

マンション建替え等による安心・安全なまちづくり

吉田 淳一

一般社団法人不動産協会理事／三菱地所株式会社会長

はじめに、元日に発生した令和6年能登半島地震で被災された方々にお見舞い申し上げますとともに、早期の復旧・復興を心から願っている。建物の倒壊・焼失による被害も大きく、まちづくりにおける防災性能向上の重要性を改めて感じている。

わが国では、近年の大規模災害を契機に、ハードとソフトの対策を組み合わせ、被害を最小化する減災に取り組んできたが、都市部の主要な居住形態であり、今後急増する高経年マンションへの対策を加速させる必要がある。

とりわけ、マンションを巡っては、建物と居住者の「2つの老い」が課題であり、耐震性に不安がある建物は、建替えや改修を早急に実施する必要がある。建替えは高層化や隣接地との共同化等により、災害時の避難や消防・救助活動に必要な空地といった防災機能創出が可能となる等、地域防災力の向上にも寄与する。また、災害時の自助・共助を促進するため、防災訓練等を通じて住民同士の連携を高めるとともに、マンション共用部を地域住民に開放し、平時はコミュニティ形成の場、災害時には避難所として活用するといった取組みも、防災拠点として地域に貢献できる部分であろう。

現在、マンション建替えの円滑化や管理適正化のために、法務省にて区分所有法の改正、国土交通省にてマンション政策のあり方について、検討が進んでいる。関連法令の施行等により、実効性の高い具体的な施策が早期に実施されることを強く期待している。

わが国において、災害に強いまちづくりは、人々の“生命・財産・暮らし”を守るとともに、国際競争力強化や、内需の柱である住宅投資の活性化にも資するものである。不動産業界も、災害に強い良質な住宅の供給を通じた安心・安全なまちづくりに向け、引き続き努力していきたい。

目次●2024年春季号 No.132

[巻頭言] マンション建替え等による安心・安全なまちづくり	吉田 淳一	——1
[特別論文] 輸送網の整備が都市の空間構造に及ぼす影響の研究	高橋 孝明	——2
[論文] 住宅資産デフレがコンパクトシティ推進の新たな障壁となる可能性	宇都正哲・中川雅之	——10
[論文] 都市部に散在する緑の価値	黒田雄太・菅澤武尊	——20
[論文] 働き方の多様化と住宅市場の変化に関する研究	石井健太郎・小谷将之	——28
[海外論文紹介] 交通インフラ投資による広範な経済効果の推定	増田悠人	——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

輸送網の整備が都市の空間構造に及ぼす影響の研究

理論・実証分析とQSM分析の展望

高橋孝明

はじめに

経済が縮小するなか、経済活動を限られた地理的範囲に集中させて集積の便益を十二分に享受することがますます重要になっている。そのために、しばしば、LRTや地下鉄などの公共交通機関を整備する動きが見られる。たとえば、北米やヨーロッパの中小の都市において、新しいシステムを建設したり、過去に使用されていた輸送基盤を近代化して供用したりする事例が数多く見受けられる。その目的の一つは、都市をコンパクト化し、伝統的な都市中心部を活性化することである。

集積の促進という目標を掲げた政策の中でとりわけ有名なのは、富山市のコンパクトシティー政策だろう。2000年代に開始された一連の政策のうち、最もよく知られているものが公共交通の整備である。2006年にJRの富山港線を近代化してLRTシステム（旧富山ライトレール）として再生したのを皮切りに、2009年に市内電車の環状線を建設し、2020年には富山駅高架化に伴って南北の路面電車を接続させた。

ここで注意しなくてはいけないのは、公共交通の整備が郊外化を引き起こす可能性があることである。もし公共交通の整備によって、より多くの消費者が郊外に住むようになると、一部の経済活動が都市中心部から郊外に流出していくだろう。結果として中心部の集積の度合いが低くなり、その分、集積の経済の便益を享受することが難しくなる。したがって、政策の効果

は、整備の結果都市が郊外化するかどうか、郊外化するとしたらどの程度するのか、といった点に大きく依存する。

本稿では、このような問題意識のもと、輸送網の整備が都市の空間構造にどのような影響を及ぼすかについての研究を展望する。とくに、近年、空間経済学において都市構造の変化を分析するのに主流となりつつある、quantitative spatial models（QSM）の分析手法を紹介し、その特徴およびメリットとデメリットを議論する。

1 概念枠組み

空間経済学のもっとも重要なテーマは、経済活動が地理空間上に集積する力と分散する力の作用の仕方を解き明かすことである。都市内における消費者と企業の立地の決定には、主に三つの集積力と一つの分散力がはたらいている。

第一の集積力は、ある消費者の立地が他の消費者を引きつける力である。これはさまざまな理由で生じるが、もっとも重要なのは、消費者の消費する財・サービスの供給される場所が消費者の立地に依存するという点だろう。近年、空間経済学は「アーバン・アメニティーズ」の重要性を見出している。これは、主に都市で供給されるさまざまなサービスを総称したもので、レストランやカフェなどの飲食サービス、美術館や劇場、映画館などの芸術・娯楽サービスなどが含まれる。これらの施設は消費者が集積している場所に集中する傾向がある。消費者は、

この効果のため、より多くの消費者の近くに立地しようとする。

第二の集積力は、ある企業の立地が他の企業を引きつける力である。これは、主に企業の生産性が他の企業との近接性に依存すること起因する。近くに多くの企業が立地しているときほど、企業の実産性は高くなる傾向がある。情報や知識のやりとりが容易になったり、豊富な種類の間投投入物を利用できるようになったり、間投投入物の輸送費を抑えることが可能になったりするからである。企業は、この効果のため、より多くの企業の近くに立地しようとする。

第三の集積力は、企業の立地が消費者を引きつける力である。都市において重要なのは、通勤費用を抑えるために、消費者が企業の近くに立地しようとする点である。

一方、分散力としてはたらくのは、(少なくとも短期的には)各地点の土地の供給が限られており、しかも消費者がより広い住宅に住むのを好むことである。集積の進んでいる地域では地代が高くなるため、消費者はそこから離れて地代の低い地域に住むインセンティブをもつ。

もちろん、これら以外にもいくつかの集積力および分散力が考えられる。消費者間、企業間、あるいは消費者と企業の間で発生する外部性はその代表例である。たとえば、集積に伴う混雑や公害は、消費者や企業を分散させるようにはたらくだろう。ここでは、単純化して、上で述べた三つの集積力と一つの分散力に焦点を絞って議論を進める。

さて、輸送網が整備されて、輸送費が下落すると何が起るだろうか。簡単化のために、輸送費の下落が通勤費用の下落という形でのみ現れるケースを考えよう。通勤費用が下がると、それを節約する意義が薄まり、第三の集積力は弱くなる。つまり、消費者は、企業から離れた場所に立地することを、前ほどは厭わなくなる。同時に、土地の消費に関する分散力は強まる。なぜなら、通勤費用の下落によって消費者の可処分所得が増大し、消費者は正常財である土地



たかはし・たかあき
1962年東京都生まれ。慶應義塾大学前期博士課程修了。ノースウエスタン大学大学院経済学研究科修了 (Ph.D, Economics)。政策研究大学院大学助教授、上智大学教授等を経て、現在、東京大学空間情報科学研究センター教授。著書：『都市経済学』（有斐閣）など。

の消費を増やすからである。この二つの変化の結果、居住地と従業地の分離が進む。

都市内の空間構造を議論する際、空間経済学では単一中心都市を考えることが多い。すべての生産活動が「都心」で行なわれるとあらかじめ仮定するのである。通勤費用が下落すると、第三の集積力が小さくなる一方、分散力が大きくなる。そのため、アメニティーに関する集積力と生産性に関する集積力が変化しないのであれば、単一中心都市において消費者はより郊外に立地するようになる。これが伝統的な空間経済学の結論である。

ところが、アメニティーに関する集積力と生産性に関する集積力は必ずしも一定に留まらない。この点は、これまで空間経済学であまり考慮されてこなかった。たとえば、通勤費用が下がると消費者の可処分所得が増大するので、都心で供給されるアメニティーに対する需要が増大する。アメニティーが差別化された財・サービスのバラエティーから構成される場合、需要の増加は、それらのバラエティーの数の増大を意味する。消費者は、より多様なバラエティーの消費を行なうために、それが供給される都心の近くに立地することを前よりも強く望むようになり、アメニティーに関する集積力が強まる。筆者は、Takahashi (2024) でこの点を分析し、以下の結論を得た。確かに通勤費用の下落に伴い、アメニティーに関する集積力は強まる。しかし、それが、通勤費用節約に関する集積力の減少と土地消費に関する分散力の増加を圧倒するほど強くなることは起こり得ない。結果とし

て、この効果を考えに入れても、依然として通勤費用の下落に伴って郊外化が進むのである。

一方、単一中心の仮定を外して、企業も自由に立地を決めることができると考えると、議論が複雑になる。第一と第二の集積力により、消費者と企業が、それぞれ別の地域に集積して立地する傾向が出てくるからである。この場合、それらの集積力が一定であるならば、居住地と従業地の分離が進むと、消費者が一つの地域に集積し企業が別の地域に集積する傾向が強まるだろう。ところが、実際には、通勤費用の下落が三つの集積力と一つの分散力のすべてに影響し、その影響の仕方によって、多くの結果が生じうる¹⁾。

2 実証分析の結果

多くの実証研究が、輸送網の整備によって都市の郊外化が進むことを示している。ここでは、近年の研究の中で重要なものを、鉄道の整備と道路の整備の二つに分けて紹介したい。

まず、鉄道の整備の研究である。Ahlfeldt and Wendland (2011) は、1890年から1936年にかけてのベルリン市内の地価の変化を調べた。都心から離れたときの地価の変化を表す曲線が、年を経るにしたがい、より平たくなっていることを明らかにした。彼らは、その原因が鉄道網の急速な発展に求められることを究明した。一方、Heblich et al.(2020) は、ロンドンの通勤鉄道整備と空間構造の変化の関係を分析した。これについては、次の第3節で詳細に説明する。このほか、バルセロナの鉄道網の発展を分析した Garcia-López (2012)、パリ都市圏における都市圏急行鉄道網の整備を分析した Mayer and Trevien (2017)、全世界における地下鉄の整備を分析した Gonzalez-Navarro and Turner (2018) などの研究において、鉄道網の整備によって都市の郊外化が進んだことが明らかにされている。

道路の整備が都市構造に与える影響の研究としては、Baum-Snow (2007) が重要である。

アメリカの各都市圏において1950年から1990年の間に建設された新しい州間高速道路の数を調べ、高速道路が1本増えることで、平均して都市圏の中心市の人口は18%減少することが明らかにされた。さらに、現実にはこの期間、中心都市の人口は平均で17%減少していたのだが、反実仮想分析によって、もし州間高速道路網が建設されていなかったならば、それが8%増大していたはずであることが示された。また、Baum-Snow (2020) は、1960年から2000年までのデータを分析し、放射状の高速道路が1本追加されるたびに、居住人口の14~16%が中心市から郊外に流出することを明らかにしている。道路網の整備が郊外化を促進するという結論は、上述した Garcia-López (2012) のバルセロナの研究や、分析の対象をヨーロッパの579都市圏に広げた Garcia-López (2019) でも確かめられている。

3 QSM による分析

空間経済学における都市内の空間構造の分析に関しては、Ahlfeldt et al.(2015) 以降、QSM 分析の手法が盛んに用いられるようになってきている (Redding and Rossi-Hansberg 2017)。ここでは、輸送網の整備が都市構造に及ぼす影響を QSM で分析した研究の代表例として、Heblich et al.(2020)の研究をとりあげ、QSM 分析の特徴およびメリットとデメリットを見てみたい。

3.1 Heblich et al.(2020) の研究

Heblich et al.(2020) は、1806年から1921年にかけて、通勤鉄道網の整備の結果、ロンドンの空間構造がどのように変容したかを明らかにした。ロンドンでは、1836年に蒸気機関車を用いた通勤鉄道が営業を開始し、その後、急速に鉄道網が整備された。馬車の乗合バスと鉄道の速度はそれぞれおよそ時速6マイルと時速21マイルであるため、通勤にかかる時間が大きく削減された。時間費用は通勤費用の大きな部分を占

めるので、これは、通勤費用が大きく下落したことを意味する。

のちの議論のために、少し詳しく彼らの分析手法を見てみよう。通勤鉄道網が整備される以前の時期と、整備が進んだ1921年とを比較するのだが、問題になるのが、1921年時点のデータは入手可能だが、それ以前のデータが欠損していることである。とくに、労働者の従業地の分布と通勤の空間パターンのデータが手に入らない。そこで、彼らは以下のような方法をとる。まず、1921年のデータを用いて、モデルのパラメータをすべて calibrate しモデルを完成させる。次いで、1921年以前のデータのうち、入手可能な人口と地価のデータを用い、それが、完成されたモデルの均衡解に合致するように当時の従業地の分布と通勤の空間パターンを calibrate する。最後に、反実仮想分析を行なう。これは、現実には起こらなかった仮想の与件を仮定したときに、均衡解がどう変化するかを明らかにする分析である。仮想状況として通勤鉄道網が整備されなかった状況を考え、その場合、ロンドンの空間構造がどうなっていたであろうかを推定する。その結果が、通勤鉄道網整備の効果を示すと考えるのである。

主要な結果は、仮に通勤鉄道網が整備されなかったとしたら、ロンドン都市圏の人口は51.5%少なくなり、地価は53.3%低くなっていたはずである、というものである。また、アメニティーを通じた消費者の集積の力と生産性を通じた企業の集積の力についての推定結果は、居住人口が1%上がるとアメニティーの尺度が17.2%増大し、従業人口が1%上がると生産性が8.6%増大することを示している。

3.2 QSM 分析を特徴付ける要素

QSM 分析を一言で定義することは難しいが、それを特徴づける要素を挙げることは可能である。

第一に、QSM 分析は、現実 に即した地理空間を想定している。従来のモデルは、通常、極

端に理想化された空間を前提としている。たとえば、単一中心都市モデルは、都心からの距離以外のすべての点で均一な空間を考える。都市の形状は、線形またはディスク状に限定される。また、新経済地理学の核・周縁モデルは、対称的で広がりをもたない二つの地域が存在を仮定する。それに対し、QSM は、任意の数の地域から成る経済を考え、そのそれぞれが異なった経済的特性を備えている状況を想定する。たとえば、気候や地形などの地理的条件の違いからアメニティーや生産性の fundamentals に差違がある状況を許容する。

第二に、QSM 分析は一般均衡モデルを基礎にしている。それは単純な reduced form の理論ではなく、消費者と企業の最適化行動に裏打ちされた理論である。また、モデルを操作可能にするために、いくつか工夫がこらされることが多い。たとえば、消費者の選好にはランダム項が組み込まれ、最適化行動の結果が滑らかになるようにされている。Heblich et al.(2020) においては、居住地と従業地の選択の際、各消費者の効用が idiosyncratic な確率項をもつため、すべての消費者が同一の地域の組み合わせを選ぶことは起こらず、それぞれの組み合わせがいくばくかの消費者によって選択されるようになっている。さらに、多くの場合、理論モデルが単純な gravity equation にまとめられるように設計されている。Heblich et al.(2020) においては、居住地と従業地の組み合わせ、すなわち通勤パターンがそれぞれの地域の大きさに依存するという gravity equation で表される。

第三に、QSM 分析では、理論モデルから導き出される均衡条件と現実のデータから得られる情報を基にして、観察不可能なパラメータを calibrate する手法が用いられる。つまり、通常のやり方でパラメータを推定するのではなく、理論モデルと整合的な数値を計算によって見出す。Heblich et al.(2020) がどのようにこの手法を用いたか、すでに説明した。

第四に、QSM 分析の目的は、反実仮想分析

にある。Heblich et al.(2020) が、ロンドンで通勤鉄道網が整備されていなかったら、という仮想の状況を分析していることはすでに述べた。反実仮想分析は、とくに、政策の評価を行なうときに有益な手法である。

3.3 QSM 分析のメリットとデメリット

上述した特徴は、メリットとデメリットの両方を生み出す。まず、メリットを見てみよう。

もっとも大きなメリットは、第一の特徴として述べた、現実的な地理空間を分析できることである。これまでの実証分析は、単一中心都市モデルや核・周縁モデルの結論を検証しようとしてきたが、すでに述べたように、それらの理論モデルが想定しているのは極端に理想化された空間であり、実証分析を行なう際には、どうしても「一般化の飛躍」が避けられなかった。QSM 分析は、現実 に即した地理空間を想定して理論モデルを構築するので、そのような問題がない。

第二のメリットは、実証分析の結果が解釈可能なことである。これは、QSM 分析が堅固な理論モデルに基づくからである。reduced form の実証分析だと、どうしても解釈が難しくなる。

第三のメリットは、一般均衡的な影響をもれなく汲み取っていることである。従来の手法の代表的なものに、差の差推定がある。輸送網が改良された地域と改良されなかった地域を比較して、その効果を見る分析である。差の差推定では、処置群と対照群で共通であるとみなされるトレンド要素は切り捨てられる。ところが、厳密に共通な要素は存在しない。輸送網の改良はあらゆる径路を通じてすべての経済変数に影響を及ぼすからである。QSM 分析ではそのような一般均衡的影響も十全に考慮される。

第四のメリットは、定性的な結果だけでなく、定量的な結果を示せることである。従来の実証分析では、多くの場合、パラメータが変数に有意な影響を及ぼしているか、及ぼしているとしたら影響の方向はどちらか（正か負か）、とい

う点が主要な結論になった。QSM 分析は、変化の大きさを具体的な数字で示すことができる。Heblich et al.(2020) では、通勤鉄道網が整備されなかったら、都市圏の人口が何%減少し、地価が何%下落していたかが示されている。このような定量的な結果は、政策の評価に関して大きな説得力をもつものと考えられる。

以上のように QSM 分析には多くのメリットがある一方で、いくつかの問題点も存在する。

もっとも大きな問題は、通常の実証分析と異なり、QSM 分析それ自体からは、依拠している理論モデルの正しさについて何の情報も得られないことである。通常の実証分析では、理論モデルの外の「外的な」観察データを用いて理論モデルの予測を検証する。ところが、QSM 分析では、外的な観察データは、理論モデルのパラメータを特定するのに使われる。したがって、このように特定した理論モデルは常に「真」であり、特定したパラメータのもとで得られる均衡解は必ず現実と一致する。この結果、理論モデルの正しさを検証するためには、これまでと同じような実証分析を別に行なう必要がある。これはかなり厄介な問題である。というのも、経済学の拠ってきた科学の方法論は、理論モデルから演繹される結果を実際のデータに照らし合わせて検証することにより、理論モデルが正しいことを確認する、という手続きにのっっているからである。検証可能性をもたない理論モデルをどう評価すべきかは、科学哲学において深く検討する必要がある。

そのことに関連する第二の問題は、結論の一般性が保証されないことである。通常の実証分析では、理論モデルが地域間で異なるパラメータをもれなく拾っている限り、ある地域のデータを用いて理論モデルの正しさを検証した結果は、別の地域のデータを用いてそれを検証した結果と同じになると期待される。ところが、QSM 分析は、それぞれの地域におけるパラメータをそれぞれの地域のデータを用いて特定するので、ある地域における反実仮想の結果は、

