［巻頭言］

わが国の持続的成長と住宅消費税

菰田正信
一般社団法人不動産協会理事長
（三井不動産株式会社代表取締役社長）

わが国の経済は、企業収益や雇用情勢の改善等により緩やかな回復を続けているが、世界情勢が不確実な状況であり、先行きは不透明な状態にある。

そうしたなか、2019年10月には、消費税率の10％への引上げが予定されている。わが国の将来のため、財政健全化や社会保障の安定的な財源確保が必要であり、国際的な財政への信認を得るうえでも、消費税率の引上げ自体は避けて通れない課題だ。他方、引上げに際しては、６月に閣議決定された「骨太の方針」でも言及されているとおり、駆け込み需要・反動減といった経済の振れをコントロールし、需要変動の平準化に万全を期す必要がある。

とりわけ、住宅は国民生活の基盤となる社会的資産であるとともに、住宅投資は内需の柱であり経済波及効果が極めて高い。住宅市場において駆け込み需要・反動減が起きた場合、デフレ脱却への道筋を確実に進んでいるわが国経済にも非常に大きなマイナスの影響を及ぼす可能性がある。

そのような事態を防ぐため、住宅消費税対策として、税制・予算による十分かつ総合的な措置を講じることが不可欠だ。また、これを機に、ライフスタイルや世帯構成の変化、職住近接ニーズに対応するため、要件等の見直しもあわせて行なうべきだろう。

人口減少、少子高齢化など社会構造が著しく変化するなか、東京オリンピック・パラリンピックの開催まで２年を切った今、その後のわが国の持続的な成長も見据えれば、まさに分水嶺ともいえる重要な時期だ。大胆で思い切った施策の実現を期待したい。

目次●2018年秋季号 No.110

［巻頭言］わが国の持続的成長と住宅消費税　**菰田正信** ――1
［特別論文］東日本大震災住宅復興の課題　**三井康壽** ――2
［論文］移動世帯の特徴と移動先での社会環境の変化
唐渡広志・山鹿久木 ――10
［論文］市場近接性と経済活動　**中島賢太郎** ――22
［論文］米国の空き家・空き地問題対処　**藤井康幸** ――29
［海外論文紹介］土地利用からの土地の権利の切り離し　**山田昂弘** ――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

特別論文

東日本大震災住宅復興の課題

三井康壽

未曾有の大災害

平成23（2011）年３月11日は、わが国の災害史上忘れることのできない日となった。

ユーラシア大陸から離れて東の海上に位置する日本列島は、古来、災害に悩まされてきており、その災害も多種多様で、台風、豪雨、豪雪、地震、津波、干魃といった自然災害ばかりでなく、大火、工場爆発……ひいては原子力災害にいたる人工的災害に見舞われてきている。

なかでも地震は、台風、豪雪、干魃などの事前にその規模や影響範囲がわかるものと違って、いつ、どこで、どの程度の規模で起こるか予測できない。軽度の地震はしょっちゅう起こっているが、甚大な被害をもたらすものか否かは事前に予測できないことから、いざ大地震が起こると大変な事態をもたらすことになる。

特に三陸地方の沿岸部はリアス式海岸で、港の湾口が広く湾内に入っていくにしたがって海が狭くなり、津波を受けると津波高が上昇して、その高さが堤防を越えると市街地が壊滅的被害を受けてしまう結果となるおそれがある。そのため江戸時代の1611年12月の慶長三陸津波、明治29（1896年）６月の明治三陸津波、昭和８（1933）年３月の昭和三陸津波等の津波被害を経験してきているのである。

古来の諺に、“地震、かみなり（雷）、火事、おやじ（親爺）”が伝えられてきたが、地震はわが国にとっては恐ろしい存在であり続けてきたわけである。

わが国が江戸時代から明治時代に入って近代国家として歩みはじめてからも、われわれは多くの地震に見舞われてきたが、その中で最大級のものを３つ挙げるとすれば、1923年９月１日の「関東大震災」、1995年１月17日の「阪神・淡路大震災」そして、2011年３月11日の「東日本大震災」と考えてよいであろう。その被害は、表１の通りであるが、この数字をみても東日本大震災は未曾有の大災害であったことがわかる。

そこで以下では、東日本大震災復興の課題を、⑴堤防の再構築、⑵市街地のつくり方、⑶住宅の復興、⑷産業の復興・振興策という４点から要約してみたい。

住宅復興の課題

東日本大震災は三陸地方の沿岸部の市街地を壊滅させてしまった。被災後間もなく現地に出かけたが、数少ない鉄筋の建物を除いてまったく平らな土地になってしまったことに驚いた気持を今も忘れられない。震災の直前まで走っていた鉄道も線路と上屋が流出してしまって平たいホームだけという有様だったのである。

大きな災害が起きると、必ず復興計画が策定

表１―明治以降の３大地震の被害

	死者	建物被害
関東大震災	10万5000人	37万2000棟
阪神・淡路大震災	6000人	64万7000棟
東日本大震災	１万8000人	115万2000棟

される。その基本はまず復旧であり、特に道路などの公共施設から始められるが、三陸地方での津波の被害に際しては、堤防と旧市街地の復興をどうするかが最大の課題である。防災対策の最大の命題は人命と建築物の被害を防ぐことにあるといってよいが、特に津波からの被害を守る一番手は堤防である。テレビでもよく放映された宮古市の北部にある田老地区では、高さ６メートルの堤防が昔から築かれてきたにもかかわらず、今回の津波は10メートルを超えるものであったことから、現在は高さ15メートルの堤防工事が進められている。さらに、津波が10メートルを超えた場合に備えて、最初の堤防で波の勢いを小さくして、次の堤防で抑える多重堤防という考え方で建設が進められている。

⑴堤防の再構築――堤防か避難か

三陸地方に昔から伝わってきた“津波てんでんこ”。津波がきたらてんでんに高い所へ逃げろよ、という教えである。こうした教えが今回の東日本大震災で十分に生かされてきたのであろうか。多くの人が亡くなっている事実からみると、そう言い切れるとはいえないように思えるが、現地で当時の話などを聞いてみたところ、意外なことがわかった。

