

[巻頭言]

住宅分野における日緬関係

橋本公博

一般財団法人日本建築センター理事長

ミャンマーが揺れている。

住宅分野における日緬関係は2013年2月のチョウ・ルイン建設大臣の訪日に始まる。日本側の提案により、8月にネピドーにおいて第1回日緬建築住宅会議が開催された。その後の建設次官級会合での議論などを経て、2015年5月には和泉洋人内閣総理大臣補佐官がテイン・セイン大統領および建設大臣に総合的な住宅都市政策の支援を表明するに至る。そして、同年11月にJICAの住宅分野の専門家が現在の建設省都市住宅開発局に派遣される。

民間においても、2013年10月にヤンゴンにおいて、住宅都市開発に関するセミナーを開催、日緬合わせて150名が参加した。この流れを受け2014年2月には「日本・ミャンマー建築住宅産業協議会」（会長：矢野龍住友林業会長）が設立され、上記の和泉補佐官訪緬時には9社の会長社長クラスが同行した。

そして2015年11月に総選挙で民政への移管が実現した。住宅分野の協力関係は続き、都市再生機構および住宅金融支援機構への研修生の受け入れ、住宅金融への円借款の供与、民間によるアフォーダブル住宅のパイロットプロジェクトなどが実施され、官民ともに毎年、交流の機会を持っていた。

私は以上のすべてに携わってきたが、本年2月1日のクーデタ勃発後、さまざまな交流を通じて親しくなったミャンマーの人々が、軍政側と反軍政側に分裂して衝突するさまを見聞きするにつけ、心が締め付けられるようだ。バガンの寺院に安置された仏像のように、穏やかな微笑みをミャンマーの人々が取り戻すことを強く望む。

目次●2021年夏季号 No.121

[巻頭言] 住宅分野における日緬関係 橋本公博 ——1

[特別論文] ウォークアブルな都市空間の形成 浅見泰司 ——2

[論文] 鉄道建設にともなう沿線住民の変化について

三輪富生・王莉莎・姜美蘭 ——10

[論文] 住宅資産と高齢者の消費行動 岩田真一郎・行武憲史 ——19

[論文] 東京圏における人口分布の構造変化 福田紫 ——28

[海外論文紹介] 鉛の遺産 野村 魁 ——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

ウォーカブルな都市空間の形成

浅見泰司

はじめに

近年、ウォーカブルな都市空間の形成が、都市政策上、重要な事項としてクローズアップされ、法律にも反映している。すなわち、2020年6月に成立した都市再生特別措置法等の一部を改正する法律により、居心地が良く歩きたくなるまちなか創出による魅力的なまちづくりの制度が整備されたのである。この制度では、市町村が都市再生整備計画に居心地が良く歩きたくなるまちなかづくりを進める区域を設定し、区域内で行なわれる官民一体で交流・滞在空間を形成する取組みを法律・予算・税制等のパッケージで支援することになっている。特に、中心市街地を歩きやすく魅力ある空間に改変することで、中心市街地の活性化、地方税収の増加、交通弱者にやさしい町の形成、公共交通の利用促進に資することとなる。

また、21世紀における国民健康づくり運動「健康日本21」（厚生労働省 web）では、身体活動・運動の分野において、日常生活における歩数の増加を目指し、1日当たり男性9200歩、女性8300歩を目標値としている。市民の歩行を促進することによって、健康寿命の増大を見込むことができ、高齢社会における医療費・社会福祉費の節減にも資すると考えられているためである。

それでは、人々に無理なく歩行を促すにはどのような環境を整えれば良いのだろうか。この

問題は、特に肥満が社会問題となったアメリカで大きく取り上げられ、次第に世界各国で課題視されるとともに、取り組みが進められている（Kopelman 2000; Hill et al. 2003）。なかでもわかりやすいのは、歩行を促す市街地環境をはかるための尺度である NEWS（Neighborhood Environment Walkability Scale）、およびその簡易版である NEWS-A（NEWS abbreviated version）である（Saelen, et al. 2003; Cerin, et al. 2006）。NEWS では基本的には歩行を促すと考えられる要因について数多く調査し、NEWS-A ではそれを因子分析することで、重要と思われる因子を見出している。

NEWS-A における重要な因子として、土地利用混合、街路接続性、歩行のためのインフラと安全性、審美性、交通事故の危険性回避、犯罪回避の6つが挙げられている。土地利用混合とは、近く（歩行圏内）に日常的な買い物や駅などさまざまな施設があることを表す。街路接続性とは、交差点間の距離が短く、歩行者専用道が整備されていることを表す。歩行のためのインフラと安全性とは、歩道が整備され車道とは緑地などで分離されていることを表す。審美性とは、沿道の緑が豊かできれいなタウンスケープがあることを表す。交通事故の危険性回避とは、車両交通量が少ないか、速度制限が厳しいことなどを表す。犯罪回避とは、犯罪率が低いことを表す。NEWS はヨーロッパなどアメリカ以外でも適用されて、その妥当性が確かめ

られている。

Kondo, et al. (2009) は NEWS-A の枠組みを適用して、日本における歩数の違いの有無を分析した。人口密度、土地利用混合度、街路接続性が高い地域とそれらが低い地域とを比較したにもかかわらず、歩数に有意な違いが見られなかった。市街地における環境の違いが欧米ほどにはないことに原因がある可能性がある。同じグループのその後の分析 (Lee et al. 2011) では住宅地の近くに非住宅地施設が多く、土地利用混合が高いことが歩行を促すことを示している。ただ、これらの分析はデータ数が少ないという問題があり、そのために統計的な差異が出にくかった可能性もある。そこで、本稿では、多くのデータが得られた横浜市におけるウォーキングポイント事業のデータ分析概要を紹介する。

1 よこはまウォーキングポイント事業

よこはまウォーキングポイント事業は2014年より横浜市が進めている「よこはま健康スタイル」の三つの事業の一つで、18歳以上の横浜市在住・在勤・在学の方にウォーキングを通じて楽しみながら健康づくりをしていただく事業である (横浜市 web)。歩数に応じてポイントが付与され、ポイントに応じて抽選で商品券等が当たる。参加者には歩数計が無料で配られ、協力店舗等に設置されるリーダーに歩数計をのせると歩数が転送される。事業の性格から、この事業に参加する者は歩行に関して積極的である人が多い傾向はあるものと予想される。

2 歩数の年間変動

Hino, et al. (2017) の分析内容を紹介する。前節で述べた事業のデータを用いて分析を行なった。40歳以上の参加者の



あさみ・やすし

1960年東京都生まれ。東京大学工学部卒。Ph.D. (ペンシルベニア大学)。東京大学空間情報科学研究センター (CSIS) 教授、同センター長などを経て、現在、東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻教授。著書：『あいまいな時空間情報の分析』(共著) ほか。

うち、2015年4月から2016年3月まで毎月20日以上の測定が得られた2万4625人のデータを対象とした。

毎月の歩行量の中央値を男女および65歳以上かどうかで4グループに分けて求めた¹⁾。これと、横浜市における月間の平均気温および不快指数 (temperature-humidity index)²⁾ との関係を示したものが図1および図2である。

図1 月間平均気温と歩数中央値

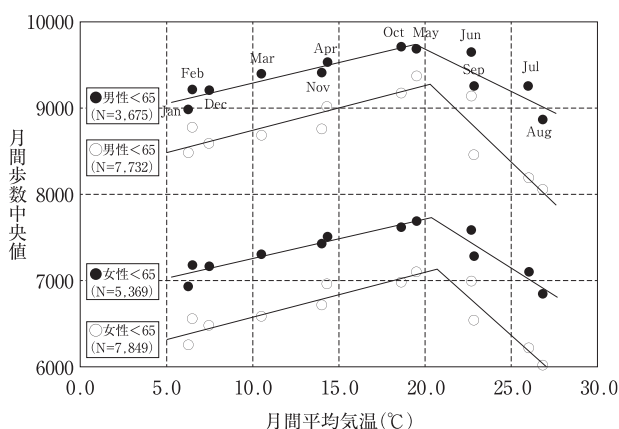


図2 月間平均不快指数と歩数中央値

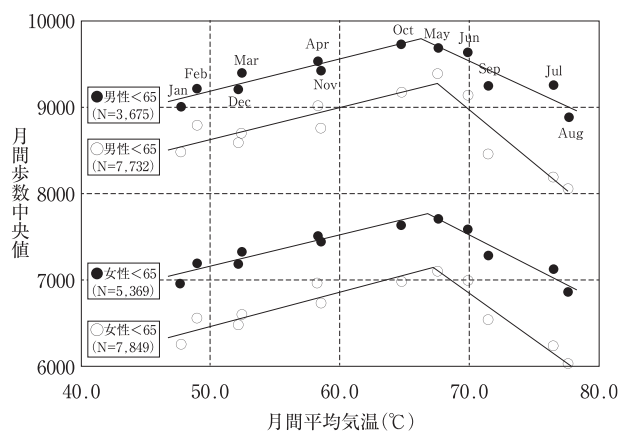


図3 ポケモンGOのプレーヤーと非プレーヤーの平均歩数比較

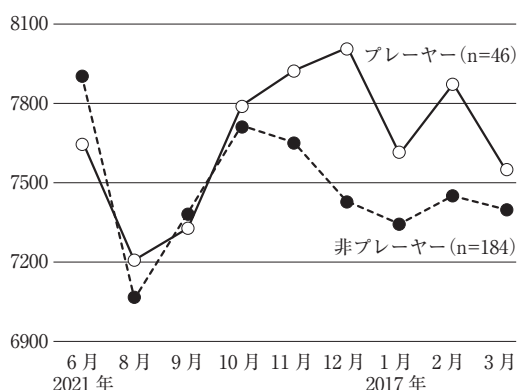


図1からは20℃弱のちょうど良い気温の時に最も歩く傾向が高いことがわかる。また、20℃以上の部分のほうがそれ以下の部分よりも近似直線の勾配が急であるために、寒くなるよりも暑くなるほうが、気温が上昇するごとに歩きたくなることわかる。不快指数でも同様な傾向が見られ、寒さよりも高温多湿になると歩きたくなくなってしまうことがわかる³⁾。既存研究では、特定の時期に調べた歩数を用いて分析をしていたが、Hino, et al. (2017)の研究では通年のデータを用いているので、例えば、8月の歩数データは5月の歩数データと比較するには1000歩程度は増やして補正しなければならないなどといったこともわかる。

3 大流行したARゲームと歩数の関係

2016年に『ポケモンGO』という場所に依存する拡張現実(AR)ゲームがリリースされ、大流行した。リリース直後に公園などに携帯電話片手に人々が集まり、ポケモン収集をしていた光景を覚えている方もおられるだろう。このゲームはポケストップやジムなどに行くことで新たなポケモンを捕まえられることから、ゲームのために外を出歩く人も多かった。では、このゲームによって、人々の歩数はどれだけ増えたのであろうか。Hino, et al. (2019)はこの点を1節で述べたデータをもとに分析している。

よこはまウォーキングポイント事業の参加者のうち8割以上測定値が得られた者の中からランダムに選び、横浜市がアンケート調査を行った。その回答者の中で分析データとして情報が完備している参加者のうち、46名がゲームを行っていたプレーヤーであった。それ以外の非プレーヤーのデータをそのまま用いると、非プレーヤーの人数が多すぎるので、ランダムに184名を選んで非プレーヤーのデータとした。集計結果を図3に示す。

図3を見ると、2017年10月まではプレーヤーと非プレーヤーの差は少ないが、それ以降プレーヤーのほうが多い傾向が続いている。両者の最大の差は12月に見られ、その差は583歩/日である。それ以降両者の差は縮まってきている。これは、ゲームに飽きたプレーヤーもある程度いたことが想定される⁴⁾。また、図からはわからないが、特に55～64歳のグループで3月まで両者の差が大きく、特に、男性で仕事を持つ人々に顕著であった。55～64歳の男性では一度ゲームにのめり込むと飽きずに長続きする傾向があると言える。

4 居住環境と歩数の関係

本題にもどって、どのような居住環境で日常の歩数が増えるのかを考えてみたい。

樋野他(2018)では、1節で述べたデータを用いて、この関係を調べている。2015年6月において、20日以上記録がある参加者のうち外れ値対策として上下1%の参加者を除外して、男女、中年(40-59歳)と前期高齢(65-74)歳とに分けて、大字を集計単位の地区とし各地区内の居住者の月間平均歩数を求めた。また、地区の環境指標として、商業地域までの距離、地区センターまでの距離、公園および川までの距離、鉄道駅までの距離の5つの(直線)距離を用いて、上記歩数との関係を分析した。その結果を表1に示す。地区環境指標と歩数の相関が有意な値を見てもみると、中年男性を除く全グループ

表1 一性別・世代別の地区環境指標と歩数の相関係数

地区環境指標	中年		前期高齢	
	男性 (N=80)	女性 (N=133)	男性 (N=150)	女性 (N=160)
鉄道駅までの距離	0.126	-0.284**	-0.242**	-0.162*
商業地域までの距離	0.292**	-0.201*	-0.195*	-0.087
地区センターまでの距離	0.160	0.011	0.020	-0.030
公園までの距離	-0.010	0.098	-0.070	0.017
川までの距離	0.071	-0.005	-0.066	-0.076

注) **: p<0.01, *: p<0.05

表2 歩行強度を目的変数とする重回帰分析の結果

居住環境指標	標準偏回帰係数			
	中年男性 (N=281)	中年女性 (N=293)	高齢男性 (N=295)	高齢女性 (N=296)
傾斜度		0.151**		-0.119*
最寄り施設までの距離				
駅		-0.395***		-0.146*
駅の二乗項	-0.247***			
病院			-0.138***	
人口密度	0.219***	0.374***	-0.218***	0.149*
健みち事業				
各区版		0.099*	0.111*	0.169**
広域版		0.107*	0.144*	
調整済み決定係数	0.118***	0.403***	0.117***	0.120***

注) ***: p<0.001, **: p<0.01, *: p<0.05 (ステップワイズ法)

で鉄道駅まで近いほうが歩数が多く、また、前期高齢男性、中年女性で商業地域まで近いほうが歩数が多かった。他方、中年男性は商業地域まで遠いほうが歩数が多かった。これは、就業率が高いために日常的に移動しているので施設までの距離に影響されにくく、むしろ遠い分よく歩くためと考えられる。

この研究で別途行なった二元配置の分散分析からは、中年男性の歩数が少ない地区においては、商業地域や地区センターまでの距離の遠近に関わらず前期高齢男性の歩数は同等であるが、中年男性の歩数が多い地区においては、両施設の距離が遠いと前期高齢男性の歩数が少なく、近い場合との差は平均歩数の1割近くに相当するという結果が得られた。この理由としては、中年男性は他のグループに比べて徒歩を移動手段に選択する距離の閾値が高いためと考えられ

る。

由利他(2020)では、歩行強度を分析した。運動量(Ex 量)とは、運動強度(METs)と時間を掛け合わせたものである。運動強度とは安静時を1としてそれよりも何倍のエネルギーを消費するかを表したものである。歩数計からえられる運動量(Ex 量)を歩数で除した値を歩行強度とする。例えば、早く歩いていれば、同じ歩数でも歩行強度は大きくなり、運動量も増えることになる。

居住環境指標としては、地区の傾斜度、最寄り駅、地区センター、公園、病院までの距離、人口密度、商業地率、区もしくは広域的に健康みちづくり推進事業が行なわれているかどうかのダミー変数を用い、合わせて9個の指標により分析した。歩行に関する使用したデータは、2017年3月の参加者のうち20日分以上のデータを送信した者で、外れ値を除去するため、月間Ex 量の上下1%を除いたものである。性別および中年(40-64歳)

と高齢(65歳以上)で4つのグループに分けて分析を行なった。対象地区としては、いずれかのグループの参加者が20名以上の296地区を選定し、そこからグループごとに10名未満の地区を除外した。結果として中年男性281地区、中年女性293地区、高齢男性295地区、高齢女性296地区が有効な分析対象地区となった。

歩行強度を目的変数とした重回帰分析の結果を表2に示す。表2では、有意になった説明変数だけ表示している。まず、人口密度はすべてのグループで有意となっており、人口密度の高い地区で歩行強度が高い。また、健康みちづくり推進事業(健みち事業)対象の地区では、中年男性を除くグループで有意となっており、事業によって、歩行強度を高める効果があった可能性があったことを示唆している。中年男性が他と異なる傾向になったのは、就労率が高く義

表3 一居住地域・健康意識別の買い物・食事状況

	アンケート回答結果				Welchのt検定			
	買い物先空白地域		それ以外		健康配慮あり/なし		空白地域/それ以外	
	健康配慮あり	健康配慮なし	健康配慮あり	健康配慮なし	空白地域居住者間	それ以外居住者間	健康配慮あり間	健康配慮なし間
	(A1群)	(A0群)	(B1群)	(B0群)	A1対A0	B1対B0	A1対B1	A0対B0
買い物環境 利用店舗までの距離(m)	1225.6	1375.4	744.3	789.3			*	**
店舗到達にかかる時間(分)	14.3	14.4	11.3	12.4				
栄養状況 多品目摂取得点	4.45	2.60	4.29	4.50	**			***
買い物状況 買い物頻度	1.36	1.35	2.06	1.78			**	
宅配併用割合	36.4%	10.0%	5.9%	11.1%	*		**	
食事状況 摂取頻度(生鮮3品)	5.80	5.10	6.33	6.39				**
摂取頻度(生鮮3品以外)	15.30	10.70	14.40	13.30	***			*
孤食状況	2.82	3.26	2.24	2.76				
サンプル(世帯数)	11	20	16	18				

注1) ***: $p<0.01$, **: $p<0.05$, *: $p<0.1$, p: 有意確率

2) 買い物頻度: 1: 週1回以下、2: 週2~3日、3: 週4~5日、4: ほぼ毎日。宅配併用割合: 生鮮品(野菜・果物類)の購入に、宅配サービスと実店舗を併用している世帯の割合。摂取頻度(生鮮3品): 魚介類・肉類・緑黄色野菜類の摂取頻度(1: ほとんど食べない、2: 週1~2回、3: 2日に1回、4: ほぼ毎日)を合計したもの。摂取頻度(生鮮3品以外): 魚介類・肉類・緑黄色野菜類以外の摂取頻度を合計したもの。孤食状況: 1: 誰かと一緒に多い、2: どちらかというと誰かと一緒に、3: どちらかというひとりで、4: ひとりで多い。

務的歩行が多いことによる可能性がある。地区の傾斜度は、中年女性に対しては歩行強度を高める効果、高齢女性に対しては低める効果が見られた。

5 買い物距離と栄養状態との関係

高齢者にとっては、買い物距離が短いことが日常の利便性に大きく影響する。特に低所得層の場合には、安い品を販売している店舗が歩行圏にあることが重要となる。このような状況を中村他(2019)が分析した。

この研究では、東京都港区の麻布・高輪エリアを対象としてアンケートを実施した。65歳以上の高齢者で、かつ等価可処分所得が港区平均値の半分(月額26.9万円)未満の方を対象とした。アンケート結果から、食品目別摂取頻度を求めた。これは、10の食品群(肉類、魚介類、卵類、牛乳、大豆製品、緑黄色野菜、海藻類、果実、いも類、油脂類)のそれぞれの摂取頻度を4段階で聴取し、ほぼ毎日食べると回答した品目を1点として数えたものである。食品目別摂取頻度が低下すると、低栄養リスクが上昇す

