

[巻頭言]

社会変化と今後の住宅政策

石田 優

国土交通省住宅局長

去る4月26日、5年に一度の「住宅・土地統計調査」の結果が公表され、空き家の数・率ともに過去最高を記録しました。

人口減少、超高齢社会、人生100年時代など、大きな社会変化が、住宅の世界でも、具体的に目に見えるようになってきています。

今年は消費税率の引上げへの対応のため、住宅投資の落ち込み防止に各種施策を強力に展開していますが、中長期で見れば、住宅政策も市場も大きな変革を求められています。

- ・持家取得促進策等をどう見直し、新築に傾倒しがちな状況をどうやって変えていくか
- ・高齢・単身世帯が増加し、いわゆる標準世帯が大幅に減少するなかで、めざすべき住生活をどう描き、どんなスペックの住宅の確保等を支援していくべきか
- ・人生の長期化に伴い、福祉施設等も含め、ステージにあった住まいの場を確保していくため、住み替え等をどう円滑化していくか
- ・地域の高齢化や活力低下等が問題となるなかで、住宅政策だけでは対応できない課題に、まちづくりや福祉行政等と連携しながら、どう対応を進めていくか
- ・ITやAI等の技術革新、人々の勤労感の変化等による住まい方や勤労のあり方の変化をどう受け止めていくか

消費税率引上げへの対応が一段落した後は、こうした時代や社会の変化への対応について真剣に向かい合うことが不可欠です。多くの方々のお知恵をいただきながら、住生活基本計画の改定に向けて検討を進めたいと思っています。

目次●2019年夏季号 No.113

[巻頭言] 社会変化と今後の住宅政策 石田 優	—1
[特別論文] これからのオフィスのあり方と都市の競争力 内田 要	—2
[論文] 東京圏への転入者の仕事・収入・Uターン志向 太田聡一	—10
[論文] 高速鉄道の建設が居住地価格に与えた影響 牛島光一	—24
[論文] 自動車からのCO ₂ 排出量と都市の線引き 岩田和之	—32
[海外論文紹介] 潮の前の砂の城？ 小村彰啓	—40
エディトリアルノート	—8
センターだより	—44
編集後記	—44

これからのオフィスのあり方と都市の競争力

内田 要

はじめに

日本は1990年代以降、失われた20年と言われる長期的な停滞を経験し、国際競争力の低下が続いている。そのうえ少子高齢化が進み生産年齢人口は2019年の約7500万人から2030年には約6900万人と約600万人減少し、労働力の深刻な不足が懸念される。一方で社会経済状況は、グローバル化、テクノロジーの進化、データ社会、シェアリングエコノミーの進展などを背景に加速的に変化している。

このような時代背景のなか、労働市場においては高齢者や女性の活躍、勤務形態の柔軟化、ICT・AI・IoT・ロボティクスの活用による自動化・無人化などが重要な取り組み課題となり、2018年7月には「働き方改革を推進するための関係法律の整備に関する法律」が成立した。

働き方の変化は、オフィスの在り方にも影響を及ぼすものと考えられる。そこで今回、(一社)不動産協会では、国土交通省協力のもと、政策提言の参考に資することを目的に、働き方改革や各種テクノロジーが進展していく近未来(5~10年先)のオフィスの在り方についての調査研究を実施した。同調査は株式会社ザイマックス不動産総合研究所が受託し、首都圏の企業およびオフィスワーカーを対象としたアンケート調査および先進事例研究、有識者へのインタビューを行ない、調査報告としてとりまとめている。本稿は、同調査で得られた知見を踏まえつつ、今後オフィスがどのように変化してい

くのか推測し、その方向性を示唆するものである。

「オフィスの未来に関する調査」結果概要および分析

(1) イノベーションが求められる時代に

今回行った有識者インタビューでは、2030年のオフィスについて「イノベーション」というキーワードが共通して挙げられた。海外のオフィストrendに詳しいジェレミー・マイヤソン氏は、「企業はコラボレーションによりイノベーションを生むプロセスを重視し始めている」と語り、リクルートワークス研究所所長・大久保幸夫氏やMK&Associates代表・河瀬誠氏は「これからのオフィスはオープンイノベーションの場となる」と今後の方向を予測している。

企業調査の結果についても、イノベーションに着目すると特徴がみられた。例えば、大手企業やIT系を中心とした先進企業群は、「現在注力しているテーマ」として「イノベーション創造・事業開発」を挙げた割合が、回答企業全体と比べ相対的に高い(図1)。また、集まって働くことによる価値として、回答企業全体の57.0%が「創発、イノベーションの生まれやすさ」を重視しており(「重視する」「どちらかといえば重視する」の合計)、集まって働くことがイノベーションにつながるという認識が広がっている状況がみられた。こちらについても、特にIT系や最先端技術系の企業の割合が相対

的に高い。

こうした認識はオフィスの在り方にも影響を与えると考えられる。企業調査において「2030年の未来予測」を聞いたところ、「イノベーション創造のため人のリアルな交流の価値が見直され、オフィスの集約が促進する」という企業（「そう思う」「ややそう思う」の合計）は61.9%で多数派となった。

さらに、前述の「イノベーション創造・事業開発」を注力テーマとしている企業は、その他の企業に比べ、オフィス内や自社オフィスが入居するビル内に多様な便利施設や店舗などのアメニティを求めていることもわかった。特に、「オープンなミーティングスペース」や「コワーキングスペース」など、社内外の交流を促す施設や、「リフレッシュスペース」「仮眠室」「スタンディングデスク」など、ウェルネス（健康）に配慮した施設を求める傾向がみられる（図2）。今後、企業活動におけるイノベーション創造の重要度が高まるにつれ、人が集まって働くことが今以上に重視され、そのための

著者写真

うちだ・かなめ

1954年兵庫県生まれ。東京大学法学部卒。建設省入省後、国土交通省総合政策局政策課長、大臣官房総括審議官、土地・水資源局長、土地・建設産業局長、独立行政法人都市再生機構副理事長、内閣官房地域活性化総括官などを経て、現在、一般社団法人不動産協会副理事長専務理事。

「場」としてのオフィスが重要な役割を担っていくことになるだろう。

(2) テレワークが新しい不動産ビジネスを生む

同時に、働き方改革の一環として拡大しつつある「テレワーク」の進展も、オフィスの在り方に影響を与えられる。同企業調査においても、回答企業の70%が従業員のテレワークを支援する何らかの施策に取り組んでいることがわかった。そのうち、営業・販売機能の従業員をテレワークの対象としている企業は69%、システムおよび商品・サービス企画開発・マーケティング機能は51%に上るほか、

図1—注力しているテーマ（全体／複数回答）

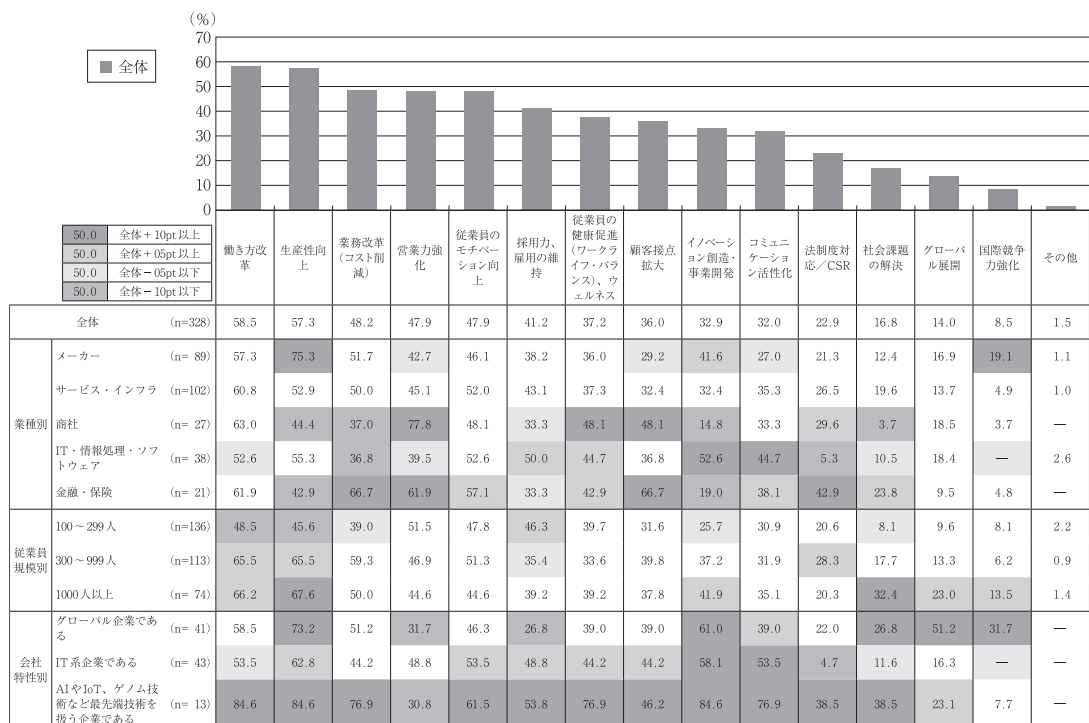


図2—【近未来の主たるオフィスのビル】本社が入居するビル・自社オフィスにほしい施設・お店・設備（全体／複数回答）

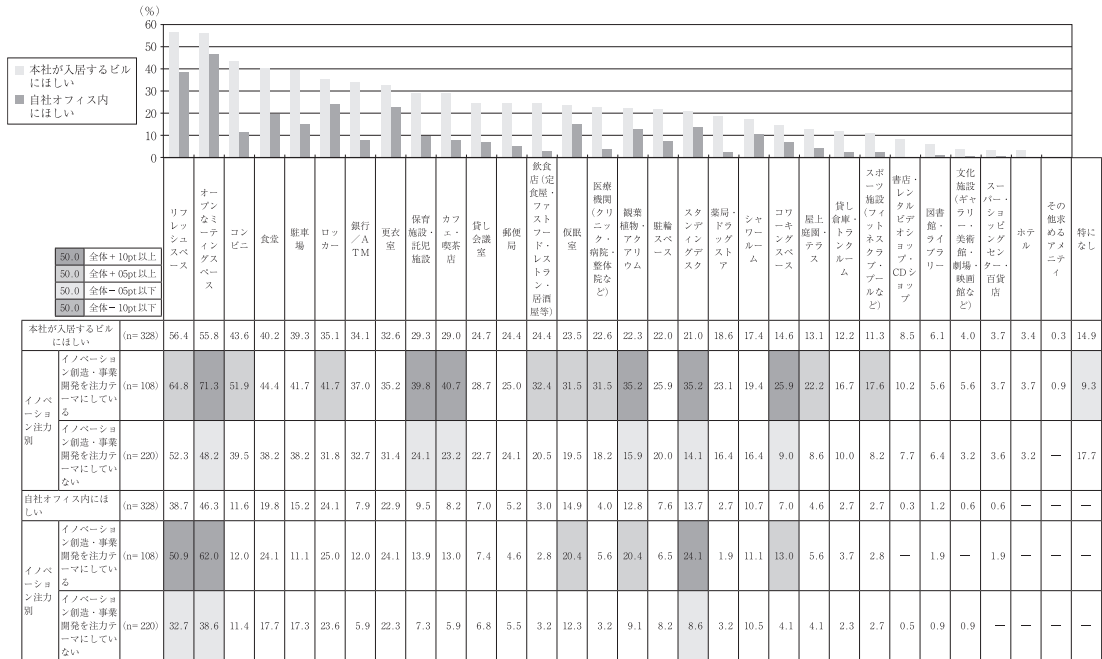


図3—【近未来の理想・希望】働く場所 そう思う計一覧（全体／それぞれ単一回答）

性別・年代別	同居する末子別	属性	働く場所		
			本社から離れた自宅に近い場所で働く	在宅勤務する	サードプレイスオフィスで働く
全体	(WB)	53.6	49.0	39.5	
性・年代	男性20代	(WB)	63.5	65.4	42.3
	男性30代	(WB)	54.9	52.3	48.7
	男性40代	(WB)	45.3	42.1	35.3
	男性50代	(WB)	47.5	40.8	34.5
	男性60歳以上	(WB)	47.4	44.2	33.8
	女性20代	(WB)	71.0	59.4	51.0
	女性30代	(WB)	59.1	58.7	42.6
	女性40代	(WB)	54.3	50.0	38.8
同居する末子別	同居する末子小学生未満 男性	(WB)	53.4	50.7	45.3
	同居する末子小学生未満 女性	(WB)	69.7	66.1	47.7
	同居する末子小学生以上 男性	(WB)	47.4	41.2	36.7
	同居する末子小学生以上 女性	(WB)	60.5	54.3	38.3
	同居する子供はいない	(WB)	46.7	44.7	31.1

その他の機能もおおむね4割台であり、多くの企業でテレワークの対象が特定職種のみならずあらゆる業務に広がっている実態がうかがえる。

さらに、5～10年ほど先の近未来の意向についても、「サードプレイスオフィスの設置」は現在の実施率4%に対して近未来に「増やす」

意向は15%（「あてはまる」「ややあてはまる」の合計）、「在宅勤務」は現在の導入率20%から近未来に「増やす」意向は36%と大幅に伸び、テレワークは今後、より拡大していくとみることが出来る。

企業だけでなくワーカーにとっても、テレワークの進展は望ましいものであるようだ。今回オフィスワーカーを対象に行なった調査では、自宅やサードプレイスオフィスなどで働くことを希望するワーカーがそれぞれ4～5割ほどに上り、特に20～30代の若年層や未就学児の児童がいる層では相対的に多いことがわかった（図3）。

このように多様な場所で働くニーズは顕在化しているものの、それを企業がすべて自前で整備（所有または賃借）することは容易ではない。その受け皿として注目されているのがシェアオフィスサービスである。日本では2016年頃から急速に進展しており（表1）、よりイノベティブな場とサービスを融合させた「不動産のサービス化」が不動産事業において新たなビジネスチャンスとなっている。

表1—不動産事業者等による主なシェアオフィスサービス

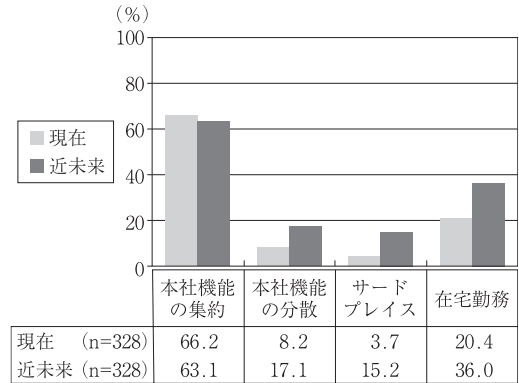
事業者名	名称	開始時期
三菱地所	EGG JAPAN	2007年
三菱地所	FINOLAB	2016年2月
三菱地所	Global Business Hub Tokyo	2016年7月
東急不動産	Business-Airport	2013年3月
NTT都市開発	HIVE TOKYO	2015年8月
NTT都市開発	LIFORK	2018年4月
ザイマックス	ZXY	2016年4月
東京急行電鉄	NewWork	2016年5月
リージャス	SPACES	2016年8月
日本土地建物	SENG	2016年11月
住友商事	FUSION_N	2017年3月
三井不動産	WORKSTYLING	2017年4月
三井不動産	BASE Q	2018年4月
東京建物	+OURS	2017年7月
森ビル	Ignition Lab MIRAI	2017年9月
森ビル	PARK 5	2017年12月
森トラスト	dock-Toranomon	2017年10月
WeWork	WeWork	2018年2月

(3) 本社集約とテレワークのハイブリッド化が進む

では、テレワークの進展によって働く場所が多様化すると、従来のような本社オフィスの面積需要が減るかというところではない。企業に近未来（5～10年ほど先）のオフィス戦略を聞いた結果では、前述の通り「サードプレイスオフィス」や「在宅勤務」の活用意向は伸びるものの、「本社機能の集約」は高位のまま変わらない結果となった（図4）。各機能の配置についても、「技術研究開発」など一部の機能については本社以外への分散化の傾向があるものの、他の主要機能は現状と大きく変わらず本社集約を維持する意向がみられた（図5）。

また、2030年の未来予測として「都心にオフィスが集約すると同時に多様な場所でテレワークができるオフィススペースの利用も高まる」と思う企業は76%、業種別で見ると「IT・情報処理・ソフトウェア」企業では95%にも上った。つまり、テレワークの進展や働く場所の多

図4—オフィス戦略（現在と近未来）（全体）



様化は、都心に立地する本社オフィスの需要を否定するものではなく、その両方を一体的に活用していく“ハイブリッド”なオフィス戦略が支持されていると捉えられるだろう。

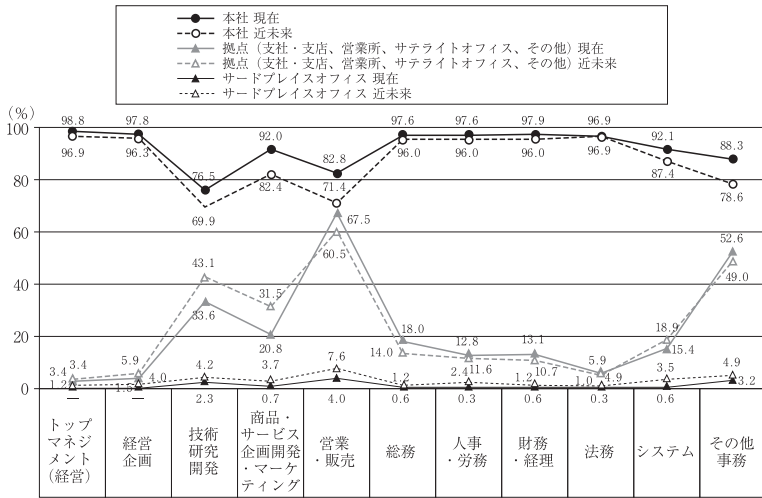
そもそも、集まって働くことと分散して働くことには、それぞれ異なる価値がある。今回の調査でも、集まって働くことの価値として「コミュニケーションの活性化」「経営ビジョンの共有」「情報の伝達・収集の促進」などを、分散して働くことの価値として「通勤・移動時間の削減」「従業員のワークライフバランス向上」「従業員の家事・育児・介護の支援」などを重視している企業が多かった。

企業にとってイノベーションと人材確保の重要性が高まるこれからの時代、集約と分散双方の価値を得るためのオフィス戦略が求められる。例えば、本社オフィスは利便性の高い都市部に集約し、コミュニケーションや情報伝達を促す機能を強化させつつ、郊外など多様な立地にテレワークできる場所を並行して整備するような動きはすでにみられ始めている。その結果、新たなオフィスニーズが生まれ、オフィスマーケットの総量としては面積需要が拡大する可能性があるだろう。

(4) すぐれたオフィス環境が都市の競争力を高める

ここまで述べてきた通り、働く場所の分散が進んでもオフィスが都市に集積する傾向は変わらないと考えられる。企業調査でも、2030年の

図5—機能の配置場所 現在と近未来の比較（全体／それぞれ複数回答）



未来予測として「イノベーション創造のため人のリアルな交流の価値が見直され、都市集積の価値が高まる」と思う企業は64%、「国際競争力強化のために都市への投資が一層促進される」と思う企業は70%に上った。

ここで評価されている都市の優位性とは何か。(1)では、特にイノベーションに注力する企業が、自社オフィス内や入居するビル内に多様な利便施設や店舗などのアメニティを求めている点を指摘したが、それはオフィスの周辺エリア(街)についても同様である(図6)。ワーカーが生活と仕事を両立していくためには、ただ働く空間だけあればよいわけではなく、例えば食事や買い物、平日しかできない用事や受診など、勤務に付随する個人的活動が存在し、それを支えるアメニティが必要となる。このような多様なアメニティを提供できる点が都市の優位性である。オフィス機能を支える多様なアメニティを提供できる都市では、イノベーション創造に注力する企業の集積が期待され、結果的に都市の競争力を高めることにつながると考えられる。

まとめ

世の中の流れが加速するなか、今後の企業に求められることは、単なる生産性の向上ではなく「イノベーション」である。イノベーション

を創造するためには、人が集まって働くことが評価されており、そのための場としてのオフィスが重要な役割を担う。イノベーションに注力する企業は自社内のみならず外部との交流・つながりを促進するオープンなスペースや、ウェルネス(健康)に配慮したオフィス環境を求めている。こうしたニーズが未来のオフィスの在り方に影響を与

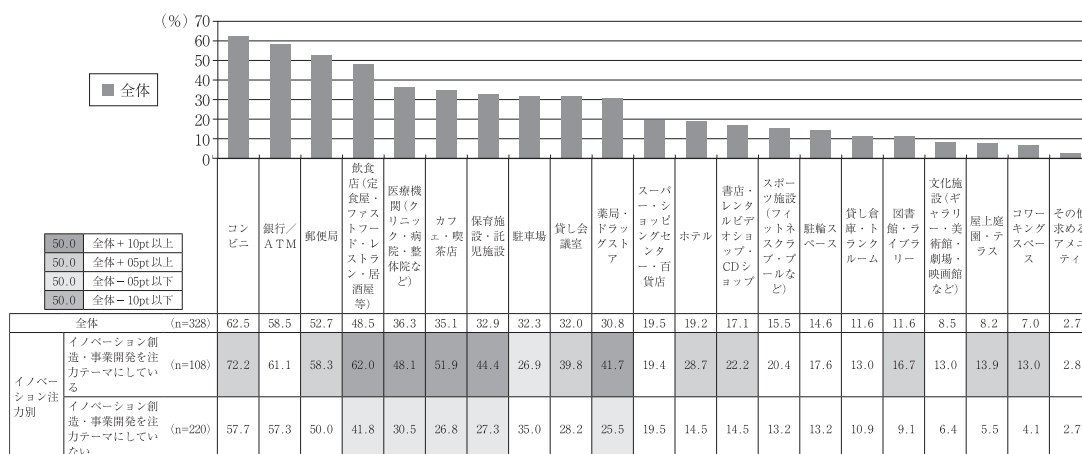
えると考えられる。

働き方改革の一環として昨今拡大しつつある「テレワーク」の進展も、企業のオフィス戦略に影響を与える。今回の調査でも、すでに7割の企業がテレワークに関する何かしらの施策に取り組み、今後も拡大する意向であることがわかった。将来的に生産年齢人口が減少する日本では、女性や育児世代、また高齢者など多様な人材が働き続けられるような働く場所の整備を進めていく必要がある。