1960（昭和35）年５月23日にチリで起きたマグニチュード9.5の大地震によって大津波が太平洋岸に押し寄せて、三陸海岸を含めて北海道から沖縄まで大きな被害をもたらしたのであるが、昔から津波の被害を受けてきた宮古市田老地区では、津波が堤防を越えてくることはなく被害はなかったという。したがって、この経験によって今度も大丈夫だろうと考え、逃げる必要がないと思ってしまい、被害を受けたというのである。堤防によって守られているという安心感がそうさせたということになると、津波は堤防だけに頼ることはできないという意味で、“津波てんでんこ”、つまり避難が最も大事なことであると再認識されたと言える。

著者写真

みつい・やすひさ
1939年東京都生まれ。東京大学法学部卒。建設省（現・国土交通省）入省後、住宅局長、国土事務次官、建設経済研究所理事長、住宅金融公庫副総裁などを経て、現在、政策研究大学院大学客員教授。著書：『防災行政と都市づくり』（信山社）ほか。

翻って考えると、きわめて稀で、しかも、不意に襲ってくる大津波に対して教訓を生かすことの難しさも思い知らされるのである。したがって、堤防の強化は大切であり、今回の津波が10メートルを越えるものであったことから、15メートル程度の堤防が構築されている。

三陸沿岸の人々は主として漁業と漁業関連業を生業としていて、従来から海に面し、海の見える場所で生活し仕事をしてきたので、10メートルもの高さの堤防がつくられることに心情的に抵抗があるようだが、今回の大津波のことを考えると、それも止むを得ないのかもしれない。もっとも、堤防の高さは地域によって異なる。それは津波の高さが海岸の状況、湾の形状等によって異なるためである。したがって、それぞれの地域で津波のシミュレーションをして、さらに地震動のレベルによってその高さが決められている。

Ｌ１レベルは、おおむね100年から150年周期で発生するマグニチュード（M）８クラスの地震、津波であり、Ｌ２レベルは過去数千年間発生した記録は見つかっていないが、発生すれば甚大な被害をもたらす恐れがあるＭ９程度の巨大地震・津波である。Ｌ２のレベルの地震・津波に耐えられる堤防は、Ｌ１に比べかなり高くしなければならず、その費用も多額になり、しかも起こる確率が少ないのであるから、避難するという考え方によることとされている。また、Ｌ２レベルへの堤防は実際にはこれまでより高いものとならざるを得ず、海岸に近い低い土地では堤防によって海がまったく見えず、海とともに海の見えるまちに暮らしてきた住民には安

全のためには耐えなければならない課題となる。そして、堤防のこうした作り方と地震のレベルによって避難もするという考え方が広く市民に理解されながら進められていくことは、被災地の住宅復興にあたっても重要なポイントである。

⑵市街地のつくり方―画期的な市街地の復興

東日本大震災の衝撃には、わが国ばかりでなく国際社会も驚愕した。東日本大震災はM9.1であり、1960年のM9.5のチリ地震、1964年のM9.2のアラスカ地震、2004年のM9.1～9.3のスマトラ沖地震に次いで世界で４番目の巨大地震によるものだったからである。特に、三陸地方の沿岸部が壊滅的な被害を受けたことは、復興にあたって被災市街地をそのまま復興するという従来の考え方から、新たな市街地をつくるという考え方に変換させる契機となった。

もちろん、こうした考え方がまったくなかったわけではなく、明治三陸大津波（1896年）や昭和三陸津波（1933年）で壊滅的被害を被った宮古市姉吉地区が高台移転をしたことがある。しかし、同地区は町の中心部でもなくそれほど大きな町でもなかったこともあり、今回のように町の中心部全体の大津波に対する復興計画がたてられたことは、特筆に値する画期的なものである。三陸海岸の都市は昔から漁業が生業の中心で、人々は海に近い平地で生活し、海は働く場所であったため、幾度となく襲ってきた大津波の後でも、長い歴史と伝統に支えられてきた従前の町のたたずまいを大事にしてきたからである。

高台移転と土地の嵩上げ

今回の復興計画の特徴は、高台移転と土地の嵩上げによるまちづくりのやり直しである。それは、それまで慣れ親しんできたまちを元のような形でつくり直すという従来の方法ではなく、古いまちを放棄して新しいまちをつくるという考え方である。海岸に近い低地は、災害危険区域に指定して住宅の建設を禁止し、公園などの公共施設にし、土地を嵩上げしたり、山地や丘陵を削って高台にしたりして住宅やまちをつくり、津波が来ない安全なまちをつくりあげるのである。

こうした考え方が今回の住宅復興にあたっての大きな課題の一つであり、それを基本にして、被災市町村がそれぞれの町にあった形の復興市街地を作り上げようとしている。そして、そのための事業の手法が、「土地区画整理事業」「防災集団移転促進事業」「津波復興拠点事業」である。

津波被災地の市街地の復興の主力は、土地区画整理事業と防災集団移転事業である。土地区画整理事業は大きな災害等の際に市街地復興の主役を担ってきた事業である。関東大震災、第二次世界大戦、阪神・淡路大震災といった大規模で広範囲に及ぶ被災市街地の復興は、土地区画整理事業によって行なわれてきた。今回の東日本大震災でも、この事業による市街地復興に大きな役割を持たされているのである。この事業では、土地の嵩上げも可能である。しかも換地計画を柔軟に使うことによって、小学校、公民館、市町村の庁舎、保育所といった市民に便利な施設の適確配置を決めることもできる利点がある。この事業によって、広い道路、整然とした区画のまちができるが、この事業は土地の区画をきちんと整理する目的のものであるので、その上に立つ住宅などの上物は別の事業によらざるを得ない。

特に今回は人々の生活の場である住宅も根こそぎ津波で流失してしまったため、建物についての事業も必要になってくる。それが防災集団移転促進事業で、再び被災することのない安全な土地へ被災者が移転するための事業である。実は、土地の嵩上げは従来の低い土地からの移転と考えることもでき、遠い高台地区への移転も当然その対象となる。防災集団移転促進事業は、昭和47（1972）年に熊本県天草地域を襲った豪雨による山崩れで従前の町が壊滅したため