ると解釈する。住宅から500m圏内にアクセス可能な食料品店がないエリアを「買い物先空白地域」と定義する。また、アンケートでは主観的な健康配慮の有無を4段階で尋ね、最高位の「そう思う」と回答した層を「健康配慮あり」、それ以外を「健康配慮なし」と分類した。

その分析結果を表3に示す。買い物先空白地域では買い物頻度が低く、健康配慮ありの層では、その分を宅配サービスで補っていることがわかる。しかしそれでも、買い物先空白地域では生鮮3品の摂取頻度が低くなっている。インタビュー調査の結果も総合すると、買い物先空白地域に居住し、宅配サービスを利用せず、家族による買い物協力が得られない場合に、低栄養リスクが増加するというメカニズムが観察された。

おわりに

本稿では、近年関心が高まっているウォーカブルな都市空間の形成がどのように意義や効果があるのかを、筆者が関わった研究を整理して述べた。気温や不快指数に応じて歩数がかなり

変化すること、前期高齢者や中年女性は駅に近いほうが歩数が多いこと、地区の傾斜度が大きいと中年女性では歩行強度が高くなるが、高齢女性では低める効果があること、商業施設までの距離が長いことが生鮮3品の摂取頻度を低める可能性があることなどが、定量的に明らかになっている。これらのことから、日常の歩行については都市空間の状況に影響を受けていること、また、それが健康状態にも影響を及ぼしていることを示唆している。今後、さらに詳細なメカニズムが解明され、より良い市街地空間形成につながることを期待している。

注

- 1) サンプルの平均年齢は66.1歳であった。
- 2) 不快指数 THI は、気温 (摂氏) を T、相対湿度 (%) を RH とすると、以下の式で定義される。

$$THI = 0.81T + 0.01(RH)(0.99T - 14.3) + 46.3$$
- 3) 例えば、65歳未満の男性では、20℃弱よりも低い部分の近似直線は
月間歩数中央値 = $47.7 \times \text{月間平均気温} + 8822.3$
20℃弱よりも高い部分の近似直線は
月間歩数中央値 = $-98.0 \times \text{月間平均気温} + 11648.1$
となっており、傾きの絶対値がほぼ2倍となっている。
- 4) 『ポケモン GO』のリリース後の8か月のうち3か月 (11月、12月、2月) において、リリース前と比べた歩数の平均変化量に二群で統計的に有意な差があった。

参考文献

- Cerin, E., B.E. Saelens, J.F. Sallis, and L.D. Frank (2006) "Neighborhood Environment Walkability Scale: Validity and Development of a Short Form" *Medicine & Science in Sports & Exercise*, Vol.38, pp.1682-1691.
- Hill, J.O., H.R. Wyatt, G.W. Reed, and J.C. Peters (2003) "Obesity and the Environment: Where Do We Go from Here?" *Science*, Vol.299, pp.853-855.
- Hino, K., J. S. Lee, Y. Asami (2017) "Associations between Seasonal Meteorological Conditions and the Daily Step Count of Adults in Yokohama, Japan: Results of Year-round Pedometer Measurements in a Large Population," *Preventive Medicine Reports*, Vol. 8, pp.15-17.
- Hino, K., Y. Asami, J.S. Lee (2019) "Step Counts of Middle-Aged and Elderly Adults for 10 Months Before and After the Release of Pokémon GO in Yokohama, Japan," *Journal of Medical Internet Re-*

search, Vol.21 (2), e10724. (pp.1-9).

- Kondo, K., J.S. Lee, K. Kawakubo, Y. Kataoka, Y. Asami, K. Mori, M. Umezaki, T. Yamauchi, H. Takagi, H. Sunagawa, and A. Akabayashi (2009) "Association between Daily Physical Activity and Neighborhood Environments," *Environmental Health and Preventive Medicine*, Vol.14, pp.196-206.
- Kopelman, P.G. (2000) "Obesity as a Medical Problem" *Nature*, Vol.404, pp.635-643.
- Lee, J.S., K. Kondo, K. Kawakubo, Y. Kataoka, K. Mori, M. Umezaki, T. Yamaguchi, Y. Asami, H. Takagi, and A. Akabayashi (2011) "Neighborhood Environment Associated with Daily Physical Activity Measured both Objectively and Subjectively among Residents in a Community in Japan," *Japanese Journal of Health and Human Ecology*, Vol.77 (3), pp.94-107.
- Saelen, B. E., F. Sallis, B. Black, and D. Chen (2003) "Neighborhood Based Differences in Physical Activity: An Environmental Scale Evaluation," *American Journal of Public Health*, Vol.93, pp.1552-1558.
- 厚生労働省 web : https://www.mhlw.go.jp/www1/topics/kenko21_11/top.html
- 中村恵美・浅見泰司・横張真 (2019) 「物理的な買い物距離が高齢者の買い物行動に与える影響：公共交通機関の発達した東京都心部で見られる高齢・低所得層の栄養状況の差に着目して」『都市計画論文集』54 (3), 1365-1371.
- 樋野公宏・三輪茉莉香・浅見泰司・對間昌宏 (2018) 「都市施設への近接性と歩数の関係：定年退職前後の世代による違いに着目して」『日本建築学会計画系論文集』746, 687-693.
- 由利泰蔵・樋野公宏・薄井宏行・浅見泰司 (2020) 「横浜市民の居住環境と歩行強度」『日本建築学会計画系論文集』776, 2209-2215.
- 横浜市 web : <https://enjoy-walking.city.yokoham.a.lg.jp/walkingpoint/>

総務省によると、2019年度の都道府県別の転入者数は39都道府県で増加し、8県で減少という状況であった。一方、2020年度は、増加した県はわずか5県で、42都道府県で減少という、コロナ禍の影響が、都道府県間の移動の様相を大きく変化させた。戦後以降、人口移動は、日本の都市の成長や課題と密接に関連してきている。今後も高齢化や人口減少、あるいは都市機能のDX（デジタルトランスフォーメーション）などの時代をむかえ、人口構成はますます注視していかなくてはならない。今号では、人口構成に関する研究が2つ、高齢者の住宅資産と消費行動に関する研究が1つであった。

●

三輪・王・姜（「鉄道建設にともなう沿線住民の変化について」）は、名古屋市に2000年1月から2004年10月にかけて開通した2つの市営地下鉄、名城線東側区間と名古屋臨海高速鉄道あおなみ線を対象に、沿線周辺においてジェントリフィケーションが生じたかどうかを、Bardakaらの研究になりDifference-in-Differencesの手法を用いて分析している。

ジェントリフィケーションは都市問題として扱われる。都市の中心や便利な地域にある貧しい地区や有色人種などのコミュニティの再開発などをきっかけに、高い教育を受けた裕福な若い人々がその場所へ移動し始める。古い住宅やさびれた商業施設などが取り壊され、建物は新しく高い仕様のもに変わり、これまで住環境が良

くないとされていた地域が魅力的な場所に生まれかわる。しかしその裏では、それまでそこに住み、コミュニティを築いてきた人々の生活費や雇用環境を大きく変えてしまう。新しい環境にうまくなじみ、仕事を得て暮らしていける場合はよいが、そうでない場合はその場を離れなくてはならない。このことが、ジェントリフィケーションが都市問題として扱われる理由である。

この点を見るために、本研究のDID手法のアウトカム変数として、世帯年収、学士保有率、管理的職業従事者割合、専門的・技術的職業従事者割合を用いている。

彼らの推定結果によると、名城線沿線においては、一部、世帯年収の高い人々の流入がみられる。しかし、その他のアウトカム変数についてはその効果がみられていない。あおなみ線においても世帯年収が高い人々の流入がみられる地域がある一方で、世帯年収が低い人々の流入があった地域の存在が確認されている。ジェントリフィケーションの効果があまり明確でない結果となっている。

原因としては、DID手法における介入群と制御群の駅から同心円による分け方、外生的ショックのタイミングがあげられるであろう。今回の対象となっている路線のうち、名城線については、環状線化にすることが1960年代にすでに決まっていた。それから、全線開通までの2004年まで、断片的な開発が非常に長きにわたって続いており、鉄道建設の影響がばやけ

ている可能性がある。また、環状線のため、駅から都心側と郊外側でその効果が異なり、相殺されてしまっている可能性も考えられる。

興味深い結果もみられる。一部の地域で世帯年収の減少が確認されている。先述のように、ジェントリフィケーションは、再開発によって都市が便利になるだけでなく、そこに存在していた低所得者の追い出しやコミュニティの破壊の側面をもつ。この世帯年収の低い人たちの流出行動がうまく拾えたと、ジェントリフィケーションの全体像をとらえられる。

●

岩田・行武論文（「住宅資産と高齢者の消費行動」）は、高齢者が所有している持ち家の価値が上昇した場合に消費行動が変化するかどうかを分析している。なぜ、住宅価格が上昇すると消費が増えるのか。交絡要因以外に3つの経路が説明されている。1つめは所有している住宅を売却し、小さい住宅などに引っ越すことで得られた売却益を消費にまわすという経路、2つめはリバースモーゲージの利用、3つめは著者らが分析の対象としている遺産動機経路である。

2つめのリバースモーゲージは、退職後、今住んでいる住宅をバリアフリーにリフォームしたいと思っても、資金が十分でない。そんな時に、住宅を担保に入れ金融機関から融資を受ける制度で、住宅を売却することなく資金融資を受けられ、さらに最終的には担保の住宅を売却することで融資を受けた資金を一括返済できる。その際

に金融機関の担保評価の見直しは定期的に行なわれるため、住宅価格が高騰してくると担保制約が緩くなり消費が刺激されるわけだ。

3つめの遺産動機は、子ども世代の経済的支援のために住宅を残す、あるいは子ども世代が近くに居住している場合に、将来住宅をわたす、あるいは同居して住宅サービスを提供する代わりに金銭的援助を子ども世代から受ける場合などもある。これらを家庭内リバースモーゲージと呼んでいる。

以上の経路の実証を慶應義塾大学が実施した日本パネル調査のデータを用いて、消費関数を推定することで行なっているが、データの制約から1つめと2つめの検証については十分な結果が得られていない。一方、子どもがいる高齢住宅所有者世帯に限った固定効果分析結果によれば、消費に対する住宅価格の正の影響がみられ、同一世帯内での住宅の評価額の上昇は、消費を増やす傾向にあることがわかった。対照的に、子どもがいない住宅所有者世帯の傾向は逆で、消費を減らすことがわかった。ただ、記述統計をみると、子どもあり世帯の年収平均値718万円、子どもなし世帯のそれが487万円と250万円近くの差がある。この差は大きく、そもそも消費行動の違いが存在しているグルーピングになってしまっている可能性がある。いずれにせよ、リバースモーゲージの利用状況と遺産動機との関係の分析は、今後の高齢時代において、あるいは空き家などにみられる住宅問題にとっても重要なテー

マであろう。



オランダの都市人口学者であるクラッセンらが提唱した人口の変化と都市の成長段階の実証結果は有名である。都市圏を中心エリアと郊外エリアにわけ、それぞれのエリアでの人口増減の組み合わせと都市の成長段階のライフサイクルを関係づけている。x-y 軸上に、それらの組み合わせの変化をプロットし、最近20年の東京都市圏はどの段階からどの段階へ変化したかをみるのは面白く、学部ゼミのよい練習課題になる。

さて、**福田論文**（『東京圏における人口分布の構造変化』）では、中心エリアと郊外エリアの人口変化の方向の違いが、人口に対する地代（地価）の弾力性とどのような関係にあるのかを、理論と実証の両方で分析している。理論では都市経済学の古典モデルであるAlonso モデルの敷地面積を、住民数の減少関数として導入し展開し、地代が人口増加に対して非弾力的であれば、都心エリアへ人口が流入し、弾力的であれば郊外へ人口が出ていくという現象を導いている。さらに2000年以降の大規模開発・超高層タワーマンション建設ブームを、敷地の供給量の増大ととらえ、モデル上では規制緩和として扱っている。そして、この土地利用に関する規制緩和が人口増加に対する地代の弾力性を低下させ、都心エリアでの人口増加を加速させることを導いた。

実証分析では、東京圏を対象にして市区町村別データを用いて2

つの推定を行なっている。1つめは、人口に対する地価の弾力性を固定効果モデルで推定している。分析は1981年～1992年と1996年～2018年の2期間に分け、対数線形モデルで計算している。その結果、前半期間では人口増加に対する地価の弾力性値が2以上、後半期間では2未満となった。このことは1992年までは人口が郊外分散型であったのが、1996年以降は都心回帰型になったことを示している。

この現象をさらに人口の変化分を被説明変数とし、都心からの距離変数に単純に回帰したモデルでも確認している。この距離変数の係数値は、前半期間では正となり都心からの距離が遠くなるほど人口成長が起きていることがわかり郊外化が示された。後半期間では係数値が負となり都心での人口成長が進んでいることがこちらの推定モデルからも示されている。

このように理論と実証の両方から、郊外化と都心回帰の様子を示した興味深い論文である。ただ、政策的インプリケーションのところで著者も述べているように、政策への提言を行なうには、この期間に人口構成や土地利用に影響を与えるような政策を明示的に扱った実証分析が必要だろう。戦後の都市の成長、あるいは人口分布の変化は、多くの住宅や土地利用に関する政策の影響があったことがわかっている。そしてそのことが今の都市課題につながる。今後、より具体的な政策提言が可能な分析が期待される。（H・Y）

鉄道建設にともなう沿線住民の変化について

三輪富生・王莉莎・姜美蘭

はじめに

土地利用と交通は相互に影響しあっている。例えば、交通計画のために広く用いられている四段階推定法（①発生・集中交通量の推定、②分布交通量の推定、③交通手段間の分担交通量の推定、④移動交通量（配分交通量）の推定）では、その最上位である発生交通量や第2段階の分布交通量の予測において、対象地域の土地利用に関する情報を説明変数としている。これは、土地利用と都市内の交通需要とが強く関連しあっていることを意味している。

交通計画では、都市内の交通移動が円滑に行なえるような交通施設を計画・整備したり政策を検討したりする。一方で、交通サービスは土地利用に影響を与える。例えば、自動車が多く普及したモータリゼーションによって、都市が周辺域に拡大してゆくアーバンスプロールが生じたことは広く知られている事実である。また、鉄道が建設されれば、その周辺にマンションが建設される光景は、日々目にしている通りであるし、鉄道会社とその路線開発に際して、都心のターミナル開発や郊外のリゾート開発、沿線の宅地開発を合わせて行なってきたこともよく知られている（角野 2017）。

人口減少局面にあるわが国では、これまでに拡大した都市を、適切に縮退させるコンパクトシティの必要性が叫ばれて久しい（谷口他 2012、越川他 2017）。しかし、一方では、自動運転技術に代表される新たな交通サービスの開発と普及も著しい。例えば、米国アリゾナ州フ

エニックスでは、2018年から無人タクシーが商用営業を開始しているし、わが国でも郊外や山村地域などの交通不便地域を無人バスで再生させる取り組みが多く実験され、報告されている。このような自動運転車による交通サービスは、都市のコンパクト化を抑制する作用を持つ可能性がある。したがって、新たな交通サービスが提供された場合の、市民の居住地選択に関する意向の評価と分析、そして将来の居住地分布の予測は、今後重要な研究課題であると言える。

このような背景のもと、著者らの興味は、新たな交通サービスが提供された場合の、市民の居住地変更行動を予測すること、そして持続可能な都市に向けたその制御方法を検討することである。そのための研究の第一段階として、本研究では過去の鉄道建設に対する駅周辺住民属性の変化を分析するものである。

鉄道や鉄道駅の整備に伴う住民属性の変化については、既往研究でも多く調査されている。特に、住民の富裕化（もしくは上位化）である“Gentrification”が多く取り上げられ、多くの研究成果が報告されている。本研究では、それらの既往研究を参考に、名古屋市で2000年～2004年に開通した市営地下鉄名城線の東側区間（大曾根駅～新瑞橋駅。以下、名城線東側区間）と2004年に開通した名古屋臨海高速鉄道あおなみ線（以下、あおなみ線）を対象とし、沿線地域にGentrificationが生じているかに着目し、関連した属性の人口割合がどのように変化したかについて分析を行なう。



(左) みわ・とみお (三輪富生)
1974年岐阜県生まれ。名古屋大学工学部卒、株式会社片平エンジニアリング勤務を経て名古屋大学博士課程修了。現在、名古屋大学准教授。

(中央) ワン・リサ (王莉莎)
1994年中国重慶生まれ。西南交通大学 (中国) 卒、同大学院修士課程および山梨大学大学院修士課程修了。現在、名古屋大学博士課程。

(右) ジャン・メイラン (姜美蘭)
中国吉林省生まれ。清華大学 (中国) 工学部卒、同大学院修士課程修了。名古屋大学大学院博士課程修了。博士 (工学)。トヨタテクニカルディベロップメント株式会社勤務を経て、現在、名古屋大学特任講師。

1 既往研究

Transit-Oriented Development (TOD、公共交通指向型都市開発) は、自家用車などの利用を減らし、公共交通の利用を増やすことで、持続可能な都市を構築することを目指した都市開発手法である (Carvero et al. 2002)。前述した、交通需要の4段階推定法に代表されるような、交通行動における各プロセスを分析対象とする交通計画の分野でも、TODに着目した研究は多い。

例えば、Loo et al. (2010) はニューヨークと香港を対象に、回帰分析によって、鉄道利用者数と土地利用や住民属性との関連を調べている。Lee et al. (2015) は、自転車利用による駅勢圏の拡大について分析しており、自宅から駅へと駅から職場へのどちらにおいても、自転車利用によってTOD影響範囲が拡大することを示している。Park et al. (2015) は、駅からの徒歩圏距離をアンケート調査データから用いて分析し、駅までの歩きやすさによって徒歩圏距離が拡大し、鉄道利用者を増加させられることを明らかにしている。Ann et al. (2019) は、途上国を含む多くの都市の交通手段シェアを比較し、TOD影響範囲は国や地域によって異なることを指摘している。このように、交通計画の分野では、効果的なTOD政策の導入を目指して、駅周辺での交通行動や駅勢圏の評価に関する研究が多い。しかしながら、交通計画の分野では、公共交通サービスの提供によって、地域住民の属性がどのように変化するかについては、これまではあまり研究されていない。

交通計画にとどまらず、より広い分野を対象として既往研究を調査すると、鉄道路線の開発とGentrificationとの関係に着目した研究が多くみられる。これらの研究は交通計画に関連付けられれば、発生交通量の変化や予測に関係が深いと考えられる。

例えば、Kahn (2007) は、1970年から2000年までの人口と家屋データを用い、全米14都市を対象として、住宅価格や居住者の学歴の変化について調査しており、徒歩でのアクセスを前提とした鉄道駅ほどGentrificationが生じることを示している。しかし、地域によってその効果は異なっていることも示している。Helms (2003) は、Gentrificationが高所得世帯の転入と家屋の更新のプロセスで実現されているとし、中低密度地域や都市公園などの周辺のアメニティが豊かなほど、家屋の更新が進むことを示している。Kolko (2007) は、都市中心部の古い住宅ストックが蓄積された地域ほどGentrificationが生じやすいこと、ただし都市によってその変化は大きく異なることを指摘している。Grube-Cavers and Patterson (2015) は、カナダの3つの大都市を対象として、鉄道サービスの提供と世帯年収や専門職人口などの変化との関係を分析しており、駅までの近接性が統計的に有意な影響を持つことを示している。Bardaka et al. (2018) は、米国コロラド州デンバーのライトレールを対象に、その整備前後における鉄道駅周辺の住民属性の変化を分析している。分析の結果から、ライトレール整備に起因して、沿線の世帯年収や管理職人口割合、住宅価値が上昇したことを示している。