一方で、そういった場所を企業がすべて自前で整備していくことは容易ではないことから、受け皿として注目されているのがシェアオフィスサービスである。民間事業者によるシェアオフィスサービスの現在の市場規模は、ザイマックス不動産総合研究所の推計によると東京23区で約6万8000坪、賃貸オフィス市場のストック(1281万坪¹⁾)の0.5%ほどを占める。まだここ数年間で始まったばかりに過ぎない、日本におけるこのような「不動産のサービス化」の流れは、不動産事業における新たなビジネスチャンスとなっている。

今後の企業のオフィス戦略としては、テレワークを促進しつつも本社機能については現状と変わらず都市への集約が維持される傾向がみとれる。また、テレワークを導入している企業

図6—【近未来の主たるオフィスのビル】本社が入居するビルの周辺エリア（街）に求める施設・お店・設備（全体／複数回答）



にその目的を聞いたところ、「業務効率化」「生産性向上」「ワークライフバランス」などの比較的ポジティブな項目が上位に並び、一方で「オフィススペースの削減・効率化」や「オフィスコストの削減」といった目的には重きを置かれていないことがわかった。この結果は、テレワークの進展が従来のオフィス自体の需要を減らすものではないことを示している。

集まって働くことと分散して働くことには、それぞれ異なる特徴や価値があり、両者をうまく組み合わせる“ハイブリッド”なオフィス戦略が今後の一つの流れになるであろう。その結果、オフィスマーケットの総量としては面積需要が拡大する可能性がある。

5～10年先の近未来においては、イノベーション創造のため人のリアルな交流の価値が見直され、人や企業の都市集積が一層促進することが予測される。良好なオフィス環境の整備、そしてエリアの多様なアメニティやサービスの発展は、ワーカーの満足度や生産性を高め、企業業績を向上させることにつながるであろう。また、米国やシンガポールなどの海外では、有名大学の周辺にスタートアップ企業のオフィスが集まる傾向があり、今回の調査でも、最先端技術を扱う企業がオフィスビルに求めることとして「同業他社が集積しているエリア」や「大学

に近い立地」を相対的に高く評価していることがわかった。このような知的な刺激をもたらす環境は、企業のイノベーションを促進し、ひいては都市の競争力を高めると考えられる。

おわりに

働き方改革の進展や AI・IoT などのテクノロジーにより、テレワークが今後も拡大していくことは間違いないであろう。しかし、今回の調査結果からは、イノベーションの重要性が高まるなかで、集まって働くことの価値があらためて評価されている実態が浮き彫りとなり、本社集約とテレワークのハイブリッド化が進むという未来が示唆された。

また、本社集約の動きだけでなく、リアルな交流を求めて人や企業が都市に集積する動きが加速し、もって都市の競争力が高まり経済の好循環につながると考えられる。「不動産のサービス化」の流れをはじめ、不動産事業における新たなビジネスチャンスが生まれているなか、これらの流れを支える会員企業の活動について、当協会は引き続きの支援をしていきたい。

注

1) ザイマックス不動産総合研究所「東京23区オフィスピラミッド2019」(2019年1月23日公表)より。

エディトリアルノート

本号においては、東京への人口集中問題、交通インフラの効果測定、都市のコンパクト化の環境への影響など、政策的要請の強い分野における3本の論文の投稿をいただくことができました。

●

太田論文（「東京圏への転入者の仕事・収入・Uターン志向」）は、どのような属性の人々が東京圏に転入し、逆にUターン、Iターンなどの地方への回帰を行なっているかについて、実証分析を行なったものである。これまでの先行研究においても、東京圏の高賃金と就業機会の多さが、東京圏への移動をもたらしていることは、かなり明確な事実として認識されてきた。そのようなメカニズムを強化する要因として、地方出身の都市部居住者が最も給与水準が高い一方で、地方出身の地方居住者が最も低い給与水準を得ていることなどが、太田自身の先行研究で確認されている。

太田論文の特徴は、これらの居住（移動）パターンがその人の給与水準にどのような影響を与えているのか、また、どのような人が特定の居住パターンの選択を行なうのかについて、ユニークなデータセットと標準的な実証分析手法を用いて、さまざまなファクトファインディングを行なった点であろう。ここでいうユニークなデータセットとは、リクルートワークス研究所の「ワーキングパーソン調査2014」のことであり、ここでは中学時代の成績、出身高校のタイプ、大学進学時の入試形態等詳細なデータが得られるほか、出身地と最終学校所在地の情報が得ら

れるという利点を有する。

分析の結果、東京に生まれ、東京に居住し続けている「定着者」は、何等かの形態で東京に転入してきたグループに比べて、（低い方向に）大きな年収格差があることが確認されている。特に卒業後に転入してきた者との収入格差が大きい。その傾向は、正社員である確率、大企業に勤務している確率、勤続年数、役職についている確率についても、同様の傾向が観察されている。しかし、年齢や卒業前の状況を表す変数を導入することで、転入の有無、転入のパターンなどの影響は小さなものとなるか、有意性を失うことが観察されている。

このほか太田論文では、女性、高卒男子の年収格差、出身地域の失業率等の状況が転入にもたらす影響、Uターン、Iターン志向が発生する要因などについて、数多くのファクトファインディングをしている。今起きている東京への集中が、人的資源の配分という観点からどのように評価できるかについて、大きな示唆を与えてくれる貢献であろう。

ただし、卒業前の状況をコントロールすると、転入パターンの影響のマグニチュードが低下するということは、卒業前の状況、つまり親の学歴、中学卒業時の成績などが、転入パターンとシステマティックな関係を持っているということを意味するのだろう。そのメカニズムは太田論文では必ずしも明らかになっていない。また、卒業前の状況をコントロールしても残る、正社員確率への転入パターンの影響などが、どのようなメカ

ニズムによって発生するのかについても明らかにはなっていない。今後、本論文で得られた非常に豊かなファクトファインディングが、整合的なメカニズムで説明されることを期待したい。

●

牛島論文（「高速鉄道の建設が居住地価格に与えた影響」）は、大規模交通プロジェクトの便益評価について、大きな問題提起を行なうものとして評価することができよう。これまで、このようなプロジェクトについては、通常、ヘドニック法に基づく評価が行なわれてきた。しかし牛島論文では、これまでの評価について、①地域属性などが除外変数となることによるバイアスの問題、②交通インフラが建設される場所が選択されることによるセレクションバイアスの問題、③交通インフラが地価に影響を与え始めるタイミングの問題、④大規模プロジェクトであるが故にどの地域が影響を受けるのかという定義の問題が、厳密には考慮されていなかったという指摘を行なう。そのうえで、先行研究をていねいに敷衍することで、①については地価公示というパネルデータを用いることにより、②についてはDIDと傾向スコアマッチングを組み合わせた方法を用いることにより、③については中央リニア新幹線が決定されたプロセスを詳細に検討することにより、④については公共交通網および道路網を考慮したビッグデータを活用することにより、これまでになくような厳密な処置群と対照群を作り出すことにより解決を図っている。

この結果、東京（品川駅）においては、プロジェクトに関する情報が付けになった時点を境に、有意な地価上昇は確認されなかった一方で、名古屋駅、橋本駅においては1～2%程度の地価上昇が観察されたことを報告している。そのうえで、分析のインプリケーションとしてこの論文が行なっているような厳密な評価が可能であり、大規模プロジェクトにはそれらを行なう必要性を強く薦めることで論文を結んでいる。

今後のさらなる研究の進展を期待する意味で、考えられる課題について整理すると、一つは地価公示データの使用に当たっては、より注意深い取り扱いが必要かもしれない。これまでに、評価データであるだけに、過去の類似データの収集に始まる取引事例比較法によるラグが相当程度存在することが指摘されている。このため、パネル構造など好ましい特徴を多く備えたデータであるものの、特に効果が発揮されたとするタイミングの特定化が決定的な意味を持つプロジェクト評価にあたっては、注意深い取り扱いが求められるのではないだろうか。

また、東京（品川駅）に関しては、有意な地価上昇が観察されただけでなく、むしろ地価下落が観察されたという、直感的には意外な結果に関して、時間距離短縮に対して需要のある地域の地価が上昇したという解釈を示し、先行研究との整合性についても言及している。ただし、これが東京へのアクセシビリティについては需要があるものの、逆は需要がないということを示すものであるとすれ

ば、このような大規模プロジェクトの評価にとっては大きな影響を持つ解釈とも考えられよう。このような解釈をサポートする、よりよいエビデンスの提示が今後行なわれることを期待したい。

●

岩田論文（「自動車からのCO₂排出量と都市の線引き」）は、都市のコンパクト化がCO₂排出量削減に貢献できるかを実証的に検証したものである。国内外に都市のコンパクト化が環境対策に資することを研究対象とした先行研究は豊富に存在する。岩田論文の特徴は、都市政策、特に都市計画の運用主体となる地方自治体に注目して、全市町村について、そのタイプごとに分けたうえで分析を実施したことであろう。

岩田論文は、まず市街化区域と市街化調整区域、いわゆる線引きの程度が人口密度にどのような影響を与えるかを検証する。そのうえで、人口密度がその市町村ごとのCO₂排出量に及ぼす影響が分析される。その際、内生性を回避するために二段階最小二乗法を用いている。まず、第一段階の線引き制度が人口密度に与える影響については、市街化調整区域の可住地面積に占める比率が人口密度に負の、市街化区域の比率が正の影響を与えることが、人口の多い都市において観察される一方、逆の符号が有意に人口の少ない村で推定されるという結果が得られている。また、二段階目の実証分析においては、人口密度がCO₂排出量を引き下げる効果があることが報告されている。特にその効果は、人口の少ない村において顕著に観

察されたという報告も行なわれている。

標準的で堅実な実証分析手法を用いて、興味深い政策インプリケーションを導きだしたものとして評価することができよう。特に、一段階目の線引きの状況が人口密度に与える影響については、おそらく政策実務者などの直感とは異なる結果がもたらされているのではないだろうか。都市的土地利用を促進する市街化区域の面積は、小さいほうが密度は高まり、市街化を抑制する市街化調整区域の面積が大きいほうが、コンパクトな区域に人口や諸活動が集中するように思えるからである。岩田論文の中でも今後の課題として指摘しているが、この結果は線引きの内生性により、慎重に対応することが求められる部分であろう。つまり、潜在的な開発需要を観察することが難しいため、人口密度が高く、開発圧力が強い市町村ほど市街化区域を拡大してきたことが、この実証結果の背景にある可能性は十分にあるのではないだろうか。

二番目の実証分析については、都市のコンパクト化がCO₂の排出抑制に資しているという結果は、直感とも先行研究とも合致したものとなっている。特に村のような人口規模の小さな地方自治体でその効果が大きいというファインディングが、大きな貢献だろう。これは、公共交通機関の不在などが影響している可能性もあるため、それらを考慮することで、この論文の政策インプリケーションをより豊かなものとするのでないだろうか。（M・N）

東京圏への転入者の仕事・収入・Uターン志向

太田聰一

はじめに

今、東京圏への人口集中問題が活発に議論されており、学術的な関心も高まっている。

これまでの地域間労働移動の研究、例えば、戸田・太田(2009)は1990年と2000年の『国勢調査』を用いた2時点パネル分析から、都道府県間の粗フロー移動率は、地域間の賃金格差や失業率格差といった変数によって大きく規定されており、「報酬水準」と「就業機会」が移動の主要な要因となっていることを明らかにしている。したがって、東京圏の高賃金と就業機会の多さが東京圏への移動をもたらしていることは間違いない。さらに、太田・梅溪・北島・鈴木(2017)は、2006年および2011年に実施された『人口移動調査』(国立社会保障・人口問題研究所)を用いて、ライフステージごとの移動の実態を検討した。その結果、はじめて仕事をもつ段階では賃金格差が東京圏への移動の大きな規定要因になっていたが、東京圏の大学等にすでに進学している者にとっては、地方の就業機会の少なさによって東京で仕事を不得て東京に残るという行動につながっていることを見出した。

東京圏への流入メカニズムをさらに深く理解するためには、どのようなタイプの労働者が東京圏に流入していて、そうした人々が東京圏の企業でどのように処遇されているかについて明確に把握する必要がある。というのも、地方圏から東京圏へ移動する人々の特性は、地方圏にとどまる人々とは異なっているもおかしくない

からである。この側面の先駆的な研究としては、太田(2007)がある。この論文では、日本全国を都市部と非都市部に分割し、出身地と居住地の組み合わせによる勤労収入格差を分析している。KHPS(慶應義塾家計パネル)データを用いた検証によると、地方出身の都市部居住者が最も給与水準が高い一方で、地方出身の地方居住者が最も低い給与水準を得ていた。そして、地方出身者の収入が都市部出身者よりも高いのは、前者の勤続年数が長く、正社員や管理職となっている傾向が強いことや、大きな企業に勤めている割合が高いことが影響していた。さらに、地方から都市部に出てくる人々は、父親が高学歴で、父親の勤務先の企業規模が大きく、母親は専業主婦である場合が多く、地方の「恵まれた家計」から登場している点を明らかにした¹⁾。石黒・李・杉浦・山口(2012)や橘木・浦川(2012)も他のデータを用いて同様の事実を確認している。

本稿は、リクルートワークス研究所による「ワーキングパーソン調査2014」を用いて、太田(2007)の分析をさらに推し進めることを目指している。この調査は、中学時代の成績(自己評価)や出身高校のタイプ、さらには大学進学時の入試形態(一般入試、推薦入試、AO入試など)、学部系統などが尋ねられており、東京圏転入者の特徴が従来よりも詳細に把握できるメリットをもつ。さらには、最終学歴の所在地が調査されているので、転入時期を大まかに把握できる。本稿は、こうしたデータを用いて、

東京圏への転入者の収入が東京圏出身かつ東京圏の学校を卒業した者と比べてどの程度異なるかを明らかにする。そのうえで、学歴（大卒・高卒）の違いや、男女の違いが転入者の年収に及ぼす影響を把握したい。

また本稿では、出身地の労働市場の状況と東京圏で得ている収入の関係を分析する。東京圏に移動することは出身地（あるいは最終学校所在地）で得られたかもしれない雇用機会を放棄することを意味する。したがって、労働市場の状況が良い地域からの東京圏転入者は、より高い報酬を得る傾向があるかもしれない。出身地の効果と最終学校所在地の効果を明確に分離して把握することも本稿の大きな目的である。

さらに、本調査では東京圏に転入してきた人々のUターン転職（およびIターン転職）の意向が尋ねられており、この情報を用いてどのような労働条件や労働環境に置かれた人が地元（あるいは他の地方）に移動したいかを明らかにしたい。その際には、「ワーキングパーソン調査」のきわめて詳細な職場や仕事の状況変数が有用となる。東京圏から地方へのUターンに対する政策的な関心が高まっている一方で、Uターン希望者の特性についての研究蓄積は必ずしも多くないので、こうした分析は価値があるものと思われる²⁾。

1 データ

用いるデータはリクルートワークス研究所による「ワーキングパーソン調査2014」である。この調査は、東京圏で働く人々の就業に関する実態と意識を明らかにするために実施され、東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県で働く、正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイト、業務委託として2014年8月最終週に1日でも就業している18～69歳の男女（学生除く）が対象になっている。インターネットモニター調査で、合計9857名（男性：5600名、女性：4257名）の回答が得られている。

この調査では、出身地と最終学校の所在地

著者写真

おおた・そういち
1964年京都市生まれ。京都大学経済学部卒。京都大学大学院経済学研究科博士前期課程修了。ロンドン・スクール・オブ・エコノミクス大学院博士課程修了。Ph.D.。名古屋大学経済学部助手、講師、助教授、大学院経済学研究科教授などを経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。著書：『若年者就業の経済学』（日本経済新聞出版社）など。

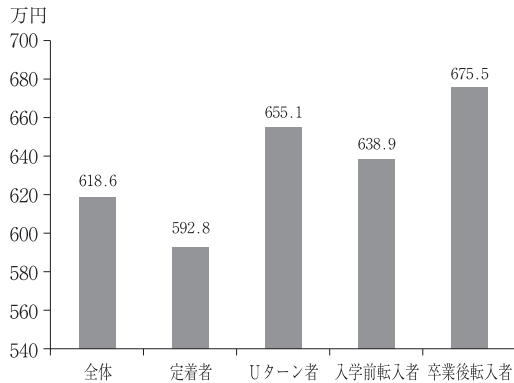
（両者とも都道府県）が尋ねられているので、出身地と最終学校所在地が東京圏での収入等に与える影響を分離して把握することができる。ここで出身地の定義であるが、質問においては「出身地とは、必ずしも出生した所に限らず、ご自分が出身地だと思っている所をお答えください」とされており、小さい頃に比較的長く居住した地域も含まれていると推測される。

本稿では、主に大卒あるいは大学院卒の男性に注目したい。その理由は、高学歴男性は職業的な理由によって地域間を移動しやすいため、東京圏への人材集中と最も密接に関連していると考えられるためである。大卒以上の女性や高卒男性については、第3節で追加的な分析の対象とする。

データは、以下のようにクリーニングをかける。まず、男性・大学卒以上のサンプルを抽出して対数年収を算出し、その平均から標準偏差の3倍以上離れているサンプルを除外する。また、主に民間雇用者の中での格差に注目することにして、公務員もサンプルに含めない。年齢については、60歳未満に限定する。海外出身者や海外の学校を卒業した人々はサンプルに含めることにする。

本稿では、東京圏に在住している人を東京圏出身かどうかと最終学校が東京圏にあったかどうかで4つのタイプに区分する。第1は、東京圏出身かつ東京圏の学校を卒業した者で、ここでは簡単に「定着者」と呼ぶ。このタイプと他のタイプの状況を比べることが本稿の主な目的となる。第2は、出身地が東京圏であるものの、

図1—転入区分による年収格差（大卒以上男性）



何らかの理由で東京圏以外の学校を卒業した者である。この人々は「東京圏にUターンしてきた人々」と考えて「Uターン者」と呼ぶ。第3は、非東京圏出身で、東京圏の学校を卒業した人々となる。例えば、地方から東京の大学に入学し、そのまま東京で就職したような人々が含まれる。こうした人々を「入学前転入者」と呼ぶ。第4は、出身が非東京圏、学校も非東京圏であるにもかかわらず、東京圏に在住している人々で、こうした人々を「卒業後転入者」と呼ぶ。以上のような区分全体を「転入区分」、「定着者」以外の3区分を合わせて「転入者」と呼ぶことにしたい。

ここで用いる大卒以上男性のサンプルのうち、「定着者」が全体の59.7%を構成する。「転入者」については、「Uターン者」が8.2%、「入学前転入者」が15.9%、「卒業後転入者」が16.2%となっている。東京圏以外からの「転入者」は、このサンプルではほぼ4割に達している。こうした転入区分ごとに平均年収を算出すると、図1のような結果になった。全体の平均年収は618.6万円だったが、「定着者」の平均年収は592.8万円と平均よりも低くなっている。その一方で、「転入者」はすべての区分で年収水準が高く、とくに「卒業後転入者」の平均年収は675.5万円と「定着者」に比べて80万円以上高くなっている。こうした顕著な差についての分析が本稿の主要な課題のひとつとなる。

表1は、次節以降の実証分析で用いるさまざま

表1—記述統計量（大卒以上男性）

	全体	定着者	Uターン者	入学前転入者	卒業後転入者
年収(万円)	618.6 (328.6)	592.8 (326.2)	655.1 (316.1)	638.9 (329.0)	675.5 (333.8)
対数年収	6.29 (0.547)	6.24 (0.553)	6.37 (0.488)	6.32 (0.562)	6.39 (0.518)
父親大卒以上	0.46 (0.498)	0.49 (0.500)	0.45 (0.499)	0.41 (0.493)	0.38 (0.485)
母親大卒以上	0.16 (0.369)	0.18 (0.387)	0.12 (0.329)	0.13 (0.342)	0.13 (0.342)
中学3年時の成績(上位)	0.65 (0.478)	0.60 (0.491)	0.60 (0.492)	0.76 (0.479)	0.74 (0.439)
中学3年時の成績(下位)	0.09 (0.291)	0.11 (0.316)	0.10 (0.305)	0.05 (0.216)	0.06 (0.245)
進学者が多い 高校卒	0.79 (0.406)	0.78 (0.414)	0.72 (0.449)	0.81 (0.391)	0.85 (0.360)
一般入試による 大学入学	0.77 (0.422)	0.73 (0.442)	0.80 (0.403)	0.83 (0.379)	0.82 (0.385)
理系	0.38 (0.486)	0.33 (0.470)	0.55 (0.498)	0.35 (0.476)	0.51 (0.500)
大学院卒	0.16 (0.368)	0.12 (0.325)	0.24 (0.429)	0.17 (0.379)	0.26 (0.439)
正社員・正規職員	0.90 (0.303)	0.89 (0.316)	0.90 (0.300)	0.91 (0.292)	0.92 (0.266)
従業員数1000人以上	0.44 (0.496)	0.41 (0.492)	0.51 (0.501)	0.43 (0.496)	0.50 (0.500)
年齢	40.47 (9.96)	40.02 (9.84)	40.21 (9.05)	41.55 (10.60)	41.16 (10.14)
勤続年数	12.06 (10.06)	11.69 (9.72)	10.98 (9.61)	12.69 (10.76)	13.34 (10.66)
役職者	0.46 (0.499)	0.43 (0.495)	0.45 (0.498)	0.52 (0.500)	0.52 (0.500)
サンプルサイズ	3078	1838	252	490	498