町全体を安全な地域に集団で移転させるという復興計画のために作られた事業である。そして、その時作られた法律が「防災のための集団移転促進事業に係る国の財政上の特別措置に関する法律」で、その名称から防災集団移転促進事業と呼ばれ、災害の際に利用されている。

今回は、土地区画整理事業と防災集団移転促進事業がセットとなって復興事業が実施されている。集団移転の土地が、被災土地の嵩上げか高台移転かは、それぞれの地域で判断されているが、津波の恐怖心が強く残っている人たちにとっては高台移転のほうが安心感を持てるとのことだった。

三つめの津波復興拠点事業は、海岸の水産加工業などの建築物等で仕事をする人たちが、襲って来た津波に巻き込まれないような建物を建て、その建物の屋上等へ避難できるようにするための事業であり、会社や商業施設が入ること等を想定して作られている。

現在行なっている復興事業の大きな目的は、被災抵抗力のあるまちをつくり上げることであり、これによって、安全な住まい、安全な生活のための住宅の復興の礎ができたことになったといえる。

⑶住宅復興

復興計画の課題のなかでも、住宅復興は重要な課題の一つである。今回の東日本大震災は大津波によって市街地の建物がすべて流失してしまったので、その住宅復興は津波のない地震災害の復興とは桁違いのものとなった。阪神・淡路大震災の時と比べてみるとその違いがよくわかる。

平成７（1995）年１月17日に起きた阪神・淡路大震災では、１月30日には兵庫県、神戸市が復興計画を発表、土地区画整理事業によって市街地の復興をすることが決められ、その都市計画決定は３月には都市計画審議会の議を経て決定される。これに基づいて、６つの事業地区ごとに住民集会などで議論を重ね、翌年には具体的な事業計画が決められ、住宅の移転が開始されたのである。地震によって建物が多数倒壊したとはいえ、土地の境界・形状は原状のままであったから、津波によって土地の形状や境界がまったく変わってしまった東日本大震災とは違って、ある意味では容易な作業であったともいえる。

東日本大震災では、被災地はまったく平らな土地になってしまい、かつ、敷地の境界もわからないままになってしまったことから、しかも復興計画によって土地の嵩上げが行なわれた区域では嵩上げに伴い法面などもできたりして、まったく新しい土地によって土地区画整理事業を施行することとなった。土地区画整理事業の施行は従前地に対して換地を定め、従前地の地積・形状などに照応するように換地を定めることとされているのだが、今回は土地区画整理制度の応用をかなり行なわざるをえなかったようである。

土地区画整理事業は、土地区画整理法という法律に基づいて行なわれる事業で、まちづくりのプランとなる事業計画を定め、その事業計画によって道路、公園、住宅地等の利用に合わせて土地の区画割りを決めていくもので、各権利者の公平をもたらすように進めていかなければならない。したがって、事業主体も地方公共団体、UR 都市機構、認可を受けた土地区画整理組合が事業をすることとされている。特に災害の復興は、公共的色彩が強く反映されるべきものであるから、地方公共団体が施行することとされている。UR 都市機構の前身は日本住宅公団であり、こうした法律や事業の知識・経験を持っていたために、東日本大震災の復興と土地区画整理事業で大きな役割を果たすこととされた。岩手県宮古市から宮城県東松島市までの11市町の45地区で、復興地区画整理事業が実施されたが、そのうち33地区で UR 都市機構が市町から受託して施行をしたことは、地元の早期復

表２―震災前と現在との公営住宅戸数の比較

（単位：戸）

		震災前（平成21年度末）		震災後（平成29年度末）			
		県営	市営／町営	県営	うち災害公営	市営／町営	うち災害公営
岩手県	宮古市	401	1,025	604	203	1,497	563
	山田町	0	244	231	231	552	373
	大槌町	0	257	151	151	462	409
	釜石市	297	332	584	287	1,241	927
	大船渡市	226	460	488	262	997	539
	陸前高田市	20	329	321	301	848	594
宮城県	気仙沼市	102	462	102	0	2,517	2,087
	南三陸町	18	400	0	0	874	738
	石巻市	648	1,333	648	0	5,365	4,266
	女川町	0	239	0	0	1,010	859
	東松島市	190	557	190	0	1,400	1,001
計		1,902	5,638	3,319	1,435	16,763	12,356

出所）国土交通省住宅局

興にとっても好ましいものだったと言ってよいだろう。

被災市町村は10を超えており、それぞれの市町村ごとに復興計画は異なっているので、それらをすべて一律に述べることは不可能なので、以下では特徴のある点のみを述べることとしたい。

被災地の多くは、海岸に近い土地を災害危険区域にして住宅の建設を禁止し、公園などの利用に帰すこととされたが、これによって当該地域にあった住宅は高台移転地で建設することになった。また、被災した土地から離れた高台移転地や、場合によっては被災地外の市町村や他県で住宅復興をするといったことも招来した。復興計画において将来の企業誘致のために市が土地を所有しているような地域では、土地区画整理事業で遠く離れた飛換地を高台に指定している事例もあるからである。

このように土地区画整理事業や防災集団移転促進事業によって住宅復興の基礎となる住宅地が造成されてきているが、政府としても一刻も早く住宅復興を行なうため、用地取得の手続きの迅速化や労務単価の引き上げ等の加速化措置を講じて、民間住宅等用宅地の供給時期を平成30（2018）年までに、岩手県に7809ヘクタール、宮城県に9176ヘクタールを完成させることとしている。特に高台移転地の場合は、防潮堤の工事を待つことなく工事ができるため、早めに住宅復興が進んできたといえる。実際に被災後７年を経た現在では、かなり成熟した住宅地として住宅復興がなされた地区もできている。