別の地域におけるそれと、何の論理的関係ももたない。

第三の問題は、集積の経済のメカニズムがブラックボックスに入れられたままであることである。Heblich et al.(2020) は、居住者数と従業者数がアメニティーと生産性に及ぼす影響をそれぞれ一本の数式で表現するが、それはあくまで reduced form であって、なぜ集積の経済が生じるのかという問いを最初から放棄している。空間経済学のもっとも重要なテーマは、集積の経済が生じるメカニズムの解明である。その点に関して、QSM 分析は無力である。

第四の問題は、空間経済学が重視してきた、複数均衡の問題を十分に議論することができないことである。たとえば、同じパラメータのもとで、ある地域にすべての経済活動が集積する均衡と、別の地域にすべての経済活動が集積する均衡の両方が存在する可能性がある。QSM は複数均衡が存在する可能性を排除していないが、実際に反実仮想分析を行なうときには、現実の均衡に近い均衡のみに注意を集中し、別の均衡に移る可能性は考慮されない。

おわりに

本稿では、輸送網の整備が都市内の空間構造にどのような影響を与えるかについて、これまでの研究の流れをまとめ、批判的に検討した。理論分析も実証分析も、整備によって都市の郊外化が進むことを示している。このことは、輸送網の整備が都市のコンパクト化を妨げることを意味する。コンパクトシティー政策と輸送網の整備をどのように両立させるべきか、今後、さらなる考察が必要である。

注

- 1) これについては、Fujita and Ogawa(1982)、Lucas and Rossi-Hansberg (2002)、Picard and Tabuchi (2013)、Mossay et al. (2020) などを見よ。

参考文献

- Ahlfeldt, G. M., and N. Wendland (2011) "Fifty Years of Urban Accessibility: The Impact of the Urban Rail-

- way Network on the Land Gradient in Berlin 1890 – 1936," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.41, pp.77–88.
- Baum-Snow, N.(2007) "Did Highways Cause Suburbanization?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, pp.775–805.
- Baum-Snow, N.(2020) "Urban Transport Expansions and Changes in the Spatial Structure of U.S. Cities: Implications for Productivity and Welfare," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.102, pp.929–945.
- Fujita, M., and H. Ogawa (1982) "Multiple Equilibria and Structural Transition of Non-monocentric Urban Configurations," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.12, pp.161–196.
- García-López, M.-À.(2012) "Urban Spatial Structure, Suburbanization and Transportation in Barcelona," *Journal of Urban Economics*, Vol.72, pp.176–190.
- García-López, M.-À.(2019) "All Roads Lead to Rome... and to Sprawl? Evidence from European Cities," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.79, 103467.
- Gonzalez-Navarro, M., and M. A. Turner (2018) "Subways and Urban Growth: Evidence from Earth," *Journal of Urban Economics*, Vol.108, pp.85–106.
- Heblich, S., S. J. Redding, and D. M. Sturm (2020) "The Making of the Modern Metropolis: Evidence from London," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 135, pp. 2059–2133.
- Lucas, R., and E. Rossi-Hansberg (2002) "On the Internal Structure of Cities," *Econometrica*, Vol.70, pp.1445–1476.
- Mayer, T., and C. Trevien(2017) "The Impact of Urban Public Transportation Evidence from the Paris Region," *Journal of Urban Economics*, Vol.102, pp.1–21.
- Mossay, P., P. M. Picard, and T. Tabuchi (2020) "Urban Structures with Forward and Backward Linkages," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.83, 103522.
- Picard, P. M., and T. Tabuchi (2013) "On Microfoundations of the City," *Journal of Economic Theory*, Vol. 148, pp.2561–2582.
- Redding, S. J., and E. Rossi-Hansberg(2017) "Quantitative Spatial Economics," *Annual Review of Economics*, Vol.9, pp.21–58.
- Takahashi, T.(2024) "Do Transport Infrastructure Investments Bring a More Compact City? A Theoretical Revisit to the Alonso-Mills-Muth City with Agglomeration Economies," CSIS Discussion Paper Series, 182.

今号に掲載された3編の論文は、少子高齢化やCOVID-19の影響など都市のダイナミックな変化や都市機能の果たす役割に焦点が当てられており、いずれも今後の都市政策に対して示唆に富んだものとなっている。



日本の家計における資産ポートフォリオは、住宅・土地資産の占める割合が大きく、高齢者ほどその比率が高くなる。近年、こうした住宅資産を老後の資金として流動化させるため、売却による小規模な住居への住み替えや、リバースモーゲージといった手段が注目を集めている。ただしこうした住宅資産の流動化策は、住宅が価値を維持することが前提となる。人口減少による都市の縮小やコンパクトシティ政策は、都市郊外への住宅需要の減少をもたらすため、郊外での住宅資産価値は減少する。**宇都・中川論文**（「住宅資産デフレがコンパクトシティ推進の新たな障壁となる可能性」）は、人口減少下における都市縮退と住宅資産価値の関係について住宅資産価値の将来推計によって検証し、その変化が高齢者世帯の生活にどのような影響を与えるか、ケーススタディを行なっている。

検証に当たっては、まず住宅資産価格の推計を行なっている。対象は、東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の209市区町村）であり、これらの地域は、毎年平均して250万人が減少し、2045年には高齢化率が30%を超えると予想されている。人口成長率をベースに将来の住宅価格を予測し、1984～2045年の住宅資産価格

の予測値を算出している。

その結果、東京大都市圏全体で2045年までに約94兆円の資産デフレが発生することが示された。空間的分布をみると、通勤時間が60分以上のエリアで資産デフレの傾向が大きく、郊外部の住宅資産価値の減少が顕著となっている。同様の傾向は1世帯当たりの住宅資産価値でもみられ、通勤時間が90分以上になると特に資産デフレの様相が強くなる。ケーススタディでは、高齢者世帯の資産デフレを考慮した生活収支額をモデル世帯ごとに算出し、介護サービスの利用状況に応じた検証を行なっている。その結果、資産デフレの発生によって特に介護施設利用するケースで老後の資金がショートする可能性が高いことが示されている。

住宅資産デフレにより十分な価格で住宅売却ができなければ、介護施設の入居資金が準備できず、在宅介護を選択せざるを得なくなる。宇都・中川論文の検証結果は、経済的な移転制約が居住地の選択に大きな影響を与えるため、コンパクトシティ政策の立案に際して高齢世帯の経済的側面を重視する必要性を示唆するものである。

気になるのは、人口減少および資産デフレは、地方都市圏のほうがより深刻で、すでに問題が顕在化している地域もあることである。地方都市圏において現在何が起きているかを検証することは、宇都・中川論文の主張を強固なものにするうえでも重要だと思われる。また、宇都・中川論文の分析は2018年までのデータに基づいている。コロナ禍における在宅勤務の

普及を織り込んだ場合に本研究の分析がどう影響を受けるのかは興味深い。



都市部の緑地は都市住民に対しさまざまな恩恵をもたらす一方、公共財的な性質を持つため、適切な供給を維持するためには緑化政策が求められる。その政策介入の根拠として、都市緑地と不動産価格の関係を検証した研究が蓄積されているが、その多くは、公園や森林などの「一定規模の緑（まとまった緑）」を対象としており、街路樹や植樹帯のような「散在する緑」の評価はほとんど明らかになっていない。**黒田・菅澤論文**（「都市部に散在する緑の価値」）は、こうした散在する緑の評価影響についての検証を行なっている。黒田・菅澤論文では、街路樹レベルで特定可能な高解像度の衛星画像を用いて、散在する緑のGISデータを作成しヘドニックアプローチにより街路樹や庭木の価値を検証している。

分析では、売買マンションと賃貸マンションのそれぞれのデータを用いて、東京都世田谷区と杉並区における散在する緑に対する選好の異質性が考慮されている。散在する緑の指標としては、物件の所在から100mごとの同心円を作成しその面積に占める散在する緑の割合（緑被率）を用いている。

主要な分析結果では、物件から100m以内の散在する緑地が増加すると、マンションの売買価格が有意に増加する一方で、賃貸マンションの家賃に与える影響は小さいことが示されている。こうした異質性の理由としては、売買物件

と賃貸物件の立地の違い、建物の質の違い、居住者の特性の違いが考えられる。

そこで、物件特性の違いを考慮し、住宅価格や家賃水準、住宅規模、高速道路からの距離、東京駅からの距離といった区分で分割したサブサンプル分析も行なわれている。住宅価格や家賃の水準によってサンプルを分割した推定では、主要な分析結果と異なり、高価格帯の物件において売買・賃貸のいずれも緑地の影響が高く、その影響は最近のデータでより強いことが確認された。この結果は、経年的に居住地の選別が進み、緑地に対する選好の高い高所得層とそうでない低所得層の二極化が進んだこと、また良質な物件と緑地の両方が多く供給されるという同時性が生じている可能性を示唆する。実際、追加分析では売買・賃貸のいずれも散在する緑地が多いほど物件の規模も大きくなることが確認されている。

高価で質の高い物件のまわりに緑地が存在し緑地の影響が経年的に強くなっているという一連の分析結果は、環境ジェントリフィケーションの可能性を示唆するものである。黒田・菅澤論文は、大規模で地理的に偏在する都市緑地の整備ではなく、小規模で存在する緑の整備がこうした問題の一つの解決策となりうることを示しており、政策的示唆に富んだ研究となっている。ただし、ジェントリフィケーションの問題をより詳細にとらえるためには、物件データによる検証では限界がある。個人レベルの詳細な情報を活用した発展的研究にも期待したい。



COVID-19のパンデミックに伴う「緊急事態宣言」のもとで2020年以降、多くの企業が出社制限に踏み切った。このことは、日本における在宅勤務の導入を大きく促進した。石井・小谷論文（「働き方の多様化と住宅市場の変化に関する研究」）では、通勤時間と住宅に対する選好の変化を通じて、COVID-19の流行と在宅勤務（WFH）の普及が居住地選択に与えた影響について検証している。

石井・小谷論文では、理論的な検証として、単一中心都市モデルを用いて、パンデミックによる鉄道通勤時の感染リスクとWFHの普及という2つの要因が居住地選択に与える影響について考察している。比較静学の結果、COVID-19の感染拡大は、通勤の機会費用の上昇を通じて都心から距離の賃料への負の影響が拡大することが確認された。このことは、都心への近接性が重視され、都市サイズを縮小・高密度にする可能性を示唆するものである。一方、WFHの普及は通勤回数の減少を通じて都心からの距離の影響を小さくする、すなわち都市サイズを拡大・低密度にする可能性が示されている。

理論的検証を踏まえた実証分析においては、パンデミック前後における消費者の住宅に対する選好の変化を観察するため、住宅賃料に対するヘドニック分析が行なわれている。分析対象は、2011年1月～2021年10月に、埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県で取引された賃貸マンションである。COVID-19の流行と都市への近接性の影

響を測るため、コロナ後ダミーとCBD距離の交差項が導入されている。WFHの情報をとらえるため、市区町村ごとの産業別在宅勤務者割合をもとにWFH指標を導入している。WFH指標が高く生産性が高い地域では相対的に居住コストが高く、WFHの普及より通勤費用から解放されると、郊外の広く低価格な住居に移住する可能性が高まる。

分析の結果からは、コロナ禍後では賃料の下落がみられ、経済活動の停滞などを背景に住宅への支払い意思額が低下したことが確認された。また、住宅面積に対する選好は上昇する一方で、CBDからの距離による賃料の下落が緩やかになっており、CBDへの近接性に対する選好が弱まり郊外のより広い住宅を選ぶ傾向が確認されている。WFHポテンシャルが高い地域は、コロナ禍後に賃料が上昇したことが確認された。こうした地域では、所得が高い就業者が多く在宅勤務普及の影響を受けずむしろ良好な周辺環境等から成約賃料が上昇したと解釈されている。

石井・小谷論文では、コロナ禍を通じた在宅勤務の普及が賃貸住宅市場に与えた影響について大規模データを用いて、ていねいに分析されており、パンデミック後における郊外化の動きが確認されたことは大きな貢献である。一方で、感染リスクと在宅勤務変数の識別戦略には改善の余地があると考えられ、コロナ禍後の状況を踏まえた分析などと合わせて今後のさらなる発展的研究に期待したい。

(N・Y)

住宅資産デフレがコンパクトシティ推進の新たな障壁となる可能性

宇都正哲・中川雅之

はじめに

拡大した都市が人口減少で縮小したり、コンパクトシティを推進する政策をとったりすれば、郊外では人口が減少する。したがって、住宅需要が減少するため、住宅資産価値は減少する。すなわち、人口が減少すると郊外居住者の住宅資産価値は下落するのである。住宅資産価値のデフレは、郊外住民にとって大きな経済的損失である。

これを検証するため、東京大都市圏を一例として取り上げた。本研究は、住宅資産価値のデフレが適正なコンパクトシティへの推進を遅らせる可能性があることを指摘している。この示唆は、今後、人口減少に直面する世界の国や都市にとっても参考になるだろう。なお、本稿は、Uto, M., M. Nakagawa and S. Buhnik (2023) を要約・補足して日本語で紹介する解説論文である¹⁾。

1 データ概要と将来推計に用いる住宅価格モデル

1-1 データの概要

本研究では、人口約3600万人という世界最大の東京都市圏を対象に、住宅資産価値の将来推計を市町村別に行なった。対象都市は、東京都、千葉県、埼玉県、神奈川県、神奈川県の209市町村である(2022年現在)。データ収集と推計期間は1984年から2045年までである。将来の人口と世帯数は、国立社会保障・人口問題研究所による中位推計

値である。2018年までの実績値をもとに2019年から2045年までの推計値を予測した。また、市町村合併による地価は、合併前の地価を住宅面積の加重平均値で調整した。住宅地価格、住宅地面積、人口、世帯数が基礎データである。住宅地面積は、総務省の固定資産の価格等の概要調書に基づくものである。固定資産課税の対象となる住宅面積は自治体によってチェックされるため、他のデータよりも信頼性が高いためである。

さらに、住宅面積をより正確に把握するため、住宅面積として小規模住宅地と一般住宅地のみを抽出した。よって住商混在の土地利用の面積は入っていない。実際にはより多くの住宅があると思われるが、地域的な偏在があることと純粹に住宅地のみを対象にしたほうが雑音データが入らないと判断した。したがって、一般的には、現存する住宅地をおおむねカバーしていると考えられる。地価データは、市町村別データをとるため基準地が公示地価よりも豊富な国土交通省の都道府県地価調査を採用した。

1-2 住宅価格モデルの考え方

人口変化が資産価格に与える影響を、予想精度の高い人口変化率のみからシミュレーションできる簡便な手法を検討するために、以下のようなプロセスを経て簡便な住宅価格モデルを作成した。

(1) 先行研究のレビュー

Ohtake and Shintani(1996)は、National Sur-



うと・まさあき
1969年福岡県生まれ。東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻博士課程修了、博士（工学）。株式会社野村総合研究所を経て、現在、東京都市大学都市生活学部学部長、教授。著書：「人口減少下のインフラ整備」（編著、東京大学出版会）ほか。



なかがわ・まさゆき
1961年秋田県生まれ。1984年京都大学経済学部卒、経済学博士（大阪大学）。建設省入省後、国土交通省都市開発融資推進官などを経て、現在、日本大学経済学部教授。著書：『都市住宅政策の経済分析』（日本評論社）ほか。

vey of Family Income and Expenditure の個票データから年齢 i の住宅需要パラメータ α_i を推定している。

$$D_i = \sum_{i=1}^n \alpha_i N_{it}$$

D_i : t 期の総住宅需要インデックス

N_{it} : t 期の年齢 i の人口

そのうえで、総住宅需要インデックスが各期の純居住用資産額 (S_i) と、住宅の実質価格 (P_i) に及ぼす影響を検証している。

さらに Saita, et al.(2015) では、 t 期、 i 地域の地価が

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln GDPPC_{it} + \beta_2 \ln OLDDP_{it} + \beta_3 \ln TPOP_{it} + e_{it}$$

P_{it} : i 地域、 t 期の地価公示価格（住宅地）

$GDPPC_{it}$: i 地域、 t 期の 1 人当たり GDP

$OLDDP_{it}$: i 地域、 t 期の 65 歳以上人口と 15～64 歳人口の比率

$TPOP_{it}$: i 地域、 t 期の総人口

で決定されるとして、不動産価格の各地域の変化に人口構造変化が与える影響を以下の推定式で検証している。

$$\Delta \ln P_{it} = a_i + b_1 \Delta \ln GDPPC_{it} + b_2 \Delta \ln OLDDP_{it} + b_3 \Delta \ln TPOP_{it} + ECT_{it-1} + v_{it}$$

また、同様のモデルを用いて、Tamai, et al.(2017) では、 $OLDDP_{it}$ が地価に影響を与えるメカニズムとして、年齢別の資産選択行動が異

なるという説明をしている。しかしこれらの論文が採用しているモデルからは、Ohtake and Shintani (1996) が採用している年齢別の住宅需要が異なるというメカニズムと識別することはできない。Saita, et al.(2015) と Tamai, et al.(2017) で採用されているモデルは、資産選択、住宅サービスの享受というルートは異なるにしても、年齢によって土地という実物資産に対する需要が異なることを前提にしているという意味において、Ohtake and Shintani (1996) のモデルと同様だと考えることができるかもしれない。

(2)人口変化の方向の差異の考慮

しかし、Hashimoto et al.(2020) では、Glaeser and Gyourko (2005) の、住宅の堅牢性から人口増加期には供給が弾力的であるものの人口減少期では非弾力的であるという仮説の検証を行っている。つまり、都道府県ごとのデータを用いて、人口増加方向と減少方向でパラメータを分けた推定を行っている。Hashimoto et al.(2020) では、1970～2000 年にかけては人口増加方向のパラメータが正で有意に、 $OLDDP$ が負で有意に推定されているが、2000～2015 年においては人口減少方向のパラメータのみが正で有意に推定されている。また、人口変化の正の方向よりも、負の方向の変化の方が弾力性が高いという結果も得られている。

ここで Glaeser and Gyourko (2005) の含意を踏まえて、Saita, et al.(2015) と Tamai, et al.(2017) で採用されている実証モデルを再検証

してみたい。

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln P_{it} &= a_1 + b_2 \Delta \ln \text{OLDDEP}_{it} + b_3 \Delta \ln \text{TPOP}_{it} \\
 &\quad + \text{ECT}_{it-1} + v_{it} \\
 &= a_1 + b_2 \left(\ln \frac{\text{POP}_{it}^{65}}{\text{POP}_{it-1}^{15-64}} - \ln \frac{\text{POP}_{it-1}^{65}}{\text{POP}_{it-1}^{15-64}} \right) \\
 &\quad + b_3 (\ln \text{TPOP}_{it} - \ln \text{TPOP}_{it-1}) \\
 &\quad + \text{ECT}_{it-1} + v_{it} \\
 &= a_1 + \ln \frac{(\text{POP}_{it}^{65} / \text{POP}_{it-1}^{65})^{b_2}}{(\text{POP}_{it}^{15-64} / \text{POP}_{it-1}^{15-64})^{b_2}} \\
 &\quad + b_3 \ln \frac{\text{TPOP}_{it}}{\text{TPOP}_{it-1}} + \text{ECT}_{it-1} + v_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