まな変数の記述統計量を示している。ここで年収、年齢、勤続年数以外は該当する場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数として定義されている。中学3年時の成績は、学年平均よりも「上のほう」「やや上のほう」の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数と、「下のほう」「やや下のほう」の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数としている。「転入者」に特徴的なこととして、父親や母親が大卒あるいは大学院卒である割合が「定着者」に比べて低い。その一方で、「入学前転入者」、「卒業後転入者」では中学3年時の成績(学年に占める位置の自己評価)が「定着者」に比べて高い傾向がある。理系である割合および大学院卒である割合は、大学所在地が非東京圏である「Uターン者」と「卒業後転入者」で高い。一般入試による入学試験で大学に入学した割合は、「定着者」で低くなっている。正社員・正規職員である割合、年齢、勤続年数、役職がある割合、大企業(従業員数1000人以上)に勤務する割合なども、総じて「転入者」のほ

表2—就業の状況（雇用形態、企業規模、勤続年数、役職有無）の結果

	正社員 (Probit)		大企業勤務 (Probit)		勤続年数 (OLS)		役職あり (Probit)	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	係数	係数	限界効果	限界効果
Uターン者	0.0111 (0.0188)	-0.00164 (0.0200)	0.0984*** (0.0335)	0.0863** (0.0345)	-0.833 (0.507)	-0.920* (0.512)	0.0229 (0.0347)	0.0258 (0.0352)
入学前転入者	0.0154 (0.0142)	0.0101 (0.0144)	0.0194 (0.0254)	-0.00612 (0.0257)	-0.00245 (0.409)	-0.00946 (0.411)	0.0613** (0.0278)	0.0410 (0.0282)
卒業後転入者	0.0325** (0.0134)	0.0188 (0.0145)	0.0839*** (0.0253)	0.0506* (0.0260)	0.907** (0.387)	0.834** (0.394)	0.0803*** (0.0270)	0.0666** (0.0278)
年齢	0.00219*** (0.000595)	0.00202*** (0.000594)	0.00247*** (0.000903)	0.00257*** (0.000952)	0.658*** (0.0162)	0.656*** (0.0166)	0.0262*** (0.00105)	0.0263*** (0.00110)
父親大卒以上		0.0137 (0.0118)		0.0474** (0.0202)		0.0756 (0.298)		0.0367* (0.0217)
母親大卒以上		-0.000664 (0.0158)		0.0258 (0.0272)		0.199 (0.344)		0.0196 (0.0287)
中学3年時の成績(上位)		0.00150 (0.0124)		0.115*** (0.0212)		0.392 (0.327)		0.134*** (0.0228)
中学3年時の成績(下位)		-0.0511** (0.0234)		-0.0417 (0.0348)		-0.869* (0.485)		-0.0654* (0.0371)
進学者が多い高校卒		0.00193 (0.0131)		0.0203 (0.0232)		-0.263 (0.336)		-0.00869 (0.0254)
一般入試による大学入学		0.00494 (0.0127)		0.0232 (0.0219)		-0.571* (0.306)		-0.00646 (0.0237)
理系		0.0412*** (0.0115)		0.0158 (0.0203)		1.048*** (0.319)		0.0124 (0.0219)
大学院卒		0.0411*** (0.0141)		0.118*** (0.0271)		-0.950*** (0.355)		-0.0234 (0.0279)
定数項					-14.63*** (0.563)	-14.40*** (0.659)		
(疑似)決定係数	0.0114	0.0311	0.006	0.0293	0.428	0.4323	0.171	0.1852

注) サンプルサイズは3,078。()内は頑健標準誤差。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

うが高い傾向がある。転入区分による属性の違いは、年収格差をある程度説明するものと考えられる。

2 実証分析——大卒男性の場合

2-1 雇用形態・就業先タイプ・役職

本項では、収入についての検討を行なう準備として、転入区分の違いが、収入の重要な規定要因である雇用形態や就業先のタイプや役職に与える影響を考察しておきたい。

まず、転入区分の違いによる雇用形態への影響を調べるため、現職が正社員である場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数を作成し、これを被説明変数とした回帰分析（プロビット法）を行なう。説明変数としては、「定着者」をベースにして「Uターン者」ダミー、「入学前転入者」ダミー、「卒業後転入者」ダミーの3つのダミー変数と年齢および定数項を導入する。この定式化に加えて、説明変数に表1で導入した卒業前の状況を表す変数群を導入した定式化も推定する。これによって、転入区分が正社員である確率に及ぼす影響が、卒業前の状況

とどの程度関連しているかを把握することができるようになる。

推定結果は表2の第1列および第2列に示されている。卒業前の状況を導入しない場合、正社員である確率に対する区分の効果は「卒業後転入者」で有意にプラスとなっており、正社員確率が「定着者」に比べて約3%高くなる。ただし、第2列に示されているように、卒業前の状況を導入すれば「卒業後転入者」の効果は有意ではなくなる一方、成績が低い場合

に正社員確率は低くなり、大学での専攻が理系であった場合や大学院卒であった場合には正社員確率は高くなる。正社員確率に対する転入区分の影響は、中学時代の成績、大学での専攻、大学院卒業であるかどうかで区分間で異なることに起因する部分大きいと言える。

続いて、就業先のタイプとして、企業規模を取り上げる。「ワーキングパーソン調査」では、会社全体の従業員数（常用雇用のアルバイト・パートを含む人数）を12区分で尋ねている。ここでは、1000人以上である場合に1、1000人未満である場合に0の値をとる変数を導入し、正社員確率を推定した定式化と同様の定式化で推定を行なう。

推定結果は、表2の第3列および第4列に示されている。まず、年齢が有意にプラスの影響を与えている。転入区分では、「Uターン者」と「卒業後転入者」がプラスで有意となっており、両区分に属する労働者は「定着者」に比べて1000人以上の企業に勤務している傾向がより強い。限界効果は両者とも約9%と大きな値となっている。卒業前の状況を説明変数に導入す

ると、父親が大卒であること、中学3年時の成績が良い場合、さらには大学院卒であることが大企業勤務の確率を上昇させていることが判明する。卒業前の状況を説明変数に入れたことで、「卒業後転入者」の限界効果はやや低下したが、「Uターン者」の限界効果はあまり低下していない。よって、卒業前の状況を表す変数が転入区分を通じて大企業勤務確率に影響を及ぼす大きさは、それほど大きいとは言えない。

勤続年数も収入の大きな規定要因である。被説明変数を勤続年数にしてOLSで推定した結果が表2の第5列および第6列に示されている。年齢が強い説明力を持つことは当然であろう。年齢に加えて転入区分だけを説明変数に導入した結果によると、「卒業後転入者」のみで有意にプラスとなっており、「定着者」よりも約9%勤続年数が長い。卒業前の状況を表す変数を説明変数に入れた場合にも「卒業後転入者」の限界効果はそれほど低下しない。そして、中学3年時の成績が低い場合、一般入試によって大学に入学した場合、大学院卒の場合には勤続年数は低下する。大学院卒の効果は、大学院に行くことで就職が遅くなることによるものと考えられる。一方、理系出身者は勤続年数が長くなる。大学院卒の係数と理系の係数がほぼ同じなので、理系の大学院出身者は定着性が高いため、勤続年数のロスがほとんど生じないことになる。

最後に役職について、勤務先で役職についている場合を1、ついていない場合に0をとる変数を被説明変数にしたプロビット分析を行なう。推定結果は、表2の第7列および第8列にある。当然ながら、年齢は有意にプラスとなっている。卒業前の状況を表す変数を入れない場合には、「入学前転入者」と「卒業後転入者」は有意にプラスであり、その限界効果もそれぞれ約6%と8%となっており、大きいと言える。卒業前の状況を表す変数を入れた場合には、これらの限界効果は縮減し、とくに「入学前転入者」は統計的有意性を失う。追加した変数で有意なも

のは、父親大卒（プラス）、中学3年時の成績（上位）（プラス）、中学3年時の成績（下位）（マイナス）となっている。中学時代の成績が役職に就く確率に対して強い影響力を持っており、転入区分の効果もその一部を反映していたものと考えられる。

以上のように、転入区分によって正社員である確率、大企業に勤務している確率、勤続年数、役職に就いている確率などは異なっており、概して「卒業後転入者」は「定着者」に比べて高い値となっている。また、卒業前の状況、なかでも中学3年時の成績はこれらの確率および勤続年数に強いインパクトを与えている。そして、「卒業後転入者」と「定着者」の格差の一部は、この変数や大学時代の専攻、大学院進学といった転入区分間における卒業前の状況の差異を反映しているものと解釈される。

2-2 収入格差

ここでは、被説明変数を年収の対数値にした回帰分析を行なう。これまでと同様、転入区分ダミー変数を導入することで、「転入者」と「定着者」の収入格差を測定する。説明変数に徐々にコントロール変数を加えていくことで、収入格差の規定要因を探っていくことにする。

OLSによる推定結果が表3に示されている。第1列は、転入区分ダミーと定数項のみを説明変数とした推定結果を示している。「定着者」に比べて「Uターン者」は12.9%、「入学前転入者」は7.8%、「卒業後転入者」は15.0%収入が高くなっており、いずれも1%水準で統計的に有意となっている。第2列のように年齢および年齢の2乗を説明変数に導入すると、収入格差はそれぞれ10.6%、5.4%、12.6%に縮小する。それでもかなりの大きさである。

上記に加えて、卒業前の状況を表す諸変数を説明変数に加えると、さらに「定着者」と「転入者」の収入格差は縮小する（第3列）。これは、転入区分と卒業前の状況を表す諸変数との間に相関関係があるので、後者を説明変数に入

表3—対数年収の推定結果（大卒以上男性）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Uターン者	0.129*** (0.0333)	0.106*** (0.0285)	0.0937*** (0.0278)	0.0917*** (0.0250)	0.0761*** (0.0245)	0.0925*** (0.0243)	0.0746*** (0.0233)
入学前転入者	0.0776*** (0.0285)	0.0540** (0.0242)	0.0255 (0.0238)	0.0123 (0.0205)	0.0129 (0.0197)	0.0154 (0.0195)	0.00619 (0.0181)
卒業後転入者	0.150*** (0.0266)	0.126*** (0.0216)	0.0865*** (0.0220)	0.0640*** (0.0195)	0.0474*** (0.0184)	0.0454** (0.0180)	0.0279 (0.0170)
年齢	0.120*** (0.00713)	0.113*** (0.00708)	0.0845*** (0.00624)	0.0885*** (0.00616)	0.0680*** (0.00785)	0.0668*** (0.00741)	0.0668*** (0.00741)
年齢2乗	-0.00114*** (8.87e-05)	-0.00106*** (8.76e-05)	-0.000731*** (7.64e-05)	-0.000784*** (7.53e-05)	-0.000606*** (9.68e-05)	-0.000667*** (9.05e-05)	-0.000667*** (9.05e-05)
父親大卒以上			0.0673*** (0.0178)	0.0560*** (0.0151)	0.0457*** (0.0145)	0.0469*** (0.0143)	0.0365*** (0.0132)
母親大卒以上			0.0407* (0.0240)	0.0357* (0.0210)	0.0356* (0.0204)	0.0347* (0.0202)	0.0322* (0.0188)
中学3年時の成績(上位)			0.109*** (0.0194)	0.107*** (0.0168)	0.0809*** (0.0161)	0.0839*** (0.0158)	0.0540*** (0.0149)
中学3年時の成績(下位)			-0.0918*** (0.0324)	-0.0538* (0.0282)	-0.0463* (0.0277)	-0.0408 (0.0266)	-0.0509** (0.0248)
進学者が多い高校卒			0.0708*** (0.0210)	0.0641*** (0.0179)	0.0565*** (0.0174)	0.0598*** (0.0170)	0.0497*** (0.0163)
一般入試による大学入学			0.0139 (0.0192)	0.0167 (0.0165)	0.00933 (0.0157)	0.0166 (0.0153)	0.0244* (0.0145)
理系			0.0246 (0.0180)	-0.00714 (0.0153)	-0.0137 (0.0147)	-0.0214 (0.0146)	-0.00519 (0.0136)
大学院卒			0.129*** (0.0227)	0.106*** (0.0201)	0.0781*** (0.0195)	0.0966*** (0.0196)	0.0984*** (0.0185)
定数項	6.242*** (0.0129)	3.381*** (0.137)	3.317*** (0.139)	4.024*** (0.124)	3.670*** (0.142)	4.048*** (0.161)	4.156*** (0.154)
雇用形態ダミー	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
勤続年数・勤続年数2乗	No	No	No	No	No	Yes	Yes
役職ダミー	No	No	No	No	No	No	Yes
決定係数	0.012	0.291	0.332	0.508	0.549	0.566	0.626

注) サンプルサイズは3,078。()内は頑健標準誤差。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

れなければ、転入区分の係数は卒業前の状況の効果を含んだものになるためである。ただし、格差縮小の程度は、転入区分によって異なる。最も格差が縮小するのが「入学前転入者」であり、もはや有意ではなくなる。これは、「入学前転入者」と「定着者」の収入格差は卒業前の状況を表す諸変数の差異で尽きているために、卒業前の状況を表す諸変数を説明変数に導入することで転入区分の年収に及ぼす影響が消失したものを考えられる。その次に影響を受けた転入区分は「卒業後転入者」であり、「定着者」との収入格差の3割程度が卒業前の状況を表す諸変数によって説明される。最も影響を受けなかったのは「Uターン者」であり、格差の縮小率は12%程度となっている。卒業前の状況の中で最も強いインパクトが観察されるのは、中学3年時の成績の自己評価であり、上位ダミーも下位ダミーも統計的に有意である。推定結果によると成績上位と下位の差は約20%にも及んで

いる。それに加えて、進学者が多い高校を卒業したことを表すダミー変数、父親・母親が大卒であるダミー変数、そして大学院卒を示すダミー変数が収入にプラスの影響を及ぼしている。

さらに、雇用形態を表すダミー変数(5個)、従業員数で測った企業規模を表すダミー変数(11個)、勤続年数・勤続年数の2乗、役職ダミー(6個)を順次追加していった結果が、第4列から第7列に示されている。その結果、「定着者」と「卒業後転入者」の格差は順次縮小していき、役職ダミーを導入した段階

で有意性を失う。先に見たように、「卒業後転入者」は平均的に勤続年数が長いので、大学卒業後に転職して東京圏に入ってきた人はそれほど多くないと推測される。むしろ、東京圏以外の出身で東京圏以外の大学を出た優秀な人材を東京圏の企業が採用し、そうした人材が高い役職についているケースが多いのではないかと推測する。それとは対照的に、「定着者」と「Uターン者」の格差は、雇用形態などの諸変数を追加してもなお残っており、それは7.5%に達する。「Uターン者」は、これまで見てきた変数では十分に捕捉できない特性をもっており、それが年収を引き上げていると考えられる。

2-3 地域特性の導入

ここまでの分析では、出身地あるいは最終学校の所在地が東京圏(東京、千葉、埼玉、神奈川)にあるか否かに着目してきた。これまで見てきたように、こうした分類方法で多くのこと

が明らかになるが、非東京圏の異質性はそれほど活用されているとは言いがたい。例えば、東京圏に在住しているある地域の出身者は、同じく東京圏に在住している他地域の出身者に比べて、たとえ同じ地域の学校を卒業していたとしても、年収が高いかもしれない。仮にそうした状況があるならば、その背後にある要因を検討することで、東京圏集中のメカニズムの解明に資することができると思われる。

そこで本項では、出身地および最終学校所在地の特徴を代理するいくつかの変数を説明変数に導入したうえで、あらためて年収決定式を推定する。サンプルサイズの制約も考慮して、以下のような方法を用いることにしたい。

まず、出身地の影響を分析する際には、出身地が東京圏以外のサンプルを用いる。したがって、「入学前転入者」と「卒業後転入者」のデータセットが分析対象となる。他方、学校所在地の影響を分析する際には、学校所在地が東京圏以外のサンプル、すなわち「Uターン者」と「卒業後転入者」のデータセットを分析対象とする。転入のメカニズムを検討したいので、「定着者」のサンプルは使用しない。そのうえで、出身地あるいは学校所在地の特徴を表すいくつかの説明変数（都道府県別）を用いて、年収の対数値を説明する。ただし、出身地が東京圏以外のサンプルを用いて出身地の特徴が年収に与える影響を見る際には、学校所在地の影響を制御する必要がある。本稿では、都道府県別の学校所在地ダミーを説明変数に加えることでコントロールする。こうすることで、少なくとも都道府県レベルにおいて学校所在地の影響は完全にコントロールされ、出身地の特徴を表す変数の効果は学校所在地の影響を除外したものとなる。学校所在地が東京圏以外のサンプルを用いて、学校所在地の特徴の影響を見る際には、出身地ダミー変数を説明変数に導入する。

出身地あるいは学校所在地の特徴を代表する変数として、公刊統計から得られる以下の4つの都道府県別の変数を採用することにする。

①人口10万人当たり大学数：都道府県別の「人口推計」（総務省）および「学校基本調査」（文部科学省）より計算される。2000年～2014年までの15年間の平均値。大学数の多い地域には有力大学が含まれており、そうした地域からの転入者も有力大学出身者が多い可能性がある。この変数は学校所在地の特徴を捉えるものなので、出身地の大学数は年収に影響を及ぼすとは考えにくい。

②失業率：都道府県別の男性の失業率であり、「国勢調査」（総務省）のデータを用いた。2000年、2005年、2010年の3時点の平均値を採用した。出身地あるいは学校所在地の雇用機会の多寡を表す変数として用いる。出身地（学校所在地）の失業率が低く、雇用機会が豊富な状況では、地方出身の優秀な人材にとってわざわざ東京圏での雇用にとらわれる必要が少なくなる。それでも東京圏にとどまっている人は、東京圏での年収が高い人に限定される。よって、出身地（学校所在地）の失業率が高いと東京圏での年収が低くなる可能性がある。

③実質給与水準：40-44歳男性の「きまって支給する現金給与額」を物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）で割ったもの。「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）および「消費者物価指数」（総務省）の全国データを用いる。2000年～2014年までの15年間の平均値。出身地（学校所在地）の実質給与水準が高いときには、地元での就職の魅力が高くなるので、東京圏では年収がかなり高い人が就業することになる可能性がある。

④東京からの距離：国土地理院が報告している都道府県庁間距離を用いた。非東京圏からの移動コストの代理変数であり、基本的にプラスの符号が期待される（移動コストを上回る年収上のメリットがある人が東京圏に転入するため）。

説明変数として2つのパターンを用意した。第1は、年齢、年齢の2乗項、出身地（学校所

表4—対数年収の推定結果（大卒以上男性：地域変数の導入）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
【東京圏以外の出身地サンプル】								
大学数（人口10万人当たり）	0.0312 (0.0907)			-0.0212 (0.0863)	0.0277 (0.0921)			-0.0165 (0.0893)
失業率（男性）		-0.0318*** (0.0104)		-0.0367*** (0.0118)		-0.0323*** (0.0112)		-0.0360*** (0.0132)
実質給与水準（男性、40-44歳）			0.0619 (0.0557)	0.0920** (0.0441)			0.0412 (0.0555)	0.0695 (0.0455)
東京からの距離（1000キロ）	0.0174 (0.0569)	0.0932 (0.0643)	0.0561 (0.0688)	0.159* (0.0798)	0.00609 (0.0589)	0.0810 (0.0663)	0.0328 (0.0734)	0.131 (0.0854)
定数項	3.530*** (0.212)	3.712*** (0.217)	3.318*** (0.274)	3.407*** (0.246)	3.432*** (0.225)	3.618*** (0.227)	3.297*** (0.288)	3.391*** (0.257)
卒業前の状況変数	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.370	0.373	0.371	0.375	0.395	0.398	0.395	0.399
【東京圏以外の学校所在地サンプル】								
大学数（人口10万人当たり）	0.253*** (0.0478)			0.262*** (0.0514)	0.228*** (0.0541)			0.242*** (0.0574)
失業率（男性）		-0.00101 (0.0181)		0.00869 (0.0206)		0.00170 (0.0182)		0.0122 (0.0199)
実質給与水準（男性、40-44歳）			0.0420 (0.0794)	-0.0171 (0.0817)			0.0249 (0.0708)	-0.0350 (0.0712)
東京からの距離（1000キロ）	0.0640 (0.0734)	0.0914 (0.100)	0.111 (0.104)	0.0369 (0.126)	0.0702 (0.0756)	0.0888 (0.105)	0.105 (0.103)	0.0260 (0.122)
定数項	3.674*** (0.210)	3.805*** (0.212)	3.625*** (0.379)	3.695*** (0.353)	3.649*** (0.210)	3.761*** (0.195)	3.666*** (0.342)	3.728*** (0.321)
卒業前の状況変数	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.426	0.414	0.414	0.427	0.454	0.445	0.445	0.455