以上より、鉄道などの交通サービスが整備されることで、地域住民の属性が変化することがわかる。また、その変化は、世帯年収や管理職人口の割合、専門職人口の割合など、Gentrification の指標として取り上げられる属性が、既往研究では多く扱われている。さらに、分析結果からも、鉄道の整備が Gentrification を生じさせることを実証する報告が多い。

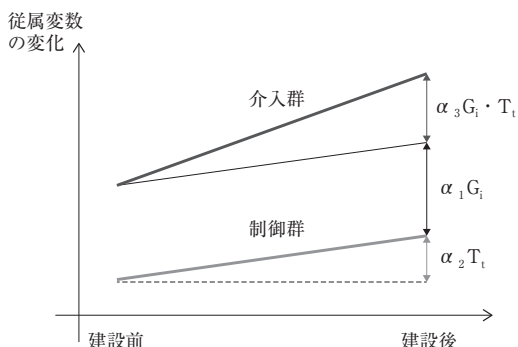
本研究も、既往研究に倣って、鉄道の整備と沿線地域の住民属性がどのように変化するかについて着目する。特に、Gentrification に関連した指標、世帯年収、学士保有人口の割合、管理的職業人口の割合、専門・技術職業人口の割合を取り上げて分析を行なうこととする。

2 分析方法

鉄道サービスの整備によって、周辺地域の住民属性が変化したかどうかを分析するためには、サービス提供前後の、少なくとも2時点のクロスセクションデータが必要であることは、直感的にも理解できる。さらに、鉄道サービスの提供により影響を受けた地域のデータと受けなかったと仮定できる地域のデータも含まれている場合、前者を介入群 (treated group)、後者を制御群 (control group) と呼ぶ。すなわち、介入群は、日常生活において駅へアクセスすることでそれまでとは異なった交通行動が可能となったことや、駅周辺の住環境等が変化した (店舗が増加したなど) ことの影響を受けた地域であり、駅勢圏や TOD の影響範囲とともとらえることができる。また、制御群はその領域より外の地域であり、鉄道の整備の影響を受けなかった地域である。ここで、このようなデータは介入群と制御群が計画的に設定されたものではなく、手元のデータをそれら2つの群に分類して比較していることから、疑似実験と呼ばれることもある。

このように、鉄道の沿線地域が介入群と制御群に分けられた場合、鉄道サービス提供前後の介入群における従属変数の変化や介入群と制御群との差を分析する方法として、(1)式に示すよ

図1—DIDモデルで仮定する従属変数の変化



うな、DIDモデル (difference-in-differences model) が用いられる。

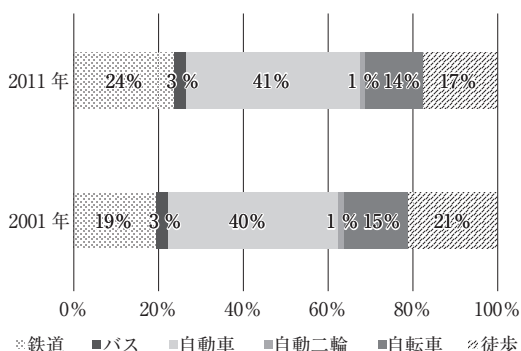
$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 G_i + \alpha_2 T_t + \alpha_3 G_i \cdot T_t + \beta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、サンプル i 、時点 t に対して、 $y_{i,t}$ は従属変数であり、世帯年収等である。また、 G_i は介入群のとき1、制御群のとき0をとる変数、 T_t は事後データのとき1、事前データのとき0をとる変数、 $x_{i,t}$ はその他の独立変数ベクトル、 α と β は未知パラメータ、そして $\varepsilon_{i,t}$ は独立な誤差項である。

この鉄道サービス提供による効果は、横軸に期間を、縦軸に対象とする指標の変化 (従属変数の変化) をとって、図1のように表現できる。ここで、上の太線と下の太線は、それぞれ介入群と制御群の鉄道サービス提供前後 (鉄道整備の前と後) の対象とする指標の変化を示している。この時、黒細線は、鉄道サービスの提供に起因した変化が生じなかった場合を便宜的に示しており、上の太線と細線の差が介入 (鉄道サービスの提供) によって生じた変化 (介入効果) である。

このモデルによって、介入効果が正しく推定されるためには、いくつかの仮定が成り立つ必要がある。その代表的なものは、平行トレンド仮定 (Parallel trends assumption) と共通ショック仮定 (Common shocks assumption) である。前者は、もし政策が導入されなかったとしたら、介入群と制御群における分析対象の変化は平行であるという仮定である。また、後者は、

図2—名古屋市における交通手段分担率



政策導入前後で、分析対象に影響を与えるような“別のイベント”が起きていないか、起きていたとしても介入群と制御群に対して同様に影響を与えているといった仮定である。本研究では、これらの仮定が成り立っているものとして議論を進める。

また、時空間データを用いる場合、時系列相関や空間相関、さらには、空間的波及効果などを考慮した高度なモデル（例えば、Bardaka, et al. 2019）が適用されることが望ましい。ただし、本研究は著者が進める研究の第一段階であり、基礎情報を得ることを目的として、(1)式に示したようなモデル構造としている。

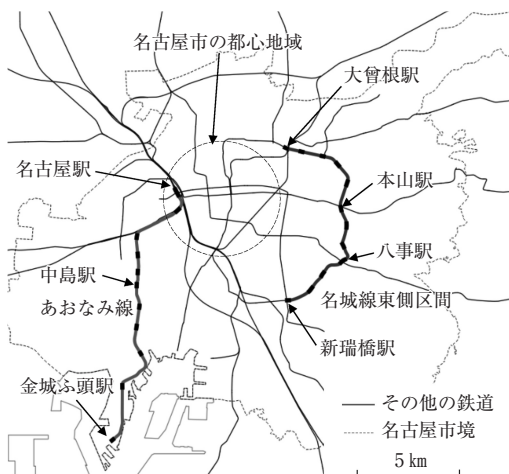
3 対象地域とデータ

3.1 名古屋市の土地利用・交通特性

名古屋市は、わが国の他の大都市と比べて自動車分担率が非常に高いことが特徴である。国土交通省によれば、2014年の東京都市圏および大阪都市圏における鉄道と自動車の分担率比（鉄道：自動車）が、それぞれ59.3%：40.7%、48.7%：51.3%であるのに対して、名古屋都市圏のそれは21.6%：78.4%となっている¹⁾。ただし、名古屋市では地下鉄網が整備されつつあり、鉄道分担率は上昇しつつある。

図2は2001年と2011年の中京都市圏パーソントリップ調査から集計した交通手段分担率であるが、2001年には19%だった鉄道の分担率が、2011年には24%まで上昇している。これは、鉄道路網の整備による効果が大きいと考えられる。

図3—対象とする2つの鉄道路線



2000年以降に整備された大規模公共交通サービスには、本研究で対象とする名城線東側区間とあおなみ線（いずれも詳細は後述する）のほか、ガイドウェイバス志段味線（ゆとりーとライン。2001年、高架区間6.5km）、市営地下鉄上飯田線（2004年、0.8km）、愛知高速交通東部丘陵線（通称、リニモ。2005年、8.9km）、市営地下鉄桜通線野並駅～徳重駅間（2011年、4.2km）がある。ただし、依然として自動車の分担率は高いため、他の大都市圏より鉄道サービスが土地利用や居住者の分布に与える影響は限定的である可能性がある。

3.2 対象とする鉄道路線と沿線地域の特徴

本研究で対象とする2つの鉄道路線は、2000年1月～2004年10月にかけて開通した市営地下鉄名城線東側区間（大曾根駅～新瑞橋駅、11.8km）と2004年10月に開通した名古屋臨海高速鉄道あおなみ線（名古屋駅～金城ふ頭駅、15.2km）である（図3）。

(1) 名城線東側区間

市営地下鉄名城線は、1965年に栄駅～市役所駅間が開業してから延伸を続け、2000年1月に大曾根駅～砂田橋駅区間、2003年12月に砂田橋駅～名古屋大学駅区間、そして2004年10月に名古屋大学駅～新瑞橋駅区間が開通した。これに

表1—対象路線の状況

名城線東側区間		
北部	大曾根駅～自由が丘駅(5 駅)	市営住宅が多い地区を含む
中央部	本山駅～八事駅(4 駅)	大学が多く立地する文教地区
南部	総合リハビリテーションセンター駅～新瑞橋駅(3 駅)	一戸建て家屋が多い住宅街
あおなみ線		
北部	小本駅～中島駅(4 駅)	名古屋へのアクセスが良い
中央部	名古屋競馬場前駅～野跡駅(4 駅)	埋立地であり工場が多い

よって、日本初の環状地下鉄となった。

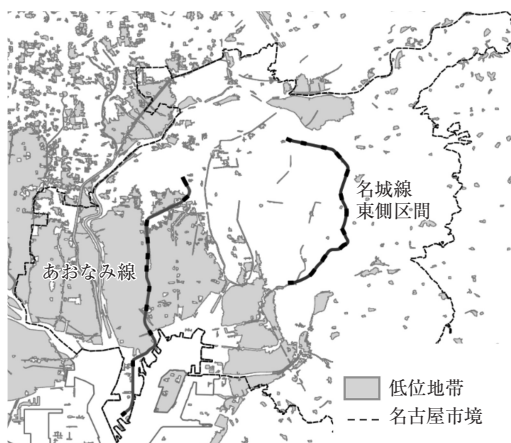
本研究で対象とする東側区間は、北端に位置する大曾根駅から南端に位置する新瑞橋駅までの12駅である。名城線東側区間は名古屋市東側地域の丘陵地帯を通過する。また、名城線の西側区間には、名古屋市の中心駅である栄駅や官庁街である市役所駅があり、沿線住民にとって、通勤や買い物において利便性が高い路線である。運行頻度は、朝のピーク時間帯(8 時台)では10本/時、昼間は4 本/時である。なお2010年における1 駅当たりの平均日乗車人数は、6792人/日・駅であった²⁾。

対象区間の各駅は、東区、千種区、昭和区、瑞穂区に位置しており、2004年の沿線区の住宅地平均価格(地価公示)は19万4675円/㎡であった³⁾。また、同区間の北部は古くからの住宅地であるとともに、市営住宅が多く立ち並ぶ地区が含まれている。さらに、中央に位置する本山駅から八事駅の間には多くの大学があり、文教地区となっている。このため、閑静な住宅地であり、かつ多くの学生アパートも立ち並んでいる。南部は、閑静な住宅街であり、戸建て家屋が多く立ち並ぶ地区である(表1)。

(2)名古屋臨海高速鉄道あおなみ線

名古屋臨海高速鉄道あおなみ線(名古屋駅～金城ふ頭駅)は、JR 東海道本線の貨物支線である西名古屋港線との旅客・貨物共用路線であ

図4—名古屋市の低位地帯



る。料金は地下鉄とほぼ同じであり、北端に位置する名古屋駅は、新幹線やJR、私鉄、地下鉄が交わる名古屋市最大のターミナル駅である。あおなみ線の沿線地域は、同路線の整備前は鉄道サービスが不十分で、自動車やバスなどにより移動せざるを得ない交通渋滞が著しい地域であった。また、上述のように都心に比較的近い地域であったにもかかわらず、市街化の熟度が低く、多くの工場が立地していた。南端の金城ふ頭駅には、2010年以降に多くのアミューズメント施設(リニア鉄道館、レゴランドなど)が開業しており、観光客の利用も期待されている。運行頻度は、朝のピーク時間帯(8 時台)では6 本/時、昼間は4 本/時であり、名城線と比べるとやや少ない。ただし、2010年における1 駅当たりの平均日乗車人数は、1475人/日・駅であり、名城線東側区間と比べると利用者数はかなり少ないといえる。

また、名古屋市の西側地域は平坦な土地であるが、南西部は海拔ゼロメートル地帯が広がっている。図4は、名古屋市周辺の低位地帯(周辺部よりも標高が低く、排水が困難である地帯)を示している⁴⁾。図からもわかるように、あおなみ線沿線は、ほぼすべての地域が低位地帯となっており、洪水や津波などの災害が危惧される地域でもある。なお、あおなみ線は中村区、中川区、港区を通過し、2004年のこれら沿線区の住宅地平均価格(地価公示)は13万2167

表 2—従属変数と鉄道整備前後の変化

(a) 名城線東側区間

	2000 年				2010 年					
	介入群		制御群		介入群			制御群		
	平均	s.d.	平均	s.d.	平均	s.d.	変化率	平均	s.d.	変化率
世帯年収(万円)	573	53	566	59	557	55	-3.6%	531	58	-6.2%
学士保有率	0.32	0.12	0.23	0.10	0.35	0.10	+9.4%	0.25	0.09	+8.7%
管理的職業率	0.05	0.04	0.04	0.03	0.04	0.03	-20%	0.03	0.02	-25%
専門・技術職業率	0.20	0.07	0.14	0.05	0.22	0.06	+10%	0.15	0.05	+7.1%

(b) あおなみ線

	2000 年				2010 年					
	介入群		制御群		介入群			制御群		
	平均	s.d.	平均	s.d.	平均	s.d.	変化率	平均	s.d.	変化率
世帯年収(万円)	553	52	548	57	493	58	-7.5%	504	56	-8.0%
学士保有率	0.12	0.05	0.13	0.05	0.15	0.06	+25%	0.16	0.06	+23%
管理的職業率	0.02	0.01	0.03	0.02	0.02	0.01	0.0%	0.02	0.02	-33%
専門・技術職業率	0.09	0.03	0.10	0.04	0.10	0.03	+11%	0.11	0.04	+10%

円/㎡であり⁵⁾、名城線よりかなり低い。

名古屋駅とその隣のささしまライブ駅周辺は、あおなみ線の建設以前からの商業地域であること、そして南端の金城ふ頭駅には住民がいないことから、これらの駅周辺地域は分析から除外する。残りの区間の北部は古くからの下町が残された地区であり、また名古屋駅へのアクセスが良いことが特徴である。一方、南部は、古くからの埋立地であり、工場と住宅が混在した地域である(表 1)。

3.3 使用データ

本研究では、鉄道サービス提供前を2000年、提供後を2010年とする。また、介入群とする駅からの距離は、4 節で構築する DID モデルの説明力が最も高くなるよう設定し、名城線東側区間では、介入群は駅から800mの範囲、制御群は駅から800m～5 kmの範囲とした。あおなみ線では、介入群は駅から1 kmの範囲、制御群は駅から1 km～5 kmの範囲とした。名城線のほうが制御群の領域が狭くなったことは、同路線が丘陵地帯であることから妥当と考えられる。また、いずれのデータも“町”レベルで整理した。すなわち、以下の集計分析や DID モデルのサンプルは“町”単位の値であり⁶⁾、名城線

沿線では883サンプル、あおなみ線沿線では350サンプルとなった。

表 2 は、名城線東側区間とあおなみ線の沿線地域住民の、世帯年収、学士保有人口の割合、管理的職業人口の割合、専門・技術職業人口の割合を示している⁷⁾。これらは、DID モデルの従属変数として使用する。なお、世帯年収については、物価上昇率により2018年に基準化した数値である。こ

こで、Gentrification の指

標としては住宅価格を取り上げることが望ましいが、本研究で扱うための適当なデータ(“町”レベルのデータ)が得られなかった。この点については今後の課題としたい。表中の名城線東側区間を見ると、世帯収入、管理的職業率は介入群、制御群ともに減少しており、分析対象とする時点での景気悪化の影響がみられる。ただし、駅から近い介入群のほうが減少率は小さいこともわかる。学士保有率、専門・技術職業率はどちらも増加しているが、介入群のほうが高い増加率を示している。

次いで、あおなみ線を見ると、名城線と同様に、世帯収入、管理的職業率は介入群・制御群ともに減少しており、介入群のほうが減少率が小さい。また、学士保有率と専門・技術職業率についても、どちらも増加しており、介入群のほうがやや増加が大きい。このように、いずれに指標についても、両路線で類似した変化の傾向が確認できた。

最後に、路線間の比較を行なうと、いずれの指標についても、その数値は名城線のほうが高いことがわかる。ただし、その変化率には明確な傾向はなく、名城線のほうが世帯年収の減少率が小さく、あおなみ線のほうが学士保有率の増加率が大きい。

表3—DID モデルの推定結果

	名城線東側区間				あおなみ線			
	世帯年 収の対 数値	学士保 有率	管理的 職業率	専門・ 技術職 業率	世帯年 収の対 数値	学士保 有率	管理的 職業率	専門・ 技術職 業率
定数項	6.406**	0.680**	0.355**	0.072**	1.588**	0.082	0.043	-0.009
介入群 (G _i)								
名城線 北部	0.025**	0.025	0.016*	-0.006				
中央部	-0.041**	0.056**	0.034**	0.009**				
南部	0.001	0.046**	0.023**	0.020**				
あおなみ線 北部					-0.011	-0.013	-0.003	-0.003
南部					0.038**	-0.010	0.000	-0.003
事後 (T _i)	-0.053**	0.062**	0.020**	-0.005**	-0.079**	0.060**	0.020**	-0.003**
介入効果 (G _i T _i)								
名城線 北部	-0.014	-0.018	0.001	-0.003				
中央部	0.062**	-0.008	0.012	-0.001				
南部	0.016	0.003	0.009	-0.002				
あおなみ線 北部					0.025**	-0.014	-0.010	-0.002
南部					-0.053**	-0.016	-0.016	0.007
CBDへの距離 (km)	-0.003*	-0.010**	-0.006**	-0.003**	-0.007**	-0.012**	-0.003**	-0.003**
人口密度 (人/km ²)	-0.002**	-0.003**	-0.002**	-0.001**	-0.004**	-0.002**	0.000	0.000**
平均年齢	-0.005**	-0.010**	-0.003**	0.000	-0.002**	-0.004**	-0.001	0.001**
外国人率	-0.582**	-0.736**	0.171**	-0.074**	-0.328**	-0.418**	-0.050	-0.055*
持ち家率	0.481**	0.212**	0.075**	0.039**	0.474**	0.068**	0.06**	0.004
労働人口率	-0.158**	-0.169**	-0.233**	-0.084**	0.052	0.364**	0.018	0.038**
流入人口率	0.143**	0.432**	0.171**	0.050**	0.031	0.227**	0.095**	0.001
鉄道通勤率	0.205**	0.394**	0.114**	0.032**	0.002	0.339**	0.156**	-0.004
鉄道通学率	-0.127**	-0.123**	-0.056**	-0.004	-0.014	0.056**	0.002	0.011**
サンプル数	883				350			
補正済決定係数	0.644	0.581	0.408	0.267	0.813	0.671	0.242	0.232

