアラートが通知され、いつも寝室にスマホを持ち込む筆者もこの時ばかりはたまらず別室に置いた。SNS上では通知をオフにしたという人が続出し、翌日のネットのニュースで

は「再度オンにすることを忘れず」などという注意喚起までなされた。

ドコモ提供のエリアメールの全国の配信履歴を確認したところ、大きな影響がありそうな太平洋沿岸地域でも多くて6～7回であり、全国的にも突出した対応だったことが伺える。不確実な状況下での最善策だったであろうが、切られた通知が戻されない可能性もあり、警報通知のあり方を考えさせられる出来事であった。なお、地域科学の実証分析に関心のある研究者にとっては貴重な自然実験となるかも知れない。

(M・K)

編集委員

委員長——岩田真一郎

委員——定行泰甫
直井道生
山鹿久木

季刊 住宅土地経済

2022年春季号（第124号）

2022年4月1日 発行

定価 786円 [本体715円] 送料別

年間購読料 3146円 [本体2860円] 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。