注）東京圏以外の出身地サンプルの場合には学校所在地ダミー、東京圏以外の学校所在地サンプルの場合には出身地ダミー、他の説明変数としては、年齢、年齢2乗、学校所在地ダミー（出身地サンプル）、出身地ダミー（学校所在地サンプル）、第5～第8列ではこれに加えて父親大卒ダミー、母親大卒ダミー、中学3年時の成績自己評価ダミー（上位、下位）、進学者が多い高校卒ダミー、一般入試による大学入学ダミー、理系ダミー変数、大学院卒ダミーを加えている。東京圏以外の出身地サンプルのサンプルサイズは982。東京圏以外の学校所在地サンプルのサンプルサイズは725。（ ）内はクラスター化標準誤差。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

在地）ダミー、そして上記の変数を説明変数として用いたケースであり、第2は、それに加えて卒業前の状況を表す変数群を説明変数に導入したケースである。標準誤差の算定に際しては、出身地が東京圏以外のサンプルでは出身地で、学校所在地が東京圏以外のサンプルでは学校所在地でクラスター化したものを採用する。

推定結果は表4に示している。まず、東京圏以外の出身地サンプルを用いた分析結果を見る。最も頑健な結果は、出身地の男性失業率の効果であり、どの定式化においても1%水準で有意にマイナスとなっている。地元で雇用機会が豊

富であれば、東京圏で高い収入が見込める人のみが東京圏に転入したり、そのまま東京圏にとどまったりすることから生じる効果であると推測される。まったく影響がないのは、出身地の大学数を表す変数であり、これは当然であろう。出身地の実質給与水準と東京からの距離は、卒業前の状況変数を説明変数に導入しない場合でかつ失業率を説明変数として導入した場合に有意にプラスとなる。すなわち、実質給与水準が高い地域出身の人は、高い年収をもたらすような卒業前の状況であることを意味している。そこで、卒業前の状況を表す諸変数と、実質給与

水準との関係を調べたところ、実質給与水準が高い地域の出身者は、進学者が多い高校出身者である傾向が強いことが判明した。さらに、第8列の回帰分析で、進学者が多い高校出身ダミーだけを取り除くと、失業率、実質給与水準、東京からの距離がすべて少なくとも10%水準で有意となった。最も頑健なものは失業率の効果であるが、その他の変数の影響も無視すべきではないであろう。

続いて、東京圏以外の学校所在地サンプルを用いた分析結果を見る。学校所在地の特性については単純明快で、人口10万人当たりの大学数が多い地域の大学を出た人々は、1%有意水準で年収が高くなっている。大学集中地域の大学を卒業して東京圏に転入した人は、非東京圏の有力大学の出身者である可能性が高く、そのことが東京圏での年収を引き上げているものと考えられる。その一方で、在住者大学所在地の失業率、実質給与水準、東京からの距離はまったく有意な影響を年収に与えない。これは、出身地の影響と対照的である。東京圏への転入者に限定すれば、労働市場との結びつきという意味では、学校所在地の労働市場よりも出身地の労働市場が重要な意味合いを持っていることになる。

3 大卒女性と高卒男性について

ここまでは大卒以上男性に分析対象を限定してきたが、本節では大卒以上女性と高卒男性の転入者に焦点を当てる。

まず、大卒以上女性について、転入区分が対数年収に与える影響を見ておきたい。表3と同様に、大卒以上女性の対数年収を転入区分や年齢、年齢の2乗、卒業前の状況変数群に回帰させた結果が表5に示されている。興味深いことに、「転入者」と「定着者」の格差は有意でない。「Uターン者」や「入学前転入者」については、符号もマイナスになっている。学歴が同じではあるが、男性とはまったく異なる結果である。

表5—対数年収の推定結果（大卒以上女性）

	大卒以上女性全体			「配偶者なし」に限定		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Uターン者	-0.0114 (0.0821)	-0.00307 (0.0820)	-0.0588 (0.0805)	0.0483 (0.109)	0.0217 (0.104)	-0.00967 (0.0997)
入学前転入者	-0.0269 (0.0538)	-0.0139 (0.0536)	-0.0236 (0.0530)	-0.0285 (0.0550)	0.0329 (0.0516)	0.0253 (0.0510)
卒業後転入者	0.0297 (0.0593)	0.0364 (0.0581)	0.0196 (0.0574)	0.123** (0.0569)	0.139*** (0.0521)	0.104** (0.0526)
年齢		0.0652** (0.0151)	0.0581*** (0.0148)		0.0932*** (0.0163)	0.0938*** (0.0162)
年齢2乗		-0.000886*** (0.000197)	-0.000804*** (0.000194)		-0.000998*** (0.000220)	-0.00102*** (0.000218)
父親大卒以上			0.0633 (0.0399)			0.0530 (0.0382)
母親大卒以上			0.0486 (0.0451)			0.0343 (0.0443)
中学3年時の成績(上位)			-0.0225 (0.0438)			0.118*** (0.0444)
中学3年時の成績(下位)			-0.0553 (0.0704)			-0.0600 (0.0722)
進学者が多い高校卒			0.0778* (0.0471)			0.0651 (0.0491)
一般入試による大学入学			0.134*** (0.0520)			0.0631* (0.0379)
理系			0.150*** (0.0520)			0.179*** (0.0522)
大学院卒			0.251*** (0.0725)			-0.00214 (0.0782)
定数項	5.559*** (0.0220)	4.450** (0.272)	4.378*** (0.271)	5.692*** (0.0225)	3.783*** (0.285)	3.558*** (0.288)
サンプルサイズ	1,507	1,507	1,507	871	871	871
決定係数	0.000	0.019	0.055	0.005	0.125	0.166

注) () 内は頑健標準誤差。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

理由のひとつとして、女性の東京転入の理由として夫の転勤に伴うものが多く、本人の経済的な理由による移動が少ないことがあるかもしれない。あるいは、結婚や出産に伴うキャリアの断絶が生じるために、それまで「転入者」として得ていた「定着者」との収入格差を失っているのかもしれない。そこで、サンプルを配偶者がいない女性に限った結果も表5に示した。ここから明らかなように、配偶者がいない女性では、「卒業後転入者」の係数が有意になっており、その大きさも男性と同程度に大きい。よって、有配偶女性については、無配偶女性や男性に比べて「転入者」としてのリターンを得にくい労働市場の構造が存在しているものと考えられる。

続いて、学歴面での違いを浮き上がらせるために大卒以上男性と高卒男性との比較を行ないたい。ここでも表3と同様の分析を行なった。ただし、卒業前の状況変数は、大卒以上の場合とは異なる。大学と関連した変数は除外し、父

親・母親の学歴ダミー変数は、高卒以上である場合に1、そうでない場合に0をとる変数として構築した。推定結果は表6に示している。

第1列から、何らコントロールを施さない場合には、「定着者」に比べて「Uターン者」は18.0%、「卒業後転入者」は25.9%も年収が高い。これらは、大卒以上男性の場合よりも大きい。ただし、第2列のように年齢を導入すると、「Uターン者」の収入格差は約2%まで大きく縮小する。

高卒の場合、「Uターン者」で見られる格差は、「定着者」に比べてこの区分の年齢が高いことによる。「卒業後転入者」は年齢や卒業前の状況変数を説明変数に追加してもなお、17.3%も「定着者」よりも高い年収となっている。

第4列以降は、雇用形態ダミー、企業規模ダミー、勤続年数・勤続年数の2乗、役職ダミーを順次導入した推定結果を示している。これらの変数を加えることで、格差は約6%まで縮小する。とりわけ、企業規模を追加したときの縮小率が大きいことがわかる。おそらく、県外就職した高卒者が、都市部で規模の大きい企業に就職する傾向があることを反映しているものと推測される。

4 大卒男性のUターン転職志向の規定要因

では、東京圏に転入してきた人々のうちでどのようなタイプがUターンに積極的なのだろうか。この調査では、「あなたは以下のことをしてみたいと思いますか」という質問の中で「出身地への転職：Uターン転職」および「地方への転職（出身地は除く）：Iターン転職」

表6—対数年収の推定結果（高卒男性）

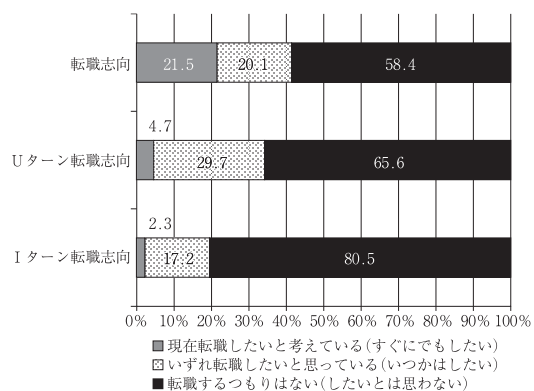
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Uターン者	0.180** (0.0746)	0.0196 (0.0744)	0.00149 (0.0758)	-0.0187 (0.0568)	-0.0172 (0.0532)	0.0123 (0.0524)	0.0142 (0.0488)
入学前転入者	0.0338 (0.124)	0.0149 (0.0904)	0.0205 (0.0910)	-0.0279 (0.0756)	-0.0422 (0.0690)	-0.0109 (0.0653)	-0.00676 (0.0647)
卒業後転入者	0.259*** (0.0526)	0.204*** (0.0436)	0.173*** (0.0425)	0.135*** (0.0370)	0.0769** (0.0338)	0.0737** (0.0328)	0.0607* (0.0312)
年齢		0.0981*** (0.0123)	0.0932*** (0.0119)	0.0506*** (0.0108)	0.0594*** (0.0108)	0.0524*** (0.0119)	0.0504*** (0.0115)
年齢2乗		-0.000894*** (0.000159)	-0.000843*** (0.000155)	-0.000400*** (0.000139)	-0.000510*** (0.000138)	-0.000504*** (0.000154)	-0.000495*** (0.000147)
父親高卒以上			-0.0256 (0.0464)	-0.0283 (0.0401)	-0.0353 (0.0380)	-0.0307 (0.0373)	-0.0364 (0.0365)
母親高卒以上			0.109** (0.0469)	0.0881** (0.0404)	0.0908** (0.0389)	0.0938** (0.0378)	0.0860** (0.0371)
中学3年時の成績(上位)			0.0449 (0.0470)	0.0620 (0.0397)	0.0440 (0.0381)	0.0300 (0.0370)	0.0102 (0.0367)
中学3年時の成績(下位)			-0.0921** (0.0427)	-0.0122 (0.0374)	-0.00598 (0.0355)	-0.0352 (0.0341)	-0.0298 (0.0338)
進学者が多い高校卒			-0.199*** (0.0430)	-0.0648* (0.0355)	-0.0501 (0.0345)	-0.0379 (0.0329)	-0.0255 (0.0324)
定数項	5.861*** (0.0267)	3.513*** (0.226)	3.653*** (0.226)	4.712*** (0.209)	4.298*** (0.233)	4.363*** (0.234)	4.410*** (0.230)
雇用形態ダミー	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
勤続年数・勤続年数2乗	No	No	No	No	No	Yes	Yes
役職ダミー	No	No	No	No	No	No	Yes
決定係数	0.027	0.318	0.344	0.538	0.595	0.627	0.649

注) サンプルサイズは(1)-(5)は790、(6)-(7)は789。()内は頑健標準誤差。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

に対して「すぐにもほしい」「いつかはほしい」「したいとは思わない」の3択で回答を求めている。ここではこの情報を用いて「転入者」のUターン転職志向およびIターン転職志向を調べたい。そのために、出身地が非東京圏のサンプルに限定する。また、非東京圏出身者のみを分析対象とする（「入学前転入者」および「卒業後転入者」によって構成される）。労働者の属性は、大卒以上の男性正社員とする³⁾。

本稿で用いた調査では出身地についての情報は都道府県名だけであり、そこでの友人関係や実家の有無など、Uターンの重要な規定要因と思われる変数は集められていない。その一方で、現在の仕事の状況についてはきわめて詳しい。ここでは、そうした調査の特性を生かして、現時点でどのような就業状況にある「転入者」のUターン（Iターン）転職志向が強いのかについての分析に集中することにした。また、通常の転職行動と比較するために、「転職志向」についても分析を行なっておきたい。本調査では、「あなたは今後、転職（会社や団体を変えること）することを考えていますか」という質

図2—転職・Uターン・Iターン構成比（大卒以上男性正社員）



注) 凡例の()内はUもしくはIターン転職志向に適用される。「現在転職したいと考えており、転職活動をしている」と「転職志向の現在転職したいと考えているが、転職活動はしていない」の2つの区分は「現在転職したいと考えている」にまとめている。サンプルサイズは901。

問項目に対して、「現在転職したいと考えており、転職活動をしている」「現在転職したいと考えているが、転職活動はしていない」「いずれ転職したいと思っている」「転職するつもりはない」の4択となっており、ここから転職志向の変数を作成する。

具体的には、UターンとIターンでは「すぐにでもしたい」「いつかはしたい」場合には1、「したいとは思わない」場合には0をとる2値変数を「Uターン転職志向」および「Iターン転職志向」の代理変数とする。それに合わせて通常の転職者についても、「転職するつもりはない」が0、それ以外は1をとる変数を「転職志向」の代理変数とする⁴⁾。

説明変数は、入学前転入者ダミー、対数年収、週平均労働時間、仕事や職場に対する本人の考え方、これまで用いてきた卒業前の状況を表す諸変数、年齢、勤続年数、大企業ダミー、役職ダミー、有配偶者ダミー、少なくとも一人の親(義父・義母も含む)との同居を表すダミー変数、そして出身地ダミーとした。

先に述べたように、被説明変数は「転職志向」、「Uターン転職志向」、「Iターン転職志向」である。図2は、大卒男性正社員のうちで「転職志向」や「U(I)ターン転職志向」を

もつ人の割合を示している。少なくとも「いずれ転職したい」と考えている人は41.6%に上る。その一方でUターン転職志向の人は34.4%であるが、それでも3分の1を超える。その意味でUターン志向は強いように見えるが、「すぐにでもUターン転職したい」とする比率は4.7%と、「現在転職したいと考えている」人の21.5%の4分の1以下に過ぎない。Iターン転職についての希望は、Uターン転職よりもさらに少ない。

各転職志向をプロビット法で推定した結果が表7にある(説明変数の詳細は付表参照)⁵⁾。以下ではまず、「転職志向」と「Uターン転職志向」を対比させながら見ていきたい。係数の推定結果からは、「転職志向」と「Uターン転職志向」には共通の規定要因がある一方で、異なる点も少なくないことが判明する。共通項としては「仕事の成果が把握しやすい」場合や「高い成果を上げるために働く時間を惜しまない職場」で働いていると感じているほうが「転職志向」や「Uターン転職志向」が共に強くなる。逆に、「自分が果たすべき役割が明確である」という設問に肯定的に回答している人は、両者とも弱くなる。成果の追求が強かったり、果たすべき役割が曖昧であったりする場合には、転職およびUターンを促進するという結論が得られた。

異なる点としては、第1に、職場や仕事の特性には、「Uターン転職志向」には影響しないが「転職志向」には影響する変数が数多くあることが挙げられる。総じて、成長感やスキルや人間関係などは「転職志向」を高めるが、「Uターン転職志向」とは関連していない。

第2に、「転職志向」と「Uターン転職志向」の顕著な違いとして、大学入学前に転入してきた人々は大学卒業後に転入してきた人々に比べて「Uターン転職志向」が10%近くも低くなっていることが挙げられる。こうした傾向は「転職志向」には見られない。比較的早い段階で転入すると東京圏になじみやすかったり、友人等

表7—転職志向・Uターン・Iターン転職志向の推定結果 (Probit法)

	転職志向		Uターン転職志向		Iターン転職志向	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
入学前転入者	0.0187	(0.0394)	-0.119***	(0.0368)	-0.0579**	(0.0283)
対数年収	-0.0528	(0.0589)	-0.203***	(0.0553)	-0.0939**	(0.0428)
週労働時間	0.00110	(0.00186)	0.000287	(0.00176)	0.000102	(0.00127)
「働き方の密度が高い」	-0.0290	(0.0395)	0.00494	(0.0379)	-0.0233	(0.0291)
「成長実感あり」	-0.0757*	(0.0437)	-0.0572	(0.0399)	-0.0201	(0.0318)
「締切や納期にゆとりがない」	0.125***	(0.0424)	0.00889	(0.0401)	0.0144	(0.0318)
「突発的な業務が生じることが頻繁にある」	0.0831*	(0.0431)	0.0419	(0.0389)	-0.00790	(0.0316)
「仕事の成果が把握しやすい」	0.0878**	(0.0444)	0.0866**	(0.0422)	0.00738	(0.0317)
「自分が果たすべき役割が明確である」	-0.0870*	(0.0481)	-0.0770*	(0.0442)	-0.0174	(0.0331)
「ある専門領域に特化した仕事である」	-0.000746	(0.0415)	0.0209	(0.0383)	-0.0262	(0.0302)
「前例やマニュアルに従う定型的な仕事が多い」	-0.108**	(0.0419)	-0.0186	(0.0406)	-0.0433	(0.0304)
「仕事の手順や進め方の自由度が高い」	0.000327	(0.0416)	-0.0240	(0.0383)	-0.00236	(0.0312)
「今の職場に自分の仕事を代わりにできる人がいる」	0.0647	(0.0409)	0.0123	(0.0373)	-0.0230	(0.0290)
「仲間と協力して進める仕事が多い」	0.0453	(0.0400)	-0.0143	(0.0367)	-0.00189	(0.0292)
「高い成果を上げるために働く時間を惜しまない職場」	0.0803*	(0.0421)	0.0715*	(0.0394)	0.0329	(0.0316)
「無理をしても顧客からの要望に応える職場」	-0.0100	(0.0420)	-0.0121	(0.0392)	0.0302	(0.0316)
「私の興味は今の職業(職種)と合っている」	-0.125***	(0.0437)	-0.0451	(0.0419)	-0.0428	(0.0321)
「この職務にふさわしい技能(スキル)や能力を持っている」	0.101**	(0.0447)	0.0114	(0.0426)	-0.0109	(0.0341)
「私の個人的な価値観と会社の価値観や文化は合っている」	-0.0483	(0.0454)	0.0418	(0.0426)	0.0361	(0.0346)
「私は一緒に働く人たちと上手くやっている」	-0.0841*	(0.0473)	0.00789	(0.0424)	-0.0782**	(0.0353)
「私の性格と上司の性格は合っている」	-0.0369	(0.0446)	0.0266	(0.0426)	0.0323	(0.0330)
「私は社内で評価されている」	-0.0407	(0.0450)	-0.0328	(0.0415)	-0.00517	(0.0336)
父親大卒以上	-0.0320	(0.0411)	-0.0360	(0.0404)	0.0222	(0.0312)
母親大卒以上	0.0732	(0.0609)	0.000548	(0.0561)	0.00244	(0.0438)
中学3年時の成績(上位)	0.0352	(0.0488)	0.0907**	(0.0428)	-0.0161	(0.0359)
中学3年時の成績(下位)	0.0668	(0.0921)	0.178**	(0.0870)	-0.0462	(0.0521)
進学者が多い高校卒	0.0315	(0.0512)	0.00999	(0.0466)	-0.0380	(0.0394)
一般入試による大学入学	-0.00545	(0.0513)	-0.0479	(0.0472)	-0.00948	(0.0380)
理系	-0.0134	(0.0434)	0.0824**	(0.0401)	-0.0160	(0.0316)
大学院卒	-0.0675	(0.0493)	-0.0389	(0.0456)	-0.0260	(0.0349)
年齢	-0.00255	(0.00300)	-0.00295	(0.00279)	-0.000999	(0.00215)
勤続年数	-0.0106***	(0.00258)	-0.00132	(0.00241)	0.000116	(0.00180)
役職者	0.0362	(0.0452)	0.108***	(0.0419)	0.0267	(0.0344)
大企業(従業員数1,000人以上)	-0.0862**	(0.0394)	-0.0379	(0.0378)	-0.0167	(0.0292)
既婚	-0.00877	(0.0448)	-0.0523	(0.0427)	0.0223	(0.0332)
父(義父)あるいは母(義母)と同居	0.0135	(0.101)	-0.223***	(0.0555)	-0.0820	(0.0562)
Log pseudolikelihood	-513.28		-510.36		-402.14	
サンプルサイズ	896		901		891	

注) 東京圏以外の出身地サンプルに限定。これ以外の説明変数として出身地ダミーを導入している。「 」の説明変数は、肯定的な回答である場合に1、そうでない回答の場合に0をとるダミー変数。説明変数の詳細については付表を参照。()内は頑健標準誤差。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

が多くできたりするからかもしれない。もうひとつ興味深いのは、年収(対数)が「Uターン転職志向」のみで1%水準で有意にマイナスとなっていることである。「Uターン転職志向」は「転職志向」と異なって収入水準に敏感であり、1%の収入上昇は0.18%「Uターン転職志向」である確率を低下させる。この点は、以下のように解釈しうる。これまで明らかにしたように「転入者」は移動コストを負担

しても高い収入を求めて東京圏に流入してきた人々である。そのような人々の中で高い収入を得ている人は、出身地に戻っても相応の収入を得ることは相当困難となる。逆に、Uターンを考慮する人は、東京圏での収入水準が低いために、地方に戻っても収入面での大きなダメージを受けにくい人だと考えられる。

第3に、父母(あるいは義父母)と同居している人々は「Uターン転職志向」が低い。これも「転職志向」の推定結果にはなかった特徴である。おそらく、出身地に親がいないことの代理変数になっているものと思われる。Uターンをする理由として「親の面倒を見る」「親の仕事を引き継ぐ」ということがあれば、東京圏で親が同居している場合には「Uターン転職志向」は大きく低下するだろう。事実、この変数のインパクトは非常に