Glaeser and Gyourko (2005) では人口増加局面では数量調整が働くために、価格は大きく上昇しないものの、人口減少局面においては数量が固定的であるため価格が大きく下落するというものであった。しかし、(1)式においては、第2項において65歳以上人口と15～64歳人口の成長率に同じべき乗 b_2 がかかっているため、年齢階級別人口の上昇局面、下落局面における価格への影響の差異を反映させることができない。このため、

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln P_{it} &= a_1 + \ln \frac{(\text{POP}_{it}^{65} / \text{POP}_{it-1}^{65})^{b_2}}{(\text{POP}_{it}^{15-64} / \text{POP}_{it-1}^{15-64})^{b_2}} \\
 &\quad + b_3 \ln \frac{\text{TPOP}_{it}}{\text{TPOP}_{it-1}} + \text{ECT}_{it-1} + v_{it} \\
 &= a_1 + \ln \frac{(\text{POP}_{it}^{65} / \text{POP}_{it-1}^{65})^{b_2}}{(\text{POP}_{it}^{15-64} / \text{POP}_{it-1}^{15-64})^{b_2}} \\
 &\quad \frac{1}{(\text{POP}_{it}^{15-64} / \text{POP}_{it-1}^{15-64})^{\beta_2 - b_2}} \\
 &\quad + b_3 \ln \frac{\text{TPOP}_{it}}{\text{TPOP}_{it-1}} + \text{ECT}_{it-1} + v_{it} \\
 &= a_1 + b_2 \ln \frac{\text{POP}_{it}^{65} / \text{POP}_{it-1}^{65}}{\text{POP}_{it}^{15-64} / \text{POP}_{it-1}^{15-64}} \\
 &\quad - (\beta_2 - b_2) \ln \frac{\text{POP}_{it}^{15-64}}{\text{POP}_{it-1}^{15-64}} \\
 &\quad + b_3 \ln \frac{\text{TPOP}_{it}}{\text{TPOP}_{it-1}} + \text{ECT}_{it-1} + v_{it} \quad (2)
 \end{aligned}$$

という形で第2項の65歳以上人口と15～64歳人口のべき乗数をそれぞれに対応させてみる。ここでは、生産年齢人口は住宅需要の増加に寄与することが予想されるため、 $-\beta_2 + b_2 > 0$ だと考えられる。

(3)人口構成要因の影響の再検証

次に改めて、人口が不動産価格に及ぼす影響を検討する際に、年齢別の人口構成を考慮する実益を検討してみたい。(1)式は、Ohtake and Shintani (1996) の年齢階級別の住宅需要インデックスを積み上げた総住宅需要インデックスを、人口規模要因をTPOPで人口構成要因をOLDDEPで説明したものと解釈することもできるだろう。ここでOhtake and Shintani (1996)²⁾ で用いられている各年齢階級別の住宅需要を積み上げて、総住宅需要を推定する手法で、人口規模要因と人口構成要因が総住宅需要インデックスに対して、過去および将来にどのような影響を及ぼすのかについて検証することとする((3)式)。

$$\begin{aligned}
 \frac{\text{MD}_{t+1} - \text{MD}_t}{\text{MD}_t} &= \frac{\sum_s (P_s X_{st+1} - P_s X_{st})}{\text{MD}_t} \\
 &= \frac{\sum_s (P_s R_{st+1} \text{TX}_{t+1} - P_s R_{st} \text{TX}_t)}{\text{MD}_t} \\
 &= \frac{\sum_s (P_s R_{st} \text{TX}_{t+1} - P_s R_{st} \text{TX}_t)}{\text{MD}_t} \\
 &\quad + \frac{\sum_s (P_s R_{st+1} \text{TX}_{t+1} - P_s R_{st} \text{TX}_{t-1})}{\text{MD}_t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

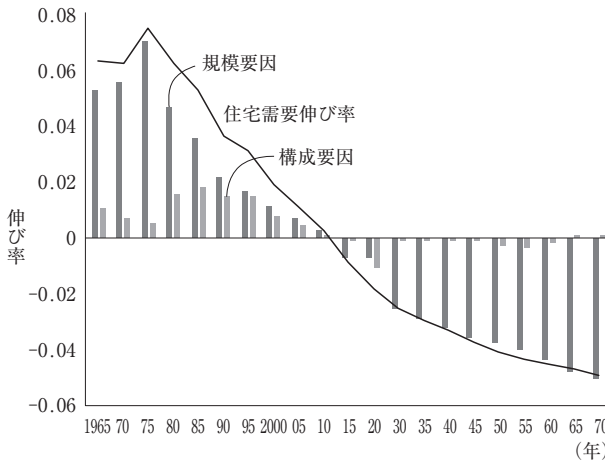
また、図1にあるように、これまで日本ではほとんどの時期において、 $\frac{\text{POP}_{it}^{15-64}}{\text{POP}_{it-1}^{15-64}} \cong \frac{\text{TPOP}_{it}}{\text{TPOP}_{it-1}}$ という関係が成立していた。

ここで MD_t は t 期の総住宅需要インデックス、 P_s は年齢階層 s の住宅需要インデックス、 X_{st} は t 期の年齢階層 s の人口、 R_{st} は t 期の年齢階層 s の人口割合、 TX_t は t 期の総人口を示す。この場合、(1)式の右辺第1項は t 期の各年齢階層人口割合を固定した場合の総人口の変化要因を、第2項は総人口を t 期に固定した場合の各年齢階層割合の変化要因を表す。

その結果が図1に示されているが、過年度、特に1980年から2020年にかけては、人口構成要因が総住宅需要インデックスに大きな影響を及ぼしてきたものの、将来にかけては、人口構成要因がほとんど影響を与えないことが予想される。

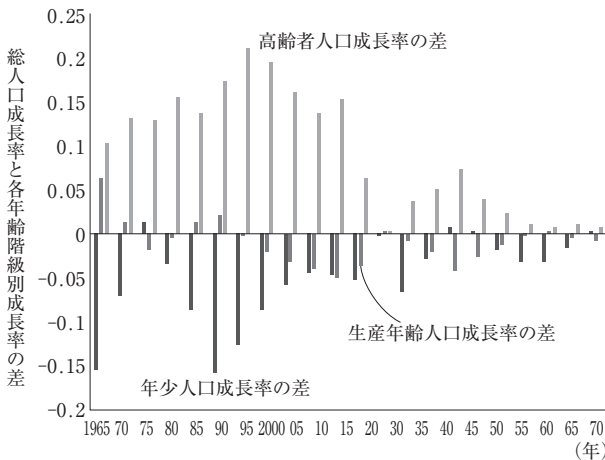
このことを踏まえると(3)式は以下のように記

図1—総住宅需要インデックスの伸び率とその要因分解



注) 国勢調査(総務省統計局)、日本の将来推計人口(令和5年)(国立社会保障人口問題研究所)から筆者作成。

図2—総人口成長率と各年齢階級別成長率の差



出所) 国勢調査より筆者作成。

述し直すことができる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{it} = & a_1 + b_2 \ln \frac{POP_{it}^{65} POP_{it-1}^{15-64}}{POP_{it-1}^{15-64} / POP_{it-1}^{15-64}} \\ & + (-\beta_2 + b_2 + b_3) \ln \frac{TPOP_{it}}{TPOP_{it-1}} \\ & + ECT_{it-1} + v_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

この場合、第3項のパラメータが増加し、価格変化の大きな部分を総人口の変化が説明してしまう可能性がある。今後、総人口自体も減少局面に入りその程度が顕著になっていくことが予想される。この場合、 b_3 が増加することが予想される。このため、地価の変化の大層を総人口の変化で説明できる可能性がいっそう強まる

ことになる。つまり、

- ・生産年齢人口人口減少局面に入り
- ・生産年齢人口の変化率と総人口の変化率が近似している

場合には、年齢構成の変化よりも、総人口の変化率のほうが地価に与える影響が大きくなるため、今後の日本においては総人口の変化率を用いて地価の変化の大層を予想することが可能である。

(4)人口変化の方向に基づく地価の感応度の検証

これまでの議論は、人口増加局面よりも人口減少局面で、地価が感応的に反応することが前提になっていた。このことを簡単に検証してみよう。埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県の子市区町村の2000～2018年の都道府県地価と住民基本台帳の人口データに基づき、以下のような地価関数を推定した。

$$\begin{aligned} \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} = & b_1 * DUM^+ * \frac{TPOP_{it} - TPOP_{it-1}}{TPOP_{it-1}} \\ & + b_2 * DUM^- * \frac{TPOP_{it} - TPOP_{it-1}}{TPOP_{it-1}} \\ & + b_3 \ln TPOP_{1200} + v_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

DUM^+ : 総人口の変化率が0または正である場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数

DUM^- : 総人口の変化率が負である場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数

$TPOP_{1200}$: i地域の2000年の総人口

短期的な人口変化が地価に及ぼす影響に加えて、中期的な影響をみるために、被説明変数の地価の変化率と、説明変数の人口変化率は当期のデータのみならず、2期～5期の移動平均を用いた推計を行なった。

表1にその結果が示されているが、第2列に示された当期の地価変化率と総人口変化率は、人口の減少方向でのみ正で有意なパラメータが推定された。第3列、第4列、第5列において

表 1—推定結果

	被説明変数(地価公示)				
	当期	2 期の加重 平均	3 期の加重 平均	4 期の加重 平均	5 期の加重 平均
増加方向の 人口変化	0.00270	0.18519 ***	0.32649 ***	0.51719 ***	0.87235 ***
減少方向の 人口変化	0.03741	0.05572	0.06334	0.06744	0.07522
2000年時点 の地価	0.34369 ***	0.68360 ***	0.83750 ***	0.89220 ***	0.87270 ***
2000年時点 の地価	0.06131	0.09018	0.09730	0.09793	0.09426
2000年時点 の地価	-0.00172 ***	-0.00167 ***	-0.00165 ***	-0.00166 ***	-0.00177 ***
2000年時点 の地価	0.00007	0.00007	0.00007	0.00007	0.00006
サンプル数	3762	3553	3344	3135	2926
補正 R2	0.16588	0.21163	0.25112	0.29463	0.35415

注) 上段はパラメータ、下段は標準偏差。***は1%水準有意を示す。

は2～4期の加重平均データを用いた推定結果が示されている。Glaser and Gyourko (2005)の予想どおり、減少方向のパラメータの絶対値が大きいが、加重平均期間が長期になるにつれて、人口増加方向のパラメータの絶対値が上昇している。第6列の5期の加重平均を用いた推定では、増加方向でも減少方向でもほぼ等しいパラメータが推定されている。

このように少なくとも短期的には、人口増加方向と人口増加方向で地価の反応のマグニチュードが異なること、中長期的にはその格差は是正され、人口増加方向においても人口減少方向においても1%の総人口の変化は、ほぼ1%の地価の変化をもたらすことが予想される。

(5)住宅資産価値の推計式

住宅資産価値は、上記で求めた推計地価に住宅面積を乗じて算出した。なお、地価推計は人口減少が始まった2010～18年の実績値をもとに将来推計を行なっている。そのため、バブル崩壊後の地価急落とリーマンショックの影響は排除されている。市町村を*i*とし、*j*年度とすると、住宅資産価値は(6)式のように表すことができる。名目 V_{ij} は物価変動を考慮していないため、2018年価格にするため GDP デフレーターで実質化した。日本の住宅は減価償却により、20～30年近くでは建物価値がほとんどなくなるため、今回の試算では建物価値は考慮していない。

$$V_{ij} = \sum_{i=1}^{209} \frac{p_{i,j} * s_{i,j}}{g_j} \quad (6)$$

V : 住宅資産価値 (円)

p : 住宅用地標準価格 (円/㎡)

s : 各市町村の固定資産税課税ベースの住宅面積 (㎡)

g : 2018年現在の GDP デフレーター

i : 自治体 (1-209)

j : 年度 (1984年～2018年：実質、2019年～2045年：予測)

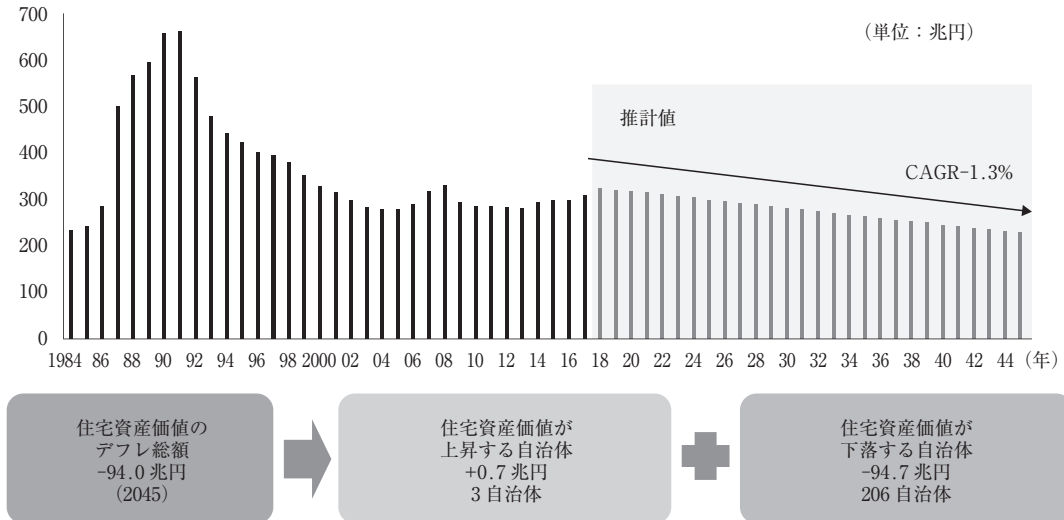
2 住宅資産価値のデフレ

2-1 2045年までに約94兆円が消失

まずは、東京大都市圏全体で、現在から2045年までの超長期の住宅資産のデフレ額の総額をみると、約94兆円の住宅資産が失われる結果となった(図3)。住宅資産価値が上昇する自治体はわずか3自治体で都心3区(千代田区、中央区、港区)のみであった。すなわち、これから2045年までの超長期でみれば東京大都市圏のほとんどの自治体で住宅資産デフレが発生すると言える。ただ、これは実感を伴うかというところでもない可能性がある。それは、年率換算すると1.3%の下落であるため日常では気づきにくく、緩やかに下落していき、約25年経てみれば、いつの間にか大きな下落(約3割)となったという印象を抱くことが予想される。つまり、住宅資産価値のデフレは気づきにくい現象なのであるが、結果的に大きな経済的損失に繋がるのである。その意味では「ゆでガエル現象」と似ているとも言える。

海外先進国と比べると日本は、高齢者の老後資産の不動産比率が約6割と高く、金融資産は少ない。つまり自宅が主な老後資産という世帯が多く、自由に使える金融資産が少ないことが特徴である。しかも年齢が高くなると不動産比

図3—東京大都市圏の住宅資産価値の推移

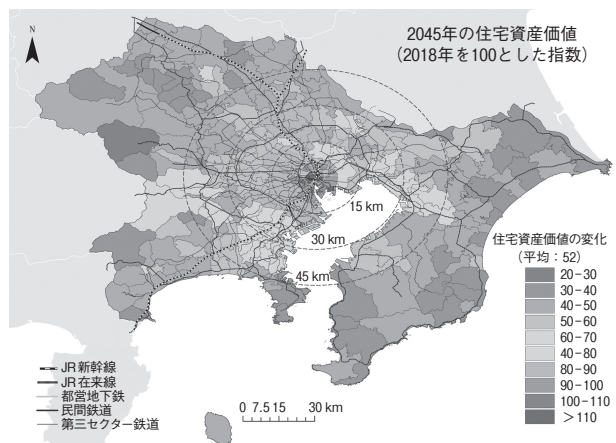


率はますます高くなる（荒川 2003）。そこに住宅資産デフレが直撃するのだから、老後生活の設計自体を見直さざるを得ない世帯が増加することは必然である。

2-2 郊外ベッドタウンに顕著な住宅資産デフレ

住宅資産デフレの空間的分布を GIS で可視化してみると、郊外ベッドタウンの住宅資産価値のデフレが大きいことがわかる。図4は、2018年の住宅資産価値を100に指数化した2045年の住宅資産価値である。2045年に住宅資産価値が上昇するエリアと住宅資産価値が下落するエリアが明確に区別される。東京都心から15km圏内（通勤時間約30分以内）では、住宅資産価値は2045年まで上昇または微減を続ける。反対に、都心から30km以上（通勤時間約60分以上）のエリアでは、住宅資産価値は減少する。30kmを超えるエリアでは、1980年代のバブル経済期における都心部の住宅地価格の高騰と鉄道網の延伸によって、多くの自治体が郊外のベッドタウンへと変貌を遂げた。このようなベッドタウンにおいて住宅資産価値の減少が顕著となっている。

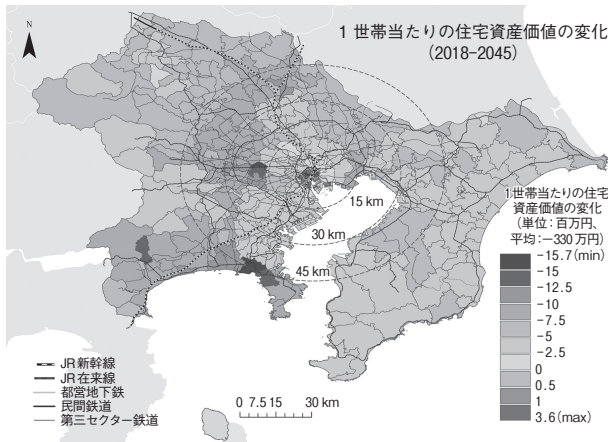
図4—2045年における住宅資産価値（2018年=100）



出所) 推計結果を国土交通省の地理情報データをもとに作成

都心への通勤時間が30分以内の地域で住宅資産価値が上昇・維持されているのに対し、60分以上の地域で下落しているのはなぜか。この点から考えると、人口減少のために郊外を中心に住宅需要が減少していると考えられるが、それだけが理由ではない。居住地の選択要因を見ると、通勤時間の重要性が増している。そのなかでも、共働き世帯は通勤時間を非常に重要視しており、特に高所得者世帯ほど通勤時間を重要視している（リクルート 2020）。住宅価格を除けば、駅からの距離や通勤のしやすさが住まいを選ぶ最も重要な理由の一つであることがわか

図5—1 世帯当たりの住宅資産価値のデフレ額



出所) 推計結果を国土交通省の地理情報データをもとに作成

る。これは、共働き世帯が子育てをするためには、子どもを保育園に預けなければならないためである。子どもに関する緊急事態（発熱、病変等）が発生した場合、すぐに迎えに行けるような通勤時間の短い住宅に住む必要が出てくる。したがって、30分以内の通勤時間が共働き世帯にとって理想的なのである。通勤時間30分以内は住宅資産価値にプラスに働くといえる。このように、東京大都市圏の住宅資産デフレは、人口減少による郊外の住宅需要の減少や近年、急増している共働き世帯の居住地選択行動によるものが大きいと考えられる。今後、人口減少や共働き世帯の増加傾向が続く限り、東京大都市圏郊外における資産デフレは継続するものと予想される。