注) ** p<0.05, * p<0.1

4 分析結果と考察

表3は、名城線東側区間およびあおなみ線のDIDモデルの推定結果を示している。なお、ここでは、同一路線の沿線をさらに詳細に区分し、沿線地域の異なる地域利用状況等によって介入効果が異なる可能性を考慮する。表1に示したように、名城線東側区間を3つの区間に、あおなみ線を2つの区間に分割し、個別の介入効果と介入群ダミーのパラメータを推定した。また、独立変数については、同じ従属変数を用いているBardaka et al. (2018)を参考に設定している。なお、独立変数として導入した流入人口率とは、2005年～2010年の間に他の地域から流入した住民の割合である。

まず、名城線東側区間の推定結果を考察する。最も着目する介入効果を見ると、中央部のみで世帯年収において統計的に有意な正の介入効果

がみられる。すなわち、名城線東側区間のなかでも多くの大学が立地する文教地区であり、かつ高級住宅地でもある地域でのみ、周辺と比較して世帯年収が上昇したことがわかる。このように、同じ路線の沿線でも、その地区の特徴によって介入効果が異なることがわかった。なお、学士保有率や管理的職業率、専門・技術職業率など、既往研究でGentrificationの指標として取り上げられているその他の従属変数においては介入効果がみられない。表2に示した基礎集計結果からは、介入群ほどそれらの指標が増加しているか減少幅が小さかったが、鉄道サービスの整備による介入効果

としては有意ではなかったといえる。その他の独立変数の影響を見ると、都心から遠いほどすべての従属変数が統計的に有意に減少することがわかる。すなわち、沿線住民の富裕化は都心へのアクセシビリティに強く影響を受けることがわかる。また、外国人率が上昇すると、世帯収入や学士保有率、専門・技術職業率は減少するが、管理的職業率は上昇することもわかる。さらに、流入人口率は、すべての指標に対して統計的に有意な正のパラメータを有している。

次いで、あおなみ線の推定結果を見ると、名城線東側区間と同様に、世帯年収以外の指標についても統計的に有意な効果は見られなかった。しかしながら、世帯年収を見ると、北部地区では正の介入効果がみられ、あおなみ線の建設により富裕層の割合が上昇したといえる。しかし、南部地区では、有意な負の介入効果がみられる。すなわち、あおなみ線が建設されたことで、世帯年収が低い世帯の割合が上昇したことになる。

本研究で使用したデータや適用した分析方法では、沿線住民がどこから、またどこへ移動したかを明らかにすることはできないが、少なくともあおなみ線の南部地域は高年収世帯には魅力的ではないことがわかる。名古屋駅を含む都心へのアクセシビリティの影響は、説明変数（CBD への距離）によって考慮されていることを踏まえると、南部地域には工場が多いなど、あおなみ線建設以前からの土地利用状況等が影響を及ぼしている可能性が考えられる。

その他の変数で、名城線東側区間と異なる結果について考察すると、外国人率が高いほど、専門・技術職業率が低下している。名城線沿線には多くの大学があり、外国人には研究者などが多く居住すると考えられるが、あおなみ線では労働者階級の外国人が多く居住している可能性が考えられる。また、流入人口についても、世帯年収や専門・技術職業率には有意な影響を及ぼしておらず、地域によって住民の属性分布に与える因果関係が異なることが推察される。

以上のように、同じ都市内において、類似したサービスレベルで、かつ同じ時期に整備された鉄道路線であってさえも、提供される地域によって地域の居住者分布に与える影響が異なることが明らかにされた。このため、将来の鉄道などの交通サービスの整備に対する人口分布の予測においては、それまでの土地利用状況などを考慮しつつ、地域ごとに詳細に分析することが必要であることは明らかである。

おわりに

本研究では、鉄道路線の建設による地域住民の変化を分析した。名古屋市で同時期に建設された名城線東側区間とあおなみ線を対象とし、既往研究でしばしば取り上げられる Gentrification に関連した指標、すなわち世帯年収、学士保有率、管理的職業率および専門・技術職業率の変化を DID モデルによって分析した。この結果、世帯年収のみで介入効果が見られ、鉄道路線の建設によって、駅周辺に年収の異なる住民の割合が変化することが示された。また、既

往研究でも、鉄道の建設によって生じる Gentrification 効果は、地域によって異なることが報告されているが、本研究では、同じ都市内でも大きく異なる結果が得られることが明らかにされた。さらに、既往研究のように世帯年収が上昇する場合のみではなく、地域によっては世帯年収が減少していることも示された。これは、世帯年収の低い住民が移住してきたことを意味している。これらより、鉄道サービスの提供以外に、土地利用状況等が沿線住民の分布に強い影響を及ぼしている可能性が考えられる。

今後の課題としては、より詳細な時空間的な相関構造の考慮が必要である。同じ地域の 2 時点データを用いるため、時系列相関を考慮する必要があるし、空間的な相互影響も考慮する必要がある。これらについてはすでに取り組みを進めているので、別の機会に報告したいと考えている。さらに、本研究では、アメリカでの既往研究を参考に従属変数や独立変数を決定しているが、分析の結果が因果構造を適切に表現できているとは限らない。例えば、鉄道利用率と富裕化との因果関係は、地域によって異なることも考えられるし、社会における外国人の役割も国によって異なると考えられる。したがって、鉄道サービスの整備がどのような因果連鎖を経て住民の属性を変化させたり富裕化を生じさせるかについて、より説得力のある分析やモデル構築が必要となる。

最後に、本研究では Gentrification に関する指標について着目したが、少子化や高齢化が進展したわが国では、将来の都市交通計画に向けて、例えば家族構成の変化（高齢者の一人暮らし世帯や、子供のいる世帯など）に着目した分析が有用である。特に、大都市においても高齢者世帯の分布がどのように変化していくかについては、今後の都市計画や交通計画において重要な視点である。これについてもすでに取り組みを始めており、別の機会に報告できれば幸いである。

謝辞

本稿の執筆にあたり日本住宅総合センター主催の研究会で発表を行ない、多くの先生方から有益なご助言をいただいた。また、本研究の実施に当たっては、JSPS 科研費19H02260の助成を受けている。ここに記して謝意を表します。本研究は、“Preliminary Study on Transit-induced Residential Gentrification in Nagoya, Japan”として公表した著者らの既往研究に、分析結果を新たに更新し、全体的に再構成したものである。

注

- 1) 国土交通省、鉄道関係統計：都市鉄道の現状 (https://www.mlit.go.jp/tetudo/tetudo_tk4_000002.html, アクセス日：2021年3月1日) より。
- 2) 名古屋市 HP の鉄道路線別乗車人員データ (<https://www.city.nagoya.jp/somu/page/0000068179.html>, アクセス日：2020年11月14日) より集計。なお、曜日の区別は考慮していない。また、大規模イベント施設のある駅等（名城線の瑞穂運動場東駅およびナゴヤドーム前矢田駅、あおなみ線の名古屋駅、名古屋競馬場前駅および金城ふ頭駅）は計算に含めていない。
- 3) 名古屋市 HP より作成、<https://www.city.nagoya.jp/somu/page/0000059346.html> (アクセス日：2021年3月1日)
- 4) 国土交通省、国土数値情報ダウンロードサイトよりデータを入手して作成。<https://nlftp.mlit.go.jp/ind ex.html> (アクセス日：2021年3月1日)
- 5) 前掲注3に同じ。
- 6) 学士保有人口の割合、管理的職業人口の割合、専門・技術職業人口の割合は国勢調査から入手した。世帯年収については、住宅・土地統計調査データ (Esri Japan 推計年収データ) によるカテゴリカルデータ (300万円未満、300～500万円、500～700万円、700～1000万円、1000万円以上) を用いて平均値を得た。
- 7) 国勢調査の定義では、管理的職業従事者は“事業経営方針の決定・経営方針に基づく執行計画の樹立・作業の監督・統制など、経営体の全般又は課 (課相当を含む) 以上の内部組織の経営・管理の仕事に従事するもの”、専門的・技術的職業従事者は、“高度の専門的水準において、科学的知識を応用した技術的な仕事に従事するもの及び医療・教育・法律・宗教・芸術・その他の専門的性質の仕事に従事するもの。この仕事を遂行するには、通例、大学・研究機関などにおける高度の科学的訓練・その他専門的分野の訓練又はこれと同程度以上の実務的経験あるいは芸術上の創造的才能を必要とする”と定義されている。

参考文献

角野幸博 (2017) 「沿線まちづくりにおける鉄道会社の役割」『都市住宅学』第97号 SPRING、4-9頁。
越川知紘・菊池雅彦・谷口守 (2017) 「コンパクトシティ政策に対する認識の経年変化実態—地方自治体の都市計画担当者を対象として」『土木学会論文集 D3

(土木計画学)』第73巻1号、16-23頁。

- 谷口守・肥後洋平・落合淳太 (2012) 「都市計画マスタープランに見る低炭素化のためのコンパクトシティ政策の現状」『土木学会論文集 G (環境)』第68巻6号、II 395-II 402頁。
- Ann, S., M. Jiang, and T. Yamamoto (2019) “Re-examination of the Standards for Transit-Oriented Development Influence Zones in India,” *Journal of Transport and Land Use*, Vol. 12(1), pp. 679-700.
- Bardaka, E., M. S. Delgado, and R.J.G.M. Florax (2018) “Causal Identification of Transit-Induced Gentrification and Spatial Spillover Effects: The Case of the Denver Light Rail,” *Journal of Transport Geography*, Vol. 71, pp. 15-31.
- Bardaka, E., M.S.Delgado, and R. J. G. M. Florax (2019) “A Spatial Multiple Treatment/Multiple Outcome Difference-in-differences Model with an Application to Urban Rail Infrastructure and Gentrification,” *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol.121, pp.325-345.
- Cervero, R., C. Ferrell, and S. Murphy (2002) “Transit-Oriented Development and Joint Development in the United States: A Literature Review,” Transportation Research Board, Washington, DC, United States.
- Grube-Cavers, A., and Z. Patterson (2015) “Urban Rapid Rail Transit and Gentrification in Canadian Urban Centers: A Survival Analysis Approach,” *Urban Studies*, Vol.52, pp.178-194.
- Helms, A.C. (2003) “Understanding Gentrification: An Empirical Analysis of the Determinants of Urban Housing Renovation,” *Journal of Urban Economics*, Vol.54, pp.474-498.
- Kahn, M. E. (2007) “Gentrification Trends in New Transit-Oriented Communities: Evidence from Fourteen Cities That Expanded and Built Rail Transit Systems,” *Real Estate Economics*, Vol.35 (2), pp. 155-182.
- Kolko, J. (2007) “The Determinants of Gentrification,” *SSRN Electronic Journal*, Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.985714>.
- Lee, J., K. Choi, and Y. Leem (2015) “Bicycle-based Transit-oriented Development as An Alternative to Overcome the Criticisms of the Conventional Transit-oriented Development,” *International Journal of Sustainable Transportation*, Vol.10(10), pp. 975-984.
- Loo, B. P.Y., C. Chen, and E.T.H.Chan (2010) “Rail-based Transit-oriented Development: Lessons from New York City and Hong Kong,” *Landscape and Urban Planning*, Vol. 97, pp. 202-212.
- Park, S., E. Deakin, and K. Jang (2015) “Can Good Walkability Expand the Size of Transit-oriented Developments? Transportation Research Record,” *Journal of Transportation Research Board*, Vol. 2519 (1), pp. 157-164.

住宅資産と高齢者の消費行動

岩田真一郎・行武憲史

はじめに

公的年金制度は、ライフタイムを通じて貯蓄が困難であった高齢者でも、その生活を維持できるよう設計されている。しかし、超高齢社会を迎え、年金をはじめとする社会保障費を削減する圧力が高まっている。『平成29年度版高齢社会白書』（内閣府）によると、社会保障給付費は過去最高となっており、高齢者への支出は公的年金や医療給付の形で社会保障費全体の70%を占めている。

そのような状況下において、住宅は高齢者世帯の主要な資産であり、高齢者の生活水準を維持するため重要な役割を果たす(Toussaint and Elsinga 2009)。実際、「平成26年全国消費実態調査」（総務省統計局）によると、65歳以上の高齢者の約90%は住宅用不動産を所有し、これは総資産の60%である。

住宅価格の上昇は資産価値の増加を意味し、高齢者が住宅の一部または全部を売却する場合、消費を刺激する(Artle and Varaiya 1978)。ただし、高齢持ち家所有者は転居率も低く、消費の財源として住宅を売却することはほとんどない。「平成30年住宅・土地統計調査」（総務省統計局）によれば、世帯主が65歳以上の持ち家所有者では、2014年以降、約37万7000人が転居をしている。2013年時点で世帯主が60歳以上の持ち家世帯数が、約1800万世帯なので、高齢の持ち家世帯の移動割合は5年間でわずか2.1%にすぎない(Sumita et al. 2021)。

転居率が低いことは、高齢者の大多数が現在の住居に居住し続けることを望んでいることを示す。その場合でも、住宅価格の上昇は担保としての価値を高めて借入を容易にするため、流動性制約に直面している高齢者の消費を促す可能性がある(Campbell and Cocco 2007)。その手段の一つが、近年認知度が高まっているリバースモーゲージである。リバースモーゲージとは、居住する住宅を担保に現住居での居住を継続したまま生活資金を借入れし、借入人が死亡したときに担保となっていた住宅を売却して、借入金を返済する仕組みである。

住宅金融支援機構は、リバースモーゲージを促進するため、2009年に民間金融機関に対する住宅融資保険の提供を始めている。住宅金融支援機構の保険金額は2016年の1億5000万円から2018年の40億円へと急激に上昇した。ただし、資金の用途は限定されており、自己居住用住宅の建設または購入資金、リフォーム資金、住宅ローンの借換資金、サービス付き高齢者向け住宅の入居一時金、子どもなどが居住する住宅取得のための借入資金などの住宅消費となっている。これに対し、東京スター銀行では、高齢者が日常の支出にローンを利用できる、より柔軟な商品を提供している。この商品の2009年の貸付残高は200億円未満であったが、2019年には1200億円に増加している。

このようにリバースモーゲージ市場は、近年拡大しつつあるが、その規模は209兆円の住宅ローン市場(2018年「資金循環勘定」日本銀行)

行)と比較すると依然として小さい。その原因に利用条件が考えられる。一般的に、日本のリバースモーゲージはリコースローンであるため、借り手がローンの債務不履行に陥ったとき、担保とその他の資産の両方が差し押さえられる可能性がある。さらに、リバースモーゲージによる融資は生涯を通じて保証されるものでないため、地価の変動により評価額が下落すると、存命中でも融資が終了しローン期間中に返済が必要になる可能性も存在する。

このようにリバースモーゲージのような住宅金融市場が十分活用できない状況では、高齢者は子どもからの金銭的支援の見返りに遺産として住宅資産を利用する可能性がある。Iwata and Yukutake (2020) では、高齢の持ち家所有者が住宅価格の上昇によって消費行動を変化させうる代替的な経路について検証を行なっている。金融市場において住宅資産を活用する商品が充実していない場合、高齢者は住宅資産を現金化するため家庭内の資金調達経路に依存する可能性がある。すなわち、高齢者は、子どもに住宅を遺産とする代わりに、年金契約を結ぶことで生活を維持する。Horioka (2002) は、このタイプの契約を家庭内リバースモーゲージ (intra family reverse mortgage) と呼んでいる。住宅価格の上昇は、子どもが親への経済的支援を提供するインセンティブを高めるため、親は家庭内資金調達経路を使用して消費を増加させる。住宅資産と高齢者の消費の関係については注目が高まっているが、家庭内資金調達経路に焦点を当てた実証分析はそれほど多くない。例えば Yang et al. (2017) は、住宅資産の価値が増加するとき、潜在的に子どもが資金を提供することによって、子どもと同居する高齢者の消費が増加することを示した。

Iwata and Yukutake (2020) では、日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) を用い、日本における60歳以上の持ち家所有者について、住宅価値の変動が消費に影響を与えるかを実証分析している。本稿は、Iwata and Yukutake

(2020) を翻訳・改訂し、その分析内容を紹介するものである。

本研究における実証分析の結果、住宅価値の変化が子どもを持つ高齢者の消費に統計的に有意な影響を与え、住宅価値の上昇は、家庭内資金調達経路を通じて消費を押し上げることが示されている。住宅資産の限界消費性向は0.01であり、先行研究の限界消費性向と比較すると低い値となっている。一方で、住宅価値の増加は、子どもを持たない高齢者の消費には影響を与えないことが確認された。

2 住宅価値が消費に影響する経路

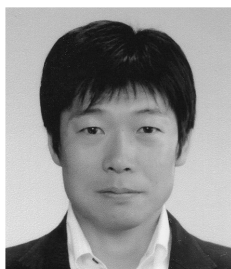
2.1 交絡因子経路

住宅資産の増加と消費支出に正の相関が確認されるとき、その理由の一つとして交絡因子の存在の可能性がある。すなわち、ここでの相関関係は、住宅と消費に共通する要因に依存している (Atalay et al. 2016)。例えば、ある地域の経済状況は、同地域の住宅価値の変化をもたらすと同時に、消費支出に影響を与える。こうした共通の要因を通じた経路は、住宅価値と消費の実際の因果関係を示すものではない (Hori and Niizeki 2019)。

2.2 直接売却経路と担保経路

住宅の価値から消費に対して因果関係を示す経路として、先行研究では2つの主要な経路が示されている。第一の経路は、直接的に住宅資産のすべてあるいは一部を売却することに基づく。ライフサイクル理論によると、住宅価格の予期しない上昇は家計の生涯資産を増加させ、住宅所有者がより小さな住宅へダウンスizingすることを通じて消費を促進する (Artle and Varaiya 1978)。この傾向は、特に高齢の住宅所有者について顕著になりうる。寿命が比較的短い場合、住宅資産の増加に消費支出が反応する可能性が高いと考えられる。

第二の経路は、担保経路である。ライフサイクル理論によると、リバースモーゲージは、住



いわた・しんいちろう
博士（経済学）。富山大学社会科学系教授を経て、現在、神奈川大学経済学部教授。論文：“Strategic Interaction between Inter Vivos Gifts and Housing Acquisition,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 35, 2015 年（共著）など。



ゆくたけ・のりふみ
1975年神奈川県生まれ。一橋大学経済学部卒。一橋大学大学院博士後期課程単取得退学。博士（経済学）。日本住宅総合センター主任研究員を経て、現在、日本大学経済学部准教授。論文：“Estimating the Residential Land Damage of the Fukushima Nuclear Accident,”（共著）など。

宅を売却することなく生涯を通じた消費を平準化するよう担保借入制約を緩和するため、高齢者の効用を増加させる（Davidoff et al. 2017）。したがって、高齢の住宅所有者はそれが予想の段階であったとしても、住宅価格の高騰により担保制約が緩和されるため、消費は増加する（Campbell and Cocco 2007）。

ただし、いくつかの先行研究では、これら2つの経路を通じた影響がほとんど存在しないことが示されている（Attanasio et al. 2009; Brown et al. 2013; Atalay et al. 2016; Yang et al. 2017）。まず、自宅の売却は、心理面・経済面理由の両方から高齢者の間ではほとんど選択されない。リバースモーゲージも高いコストや借金への潜在的嫌悪、高齢者が商品の知識を十分に持っていないことなどから、それほど普及していない（Toussaint and Elsinga 2009; Davidoff et al. 2017; Moulton et al. 2017）。さらに、すべての国でこうした住宅ローン市場が十分に発達しているとは限らないため（Dong et al. 2017）、高齢者の住宅所有者は必ずしも、金融市場で住宅資産を十分に活用できない。