大きく、親との同居はUターン志向の確率を20%以上も低下させる。

Iターンについても、大学入学前に転入してきた人々は大学卒業後に転入してきた人々に比べて「Iターン転職志向」が低くなる。また、収入の高い人ほど「Iターン転職志向」が低いことも「Uターン転職志向」と共通している。しかしながら、親との同居変数や成果関連変数は有意ではなくなった。

おわりに

本稿の主要な結果は以下のようにまとめられる。

- (1) 東京圏に転入した大卒以上の男性は、「定着者」に比べて中学3年時の成績の自己評価が高く、一般入試経験者で、大学の専攻分野は理系であり、大学院卒の人が相対的に多い。
- (2) 正社員である確率、大企業に勤務している確率、勤続年数、役職に就いている確率を分析したところ、総じて「卒業後転入者」は「定着者」に比べて高い値となっている。また、卒業前の状況、なかでも中学3年時の成績はこれらの確率および勤続年数に強いインパクトを与えている。
- (3) 「定着者」と3つの区分の「転入者」との年収格差は大きく、しかも転入区分によって異なっている。「定着者」に比べて「Uターン者」は12.9%、「入学前転入者」は7.8%、「卒業後転入者」は15.0%年収が高い。ただし、対数年収の回帰式の説明変数に年齢や卒業前の状況を表す変数を導入することで、それぞれ9.3%、2.5%、8.7%まで低下する。これは、「転入者」が「定着者」に比べて中学3年時の成績の自己評価が高いなどといった属性の違いが、年収に反映しているからである。さらに、役職等をコントロールすることで「卒業後転入者」の年収プレミアムはほとんど消失する。「卒業後転入者」が高い役職についていることが多いことが、年収プレミアムを生み出す大きな要因になっている。
- (4) 出身地および大学所在地の特徴を代理するいくつかの変数を説明変数に導入したうえで、あらためて年収決定式を推定したところ、失業率が低い地域出身の人は東京圏での年収が高い傾向にある。一方で、大学所在地の影響としては、人口当たりの大学数が多い地域の大学卒業者は、東京圏転入後に高い給与水準を得ている傾向がある。
- (5) 大卒以上の女性については、男性とは異なり、「転入者」の収入は「定着者」よりも高くな

- い。ただし、配偶者がいないサンプルに限定すれば、「卒業後転入者」が大卒男性と同等の大きい年収プレミアムを得ていた。理由としては、既婚女性の東京転入の理由として夫の転勤に伴うものが多く、本人の経済的な理由による移動が少ないことや、結婚や出産に伴うキャリアの断絶が生じるために、それまで「転入者」として得ていた「定着者」との収入格差を失っている可能性が考えられる。
- (6) 高卒男性でも、大卒男性と同様に「Uターン者」や「卒業後転入者」と「定着者」との間に大きな年収格差がある。「Uターン者」については年齢をコントロールすることで格差は消失するが、「卒業後転入者」の格差は持続する。ただし、企業規模を説明変数に導入することで大きく格差は縮減することから、「卒業後転入者」は「定着者」に比べて大企業に所属している傾向が強く、そのことが収入格差の大きな要因になっていることがわかる。地方の高卒者がより良い就職の機会を求めて東京圏に移動しているものと考えられる。
 - (7) 大卒男性正社員の東京圏「転入者」サンプルを用いて出身地へのUターン転職志向の分析を行なった。ここでは、出身地ダミーを導入することで、出身地域の特性はできるだけ除去した。Uターン転職志向のProbitモデルを推定したところ、成果を追求する職場で働いている人はUターンに積極的な傾向が見られた。その一方で、1%の収入上昇は約0.2%Uターン転職志向である確率を低下させていた。また、出身大学が東京圏にある人や現在親と同居している人のUターン志向は低かった。Iターンについては、Uターンと同様に、出身大学が東京圏にある場合や年収上昇がIターン転職の志向を弱めるが、Uターンとは異なり親との同居のマイナスの影響は生じない。

残念ながら、本稿では移動のタイミングと収入変化の関係は検討することができなかった。また、データの性格上、東京圏に移動して無業

付表一表7で用いた説明変数の作成法

説明変数	作成方法
「働き方の密度が高い」	「あなたの時間あたりの働きぶりをお聞きします。時間あたりで考えて、現在のあなたの働きかたの密度はどれくらいですか」に対して「これ以上は働けないほど働いている」「精一杯働いている」の場合に1、「少しはゆとりを持って働いている」「かなりゆとりを持って働いている」の場合に0をとる変数。
「成長実感あり」	「あなたは、現在の仕事を通じて、「成長している」という実感を、どの程度持っていますか」に対して「強く持っている」「持っている」場合に1、「どちらともいえない」「あまり持っていない」「持っていない」場合に0をとる変数。
「締切や納期にゆとりがない」 「突発的な業務が生じることが頻繁にある」 「仕事の成果が把握しやすい」 「自分が果たすべき役割が明確である」 「ある専門領域に特化した仕事である」 「前例やマニュアルに従う定型的な仕事が多い」 「仕事の手順や進め方の自由度が高い」 「今の職場に自分の仕事を代わりにできる人がいる」 「仲間と協力して進める仕事が多い」 「高い成果を上げるために働く時間を惜しまない職場」 「無理をしても顧客からの要望に応える職場」	左記のそれぞれの項目について「全くその通りである」「どちらかといえばその通りである」の場合に1、「どちらともいえない」「どちらかといえばそうではない」「全くそうではない」場合に0をとる変数。
「私の興味は今の職業(職種)と合っている」 「この職務にふさわしい技能(スキル)や能力を持っている」 「私の個人的な価値観と会社の価値観や文化は合っている」 「私は一緒に働く人たちと上手くやっている」 「私の性格と上司の性格は合っている」 「私は社内で評価されている」	左記のそれぞれの項目について「強くそう思う」「そう思う」場合に1、「どちらともいえない」「そう思わない」「全くそう思わない」場合に0をとる変数。

者になったサンプルは欠落していることから、地方からの移動のリターンの評価には留意すべき部分がある。これらの点は今後の課題とした。

* 本稿は、拙論「東京圏への転入者の仕事・所得・Uターン志向」(Works Discussion Paper Series, No.11)に加筆したものである。「住宅経済研究会」(公益財団法人・日本住宅総合センター)参加者各位の貴重なコメントに感謝する。言うまでもなく、本文中に残された誤りは、筆者の責任に帰するものである

注

- こうした労働移動における選別 (sorting) 機能は、海外では主に移民の分析で注目されてきた。先駆的な貢献は Borjas (1987) である。Borjas (2016) の第8章では、このタイプの分析についての初歩的な解説がなされている。
- Uターン移動の研究としては、例えば「第5回人口移動調査」(国立社会保障・人口問題研究所)の結果を用いた江崎(2007)がある。ここでは4つの地方圏のUターン率の差異が調べられているが、地域間の差は小さいとしている。その一方、「村」出身者のUターン率が低いことが明らかにされている。
- 正社員に限定するのは、非正社員と正社員との間で移動性向や仕事内容に大きな差があるのが通例であり、サンプルの同質性を高めたうえで、仕事や職場の状況の影響を見ることが望ましいと考えたためである。

- UターンやIターンの設問は3段階であり、それをそのまま生かすことも可能であるが、「すぐになりたい」と「いつかはしたい」は時間的なズレを表している側面もあるため、ここでは単純に2値変数とした。3値変数にして順序プロビット等を行なってみたが、定性的な結果は大きく変わらない。
- 「Uターン転職志向」が「転職志向」のサブセットとなっている場合には、それぞれを別個に推定するよりも両者の関連性を取り込んだモデルを推定するほうが望ましい。しかしながら、「転職するつもりはない」と回答した人の少ない部分が将来的にUターン転職についての希望を表明し

ているという事実に鑑み、本稿では個別に推定することにした。

参考文献

Borjas, G. J. (1987) "Self-Selection and the Earnings of Immigrants," *American Economic Review*, Vol.77, pp. 531-553.

Borjas, G. J. (2016) *Labor Economics*, 7th ed., NY, McGraw-Hill Education.

石黒格・李永俊・杉浦裕晃・山口恵子(2012)『東京』に出る若者たち―仕事・社会関係・地域間格差』ミネルヴァ書房。

江崎雄治(2007)「地方圏出身者のUターン移動」『人口問題研究』第63巻2号、1-13頁。

太田聰一(2007)「労働市場の地域間格差と出身地による勤労所得への影響」樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズム III』第5章、慶應義塾大学出版会。

太田聰一・梅溪健児・北島美雪・鈴木大地(2017)「若年者の東京移動に関する分析」『経済分析』(内閣府経済社会総合研究所)、第195号、117-152頁。

橋木俊昭・浦川邦夫(2012)『日本の地域間格差』日本評論社。

戸田淳仁・太田聰一(2009)「都道府県間労働移動の再検証―『国勢調査』による粗フロー分析」清家篤・駒村康平・山田篤裕編『労働経済学の新展開』第3章、慶應義塾大学出版会。

高速鉄道の建設が居住地価格に与えた影響

牛島光一

はじめに

高速鉄道は、都市間の時間距離を大幅に短縮し、飛行機や長距離バスといった他の交通手段よりも多くの人々を輸送することができるため、社会に大きな便益をもたらすと信じられている。また、高速鉄道の敷設は近隣地域への産業の集積、観光の促進、人々の居住地選択に影響を与える可能性もある。その一方で、高速鉄道の敷設には、代替使用の困難な線路の建設や用地買収のために莫大なサンクコストが必要となる。実際に、費用が便益を上回ることが懸念されるために、世界のいたるところで高速鉄道の建設計画は延期されたり、中止になったりしている。政策決定者にとって、鉄道建設の費用対便益を測ることは非常に重要な課題である。

鉄道敷設の便益の評価について、星の数ほどの研究が行われてきた。その多くが、鉄道敷設と地価上昇の関係を調べている。鉄道敷設によって近隣の地域には主に移動時間の短縮という便益が発生するが、それに対する需要があるならばこの近隣地域へ移住する人が増える（需要が高まる）ために、地価が上昇すると考えられるからである。このような考え方に基づく分析方法はヘドニックアプローチと呼ばれる。

ヘドニックアプローチによって間接的に鉄道の便益を評価することができる。通常、財の価格（価値）は市場における需要と供給で決まるが、移動時間の短縮のような“財”を取引する市場が存在しないため直接的にその価値を観察

することができない。しかし、移動時間の短縮は、土地・近隣の特徴となるので、土地・近隣への需要の高まりを見ることで、間接的に移動時間の短縮の価値を測ることができるのである。ところが、近年の実証分析手法の発展に伴い、これまでの研究がヘドニックアプローチで行なってきた鉄道の便益の評価の厳密性に疑問符が付くようになった。

評価の厳密性を損なう原因として、3つの問題が挙げられる。第1に、地域属性などが除外変数となることによるバイアスの問題、第2は、第1とほぼ同様の問題であるが、鉄道を敷設する場所が選択されることによるセレクションバイアスの問題、第3は鉄道敷設が地価に影響を与え始めるタイミングの問題である。

本稿で紹介する Kanasugi and Ushijima (2018) は、統計的因果推論の考え方にに基づき、先行研究が十分に考慮していなかった上記の3つの推定上の課題を克服しつつ、高速鉄道の敷設が居住地価格に与えた影響を厳密に測ったものである。この研究が着目した高速鉄道は、2011年に建設計画が発表され、2027年に東京～名古屋間の開業が予定されている、リニア中央新幹線（以下、LCS）である。

Kanasugi and Ushijima (2018) は、これまでにない規模の高速鉄道の経済効果を測ることで以下の3つの問への答えを導いている。(1)どの程度の規模の経済効果なのか、(2)地域によって経済効果の規模にばらつきはあるのか、(3)いつから経済効果が発生するのか、である。

本稿は、以下の構成で Kanasugi and Ushijima (2018) を紹介する。1 節では鉄道の価値を測る際の推定上の課題を整理し、2 節ではリニア中央新幹線の特徴について、3 節ではデータと分析方法について説明する。4 節では分析結果を示し、5 節でまとめる。

1 推定上の課題

多くの研究者が、交通インフラの建設が地価に与える影響を評価しているが、すでに述べた通り、推定上の3つの課題すべてを解決した研究はほとんどない。また、大規模交通インフラの場合は、この3つの問題に加えて、さらに、どの地域が影響を受けるのかを定義する必要があるが、この問題の解決も容易ではない。Kanasugi and Ushijima (2018) は、上記の4つの問題を整理し、解決方法を説明している。

推定上の第1の課題である除外変数の問題は、地価をアウトカムとした分析において、最も深刻な問題の一つである。ヘドニックアプローチでは財の価格は、その財の各属性の潜在的な経済的価値の束として考える。地価の場合、土地には無数の観察不可能な属性があり、しかもそれらは互いに相関している可能性が高いため推定量は除外変数のためにバイアスをもつことが多い。例えば、鉄道駅周辺の地価に対する鉄道の影響を測ることを考える。駅周辺は商業施設などの集積があるため、それ以外の地域と比べて発展している。このような発展による利便性は地価に影響を与えるが、属性として観察されていることは稀である。結果として、鉄道の利便性と集積による利便性のそれぞれが地価に与える影響を識別できない。この問題を十分に考慮しないと鉄道の利便性の価値として測られてきた値は、多くの場合で、過大評価されている。

この問題を解決するためにしばしば採用されるのが、パネルデータを用いて、地点や地域固有の固定効果によって時間不変の要因をコントロールする方法である（例えば、Baum-Snow et al. 2005; Debrezion et al. 2007）。日本の場合、

著者写真

うしじま・こういち
1981年東京都生まれ。東京理科大学理工学部数学科卒。筑波大学大学院社会システムマネジメント専攻博士課程修了。博士（社会経済学）。現在、筑波大学システム情報系助教。論文：The Impact of a Universal Health Scheme on Precautionary Savings: Evidence from Thailand Economic Development and Cultural Change (forthcoming) ほか。

公示地価などの地価に関する非常に優れたパネルデータが存在するため、この問題を容易に解決することができる。

ただし、パネルデータの固定効果でもコントロールできない時間を通じて変化する要因が除外変数となる問題も考慮しなければならない。一般的には、この問題に対処するために差分の差分法（Difference in Differences: 以下、DID）が採用される。DID は、処置群（影響を受ける群）と対照群（影響を受けない群）を定義することによって平均的な処置効果（影響の強さ）を測定する。最近、鉄道と地価の関係を調査しているいくつかの研究は DID を採用している（例えば、Gibbons and Machin 2005; Billings 2011; Levkovich et al. 2016）。

DID は処置群と対照群のアウトカムの変化の差から影響の大きさを測る方法であるが、得られた結果が因果効果であるためには、共通トレンドの仮定が満たされている必要がある。この仮定は、もし処置群に影響がなかったならばアウトカムの変化の傾向は対照群と同様である、というものである。この仮定の確認として、処置群と対照群のアウトカムの変化が処置前の期間において同様の傾向であることを確認し、さらに、処置群と対照群の割り当てに関連するかもしれない共変量の値に統計的に有意な差がないことを確認する方法がある。これらの確認がなければ、DID 推定量に偏りはないと結論付けることはできない。Gibbons and Machin (2005) や Billings (2011) は、傾向スコアマッ

チングという手続きを用いて、明示的ではないものの、共通トレンドの仮定が満たされ、共変量がバランスする対照群を定義している。

立地選択 (location selection) による推定結果のバイアスは、交通インフラの影響評価における2つ目の大きな問題である。交通インフラ建設の目的の1つは、地域住民の移動コストを削減することである。そのため、交通インフラは通常、より多くの人々が利用する地域に建設される。結果として、交通インフラ建設プロジェクトの観測された影響は、その場所であることと関連する影響 (例えば、将来の開発) を含む。この立地選択の問題は、DID における共通トレンドの仮定の妥当性に大きな疑問を投げかけることになるため、対処が必要である。

先行研究が立地選択バイアスを克服した方法には2つのパターンがある。第1は、立地選択がまるでランダムに決まったかのような状況を利用する方法である。影響を与える対象がランダムであるため、処置群と対照群の属性に有意な差が発生する明示的な理由がない。この方法は、大規模交通インフラの評価などで用いられている。例えば、Banerjee et al (2012) は、中国では交通ネットワークが歴史的な都市を直線的に接続する傾向があることを利用して、交通インフラへのアクセスが経済成長を促すかどうかについて調べている。言い換えれば、ターミナル地点の経済成長は立地選択の影響を受けるので評価が難しいが、中間地点は地理的な偶然により交通インフラへのアクセスが改善するだけで、立地選択の影響が少ない。このことを利用し、中間地点の経済成長の程度を調べている。

第2は、DID と傾向スコアマッチングを組み合わせた DID with Matching (以下、DIDM) という方法である。傾向スコアマッチングは、観察可能な情報がよく似ている2つの標本は観察できない情報もよく似ているであろうという仮定のもので、影響を受けた標本とそれによく似た影響を受けていない標本を探す方法であ

る。すなわち、立地選択された地点を処置群とし、選択されなかったけれどもそれとよく似た地点を対処群とした DID を実行するというものである。当然、DID が必要とする共通トレンドの仮定を満たす地点を対処群とする。

第3の問題は、鉄道建設が地価に影響を与えるタイミングの問題である。土地属性の変化が地価の変化をもたらすが、土地属性の変化がいつ起きるのかを十分に考慮していない研究が多い。フローとしての輸送サービスは開業後に提供されるが、そのサービスが将来確実に提供されると予想される場合には、開業時期の決定直後にストックとしての資産価値は上昇するはずである。この点を考慮した研究はいくつかあるが (McDonald and Osuji 1995; McMillen and McDonald 2004; Billings 2011; Levkovich et al. 2016)、DID を用いるような研究でさえ、サービス開始前後の比較を行なっていることが多い。

以上の3つの推定上の課題に加えて、大規模交通インフラの評価において問題になるのが、影響を受ける地域の定義である。例えば、LCS は日本の主要都市を世界最高速度で結ぶため、大幅な移動時間短縮効果をもたらし、この効果はローカルな交通ネットワークを通じて広い範囲に発生する。もし、LCS の影響を受ける地点を対照群にしてしまうと、DID 推定量は過小評価された値になる。

Kanasugi and Ushijima (2018) は上記の4つの問題を解決するために、以下の方法を採用している。第1に、公示地点のパネルデータを構築し、地点ごとの個別固定効果により時間を通じて変化しない除外変数をコントロールした。第2に、DIDM によって時間を通じて変化する除外変数をコントロールした。この手続は立地選択バイアスへの対処となる。第3に、LCS の制度的な背景を踏まえつつ、LCS の影響が開始するタイミングを明示的に考慮した実証モデルを構築し分析している。このモデルの妥当性・頑健性は追加的な分析により確認している。第4の、LCS 建設の影響を受ける地点の定義

については、公共交通機関を用いた全国的な移動時間に関するビッグデータを用いて定義する。

2 リニア中央新幹線

Kanasugi and Ushijima (2018) が LCS 建設の影響に着目した理由は、上記の推定上の課題を解決できる特徴があるためである。この節では、LCS 建設の目的、建設コストの負担、建設計画の発表、地理的要因など、建設の経緯とその特徴について説明する。

JR 東海が運営する LCS は、2027年に愛知県の東京と名古屋の間で運行を開始し、その後、2045年までに名古屋駅から大阪にサービスが拡大する予定である。現在、JR 東海が運営する東海道新幹線（以下、TS）が東京駅と大阪駅を結んでいる。TS は、日本で最も古く、最も有名で、最も運行本数が多い高速鉄道である。2013年には、延べ1億5500万人が TS を使用した。両高速鉄道の主要駅は同じ（品川、名古屋、大阪）だが、中間駅は異なる場所に建設される。

LCS の建設は、首都圏と大阪首都圏との間の距離を2時間半から1時間に短縮するように設計されている。LCS は、リニアモーターを動力源とする、現在、世界で最も早い高速鉄道である。各列車の容量は約1000人で、国内最大の飛行機の約2倍の規模である。したがって、LCS の時間コストの削減は、莫大な消費者余剰を生み出す。LCS を建設するもう一つの目的は、TS の代替ルートを提供することである。1964年に開業した TS は、東海地震に直撃されるリスクがあるため、大規模な改修工事が行なわれる。東京と大阪の間を移動することは非常に大きな需要があるので、TS が不通になることの経済的損失は莫大である。したがって、LCS は TS の代替的な輸送手段として社会的ニーズが高い。

一方で、LCS の建設費用もまた莫大である。概算建設費は9兆1012万円（利子を除く）である。これに加えて、4つの中間駅の総工事費は約3300億円と試算される。通常日本では、政府

が高速鉄道の建設費の3分の2を支払い、地方自治体が残りを支払う。ところが、各政府の費用配分に関する議論が長引いたため、JR 東海は LCS のすべての建設費を支払うことにした。その後、JR 東海は段階的な建設計画を決定し、最初の段階で東京と名古屋間の路線を、第二段階で、名古屋と大阪の間の建設を発表した。

2045年に東京と大阪の間の路線が完成するまで、中間駅の建設費を削減するために、既存のローカルな交通手段との連絡路の建設などは延期されることになった。つまり、JR 東海は近隣地域の交通網を考慮せずに中間駅を建設する。そのため、中間駅で LCS を使用するには、パークアンドライドシステムが必要になる。この特徴は、中間駅を最寄りとする処置群を定義する際に重要となる。