2-3 1世帯当たり1000万円以上のデフレ

ここまでは自治体単位で住宅資産デフレの状況を見てきたが、生活への影響をみるためには1世帯当たりの住宅資産のデフレ額を見たほうがわかりやすい。図5は1世帯当たりの住宅資産のデフレ額を見たものである。住宅資産価値が増加するのは東京都心部だけで、他の地域では減少する。都心から15kmを超える地域では、1世帯当たり1000万円以上も住宅資産価値が減少する。これは、高齢者世帯の家計に大きな影

響を与え、多くの世帯が自宅の売却をためらったり、将来の老後生活に不安を抱いたりすると考えられる。図5の東京都心から西側の地域では住宅資産価値が750万円から1000万円減少している。これらの地域はベッドタウンとして発展し、ニュータウンや団地など大規模な住宅が建設されてきた。都心からの距離を考えれば住宅価格は高かったが、都市拡大期には人気の住宅地であった。しかし、都市が縮小していくなかで、これらの地域は住宅資産価値が著しく低下してくると考えられる。

2-4 通勤時間別に見た住宅資産価値のデフレ

次に、通勤時間別に見た住宅資産価値のデフレをみる。ここで工夫をしたのは通勤時間をより実態に近づけることである。通勤時間は、全209自治体の主要駅をベースにターミナル駅（東京駅、渋谷駅、新宿駅）までの朝9時、夕方5時の公共交通機関の平均所要時間をGoogle Mapにて検索した。それに、自宅から最寄駅までの徒歩時間を10分、オフィス最寄駅から徒歩時間をさらに10分と仮定して加えた。ターミナル駅を東京駅、渋谷駅、新宿駅としたのは、東京大都市圏のオフィスは、延べ床面積ベースで都心5区（千代田区、中央区、港区、渋谷区、新宿区）が約6割のシェア（野村総合研究所2018）を持っていることから、都心5区の主要駅をターミナル駅と設定した。こうすることで、最終的なドア・ツー・ドアの時間にできるだけ近くなるよう通勤時間グループを作成した。

住宅資産価値は、通勤時間60分以内の立地は29.8%下落しているが、通勤時間がそれ以上になると下落率は急激に上昇する。通勤時間が90分以上になると、住宅資産価値は半分以上となり、この地域で住宅を購入した世帯が老後を迎えた時に大きな問題となることを意味している。大都市圏における住宅購入の平均年齢は約40歳であり（国土交通省2020）、25年後の65歳の定

年時には、通勤時間60分以上の地域では住宅資産価値は約半分になるわけであるから、老後生活に影響がないはずはない。

3 デフレ効果のケーススタディ

3-1 モデルケースの設定

住宅資産価値のデフレ率の差異が通勤時間帯別で顕著に大きいことから、モデル世帯を想定してケーススタディを行なった。ケーススタディを行なうためには、高齢者世帯の収入、支出、貯蓄、住宅価格などのデータが通勤時間帯別に必要である。しかし、これらの統計データは通勤時間別で集計されていない。そこで、東京都の平均的な高齢者世帯をモデル世帯とした。住宅支出のウェイトがほぼ一定であると仮定すると、各世帯は理想の通勤時間を決め、その範囲内の住宅を選択する。しかし、今後の住宅資産価値の下落は、郊外エリアの選択に大きな影響を与えると予想される。

厚生労働省によれば、年金受給額のモデル世帯は、一方がフルタイム労働者、他方が専業主婦の夫婦世帯である。そこで、このような夫婦世帯をモデル世帯として採用した。また、データとして、東京大都市圏の平均年金収入、高齢者世帯の平均支出、在宅介護・介護施設の平均を用い、高齢者世帯の老後生活収支を算出した。さらに、高齢者世帯の老後生活は、介護パターンによって以下の4つのケースに分けた。

- ケース1：介護を必要としない、もしくは介護費用を子供が負担
- ケース2：夫婦は2人とも在宅介護
- ケース3：1人は介護施設、もう1人は在宅介護
- ケース4：夫婦は2人とも介護施設

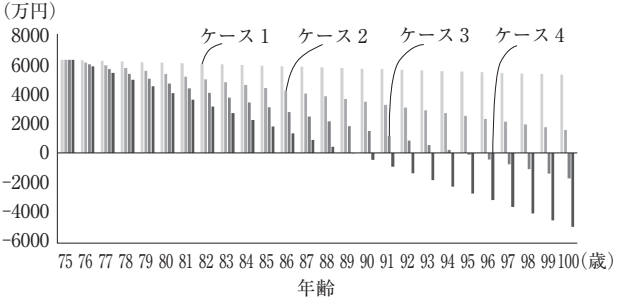
3-2 ケーススタディの結果

まずは住宅資産価値のデフレが起きないケー

表2—1 世帯当たりの住宅資産価値の推移

通勤時間グループ(分)	住宅資産価値 (2018年)/世帯 (円)	住宅資産価値 (2045年)/世帯 (円)	年平均 (%)	変化率 (%)
30	27,577,930	24,860,765	-0.4%	-9.9%
60	17,689,556	12,422,394	-1.3%	-29.8%
90	15,373,218	7,966,709	-2.4%	-48.2%
120	11,469,051	5,195,719	-2.9%	-54.7%
150	7,299,214	2,830,860	-3.4%	-61.2%
合計	18,442,323	13,064,759	-1.3%	-29.2%

図6—デフレが発生しない場合のモデル世帯の資産残高



スを見ておこう。デフレが起こらなければ、どの通勤時間帯のグループでも住宅資産価値は変わらない。そこで、ケース1～4で資産残高がどのように変化するかを算出した。デフレが発生しない場合、図6に示すように、いずれのケースでも平均寿命（男性81.05歳、女性87.09歳、2023年）までの介護や生活費を賄うことが可能となる。したがって、住宅資産デフレがなければ老後の生活は安泰だが、住宅資産がデフレになっても安泰なのか、危機なのか。この点に着目して各ケースを検討した。

ケース1では、すべての通勤時間帯のグループが生活費を賄うことができた（図7）。ケース2の結果も、図8に示すように平均寿命までは安心である。とはいえ、モデル世帯が93歳を超えると、通勤時間が150分以上の地域では資産が底をつく。したがって、モデル世帯が在宅介護だけで生活できる限り、平均寿命まで資産はマイナスにはならないが、長寿になると不安が残る。ケース3では、モデル世帯の一人が介護施設に入居する。一人は寝たきりか認知症であると想定した。この場合、自宅と介護施設で

図7—ケース1のモデル世帯の資産残高

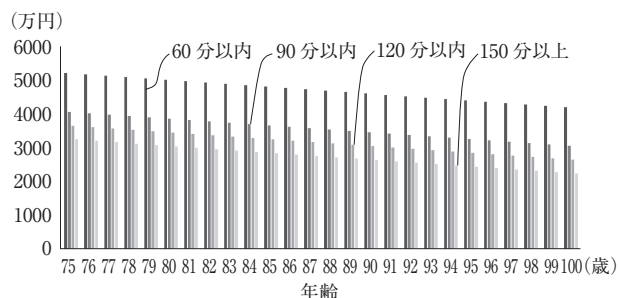


図8—ケース2のモデル世帯の資産残高

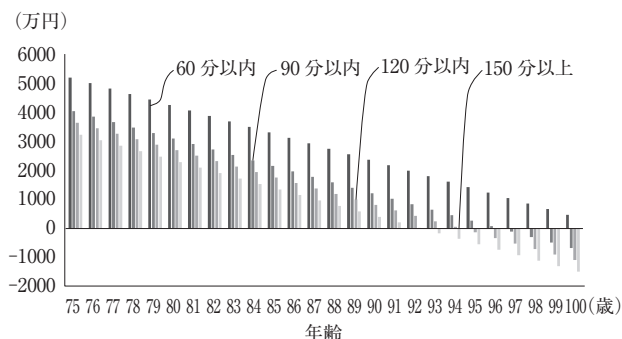


図9—ケース3のモデル世帯の資産残高

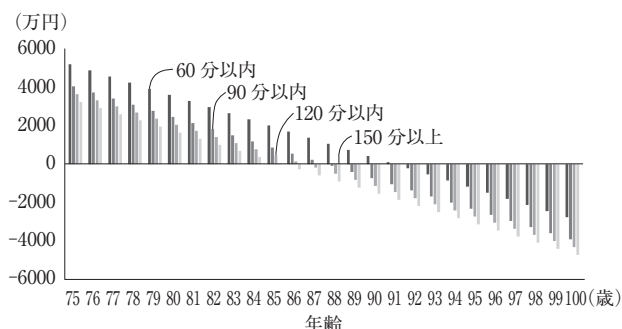
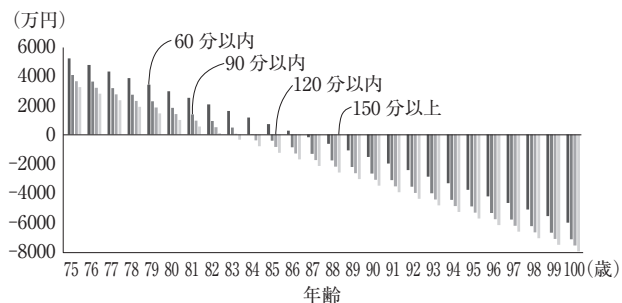


図10—ケース4のモデル世帯の資産残高



生活費が2倍になるため、資産額は一気に減少する。したがって、通勤時間が120分以上の地域では、平均寿命前に生活資金が不足すること

になる。また、90分以内の地域では88歳から生活資金が不足する（図9）。最後に、ケース4では、介護施設と一緒に入居するため、モデル世帯は75歳で自宅を売却できる。一方、ケース1～3では、どちらか一人が必ず在宅のまま介護を受けるため、モデル世帯は自宅資産を売却できない（リバースモーゲージ、不動産担保ローン等による流動化はあり得る）。ただ、ケース4では、すべての時間距離帯においてモデル世帯が自宅を流動化しても、一緒に介護施設に入居することは難しい現状が見えてくる。通勤時間が60分以内の地域であれば、平均寿命までは安心である。しかし、87歳を超えると介護施設のコストは賄えなくなる。このような状況は、モデル世帯の老後にとって大きな不安要素となろう。

自分の寿命は誰にもわからないため、モデル世帯は介護施設への入居を躊躇い、在宅介護のみを選択せざるを得ない。東京大都市圏では住宅資産価値のデフレが進行しているため、今後、介護施設に入居できない世帯が増える可能性が高い。そうなれば、老後の生活に不安を抱える世帯が増加し、政府は高齢者世帯の福祉に財政的な支援を行なわざるを得なくなる。日本の財政状況はすでに厳しい。住宅資産価値のデフレで追加支援が必要となれば、国家財政への影響も無視できないだろう。

まとめ

日本の人口減少はすでに始まっており、それはやがて住宅資産価値のデフレにつながる。その住宅資産価値のデフレが、安定した豊かな老後生活に大きな影響を与えることがわかった。住宅資産デフレが発生しなければ、高齢者世帯は老後の生活や介護費用を賄

うことができるが、発生すれば状況は一変する。多くの高齢者世帯が老後の生活費の不足に直面する可能性はきわめて高い。したがって、東京大都市圏近郊の高齢世帯や自治体は、こうしたリスクを把握し、対策を検討する必要がある。住宅資産デフレが発生する地域の世帯は、早期に自宅を売却しようとするかもしれない。しかし、長年住み慣れた家や地域社会と決別することは難しい。そのような状況を強いる社会であってはならないとも思う。

住宅資産デフレが起されれば、介護施設に夫婦で入居することも難しくなるため、在宅介護を選択せざるを得なくなる。住宅資産デフレは、動きたくても動けない高齢世帯を増やすことに繋がるのである。こうした経済的な移転制約は、居住地の選択に大きな影響を与える。つまり、高齢世帯ほど転居制約を受けることになる。また、新規取得層がそれを見越しはじめたら郊外からの住民流出に拍車がかかる危険性すらある。

コンパクトシティが思うように進まない最大の理由は、行政が住民の自主的な転居だけに頼っていることにある。コンパクトシティを推進するためには、都市部に転居する郊外居住者が、将来、より安定した定年後の生活を期待できるような経済的インセンティブ制度を構築する必要がある。

世界的に見れば、人口減少が始まろうとしている先進国の大都市圏でも、住宅資産のデフレは進行すると予想される。今回の研究成果は、東京だけのローカルな問題ではない。他の国でも、東京と同様に都市のダウンサイジングに関する困難な課題に直面するであろう。

謝辞

本研究は、科研費（課題番号：22K04500、研究代表者：宇都正哲）の助成を受けた成果の一部である。

注

- 1) 詳細については、原文（英語版）を参照いただきたい。
- 2) なお Ohtake and Shintani (1996) の年齢別の住宅需要を表す Index Value は5次関数で近似したもの

を用いている。

参考文献

- Glaeser E. L., and J. Gyourko (2005) "Urban Decline and Durable Housing," *Journal of Political Economy*, Vol. 113(2), pp.345-375.
- Hashimoto, Y., G.H. Hong and X. Zhang (2020) "Disappearing Cities: Demographic Headwinds and Their Impact on Japan's Housing Market", *IMF Country Report*, No. 20/40, pp.5-15.
- Ohtake, F. and M. Shintani (1996) "The Effect of Demographics on the Japanese Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, pp.189-201.
- Saita, Y., C. Shimizu, and T. Watanabe (2016) "Aging and Real Estate Prices: Evidence from Japanese and US Regional Data," *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 9 (1), pp.66-87.
- Tamai, Y., C. Shimizu, and K. Nishimura (2017) "Aging and Property Prices: A Theory of Very-Long-Run Portfolio Choice and its Predictions on Japanese Municipalities in the 2040s," *Asian Economic Papers*, Vol. 16(3), pp.48-74.
- Uto M., M. Nakagawa, and S. Buhnik (2023) "Effects of Housing Asset Deflation on Shrinking Cities: A Case of the Tokyo Metropolitan Area," *Cities*, Vol.132, pp.1-16. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2022.104062>.
- 荒川匡史 (2003) 「高齢者保有資産の現状と相続」第一生命経済研究所. <https://www.dlri.co.jp/pdf/ld/01-14/notes0305.pdf>
- 国土交通省 (2020) 「住宅市場動向調査」、36頁. https://www.mlit.go.jp/report/press/house02_hh_000168.html
- 野村総合研究所 (2018) 「不動産投資市場の動向2018」 https://www.nri.com/-/media/Corporate/jp/Files/PDF/knowledge/report/cc/industry_trends/japanreport2018_jp.pdf
- リクルート (2020) 「首都圏新築マンション契約者調査」2020年3月19日、リクルート住まいカンパニー. https://www.recruit.co.jp/newsroom/pressrelease/2023/0315_12132.html
- * Website の最終アクセスは、2024年1月21日。

都市部に散在する緑の価値

黒田雄太・菅澤武尊

はじめに

都市部の緑地は、景観の改善、大気汚染の軽減、騒音の低減、土壌の保全、ヒートアイランド現象の緩和などのさまざまな恩恵をもたらし、これらは住民の心身の健康、生活の質、主観的な幸福度に大きな影響を与える。しかし、環境アメニティは正の外部性を持つ公共財であるため、公的な介入がない場合は供給量が過少になりうる。特に高度に都市化した地域では、競争力の低い緑のアメニティを有する土地は、商業地などの生産性の高い用途に代替される可能性が高い。そのため、多くの先進国の都市部では緑化政策を実施しており、その根拠としての緑のアメニティの価値の測定も重要な政策課題として位置づけられている。

近年の実証研究は、都市緑地が不動産価格を高めるというおおむね一貫した結果を示している（Perino et al. 2014; Siriwardena et al. 2016）。しかし、これらの既存研究の多くは、公園や森林などの「一定規模の緑（まとまった緑）」を扱っている。そのため、街路樹や植樹帯のような「散在する緑」の評価およびその異質性についてはほとんど明らかにされていない。

散在する緑の価値を測定するためには、街路や敷地レベルの非常に詳細な植生データが必要となる。しかし、公的統計やGISデータが利用可能な公園や森林とは異なり、散在する緑はマッピングされていないことが多く、データの利用可能性が非常に低い。少数の研究は現地調

査（Donovan and Butry 2010）や画像の目視（Pandit et al. 2013）によって街路樹による正の近隣外部性を明らかにしているが、そのような手法にはサンプルの不足や測定誤差のような問題がある。近年はリモートセンシングの利用が高まっているが、散在する緑を特定するためには非常に高価な高解像度の衛星画像が必要であるため、多くの既存研究はまとまった緑にのみ注目している。そのため、散在する緑は、その総面積が大きく、人々に有意な影響を与える可能性があるにもかかわらず、その価値に関する実証的な証拠が不足している（Perino et al. 2014）。

そこで本研究¹⁾は、街路樹レベルで特定可能な高解像度の衛星画像を用いて、散在する緑のGISデータを作成し、ヘドニックアプローチによって街路樹や庭木の価値を調査している。また、高価で長期的な投資である売買マンションの購入データと、安価で短期的な保有である賃貸マンションの契約データを比較することにより、散在する緑に対する選好の異質性について分析を行なう。加えて、このような緑地に対する選好の異質性が、居住地の分離や高級化（ジェントリフィケーション）に与える影響についても検討する。

結果として、物件から100m以内の散在する緑が10%ポイント増加すると、マンションの売買価格が約2%～2.5%増加することがわかった。それに対して、散在する緑が賃貸マンションの家賃に与える影響は小さく、統計的な有意



くろだ・ゆうた
1989年山形県生まれ。東北大学大学院経済学研究科博士課程後期3年課程修了。博士(経済学)。現在、大阪公立大学大学院経済学研究科准教授、東北大学大学院経済学研究科客員准教授。



すがさわ・たける
1991年千葉県生まれ。東北大学経済学研究科博士後期3年課程修了。博士(経済学)。現在、公益財団法人日本住宅総合センター研究部副主任研究員。

性も低いことが明らかになった。さらに、散在する緑の評価は物件の特徴や立地による異質性が大きいことも示唆された。ただし、これは居住に適した地域では良質な物件と緑地の両方が多く供給されるという同時性によって生じている可能性がある。最後に、このような物件の価格や質による評価の異質性や地域による供給量の偏りは、時間が経つにつれて徐々に高まっている可能性があることも確認された。

1 データ

1.1 調査対象地域

本研究の調査対象地域は東京都世田谷区および杉並区の周辺であり、緑被率データの作成に使用する衛星画像は545の町丁を含む約131km²の範囲をカバーしている。分析対象地域は全体が非常に整備されており、農地や荒地、空地などはほとんど存在せず、エリア内の森林のほとんどは公園などの管理された人工林である。また、快適な住環境を維持するため、道路沿いの街路樹や建物周辺の植樹帯のような緑地が点在している。