他方、嵩上げ地区では、近くの丘陵を削って土を運搬したり、場合によってはベルトコンベアで土を移送したりして嵩上げを行なってきたが、通常、嵩上げ自体は時間の経過とともに地盤が下がってくる（これを「圧密沈下」と称する）ため、地盤沈下がおさまるまである程度の期間を待たなければならない。したがって、住宅復興は当然その分遅れていくことになる。こうした宅地整備が実施された個所から住宅の着工が行なわれてきたのであるが、以下では、災害公営住宅を中心に述べていくこととする。

市街地が壊滅に帰し、家屋などの財産を一瞬にして失い、働き場もなくなってしまった被災者に対しては、まず住宅を提供することが必要である。避難所、仮設住宅を経て恒久住宅へと復興が辿る道はどのような災害でも同じだが、東日本大震災では自力再建を当面できる人の数が通常の震災に比べ少ないことから、災害公営住宅の役割がきわめて大きくなった。公営住宅の被災前の数と被災後の数は表２のようになる。

表２でわかるように、震災前の両県の公営住宅は県営1902戸、市町営5638戸で計7540戸であったが、平成29年度末には県営3319戸、市町営１万6763戸、計２万82戸と激増している。特に災害公営住宅が県営の1435戸、市町営の１万2356戸を合わせると１万3791戸となっている。これは大津波によって災害公営住宅がいかに必

要とされたかを示しているといえる。そして、こうした被災の激しさに対して公営住宅にある家賃減免対策に加えて、特に所得の低い世帯に対して東日本大震災特別家賃軽減策もとられている。国土交通省住宅局の資料によると、両県の災害公営住宅の平均家賃額は、各市町村によって差があるものの、7586円から１万6701円とされており、特別家賃低減策の対象となっている最低の家賃額は、月額1200～5000円となっている。

こうした災害公営住宅の建設は、土地区画整理事業も含めて、戦後の人口増の都市開発・住宅建設にかかわり経験豊富で技術力のあるUR都市機構が地元自治体から受託してかかわってきたが、現在では住宅復興も進み、まちのにぎわいも増してきている。被災直後の状況からみて、当初は災害公営住宅の需要が大きかったものの、もともとは民間住宅の多い地域であることから、徐々に自力住宅が増えていくと考えていかなければならない。自力住宅のためには、住宅金融支援機構の災害復興融資制度があり、金利0.55％（ただし当初５年間は０％、６～10年目は0.02％に軽減）で据置期間も最長５年（一般の災害は３年）とされている。また、早期の住宅復興をもたらすため、住宅の融資に限らず、以前の住宅等の抵当権の抹消の問題や住まいの復旧交付金の申請相談など被災者の住宅復興に役立つ「住宅再建相談会」を、平成25年度以降29年度までに岩手県、宮城県で約800回開き、4000組の方々の相談に乗っていることも住宅復興に役立ってきているといえる。

阪神・淡路大震災は、被災後10年で市街地では震災があったとは思えない状態で復興し、人口も被災前に戻った。しかし、東日本大震災からの復興は、わが国も人口が減少に転じ、東北の被災地では人口減が続いてきたうえに被災者も約２万人に達したため、人口の復元は望むべくもない。住宅復興については、従前の住宅より居住面積は小さくなっているものの、設備的にはよい住宅となったこと、そして生活の安定に伴い災害公営住宅への払い下げを希望する者が増えてくると考えておいたほうがよいと思われる。したがって、現在の払い下げの仕組みも被災地の実状や要望を適確にとらえて政策決定がなされることを望みたい。

⑷商業復興と住宅復興

住宅復興に劣らず重要なのが産業復興である。三陸沿岸都市は漁業が主要産業とされてきた。したがって漁港の復旧、船舶の修復などが急ピッチで進められ、廃業を余儀なくされた者もいるが、漁業関係の復興は住宅復興より早いといえる。次の問題は商業復興であるが、高台移転地には商業施設も立ち並んできているものの、一般的には嵩上げ地区については住宅復興もまだ途次にある地域も多く、商業復興はこれからという段階のように見受けられる。

そのなかで岩手県大船渡市と宮城県女川町について述べてみる。大船渡市では、大船渡駅前に33.8ヘクタールの土地区画整理事業が行なわれ、桜並木通りの両サイドにホテル、スーパーマーケット等の商業施設などが立ち並び、中心商業地が出来上がっており、その周辺に水産加工業が立地し、人のにぎわいを取り戻している。さらに、その縁辺部に集合住宅が建ち並んで、こうした商業復興が住宅復興にとっても重要な役割を果たしている。

一方、女川町では、仙石線女川駅の復旧が早かったこともあって、駅前から海に向けて直線のプロムナードの整備が進められ、その両サイドに新しい商店街が出来上がっている。観光客も増え賑わいを示していることは、住宅復興にあたっては、こうした商業、産業の復興や誘致に力を入れたことがきわめて大切であることを痛感させられた。

唐渡・山鹿論文（「移動世帯の特徴と移動先での社会環境の変化」）は、総務省の住宅統計調査のデータ（1993年から2008年）を用いて、人々の転出がどのような要因によって生じているかを実証的に分析した論文である。理論的に予想される結果と整合的な点や、所得や高齢化との関連において、人々の移動がどの程度制約されてきたかを知るうえで重要な研究である。

膨大なデータを丹念に分析しており、地域に転入した世帯の割合は、1993年に26.8%であったものが次第に低下し、2008年には20.7%にまでなっていることや、プロビット推定の結果として、移転確率が高齢化や景気の低迷と重要な関係を持っていることが報告されている。

世帯主の年齢の平均を調べると、転入世帯は非転入世帯、すなわち以前からそこに居住している世帯に比べて、18歳ほど低いことから、相対的に若い世代が移動していることがわかる。その結果、転入の多い地域では高齢化が抑制されていることが示唆される。しかし、そうした転入世帯も1993年以降、次第に高齢化していることも興味深い事実である。

また、世帯人員数が多くなると転入に対する制約が増えてくる。さまざまなライフイベントに応じて、人々は転入転出をすると考えると、世帯人員の数が少ないほうがより容易に移動しやすいことも理解できる。もちろん、移転にコストがかかることを考えれば、転入世帯が、比較的高所得の世帯であり、持家世帯よりも非持家世帯のほうが転入する傾向が高いことも、中古住宅を売却するコストと関連しているのであろう。