2.3 遺産動機経路

住宅資産の消費へ影響を与える第3の経路が、遺産動機経路である。Nakajima and Telyukova (2017) は、ライフサイクルモデルを用いて遺産動機がリバースモーゲージの需要を弱めることを示しており、このことは実証研究でも確認されている（Moulton et al. 2017）。

遺産動機の効果は、利他的動機か、交換動機

かで異なる。利他的な親は住宅価格が上昇するとき住宅を売却して流動性を確保するのではなく、収入が少なく住宅価格の上昇によって経済的に困窮する子どもに遺産として残す。実際、Angrisani et al. (2019) は消費に対する住宅資産の影響の非対称性を示しており、住宅価格の上昇は高齢者の消費に影響を与えないことを確認している。

交換動機による住宅資産から消費への経路を実証的に示した論文としては、Painter and Lee (2009) や、Yang et al. (2017) がある。Painter and Lee (2009) は、高齢の住宅所有者が、子どもの近くに居住する場合、賃貸住宅や規模の小さな住宅に引っ越しというダウサイジングをする可能性が低くなることを示した。これは、地理的な近接性が子どもとのより強いつながりの代理変数となること、そのため両親は住宅資産をキャッシュアウトするよりも遺産として所有し続ける可能性が高いことを意味する。Yang et al. (2017) では、高齢者が子どもと同居する場合に、住宅価格の変動が親の消費に正の影響を与えることを示した。これは、同居によって、高齢の親が成人した子どもから金銭的援助を受ける代わりに孫の面倒を見るようなケースが想定される。さらに、高齢の親は、住宅を提供する見返りとして、同居する子どもから家賃に相当する金額を受け取っている可能性がある。

こうしたケースでは、親は住宅を遺産とすることを条件として、死亡するまで子どもと暗黙の年金契約を結ぶことにより長寿リスクに対し

て保険をかけていると考えられる。Horioka (2002) は、このような経路で親が住宅資産を子どもに相続させるケースを家庭内リバースモーゲージと呼んでいる。住宅の価値の増加は子どもたちに親への援助を促す傾向があるので、高齢者は家庭内の資金調達メカニズムを使用して消費の資金を得る。実際、Ohtake (1991) は、子どもによる親への金銭的援助額は、親が不動産資産を所有している場合に増加する傾向があることを示した。

3 実証分析

3.1 実証モデル

単純なライフサイクルモデルから誘導型モデルを定式化する (Attanasio et al. 2009)。各期間の消費量は、ライフタイムを通じた資産の一部である住宅資産の影響を受ける。消費関数は、以下のように定式化される。

$$c_{it} = \beta_0 + \beta_1 w_{it} + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + v_i + \phi_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 c_{it} は t 年の住宅所有者 i の 1 年当たりの消費支出、 w_{it} は自己報告による住宅価値であり、住宅資産の代理変数である。 $\mathbf{x}_{it}$ は他の説明変数のベクトル、 v_i は家計の固定効果、 ϕ_t は年次効果、 ϵ_{it} は誤差項であり、 β_0 、 β_1 、 $\boldsymbol{\beta}$ は、それぞれ推定されるパラメータのスカラーとベクトルである。このとき、(1) 式で推定された係数は与えられた独立変数が 1 単位変化したときの限界消費性向として解釈される。

モデルの推定に際しては、実証分析上の問題に対処する必要がある。まず、リスクに対する選好や金融リテラシーのような家計固定効果 (v_i) は、消費に大きな影響を与える傾向があるが一般的には観測できない。そのため、(1) 式に対して固定効果モデル (Within 推定) を適用し、観測できない要因をコントロールする。

第二に、自己申告による住宅価値は、住宅市場が安定し価格に変動がなかったとしても、家計が引っ越しやリフォームを行なった場合、その変化に伴い変動する可能性がある (直井 2014)。したがって、使用するサンプルは、各

家計について直近の引っ越しまたはリフォームが行なわれたあとの期間についてのみ使用する。これによって、住宅価値と高齢者の消費が同時決定する可能性が低くなる。同様に、住宅資産をなるべく外生的に捉えるためとして純資産でなく総資産を用いる。住宅の価値から負債 (住宅ローン) を差し引いた純資産を用いる場合、返済額を通じて資産価格を自分で変更可能になる¹⁾。さらに住宅の価値と消費の間の逆因果関係が存在する可能性を考慮して、消費支出額から住宅関連費用 (維持費) を除いている。

第三に、自己申告による住宅価値は、実際の価格より楽観的な評価をするというシステムティックなバイアスを含んでいる可能性が高い。実際、Kiel and Zabel (1999) は、平均的な住宅所有者は 5.1% ほど所有する住宅価値を高く申告するとしている。もし、この測定誤差が消費支出と相関している場合、自己申告の住宅価値を使用するとバイアスが発生する可能性がある。しかし、Kiel and Zabel (1999) は測定誤差が、住宅、その近隣属性や個人の特性と無相関であることを示している。さらに固定効果推定を行なうので、バイアスが時間について一定であれば大幅に軽減される。

第四に、消費支出と住宅資産の両方を増加させる交絡因子が存在する可能性がある (Atalay et al. 2016)。そこで、住宅価値をマクロ経済状況などの交絡要因と相関する予期される住宅価値と、予期しない住宅価値に分離した分析も行なっている。予期される住宅価値とそうでない価値を分離するため、Browning et al. (2013) 等で採用されている分析手法を用いる。すなわち、3 次の自己回帰過程 (AR(3)) モデルを、住宅所有者の自己申告による住宅価格の自治体レベルの平均に適用し、推定されたパラメータを使用して、自己申告価格の理論値 (ω_{it}) を推計する。理論値は、住宅価格のトレンドをとらえており、実績値と理論値の差、すなわち残差 (e_{it}) を予期しない住宅価格を表す変数として用いる。

3.2 使用データと変数

本稿では、慶應義塾大学によって実施されている日本パネル調査（JHPS/KHPS）を用いている。JHPS/KHPS は、毎年1月に全国の家計を対象に実施される大規模なパネル調査である。JHPS/KHPS は、2004年に開始された調査と（KHPS）、2009年以降に始まった調査（JHPS）の2つの統計調査が2014年に統合されたものであり、どちらも当初のサンプルは約4000世帯であった。加えて、データの摩滅に対応して、2007年と2012年にそれぞれ約1400と1000の新しいランダムなサンプルが追加されている。

以下の分析では、2006年から2017年までの12年間の JHPS/KHPS データを使用する²⁾。JHPS/KHPS は、家計の消費支出、住宅の所有形態、および自己申告による住宅価値に関する詳細な情報、およびその他の家計属性についても幅広い情報を有しているため、本研究のリサーチクエスションに適している。

JHPS/KHPS では、回答者に1月の消費支出を報告するように求めているため、この値に12を掛けることによって消費支出額を年換算している。また住宅の価値については、持ち家所有者に対して、「現在の市場価格（売るとした場合の価格）はいくらくらいだと思いますか」という質問が設けられており、その回答を自己申告に基づく住宅価値としている。なお、住宅価値は、土地と建物の価値の合計として定義する。家計は、現在の住宅価格が変化すると認識したとき、毎月の消費支出を変更し、それに応じて年間消費支出を変更すると予想する。

これらの変数に加えて、金融資産、世帯収入、回答者の年齢、世帯規模などを含む経済的およびデモグラフィックな特性に関連する世帯変数を使用する。世帯収入は、すべての世帯員の年間総収入として定義する。さらに、調査年と地域のダミー変数を用いる³⁾。また、すべての金額にかかわる変数については、消費者物価指数を使用して2005年の価格に実質化している。

本研究では、回答者に子どもがいる場合とい

ない場合の2つのサブサンプルを用いた分析も行なっている。JHPS/KHPS は、回答者に家族の構成員について同居・別居にかかわらず、すべて回答するよう求めている⁴⁾。

なお、本研究では、高齢者世帯を世帯主が60歳以上である世帯と定義している。2013年に、政府は雇用主に公的年金の対象を65歳以上に引き上げると同時に、企業に65歳まで雇用を延長するよう要請している。しかし、年金受給者は前倒して60歳から減額された年金を受け取ることが可能であるため、高齢者を60歳としている。

JHPS/KHPS に含まれる高齢回答者の標本サイズは2万3775である。本研究では、リバースモーゲージの現行スキームにおいて、担保評価が建物でなく土地に基づいているため、持ち家一戸建て住宅の居住者のみを対象とした。また、外れ値として敷地の自己評価額が100万円未満の家計を除外し、前述したように直近の引っ越しやリフォーム以降のサンプルのみを対象としたため、標本サイズは1万5582となる。各変数に欠損値がある場合は分析から除かれるため、最終的に9018のサンプル（2139世帯）を分析に用いる。これらの標本のうち5129のサンプルが、子どもがいると答えている（56.9%）。

表1に記述統計を示す。高齢者の年間消費支出は平均で約340万円である。平均住宅価格は約2610万円であり、金融資産の約1.3倍となっている。多くの人が定年に達しているため、高齢者の半分は無職となっている。表1から、子どもがいない高齢者よりも子どもがいる高齢者のほうがより消費支出が高く、評価の高い住宅に居住していることが確認される。

3.3 推定結果

推定結果より、家庭内資金調達経路の存在を検証する前に、3つの従来の経路（直接売却、担保価値、交絡因子関係）を検討する。表2は、すべてのサンプルを利用した推定結果を示している。列[1]を見ると住宅価値の係数は統計的に有意ではなく、高齢者の消費は住宅の価値の

表1—主な変数の記述統計

変数	全サンプル	サブサンプル	
		子どもあり	子どもなし
消費(千円)	3417.53 (2427.12)	3686.47 (2688.25)	3062.83 (1977.21)
住宅価値(百万円)	26.08 (25.13)	27.8 (26.74)	24.8 (22.77)
世帯特性			
金融資産(百万円)	20.81 (26.64)	20.21 (27.22)	21.58 (25.82)
収入(百万円)	6.18 (5.10)	7.18 (5.49)	4.87 (4.18)
無職(ダミー)	0.51 (0.50)	0.45 (0.50)	0.60 (0.49)
世帯規模(人)	2.74 (1.28)	3.31 (1.39)	2.00 (0.50)
N	9018	5129	3889

注) 括弧内は標準偏差。

変化に反応しないことを示している⁵⁾。この結果は、住宅の価値の増加が高齢者の消費に直接的経路を通じて有意な影響を与えること示した、直井(2014)およびHori and Niizeki(2019)とは異なる結果となっている⁶⁾。

住宅所有者は、将来的に住宅をダウンサイジングして移住する予定がないと消費を増加させることはない。ここで用いたサンプルは、直近の引っ越しまたは改築後に住宅に変化のない家計に限定しているため、こうした直接経路を通じて消費を増加させる可能性は小さくなる。さらに、高齢者の住宅所有者の転居率は低く、住宅の売却もそれほど行なわれていない。本研究で用いたサンプルでも、住宅所有者の将来の住宅計画について、94.3%が「当面は計画なし」を選択している。この点で、住宅資産が直接的売却経路を介した住宅資産の消費へ影響は小さいと考えられる。

次に、金融市場を通じた住宅担保経路について考えてみる。JHPS/KHPSは2016年調査でリバースモーゲージの利用可能性について回答者に質問している。分析に用いたサンプルについて、利用可能性が「非常に高い」と答えた割合が0.9%、「高い」と答えたのが10.8%となった。

表2—住宅価値の高齢者支出への影響(固定効果)

	[1]	[2]	[3]
住宅価値	5.060 (3.765)		
予期しない住宅価値		2.175 [2.658]	2.385 [2.541]
予期される住宅価値			8.212 [37.506]
世帯特性			
金融資産	7.012*** (2.593)	7.115*** [2.428]	7.128*** [2.405]
収入	57.689*** (14.177)	49.231*** [10.194]	49.279*** [10.129]
無職	-177.450* (93.868)	-202.022* [109.124]	-203.310* [110.982]
世帯規模	245.323*** (44.827)	229.535*** [54.005]	228.753*** [53.825]
都市規模	○	○	○
年	○	○	○
Within R ²	0.027	0.022	0.022
N	9018	8068	8068

注) 括弧内は世帯ごとの不均一性を考慮した頑健標準誤差。
中括弧内はブートストラップ標準誤差(世帯ごとに500回繰り返す)。***と*はそれぞれ有意水準1%と10%水準で有意であることを示す。

しかし、実際に「使用した」と答えたのは0.1%に過ぎない。

住宅の価値の係数が有意でないことは、交絡因子による経路も成立しないことを示す。交絡因子経路が機能していないことを確認するため、ここでは賃貸住宅居住者についても同様の分析を行なった。すなわち、交絡因子によって影響を受けているとすると、住宅の価値の増加は住宅所有者だけでなく、賃貸居住者の消費も増加させる。結果については割愛しているが、居住地域における住宅価値の平均が消費に与える影響を検証したところ、賃貸住宅居住者についても有意な結果は得られなかった。

一方で、高齢者世帯で流動性制約がない場合、予期しない変化だけが消費に影響を与える可能性がある。表2の列[1]での推定に用いた住宅価値には、予期される価値変化と予期されない変化の両方が含まれている。列[2]では、3.1節で説明した自己申告の価値の推計値から求めた

表3 一住宅価値のAR(3)推定結果

	住宅価値
t-1	0.170*** (0.029)
t-2	0.044** (0.021)
t-3	0.053*** (0.018)
定数項	18.835*** (1.501)
年	○
N	3357

注) 括弧内は頑健標準誤差。N は地方自治体の数。モデルは Arellano-Bond 動学パネル GMM 推定量を用いて推定。*** と ** はそれぞれ 1 % と 5 % 水準で有意であることを表す。

予期しない変化を用いて分析を行なっている。自治体レベルでの自己申告理論値は、表3に示されているAR(3)過程から推計している。ただし、AR(3)過程を適用したため、利用できるデータは2009年からとなる。その結果、列[1]と比べて主な推定結果に大きな違いは見られず、予期しない住宅価値についても、有意に推定されていない。列[2]の推定結果に予期可能な住宅価値（住宅価値の予測値）を追加した列[3]についても、住宅の価値は消費に影響しないことが示されている。こうした推定結果から、直接売却経路、担保経路、一般的な交絡経路のいずれも高齢者の消費に影響を与えないことが確認された⁷⁾。

つぎに、家庭内資金調達経路について着目をする。住宅資産を遺贈する代わりに、子どもから財政的支援を得ることという経路の存在を検証するため、サンプルを子どもがいる世帯とない世帯に分割し推定を行なった（表4）。

その結果、子どもがいる高齢者において、住宅価格の消費に対する有意な正の影響を示している（パネルAの列[1]）。これは、家族内資金調達経路を支持する結果となっている。3.1節で述べたように、この推定値は住宅資産の限界消費性向として解釈することができる。すなわち、住宅価値が100万円増加すると消費量が

表4 子どもの有無別推定結果

	[1]	[2]	[3]
(A) 子どもあり			
住宅価値	10.155* (5.762)		
予期しない住宅価値		6.836* [3.780]	8.432** [3.691]
予期される住宅価値			61.403 [57.563]
Within R ²	0.037	0.029	0.028
Observations	5129	4584	4584
(B) 子どもなし			
住宅価値	-5.240 (3.788)		
予期しない住宅価値		-7.623** [3.477]	-8.813*** [3.383]
予期される住宅価値			-44.514 [53.841]
Within R ²	0.017	0.017	0.016
N	3889	3484	3484

注) カッコ内は世帯をクラスターとする頑健標準誤差を示す。中カッコ内は世帯ごとの500回のブートストラップ標準誤差。追加的なコントロール変数として、世帯特性、都市規模、年次ダミーが含まれている。少なくとも一人子どもがいれば子どもありの高齢世帯と定義する。***, **, ** は、それぞれ 1、5、10%水準で有意であることを示す。

約1万200円増加し、このとき限界消費性向は0.01となる。先行研究では、限界消費性向は0.007～0.06程度の数字が示されており、妥当な大きさとなっている（Angrisani et al., 2019; Atalay et al. 2016; Hori and Niizeki 2019）。

この結果により、子どもがいることで家庭内資金調達経路が機能し、住宅資産の限界消費性向が大きくなることが確認された。住宅価格の予期しない変化を使用したパネルAの列[2]と[3]の結果についてもほぼ同様の結果となっている。列[3]における、予期される住宅価格の係数が統計的に有意ではないため、高齢者の消費の増加が主に住宅価格の予期しない変化によることが示されている。

子どもがいない場合（パネルB）については、予想通り住宅価値の変化が消費へ与える影響は小さい（列[1]）。ただし、住宅価値の予期しな

表5 相続可能性の有無別親から子への年間援助額

	相続可能性あり	相続可能性なし
平均(1000円)	95.02 (561.78)	54.35 (528.59)
援助をする子どもの割合	16.55	11.05
N	15626	24081

注) カッコ内は標準偏差を表す。

い変化が負の有意な影響を持つ(列[2][3])。これは、住宅の現在価値の上昇が将来の生活費の上昇期待をもたらし負の代替効果を誘発したと解釈できる(Campbell and Cocco 2007)。2015年の日本創成会議の報告によれば、今後10年首都圏の介護施設のベッド数が大幅に不足するとされている。住宅価格は介護施設の料金と正の相関関係があると考えられ、介護施設への住み替えを考えている高齢者は、将来の支出のために現在の消費を抑える可能性がある。

ただし、この推定結果からは、親が住宅を残す見返りに子どもから本当に現金を受け取っているかどうかは明らかではない。幸い、JHPS/KHPSでは親が存命の場合、親への経済的援助額と、将来実家を相続する可能性の有無についての質問を設けている。そこで、相続の可能性の有無ごとに援助額の平均を比べたところ(表5)、実家の相続可能性のある子どもは、そうでない人よりも、親への財政的援助をする割合が高く、金額も大きいことが示されている。

4 結論

本研究では、JHPS/KHPS パネルデータを使用して、60歳以上の高齢世帯の消費決定における住宅資産の役割を検証した。ここでは非公式の金融市場すなわち、家庭内資金調達経路の役割に焦点をあて分析を行なった。高齢の住宅所有者は、住宅資産を遺産として残す代わりに、子どもから資金援助を受ける。分析の結果、子どもがいる高齢住宅所有者で、消費に対する住宅価格の正の影響が確認された。ただし、その影響はそれほど大きくはなく、住宅資産の限界

消費性向は0.01程度と先行研究とも整合的な値となった。

高齢者の消費決定における住宅資産の役割は、住宅資産の現金化を通じて、高齢者の経済的困窮を解決する手段としてだけでなく、社会保障制度の財政難を解消する手段として、研究者や政策立案者から注目を集めている。ここでの実証結果は、家庭内資金調達経路により子どもを持つ高齢者が住宅資産を活用できることを示唆している。しかし、次の2つ理由により、利用は容易ではない。第一に、長期にわたる日本の景気低迷により、成人した子ども世帯のうち高所得層の割合が減少していることがある。子ども世帯には、将来、実家を相続する見返りとして両親を経済的に助ける余裕はないかもしれない。第二に、以前より子どもを持たない夫婦が増えていることがある(中村・菅原 2016)。当然、子どもがいない高齢者は家庭内資金調達経路を利用することはできない。

高齢者の住宅資産を十分に活用するためには、家庭内の経路だけに頼らずに、今後リバースモーゲージやセールリースバックといった金融市場の整備が重要である。

* 本稿は、*Housing Studies* に掲載された Iwata and Yukutake (2020) を翻訳・改訂し、二次出版したものである。また、住宅経済研究会では、諸先生より本稿の執筆にあたり貴重なコメントをいただいた。本研究は、公益財団法人日本住宅総合センターのプロジェクトの一部を発展させたものである。研究の一部は科研費 16K03616, 17H00988 の助成を受けた。なお、本稿における誤りは著者に帰すものである。

注

- 1) 本研究で用いた標本のうち85.7% (N=7728) が、すでに住宅ローンを支払い終わった住宅所有者である。そのため、分析は住宅ローンを保有している家計の影響はそれほど受けにくい。実際、純住宅資産を用いた分析では総住宅資産と同様の結果が得られているがその係数は小さい。
- 2) この間に、日本は世界金融危機と東日本大震災のため、予期しない住宅価格の下落を2度経験している。
- 3) 分析には、地域固有のマクロ経済的なショックを考慮するため、地域ダミー(7地域と3都市規模)

と年次ダミーのクロス項も用いた分析を行なっているが、ベンチマークとしている推定結果とそれほど大きな違いはない。

- 4) 高齢者が子どもと同居する場合、消費支出には子ども世帯の消費を含む可能性がある。世帯収入、住宅資産、金融資産についても同様である。
- 5) 金融資産や年収といった経済的変数については、消費支出に対して有意に正の影響を有している。これは流動性が増加した一部を消費しているものと考えられる。
- 6) 直井 (2014) および Hori and Niizeki (2019) は、高齢住宅所有者が若年世代に比べて住宅価値の増加により大きく反応することを示した。同様のことを確認するために、本研究においては40歳未満、40-59歳未満のサブサンプルについて分析を行なったところ、住宅の価値の係数はいずれも有意に推定されなかった。
- 7) かわりに、利他的な遺産動機を持つ高齢者の存在の可能性が考えられる。こうした高齢者は子どもからの金銭的な援助なしに住宅を遺産として子どもに残す。ただし、Horioka (2002) によれば、日本では利己的な動機が支配的であることが示されている。

参考文献

直井道生 (2014) 「住宅資産と家計の消費行動」『都市・地域・不動産の経済分析』慶應義塾大学出版会。

中村二郎・菅原慎矢 (2016) 「同居率減少という誤解：チャイルドレス高齢者の増加と介護問題」『季刊社会保障研究』第51号、355-368頁。

Angrisan, M., M. Hurd, and S. Rohwedder (2019) "The Effect of Housing Wealth Losses on Spending in the Great Recession," *Economic Inquiry*, Vol. 57, pp. 972-996.