1.2 緑地データ

本研究はMaxar Technologiesの高解像度光学衛星画像から緑地のGISデータを作成する。衛星画像の撮影日は2008年4月30日および2013年10月13日である。画像は青緑赤の可視帯と近赤外帯の4つのスペクトル帯を含み、1.5mの解像度で利用できる。本研究は赤波長領域(R)と近赤外領域(NIR)のスペクトル帯を使用し

てNDVI画像データを作成し、緑に覆われたエリアを抽出する。

NDVI値に基づいた判定では、緑地の種類(森林や田畑、街路樹など)までは特定することができないため、国土交通省「都市地域土地利用細分メッシュデータ」と組み合わせ、緑地をいくつかの種類に分類する。このメッシュデータは、衛星画像と現地調査に基づいて、土地を100mメッシュレベルで利用形態(田、農地、森林、宅地、道路、公園、河川など)ごとに分類している。本研究では、2009年および2014年のメッシュデータを、それぞれ2008年および2013年の緑被データと重ね合わせる。そして、メッシュデータにおいて土地利用区分が建物、道路、鉄道の場合、そのメッシュに重なる部分の緑を「散在する緑」と定義する。同様に、土地利用区分が農地・荒地・空地の場合は「農地や空地の緑」、河川・湖沼の場合は「水辺の緑」、森林・公園・公共施設の場合は「公園や公共施設の緑」として緑地を区分する。

また、分類手法による測定誤差の懸念に対応するため、本研究では代替的な分類方法を用いた頑健性の確認も行なう。

本研究では、建物周辺の散在する緑の量に注目した分析を行なう。都市緑地に関連する先行研究の多くは「緑地までの距離」と「緑地の量」という2つの異なる尺度を用いている。公園や森林などのまとまった緑の場合、その場所を訪れて利用するため、緑地までの距離が重要になる。それに対して、散在する緑は人々が移動して利用するものではなく、その存在による大気

質の改善や美しい景観が主要な価値となる。そこで本研究では、建物の重心座標を中心にドーナツ状の同心円バッファ(100m 間隔で最大500 m まで定義)を作成し、各バッファ内の各種緑の量を計測し、説明変数として使用する。

1.3 不動産データ

本研究は東日本レインズから提供された不動産取引データ(REINS データ)を使用する。REINS データには、加盟している不動産仲介業者が取り扱った売買および賃貸物件の契約情報が記録されており、物件の成約価格または賃料、成約日、建物の正確な住所およびさまざまな物件属性が含まれている。本研究は建物の住所を経緯度座標に変換し、この座標に基づいて不動産データを他の GIS データと接続して使用する。

分析には2006年から2015年までの10年間に分析対象エリアで取引された売買および賃貸マンションを使用する。緑被率は数年で大きく変化しないため、2008年と2013年の緑被データをそれぞれ2006年から2010年、2011年から2015年の物件データに接続する。正確な緯度経度が不明な物件、主要な属性が欠損している物件、価格や賃料が極端に高いもしくは低い物件、情報の誤入力疑いがある物件はサンプルから除外した。最終的に推計に用いる物件数は売買が1万7552件、賃貸が13万7851件である。各物件の属性として、部屋数、専有面積、築年数、所在階、建物階数、間取りの種類、建物構造の種類、所在地の用途地域などの情報が含まれている。

1.4 その他の制御変数

分析では不動産の取引価格に影響を与えうるさまざまな地域の特徴を制御する。物件周辺の人口動態の影響を制御するため、国勢調査の町丁レベルのデータを按分し、物件から半径500 m 以内の総人口、世帯数、20歳未満人口、65歳以上人口に関する変数を作成した。また、物件周辺の不動産市場の影響を制御するため、売

買物件と賃貸物件について、物件から半径500 m 以内の取引件数、平均価格または賃料、平均建物階数を作成した。加えて、各種政府統計から病院、学校、警察署、消防署、郵便局、公園、博物館、図書館、運動場、武道場、プール、役所、駅、バス停、主要道路、高速道路、東京駅(中心市街地)、多摩川の位置に関する GIS データを入手し、物件から各施設への最短距離を計算し、対数変換して制御変数として使用する。

2 分析手法

本研究ではヘドニック価格モデルを用いて、散在する緑の暗黙の限界価格を推定する。推定式は以下の通りである。

$$\ln(P_{iyms}) = \sum_{r=1}^5 \beta_r \text{Green}_{riyms} + X_{iyms} + Y_y + M_m + S_s + \varepsilon_{iyms} \quad (1)$$

ここで、 P_{iyms} は y 年の m 月に取引された町丁 s にある物件 i の名目価格または名目家賃である。 Green_{riyms} は、物件 i の中心から r 番目の同心円バッファ内の散在する緑の割合を表す。したがって、 β_r は r 番目のバッファ内の散在する緑の価値を捉えている。 X_{iyms} は物件の特徴、周辺地域の特徴およびまとまった緑の比率のような様々な特性を制御している。 Y_y および M_m はそれぞれ取引年および取引月の固定効果を表しており、不動産市場全体のトレンドを制御している。 S_s は町丁固定効果であり、各町丁に共通する文化や生活環境などのさまざまな観察不可能な特徴を制御している。この仕様により、不動産市場の動向を制御したうえで、同じ町丁内において散在する緑の割合が異なる場合の影響をとらえることができる。本研究では、2008年と2013年の売買物件と賃貸物件という4つのデータセットを用いて、(1)式を推定する。

3 分析結果

3.1 主要な結果

表1は主要な結果を示している。列(1)および(2)は売買物件のデータを用いて推計した結果を

表1—散在する緑の影響

	売買物件		賃貸物件	
	2008年 (1)	2013年 (2)	2008年 (3)	2013年 (4)
緑被率 (0-100 m)	0.251 *** (0.057)	0.204 ** (0.076)	0.055 * (0.027)	0.019 (0.024)
緑被率 (100-200 m)	-0.137 (0.093)	-0.092 (0.118)	0.019 (0.043)	-0.005 (0.042)
緑被率 (200-300 m)	-0.096 (0.116)	-0.159 (0.140)	0.036 (0.056)	0.043 (0.046)
緑被率 (300-400 m)	-0.270 * (0.136)	-0.189 (0.156)	-0.055 (0.060)	0.037 (0.055)
緑被率 (400-500 m)	-0.085 (0.152)	-0.324 (0.178)	-0.024 (0.080)	-0.100 (0.064)
物件の特徴	YES	YES	YES	YES
周辺地域の特徴	YES	YES	YES	YES
アクセス性の指標	YES	YES	YES	YES
その他の緑地割合	YES	YES	YES	YES
町丁固定効果	YES	YES	YES	YES
年固定効果	YES	YES	YES	YES
月固定効果	YES	YES	YES	YES
観測数	7,872	9,680	42,165	89,548
調整済み決定係数	0.9466	0.9485	0.9177	0.9111

注) *, **, ***は、それぞれ5%、1%、0.1%水準で係数が統計的に有意であることを示している。括弧内は町丁レベルでクラスタ内相関を補正する頑健標準誤差を示している。

示しており、物件から100m以内の散在する緑は売買価格を有意に上昇させることがわかる。それに対して、物件から100m以上離れた散在する緑は売買価格にほとんど有意な影響を与えていない。この結果は、先行研究の結果と一致しており、散在する緑は利用するためにアクセスするものではないため、日常的に目につきやすい場合に高く評価されることを示唆している (Donovan and Butry 2010; Tsurumi et al. 2018)。列(3)および(4)は賃貸物件のデータを用いた推計結果を示している。2008年のデータを用いた列(3)の結果は、物件から100m以内の散在する緑は家賃をわずかに上昇させることを示しているが、2013年のデータを用いた列(4)の結果は、どの距離帯の散在する緑も家賃に有意な影響を与えないことを示している。

主要な結果は、平均的な住宅価格で計算した場合、物件から100m以内の散在する緑が10%ポイント増加すると、売買マンションの価格が約2%から2.5% (74万円から93万円) 増加す

ることを示している。ミネソタ州の緑地を分析した Sander et al.(2010) は、建物から100m以内の緑被率が10%ポイント増加すると住宅価格が平均的に約0.48%増加すると報告している。本研究が推定した影響が先行研究と比較して大きいのは、高度に都市化され緑地の乏しい地域を対象としているため、緑地の価値が高いことを反映している (Siriwardena et al. 2016)。さらに、われわれの調査地域は人口密度や交通量が多いため、騒音や公害を軽減する木や草の価値が高いかもしれない (Perino et al. 2014)。

公園や都市林などのまとまった緑地を対象とした先行研究においては、住宅に近すぎる緑地は住宅価格に負の影響を与えるか、有意な影響を与えないという結果が得られる場合もある (Pandit et al. 2013; Stromberg et al.

2021)。住居がまとまった緑地に近すぎる場合、騒音の増加や治安の悪化、不快な動物や昆虫の存在といった負の影響が生じるため、資産価値が低下する可能性がある。それに対して、散在する緑はそのような負の影響を発生させにくい、より近いことが重要であるのかもしれない。

主要な結果は、賃貸物件は売買物件よりも散在する緑の影響を受けにくいことを示している。売買物件と賃貸物件の反応が異質であることについては、いくつかの説明が可能である。まず、売買物件と賃貸物件の立地が異なることによる影響が考えられる。次に、建物の構造や内装が売買物件と賃貸物件で異なっている可能性がある。あるいは、社会経済的地位や家族構成といった居住者の特性の違いが、物件の利用可能性や嗜好の異質性に繋がっている可能性もある。これらの売買と賃貸物件の異質性については、Kuroda and Sugawara (2023) で詳細な分析と考察を行なっている。

3.2 頑健性の確認

主要な結果の頑健性を確認するため、推定仕様や分析用サンプル、変数の定義を変更した分析を行なった。紙面の都合上、特に重要な結果の概要のみを報告する。

まず、主要な結果がサンプルの変更に敏感でないことを確認するために、価格および家賃の上位5%と下位5%を除外したサンプル、10階建て以上の大型マンションを除外したサンプル、2008年と2013年に取引された物件のみを含むサンプルなどを使用した推定を行ない、すべての結果が主要な結果と一貫していることを確認した。また、約500mの距離を隣接の閾値と定義し、距離の逆数を用いて空間重み行列を作成し、空間誤差モデルを用いた推定を行なった。その結果はOLS推定結果とほぼ一致しており、空間的依存性が結果に重大な影響を与えないことを確認した。加えて、多重共線性の問題を考慮して、距離帯ごとに別々の推定式を用いて散在する緑の影響を推定した。その結果もまた主要な結果と一貫しており、各距離帯の散在する緑の相関は深刻な影響を及ぼさないことがわかった。

また、散在する緑の測定誤差という懸念に対処するため、代替的な手法で識別された緑地データを用いた分析を行なった。まず、森林や公園のようなまとまった緑地を散在する緑と誤認する可能性を考慮し、緑被データのポリゴンの面積が1万㎡以上となっている散在する緑を除外した推定を行なった。次に、まとまった緑地に隣接した散在する緑を除外した分析を行なった。これらの結果はいずれも主要な結果と一致しており、まとまった緑地と散在する緑の混同によって主要な結果が導出されていないことが確認された。

さらに、主要な分析で使用した100mメッシュの土地利用データの代わりに、国土地理院「数値地図（デジタル地図）」に基づいて散在する緑を識別した。数値地図に基づいて、公園や公的施設、森林、河川などを視覚的に確認し、

散在する緑の代替的な定義を作成した。さらに、この手法によって作成されたデータにおいても、ポリゴンの面積が1万㎡以上である散在する緑を除外した推定を行なった。これらの結果も主要な結果と一致しており、散在する緑の定義の変更に対して主要な結果が頑健であることが確認された。

最後に、建物のポリゴンデータを使用し、建物の周辺5m以内の散在する緑を「建物周辺」、それ以外を便宜上「道路沿い」の緑地と定義し、それぞれの影響について分析した。結果として、主要な変数の係数の大きさは同程度であった。建物から離れた緑地が物件価格に有意な影響を及ぼしているという結果は、緑豊かな庭を持つ高価な物件によって主要な結果が導かれているわけではないということを強調している。また、建物周辺の緑は私有地に、それ以外の緑は公有地にある可能性が高いことを考えると、人々は緑の供給者を区別していない可能性が示唆される。

3.3 異質性の分析

表2はサブサンプル分析の結果を示している。列(1)および列(2)は、価格・家賃の中央値でサンプルを分割した結果を示しており、売買・賃貸ともに高価格帯の物件ほど散在する緑の影響を強く受けていることがわかる。興味深いことに、全サンプルを用いた分析では2008年のほうが散在する緑の影響が大きかったが、サブサンプル分析では2013年のほうが大きな影響を受けている。この結果は、徐々に居住地の選別や住み分けが進み、緑地を気にする高所得層とそうではない低所得層の二極化が進んでいるためかもしれない。列(3)および(4)は、部屋数がワンルームとそれ以外の物件でサンプルを分割した推定結果を示している。その結果、2部屋以上ある物件は散在する緑の影響を受けるが、ワンルーム物件は対象年や売買・賃貸に関わらず有意な影響を受けないことがわかる。これは、より質の高い住宅に住む高所得者ほど緑地を評価すると

表2—サブサンプル分析

	価格・家賃		部屋の数		高速道路からの距離		東京駅からの距離	
	高い (1)	低い (2)	多い (3)	少ない (4)	遠い (5)	近い (6)	遠い (7)	近い (8)
パネルA: 売買 (2008)								
緑被率 (0-100 m)	0.211 ** (0.065)	0.177 * (0.084)	0.288 *** (0.060)	0.187 (0.127)	0.098 (0.078)	0.397 *** (0.082)	0.291 *** (0.074)	0.133 (0.087)
500m以内の平均緑被率 (%)	18.2%	16.5%	18.1%	15.1%	17.9%	16.8%	20.8%	13.9%
観測数	3,936	3,936	5,828	2,044	3,936	3,936	3,936	3,936
調整済み決定係数	0.8567	0.8835	0.9172	0.9291	0.9444	0.9435	0.9387	0.9468
パネルB: 売買 (2013)								
緑被率 (0-100 m)	0.297 *** (0.071)	0.030 (0.113)	0.183 * (0.084)	0.105 (0.144)	0.097 (0.122)	0.321 ** (0.102)	0.278 ** (0.096)	0.068 (0.122)
500m以内の平均緑被率 (%)	14.9%	13.2%	14.8%	12.3%	14.5%	13.6%	16.2%	11.8%
観測数	4,840	4,840	6,663	3,017	4,837	4,843	4,838	4,842
調整済み決定係数	0.8326	0.9013	0.9089	0.9332	0.9468	0.9455	0.9453	0.9464
パネルC: 賃貸 (2008)								
緑被率 (0-100 m)	0.075 (0.042)	0.034 (0.025)	0.087 (0.053)	0.028 (0.026)	0.073 * (0.033)	0.040 (0.042)	0.055 (0.036)	0.032 (0.043)
500m以内の平均緑被率 (%)	16.0%	16.5%	17.5%	15.8%	16.7%	15.7%	19.4%	13.1%
観測数	20,927	21,238	9,778	32,387	21,082	21,083	21,082	21,083
調整済み決定係数	0.8985	0.6013	0.9214	0.8699	0.9120	0.9245	0.9223	0.9156
パネルD: 賃貸 (2013)								
緑被率 (0-100 m)	0.089 ** (0.033)	0.005 (0.028)	0.118 ** (0.039)	-0.015 (0.026)	0.022 (0.036)	0.029 (0.032)	0.038 (0.027)	-0.019 (0.044)
500m以内の平均緑被率 (%)	13.2%	13.5%	14.2%	13.1%	13.9%	12.8%	15.5%	11.2%
観測数	43,831	45,717	19,341	70,207	44,773	44,775	44,774	44,774
調整済み決定係数	0.8789	0.6497	0.9123	0.8740	0.9083	0.9156	0.9150	0.9081
制御変数および固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注) *, **, ***は、それぞれ5%、1%、0.1%水準で係数が統計的に有意であることを示している。括弧内は町丁レベルでクラス内相関を補正する頑健標準誤差を示している。制御変数および固定効果は主要な分析と同様である。

いう列(1)および列(2)の結果と一貫している。

列(5)および列(6)は、高速道路までの距離の中央値で分割したサブサンプルを用いた推定結果を示しており、高速道路に近い売買物件は散在する緑の影響を非常に強く受けていることがわかる。価格や部屋数のサブサンプルで得られた結果とは逆に、安価で質の低い物件ほど高速道路に近い場所に位置している傾向があるため、散在する緑による視覚的効果（景観やリラックス効果）よりも、公害や騒音の軽減効果が評価されていると解釈することができる。つまり、同じ散在する緑であっても、場所によって評価される側面が異なることがわかる。

列(7)および(8)は、サンプルを東京駅からの直線距離の中央値で分割した推定結果であり、東京駅から遠い売買物件のみ、散在する緑から有意な正の影響を受けていることがわかる。この

結果は、人口密度が高く緑が少ない地域ほど緑地が高く評価されるという先行研究の結果とは逆である。これは、居住者の属性や選好の違いによって説明できる可能性がある。より健康リスクの高い人、良い住環境を好む人、同じ場所に長く住む人などは緑を高く評価する傾向がある。また、東京駅に近いほど付近は緑が少なく、住環境は悪いが、より若く健康で転居しやすい学生や労働者、都市の利便性を好む人が多く住む傾向がある。したがって、この結果は、緑の少ない中心市街地付近では緑の価値が高くなるが、緑を好む人は中心市街地から離れた場所に住むという、相反する2つの効果によるものかもしれない。

3.4 居住環境と家の質の考慮

より良質な地域ほど良質な住居が供給される

可能性を考慮するため、価格や家賃の代わりに物件の質や近隣のアメニティを測る変数を被説明変数とした推定も行なった。物件の部屋数および専有面積を被説明変数とした推定の結果から、100m 以内の散在する緑が増えるほど物件の規模が大きくなることが明らかになった。主要な結果とは異なり、これらの推計では売買と賃貸の両方で有意な影響が確認された。したがって、より大きく、より広く、より質の高い住宅は、より緑豊かな地域に建てられる傾向があるため、主要な分析における散在する緑の価値は過大評価されている可能性がある。しかし、興味深いことに、散在する緑は売買物件と賃貸物件の両方の品質を高めるが、価格に影響するのは売買物件のみである。散在する緑は、売買契約においては評価されるが、賃貸契約では評価されない可能性がある。さらに、売買および賃貸どちらにおいても、2008年よりも2013年のほうが散在する緑と住宅の質の関係が強くなっている。この知見は、環境ジェントリフィケーションが起きている可能性を示唆している。

4 議論

本研究の結果は、街路樹や植樹帯などの散在する緑が住宅価格を有意に上昇させることを示している。政策立案者や都市計画者は、都市部に散在する緑の増加や改善に注力することで、資産価値の向上というメリットを得ることができる可能性がある。また、都市の資産価値の向上は、民間投資を誘発するため、さらなるプラスの影響が生じるかもしれない。特に東京のような都市部では、すでに使用されている土地を緑地化するために高いコストがかかるため、あまり土地を必要としない散在する緑の設置を検討することは有益である。