次に、LCS 建設の影響がいつから始まったかについて説明する。LCS は1973年に基本計画が構想されたが、国土交通省が建設計画を承認したのは2011年5月のことだった。そして、2011年8月、JR 東海は中間駅の位置と選定理由を公表した。1973年に発表された基本計画に記載されている17の新幹線のうち、実際に建設されたのは7つだけである。つまり、基本計画の発表ではなく、建設計画の発表がサービス開始時期の決定を意味すると考えられる。

以上が、推定上の課題を回避する分析モデルを構築するために必要な情報である。実は、LCS の建設の効果測定にはもう一つ興味深い特徴がある。それは、地理的要因に注目することで、先行研究が立地選択問題を解決するために利用してきた自然実験の妥当性を検証することができることである。LCS の路線は東京と名古屋を結ぶ直線で、所要時間は40分である。このルートの最小曲率半径は8000mである。これまで日本で建設されてきた高速鉄道の最小曲率半径は4000mであったことから非常に直線的である。つまり、途中駅は受ける影響には立地選択バイアスが含まれにくいかもしれない。もし、本当に自然実験的であれば、立地選択バイ

アスを考慮したモデル、考慮しないモデルの推定結果はほぼ同様の値になるはずである。

3 データと分析方法

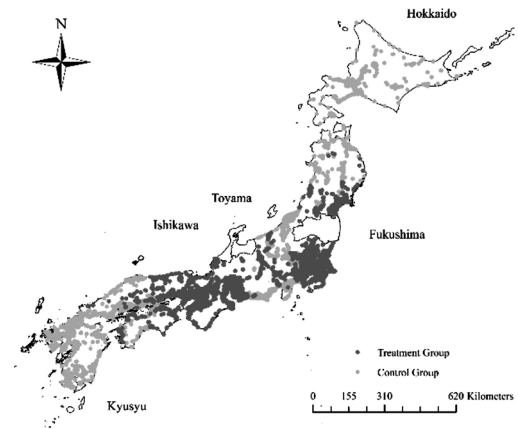
Kanasugi and Ushijima (2018) は、主に3つのデータセットを用いている。第1は、公示地価である。LCSの建設計画が発表されたのが2011年であったため、その前と後4年分となる2008年から2015年までのデータを利用した。公示地価は過去1年間の間に、公示地点の近隣で取引された地価の値を反映するように毎年1月1日に報告される。公示地点は基本的に場所を変えないため、個票のパネルデータの構造を持つ。公示地価を用いる際に留意しなければならないのは、年の途中で影響が発生した場合、その影響が公示地価に十分に反映されず、1年分のラグが発生することで、この点に注意しながら分析結果を解釈する必要がある。

第2および第3のデータセットは処置群を定義するために用いた。第2のデータセットは、YAHOO!JAPANが提供する公共交通機関を利用した際のある駅からある駅までの移動時間、第3のデータセットは、公示地点からある駅までの車による移動時間を推計するために用いたデジタル道路地図である。

処置群はLCSの影響を受ける地点であるが、何を影響とするのかを決めなければならない。背景で述べたとおり、LCS建設の目的は大都市間の移動時間を短縮することであるという特徴に着目し、LCSを利用することで、東京駅もしくは名古屋駅への移動時間が短縮される地点を処置群とする。詳細は紙面の都合上省略するが、LCSを利用する場合の東京駅あるいは名古屋駅への移動時間とLCSを利用しない場合の移動時間の比較のために、第2、第3のデータセットを利用した。

対照群は、傾向スコアマッチングにより定義する。傾向スコアは、LCSの影響がない時期の情報を使用して求める。変数としては2010年人口調査、2006年の経済調査統計の情報を用い

図1—処置群と対照群の候補



る。これらの調査は、公示地点のある各自治体の集計値である。また、Ashenfelter dip (Heckman and Smith 1999) のような処置前に市場が反応する状況などを考慮して対照群を選択するために、傾向スコアの推定には2008年から2011年までの地価の情報も用いる。

1節で述べたとおり、Kanasugi and Ushijima (2018) は、LCSの処置のタイミングを考慮したDIDMによって推定を行なうことで、推定上の3つの課題を解決している。また、DIDを行なう際の処置群と対照群を、2つのビッグデータによって、先行研究にはない水準の厳密さで定義している。

図1はLCSの影響を受ける地点(処置群)と影響を受けない地点(対照群の候補)をプロットしたものである。TSに比べてLCSが大幅に移動時間を短縮することから、広大な範囲がLCSの影響を受けることがわかる。

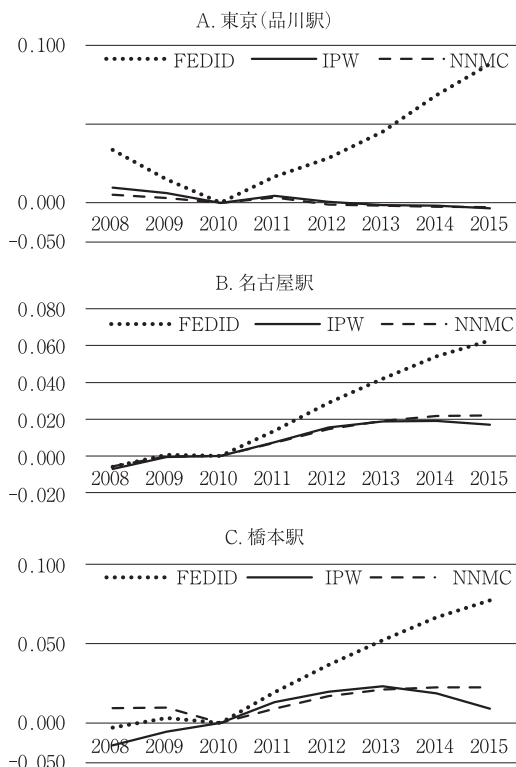
4 分析結果

ここでは、「(2)地域によって経済効果の規模にばらつきはあるのか」、「(3)いつから経済効果が発生するのか」に対するKanasugi and Ushijima (2018)の結論を紹介する。

分析のベースラインとなるのは、以下のモデルである。

$$\ln(LP_{it}) = \alpha + \beta \text{Treat}_{it} + \mathbf{X}'_{it} \gamma + YF_t + FE_{1t} + \varepsilon_{it}$$

図2 一年ごとの地価変動（基準：2010年）



ここで $\ln(LP_{it})$ は、 t 期の公示地点 i の公示地価に対数をとったもの、 $Treat_{it}$ は LCS の影響を受けかつ LCS の建設計画発表後であれば 1、そうでなければ 0 となるダミー変数である。すなわち、 β が仮説検証で注目する DID 推定量である。 X_{it} は t 期の公示地点 i のコントロール変数、 YF_t は年度固定効果、 FE_{it} は公示地点 i の個別固定効果、 ϵ_{it} は誤差項である。

DID による分析を行なうので、はじめに Event study graphs から紹介する。図 2 はターミナルとなる東京（品川駅）、名古屋駅、中間駅の一つである橋本駅を最寄りとする処置群の地価変動を表したものである。ベースモデルの $Treat_{it}$ を YF_t （基準：2010年）にし、各年度の DID 推定量の値とその変遷を描いた。

図 2 の各パネルには、3 種類の DID 推定量を描いている。個別固定効果を用いるけれども処置群と対照群のサンプルセレクションを考慮しない DID (FEDID)、と Invers Probability Weighting (IPW) もしくは Nearest Neighbor

Matching with Caliper (NNMC) という手法による 2 つの DIDM の結果である。傾向スコアマッチングは対照群を定義する方法によって結果が大きく変わらないことを確認する必要があるため 2 つの手法による結果を紹介している。

図 2 から 4 つのことがわかる。第 1 に、この 3 つのエリアの処置群に対する DIDM では、DID の前提となる共通トレンドの仮定が満たされている。これは、2011 年以前の係数が 0 付近であることから確認できる。このことは、LCS の建設計画発表まえには、処置群と対照群の地価変動がほぼ同様の傾向であったことを意味する。第 2 に、FEDID と 2 つ DIDM を比較すると 2011 年以降の値は DIDM のほうが小さい。これは推定上の課題の第 1 で挙げた除外変数バイアスがコントロールされたためと考えられる。第 3 に、FEDID と DIDM の地価変動のトレンドを比較すると FEDID の結果は増加し続ける傾向があるのに対して、DIDM の結果は、2012 年以降大きく上昇する傾向はみられない。2011 年 10 月に LCS の建設計画が発表されて以降、追加的に LCS が便益を発生させるという情報はないため、理論的には、割引率以上に地価上昇は起こらないはずである。DIDM の傾向は、理論に整合的である。第 4 に、土地属性が公示地価に反映されるのにラグがあることを考えると、LCS の建設計画の発表直後に地価上昇が起きたことがわかる。

神奈川（橋本駅）以外の中間駅に関しては、DID 推定の仮定を満たさないので、推定結果を解釈することができない。以降はこの 3 つの駅の処置群の結果のみ紹介する。

表 1 は、図 2 で示した東京、名古屋、橋本の処置群の推定結果を示したものである。(1) が FEDID の結果、(2) が IPW、(3) が NNMC の結果である。図 2 からわかる通り、どの地域も DIDFE の結果では、図 1 で示したとおりの広大な範囲の地価が大きく上昇したという結果になる。しかし、セレクションバイアスの問題を注意深く考慮すると、東京（品川駅）の処置群

表1—推定結果

	FEDID (1)	IPW (2)	NNMC (3)
東京	0.0326*** (0.0015) [83144]	-0.0055*** (0.0020) [70728]	-0.0044** (0.0022) [38344]
神奈川	0.0414*** (0.0031) [50208]	0.0143*** (0.0049) [5648]	0.0100* (0.0057) [4200]
名古屋	0.0445*** (0.0014) [93904]	0.0173*** (0.0016) [91456]	0.0187*** (0.0017) [62264]

注) 括弧内は Robust standard error を報告する。各括弧内は標本数を報告する。*, **, *** はそれぞれ10, 5, 1% 水準で有意を意味する。

ではまったく地価上昇していないどころか、わずかに減少する傾向があることがわかる。一方で、神奈川（橋本駅）や名古屋駅の処置群では、1.00%～1.87%ポイントの地価上昇が観察されている。地価上昇が広大な範囲であることを考えると大きな経済効果であることがわかる。

神奈川（橋本駅）の結果は、先行研究が利用してきた自然実験の状況が本当にセレクションバイアスを回避していたのかについて、疑問を投げかける結果となっている。すでに述べた通り、神奈川（橋本駅）は地理的に偶然、東京と名古屋をつなぐ直線状にあっただけであるため、地域の経済発展を見込んだ建設とは異なる背景を持っている。先行研究はこの状況を自然実験的として、大規模交通インフラの影響が外生的であるような評価を行ってきたが、少なくとも、この研究の結果を見る限り、まったくそのような傾向は確認できない。

表1の推定結果は、それぞれの駅を最寄りとする地点において起きた地価上昇の平均を意味している。しかし、駅から遠い地点と近い地点では地価上昇の程度は異なる可能性があるため、LCSによる移動時間短縮効果がどのような経済効果をもつのかを調べるためには、駅からの距離別にその規模を比較する必要がある。

表2は、最寄り駅からの距離別に処置群を分けて推定した結果である。東京側の処置群では、

表2—距離別の推定結果（IPW）

	東京	橋本	名古屋
20km 圏内	-0.0064 (0.0111) [1912]	0.0101** (0.0051) [3192]	0.0382*** (0.0040) [11544]
20km～50km	-0.0248*** (0.0022) [15384]	0.0279*** (0.0097) [1168]	0.0206*** (0.0032) [19200]
50km～100km	-0.0135*** (0.0028) [28640]	-0.0404* (0.0155) [272]	0.0303*** (0.0054) [11088]
100km～200km	-0.0245*** (0.0066) [12848]	0.0070 (0.0272) [256]	0.0022 (0.0019) [55960]

注) 括弧内は Robust standard error を報告する。各括弧内は標本数を報告する。*, **, *** はそれぞれ10, 5 and 1% 水準で有意を意味する。

品川駅近くでは地価の変動はまったくなく、距離が離れる地域で地価の下落が確認できる。これは、東日本大震災にともなう福島第一原発事故の影響で飛散した放射性物質が地価を下落させた地域を含んでいることが原因の一つであると考えられる（Kawaguti and Yukutake 2018）。一方で、名古屋側については、近隣地域（20km 圏内）および岡崎などの中規模都市を含むエリア（50km～100km）で大きく地価上昇していることが確認できる。100km～200kmのエリアでの地価上昇が起きていないことも興味深い。このエリアは、大阪・京都の地域である。LCSは2045年には名古屋から大阪まで延伸する計画はあるが、建設計画が決定されていないことから、このエリアの地価上昇がまだ起きていないことを意味する。神奈川側の処置群は駅から50km圏内でのみ地価上昇しているがこれは、途中駅に停車する電車が1時間に1本しかないことを反映していると考えられる。

5 まとめ

Kanasugi and Ushijima (2018) では、2027年に開設予定のLCSの便益が、建設決定の発表直後に地価に資本化されているかどうかを調べた。人口が減少している地域を除いて、東京圏との時間的距離を縮めた地域の住宅地価格が

上昇したことがわかった。一方で、東京圏の処置群の地価は上昇しなかった。この結果は、時間距離短縮に対して需要のある地域の地価が上昇したと考えられる。意外に思えるこの結果は、実は、世界で最も有名な鉄道研究の一つである Fogel (1964) と類似の結論である。

この研究は、先行研究が十分に考慮してこなかった、立地選択バイアスや鉄道建設の影響が始まるタイミングなどの推定上の課題を考慮しなければ推定結果に大きなバイアスが含まれることを確認した。インフラストラクチャの建設には常に立地選択バイアスの問題があるため、慎重に分析を行わなければ、多くの場合で推定結果が過大評価される可能性があるといえる。さらに、この研究の知見は、分析において、地理的な自然実験の状況を利用するときでさえも、処置群が空間的に集中しているときにはサンプルセレクションバイアスが生じる可能性があることを示した。さらに、多くの先行研究が行ってきたような、影響の開始時期を考慮せずに推定した結果を解釈することの難しさも示した。

本研究の政策的示唆は大きい。大規模インフラの評価は、事前評価と事後評価にわかれる。事前評価の場合に、LCS の建設が東京に便益をもたらさないというモデルを組むことは基本的にはないだろう。事後評価をするにしても推定上の課題を十分に考慮しない手法では、やはり東京には大きな便益が発生していると解釈される推定結果が得られる。LCS の場合は、名古屋周辺で発生する大きな便益が費用を上回ると期待されるため、便益の評価が過大であっても大きな問題ではないかもしれない。しかし、本研究の議論に基づけば、厳密な評価に基づく証拠が政策の意思決定に用いられなければ、良かれと思って実施した政策が、かえって人々を苦しめることになりかねない、といえるだろう。

謝辞

本稿は Kanasugi and Ushijima (2018) の紹介論文である。このような紹介論文を執筆することをご快諾くださった金杉

洋先生に感謝します。また、この研究は東京大学空間情報科学研究センターとの共同研究として、貴重なデータセットを利用させていただいた。記して感謝します。

参考文献

- Banerjee, A., E. Duflo, and N. Qian (2012) "On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China," NBER Working Paper 17897.
- Baum-Snow, N., M. E. Kahn, and R. Voith (2005) "Effects of Urban Rail Transit Expansions; Evidence from Sixteen Cities, 1970–2000," Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs.
- Billings, S.B. (2011) "Estimating the Value of A New Transit Option," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.41, pp. 525–536.
- Debrezion, G., E. and Pels, P. Rietveld (2007) "The Impact of Railway Stations on Residential and Commercial Property Value; A Meta-analysis," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.35, pp. 161–180.
- Fogel, R. (1964) *Railroads and American Economic Growth: Essays in Econometric History*, Johns Hopkins Press, Baltimore, MD.
- Gibbons, S. and S. Machin (2005) "Valuing Rail Access Using Transport Innovations," *Journal of Urban Economics*, Vol.57, pp.148–169.
- Heckman, J. J. and J. A. Smith (1999) "The Pre-programme Earnings Dip and the Determinants of Participation in a Social Programme. Implications for Simple Programme Evaluation Strategies," *The Economic Journal*, Vol.109, pp.313–348.
- Kanasugi, H. and K. Ushijima (2018) "The Impact of a High-speed Railway on Residential Land Prices," *Papers in Regional Science*, Vol.97(4), pp.1305–1335.
- Kawaguchi, D. and N. Yukutake (2018) "Estimating the Residential Land Demand of the Fukushima Accident," *Journal of Urban Economics*, Vol.99, pp. 148–160.
- Levkovich, O., J. Rouwendal, and Rv. Marwijk (2016) "The Effects of Highway Development on Housing Prices," *Transportation*, Vol.43, pp.379–405.
- McDonald, J.F. and C.I. Osuji (1995) "The Effect of Anticipated Transportation Improvement on Residential Land Values," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.25, pp.261–278.
- McMillen, D.P. and J. McDonald (2004) "Reaction of House Price to a New Rapid Transit Line: Chicago's Midway Line, 1983–1999," *Real Estate Economics*, Vol.32, pp.463–486.

自動車からのCO₂排出量と都市の線引き

日本の全自治体データを用いた実証分析

岩田和之

はじめに

日本全体の温室効果ガス（以下、CO₂）排出量のうち、約15%が自動車に起因した排出となっており¹⁾、少なくない排出量が自動車の利用によって発生している。2016年に決定された中期目標（2030年までに2013年比26%削減）を達成するためにも、自動車からのCO₂排出量を抑制することも求められている。実際に中期目標を達成するための計画である地球温暖化対策計画（環境省 2017）では、自動車（運輸部門）に対する対策に言及しており、①自動車単体対策、②道路交通流対策、③旅客・運送事業者のグリーン化、④公共交通・自転車の利用促進などがあげられている。①に該当するエネルギー効率の高いハイブリッド車や電気自動車などのエコカーを普及促進することは、直接的にCO₂排出量を抑制することから、エコカー普及にかかわる研究は国内でも多くなされてきた（Iwata and Matsumoto 2016; Konishi and Zhao 2017など）。一方で、②では渋滞が頻発するボトルネックの改善などの道路交通網の整備を、④は自動車をそもそも使わないように代替移動手段を整備することを対策としており、間接的に自動車の速度向上や使用頻度の低下によってCO₂排出量削減を目指している。

これらの対策は自動車そのもののエネルギー効率改善ではなく、間接的にCO₂排出量を削減しようとする試みであり、その効果は都市の規模や形態に大きく依存すると考えられる。な

ぜなら、代替交通となる鉄道やバスなどが運航していない地域では、住民にとって移動の際に自動車を使用しないという選択肢が存在しないこともあるからである。こうしたことから、②や④の施策は都市のあり方から自動車からのCO₂排出量の抑制を考えることを意味する。

実際に、地球温暖化対策計画には都市分野での対策として低炭素都市づくり（エコタウン）があげられており、その中には集約型都市構造の実現という対策がある。このガイドラインとして国土交通省（2010）があり、そこではコンパクトな都市構造の実現が明記されている。いわゆるコンパクトシティ構想である。コンパクトシティの特徴は複数あると考えられるが、OECD（2012）によると、高密度・近接した発展パターンをもつこと、公共交通システムと接続した都市地域があること、地域サービスや仕事へのアクセスの3つがあげられている。これらの特徴を都市が持つことは、住民の移動（余暇や通勤・通学での移動も含む）距離を短くすることにつながる。そして、このことは自動車を使用することなく生活できることになり、結果として自動車からのCO₂排出量が減少する。

OECD（2012）で言及されている3つの特徴のうち、本研究では高密度・近接した発展パターンを持つことに注目し、日本の全自治体データを用いて都市（自治体）²⁾の高密度化が都市内部の自動車起因のCO₂排出量を抑制できるかどうかを検証する。近年の海外での研究では都市の高密度・近接化（以下ではこのことをコ

コンパクト化と呼ぶ)によって自動車の走行距離やCO₂排出量が減少することが示されている。一方で、日本では特定の都市を扱った事例研究が多く、コンパクト化と自動車からのCO₂排出量との関係を統計的に分析した研究はほとんどない。そのため、本研究は国内での既述の低炭素都市づくりに対して実証的観点から資する知見を提供できると考えられる。

自治体は多様であり、人口100万人を超える大都市から1万人を切るような町村も存在する。そこで、本研究では自治体を政令市、特別市、それ以外の市、町、村の5つに区分けし、コンパクト化がCO₂排出量に与える影響を分析する。ただし、東京都23区については区内全域で高密度な都市化が進んでいることから、分析の対象から除外する。

仮にコンパクト化が自動車からのCO₂排出量削減に寄与するのであれば、どのような方法でコンパクト化を促進することができるだろうか。本研究では、市街化調整区域と市街化区域という2つの都市の線引き施策を取り上げ、それらが都市のコンパクト化を促進できるかどうかについても検証を行なう。この2つの施策を取り上げた理由としては、自治体が都市計画法に基づき独自に設定が可能なものだからである。Corfee-Morlot et al. (2009)も政府は自治体のCO₂削減の取り組みをサポートするべきであると述べており、実際にC40 Cities Climate Leadership Groupなどの都市レベルでの交流も行なわれている。

市街化調整区域は、原則として開発行為を行わない区域である。そのため、自治体内の市街化調整区域を広げれば広げるほど、その自治体での容易に居住できる地域が制限され、都市のコンパクト化につながると予想される。市街化区域は市街化調整区域と対をなす区域であり、公共施設等を重点的に整備することで開発を積極的に行なっていく区域である。市街化区域を広げれば広げるほど、居住可能地域は広くなるため、都市のスプロール(非コンパクト化)に