Artle, R. and P. Varaiya (1978) "Life Cycle Consumption and Homeownership," *Journal of Economic Theory*, Vol.18, pp. 38-58.

Atalay, K., S. Whelan, and J. Yates (2016) "House Prices, Wealth and Consumption: New Evidence from Australia and Canada," *Review of Income and Wealth*, Vol. 62, pp. 69-91.

Attanasio, O.P., L. Blow, R. Hamilton, and A. Leicester (2009) "Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations," *Economica*, Vol. 76, pp. 20-50.

Browning, M., M. Gørtz, and S. Leth-Petersen (2013) "Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study," *The Economic Journal*, Vol. 123, pp. 401-428.

Campbell, J.Y. and J.F. Cocco (2007) "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, pp. 591-621.

Davidoff, T., P. Gerhard, and T. Post (2017) "Reverse Mortgages: What Homeowners (don't) Know and How It Matters," *Journal of Economic Behavior and*

Organization, Vol. 133, pp. 151-171.

Dong, Z., E. C. Hul and S. Jia (2017) "How Does Housing Price Affect Consumption in China: Wealth Effect or Substitution Effect?" *Cities*, vol. 64, pp. 1-8.

Hori, M. and T. Niizeki (2019) "Housing Wealth Effects in Japan: Evidence Based on Household Micro Data," *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 19, pp. 1-28.

Horioka, C. Y. (2002) "Are the Japanese Selfish, Altruistic or Dynastic?" *The Japanese Economic Review*, Vol.53, pp. 26-54.

Iwata, S. and N. Yukutake (2020) "Housing Wealth and Consumption among Elderly Japanese," *Housing Studies*, DOI:10.1080/02673037.2020.1807470

Kiel, K. A. and J. E. Zabel (1999) "The Accuracy of Owner-Provided House Values: The 1978-1991 American Housing Survey," *Real Estate Economics*, Vol.27, pp. 263-298.

Moulton, S., C. Loibl, and D. Haurin (2017) "Reverse Mortgage Motivations and Outcomes: Insights from Survey Data," *Cityscape*, Vol. 19, pp. 73-98.

Nakajima, M. and I. A. Telyukova (2017) "Reverse Mortgage Loans: A Quantitative Analysis," *The Journal of Finance*, Vol.72, pp. 911-950.

Ohtake, F. (1991) "Bequest Motives of Aged Households in Japan," *Ricerche Economiche*, Vol. 45, pp. 283-306.

Painter, G. and K. Lee (2009) "Housing Tenure Transitions of Older Households: Life Cycle, Demographic, and Familial Factors," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39, pp. 749-760.

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*, 101770.

Toussaint, J. and M. Elsinga (2009) "Exploring 'Housing Asset-Based Welfare'. Can the UK be Held up as an Example for Europe?" *Housing Studies*, Vol. 24, pp. 669-692.

Yang, Z., Y. Fan, and C. H. Y. Cheung (2017) "Housing Assets to the Elderly in Urban China: To Fund or to Hedge?" *Housing Studies*, Vol.32, pp. 638-658.

東京圏における人口分布の構造変化

福田 紫

1 研究の背景

戦後のわが国の経済発展は、都市化の進展に伴って実現した。地域間の人口格差は、経済活動の差と密接につながっており、おおむね、人口規模の大きな都道府県で県内総生産も大きくなっている。特に、経済成長に伴って農村から都市部に人口が集中するなか、東京圏（埼玉県、東京都、千葉県、神奈川県）など大都市圏への集中が近年顕著となっている。都市への集中は、集積の利益という面では経済効率を高める。他方、過度の集中は、混雑現象などによる外部不経済をもたらすだけでなく、負の外的ショックに対するリスクを高める懸念がある。新型コロナウイルス感染症のパンデミックが発生し、人が集中する都市部のリスクが露わになったことはその典型的な事例である。感染症のパンデミックを受けて、東京都から人口が流出するという現象も一部にはみられる。しかし、人や企業の集積は幾分落ち着いたとはいえ、いまだ東京都に企業や人が集中しているのが実情である。

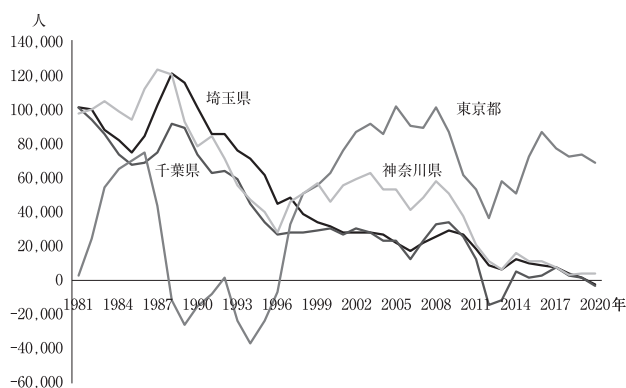
もっとも、東京圏のなかでは、1980年代から1990年代にかけて、中心部では人口が減少（郊外分散型）した一方で、1990年代後半になると、中心部で人口増加（都心回帰型）がみられた。これまでの研究では、人や企業が都市部に集まる理由として、規模の経済、比較優位、集積の経済や公共財の観点

から論じられてきた。これに対して、本稿では、東京圏の人口分布が1990年代半ばを境に郊外分散型から都心回帰型へとシフトした構造変化の要因を、「地代の弾力性」という観点から分析する。性質が似たような都市であっても、容積率などの規制緩和によって、土地の利用価値が異なる場合がある。特に、1997年の建築基準法改正や都市計画法改正による規制緩和は、都心部におけるタワーマンションの建設を容易にするなど、土地の利用価値に大きな構造変化をもたらした。東京圏の人口分布に大きな影響をもたらした可能性がある。

東京圏の人口分布をみると、1980年代から1990年代半ばにかけては、バブル期を除くと、埼玉県、千葉県や神奈川県で大きく人口が増加したのに対して、1990年代後半以降では、一転して東京都の人口が増加している（図1）。

以上のような郊外分散型から都心回帰型への

図1—東京圏における人口推移（前年差）



出所）総務省「住民基本台帳」

シフトは、バブル崩壊後に地価が下落したことによるものとは考えにくい。というのも、1990年代後半、中央区や港区、千代田区といった中心部の地価が上昇しているにもかかわらず、中心部の人口も増加したからである。より大きな問題は、地価は外生的に変化するものではなく、都市圏内の人口動態によって大きく影響を受ける内生変数であることである。このため地代が内生的に決定される一般均衡モデルを用いて、人口分布の構造変化が生じたメカニズムを検証することは意義深い。

本稿では、1980年代から現在までの間に起きた地代や地価の変動が都市圏に住む人々の居住地選択に影響を与えたかどうかを理論・実証的に分析する。理論編では、中心からのアクセスコスト¹⁾が異質な地区を持つ都市モデルを検討する。本モデルでは、都市圏の中心には中心業務地区（CBD: Central Business District）があり、同質な個人はCBDから放射上に広がる地区からCBDにコストをかけて通勤し、働き、一定の所得を得る。また、地代は土地市場の需要と供給を一致させるように変動し、アクセスコストが大きい郊外の土地は需要が小さく、地代も低くなる一方、アクセスコストが小さい中心部の土地は需要が大きく、地代も高くなる。各個人は、このようなアクセスコストと地代というトレードオフのもとで、効用を最大化できる居住地を選択する。それによって地域差の調整がなされ、都市圏内のどこに立地しても得られる効用水準が都市圏外に立地したときの効用水準に等しくなる立地均衡が成立する。

理論編では、このような立地モデルにおいて、経済成長が続いた場合、中心部と郊外における人口増加の度合いを分析する。分析の結果、地代の弾力性が2未満ならば都心回帰型、地代の弾力性が2より大きければ郊外分散型であることが明らかにされる。特に、土地利用に関する規制が緩和された場合、地代の弾力性が低下し、人口が中心部でより増加する傾向にあることを示す。



ふくだ・ゆかり

1991年東京生まれ。上智大学理工学部卒。東京大学公共政策大学院公共政策学教育部卒。慶應義塾大学大学院経済学研究科修了。博士（経済学）。現在、関東学院大学経済学部講師。著書：『官民連携の経済分析—新しい行政経営の手法 PPP/PFI』三菱経済研究所、ほか。

実証編では、市区町村別の人口・地価データを用いて、本理論モデルの妥当性を検証する。サンプル期間は1981年から2018年で、構造変化をみるために、1990年代半ばでサンプルを分割する。第1期間は東京圏の地価が高騰した1981～1992年、第2期間は東京圏の地価が安定的に推移していた1996年から2018年である。推計の結果、人口に対する地価の弾力性は、1990年半ば以前は2以上、1990年半ば以降は2未満になったことが明らかにされる。また、1990年半ばまでは郊外の人口が、1990年半ば以降は中心部の人口がより大きく増加したことが示される。これら実証分析の結果は、理論モデルと整合的である。

都市圏の人口分布に関する研究は多数存在する。例えば、Fujita and Ogawa (1982) は、CBDではなく、副都心などさまざまな都市形態が存在すると仮定し、中心を明示せずに都市構造の形成メカニズムを明らかにした。Hatta and Okawara (1993) は、他国と比較して東京圏は人口規模が大きく、地価が高い理由は、通勤手当や交通の便が良いためであることを示した。Merriman and Hellerstein (1994) は、首都圏における通勤コストの上昇が住宅価格の低下と賃金の上昇という形で得られることを示唆した²⁾。また、Kanemoto et al. (2006) は、ヘンリー・ジョージ定理を用いて、わが国の都市圏における地価総額とビグー補助金総額の比率を計算し、他の都市圏と比較して東京圏の都市規模が過大であるとした。Kawabata and Abe (2018) は、東京圏における女性の就業形態の違いと通勤時間の関係を分析した。Sadayuki

(2018) は、東京の賃貸住宅データを用いて、鉄道と地下鉄の駅の集積が近隣の賃貸価格に与える影響を考察した。しかし、いずれの研究も本稿とは異なり、首都圏内における人口分布のあり方が地価の弾力性的変化に応じて変わるという構造変化に言及していない。

2 モデル

2.1 モデルの設定

本節では、人口集積が起こるメカニズムを Alonso (1964)、Epple et al. (1984) や Kanemoto (1980) などの古典的住宅立地モデルを応用して理論的に考察する。以下で考察する都市には、全部で n 個の地区が存在し、各地区 k ($=1, 2, \dots, n$) の人口は P_k で表される。地区ごとに人口や中心部へのアクセスコストは異質であるが、個人 (= 住民) はすべて同質で、所得 y の下で同一の効用関数を最大化するように、異なる地区間を自由に移動する。各個人は、都心へのアクセスコストと土地の広さのトレードオフを考慮して、域内に放射上に立地する土地を選択する。一方、地代が土地市場の需要と供給を一致させるように変動し、都心へのアクセスコストにおいて異質である地区間の調整がなされる。

各地区の個人の効用は、敷地面積 h 、(その他のすべての消費財を表す) 合成消費財 z のみに依存する。簡単化のため、所得効果を見捨てる準線形効用関数を仮定する。

$$U(z, h) = u(h) + z \quad (1)$$

ただし、 $u'(h) > 0$ かつ $u''(h) < 0$

地区 k の個人は、合成消費財の代金や地代に加えて、中心部へのアクセスコスト A_k を支払う必要がある。一方、個人の所得については不在地主³⁾を仮定し、その値はこの都市の各地区の人口には依存しない一定の値 y をとるものとする。このとき、合成消費財の価格を 1 とし、地区 k の地代を R_k で表すと、個人は、

$$z + R_k h + A_k = y \quad (2)$$

という予算制約式の下で、効用関数(1)を最大化

する。

効用最大化の一階の条件から、個人が選択する敷地面積に対する需要 h と地代 R_k の間には、 $R_k = u'(h)$ という関係が成立する。以下では、各地区の敷地の供給量は、人口が多いほど高層住宅などが建設されることで大きくなると考え、住民数 P_k の増加関数 $H(P_k)$ と表されるとする(ただし、 $H'(P_k) \geq 0$ および $H''(P_k) \leq 0$)。このとき、地区 k の 1 人当たりの敷地面積はこれを住民数 P_k で割った $h = h(P_k) \equiv \frac{H(P_k)}{P_k}$ となる(ただし、 $h'(P_k) < 0$ および $h''(P_k) > 0$)。したがって、この都市の土地市場の均衡では、

$$R_k = u'(h(P_k)) \quad (3)$$

という関係が成立する。ここで、 $u''(h) < 0$ であることから、この都市の地代 R_k は、 $h(P_k)$ の減少関数、すなわち人口 P_k の増加関数となることが確認できる。また、(3)式より、人口増加に対する地代の弾力性は

$$\frac{\frac{\partial R_k}{\partial P_k}}{\frac{R_k}{P_k}} = \frac{P_k h'(P_k) u''(h(P_k))}{u'(h(P_k))} \quad (4)$$

と表される。

2.2 人口移動の決定条件

都市内外の移動は自由で、個人は移動コストを払うことなく他の都市からこの都市の各地区に移り住むことができるだけでなく、各地区から別の地区あるいは別の都市にも住むことも可能であるとする。

簡単化のため、個人が他の都市に住んだ時には、 $y - A_n$ より大きく、この都市の各地区の人口 P_k ($k=1, 2, \dots, n$) とは無関係な一定の効用 U_0 を得るものとする(このことは、この都市の規模が他の都市の規模に比べて十分に小さいことを意味する)。一方、個人がこの都市に住んだ場合の効用 $U_k(z, h)$ は、(2)式、(3)式、および $h(P_k)$ を使うと、

$$U_k(z, h) = y - A_k - u'(h(P_k))h(P_k) + u(h(P_k)) \quad (5)$$

と書き表すことができる。したがって、都市内外の移動は自由であることから、内点解を仮定すると、都市間の人口移動による調整が行われた後の均衡条件 ($U_k(z, h) = U_0$) は、

$$\phi(P_k) = -y + A_k + U_0 \quad (6)$$

となる。ただし、

$$\phi(P_k) \equiv -u'(h(P_k))h(P_k) + u(h(P_k))$$

とする。このとき、(6)式が、この都市の地区 k の人口 P_k を決定する式である。

$u''(h) < 0$ および $h'(P_k) < 0$ であることから、 $\phi(P_k)$ が P_k の減少関数（すなわち、 $\phi'(P_k) < 0$ ）であることは容易に確認できる。また、 $\phi(P_k)$ が稲田条件 ($\lim_{P_k \rightarrow 0} \phi'(P_k) = -\infty$ かつ $\lim_{P_k \rightarrow +\infty} \phi'(P_k) = 0$) を満たす場合、安定均衡 P_k は常に一意に存在することを示すことができる。

2.3 比較静学

$\phi'(P_k) < 0$ より、(6)式は、 P_k の均衡が y の増加関数、 A_k の減少関数であることを示している。これは、高所得であるほど、また都市圏の中心に近いほど地区 k の人口が多くなることを意味する。しかし、都市圏の相対的な経済成長に伴って、どの地域の人口がより増えるかは明らかではない。これは、(6)式より

$$\frac{\partial^2 P_k}{\partial y \partial A_k} = \frac{\phi''(P_k)}{\{\phi'(P_k)\}^3} \quad (7)$$

が導かれるからである。上式では、 $\{\phi'(P_k)\}^3 < 0$ であるが、

$$\phi''(P_k) = \{h'(P_k)\}^2 \left[-u'''(h(P_k))h(P_k) - u''(h(P_k)) \left\{ 1 + \frac{h(P_k)h''(P_k)}{\{h'(P_k)\}^2} \right\} \right] \quad (8)$$

となるため、 $\phi''(P_k)$ の符号は明らかではない。このため、 $\phi''(P_k) > 0$ のとき、 $\frac{\partial^2 P_k}{\partial y \partial A_k} < 0$ 、一方で $\phi''(P_k) < 0$ のとき、 $\frac{\partial^2 P_k}{\partial y \partial A_k} > 0$ となる。

A_k が小さいと、地区 k は中心部にあることを意味する。したがって、経済が成長すると、 $\phi''(P_k) > 0$ の場合に都心回帰型、 $\phi''(P_k) < 0$ の場合に郊外分散型であることがわかる。これは、個人が住む地域を選択する際、アクセスコスト A_k と地代 R_k のトレードオフに直面しているか

らである。したがって、地代が人口増加に対して弾力的でなければ、より多くの人々が中心部に移住するが、地代が人口増加に対して弾力的であれば、郊外に住む人が増えることになる。