ただし、費用対効果を考える際は、いくつかの点に注意する必要がある。第一に、主要な結果は潜在的な測定誤差や交絡因子の問題に過大評価されている可能性がある。第二に、散在する緑には庭木や芝生のように私的に供給される

緑も含まれるため、公共緑地の価値はそれらを差し引いて考える必要がある。第三に、樹木や草の種類によって、植樹や管理にかかるコストが大きく異なる可能性がある。第四に、散在する緑の効果は距離に比例して減少する。最後に、先行研究で指摘されているように、緑地が過剰になると負の影響が生じる可能性がある。

また、高価で大きな物件は緑地によってその価値が大きく変動するのに対し、安価で小さな物件はほとんど影響を受けず、さらにこの傾向は時間の経過とともに強くなる可能性があることが示唆された。近年の都市の公共政策に関する研究では、環境アメニティへの不平等なアクセスや、環境ジェントリフィケーションの問題が注目されている (Melstrom and Mohammadi 2022)。都市部では、人々は騒音や公害による負の効果と、商業施設や文化資産などのさまざまなアメニティへのアクセスによる正の効果との間のトレードオフに直面する。富裕層は、都市の最も緑豊かな地域に住むことで、都市生活の負の面を打ち消すことができるが、貧困層にはそのような選択肢がない場合もある。都市の緑化戦略は、富裕層や企業の視点からは成功しても、社会的弱者を排除することになりかねない。また、高所得者が環境財への選好を示せば、より豪華な新規開発が行なわれ、地価が高騰し、消費量が多く環境に悪影響を与える高所得者層が良い環境を享受し、環境悪化に関与しにくい低所得者層が苦しむという環境不公平が拡大するかもしれない。

本研究で使用したデータからも、売買物件においては、緑地などの環境アメニティが整った地域において高額な住宅の取引が増加傾向にあることが確認できる。これは、良質な環境に居住するためのコストが徐々に上昇していることを意味する。都市の緑は、住みやすい、空気が綺麗、気温が快適といった外部性を持つため、自治体によって供給・管理される。したがって、生活コストや緑の偏在を見過すと、公共財である良質な環境に対する不平等なアクセスが懸

念される。そのため、都市計画者は生態系の持続可能性だけでなく、社会的な持続可能性も守る都市戦略を立てることが求められる。地理的に集中しがちな大規模な都市緑地ではなく、小規模で散在する緑の設置は、その一つの解決策となり得る。あるいは、手頃な価格の住宅の提供など、補完的な反ジェントリフィケーション戦略も有効かもしれない (Franco and Macdonald 2018)。

5 結論

本研究は発展した都市部に焦点を当てているため、本研究の結果を政策に应用する際には注意が必要である。また、毎年同じ季節に撮影された衛星画像に基づく緑地のパネルデータを使用し、緑被率の変化を考慮した分析を行なうことも重要だろう。さらに、行政データなどを利用して公的な緑と私的な緑を区別することは、より政策的に有意義な発見をもたらす可能性がある。

散在する緑に対する個人レベルの選好の異質性を分析することは、本研究の限界かつ今後の課題である。本研究では、物件データを用いたヘドニック価格モデルを使用しているため、散在する緑に対する平均的な支払い意思額しか明らかにされていない。加えて、成約した住宅価格と家賃を使用しているため、住民の潜在的な選好と実際の支払い能力を区別できていない点に留意する必要がある。さらに、本研究では自宅の周辺にある散在する緑の影響に注目したが、緑の利用頻度や通勤経路、生活圏のような個人レベルのデータを利用することで、散在する緑がもたらす詳細な影響について理解することは重要だろう。どのような特徴を持った個人が散在する緑の恩恵を受けるのか、あるいは散在する緑を高く評価するのかを明らかにすることは、今後の重要な課題である。

注

1) 本稿は Kuroda and Sugawara (2023) に基づくも

のである。データに関する詳細な説明や、一連の頑健性の確認、および補足的な情報や分析については、本論文を参照にされたい。

参考文献

- Donovan, G.H., and D. T. Butry (2010) "Trees in the City: Valuing Street Trees in Portland, Oregon," *Landscape and Urban Planning*, Vol. 94, pp.77-83.
- Franco, S.F., and J. L. Macdonald (2018) "Measurement and Valuation of Urban Greenness: Remote Sensing and Hedonic Applications to Lisbon, Portugal," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.72, pp.156-180.
- Kuroda, Y., and T. Sugawara (2023) "The Value of Scattered Greenery in Urban Areas: A Hedonic Analysis in Japan," *Environmental and Resource Economics*, Vol.85(2), pp.523-586.
- Melstrom, R.T., and R. Mohammadi (2022) "Residential Mobility, Brownfield Remediation, and Environmental Gentrification in Chicago," *Land Economics*, Vol.98, pp.62-77.
- Pandit, R., M. Polyakov, S. Tapsuwan, and T. Moran (2013) "The Effect of Street Trees on Property Value in Perth, Western Australia," *Landscape and Urban Planning*, Vol.110, pp.134-142.
- Perino, G., B. Andrews, A. Kontoleon, and I. Bateman (2014) "The Value of Urban Green Space in Britain: A Methodological Framework for Spatially Referenced Benefit Transfer," *Environmental and Resource Economics*, Vol.57, pp.251-272.
- Sander, H., S. Polasky, and R.G. Haight (2010) "The Value of Urban Tree Cover: A Hedonic Property Price Model in Ramsey and Dakota Counties, Minnesota, USA," *Ecological Economics*, Vol.69, pp.1646-1656.
- Siriwardena, S.D., K. J. Boyle, T. P. Holmes, and P. E. Wiseman (2016) "The Implicit Value of Tree Cover in the U.S.: A Meta-analysis of Hedonic Property Value Studies," *Ecological Economics*, Vol.128, pp.68-76.
- Stromberg, P.M., E. Öhrner, E. Brockwell, and Z. Liu (2021) "Valuing Urban Green Amenities with an Inequality Lens," *Ecological Economics*, Vol.186, 107067.
- Tsurumi, T., A. Imauji, and S. Managi (2018) "Greenery and Subjective Well-being: Assessing the Monetary Value of Greenery by Type," *Ecological Economics*, Vol.148, pp.152-169.
- Wolch, J.R., J. Byrne, and J. P. Newell (2014) "Urban Green Space, Public Health, and Environmental Justice: The Challenge of Making Cities 'Just Green Enough'" *Landscape and Urban Planning*, Vol.125, pp. 234-244.

働き方の多様化と住宅市場の変化に関する研究

石井健太郎・小谷将之

はじめに

2023年5月5日にWHOがCOVID-19の緊急事態宣言の終了を発表し、日本でも同月8日に感染法上の扱いが5類に移行され終息に向かいつつある。しかし、今回のパンデミックによって健康面・経済面だけでなく、生活面においてもさまざまな変化が生じた。その中の1つとして在宅勤務（WFH：Work From Home）が挙げられる。

日本においてWFHは以前から働き方改革などにより導入が進みつつあったが、コロナ禍を契機に浸透が進んだ。国土交通省の「令和4年度テレワーク人口動態調査」によると、2022年の全就業者における雇用型テレワーカーの割合は26.1%と2019年の14.8%から大きく上昇した。特に首都圏では、2019年の18.8%から2022年は39.6%と上昇し、2022年全国平均の26.1%と比べてもWFH割合が大きくなっている。

後ほど詳細に検討するが、WFHが進むことにより通勤日数が減少することで、日常に占める通勤に要する時間が短くなり、金銭面だけでなく時間的・心理的な通勤費用の減少につながる。そのため、今までは都心部に近い居住地への選好が高かった家計も、都心部から距離が離れた地点への選好が高まることが考えられる。このような背景から都心部からの距離に応じた住宅の価格勾配は平坦化することが考えられ、つまりはWFHの普及によって居住地の外延化が進む可能性がある。また、自宅内で仕事を行

なう機会が増加するため、これまでよりも居住スペースを確保することも想定され、より広い住宅への選好が高まる可能性もある。このようにWFHの普及により、通勤時間や住宅機能に対する家計の選好は多様化し、居住する不動産の選択が大きく変化していたことが考えられる。

一方、コロナ禍においては、感染リスクの増加が居住地の選択に影響を与えていたことも考えられる。鉄道通勤による感染リスクを想定すると、家計は金銭的・時間的な通勤費用に加えて、COVID-19の感染による機会損失を考慮して居住地を決定していた可能性がある。通勤時間が長くなることで他の利用者との接触が増加し、感染リスクも上昇するため、都心から遠い地点ほど機会費用は上昇する。したがって、住宅の価格勾配はより傾きが急になり、都心からの近接性を重視した行動をとることが考えられる。

COVID-19の流行により引き起こされたこのような住環境の変化を踏まえ、本稿¹⁾では、都心で働く人々の通勤時間および面積など住宅の機能に対する選好の変化を定量的に検証する。

先行研究

日本国内において、居住用賃貸不動産を対象としてCOVID-19の流行やWFHの普及が市場価格へ与えた影響に関する研究は、筆者らが調べたところまだ見られていないが、鈴木ほか（2021）では首都圏における居住用住宅に対する資料請求状況からCOVID-19の第一波を対象として潜在的な住宅への選好の違いを測定し



いしい・けんたろう
1994年埼玉県生まれ。日本大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得退学。現在、大和不動産鑑定株式会社リサーチ＆マーケティング部。共著論文：「ヘドニック法による設備の評価」『資産評価政策学』19巻2号（通巻38号）ほか。



こたに・まさゆき
1981年神奈川県生まれ。日本大学大学院博士後期課程、博士（経済学）。公益財団法人日本住宅総合センターを経て、現在、豊田通商株式会社調査室。共著論文：「鉄道・道路整備の広域的效果分析」『都市住宅学』（2022）など。

ている。同研究によると、住宅の見直しに対する関心の高まりから、外出自粛期間は売買不動産の資料請求量は増加がみられたことがわかった。また、都心への乗車時間が45分以上の中古物件や延べ床面積が100-150㎡以上の物件などに対して関心が高まっていたとし、一部では従来の選好とは異なる傾向も見られたとしている。

海外における研究であるAlthoff et al.(2022)では、COVID-19の影響でWFHが増加すると、ビジネス・ワーカーが賃料の高い都市を離れ、生活費が安く住宅機能が充実した地域に移る可能性があり、それにより大都市での消費者サービス業が打撃を受けるのではないかという仮説の下、Rosen-Robackモデルを使用してこのことを研究している。同研究によると、WFHは人口密度の高い都市でより多く実施されているということが判明し、大都市で働くビジネス・ワーカーが、WFHによってもともと居住していた都市を離れる可能性が高いこともわかった。この結果、ビジネス・ワーカーがかつて生産的であった都市を離れ、より混雑の少ない郊外へ移動することで、都市においては、移動した労働者の分の需要が減少し消費者サービス業の賃金が低下するということが予測された。

Brueckner et al. (2021)では、COVID-19によって普及したWFHが住宅市場に与える影響を都市間モデルおよび都市内モデルの両側面からヘドニックアプローチを用いて実証的に明らかにしている。同研究では、WFHによって仕事を変えずに、労働者が自由に住む場所を変えることができるようになった結果、高い生産力

を持つ地域の住宅価格や家賃に下落圧力がかかるという理論的予測が確認された。また、WFHによって労働者が通勤をする必要がなくなり、通勤コストが減少するため住宅価格勾配が平坦化、つまり都心と郊外の住宅価格の差が小さくなるということも確認された。本稿では、同研究のWFH indexを参考に、首都圏の潜在的なWFHの可能性を表す指数を作成し、推計モデルに含めた。

WFH 指標について

WFHの可能性が高い地域は就業している産業の相対的に高い賃金水準を反映して居住コストが高い傾向になるため、こうした違いは感染拡大時における住宅市場の変化に違いを生じる可能性がある。そこで、この違いを検討するために、Brueckner et al. (2021)を参考に(1)式で定義する市区町村ごとのWFH指標を作成し推計モデルに含めた。

$$WFH_c = \sum_{j \in J} s_{jc} WFH^j \quad (1)$$

ここで添字のc、jはそれぞれ市区町村と産業区分を表す。 s_{jc} はある市区町村cにおける産業jの就業者シェアであり、市区町村cにおける産業jの就業者数÷市区町村cの全就業者数として定義される。 WFH^j は産業jの在宅ポテンシャルであり、産業ごとの在宅勤務率を採用する。したがって、市区町村cのWFH指標である WFH_c は、産業の就業者シェアで加重平均したWFH率として計算する。

WFH指標の計算に使用したデータは、就業

者数には2020年の国勢調査の産業大分類就業者数(常住地)を用いた。また、産業ごとのWFH率には国土交通省『テレワーク人口動態調査』2019年～2021年の「業種別雇用型テレワーカーの割合」を用いた。

Brueckner et al. (2021) では、WFHポテンシャルが高くかつ生産性が高い地域は、相対的に住宅価格などの居住にかかるコストが高く、通勤時間を短縮することの代替として都心近くに居住していた層が、実際にWFHが導入・普及することで通勤時間を考慮する必要がなくなり、より広く低価格で居住できる地域に転居することが考えられるとした。その結果、都心近くの高価格帯の住宅市場の価格は下落圧力にさらされることを、理論と実証の両面から検証した。同様の变化が日本においても観測されるならば、上記のWFH指標の高い地域、すなわちWFHポテンシャルの高い地域は、WFHが普及したCOVID-19の拡大後に価格の下落圧力を観測すると考えられる。

本稿でも、以前からWFHを実施できる労働者が多い地域ほど、コロナ禍によるWFH促進の影響が大きいことが考えられ、その効果を測定するためにモデルに含めた。

理論モデル

本稿では単一中心都市モデルを援用し、WFHの普及、COVID-19感染リスク拡大が住宅賃料に与える影響を考察する。はじめに基本的な単一中心都市モデルを定式化すると、家計の効用関数は下記の式となる。

$$u = u(z, h) \quad (2)$$

z は価値基準財、 h は住宅面積などの住宅サービスの消費量を表す。この家計の予算制約は(3)式となる。

$$y - T(x) = z + R(x)h \quad (3)$$

ここで y は中心業務地区(以下、CBDと表記)での所得、 x はCBDから住宅までの距離を表し、 $T(x)$ は x 地点に住む家計の通勤費である。また $R(x)$ は x 地点での住宅賃料を表す。 x 地

点に住む家計の住宅面積に対する付け値は下記となる。

$$R^* = \frac{y - T(x) - z(y - T(x), \bar{u})}{h} \quad (4)$$

$z(\cdot)$ は価値基準財の需要関数を表し、効用水準が $\bar{u}$ で一定の下での価値基準財の需要は立地(x)によって決まる。賃料の距離勾配は(5)式となり、CBDからの距離が遠いほど付け値賃料は下落することとを表す。

$$\frac{\partial R^*}{\partial x} = -\frac{T'}{h} < 0 \quad (5)$$

仮に通勤費が距離に関して線形であれば、 $T(x) = tx$ と表すことができる。ここで t は1km当たりの通勤費であり、このときの賃料の距離勾配は(6)式になる。

$$\frac{\partial R^*}{\partial x} = -\frac{t}{h} < 0 \quad (6)$$

以上が本稿で想定する単一中心都市モデルであり、次に感染リスク増加による家計の居住地選択に与える影響を考える。労働に関して感染する場面は、「就業地への移動中」と「就業中」の2つが考えられるが、本稿では家計の立地選択について内生的と考えられる前者の「就業地への移動中」を想定する。また、首都圏を分析対象とするため、自動車や自転車での通勤は考えず、鉄道利用での通勤を考える。以上から、主に考察の対象とするのは、鉄道によって通勤する家計が、通勤時の感染リスクの増加によってどのように行動を変化させるか、という点に限定する。

さらに、1週間当たりの通勤回数は家計が自ら選択できないと仮定し、労働者は所与の通勤回数の下で立地(x)を決める。前述では家計が直面する1km当たり通勤費 t は主に金銭的費用を示したが、ここでは家計は金銭的通勤費(c)に加え、感染症に罹患することによる機会損失($\mu(d(x), \delta, w)$)を考慮して立地(x)を決定する状況を想定する。ここで $d(x)$ は x 地点から通勤する労働者がCBDまでに接触する通勤者の数を、 δ は鉄道で通勤することによる感

染リスクを、 w は家計の賃金水準を表す。また、各変数について、以下を仮定する。

$$\frac{\partial d}{\partial x} > 0, \frac{\partial \mu}{\partial \delta} > 0, \frac{\partial \mu}{\partial d} > 0 \quad (7)$$

(7)式の1つ目は居住地がCBDから離れるほど通勤時に接触する通勤者の数が増加することを表す。2つ目は感染リスクが増加すると機会費用が高まることを表す。3つ目は接触する通勤者の数が増えると機会費用が高まることを表す。以上のことから、(8)式を示すことができる。

$$\frac{\partial \mu}{\partial x} = \frac{\partial \mu}{\partial d} \cdot \frac{\partial d}{\partial x} > 0 \quad (8)$$

すなわち、CBDから遠くに住むほど機会費用が高まる。以上を基に、通勤費($T(x)$)を(9)式のように修正する。

$$T(x) = t(c, \mu(d(x), \delta, w))x \quad (9)$$

ここで(10)式を得ることができ、感染リスク(8)が高まると通勤費が高まることがわかる。

$$\frac{\partial T}{\partial \delta} = \frac{\partial t}{\partial \mu} \cdot \frac{\partial \mu}{\partial \delta} > 0 \quad (10)$$

以上の設定から、(4)式の x 地点における家計の付け値関数は、

$$R^* = \frac{1}{h} \{y - t(c, \mu(d(x), \delta, w))x - z(y - t(c, \mu(d(x), \delta, w))x, \bar{u})\} \quad (11)$$

と修正することができる。また、通勤中の鉄道内における感染リスクの増加による住宅賃料勾配への影響は(12)式となる。

$$\frac{\partial}{\partial \delta} \left(\frac{\partial R^*}{\partial x} \right) = \frac{\partial}{\partial \delta} \left(-\frac{t(\delta)}{h} \right) = -\frac{1}{h} t_\delta < 0 \quad (12)$$

すなわち感染拡大は、通勤の機会費用(μ)上昇を通じて、住宅の賃料勾配にマイナス、つまりはより急勾配にする影響を与える。したがって、居住人口が一定であるとすれば、よりCBDに近い住宅地で家賃が上昇、すなわちより近接性を重視する行動が最適となることがわかる。ここから、「感染リスクの増加は、都市サイズを縮小・高密度にする」ということが導

き出される。これは、通勤回数を所与としたときに通勤に長い時間を費やすことによる感染リスクの増加を避けるために、より職場への近接を志向する家計が存在することを示唆する。また、ここでは考慮していないが、中心地への近接によってCBD付近の混雑が高まることで効用への下方圧力が生じる可能性が考えられる。実際は、CBD近接による感染リスクの低下と混雑による効用の低下や居住地での感染リスクの上昇が限界的なところで一致する点が均衡になると考えられる。