著者写真

いわた・かずゆき
1978年広島県生まれ。上智大学経済学部卒。上智大学大学院経済学研究科満期退学。博士(経済学)。高崎経済大学地域政策学部准教授などを経て、現在、松山大学経済学部教授。著書：
An Evaluation of Japanese Environmental Regulations: Quantitative Approaches from Environmental Economics, Springer (T.Arimuraとの共著)ほか。

つながると考えられる。あるいは、都市への居住需要が大きい場合には、市街化区域を広げることで潜在的住民が居住し、高密度な地域の比率が広がるかもしれない。ただし、市街化調整区域と市街化区域を合わせた区域が自治体全体の面積と等しくなるとは限らない。なぜなら、両区域は自治体が独自に設定するものであるため、これらの区域設定をしていない自治体も多数存在するからである。また、たとえ両区域を設定していたとしても、都市計画区域外の山間部等の非可住地域が存在する場合には、両区域の合計が自治体面積と等しくならない。

1 先行研究

都市のコンパクト化と自動車からのCO₂排出量との関係を分析した研究は多く存在する。初期の研究としてはNewman and Kenworthy (1989)があげられる。この研究では1980年のニューヨークや東京などの世界の32大都市を対象として、一人当たりのガソリン消費量と人口密度に注目し、人口密度の高い都市ほどガソリン消費量が少なくなっていることを示している。特に、米国の大都市は人口密度が低いことからガソリン消費量が高く、欧州の大都市の4倍、アジアの大都市の10倍も高いことを示している。この結果から、ガソリン消費量削減に向けて、再都市化や交通の再配置といった都市計画の見直しが必要であると結論付けている。

しかしながら、Newman and Kenworthy (1989)ではガソリン消費量に影響を与えると

考えられる所得等の社会経済要因を考慮していない。その要因を考慮したものとして、Glaeser and Kahn (2010) は2001年の米国内の人口25万人以上の66都市に住む1万1728世帯を対象に、世帯当たりの年間ガソリン消費量とその世帯が住んでいる地域の人口密度との関係を分析して、両者の間には負の相関があることを示している。Cervero and Murakami (2010) は米国の370都市を対象に、2003年の自動車の走行距離と人口密度との関係を分析している。人口密度以外にも道路密度や雇用密度 (= 雇用数/面積)、商業施設へのアクセシビリティ指数など複数の項目の相互関係も考慮した構造方程式を用いて分析し、人口密度は走行距離に対してマイナスの影響を与えているとしている。Brownstone and Glob (2009) は走行距離とガソリン消費量、世帯密度 (= 世帯数/面積) を内生変数とする構造モデルを作成し、世帯密度がガソリン消費量にどのような影響を与えているかを検証し、カリフォルニア州の2583世帯のデータを用いて分析して、世帯密度が高い地域に住んでいる人ほど自動車の走行距離とガソリン消費量が少ないことを示している。Lee and Lee (2014) も Glaeser and Kahn (2010) と同様の2001年の米国の125大都市のデータを用いて、人口密度や人口集約度が高い都市ほど自動車の走行距離が短く、そして交通部門でのCO₂排出量が少なくなっていることを明らかにしている。

この傾向は米国以外でも確認されている。Ala-Mantila et al. (2014) は、2006年のフィンランドの4007世帯を対象に調査を行ない、地域を大都市、都市、準都市、地方の4つに区分し、それぞれの区分での家計のエネルギー消費量や自動車からのCO₂排出量を試算して、大都市(0.9t-CO₂/人)、都市(1.3t-CO₂/人)、準都市(1.5t-CO₂/人)、地方(1.7t-CO₂/人)の順に一人当たりの自動車からのCO₂排出量が増加していることを示している。Baur et al. (2014) は欧州の2005年の134都市のデータを用

いて人口密度と自動車も含む交通部門のCO₂排出量との関係を分析して、人口密度が高い都市ほどCO₂排出量が少なくなっていることを示している。また、Meng and Han (2018) は上海市での1989年から2004年までの長期データを用いてマクロ分析をして、道路の縮小や人口密度は一人当たりCO₂排出量を削減することを示している。日本のデータを用いているMakido et al. (2012) や Iwata and Managi (2016) でも同様の結果が得られている。このように、既存研究の蓄積からも自動車からのCO₂排出量削減として都市の高密度化は効果があると考えられる。

一方で、どのような政策を用いて密度を高めるかという点については、施策の列挙に留まっており、それらの有用性や費用対効果などの詳細な実証分析はほとんど行なわれていない。国内でも近年は国土交通省がコンパクトシティ形成を推進し、それに関する支援施策を公表³⁾しているものの、短期的にはその影響が表れないことからそれらの施策を定量評価することは困難である。例えば、2014年に改正された都市再生特別措置法、いわゆるコンパクトシティ法に基づく都市機能誘導地域設定や居住誘導地域設定などは新しい制度であるため、その評価を十分に行なうためのデータが集まっていない。そのため、すでに十分な期間運用されてきた分析可能な都市計画に注目し、人口密度への影響を分析した研究は知るかぎり Iwata and Managi (2016) のみである。

Iwata and Managi (2016) では、都市計画で運用されてきた市街化区域、市街化調整区域設定と固定資産税、都市計画税に注目し、それらが人口密度にどのような影響を与えたか、そして人口密度が自動車のCO₂排出量にどのような影響を与えたかを1990年から2010年の国内全自治体のデータを用いて分析している。分析の結果、人口密度の低い地域では都市計画税の減税や市街化調整区域設定の拡張が、人口密度の高い地域では固定資産税の減税が有効であるこ

とを示している。しかしながら、この研究では市町村といった区分ではなく、人口密度の大小で自治体にとって望ましい施策を議論しているため、行政区分の特徴に沿った議論ができていない可能性がある。そこで、本研究では Iwata and Managi (2016) と同様のデータセットを利用し、自治体区分で分類を行なうと同時に、関数形もより柔軟性を持たせる形で分析を行なう。

2 分析モデルとデータ

2.1 分析モデル

国内でも都市の高密度化を捉える指標は複数存在する(武田ほか 2011)。最も単純な指標は人口密度であるが、それ以外にも中心市街地の人口集中度(DID人口密度など)、都市の形状(DID周長/DID面積など)、機能集約度や居住者の通勤・通学トリップに注目した指標などがある。一方で、本研究では国内の全自治体を対象に分析を行なうため、DID設定のない規模の小さい自治体には中心市街地に注目した高密度化指標を用いることができない。そこで、データ利用可能性を考慮し、本研究では高密度化を捉える指標として人口密度を採用することとする。

本研究では市街化区域と市街化調整区域の2つの都市計画が人口密度に与える影響を評価する分析モデルと、人口密度が自動車からのCO₂排出量に与える影響を評価する分析モデルの2つのモデルを実証的に分析する。そこで、先に人口密度と都市計画との関係を分析するモデルを説明し、その後もう一方の分析モデルを説明する。

t年における都道府県jの自治体iにおける人口密度をDENSE_{ijt}とし、市街化区域比率(=市街化区域面積/可住地面積)、市街化調整区域比率(=市街化調整区域面積/可住地面積)をそれぞれPDE_{ijt}とPRE_{ijt}とする。2つの都市計画変数と人口密度との関係が線形であると仮定し、都市計画変数以外の人口密度に影響

を与える要因ベクトルをCONTROL_{ijt}とすると、第1の分析モデルは(1)式のように表すことができる。

$$\ln(\text{DENSE}_{ijt}) = \beta_1 \text{PDE}_{ijt} + \beta_2 \text{PRE}_{ijt} + \beta_3 \text{CONTROL}_{ijt} + \mu_j^1 + \theta_t^1 + \epsilon_{ijt}^1 \quad (1)$$

ただし、 β は推定すべきパラメータであり、 μ_j^1 と θ_t^1 はそれぞれ都道府県特有、年次特有の効果捉える項である。ここでは自治体特有の効果ではなく、より広域的な影響を捉える目的で都道府県特有の項としている。 ϵ_{ijt}^1 は誤差項である。都市計画変数が人口密度に影響を与えるのであれば、パラメータ β_1 と β_2 が有意に得られることになる。

次に、自動車からのCO₂排出量をGHG_{ijt}とし、その対数変換したものが人口密度とコントロール変数によって説明される以下の(2)式を考える。 γ はパラメータであり、先行研究と同様に人口密度の上昇によってCO₂排出量を削減できるとすれば、推定された $\hat{\gamma}_1$ はマイナスの値を取ることになる。

$$\ln(\text{GHG}_{ijt}) = \gamma_1 \ln(\widehat{\text{DENSE}}_{ijt}) + \gamma_2 \text{CONTROL}_{ijt} + \mu_j^2 + \theta_t^2 + \epsilon_{ijt}^2 \quad (2)$$

ここで注意すべきは(1)式と(2)式を独立して推定してしまうと、 $\hat{\gamma}_1$ にバイアスが生じてしまう可能性があることである。なぜなら、DENSE_{ijt}は(1)式では被説明変数であるため、COV($\epsilon_{ijt}^1, \epsilon_{ijt}^2$)がゼロでない場合には、内生問題が発生するからである。そのため、(2)式では(1)式での予測値、 $\widehat{\text{DENSE}}_{ijt}$ を説明変数に加え、二段階推定法を用いて内生問題に対処する。本研究では既述の通り政令市、特別市、それ以外の市、町、村の5つの区分で(1)式と(2)式をそれぞれ推定する。

2.2 使用するデータ

本研究は1990年から2007年までの18年間の国内全自治体のデータを用いる。2010年3月31日時点での自治体数に基づいてデータを作成し、

表1—自治体区分別記述統計量

変数	全体			政令市			中核市		
	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差
人口密度(人/ha)	30,509	12.12	17.86	345	48.50	26.60	1,006	33.28	27.87
CO2合計(t-CO ₂)	6,822	107487	225234	80	1657115	730632	232	541411	211973
CO2旅客(t-CO ₂)	6,829	59519	126072	80	922963	435163	232	299329	115601
CO2貨物(t-CO ₂)	6,824	47895	102517	80	734152	333555	232	242082	113307
所得(千円)	30,774	9.69E+07	2.84E+08	353	2.06E+09	1.34E+09	1,042	5.33E+08	1.71E+08
市街化調整区域比率	31,086	0.271	0.394	360	0.581	0.317	1,044	0.672	0.281
市街化区域比率	31,086	0.150	0.266	360	0.602	0.249	1,044	0.450	0.273
変数	その他市			町			村		
	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差
人口密度(人/ha)	12,373	17.45	21.74	13,478	6.96	8.39	3,307	2.96	2.48
CO2合計(t-CO ₂)	2,828	135790	100692	2,992	28018	20335	690	10512	14181
CO2旅客(t-CO ₂)	2,830	75022	55363	2,997	15570	10533	690	6081	8614
CO2貨物(t-CO ₂)	2,828	60716	51423	2,993	12422	12621	691	4424	7542
所得(千円)	12,553	1.15E+08	1.06E+08	13,517	1.78E+07	1.41E+07	3,309	5004032	6952375
市街化調整区域比率	12,744	0.365	0.414	13,626	0.197	0.366	3,312	0.057	0.220
市街化区域比率	12,744	0.224	0.309	13,626	0.079	0.192	3,312	0.014	0.068

自治体数は東京都23区を除く1727である。注意しなければならないのは、データの分析期間中に、いわゆる平成の大合併が存在することである。そのため、例えば1990年にはA市とB町があったとしても、2005年に両自治体が合併し、C市を新設するというケースが多数存在する。そのため、本研究では1990年のA市とB町のデータを足し合わせ、仮想となるC市のデータを作成し、バランスドパネルデータとしている。最大の観測数は3万1086(=1723自治体×18年間)である。

本研究で用いたデータの記述統計量を表1に載せている。表1では自治体の区分ごとにまとめている。政令市は20市、中核市は58市、その他市は708市、町は757町、村は184村である(2019年時点で分類)。人口は住民基本台帳人口を、所得は課税所得を用いている。CO₂排出量データについては、環境自治体会議(2010)より入手している。ただし、環境自治体会議(2010)に収録されているデータは1990年、1999年、2003年、2007年の4カ年分であるため、CO₂排出量の観測数は少なくなっている。2つの区域については、都市計画年報より入手している。

表2—人口密度への推定結果

	(1) 政令市	(2) 中核市	(3) その他市	(4) 町	(5) 村
ln(所得)	0.233*** (0.00903)	-0.0689** (0.0329)	0.209*** (0.00609)	0.356*** (0.00876)	0.349*** (0.0165)
市街化調整区域比率	-1.392*** (0.0768)	-0.0756 (0.0491)	-0.0193** (0.00871)	0.132*** (0.0131)	0.838*** (0.0696)
市街化区域比率	0.429*** (0.0543)	1.916*** (0.0839)	2.233*** (0.0189)	1.840*** (0.0298)	-2.527*** (0.297)
定数項	-0.577*** (0.177)	3.581*** (0.624)	-2.653*** (0.112)	-5.709*** (0.138)	-5.699*** (0.247)
観測数	344	1,005	12,372	13,478	3,307
修正済み決定係数	0.996	0.976	0.874	0.790	0.545
F値	10222.8***	11716.1***	1927.5***	855.0***	1605.3***

注) カッコ内は頑健な標準誤差である。***と**は1%、5%水準で有意であることを示す。都道府県と年次の固定効果の結果は割愛する。

3 分析結果

本節では人口密度を被説明変数とする(1)式と自動車からのCO₂排出量を被説明変数とする(2)式の推定結果を説明する。表2は(1)式を自治体区分ごとに固定効果モデルで推定した結果である。村を対象とした場合には修正済み決定係数が0.55と若干低くなっているものの、おおむね0.8を超える高い水準で人口密度の変動をモデルで説明している。政令市では、市街化調整区域比率の係数がマイナスに、市街化区域比率の係数がプラスに有意に得られている。政令市

表3—自動車からのCO₂排出量への推定結果

	政令市		中核市		その他市		町		村	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
In(人口密度)	-0.370*** (0.0887)	0.125 (0.227)	-0.215** (0.0977)	0.767*** (0.179)	-0.311*** (0.0228)	0.126*** (0.0364)	-0.210*** (0.0332)	0.486*** (0.0523)	-0.769*** (0.202)	-0.576*** (0.194)
In(人口密度) ²		-0.0659** (0.0302)		-0.130*** (0.0207)		-0.0756*** (0.00531)		-0.140*** (0.00852)		-0.0907*** (0.0216)
In(所得)	0.976*** (0.0395)	1.004*** (0.0347)	0.971*** (0.121)	1.006*** (0.107)	0.950*** (0.0145)	0.921*** (0.0131)	0.989*** (0.0201)	0.865*** (0.0214)	1.175*** (0.0810)	1.173*** (0.0770)
定数項	-4.939*** (0.631)	-6.455*** (0.886)	-5.318** (2.357)	-7.704*** (2.235)	-4.966*** (0.243)	-4.899*** (0.222)	-6.022*** (0.320)	-3.991*** (0.342)	-9.321*** (1.299)	-9.086*** (1.230)
転換人口密度 観測数	77	77	231	229	2,798	2,794	2,953	2,952	646	646
修正済み決定係数	0.939	0.941	0.782	0.841	0.717	0.740	0.748	0.775	0.834	0.838
F値	176.4***	190.5***	151.4***	512.8***	235.7***	293.8***	181.8***	209.1***	102.7***	110.2***

注) カッコ内は頑健な標準誤差である。***と**は1%、5%水準で有意であることを示す。都道府県と年次の固定効果の結果は割愛する。

は人口50万人を超える大都市であることから、開発を規制する地域を増やすのではなく、開発重点地域を拡大して人口増加に対応することが結果として人口密度の増加につながることを示唆していると考えられる。中核市（ただし、市街化調整区域比率は非有意）やその他市の場合も同様の傾向があることから、市政を敷いている一定規模以上の都市であれば、市街化区域比率を高めると同時に、市街化調整区域比率を引き下げることが人口密度向上につながるという。

一方で、町や村の場合にはその傾向が異なる。町については、市街化区域も市街化調整区域も拡大することが人口密度の増加につながることを示されている。観測数1万3478町のうち、1万225町で市街化区域が、1万243町で市街化調整区域が設定されておらず、多くの町では両区域設定が実施されていない状況にある。そのため、両区域を設定している町ほど人口密度が高く、そのことが推定結果に反映されているものと考えられる。

村については、市街化調整区域比率の係数はプラス、市街化区域比率の係数はマイナスとなっている。これは市の3区分の推定結果とは逆の傾向となる。村ではそもそも人口密度が低い

ことから（表1参照）、原則開発が抑制される市街化調整区域設定を広げ、少ない居住者を小さい市街化区域に集約し人口密度を増加させることができると考えられる。このように、2つの区域設定の人口密度に与える影響は自治体の区分によっても異なる。特に、市政以上の都市であれば市街化区域を拡張することに重点を置き、村では市街化調整区域設定を、町ではその中間の結果であることから両区域設定に重点を置くことが望ましい。

自治体区別の自動車からのCO₂排出量の推定結果は表3に載せている。各区分では2つのモデルを推定している。一つは人口密度とCO₂排出量が単純線形関係であるとするモデルで、もう一つは両者が二次関数関係⁴⁾であるとするモデルである。線形のモデルの結果を見ると、いずれの自治体区分でも人口密度の係数はマイナスに有意となっている。したがって、人口密度の上昇によって自動車からのCO₂排出量が削減できることが示されている。このことは先行研究とも整合的な結果である。ただし、その係数の大きさを見ると、村では-0.77となっており、人口密度の影響が最も大きくなっている。次いで政令市、その他市、町、中核市の順となっている。したがって、人口密度に注目

して高密度化を進めることを地球温暖化対策とする場合、小規模な村と政令市で重点的に進めることが効果的であると言える。

人口密度が二次関数形式のモデルについては、すべての区分で人口密度の二乗項がマイナスに有意に得られている。そのため、人口密度が一定になるまでは人口密度の増加に伴い、自動車からのCO₂排出量は増加し、それを人口密度が超えるとCO₂排出量は減少することになる。そこで、推定結果からその転換点を計算すると、政令市では人口密度が2.58人/haとなることがわかる。したがって、政令市ではすでに人口密度が転換点を超えていることになる。中核市、その他市の転換点はそれぞれ1911人/ha、230人/haとなっており、平均的にはこれらの都市でも転換点を超えていることになる(表3参照)。そして、小規模都市である町や村においても転換点の人口密度は平均値よりも小さいため、多くの町や村においてもすでに転換点となる人口密度を超えている。したがって、国内では多くの自治体ですでに人口密度と自動車からのCO₂排出量は負の関係にあることがわかる。

4 結論

都市のコンパクト化は地域の再活性化だけでなく、地球温暖化防止の観点からも推進されている。しかしながら、都市のコンパクト化とCO₂排出量との関係を分析した研究の多くが事例研究や一部の特徴を持つ都市を対象としたものとなっており、全都市を対象とした研究はほとんどない。また、どのような方法でコンパクト化を進めるかという問いに対しての実証研究も極めて少ない。そこで、本研究は日本の1990年から2007年までの18年間の全自治体のデータを用いて、(1)市街化区域と市街化調整区域の設定によって人口密度を増加させることができるか、(2)人口密度の増加によって自動車からのCO₂排出量を抑制することができるかというリサーチクエスションに対して、自治体区分に着目して実証分析を試みた。

分析の結果、市街化区域と市街化調整区域の両設定によって人口密度を増加させる可能性が示された。ただし、市町村という自治体区分によって、どちらの区域設定が有用であるかは異なり、都市が大きいほど市街化区域を、小さいほど市街化調整区域を用いることが効果的であることが示された。また、人口密度の増加によって、自動車からのCO₂排出量を削減できることも示された。この傾向は、市町村のどの区分の自治体でも確認されたものの、特に村という小規模自治体で人口密度増加による削減効果が大きいことがわかった。したがって、都市のコンパクト化によるCO₂排出量削減は、大都市のみならず、小規模自治体においても促進すべき施策であるといえる。

本研究の結果は、環境省(2017)や国土交通省(2010)で言及されているコンパクトシティを支持する結果となった。しかしながら、本研究には次の2点に対して改善の余地がある。第一に、両区域設定の扱いである。既述した通り、これらの区域を設定するかどうかは自治体が独自に決定する施策である。そのため、分析では内生変数として扱うことが望ましいが、本研究では外生変数として扱っている。第二に、人々の都市内部での居住地選択の明示的な導入である。本研究では自治体間の比較をすることで、上記2点の結論を得ている。この背後には、人々がどの自治体に居住するかという選択問題があるものの、自治体内の外縁部と中心部のどちらに居住するかという選択問題は考慮していない。今後の研究ではこれら2点の改善が望ましい。

謝辞

本研究はJSPS 科研費18H03433、16K13371の助成を受けたものである。また、金本良嗣先生、浅田義久先生、中川雅之先生ら住宅経済研究会の参加者から貴重なご指摘・コメントをいただいた。ここに記して謝意を表する。

注

1) 国土交通省資料より。http://www.mlit.go.jp/sogosaisaku/environment/sosei_environment_tk_000007.h

- tml (最終アクセス日2019年4月10日)
- 2) コンパクトシティを議論する際に、どの空間的範囲までを考えるかについても議論はある。例えば、人口が集中する中心市街地(人口集中地区など)を取り上げるのか、都市およびその影響を受ける周辺地域までを考慮する都市圏で考えるのか、通勤や雇用の視点から都市雇用圏(金本 2002)で議論をすべきかなどである。
- 3) 国土交通省資料より。http://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/toshi_city_plan_tk_000032.html (最終アクセス日2019年4月10日)
- 4) この場合には、 $\ln(\text{人口密度})^2$ も内生変数になることから、(1)式の両辺に $\ln(\text{人口密度})$ を乗じたものも追加推定し、 $\ln(\text{人口密度})^2$ の予測値を(2)式に加えている。