2.4 効用関数の特定化

これまでの節では、効用関数 $U_k(z, h)$ は二階連続微分可能であり、 h の増加関数で稲田条件を満たすという弱い仮定のもとで分析を行ってきた。本節では、効用関数を特定化することで分析を精緻化する。具体的には、以下のような代替の弾力性が一定の CRRA (Constant Relative Risk Aversion) 効用関数を仮定する⁴⁾。

$$u(h) = B \frac{h^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (9)$$

ただし、 $B > 0$ かつ $\gamma > 0$ である。この効用関数のもとでは、(3)式から $R_k = B(h(P_k))^{-\gamma}$ となるので、次のように人口増加に対する地代の弾力性を得ることができる。

$$\eta \equiv \frac{\frac{\partial R_k}{\partial P_k}}{\frac{R_k}{P_k}} = -\gamma \frac{h'(P_k)P_k}{h(P_k)} \quad (10)$$

(6)式から、 $\phi(P_k) = B \frac{\gamma}{1-\gamma} h(P_k)^{1-\gamma}$ と表記できる。したがって、人口増加に対する地代の弾力性が $\eta < -\frac{h''(P_k)P_k}{h'(P_k)}$ の時 $\phi''(P_k)$ が正、 $\eta > -\frac{h''(P_k)P_k}{h'(P_k)}$ の時 $\phi''(P_k)$ は負であることがわかる。特に、各地区の敷地の供給量 $H(P_k)$ がその地区の住民数 P_k とは独立で一定の値 H をとるとき、 $h(P_k) = H/P_k$ となることから、人口増加に対する地代の弾力性が $\eta = \gamma < 2$ の時 $\phi''(P_k)$ が正、 $\eta = \gamma > 2$ の時 $\phi''(P_k)$ は負であることがわかる⁵⁾。

各地区の敷地の供給量が一定の値 H をとるとき、効用関数(9)式を用いると、(6)式から

$$P_k = \left(\frac{\gamma-1}{\gamma} \frac{y - A_k - U_0}{B H^{1-\gamma}} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}}$$

2.5 規制緩和と人口動態

これまで、各地区の敷地の供給量 $H(P_k)$ の関

数形を所与として議論を進めてきた。しかし、関数形は土地利用に関する規制によって変化すると考えられる。例えば、建物の高さが厳しく規制されていた場合、敷地の供給量は各地区の土地面積に制約されるため、住民数 P_k とは独立な一定の値をとると考えられる。これに対して、建物の高さ規制が緩和され、高層住宅の建築が可能となった場合、敷地の供給量は人口密度が高い地区（＝中心部に近い地区）ほど土地面積より大きくなると考えられる。実際、1997年に建築基準法や都市計画法が改正されたことで容積率が緩和され⁶⁾、タワーマンションが建てやすくなった。この法改正を契機に2000年以降、本格的な「大規模開発・超高層タワーマンション」ブームが到来し、都心のベイエリアを中心に多くの超高層マンションが供給された。

そこで以下では、各地区の敷地の供給量を $H(P_k) = H P_k^\alpha$ （ただし、 $0 \leq \alpha < 1$ ）
(11) とし、 α の値の変化が中心部と郊外の人口増加にどのような影響を与えるかを考察する。 α が0のとき敷地の供給量は一定の値 H をとる一方、 α の値が大きくなるにつれて敷地の供給量は人口 P_k の増加に応じてより弾力的に増加するため、 α は土地利用に関する規制緩和の度合いを表すパラメータと考えることができる。

このとき、地区 k の1人当たりの敷地面積は、 $h(P_k) = H P_k^{\alpha-1}$ となるので、(10)式より人口増加に対する地代の弾力性は以下ようになる。

$$\eta \equiv \frac{\frac{\partial R_k}{\partial P_k}}{\frac{R_k}{P_k}} = (1-\alpha)\gamma \quad (12)$$

(6)式から $\phi(P_k) = \frac{\gamma}{1-\gamma} B H^{1-\gamma} P_k^{(1-\gamma)(\alpha-1)}$ となるので、 $\phi''(P_k) = \gamma(1-\alpha)\{(2-\alpha) - \gamma(1-\alpha)\} B H^{1-\gamma} P_k^{(1-\gamma)(\alpha-1)-2}$ が導かれる。したがって、 $\gamma < (2-\alpha)/(1-\alpha)$ の時 $\phi''(P_k)$ が正、 $\gamma > (2-\alpha)/(1-\alpha)$ の時 $\phi''(P_k)$ は負であることがわかる。

以上の結果は、同じ効用関数のパラメータ γ のもとでも、土地利用規制が緩和され、パラメータ α の値が増加するにつれて、人口増加に

対する地代の弾力性 η が低下すると同時に、 $\phi''(P_k)$ が正になり、成長に伴って郊外よりも中心部で人口が増加する傾向が高まることを示唆する。

例えば、効用関数のパラメータ γ が2より大きい一定の値をとるものと仮定しよう。このとき、土地利用規制が厳しく、パラメータ α の値が非常に小さい場合、人口増加に対する地代の弾力性が2を超えると同時に、 $\phi''(P_k)$ は負となり、成長に伴って中心部より郊外で人口が増加する。しかし、土地利用規制が緩和され、パラメータ α の値が上昇すると、人口増加に対する地代の弾力性が2を下回るだけでなく、 $(2-\alpha)/(1-\alpha)$ が増加することで $\phi''(P_k)$ は正となり、成長に伴って郊外より中心部で人口が増加することになる。この結果は、土地利用に関する規制緩和が、人口増加に対する地代の弾力性を低下させることで、これまで郊外でより増加していた人口が、中心部でより増加するようになる可能性があることを示唆している。

3 実証分析

3.1 地価と人口の関係

前節では、異質な地域を持つ大都市圏のモデルを用いて、経済成長が続く限り、地代が人口増加に弾力的でなければ都心回帰型、地代が人口増加に弾力的である場合に郊外分散型になることを明らかにした。また、その関係は、土地利用に関する規制の度合いに大きく依存することを示した。本節では、わが国最大の都市圏である東京圏における市区町村パネルデータを用いて本理論モデルの妥当性を検証する。

以下では、1981年から2018年までのサンプル期間を2分割する。具体的には、第1期間は、東京圏のほとんどの市区町村で地価が上昇した1981年から1992年、第2期間は、東京圏の多くの市区町村で地価が下落した1996年から2018年とした（1993年から1995年は、バブル崩壊に伴って地価が急落したため、サンプル期間から除外した）。

分析では、市区町村別のパネルデータを使用し、以下の固定効果モデルで人口増加に対する地価の弾力性を推定した。

$$\ln\left(\frac{LPrice_{i,t}}{LPrice_{i,t-1}}\right) = \text{constant} + \gamma \ln\left(\frac{Pop_{i,t-1}}{Pop_{i,t-2}}\right) + \phi X_{i,t} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

ただし、 $LPrice_{i,t}$ は市区町村 i における t 期の地価、 $Pop_{i,t}$ は市区町村 i における t 期の人口、 $X_{i,t}$ は市区町村 i における t 期のコントロール変数、 v_i は市区町村 i の固定効果、 μ_t は t 期の固定効果、そして、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項である。

固定効果モデルでは、 v_i は地域固有の効果、例えば地理的特徴や、自治体独自の税制、その他の制度的要因をコントロールできる。また、 μ_t は金利の変化や1980年後半の投機的バブルを含む様々なマクロ経済ショックの時間を通じた効果もコントロールできる。なお、同時性バイアスを防ぐために、人口の説明変数は1期前の対数差分 $\ln\left(\frac{Pop_{i,t-1}}{Pop_{i,t-2}}\right)$ とした。

一定の割引率 r を持つ割引現在価値モデルでは、地代の期待値が静学的な場合、 $LPrice_{i,t} = \frac{Rent_{i,t}}{r}$ となる。つまり、「地価は将来地代の割引現在価値に等しい」という伝統的な地価形成理論である。このため、 $Rent_{i,t}$ は期間 t における市区町村 i の地代とすると、 $\ln\left(\frac{LPrice_{i,t}}{LPrice_{i,t-1}}\right) = \ln\left(\frac{Rent_{i,t}}{Rent_{i,t-1}}\right)$ となる。したがって、割引率 r の時間を通じた変化を固定効果 μ_t でコントロールすれば、(13式に含まれる弾力性 γ は、人口増加に対する地代の弾力性とはほぼ等しいと考えることができる。

推定では、旧都庁から50km以内に公示地価の測定地点がある市区町村を分析の対象とした。ただし、分析期間中に合併した市町村（自治体規模が大きいさいたま市を除く）は除外した。コントロール変数 $X_{i,t}$ には課税所得の成長率、または納税者一人当たり課税所得の成長率のいずれかを用了。人口（外国人を除く）のサンプル期間は、1981年3月31日～2017年12月31日で、総務省「住民基本台帳」⁷⁾ から入手した。また、地価は、各市区町村の住宅地の平均地価

表1—(13式の推計結果

(1) 1981年から1992年

変数	I		II	
定数項	0.068 (7.712)***	0.087 (13.95)***	0.117 (7.167)***	0.099 (6.388)***
$\log(\text{人口}(-1)/\text{人口}(-2))$	4.187 (7.771)***	2.705 (6.991)***	4.762 (8.505)***	2.878 (6.607)***
$\log(x(-1)/x(-2))$			-0.657 (-3.56)***	-0.169 (-0.862)
時間の固定効果	no	yes	no	yes
自由度調整済決定係数	0.058	0.557	0.068	0.557
観測数	1294	1294	1294	1294
Wald検定 ($\gamma = 2$)	16.473***	3.322**	24.336***	4.060**

注) 括弧内は t 値。*** が 1 % 有意、** が 5 % 有意、* が 10 % 有意。

(2) 1996年から2018年

変数	I		II	
定数項	-0.025 (-20.51)***	-0.027 (-35.20)***	-0.024 (-21.04)***	-0.026 (-34.16)***
$\log(\text{人口}(-1)/\text{人口}(-2))$	0.626 (3.716)***	1.056 (9.804)***	-0.184 (-1.161)	0.709 (6.031)***
$\log(x(-1)/x(-2))$			0.638 (21.749)***	0.234 (7.004)***
時間の固定効果	no	yes	no	yes
自由度調整済決定係数	0.098	0.656	0.247	0.663
観測数	2500	2500	2500	2500
Wald検定 ($\gamma = 2$)	66.409***	76.918***	76.380***	120.667***

注) 括弧内は t 値。*** が 1 % 有意、** が 5 % 有意、* が 10 % 有意。

(1月1日時点)を表しており、国土交通省「地価公示」よりダウンロードした。さらに、課税所得は、総務省『市町村税課税状況等の調』から入手した。

表1は、(13式の推定結果である。推定IIには課税所得をコントロール変数として加えた。コントロール変数の有無にかかわらず、人口に対する地価の弾力性 γ は常に有意であった。さらに γ は、第1期間では2以上であったが、第2期間では2未満となり、1990年半ば以前とそれ以降で構造変化が起きていた。片側Wald検定でも、 γ は、第1期間では5%有意で2以上、第2期間では1%有意で2未満となった。つまり、1990年前半までは人口増加に対して弾

力的であった地価が、1990年半ば以降は弾力的でなくなったと言える。この結果は、推定期間を変化させても頑健であった。

3.2 東京圏における郊外分散型から都心回帰型への構造変化

3.1の実証分析では、1990年半ば以前には人口増加に対して弾力的（弾力性が2以上）であった地価が、1990年半ば以降、非弾力的（弾力性が2未満）となったことを示した。この結果と2節の理論モデルの結果から、1990年半ば以前は郊外分散型、1990年半ば以降は都心回帰型であることが示唆される。そこで、本節では、これが正しいかどうかを検証すべく、中心部からの距離に応じて人口分布が時代を通じてどのように変化したかを分析するため、東京圏のパネルデータを用いて、以下の式を推定した。

$$\ln \left(\frac{\text{Pop}_{i,t}}{\text{Pop}_{i,t-1}} \right) = \text{constant} + a \text{ Distance}_{i,t} + b X_{i,t} + v_t + \eta_{i,t} \quad (14)$$

ただし、 $\text{Distance}_{i,t}$ は中心部から市区町村*i*までの距離、 $\text{Pop}_{i,t}$ は市区町村*i*の*t*期における人口、 $X_{i,t}$ は市区町村*i*の*t*期のコントロール変数、そして、 v_t は*t*期の固定効果である。

使用するデータは、3.1で使用したのと同じである。1981年から1992年および1996年から2018年のそれぞれについて、(14)式を推定した。(14)式の注目すべき変数は $\text{Distance}_{i,t}$ である。旧東京都庁から各市区町村の役所や役場までの最短距離によって定められている。人口が郊外でより増加する場合、 $\text{Distance}_{i,t}$ の係数は有意に正となる一方で、人口が中心部でより増加する場合、 $\text{Distance}_{i,t}$ の係数は有意に負となる。

表2は、推計結果をまとめたものである。さまざまなマクロ経済ショックの影響をコントロールするために、固定効果 v_t を含めた。また、推定Ⅱでは課税所得の成長率をコントロール変数に含めた。コントロール変数の有無にかかわらず、 $\text{Distance}_{i,t}$ の係数は第1期間では有意に正、第2期間では有意に負となった。言い換え

表2—(14)式の推計結果

(1) 1981年から1992年				
変数	I		II	
定数項	-0.001 (-1.690)*	-0.001 (-1.710)*	-0.014 (-12.37)***	-0.023 (-19.26)***
距離	0.421 (18.712)***	0.421 (18.932)***	0.368 (17.469)***	0.330 (17.047)***
$\log(x(-1)/x(-2))$			0.165 (15.293)***	0.282 (22.479)***
時間の固定効果	no	yes	no	yes
自由度調整決定係数	0.210	0.235	0.329	0.448
観測数	1320	1320	1320	1320

注) 括弧内は*t*値。***が1%有意、**が5%有意、*が10%有意。

(2) 1996年から2018年				
変数	I		II	
定数項	0.009 (28.607)***	0.009 (28.921)***	0.008 (27.656)***	0.007 (27.064)***
距離	-0.125 (-15.36)***	-0.125 (-15.53)***	-0.108 (-13.82)***	-0.090 (-12.26)***
$\log(x(-1)/x(-2))$			0.070 (16.929)***	0.144 (26.097)***
時間の固定効果	no	yes	no	yes
自由度調整決定係数	0.082	0.110	0.172	0.294
観測数	2640	2640	2640	2640

注) 括弧内は*t*値。***が1%有意、**が5%有意、*が10%有意。

ると、東京圏では、1992年までは郊外分散型であったが、1996年以降は一転して都心回帰型になったことが示唆される。この結果は、サンプル期間を変えても頑健であった。

4 まとめと政策的インプリケーション

本稿では、東京圏の人口に対する地代の弾力性が、中心部と郊外の人口分布に与える影響を検討した。理論編では、人口増加に対して地代が弾力的である場合には郊外分散型、地代が弾力的でなければ都心回帰型であることを明らかにした。特に、土地利用に関する規制が緩和された場合、地代の弾力性が低下し、人口が中心部でより増加する傾向が高まることを示した。市区町村レベルのパネルデータを用いて理論モデルの妥当性を検討したところ、人口増加に対する地価弾力性は、1990年半ば以前は2以上、

1990年半ば以降は2未満となった。また、1990年半ばまでは郊外の人口が、1990年代半ば以降は中心部の人口が増加しており、理論編の結果と一致した。

1990年前半まで人口増加に弾力的であった地価が、1990年半ば以降は弾力的でなくなったことには、1997年の建築基準法改正や都市計画法改正など、土地利用に関する規制の変化が供給側の要因として大きく影響した可能性が高いといえる。ただ、本稿では考えなかった需要側の要因も、構造変化の理由として考えることができる。例えば、共働き世帯や知的労働者が増加したことで、通勤時間を短縮すべく効用関数が変化したことが考えられる。実際、国土交通省『令和元年版 土地白書』によると、子供あり・子供なし世帯ともに住まいを選ぶ際に重視するものとして、通勤の利便性を1位に挙げている。

また他の可能性として、1990年半ば前後で、人口分布が効用関数 $u(h)$ に対して異なる外部性を与えていたことが考えられる。集積が正の外部性を持つ（規模の経済性が働く）ときは人口増加に対して地代が弾力的になるが、集積が負の外部性を持つ（混雑効果が働く）ときは人口増加に対して地代が非弾力的になる。急激な人口集中によって混雑効果が生じて規模の経済性が失われれば、人口増加に弾力的であった地代は弾力的ではなくなり、都心回帰型の人口分布が生まれる可能性がある。

*本稿をまとめるにあたっては、「住宅経済研究会」の参加者からのコメントが有益であった。

注

- 1) わが国では通勤の金銭的成本は会社を負担していることも多いが、本モデルのアクセスコストは金銭的成本だけでなく、時間費用（非金銭的なコスト）として考えることも可能である。
- 2) Sakanishi (2006) は、大阪圏の人口・通勤者数の変化を分析し、鉄道需要の減少要因を明らかにした。
- 3) 当該都市に住んでいない地主がすべての地代収入を都市の外で消費するという仮定である。
- 4) この効用関数では、「相対的危険回避度」 $= -1 \times$ 「代替の弾力性」が一定になる。

- 5) この結果は、パラメータ γ がわずかな違いでも、人口分布が変わることを示している。例えば、効用関数(9)では γ が2.1ならば郊外で、 γ が1.9ならば中心部で大きく人口が増える。
- 6) 建築基準法の改正では、廊下、階段、エレベーターホール、バルコニーなどは容積率算出上の延床面積に参入されなくなり、日影規制も緩和された。
- 7) 市区町村が備える住民基本台帳に記録された住民に係る毎年1月1日現在の人口および世帯数ならびに調査期日の前年の1月1日から12月31日までの間の人口動態について、整理・集計するものである。なお、2014年調査から、調査期日を3月31日現在から1月1日現在に、調査期間を4月1日～3月31日から1月1日～12月31日に、それぞれ変更した。

参考文献

- Alonso, W. (1964) *Location and Land Use*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Epple, D., R. Filimon, and T. Romer (1984) "Equilibrium among Local Jurisdictions: Toward an Integrated Treatment of Voting and Residential Choice," *Journal of Public Economics*, Vol.24, pp. 281-308.
- Fujita, M., and H. Ogawa (1982), "Multiple Equilibria and Structural Transition of Non-monocentric Urban Configurations" *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 12(2), pp. 161-196.
- Hatta, T., and T. Okawara (1993) "Population, Employment, and Land Price Distribution in the Tokyo Metropolitan Area," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.6, pp.103-128.
- Kanemoto, Y. (1980) *Theories of Urban Externalities*, Amsterdam: North-Holland.
- Kanemoto, Y., T. Kitagawa, H. Saito, and E. Shioji (2006) "Estimating Urban Agglomeration Economies for Japanese Metropolitan Areas: Is Tokyo Too Large?" In Chapter 16 of *GIS-based Studies in the Humanities and Social Sciences*, Taylor & Francis Group, LLC (edited by Atsuyuki Okabe).
- Kawabata, M., and Y. Abe (2018) "Intra-Metropolitan Spatial Patterns of Female Labor Force Participation and Commute Times in Tokyo," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.68, pp.291-303.
- Merriman, D., and D. Hellerstein (1994) "Compensation for Commutes in the Land and Labor Markets: Some Evidence from the Tokyo Metropolitan Area," *Journal of Regional Science*, Vol. 34(3), pp. 297-324.
- Sadayuki, T. (2018) "Measuring the Spatial Effect of Multiple Sites: An Application to Housing Rent and Public Transportation in Tokyo, Japan," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.70, pp.155-73.
- Sakanishi, A. (2006) "Commuting Patterns in the Osaka Metropolitan Area: A GIS-Based Analysis of Commuter Rail Passengers," *Review of Urban & Regional Development Studies*, Vol. 18(1), pp. 41-59.