こうした分析をしたうえで、人々がどのような要因によって転入するかについて明らかにするために、社会環境変数のデータを組み合わせて、回帰方程式を推定して、いくつかの興味深い結果を得ている。例えば、自然環境を求めて移動する人の割合はそれほど大きくない点や、空き家が少ない地域へ移動すること、古い住宅がある地域を避けようとするような誘因は中所得以上の世帯に顕著であることなどである。

危険な地域を避けるという傾向は、市場による住み分け（ゾーニング）が生じていることを示唆している。すなわち、所得水準が高い人々がより安全で暮らしやすい地域へ移動するのに対して、所得水準が相対的に低い人々は、比較的安全でない地域や環境の決して望ましいとは言えない地域へ移動するという傾向が見られる。

今後、景気が回復した時点でのデータを用いて、分析を拡張することによって、人々の高齢化が依然として進行しているなかで、雇用を求めて人々がどのように移動するかを分析すると、より興味深い結果が得られるように思われる。今後の研究に期待したい。

◉

1990年代に飛躍的な成長を遂げた空間経済学は、都市間の距離という市場近接性の概念に重要な意義を見出した。こうした経済学の理論的発展によって、これまで外生変数と考えられていたものが内生化される結果、理論を検証するためには、外生変数をほかに探さなくてはならなくなる。すなわち、理論がより精緻になるにつれて、その理論を実証することがより困難になるということであり、まことに皮肉な話である。

さて、**中島論文（「市場近接性と経済活動」）**は、この内生化に伴う困難を克服して、空間経済学の産物の一つである市場近接性が経済に及ぼす影響の重要性を検証しようとするものである。

中島論文で市場との近接性の対象としているのは、朝鮮の市場と日本の各地の市町村の地理的関係である。外生変数としたのは、1910年に日本帝国が朝鮮を植民地化した歴史的事実である。植民地化後に、日本の各都市で人口がどのように変化したかについて、DID（difference in difference）の統計的手法を用いて検証する。すなわち、地理的近接性を説明変数として、日本の都市の人口成長率を被説明変数とした回帰式を推計したうえで、その近接性の係数が植民地化後にどのように変化したかについて調べている。

植民地化によって関税が引き下げられ、日朝間の域内交易が自由に行なわれるようになり、大きな貿易圏が形成された結果、釜山からより近い地域（400km 以内）の市町村の人口成長率とそれより遠い市町村の人口成長率を比較したところ、朝鮮の市場と近い地域

での人口成長率が高まったことが検証されている。

同じく中島氏の研究では、戦後の朝鮮の独立によって、逆に、釜山に近い日本の地域の人口成長率が鈍化したとの結果が報告されている。その結果と比較すると、朝鮮の植民地化と朝鮮独立によって生じた人口変化の絶対値は、独立の効果のほうが大きいことも示される。その原因は、戦中に朝鮮経済が発展したことにあり、より大きな経済との近接性が重要であるという点が示唆される。

そのうえで、朝鮮との交易の具体的な内容に注目すると、織物製品が交易において重要であったことがわかる。そこで、同じ統計的手法を用いて分析をしたところ、織物業と関連の深かった地域の人口成長率が、そうでなかった地域の人口成長率よりも有意に高かったことが示されている。これによって。朝鮮の植民地化という政治的な事件を外生変数としてとらえることによって、市場の近接性がいかに重要な変数であるかという点を明らかにした。

当時の朝鮮国内の各地域の人口データが入手可能であれば、植民地化が朝鮮の地域人口の集積に及ぼした影響も分析していただきたいところである。

◉

米国では、ある産業で発展した地域が、その衰退とともに、雇用や人口が減少した結果、空き家や空き地が街中に生まれ、それに治安の悪化が拍車をかけるという例が数多く見られる。また、何らかの理由で、都市の中心部から人々が郊外に移転した結果、中心部がスラム化し、それに伴って、さらに、高所得層が郊外に移転するというインナーシティ問題も、以前からたびたび指摘されている。日本でも、地方や都市の郊外におびただしい数の空き家が存在し、それが社会的な問題になりはじめている。

藤井論文（「米国の空き家・空き地問題対処――市場メカニズム型施策とランドバンク事業の組合せ」）は、こうした背景を受けて、空き家や空き地問題に対して、米国ではどのような対応がされているかという点が紹介され、市場メカニズム型施策とランドバンクを用いた施策が比較検討されている。

市場メカニズム型施策とは、基本的に競売市場を用いて、差し押さえ物件の転売を図り、土地のより有効な利用を図ろうとするものである。深刻な問題を発生させる空き家になるのは、住宅ローンの返済ができなくなったために、金融機関等に差し押さえられた物件や、税を滞納したために行政府によって差し押さえられた物件である。もちろん、その両方を兼ねている物件もある。

興味深いのは、手数料を徴収することによって、税滞納物件を解消していくことがビジネスとして成り立っていることであり、10%以上の手数料を払うこともあると言う。つまり、税抵当証券を市場で売却することによって、行政府が民間の力を借りて、税収を確保するということである。手数料ビジネスとして、税抵当証券を購入した投資家は、立ち退き請求や物件の売却を通じて納税し、手数料を得るという仕組みであろうか。こうした仕組みを使って、行政府は税の滞納を回収していく。

しかし、こうした市場メカニズムの仕組みは、必ずしも地域の再生に役立っているとは限らない点が指摘されており、競売市場における限界とも言われている。つまり、新しく所有権を購入した投資家が、こうした物件を効率的に利用することなく、再び税の滞納を繰り返すそうである。

市場型処理の代替的手法として、差し押さえ物件を有効に利用するために考えられたのが、行政機関であるランドバンクである。ランドバンクは、1970年代から存在しているが、実際に大きな転換を遂げたのは1990年以降である。現代型のランドバンクが現在いくつかの州で運営されており、「市場によって見捨てられた」土地が、都市の再生に役立つような利用方法に転換されるかどうかを、一件一件精査したうえで譲渡されていく仕組みになっている。その際に、細かい事業実績・事業計画などが慎重に審査されたうえで物件が譲渡されるという意味で、コストや時間がかかるという。