次に、WFHの普及を考えると、通勤費用の減少として定式化することができる。極端なケースとして都市への通勤がまったく不要になる状況を想定すると、 $t=0$ となることから、住宅賃料勾配は $\partial R/\partial x = -t/h = 0$ となり、完全に平坦になる。つまり、家計は都市からの距離に関係なく、どこに住んでも同じだけの所得と効用を得られる状況が実現する。実際には部分的なテレワークにとどまっていることがほとんどであり、理論的にはフルリモートやWFHの廃止など両極端なケースの中間的な状況表現すべきである。そこで、本稿ではWFHの割合パラメータ γ を想定する形で理論を拡張する。感染リスクの検討時と同様、出勤する頻度は家計が選択することはできず、所与であると仮定する。この仮定は通勤の観点による転職などを想定しないことを意味する。

WFH割合を考慮した通勤費を次のように修正する。

$$T(x) = (1 - \gamma)tx \quad (13)$$

すなわち、1週間の通勤費は通勤費単価に通勤割合($1-\gamma$)を掛け合わせたものとして表現する。上記からWFH割合と通勤費の関係に関して(14)式を得る。

$$\frac{\partial T}{\partial \gamma} = -tx < 0 \quad (14)$$

WFHの割合が増加すると通勤費は減少する。つまりWFHの拡大は、その他条件を一定とすれば家計の通勤費を下げる効果を持つ。

以上の設定から、(4)式の x 地点における家計の付け値関数は、

$$R^* = \frac{1}{h} \{y - (1 - \gamma)tx - z(y - (1 - \gamma)tx, \bar{u})\} \quad (15)$$

と書き表すことができる。また WFH の普及による住宅賃料勾配への影響は(16)式となる。

$$\frac{\partial}{\partial \gamma} \left(\frac{\partial R^*}{\partial x} \right) = \frac{\partial}{\partial \gamma} \left(-\frac{\gamma t}{h} \right) = \frac{t}{h} > 0 \quad (16)$$

すなわち、WFH の普及は、通勤回数の減少を通じて、住宅の賃料勾配にプラス、つまり、より平坦化にする影響を与え、都市サイズを拡大し低密度にする。

最後に、(9)式および(13)式を同時に考慮することで住宅の付け値賃料および感染拡大と WFH の普及を同時に考慮した通勤費を下記のように表現できる。

$$R^* = \frac{1}{h} \{y - T(x) - z(y - T(x))\} \quad (17)$$

$$T(x) = (1 - \gamma)t(c, \mu(d(x), \delta, w))x \quad (18)$$

これらのモデルを用いることで、感染リスクパラメータ δ および WFH パラメータ γ を用いた比較静学などを統一的に分析することができる。ヘドニックモデルでは、感染リスクとしてコロナ前後ダミーを採用する他、住宅が属する市区町村の WFH 水準を考慮する。感染リスクの拡大による影響は、CBD への近接を促し、WFH の普及は郊外立地を促すことがわかる。

定量分析

本稿では、東日本不動産流通機構の賃貸マンションの取引データを使用した。分析の対象は2011年1月から2021年10月までの期間に成約に至った取引とし、対象のエリアは、「東京都」と「1都3県」（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）の区分で推計を行なった。

(19)式の推計モデルについてヘドニックアプローチに基づいた回帰分析を行なう。

$$\begin{aligned} \ln \text{RENT}_i = & \alpha + \beta_1 \text{COVID19}_i + \gamma_1 \text{CBD}_i \\ & + \gamma_2 \text{CBD}_i^2 + \delta_i \text{Floor}_i + \theta_1 \text{WFH}_c \\ & + \gamma_3 \text{CBD}_i \times \text{COVID}_i + \gamma_4 \text{CBD}_i^2 \\ & \times \text{COVID}_i + \delta_2 \text{Floor}_i \times \text{COVID}_i \\ & + \theta_2 \text{WFH}_c \times \text{COVID}_i + \\ & \text{MEASURES}_i + \sum_k \mu_{k, i} x_{k, i} + \epsilon_i \end{aligned} \quad (19)$$

ここで添字 i は観測個体である個々の住宅を表しており、 $\ln \text{RENT}_i$ は賃料価格の対数値、 CBD_i には「CBD までの時間」と「CBD までの距離」の2種類を用いて、それぞれ1次関数モデルと2次関数モデルで推計を実施した。 COVID19_i はコロナ後ダミーとして、国内で拡大しはじめたと考えられる2020年4月1日以降を1とした。 Floor_i は専有面積、 WFH_c は住宅 i が属する市区町村 C の WFH 指標とした。 MEASURES_i は都道府県ごとに発令された緊急事態宣言と蔓延防止措置の2種類を対象としてダミー変数を作成してモデルに含めた。

コロナ禍による経済の停滞や消費支出の減少から平均的に賃料への支払い意思額は低下したと思われるため、推定された COVID19_i の係数はマイナスになることが予想される。コロナ後では、通勤時の感染リスクによって勤務地への近接性に対する需要は増加したことが考えられるが、一方で WFH の増加により近接性への支払い意思額は低下し、面積などの住宅性能に対しての需要が増加した可能性もある。WFH による近接性への支払い意思額の低下が大きければ CBD_i と COVID19_i の交差項の符号はプラスに、感染リスクへの懸念の影響がより大きければマイナスになることが考えられる。情報通信業や専門・技術サービス業など WFH 指標が高い業種は相対的に所得も高くなる業種であり、この指標が高い市区町村ほど高所得な家計により賃貸されるため、 WFH_c はプラスとなることが考えられる。また、先行研究と同様に首都圏においても WFH 指標が高い地域ほど COVID-19 の影響が大きい場合、 WFH_c と COVID19_i

表 1—その他使用した変数

ln 賃料	賃料+管理費+共益費の対数値
CBD 時間	最寄り駅から CBD 駅までの時間に (60÷便数) を加えた値
CBD 距離	最寄り駅から CBD 駅までの距離の値
建物面積	専有面積+バルコニー面積+専用庭面積
緊急事態宣言ダミー	物件所在地の都道府県に緊急事態宣言が発令されていれば 1 をとるダミー変数
蔓延防止措置ダミー	物件所在地の都道府県に蔓延防止等重点措置が発令されていれば 1 をとるダミー変数
CBD 賃金	CBD に設定した市区町村の平均賃金
最終駅ダミー	最寄り駅が沿線の最終駅であれば 1 をとるダミー変数
金銭的成本	1 カ月の定期料金÷CBD 時間の値
築年数	建築年から登録年までの年数
駅までの時間	駅までの時間 (バスを使用する場合は停歩分+バス分) の値
所在階比率	所在階÷総階数の値
総階数	建物の総階数の値
角部屋ダミー	角部屋なら 1 をとるダミー変数
山手線ダミー	最寄り駅が山手線の駅であれば 1 をとるダミー変数
バスダミー	最寄り駅までバスを使用する場合は 1 をとるダミー変数
建物構造	物件の構造を表すダミー変数群
間取り	物件の間取りを表すダミー変数群
沿線	物件最寄り駅の沿線を表すダミー変数群
成約月	物件が成約された月を表すダミー変数群

の交差項はマイナスになる可能性がある。表 2—記述統計量

推計に使用したその他の変数は表 1 に示されている。CBD の設定には 2020 年実施の国勢調査データを使用した。対象の不動産が所在する市区町村から最も通勤者が多い市区町村を CBD とし、各市区町村に 1 つの CBD を設定した。さらに設定された CBD 内の代表駅を「CBD 駅」として、最寄り駅からの時間と距離を変数として使用した。

表 2 は使用したデータの記述統計量である。コロナ後ダミーの平均値をみると、東京都と 1 都 3 県ではそれぞれ 12%、13% となっており、対象とした期間のうち、コロナ後のサンプルの割合はエリアによって大きな差はみられない。WFH 指標は東京都が 0.32、1 都 3 県が 0.30 となっており、ここでもわずかではあるが東京都のほうがより WFH を実施するポテンシャルが高いことがわかる。

表 3 は、両エリアの推計結果である。どの結果においても、コロナ後ダミーの係数はマイナ

	東京都		1 都 3 県	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
賃料	90,150	35,502	82,826	32,438
コロナ後ダミー	0.13	0.33	0.12	0.33
CBD 時間	21.18	13.77	23.43	14.41
CBD 距離	8.78	6.85	10.66	8.20
建物面積	31.48	13.86	32.91	14.53
WFH 指標	0.32	0.02	0.30	0.03
緊急事態宣言ダミー	0.06	0.24	0.05	0.22
蔓延防止措置ダミー	0.01	0.08	0.01	0.10
CBD 賃金	8,922,456	3,098,043	8,411,950	3,438,298
最終駅ダミー	0.000	0.00	0.001	0.03
金銭的成本	922.50	988.40	896.34	1003.34
築年数	19.60	12.35	19.34	11.90
駅までの時間	7.13	4.20	7.91	4.79
所在階比率	0.65	0.26	0.67	0.27
総階数	4.84	3.40	4.40	3.10
角部屋ダミー	0.42	0.49	0.42	0.49
山手線ダミー	0.14	0.35	0.09	0.29
バスダミー	0.02	0.12	0.03	0.18
N	1,109,673		1,719,564	

スに有意であり、採用するモデルによって差はあるもののコロナ禍以降、賃料の下落がみられた。これはコロナ禍によって経済活動が停滞し、住宅への支払い意思額が低下したことが考えられる。

CBD 変数とコロナ後ダミーの交差項については、東京都での距離の 1 次関数モデルを除い

表 3—推計結果

	東京都				1 都 3 県			
	CBD 時間		CBD 距離		CBD 時間		CBD 距離	
コロナ後ダミー	-0.0201*** (0.00527)	-0.0348*** (0.00546)	-0.0181*** (0.00526)	-0.0247*** (0.00534)	-0.0444*** (0.00391)	-0.0474*** (0.00397)	-0.0418*** (0.00383)	-0.0453*** (0.00385)
CBD 時間	-0.000963*** (0.00001)	-0.00406*** (0.00004)			-0.00195*** (0.00001)	-0.00537*** (0.00003)		
CBD 時間 ^2		0.0000395*** (0.00000)				0.0000454*** (0.00000)		
CBD 距離			-0.00348*** (0.00003)	-0.00581*** (0.00007)			-0.00426*** (0.00002)	-0.00486*** (0.00005)
CBD 距離 ^2				0.0000812*** (0.00000)				0.0000190*** (0.00000)
建物面積	0.0174*** (0.00003)	0.0174*** (0.00003)	0.0174*** (0.00003)	0.0175*** (0.00003)	0.0166*** (0.00002)	0.0166*** (0.00002)	0.0166*** (0.00002)	0.0166*** (0.00002)
コロナ後ダミー×CBD 時間	0.000108*** (0.00003)	0.000643*** (0.00007)			0.000264*** (0.00002)	0.000518*** (0.00006)		
コロナ後ダミー×CBD 時間 ^2		-0.00000880*** (0.00000)				-0.00000501*** (0.00000)		
コロナ後ダミー×CBD 距離			0.0000733 (0.00005)	0.000994*** (0.00014)			0.000243*** (0.00004)	0.00122*** (0.00012)
コロナ後ダミー×CBD 距離 ^2				-0.0000333*** (0.00001)				-0.0000333*** (0.00000)
コロナ後ダミー×建物面積	0.000618*** (0.00003)	0.000611*** (0.00003)	0.000622*** (0.00003)	0.000623*** (0.00003)	0.000589*** (0.00002)	0.000583*** (0.00002)	0.000591*** (0.00002)	0.000591*** (0.00002)
WFH 指標	4.373*** (0.00859)	4.202*** (0.00895)	4.132*** (0.00909)	4.133*** (0.00909)	5.082*** (0.00688)	4.897*** (0.00681)	4.818*** (0.00688)	4.817*** (0.00689)
コロナ後ダミー×WFH 指標	0.189*** (0.01540)	0.217*** (0.01550)	0.187*** (0.01550)	0.195*** (0.01550)	0.250*** (0.01150)	0.253*** (0.01140)	0.253*** (0.01140)	0.250*** (0.01140)
緊急事態宣言ダミー	0.00169** (0.00064)	0.00159* (0.00064)	0.00162* (0.00064)	0.00164* (0.00064)	0.00600*** (0.00059)	0.00582*** (0.00059)	0.00577*** (0.00059)	0.00573*** (0.00059)
蔓延防止措置ダミー	0.00184 (0.00138)	0.00174 (0.00137)	1.78E-03 (0.00137)	0.00179 (0.00137)	-0.00647*** (0.00104)	-0.00589*** (0.00104)	-0.00522*** (0.00103)	-0.00521*** (0.00103)
Constant	9.519*** (0.01710)	9.585*** (0.01700)	9.581*** (0.01710)	9.592*** (0.01710)	9.319*** (0.01220)	9.406*** (0.01200)	9.394*** (0.01200)	9.397*** (0.01200)
コントロール変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1,109,673				1,719,564			
AR2	0.892	0.893	0.893	0.894	0.876	0.877	0.878	0.878

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

て、時間と距離どちらも 1 次関数はプラスに、2 次関数はマイナスに有意となった。両エリアともモデルによって差はあるものの有意な結果が得られた CBD 変数についてはプラスの効果を確認された。これは CBD からの遠隔性による価格の下落が緩やかになったことを表しており、CBD への近接性に対する支払い意思額は低下していることがうかがえる。建物面積とコロナ後ダミーの交差項の係数は、大きさはわずかではあるものの両エリアともプラスに有意な結果となり、コロナ後では、住宅面積への選好はわずかではあるが高まったと言える。

これらは予想された符号条件とおおむね一致しており、コロナ禍によって賃貸マンションへの支払い意思額の低下、WFH の増加により勤

務地までの時間や距離に対する賃料価格勾配の平坦化、つまりは CBD への近接性に対する選好は弱まり、対して住宅面積へのニーズの高まりが起きたと思われる。

WFH 指標は事前の予想通りプラスに有意な結果となったが、コロナ後ダミーとの交差項では先行研究とは異なりプラスに有意となり、WFH ポテンシャルが高い地域ほどコロナ後の賃料価格が上昇する結果となった。これは在宅勤務のポテンシャルが高い地域は、比較的に所得が高い就業者が多いと考えられ、コロナ禍においても一定の所得が得られるため在宅勤務促進による影響をあまり受けず、むしろ良好な周辺環境等から成約賃料は上昇したことが考えられる。

また、緊急事態宣言下では両エリアともプラスに有意な結果となった。1都3県での蔓延防止措置発令下では賃料は有意に低下するが、東京都では有意な結果を得られなかった。緊急事態宣言下でも賃料価格が上昇しており、この点についてはモデルの検討が必要と思われる。

まとめ

本稿では、COVID-19の感染拡大によって普及したWFHなどを背景として変化しつつある居住地の選択について、都心で働く人々の通勤時間および住宅の機能に対する選好の変化を定量的に検証することを試みた。基本的な理論モデルには単一中心都市モデルを想定し、鉄道通勤時の感染リスクとWFHの普及という2つのケースをモデルに導入することで、居住地選択にどのような影響が生じるか理論的な考察を行なった。比較静学の結果、感染拡大においては、通勤の機会費用の上昇を通じて住宅の賃料勾配をより急にする、すなわち近接性を重視し、都市サイズを縮小・高密度にする可能性を示唆する。一方、WFHの普及は通勤回数の減少を通じて賃料勾配をより平坦にする、すなわち都市サイズを拡大・低密度にする可能性が考えられた。前者は、通勤時の感染リスクの上昇が通勤時間の短縮すなわち都心への近接を選択しうることを考慮している点でより一般的なモデルとなっていると考えられる。一方、後者はBrueckner et al. (2021)で示された考察と整合的である。

実証分析においては、コロナ禍前後で消費者の住宅に対する選好の変化を観察するために、首都圏の賃貸マンションデータを用いて、通勤時間や面積など住宅機能に対する属性価格の変化をヘドニックアプローチにより回帰分析を行なった。結果、コロナ禍後では賃料の下落がみられ、経済活動の停滞などを背景に住宅への支払い意思額が低下したことが考えられる。また、住宅面積に対する選好はわずかに上昇した一方、CBDからの距離による賃料の下落が緩やかに

なったことが観察され、WFHなどを背景として、CBDへの近接性に対する支払い意思額は低下していたことが考えられる。このように、CBDへの近接性に対する選好は弱まり、都心から離れてこれまでより少し広い部屋を選ぶ傾向が確認された。先行研究とは異なり、WFHポテンシャルが高い地域は、比較的に所得が高い就業者が多いと考えられ、コロナ禍においても一定の所得が得られるためWFHの普及による影響をあまり受けず、むしろ良好な周辺環境等から成約賃料は上昇したことが考えられる。

以上から、首都圏の賃貸マンション市場では属性価格の変化からコロナ禍前後で郊外化などの動きが確認された。しかし、本稿で用いたデータは2021年10月までのものであり、コロナ禍中における変化を分析したものには留まる。ハイブリットワークの進展など、COVID-19が終息しつつある現状を反映したものではない点に注意が必要である。そのため、本稿で対象とした賃料のような短期的に均衡がシフトする市場は有意な変化がみられたが、売買価格などの長期的な選好の違いは別途検証が必要になると思われる。

注

- 1) 本稿は公益社団法人日本住宅総合センター令和3年度自主研究「働き方の多様化と住宅市場の変化に関する調査研究」の成果の一部を取りまとめたものである。住宅経済研究会に際しては、参加者から多数の貴重なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表する。

参考文献

- Althoff, L., F. Eckert, S. Ganapati, and C. Walsh (2022) "The Geography of Remote Work," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.93, 103770.
- Brueckner, J., M. E. Kahn, and G. C. Lin (2021) "A New Spatial Hedonic Equilibrium in the Emerging Work-from-Home Economy?" National Bureau of Economic Research (No. w28526).
- 鈴木雅智・新井優太・清水千弘 (2021) 「COVID-19第一波前後に生じた潜在的な住宅選好の測定——首都圏の新築・中古住宅に対する資料請求状況の分析」『都市計画論文集』第56巻3号、649-656頁。

交通インフラ投資による広範な経済効果の推定

香港におけるアクセス格差について

Zhou, Y., L. Zhang, and A. JF Chiaradia (2022) “Estimating Wider Economic Impacts of Transport Infrastructure Investment: Evidence from Accessibility Disparity in Hong Kong,” *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol.162 (c), pp.220–235

はじめに

インフラ投資を景気対策として利用することはよく知られており、最近では中国とアメリカの経済計画の中で、大量の交通インフラプロジェクトに資金を提供している。しかし、こうした交通投資は包括的に評価する必要がある。

従来の費用便益分析では移動時間の短縮や交通サービスの質向上など、利用者の直接的な便益を捉えることが評価の場面でよく使用されている (Khurshid, et al. 2009)。

しかし、この20年間で従来の費用便益分析は、交通改善の全体的な便益を過小評価していると指摘する研究もいくつか出ている (Laird and Venables 2017; Venables 2007)。その追加的な便益は、主に集積効果を通じて生産性を向上させる、「広範な経済効果 (Wider Economic Impacts)」で測ることができる。