鉛の遺産 潜在的な鉛曝露への住宅購入者の反応に関する推定

Irwin, Nicholas B. (2020) “Legacies of Lead: Estimating Home Buyer Response to Potential Lead Exposure,” *Land Economics*, Vol 96(2), pp.171-187.

はじめに

アメリカでは2400万軒近い建物に劣化した鉛塗料が使用されており、鉛塗料や粉塵によって400万人もの子供への健康被害が報告されている。低レベルの鉛曝露でさえ、子供には有害であり、精神的影響や成長阻害、行動障害が懸念される。1996年に鉛塗料の有害性が公表されるとともに原状回復が行なわれる法案(the Residential Lead-Based Paint Hazard Reduction Acts) が成立した。

日本では家庭用塗料に鉛が含有されることはなくなり、工業用塗料についても鉛を含有しない塗料への転換が行なわれているなど鉛曝露リスクは低下傾向にある。

しかしながら、世界的には鉛曝露による健康被害はいまだ大きな問題である。鉛使用用途のうち、最もシェアが大きい自動車バッテリーの違法なリサイクルが行なわれる低・中所得国では、今現在も鉛曝露による血中鉛濃度は危険な水準で高いままである。

本稿で紹介する Irwin (2020) では、鉛塗料の健康被害に関する情報開示と住宅購入者の反応について分析することによって、鉛の健康被害というリスク認知と忌避意識を金銭評価することを目的としている。

鉛の危険性（背景）

鉛の危険性自体は古代ギリシャ時代から知られていたが、子供への有害性は1892年に初めて明らかにされた。当時は、幼少期の鉛曝露に関する長期的な被害の可能性について、障害がみられたにもかかわらず、医学界ではほとんど認識されていなかった。その後の研究で、ガソリンや塗料からの鉛の除去活動によって全人口、特に子供の血中鉛濃度 (blood lead levels: BLLs) は低下した。しかし、塵やベン

キの劣化に由来する鉛曝露は今なお解決されていない。

子供たちの BLLs は一時期より低下しているが、鉛曝露と認知・行動発達障害の関係は現代においても社会的関心が向けられる。医学分野の研究では、鉛曝露の影響によって、重大な知的障害、ADHD や統合失調症の増加など、行動面での影響が指摘されている。

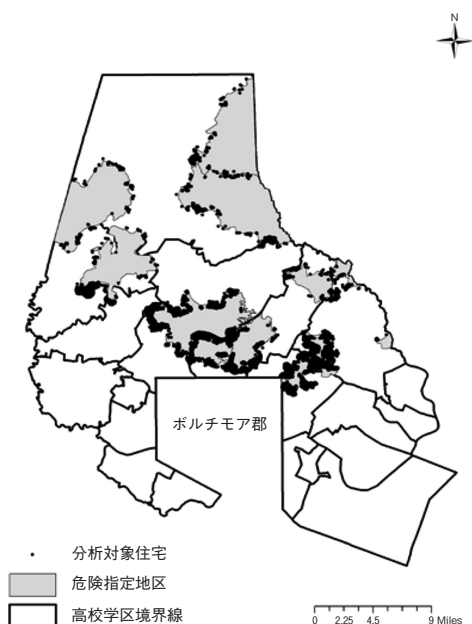
メリーランド州では子供たちの半数以上は住宅塗料が全国的に禁止される1978年以前の建物に住んでいるとされる。州はこの子供たちの鉛中毒を問題視した。1997年にメリーランド州保険精神衛生局に対して、6歳未満の子供の BLLs の検査と両親・住宅所有者への鉛中毒に関する教育を要請しただけでなく、2000年の法整備によって、これらの危険とされる地域に住む12か月、24か月のすべての子供に対して BLLs の検査が義務付けられた。

2000年以降のメリーランド州の取り組みは公衆衛生上では成功を収めたが、住宅市場への影響、特に危険地域に指定されるという情報が住宅購入者へ与える影響については、いまだ議論されていない。Irwin (2020) では、2004年にこの取り組みが拡張された影響を実証的に扱う。

鉛に関する経済学的研究は近年増加傾向にあり、鉛の危険性に関する金銭評価に加えて、消費者の回避行動についての研究、鉛曝露と将来の学術的成果や身体的問題との関係性に関する研究などが行なわれてきている。

情報開示とリスク認知の形成要因、住宅価格の決定要因との関係についての研究はすでに行なわれている。しかし、これらの研究が対象とする自然災害は大規模・突発的なものであるのに対して、Irwin (2020) のように個人住宅を対象とした分析で、狭い範囲の地域における汚染を対象とした研究は少ない。

図1—Difference in Difference 分析対象



また、メリーランド州のようにブロック単位で危険地域への指定が行なわれると、地理的な境界線を挟んでリスクが異なっているように人々は認識する。本来、距離の近さによって人々のリスク認知が形成されるはずだが、このような情報開示の方法では境界線を挟んで、リスク認知に大きな違いが起こりうる。これまでの研究では十分に議論されていない、この鉛曝露のリスク認知の違いを形成する情報開示の役割について、本論文では焦点を当てている。

データ

これまでの研究では、住宅価格のデータとして the American Housing Survey (AHS) を利用しているが、この家賃データは住宅所有者の自己申告であり、市場における取引価格ではないため、情報開示と鉛曝露リスクに対する住宅購入者の反応にバイアスが生じる可能性がある。

それに対して、Irwin (2020) では CoreLogic 社の住宅取引記録を用いて2001年-2010年の期間における住宅、区画に関するデータを収集している。メリーランド州最大の都市、ボルチモア郡に焦点を当てることで学区の境界を分析に利用した。ボルチモア郡は86の郵便番号を有し、2000年には25地区が、

2004年には35郡が鉛曝露危険地域に指定されている。また、分析対象は戸建て住宅に限定され、売却価格や売却日、住所、建築年などの情報が欠落しているものや極端な外れ値は除外されている。

実証分析

差の差の差分析 (Triple difference analysis) を行なうため、分析対象を学区の境界から0.5マイル圏内に限定するとともに、政策が実施された2004年以降に建築された物件も除外している。

Irwin (2020) はヘドニックモデルを用いて住宅所有者の鉛曝露リスクに対する支払い意思額を通じて住宅価格の変化を推定している¹⁾。

$$\begin{aligned} \ln P_{ijt} = & \beta_0 + \beta_X X_i + \beta_N N_j + \beta_Y Y_t \\ & + \beta_1 AR_i + \beta_2 Post04_i \\ & + \beta_3 Old_i + \beta_4 AR_i \times Old_i \\ & + \beta_5 AR_i \times \beta_6 Post04_i \times Old_i \\ & + \beta_7 AR_i \times Post04_i \times Old_i + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、住宅価格の対数値 $\ln P_{ijt}$ を従属変数にして、 X_i は住宅属性、 N_j は学区属性、 Y_t は年次固定効果を表している。また、 AR は危険地域に指定されたか否かのダミー変数、 $Post04$ は政策が実施された2004年以降に売却された場合に1をとるダミー変数、 Old は塗料が規制された1978年以降に建築されたか否かのダミー変数となる。

この分析では学区の固定効果 N_j を取ることで、学校の質や生活環境など、住宅の周辺環境（公共財）の住宅価格への影響を取り除いている。特に、鉛曝露による健康被害が懸念される子供を持つ親にとって、学校の質が住居選択の大事な要因となり、住宅価格に反映される。

主な推定結果

住宅価格への影響

表1の1列目は危険指定地域内に位置し、2004年以降に売却され、国内で鉛塗料が規制される前に建築された住宅を処置群としている。このような住宅は2004年に危険地域として周知されることで住宅価格が7.7%低下していて、これは金銭価値としておよそ2万1800ドルの損失を生むことになる。よって、メリーランド州における鉛塗料の危険性に関する情

表1—鉛曝露の危険地域指定による情報公開と住宅価格への影響

	DDD		DDD Year Decomposition	
危険指定×2004年以降取引×1978年以前建築	-0.0801**	(0.0366)		
危険指定×2004年以降取引×1978年以前建築(1年後取引)			-0.0689*	(0.0411)
危険指定×2004年以降取引×1978年以前建築(2～3年後取引)			-0.0817*	(0.0488)
危険指定×2004年以降取引×1978年以前建築(4～5年後取引)			-0.0932**	(0.0384)
危険指定×2004年以降取引	0.0174	(0.0189)	0.0193	(0.0189)
2004年以降取引×1978年以前建築	0.0707**	(0.0301)	0.0716**	(0.0303)
危険指定×1978年以前建築	0.0486*	(0.0257)	0.0496*	(0.0257)
1978年以前建築	-0.200***	(0.0271)	-0.200***	(0.0271)
危険指定	-0.0167	(0.0154)	-0.0178	(0.0153)
2004年以降取引	-0.0319	(0.0642)	-0.0316	(0.0641)
標本サイズ	10261		10261	
決定係数	0.629		0.629	

注) 括弧内はロバスト標準誤差。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表2—近隣住民構成への影響

	ln(所得)	ln(所得分散)	白人住宅ローン 申請者数	マイノリティ住宅 ローン申請者数
危険指定×2004年以降取引	0.0766 (0.0527)	0.389** (0.188)	-0.163* (0.0957)	-0.0833 (0.101)
危険指定	0.276*** (0.0422)	0.454*** (0.150)	0.254*** (0.0831)	-0.451*** (0.0867)
2004年以降取引	0.0105 (0.0164)	-0.138** (0.0683)	0.0736** (0.0327)	0.0357 (0.0457)
標本サイズ	1921	1921	1921	1921
決定係数	0.174	0.098	0.02	0.026

注) 括弧内はロバスト標準誤差。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

報公開は住宅購入者のリスク認知に大きな影響を及ぼしているといえる。

2列目は時間経過による効果の違いを考慮した分析であり、情報公開が行なわれたのち、住宅が実際に売却されるまでの年数を分けている。この結果から、情報公開の影響が数年にわたり継続していることが明らかとなっている。情報公開の6年後の住宅価格に対して、1年後(2004年7月から2005年8月)に売却された住宅価格は6.7%低下、2～3年後、4～5年後に売却された住宅はそれぞれ7.9%、8.9%相対的に低下している。

このように年々住宅価格の下落幅が大きくなる理由としては、ボルチモア郡では生後12か月、24か月のすべての子供をBLLs検査の対象としていて、親は検査を行なうまで鉛曝露の危険性を認知しないというラグが発生している可能性が考えられる。

所得と人口への影響

次に、危険地域の指定によって近隣住民の構成に与える影響を検証している。この分析のため、住宅ローンの申請者単位で所得、性別、人種、住所を年単位で記録している、“Home Mortgage Disclosure Act data”という住宅ローンに関するデータを使用している。回帰式は以下の(2)式となる。

$$\text{Outcome}_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \text{AR}_j + \beta_2 \text{Sold}_j + \beta_3 \text{AR}_j \times \text{Sold}_j + \beta_Y Y_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

(2)式はt年の区画jにおける所得、所得分散、白人、またはマイノリティの住宅ローン申請者数を従属変数に用いている。この分析結果が表2となる。鉛曝露の危険地域に指定されることで該当区画に居住する人々の所得には有意な影響を与えないが、所得の分散には5%水準でプラスに有意な結果が示されている。したがって、危険地域に指定することで、該当地域の所得格差が拡大している可能性が示唆される。また、人種構成に関する3、4列目の結果をみると、白人の住宅ローン申請者数が減少する一方で、マイノリティの申請者数には影響を及ぼしていない。この点については、鉛

曝露の危険地域に指定することで人種構成や所得格差の面で、近隣住民の構成を変化させようという結果から、危険地域指定によってある種の住宅購入者がリスクを認知することによって押し出され、別の属性の購入者を引き寄せていると解釈している。

頑健性に関する分析

Irwin(2020)では、鉛曝露の危険性を住宅購入者が認知することで住宅価格が下落する効果をもたらすことを議論している。この結果を強固にするために、いくつかの頑健性検定が行なわれている(表3)。

まず、主分析では同学区内の鉛曝露の危険性が明らかになることで住宅購入者は別の地域に逃げると想定していたが、同学区内の安全地域へ移動していないかどうかを検証している。なぜなら、リスクを認知した住宅購入者が子供の転校を嫌い、同学区内

表3—頑健性検定

	危険指定地域から移動	危険指定地域から移動	ln(年間住宅売却数)	ln(価格)	ln(価格)	ln(価格)
危険指定地域外へ移動	-6.109*** (1.167)	-6.173*** (0.752)				
危険指定地域			-0.102 (0.508)			
プラセボ DDD				-0.0161 (0.0201)		
危険指定地域×2004年以降取引					-0.0563** (0.0281)	
2000年危険指定地域隣接						0.154*** (0.0207)
危険指定×2004年以降取引×1978年以前建築						-0.0813** (0.0343)
標本サイズ	4924	52367	4832	10261	5804	10261
決定係数	—	—	0.385	0.624	0.591	0.631

注) 括弧内はロバスト標準誤差。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

に移動した場合には、価格効果の重複や波及効果が生じ、上方バイアスやSUTVA違反という問題が生じる可能性があるからである。

この問題に関して、危険指定地域から地域外へ移動したかどうかの二値モデルを用いて分析した結果が1、2列目である。危険指定地域外への移動に関する対数オッズ比は負に1%水準で有意である。したがって、すでに危険指定地域に暮らす住民は地域外へ移動するとは考えにくいという結果が得られた。

次に、これまでの議論では、鉛曝露の危険性についての情報開示の効果を議論していたが、住民が地域外へ移動することで住宅供給量が増加し、住宅価格が下落した可能性を検証した結果が3列目である。この点に関して、郵便番号別の年間住宅売却数の対数を従属変数にして回帰を行なっているが、統計的に有意な結果は得られなかった。したがって、危険指定地域内外で住宅売却数に違いがあるとは言い難いことが示された。

最後にプラセボテストを行なった結果が表3の4から6列目である。4列目では、危険地域指定を本来政策が行なわれなかった2002年に実施した場合を仮想している。結果は有意ではなく、危険指定地域のトレンド効果ではないと考えられる。5列目は1978年以前に建築された住宅にサンプルを限定した分析である。差の差分分析(Difference in Differences)を行なった結果、5%水準でマイナスであ

り、鉛曝露の危険地域に指定されること自体の効果が有意に示された。6列目は、2000年に実施された鉛曝露の危険地域への指定の効果を検証している。2000年時点の情報開示効果が波及効果を持つのであれば、分析結果はバイアスを持つ可能性がある。これを検証するため、2000年時点で鉛曝露の危険地域に指定された郵便番号と隣接するとき1を取るダミー変数を追加している。このダミー変数はプラスに有意かつ、本来の情報公開の住宅価格下落効果は残っている。この点については、2000年時点に危険地域に指定されたダミーは市内に近いという選好を代替していると説明している。

結論

本稿で紹介したIrwin(2020)は、住宅取引データを用いて、鉛による土壤汚染のリスク認知と住宅価格の関係性を検証している。1978年に鉛塗料が禁止された事実を使い、Triple Differenceによって情報開示効果や地域の近隣住民構成への影響を検証し、丁寧に環境政策や保健政策が住宅市場に影響を及ぼしうることを検証している点が本論文の貢献である。

また、本分析では2004年に行なわれた鉛曝露リスクに関する危険地域指定を情報開示効果として用いているが、2016年にはメリーランド州全体で血中鉛検査の要件が更新され、「2015年1月1日以降に生まれた、すべて子供に鉛曝露のリスクがある」とされた。したがって、これまで、すべての子供を対象とした検査はボルチモア郡のみであったが、検査対象の拡大に伴い、住宅価格への効果も変化していることが予想される。

注

- 1) パネルデータのヘドニックモデルでは、政策の前後で価格関数が同じであるという仮定を満たさない場合にはバイアスが生じる可能性がある。この論文では、価格関数や支払い意思額の変化を通じた住宅価格の動きであることに留意されたい。

野村 魁
東北大学経済学研究科博士研究員

●調査報告書のご案内

『災害リスクと地価のパネルデータ分析』

令和3年6月
「調査研究レポート」No.19325
定価：3600円（本体3273円）

近年、首都圏およびその周辺の地震リスクが顕在化してきている。地震調査委員会（2004）によると、南関東地域でマグニチュード7クラスの地震が発生する確率は、今後30年間で70%と言われており、都市における防災整備は喫緊の課題となっている。

東京都には、政治、行政、経済の中核を担う機関が集中しており、それらがすべて機能不全となれば大混乱となり、政府の災害対策が遅れれば、多くの人命が失われる。そこで、東京都は2012年より「木密地域不燃化10年プロジェクト」を進めており、一定の成果を上げ

ている。具体的には、都市計画道路整備、老朽木造住宅の建替え促進等により、積年の課題であった木造住宅密集地域の解消が進捗するなど、めざましい安全性の向上がみられる。また、東京オリンピック関連の再開発事業が進むなど、さまざまな都市インフラ整備が急速に進んでいる。

一方で、それらの公共投資がどれだけ効率的であるのかといった検証は行なわれてきていない。近年の社会経済構造は急速に変化してきており、限られた予算・資源のもと効率的な政策を立案・実施することが求められている。政府の「経済財政運営と改革の基本方針 2020」においても、EBPM（Evidence-Based Policy Making）の推進について記載されるなど、データに基づく政策立案が重要視されてきているが、急速に進む都市防災整備に係る施策の評価は、これまで積極的に行なわれていない。

そこで、本研究では、はじめに

首都圏を主な被害想定地域とする巨大地震の発生確率や被害想定、および政府による近年の巨大地震対策について既存文献資料を基に整理を行なった。続いて、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と、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。また、地理空間情報に関するデータの入手が容易になったことや、地理情報システムの発展によって近年注目を集める空間計量経済学のモデルを用いることで、従来では推定が困難であったインフラ整備の波及効果の推定も試みている。その結果、密集市街地がすべて解消された場合の便益を推計すると、約1210億円～1410億円の便益が発生することが明らかになった。

本研究が防災インフラに携わる政策立案者や、都市住宅分野の研究者の参考になれば幸いである。

編集後記

米国メジャーリーグ（MLB）は選手らのプレーを放映するだけでなく、打球速度等の詳細なデータも速報し、野球ファンを楽しませてくれる。この他 MLB ではセイバートリックスと呼ばれるさまざまな統計的指標を用いた選手評価や戦略構築が長年定着している。

一方、日本プロ野球（NPB）におけるセイバートリックスの開拓的論考といえば鳩山由紀夫元首相が『オペレーションズ・リサーチ』誌に寄稿した「野球の OR」だろう。特筆すべきはこの論文が1979年に書

かれた事実である。日本でも40年前からセイバートリックスが普及する可能性があったわけだが、当時では手法が目新しすぎたか（あるいは別の事情があったのか）NPB に統計的手法が広く導入されたのは後年になってからのようである。

日米野球産業の市場規模を比較しても彼らの差は歴然としている。データや分析技術が揃っても、それらをサービスや意思決定に生かす組織の土壌がなければ宝の持ち腐れである。（M・K）

編集委員

委員長——山鹿久木
委員——瀬下博之
直井道生
原野 啓

季刊 住宅土地経済

2021年夏季号（第121号）

2021年7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。