今後は、市場メカニズム型施策とランドバンク事業を比較するためのデータを集め、どちらが実証的な観点から望ましい結果を生むかについての検証が行なわれることが望まれる。　（F・Y）

論文

移動世帯の特徴と移動先での社会環境の変化

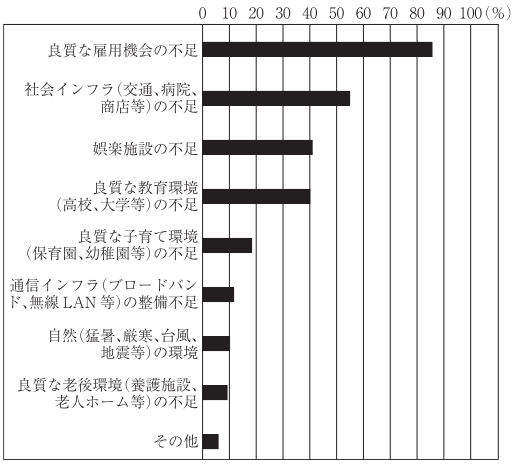
唐渡広志・山鹿久木

はじめに

総務省（2016）の『住民基本台帳人口移動報告』によると、2000年以降、三大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、愛知県、三重県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県）への転入超過数の累計は170万人を超えている。図１は同じく総務省（2017）が集計した「地方自治体が考える人口流出の要因」についての調査結果である。交通や病院、商店などといった社会インフラの状況が転出の要因であることも多いが、やはり雇用機会が大都市圏では圧倒的に多いので、それを求めて人々が移動してきているのがわかる。

このように居住地の移動が行なわれる主要な動機には、進学、就職、転勤、結婚、世帯人数の変化などのライフ・イベントに関連するものが多い。

図１―地方自治体が考える人口流出の要因



本稿では、筆者らが、齊藤（2017）の第６章、第７章で報告している分析の内容をコンパクトにまとめて解説する[1)]。齊藤（2017）は、人口の高齢化と住宅の老朽化が進むなか、人口減少・地価低下という事態に対しどのように向き合っていき、これからの都市運営をどうしていくべきなのかを議論している。そのなかの第６章、第７章で筆者らは、総務省統計局の『住宅土地統計調査』の個票データを用いて、どのような世帯が移動を行なっているのかを、移動している世帯の属性に焦点をあてて分析を行なっている。この『住宅土地統計調査』のデータでは、ある地点に住む世帯が過去５年以内に転入してきた世帯（転入世帯）とそうでない世帯（非転入世帯）を区別することができる。移動世帯がどのような特徴をもっているのか、またそれらの特徴はどう変化してきているのかを明らかにすることは、人口が減少し、都市を縮小していくための政策が求められている今、重要であると考える。

１ 記述統計による分析

使用した『住宅土地統計調査』のデータ年度は平成５（1993）年、10（1998）年、15（2003）年、20（2008）年である。各調査年において現在の住宅に入居した時期が過去５年以内の世帯を転入世帯と定義している。表１は世帯数である標本サイズ、有効な観測値の数、および調査時点から過去５年以内に別の居住地から転入してき

著者写真

からと・こうじ
1971年東京都生まれ。青山学院大学経済学部卒。大阪大学大学院経済学研究科博士課程修。博士（経済学）。富山大学経済学准教授などを経て、現在、富山大学経済学部教授。

著者写真

やまが・ひさき
1973年京都府生まれ。立命館大学経済学部卒。大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士（経済学）。筑波大学社会工学系講師などを経て、現在、関西学院大学経済学部教授。

た世帯数とその割合を示している。

有効な観測値に占める「転入世帯数」の割合は、1993年に26.8%であったが、1998年に26.4%、2003年に23.8%、2008年に20.7%へと変化した。1993年から2008年にかけて転入世帯割合はおよそ6ポイント低下しており、転入前の居住地別に見ると、「同一都道府県内同一市区町村」からの転入が2.1ポイント、「同一都道府県内他市区町村」からの転入が1.5ポイント、「都道府県外」からの転入が2.6ポイントそれぞれ低下し、比較的長距離の県外からの移動が大きく減少している。

表2では、世帯構造と住宅に関連する特性代表値を比較している。世帯主年齢と世帯人員は各調査年次で集計された平均を、世帯年収階級は上段のローマ数字で中央値、下段のカッコ内で第2種の一般化ベータ分布で推定した中央値を示している。また、転入世帯と非転入世帯の代表値の差をMann-Whitney U testで検定している。

表1—標本サイズと転入世帯割合[1)]

	1993年	1998年	2003年	2008年
標本サイズ[2)]	3,849,340	3,969,761	3,580,378	3,464,946
有効な観測値の数	3,272,203	3,250,404	2,718,146	2,458,991
転入世帯数	878,488	857,155	647,922	510,091
欠損値割合	0.150	0.181	0.241	0.290
転入世帯割合	0.268	0.264	0.238	0.207
内数（転入前居住地）				
同一都道府県内同一市区町村	0.136	0.129	0.117	0.115
同一都道府県内他市区町村	0.063	0.075	0.069	0.048
県外	0.070	0.060	0.052	0.044
（参考）転入者割合[3)]	0.259	0.256	0.238	0.217

注1）『住宅土地統計調査』における住宅への入居時期が過去5年以内の世帯を転入世帯と定義した。ただし、「入居時期」、「従業上の地位」、「世帯年収」、「世帯人数」、「住宅の所有形態」、「住宅延べ床面積」、「建築後年数」などが観察できないサンプルを取り除いている。
2）標本サイズは生の個票データの大きさ（データ・レコードの件数）を示している。
3）総務省『人口推計』および『住民基本台帳人口移動報告』より求めた人口ベースの転入者割合。ただし、同一都道府県内同一市区町村の移動は含まれない。