Zhou, Zhang, and Chiaradia (2022) (以下、本論文) は、交通が発達した密集都市である香港において、交通網に関する分析と生産性に関する広範な経済効果との関係を2つの側面から実証的に検証している。1つ目に、交通網の中心性が粗付加価値 (以下、GVA) に及ぼす因果関係を明らかにしている。2つ目に、鉄道、道路、歩行者ネットワークの影響を包括的に評価し、比較している。

1 モデル

1.1 実証モデル

香港における交通インフラの影響を測るため、本論文では香港における行政区画である Tertiary Planning Unit (以下、TPU) に焦点を当てる。実証モデルは以下のように表される。

$$\ln(gva_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Central_i) + \beta_2 \ln(network_{ji}) + \beta_3 \ln(x_{mi}) + \epsilon_i \quad (1)$$

ここで gva_i は地域 i の TPU の GVA、 $Central_i$ は地域 i の TPU から香港の中心部まで最もアクセスしやすい交通手段での距離、 $network_{ji}$ は、地域 i の TPU における交通ネットワーク j の中心性を表す。また、 x_{mi} は、年齢の中央値や男性労働人口などのコントロール変数、 ϵ_i は誤差項を表す。

本論文における TPU ごとの GVA は次のように構成される。

$$gva_i = \sum_s \left(gva_s \frac{emp_{is}}{emp_s} \right) \quad (2)$$

s は各部門の指標を示しており、 gva_s と emp_s は部門 s の GVA と雇用を表す。部門には金融、貿易、観光など香港の主要産業が含まれる。 emp_{is} は地域 i の TPU における部門別の雇用を表す。GVA の指数は都市単位での GVA を TPU ごとの部門別の雇用形態で加重平均したものになる。

金融業や保険業のようなサービスでは、労働が主な投入要素になるため、GVA の値は大部分が労働によって生み出されている。労働生産性は各部門内では均一であるが、部門間では不均一であると仮定することで、TPU ごとの雇用形態で加重平均した GVA は、労働の生産性の水準を反映することができる。

(1)式で注目されるパラメータは β_1 と β_2 である。中心地までの距離が長くなるにつれて集積の効果は低下するはずなので、 β_1 の符号は正になると予想される。 β_2 の符号に関しては、交通インフラにおける特定のネットワークに依存する。はじめに、TPU i の鉄道網の状態を表すために、TPU i において最も利用しやすい区間の駅を用いて、それを a とする。次に、 a の遠心中心性 (Newman 2010) を以下のように計算することによって駅を測定する。

$$F_i^{r,n}(a) = \frac{\sum_{a \neq b} d_{ab}}{k-1} \quad (3)$$

ここで d_{ab} は駅 a と半径 r 以内にある別の駅 b との間にある鉄道区間数を表す。さらに鉄道ネットワークの直径を n 、半径 r 以内にある駅の総数を k とする。この遠心中心性は a と半径 r 以内にある他のすべての駅との間の平均距離を示している。近隣に駅がない TPU にペナルティを与えるため、遠さの指標である $D_i(a)$ を掛ける。 $D_i(a)$ は、TPU i において最もアクセスしやすい区間までの道路網の距離を表す。つまり、TPU i における鉄道網の指標は以下の通り表される。

$$D_i(a)F_i^n(a) \quad (4)$$

このパラメータの符号は負であると予想される。

次に、道路と歩行者のネットワークを調べるために、媒介中心性 (betweenness centrality) (Newman 2010) に注目した。道路や歩行者の区間 x の媒介中心性の値は TPU i のすべての区間の中央値であると仮定すると、地域 i の TPU における道路と歩行者ネットワークの指標は、次のように表される。

$$B_i(x) = \sum_{yz} I_{yz}^x \quad (5)$$

ここで I_{yz}^x は以下のように定義される 2 値変数である。

$$I_{yz}^x = \begin{cases} 1, & \text{もし } x \text{ が } y \text{ と } z \text{ の対になった区間の測地線上の経路にある場合} \\ 0, & \text{その他} \end{cases} \quad (6)$$

さらに y と z は半径 r 以内にある。つまり、 $B_i(x)$ は半径 r 以内の区間 x を通る測地線を加える。ここでは経路選択の嗜好性に影響を与える交通網設計の特徴を捉えることができる。媒介中心性が高いということは、潜在的に交通量が多く、対面的相互作用が働く可能性が高いことを示している。そのため、このパラメータの符号は正であると予想される。

1.2 識別戦略

(1) 式の推定を行なうには、内生性の問題がある。まず、交通インフラが整備されていれば生産性が向上する可能性があるが、その逆もあり得る。例えば、政府が交通インフラに投資し、生産性の高い企業がある地域を支援する場合、逆の因果関係が発生しパラメータ β_j が過大評価される可能性がある。加えて、アクセスの良いオフィスの賃料は高く、そのような地域に立地できるのは生産性が高く、収益性の高い企業のみになってしまう。つまり、交通インフラと

生産性の正の関係は、自己選択の結果である可能性がある。

さらに、実証モデルでは、交通インフラの整備と生産性の両方に影響を与える重要な変数が省略されている可能性がある。クロスセクションデータを用いた場合、空間上では観測されない異質性を説明することは困難である。そのため、本論文では鉄道と道路ネットワークの中心性に関する問題のみに注目していく。

内生性の問題に対処するために操作変数法を用いて推定していく。本論文で使用するモデルは以下のように表される。

$$\ln(\text{network}_{ik}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{Central}_i) + \sum_j \alpha_j \ln(\text{IV}_{ij}) + \sum_m \alpha_m \ln(x_{im}) + \theta_i \quad (7)$$

ここで IV_{ij} は地域 i の TPU における移動方法 j の操作変数を表す。上記の説明変数がすべて外生変数であると仮定すると、推定される中心性は外生的であり、推定されるパラメータ β_j は不偏である。

本論文では、操作変数として香港の歴史的な交通計画と現在の交通網を採用する。具体的には、1994年の香港初の鉄道開発における鉄道計画を2016年の鉄道網の操作変数として採用する。

さらに、1909年の道路ネットワークと1968年の長期道路研究で示された幹線ルートの計画を道路網指標として使用する (Freeman et al 1968)。1968年の計画で利用可能なのは幹線道路のみであるため、2016年の道路間を測る尺度として TPU とその最寄りの計画幹線道路との直線距離を用いる。

操作変数法においては操作変数と内生変数には相関があるが、誤差項 ε_i とは無相関でなければいけない。1994年の鉄道計画では2016年の鉄道網を形成することを目的としている。つまり、本論文での計測手法と現在のインフラとの間に強い相関があることは容易に説明できる。さらに、現在の生産性が一昔前の交通網や計画と直接相関しているとは考えにくい。

本論文の分析手法に対する懸念の一つは、交通投資が人口と雇用の分散のための意図的な政策として利用されてきたことである。しかし、2016年の都市構造と1968年、1994年の交通計画との間に直接的な関連性を見出すことは難しい。むしろ、これらの計

画が現在の交通網を実現し、間接的に現在の生産性に関係している可能性が高い。また、本論文では、当時設計された都市形態に関わらず、現在実現されている交通網と生産性の関係を調査するだけである。そのため、本論文の分析手法は有効であると考えられる。

2 データ

データは、2016年の TPU レベルのクロスセクションデータを使用している。香港全体の TPU は291地域にあるが、機密保持のため統計局は人口が1000人未満の TPU を近隣の TPU と合併させている。その結果、214地域の TPU が利用可能となったが、データが欠落している地域を除いたため最終的に203地域を分析対象とした。

本論文では道路、鉄道、歩行者の交通網の中心性に注目しており、すべての計画、歴史、既存の交通網のデータについては、香港の国土局と交通局から入手している。空間設計ネットワーク分析(sDNA)を用いて区間レベルでの中心度を計算し、TPU レベルに変換する (Chiaradia, et al. 2014)。1909年以降に再建設された TPU では1909年の道路網が欠落しているため、そのような TPU に対しては近隣の TPU の距離が500m以内である場合、最も近い TPU の1909年の値を割り当てる (Harari 2020)。

また、中心性の指標構築において、適切な半径を決めることは不可欠である。Zhou et al.(2021)と同様に、本論文では頑健な半径選択のために次の2つ方法を実施した。1つは、各輸送網の中心性に対してさまざまな半径を試す方法を採用した。具体的には、道路網については4000mから1万2000m、歩行者網は200mから800m、鉄道網については8駅からすべての駅まで検証した。もう一つは、2011年の香港トラベル特性調査からそれぞれの交通手段の平均移動距離を求めた。この2つの方法から、歩行者は400m、道路は8000m、鉄道は10駅が GVA と最も相関が高いという結果が得られた。

したがって、本論文では、これらの半径を選んで実証分析を行なう。

3 推定結果

本論文における主な推定結果を示したものが表1である。

2列目までが(1)式を OLS 推定したものである。歩行者に関する変数を除いた1列目の結果は予想通り、中心地から遠い TPU または鉄道網がまばらな TPU ほど GVA が低く、道路整備が発達しているほど GVA は高くなることが確認される。また、すべての交通網を変数に入れて OLS 推定した2列目では、中心地からの距離と鉄道網の推定値は同様の値となった。さらに歩道密度は正で有意であり、整備された歩道などが GVA に影響していることが確認される。

3列目と4列目は2段階最小二乗法を用いて推定した結果である。この結果から、中心地までの距離、鉄道網、歩行者網に関する変数はすべて有意であるが、道路網の変数は有意ではない。具体的には、歩道密度が1%増加すると、GVA が0.437%増加する。また、中心地までの距離や鉄道網の整備によって駅までのアクセスが1%改善された場合、GVA をそれぞれ0.393%、0.413%増加することが示された。3、4列目の結果からもわかるように、鉄道網と比較して道路網は GVA に有意に影響を与えない。このことは、交通が発達した密集都市である香港では道路インフラよりも鉄道インフラの方が生産性の分布パターンを説明しやすいことが示されている。また、香港では歩行者インフラが GVA に影響を与える最も重要な要因であることも明らかにした。

表1の結果の推定値には内生性に関する問題がある可能性があるため、表2は操作変数法を用いて内生性の問題を処理し、結果の検証を行なう。2016年における鉄道網までの遠さと駅までの距離の交差項については、1994年の鉄道計画を利用し、同じ交差項で効果を測っている。2016年の道路網については、1909年の道路密度と1968年の計画幹線道路までの距離の2つの選択肢がある。

表2の結果から1列目と3列目より、1994年と2016年の鉄道網の間に正の関係があることが示された。この関係が強いのは、1994年の計画から派生した2000年の鉄道開発計画によって2016年の鉄道網が

表1—推定結果（被説明変数：GVA の対数）

	OLS		2SLS	
	歩行者変数除外	全変数	1994年鉄道計画+1909年道路網	1994年鉄道計画+1968年幹線道路計画
	(1)	(2)	(3)	(4)
中心地までの距離	-0.401 *** (0.097)	-0.390 *** (0.097)	-0.539 *** (0.128)	-0.393 *** (0.106)
歩道密度		0.437 *** (0.108)	0.597 *** (0.132)	0.437 *** (0.109)
道路密度	0.178 ** (0.084)	0.073 (0.096)	-0.322 (0.218)	0.114 (0.179)
鉄道網までの速さ×駅までの距離	-0.541 *** (0.105)	-0.492 *** (0.107)	-0.602 *** (0.152)	-0.413 *** (0.137)
サンプル数	211	203	202	203
決定係	0.505	0.534	0.492	0.533

注) カッコ内は、TPU レベルでクラスター化された頑健標準誤差。***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準を表す。

表2—操作変数の推定結果（被説明変数：交通ネットワークの対数）

	IV：1994年鉄道計画+1909年道路網		IV：1994年鉄道計画+1968年幹線道路計画	
	Rail	Road	Rail	Road
	(1)	(2)	(3)	(4)
鉄道網までの速さ×駅までの距離(1994)	1.838 *** (0.082)	-0.430 *** (0.083)	1.823 *** (0.085)	-0.266 *** (0.068)
道路密度(1909)	-0.117 ** (0.053)	0.362 *** (0.053)		
幹線道路までの距離(1968)			-0.004 (0.041)	-0.355 *** (0.036)
中心地までの距離	0.033 (0.080)	-0.103 (0.127)	0.117 (0.106)	-0.235 (0.167)
歩道密度	0.277 *** (0.087)	0.211 *** (0.068)	0.226 *** (0.079)	0.289 *** (0.063)
サンプル数	202	202	203	203
決定係	0.83	0.608	0.827	0.684

注) カッコ内は、TPU レベルでクラスター化された頑健標準誤差。***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準を表す。

目標とされていることが働いているからである。2列目と4列目については、道路網の操作変数に関する2つの代替案が2016年の道路網についてよく予測できていることを示している。すなわち、表2の結果は、選択した操作変数が本論文の実証分析に適していることを示している。

これらの結果は、生産性の代替指標として夜間光データや賃金データを用いて感度分析に対しても頑健であった。

まとめ

本論文では、香港のデータを用いて、歩行者イン

フラに焦点を当てたマルチモーダルな交通インフラの供給と交通が発達した都市である香港の生産性との関係を検証した。その結果、はじめの推定では鉄道と道路の重要性が確認された。また、歩行者網と鉄道網が香港のGVAを増加させることが示された。つまり、地域の歩きやすさと利便性を向上させる交通インフラ整備は、交通が発達した密集都市において、渋滞効果を誘発させることなく地域経済を活性化させる政策手段であることが示されている。

本論文におけるこれらの知見は、公共交通機関が重要なシェアを占める都市における都市構造の政策に関する一連の研究に貢献している。また、歩行者ネットワークの利用可能性が高まっていることを考慮すれば、本論文でのアプローチは多くの都市でも適用可能な手法であるとしている。

参考文献

- Chiaradia, A., C. Cooper, and C. Webster (2014) "Spatial Design Network Analysis(+)," [online] available at: www.cardiff.ac.uk/sdna/
- Freeman, F., W. Smith, and Associates (1968) *Hong Kong Long Term Road Study*, South Africa: Government Printer.
- Harari, M. (2020) "Cities in Bad Shape: Urban Geometry in India," *American Economic Review*, Vol.110 (8), pp. 2377-2421
- Khurshid, M.B., M. Irfan, and S. Labi (2009) "Comparison of Methods for Evaluating Pavement Interventions: Evaluation and Case Study," *Journal of the Transportation Research Board*, Vol.2108(1), pp.25-36.
- Laird, J.J., and A. J. Venables (2017) "Transport Investment and Economic Performance: A Framework for Project appraisal," *Transport Policy*, Vol. 56, pp.1-11.
- Newman, M., (2010) *Networks: An Introduction*, Oxford University Press, Oxford.
- Venables, A. J., (2007) "Evaluating Urban Transport Improvements: Cost-Benefit Analysis in the Presence of Agglomeration and Income Taxation," *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 41 (2), pp. 173-188
- Zhou, Y., L. Zhang, and A. JF Chiaradia (2021) "An Adaptation of Reference Class Forecasting for the Assessment of Large-Scale Urban Planning Vision, A SEM-ANN Approach to the Case of Hong Kong Lantau Tomorrow," *Land Use Policy*, Vol. 109, 105701

増田悠人

日本大学大学院経済学研究科博士課程/株式会社タス

●調査研究成果のご案内

「働き方の多様化と住宅市場の変化に関する調査研究」

令和6年1月PDFレポートとして
オンライン公開

働き方改革等の施策に加え、新型コロナウイルス拡大によって、働く場所と住む場所の選択が大きく変化した。一定時間の在宅勤務が定着し、テレワーク型の業務割合が増加することで、通勤時間や住宅機能に対する個人の価値観はいっそう多様化しているという指摘がある。その結果、企業はオフィス戦略の本格的な見直しを迫られ、リモートワークが推進されるなど場所・時間に関する柔軟な働き方が注目を集めている。こうした変化は住宅市場や都心部の中心商業地にある商業不動産に変化をもたらす可能性がある。

このような昨今の住宅選択の環境変化を踏まえ、日本住宅総合セ

ンターでは、都心で働く人々の通勤時間および住宅の機能に対する選好の変化について定量的に検証した。具体的には、働き方改革から始まるテレワーク政策の経緯や住宅市場の変化に関する既知のデータを整理した。また、新型コロナウイルス禍前後の変化を観察するために、首都圏1都3県の戸建住宅の売買およびマンションの賃貸取引データを用いて、通勤時間や住宅の機能（床面積、構造、駐車場の有無等）に対する属性価格の変化をヘドニックアプローチにより回帰分析を行なった。加えて、新型コロナウイルス禍が商業施設の市場に与えた影響について、人流を考慮した回帰分析も行なった。

分析の結果からは、戸建住宅の売買について床面積や都心へのアクセス性については新型コロナウイルス禍前後で変化した証拠は得られなかった。在宅勤務可能性に関する指標との関連では、有意な下落が確認されたが、新型コロナウイルス禍前から

の下落基調も確認されており、新型コロナウイルスとの因果関係についてはさらなる分析が必要であることが明らかになった。マンションの賃貸については、住宅面積への選好はわずかに高まる結果が得られた。

一方で、都心部への近接性に対する選好は弱まっており、都心から離れてこれまでより少し広い部屋を選ぶ傾向が確認された。新型コロナウイルス禍が商業施設の市場に与えた影響については、新型コロナウイルス前では人流は商業不動産の賃料にプラスの影響を与えていたが、新型コロナウイルス禍以降人流が商業不動産の賃料と負の関係にあることがわかった。さらに中心業務地区からの距離に対する賃料の下落率が新型コロナウイルス禍後に弱まっていることが確認された。このことは新型コロナウイルス禍によって都心部の商業不動産に明確な下落圧力がかかっていたこと、その影響は郊外にいくほど弱まっていたことを示唆するものであった。

編集後記

故松下幸之助氏は1976年発表論文「株式の大衆化で新たな繁栄を」において、株式制度における株主、経営者、政府の役割を述べている。

多くの国民が株式を持つことが望ましく、株主にとって、経営者を叱咤激励し、会社の経営や発展を見守る精神が肝要としている。経営者は、株主が主人であることを忘れてはならず、一方的な増配・減配や株主総会の形式化など株主軽視の行為は慎むべきとしている。政府は、株を持つための融資や少数株の株主への課税優遇などで、国民の株式取得を奨励すべきとしている。国民は株への投資で国家産業へ参画することとなり、株式の大衆化で、産業が隆興し、

国の税収も潤い、国も国民も繁栄するという考えが示されている。

拡充版新NISA制度が1月に始まり、証券口座開設数が急増した。投資先として資金流入量が多いのは外国株式ファンドで、特に全世界分散型（オールカントリー）投資信託の人気の高い。同型代表的投資信託の組入比はアメリカ株式が6割超、日本国株式は5.3%である。

NISAの制度目的は「家計の安定的な資産形成を支援」とされる（政府広報）が、松下氏による半世紀以上前の慧眼に思いを致すとき、同制度において日本国株式への投資がより促される優遇措置を議論する余地はあるような気もする。（T・N）

編集委員

委員長——行武憲史
委員——鈴木雅智
宅間文夫
田島夏子

季刊 住宅土地経済

2024年春季号（第132号）

2024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—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。