参考文献

- Ala-Mantila, S., J. Heinonen, and S. Junnila (2014) "Relationship between Urbanization, Direct and Indirect Greenhouse Gas Emissions, and Expenditures; A Multivariate Analysis," *Ecological Economics*, Vol.104, pp.129-139.
- Baur, A. H., M. Thess, B. Kleinshmit, and F. Creutzig (2014) "Urban Climate Change Mitigation in Europe: Looking at and beyond the Role of Population Density," *Journal of Urban Planning and Development*, Vol.140(1), pp.1-12.
- Brownstone, D. and T. F. Golob (2009) "The Impact of Residential Density on Vehicle Usage and Energy Consumption," *Journal of Urban Economics*, Vol.65, pp.91-98.
- Cervero, R. and J. Murakami (2010) "Effects of Built Environments on Vehicle Miles Traveled: Evidence from 370 US Urbanized Areas," *Environment and Planning A*, Vol.42, pp.400-418.
- Corfee-Morlot, J., J. Kamal-Chaoui, M. G. Donovan, I. Cochran, A. Robert, and P. J. Teasdale, (2009) "Cities, Climate Change and Multilevel Governance," *OECD Environment Working Papers*, 14.
- Glaeser, E. L. and M. E. Kahn (2010) "The Greenness of Cities: Carbon Dioxide Emissions and Urban Development," *Journal of Urban Economics*, Vol.67, pp.404-418.
- Iwata, L. and S. Matsumoto (2016) "Use of Hybrid Vehicles in Japan: An Analysis of Used Car Market Data," *Transportation Research Part D*, Vol.46, pp. 200-206.
- Iwata, K. and S. Managi (2016) "Can Land Use Regulations and Taxes Help Mitigate Vehicular CO₂ emissions? An Empirical Study of Japanese Cities," *Urban Policy and Research*, Vol.34(4), pp.356-372.
- Konishi, Y. and M. Zhao (2017) "Can Green Car Taxes Restore Efficiency? Evidence from the Japanese New Car Market," *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, Vol.4(1), pp.51-87.
- Lee, S. and B. Lee (2014) "The Influence of Urban form on GHG Emissions in the U.S. Household Sector," *Energy Policy*, Vol.68, pp.534-549.
- Makido, Y., S. Dhakal, and Y. Yamagata (2012) "Relationship between Urban form and CO₂ emissions: Evidence from Fifty Japanese Cities," *Urban Climate*, Vol.2, pp.55-67.
- Meng, X. and J. Han (2018) "Roads, Economy, Population Density, and CO₂: A Cityscaled Causality Analysis," *Resource, Conservation and Recycling*, Vol.128, pp.508-515.
- Newman, P. W. G. and J. R. Kenworthy (1989) "Gasoline Consumption and Cities: A Comparison of U.S. Cities with a Global Survey," *Journal of the American Planning Association*, Vol.55(1), pp.24-37.
- OECD (2012) *Compact City Policies: A Comparative Assessment*, OECD Green Growth Studies, OECD Publishing.
- 金本良嗣 (2002) 「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』第7号、1-15頁。
- 環境省 (2017) 「地球温暖化対策計画」https://www.env.go.jp/press/files/jp/102816.pdf よりダウンロード可能 (最終アクセス2019年4月10日)
- 環境自治体会議 (2010) 『環境自治体白書2010年版』生活社。
- 国土交通省 (2010) 『低炭素都市づくりガイドライン』http://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/teitanso.html よりダウンロード可能 (最終アクセス2019年4月10日)。
- 武田裕之・柴田基宏・有馬隆文 (2011) 「コンパクトシティ指標の開発と都市間ランキング評価——39人口集中地区の相互比較分析」『日本建築学会計画系論文集』第76巻661号、60-607頁。

潮の前の砂の城？

「スーパースター」都市での手ごろな価格の住宅

Metcalf, G. (2018) "Sand Castles Before the Tide? Affordable Housing in Expensive Cities," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 32(1), pp. 59-80.

はじめに

米国では、各都市が抱える問題の多様化が昨今進んでいる。例えば、ある都市では生活費の高騰が問題となっている一方、ある都市では空き家や廃墟 (abandonment) の問題が深刻化している。

米国の都市は大きく分けて、三つのグループに分類することができる。第1は、供給過剰を背景に住宅価格が低い「ラストベルト」などの都市グループ。第2は、人口増加と住宅供給拡大が同時進行することで住宅価格も比較的リーズナブルな「サンベルト」をはじめとするグループ。第3は、住宅の需要拡大が供給の拡充速度を大幅に上回るニューヨーク市やボストン、ロサンゼルスなどのいわゆる「スーパースター」である。この第3のグループは、これまでにない経済的成功を収めている一方、affordable housing (手ごろな価格の住宅) の観点では危機的状況に陥っている (具体的な価格変動の状況は表1を参照)。Metcalf (2018) は、このグループに焦点を当て、効果的な政策アプローチを提言する。以下、Metcalf (2018) の要旨を紹介する。

都市部における住宅政策の現状

各都市で用いられる住宅政策は、(1)公営住宅の供給、(2)バウチャー (割引券や交換券) の配布による購買力の向上、(3)家賃水準の規制、(4)新築物件の開発規制の4つに大別される。

(1) 公営住宅

近年、ニューヨークやワシントン DC、ロサンゼルスなどでは、“inclusionary housing”という政策を用いて公営住宅を供給している。具体的には、市場価格で住宅を供給するディベロッパーに対して、一定割合の戸数を実勢以下の価格で提供することを求

める、もしくは、それに相当する額の支払いを課すものである。一般的に、この割合は5~25%であるため、ディベロッパーが安価な住宅供給を選択しない場合、巨額の支払いを課せられることになる。

例えば、2016年にサンフランシスコで建設された2ベッドルームの低価格住宅が1戸当たり36万6000ドルであったことを踏まえると、仮に、求められる低価格住宅の割合が15%で100戸の住宅を建設したとすると、必要な支払額は合計で549万ドルとなる。

現状では、ディベロッパー側の経済的な理由に加えて、下述の通り、住宅の建設数自体が少ないという理由から、本政策によって提供される住宅の数は非常に少ない。

(2) バウチャー

米国において、賃貸バウチャーを用いる人々の数は、2015年時点で500万人 (220万世帯) に上る。とはいえ、住宅都市開発省が定める基準を収入面で満たす世帯のうち、実際に政府の援助を受けられているのは25%にとどまるとの研究結果も報告されている。さらに、ロサンゼルスでは、60万件の申請に対して用意されたバウチャーの数は2400件にとどまるなど、支給率がさらに低い都市もある。加えて、住宅価格の高いエリアでは、バウチャーで提供される支援額が不十分であることから、多くの家主がバウチャー使用者への賃貸を希望しないといった問題も出ている。

(3) 家賃規制

家賃規制は、主にニューヨーク州やニュージャージー州、カリフォルニア州などで用いられているものの米国では適用が進んでいない政策である。本政策は、エコノミストの間では専門家となる条件であるがごとく批判されているが、現状の適用方法であ

表1—住宅価格の変動率、中央値（1996年～2016年）

コア・ベース 統計地域	1996年（米ドル）	2016年（米ドル）	上昇率（%）
San Francisco–Oakland–Hayward	302,926	813,108	168
Los Angeles–Long Beach–Anaheim	229,135	576,200	151
San Diego–Carlsbad	219,981	515,325	134
Riverside–San Bernardino–Ontario	150,947	310,433	106
Boston–Cambridge–Newton	203,048	399,100	97
Seattle–Tacoma–Bellevue	204,289	396,717	94
Denver–Aurora–Lakewood	177,498	341,292	92
Miami–Fort Lauderdale–West Palm Beach	125,039	236,867	89
Washington–Arlington–Alexandria	207,790	372,375	79
New York–Newark–Jersey City	223,167	390,275	75
Tampa–St. Petersburg–Clearwater	99,863	169,908	70
Phoenix–Mesa–Scottsdale	143,303	223,392	56
Minneapolis–St. Paul–Bloomington	150,259	229,117	52
Philadelphia–Camden–Wilmington	142,929	209,900	47
Dallas–Fort Worth–Arlington	136,317	192,150	41
St. Louis	110,619	143,917	30
Atlanta–Sandy Springs–Roswell	144,201	167,467	16

れば、市場へのマイナス影響は大きくはないといえる。

同制度では、一般的に、現借主に対して、家主は賃料を毎年一定率引き上げることが許されている一方、正当な理由なしに借主を退去させることはできない。また、空き家に関しては、家賃を相場まで引き上げられる。なお、新築物件への家賃規制は、米国では行なわれていない。したがって、本制度は、既存の賃貸物件市場において、現借主が支払う家賃の上昇を遅らせる効果がある。これは、家賃規制が適用される物件すべての最大賃料を政府が毎年設定するフランス、パリのようなものとは異なる。

次に、米国スタイルの家賃規制のマイナス面であるが、賃貸物件の回転率の低下や、供給物件の適正配分が阻害される可能性が挙げられる。また、規制が新規物件にも適用される、もしくは適用範囲が拡大される可能性を投資家がリスク視することによる、資本コストへの影響も考えられる。一方、本制度には、多くの人々が同制度によって低い賃料の恩恵を受けられるというプラス面もあることを理解する必要がある。

(4)新築物件の開発規制

都市の住宅政策をみると、affordable housing については供給拡充を目指した多くの施策が用いられている一方、市場価格で提供される住宅に関しては、

むしろ、供給を阻むことに力を注いでいるのかな、矛盾したものとなっている印象がある。Metcalf (2018) は開発規制に関して、(1)区画分け (zoning)、(2)建築基準、(3)新規物件開発の許可、(4)諸費用 (fees) の4つに分けて議論している。

まず、zoning とは、その土地の用途（住宅区、オフィス区、商用区など）をはじめ、建築物の高さや密度（容積率）、駐車場設置の要件に加えて、日照権に関する規制も含む。カバー範囲が非常に広く、複雑なものとなっている。一般的に、米国における zoning は、地域で選出された立法府（例えば、市議会）に委ねられているが、カリフォルニアを含む多くの都市では、住民投票によって決まることもある。

Zoning が「何」を建設できるかを規制しているとする、建築基準法（その他の関連する法律を含む）は「どのような」に建てられるかを規制している。例えば、どのような素材が使用可能か、部屋や窓などのサイズの要件、許容される壁材の熱損失量、必要な耐震強度などが含まれる。これらの法律は必要といえるものの、時には遵守にかかるコストが効果を上回る場合もある。

次に、開発許可を得るためのプロセスであるが、都市によって大きく異なる。Zoning 規制を満たした案件が自動的に許可される都市がある一方、カリフォルニア州を中心に、多くのプロセスが必要な都

市も存在する。大型プロジェクトを例に挙げると、ディベロッパーは、①長期にわたる環境調査費用の負担、②プロジェクトの内容変更や規模縮小、却下を望む近隣住民との何度もの会合開催、③ロビイストの雇用、④地域選出の議員等へ働きかけてくれるコミュニティグループへの寄付などが必要となる。なお、これらを経ても、最終的には住民投票に判断が委ねられることがある。

このように複雑なプロセスは、不確実性とリスクを高め、資本コストの上昇につながる。また、認可まで時間を要することで、土地取得後の維持費用も増加する。これらは、新たなディベロッパーや投資家に対する参入障壁となり、ディベロッパー間の競争を阻害することになる。

最後に、諸費用 (fees) や重い税 (exaction) などの金融面の規制であるが、これらは、実質的に建設許可の引き換えとして支払われるものといえる。これらを合算すると、サンフランシスコのような都市では、1物件で総額6~15万ドルとなる。なお、地域によっては、ディベロッパーがプロジェクトごとに金額交渉をする必要があるため、プロジェクトの不確実性を高める結果となり、新たな投資家の参入をさらに阻害し、結果として住宅供給の減少に繋がってしまう。

各地域における住宅政策の問題点

このように、住宅市場への規制が誤った方向に適用されているのは、以下の2つの要因が影響した結果と考えられる。一つは、行政側で管轄が分断されているなか各地域が公共サービスを提供するための資金を必要としていることである。もう一つは、開発規制が各地域の責任で行なわれているなかで、既存の物件所有者によってそれら地域における民主的プロセスがコントロールされていることである。

(1) 管轄権の分断と地方税

大都市圏では、労働市場と住宅市場とが混在している。労働者はある都市で働きながら、異なる都市に居を構えることができる。大都市圏は、多くの市や町、村で構成されており、一般的に、土地の用途を決定する権限を持つ行政区も複数存在する。さら

に、隣接する地域では、ある程度、重複する労働市場を持つ。例として、経済圏の融合が進むサンフランシスコとシリコンバレーが挙げられる。このような状況では、各都市は競いあって、高速道路や投棄場などの地域に負の影響をもたらす施設の建設を避ける一方、住民にとって魅力的な設備の提供を進めようとする。

また、各都市には、支出を最小化しつつ、収入の最大化を図るという財政的なインセンティブがある。これにより、彼らは、労働市場の誘致を図る一方、居住者を増やさないよう努めることになる(住民が公共サービスの利用者であるため)。むろん、マクロ政策の観点からは、全体としての供給量が足りていれば、すべての都市が住宅を供給する必要はない。しかし、タダ乗り(フリーライダー)のインセンティブが広く知れわたっていることから、各都市は自分たちが住宅供給の担い手になる必要はないと考えるだろう。管轄権が分断されていることで、このような集合行為の問題(collective action problem)が発生してしまうのである。

(2) 土地用途の決定権と住宅所有者が与える影響

住宅市場に影響を与える多くの要因は、都市単位で対応できる範疇を超えている。例えば、経済構造や雇用機会、連邦政府による住宅や社会福祉政策などが挙げられる。他方、都市単位でできることの一つとしては、土地の用途決定が挙げられる。しかし、小さな都市では、有権者の多くが住宅を所有しており、彼らが強い影響力を持つ。そして、有権者は、自己の資産価値を守ろうとするため、住宅供給の抑制を働きかけるだろう。

では、住宅を賃借している人々の声は何故、住宅政策に反映されていないのだろうか。一つの理由として、そもそも、住宅供給の拡大による恩恵を享受できる人々が供給不足の発生している都市(住宅価格が高い地域)に居を構えられていないことが挙げられる。

さらに、比較的安価な地域でも、新たな開発によって地域全体の高級化(gentrification)が進んでしまうことを懸念するテナントが存在する。上述の懸念がもたらす実質的な影響は、供給不足による住宅

価格の高騰に比べると非常に小さいと筆者は考えるが、多くの都市でこのような懸念についての議論がなされている。

より良い住宅政策に向けて

Metcalf (2018) は最後に、住宅価格の高騰に対して地方行政が実施できる有効な7つの政策について議論している。

(1) 容積率の緩和 (upzoning)

最も基本的な政策としては、物件の高層化や高密度化を許可することで、建設可能な住宅数の増加を図る、いわゆる upzoning が挙げられる。この施策の効果を最大化するには、①一つの大都市圏に属する多くの都市が同様の施策を実行する、②建設にかかる許可の取得プロセスを単純かつ透明なものにする必要がある。

(2) 最低基準の再考

行政側は、住宅の建設費を引き下げの必要不可欠とはいえない規制を取り除く必要があると考える。ただし、これは、住民の健康と安全を犠牲にして、ということではない。例としては、ワンルームアパート (single-room occupancy apartments) の合法化や駐車場の設置義務の見直しなどが挙げられる。

(3) 大都市と他地域を結ぶ

交通の便がよければ、人々は生活費の比較的安い地域に住みつつ、近隣都市の経済活動や社会生活に参加することが可能となる。ニューヨークを例にとると、中心街であるマンハッタンは、鉄道網によって、フィラデルフィアやニューアーク、ロングアイランドなど、四方八方の町と繋がっている。なお、本政策は、既存の鉄道網を有し、戦前からの小さな町が多く存在する東海岸の都市に適している。

(4) 新しい都市の建設

この施策は最も論争を引き起こす施策であるかもしれない。新しい都市の建設が人口増加に対して有用な戦略となり得るのか、都市計画の担当者たちは、長い年月をかけて議論を行ってきた。これまで、多くの新しい都市が世界中そして米国で作られてきた。残念ながら、これらの多くは土地が効率的に利用されておらず、また、車が必要不可欠なほど交通の便が悪く、さらに、雇用が豊富にある都市への実

質的なアクセスに乏しいといった問題を抱えている。しかし、だからといって、この政策が有用ではないということにはならない。仮に、雇用市場がアクセス可能な距離にあり、かつ普通の都市と同程度の密度を持った開発を進められる土地があれば、この政策を今一度試してもよいといえる。

(5) 税収の合算と再配分

消費税や事業税を各都市が取り合っていることが、住宅供給を阻害する要因となっている。一つの構造的な解決策としては、地域に属する複数都市の税収をまとめて、人口に応じて都市ごとに再配分する方法が挙げられる。これは、実際にミネアポリスの大都市圏で実施されている。

(6) 住宅政策決定権の移管

土地の用途決定を地方自治体に委ね続けるのであれば、住宅価格の高止まりに対して有効策を見出すのは容易ではないだろう。これに対して、ポートランド (オレゴン州) では、地域の政府 (「Metro」と呼ぶ) を直接選任する方法を用いている。ワシントン州では、このオレゴン州のやり方を真似た政策を採用している。また、マサチューセッツ州では、州が設定した affordable housing 政策に適していないプロジェクトに関して、自治体が決定した土地区画や建設許可などを州政府が取り消すことがすでに可能となっている。

(7) 公営住宅予算の拡充

公営住宅への予算拡充は、最も弱い立場にある人々を救済するための長期戦略としてみる必要がある。また、この供給プログラムは、これまでにあったような、低所得者層向けのものである必要はない。欧州で実践されているような、幅広い層を対象にしたものでよい。

Metcalf (2018) は、公営住宅の拡充に向けた助成拡充が直接的に多くの人々を救うことができるとは考えていないとして、重要な点はさまざまな施策を実行することで、住宅供給が容易にできるようにすることであると結論付けている。

小村彰啓

明治大学大学院経営学研究科特任講師

●調査報告書のご案内

『市町村住宅政策の企画・立案のための統計データ活手法に関する調査報告書』

令和元年5月刊

No.18320

定価：2,500円＋税

「国民の住生活の安定の確保及び向上の促進」を目的とし、平成18年に住生活基本計画（全国計画）が閣議決定された。この計画を踏まえて、人口減少・高齢化といった課題を解決するための住宅政策が国・都道府県レベルで行なわれてきたが、地域ごとの特性を考慮した課題解決の必要から、市町村レベルでの住宅政策にも関心が集まっている。

人口構成や住宅に関する特徴・課題は地域ごとに異なるため、市町村レベルの住宅政策の実施は、課題解決に有効と考えられる。し

かし、これまでの政策策定の経験から住宅政策の知見を持つ国・都道府県とは異なり、住宅政策策定を牽引できる人材を持たない市町村も多い。また、住宅政策に通曉した人材を有する市町村についても、その知見は各人の能力・経験に依るところが多く、新しく住宅政策に取り組む自治体が参照できるような共通の枠組みが存在しないのが現状である。特に、近年重要視される「証拠に基づく政策立案（EBPM）」に必要な地域レベルの統計データについては、市町村ごとにアクセスできるデータベースが異なることが多く、一からデータを収集・加工することには大きな労力がかかる。

こうした課題から、既に実施されている市町村レベルの住生活基本計画に注目し、その企画・立案にあたって生じた課題や用いられたデータを整理することは、新た

に住宅政策を策定する市町村の助けになると考えられる。本報告書は、すでに住生活基本計画を策定した市町村を対象にアンケート調査を行ない、策定にあたって苦労した点や計画の改善点等をまとめ、記述したものである。加えて、住生活基本計画を策定した人口規模の小さい市町村を対象にアンケート調査を行ない、計画策定にあたって用いた統計データを整理した。小規模な自治体は特に統計データへのアクセスの制約が強く、利用可能な資料のリスト化は、小規模市町村による新たな計画策定の助けになると考える。なお参考資料として、当調査のもと作成され、各自治体に配布されたマニュアルの詳細版を巻末に掲載した。本調査が、市町村レベルの住宅政策策定を促し、人口減少・高齢化といった課題解決の一助となれば幸いである。

編集後記

令和の時代の幕開けに日本中が沸いている。今上天皇がご存命のうちの改元となったことも、国内の祝福ムードを盛り上げている。経済停滞、天災、世界的なテロリズムの勃興と暗いニュースの多かった平成の世を振り返れば、令和の時代がより“平らかな”ものであってほしいと、願わずにはいられない。

私事であるが、この4月に9年間滞在した仙台市を離れ、東京での生活を始めたことで、筆者にとってもこの春は転機となった。多くの思い出のある東北を離れるのは名残惜し

く、東京の通勤ラッシュには面食らうことも多いが、家族・友人・職場の方々の助けのおかげで、なんとかスタートを切ることができた。感謝の念が尽きない。

私たちにはさまざまな転機が存在するが、それがどのような性質のものであったかは、後から振り返ることで評価が下されるのが常である。筆者の転機が良いものであったと思えるように、また日本の令和の時代への転機が良いものとなることに資するように、職務に励む所存だ。

(T・S)

編集委員

委員長——中川雅之

委員——隅田和人

山崎福寿

行武憲史

季刊 住宅土地経済

2019年夏季号（第113号）

2019年7月1日 発行

定価 [本体価格715円＋税] 送料別

年間購読料 [本体価格2860円＋税] 送料込

編集・発行——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——精文堂印刷株式会社

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。