まず、世帯主年齢の平均値をみてみよう。転入世帯の場合は、1998年で38.9歳、2003年で40.7歳、2008年で42.1歳と上昇している。転入前居住地別にみると同様の上昇傾向が観察できるが、都道府県外、同一都道府県内他市区町村、同一都道府県内同一市区町村の順で平均年齢は若い。非転入世帯は転入世帯よりも平均年齢が高めであり、1998年で56.2歳、2003年で58.2歳、2008年で60.1歳と転入世帯と同様に上昇を続けている。転入世帯は、平均値で世帯主年齢が18歳ほど若いことがわかる。

世帯人員数は、年度別にみると転入世帯よりも非転入世帯のほうが多い。世帯人員数が多くなると、移動をより困難にしていると考えられる。また、転入世帯のうち都道府県外からの転入世帯の世帯人員数は少ない傾向がある。都道府県外からの移動は、居住環境を大きく変化させるため、世帯人員数が少ないほうが、さまざまな移動コストの点からして移動しやすいと考えられる。また、時系列的にみると、転入世帯では、都道府県外からの転入世帯だけが世帯人員数の減少傾向がみられる。非転入世帯は減少傾向である。

世帯年収は転入世帯よりも非転入世帯のほうが高い。非転入世帯の世帯主年齢が高いためと考えられる。

表3は転入世帯に限定して、転入前と転入後の住宅所有状況をクロス集計したものである。

表 2 ―世帯主年齢、世帯人員の平均、世帯年収の中央値

変数	転入・非転入の別	1993年	1998年	2003年	2008年
世帯主年齢	転入世帯	n.a.	38.9	40.7	42.1
	同一都道府県内同一市区町村	n.a.	41.1	43.0	44.1
	同一都道府県内他市区町村	n.a.	37.4	38.9	40.1
	県外	n.a.	36.0	37.8	39.1
	非転入世帯	n.a.	56.2	58.2	60.1
	転入 = 非転入[1)]	n.a.	882.7 [0.000]	765.1 [0.000]	690.7 [0.000]
	転入世帯間[2)]	n.a.	24640.0 [0.000]	19085.2 [0.000]	13247.4 [0.000]
世帯人員	転入世帯	2.5	2.5	2.5	2.5
	同一都道府県内同一市区町村	2.7	2.7	2.7	2.7
	同一都道府県内他市区町村	2.2	2.4	2.4	2.3
	県外	2.5	2.1	2.1	2.0
	非転入世帯	3.3	3.1	3.0	2.9
	転入 = 非転入[1)]	391.8 [0.000]	311.3 [0.000]	219.8 [0.000]	165.3 [0.000]
	転入世帯間[2)]	21627.2 [0.000]	29072.0 [0.000]	24831.5 [0.000]	20439.5 [0.000]
世帯年収[3)]	転入世帯	IV (413)	IV (432)	III (401)	IV (403)
	同一都道府県内同一市区町村	IV (405)	IV (426)	III (392)	III (396)
	同一都道府県内他市区町村	IV (406)	IV (445)	IV (409)	IV (413)
	県外	IV (434)	IV (424)	IV (411)	IV (407)
	非転入世帯	IV (495)	IV (486)	IV (432)	IV (410)
	転入 = 非転入[1)]	196.9 [0.000]	132.9 [0.000]	82.8 [0.000]	29.2 [0.000]
	転入世帯間[2)]	1600.4 [0.000]	858.0 [0.000]	481.0 [0.000]	298.8 [0.000]

注１）転入世帯と非転入世帯の代表値の差を Mann-Whitney U test で検定（順位和検定）している。上段の値は検定統計量（標準正規分布）、下段の[ ]内は p 値を示す。
２）転入世帯のうち、転入前居住地（３群）の間での代表値の差を Kruskal-Wallis test で検定している。上段は検定統計量（カイ２乗分布）、下段の[ ]内は p 値を示す。
３）下段の( )内の数値は最尤法で推定された第２種一般化ベータ分布における世帯年収中央値を示す。

まず、転入前居住地が同一都道府県内同一市区町村のケースにおいて、1993年に転入世帯のうち６割は転入前も転入後も非持家であるが、2008年には0.51にまで低下している。これと対照的に、転入前は非持家であった世帯が、転入後に持ち家になる割合が1993年に0.21、1998年に0.27、2003年に0.31、2008年に0.33と年々高まっていることがわかる。転入前と転入後のどちらも持ち家である世帯割合は0.11でほとんど変化していない。

転入前居住地が同一都道府県内他市区町村のケースにおいても、転入前後の両時点で非持家である世帯の割合は1993年に0.69であったのが、2008年には0.58となり減少傾向にある。また、転入前は非持家であった世帯が、転入後に持ち家になる割合は1993年の0.12から2008年の0.26へと大幅に増加している。転入前と転入後のどちらにおいても持ち家である割合は1993年に0.05、2008年に0.07と微増している。

転入前居住地が都道府県外のケースにおいて、転入前後の両時点で非持家である世帯の割合は1993年から1998年にかけて高まっており、非持ち家世帯が転入後に持ち家世帯になる割合は1993年から2008年にかけて逆に低下している。転入前と転入後のどちらも持ち家である世帯割合は1993年から2008年にかけてわずかに減っている。

2 転入世帯割合変動の要因分解

2.1 年齢分布と移動性向の変動（全国）

転入世帯割合の変動は「年齢分布の変動」と「移動性向の変動」に要因分解することができる。つまり、ある期間において、転入世帯割合が減少しているとしたとき、この減少を、年齢分布の変動と移動性向の変動に分解するのであ

る。例えば、転入世帯割合が－3.0ポイント変動するとき、年齢分布の変動が－3.5ポイント、移動性向による変動が＋0.5ポイントの和によるものであるとわかれば、転入世帯減少要因のほとんどは年齢構成の変化によって起こっている、ということになる[2)]。

具体的に、表4で分析の結果を報告している。1998年から2003年および2003年から2008年にかけての全年齢の転入世帯割合の変動を年齢分布の変動によるものと移動性向の変動によるものに分解して計測した結果である。[ ]内は変動要因をさらに転入前居住地別に分けた内数を示している。

1998年から2003年の変動では、全年齢の転入世帯割合が2.2ポイント減少している。これは、年齢分布の変動による－2.8ポイントと移動性向の変動による＋0.6ポイントの和であり、転入世帯減少要因のほとんどは年齢構成の変化によって示されている。これは、20歳台や30歳台などの若年層では転入確率が高まっているにもかかわらず、社会全体の年齢構成が高齢化したため、移動確率が低い高齢層の割合の上昇によって全体としての転入世帯割合は減少しているからであると推察できる。

内数の転入前居住地別に分けた年齢分布の変動は、どの居住地であったとしても影響は負であり、特に同一都道府県内同一市区町村からの転入割合の減少が－1.1ポイントと大きい。0.6ポイント増大した移動性向について、同一都道府県内他市区町村からの転入割合の増大が大きなウエイトを占めていることがわかる。

表3―住宅の所有状態別の延べ床面積、世帯主年齢および世帯人員の平均、世帯年収の中央値

	非持ち家世帯				持ち家世帯			
非転入世帯	1993年	1998年	2003年	2008年	1993年	1998年	2003年	2008年
延床面積	49.3	49.5	53.3	54.0	125.8	127.1	130.8	132.9
世帯主年齢	n.a.	50.9	52.6	54.0	n.a.	57.7	59.5	61.3
世帯人員	2.6	2.4	2.4	2.3	3.5	3.3	3.1	3
世帯年収[1)]	III	III	III	II	V	V	IV	IV
	(376)	(357)	(308)	(293)	(539)	(535)	(470)	(437)
転入世帯								
延床面積	45.4	45.8	48.9	49.1	113.7	109.2	114.1	114.7
世帯主年齢	n.a.	36.3	38.1	39.5	n.a.	44.5	45.8	46.7
世帯人員	2.2	2.1	2.1	2.1	3.5	3.3	3.2	3.2
世帯年収	III	III	III	III	V	V	V	V
	(356)	(361)	(335)	(338)	(607)	(619)	(552)	(528)
(内)同一都道府県内同一市区町村								
延床面積	47.1	47.6	51.3	51.2	118.1	113	117.1	115.9
世帯主年齢	n.a.	38.7	40.9	42.2	n.a.	44.9	45.9	46.5
世帯人員	2.3	2.2	2.3	2.2	3.6	3.4	3.4	3.3
世帯年収	III	III	III	III	V	V	V	V
	(343)	(340)	(303)	(307)	(586)	(611)	(551)	(532)
(内)同一都道府県内他市区町村								
延床面積	42.2	45.5	48.1	48.7	105.9	103.6	109.5	113.5
世帯主年齢	n.a.	34.9	36.5	37.5	n.a.	43.0	44.2	45.3
世帯人員	1.9	2.0	2.0	2.0	3.2	3.2	3.1	3.1
世帯年収	III	III	III	III	V	V	V	V
	(362)	(379)	(352)	(362)	(654)	(627)	(560)	(529)
(内)都道府県外								
延床面積	45.5	43.1	46.0	45.7	107.8	103.7	108.3	109.5
世帯主年齢	n.a.	34.0	35.5	36.2	n.a.	46.3	49.0	51.2
世帯人員	2.1	1.9	1.9	1.9	3.5	3.0	2.8	2.7
世帯年収	III	III	III	III	V	V	V	IV
	(377)	(386)	(388)	(390)	(630)	(639)	(533)	(484)

注）世帯年収の中央値が入る階級番号を示している。下段の( )内の数値は最尤法で推定した第2種一般化ベータ分布における中央値である。

表4―転入世帯割合の変動（全国、単位：％ポイント）

変数	1998-2003年	2003-2008年
転入世帯割合の変動	-2.2	-3.0
年齢分布の変動	-2.8	-2.4
[同一市区町村]	[-1.1]	[-0.9]
[同一都道府県内他市区町村]	[-0.8]	[-0.8]
[他都道府県]	[-0.8]	[-0.7]
移動性向の変動	0.6	-0.6
[同一市区町村]	[0.1]	[1.0]
[同一都道府県内他市区町村]	[0.4]	[-1.4]
[他都道府県]	[0.1]	[-0.2]

2003年から2008年の変動においても、全年齢の転入世帯割合が3.0%減少している。この値は、年齢分布の変動－2.4ポイントと移動性向の変動－0.6ポイントの和である。1998年から2003年の変動のケースと異なるのは、年齢構成変化による影響と各世代の転入確率の変化がどちらも負の値になっている点である。内数の転入前居住地別に分けた移動性向の変動は、1998年から2003年の変動のケースと同じくどの居住地であったとしても世帯構成の変動による影響は一様に負である。移動性向の変動は同一市区町村において正であり、同一都道府県内他市区町村と他都道府県ではどちらも負である。移動距離の長い転居の減少が観察できるが、同一自治体内での移動は活発化している傾向が観察できる。

2.2 年齢分布と移動性向の変動（9地域別）

表5は全国を9地域（北海道、東北、北関東、南関東、中部、近畿、中国、四国、九州［沖縄を含む］）に分割し、各地域の転入世帯割合の変動を年齢分布と移動性向の変動に分解して計測した結果である。［ ］内は変動要因をさらに転入前居住地別に分けた内数を示している。

1998年から2003年までの期間では、表4の全国における転入世帯割合の変動（－2.2ポイント）と比較すると、北海道（－4.0）、南関東（－3.2）、近畿（－2.5）で減少ポイントが大きく、中部（－1.4）、中国（－1.8）、四国（－1.3）、九州（－1.6）では減少ポイントが小さい。また、2003年から2008年までの期間では全国の－3.0ポイントに対して、北海道（－3.3）、東北（－3.4）、近畿（－3.2）、中国（－3.2）、九州（－3.2）で減少ポイントが大きく、北関東（－2.5）、中部（－2.0）では減少ポイントが小さい。

1998年から2003年までの期間では、北海道を除くすべての地域で年齢分布の変動が負、移動性向の変動が正になっている。北海道で転入世帯割合の変動ポイントが大きくなっているのは、移動性向の低下（0.6ポイントの減少）が原因であることがわかる。特に同一都道府県内他市区町村からの転入の変動は+1.0ポイントであるにもかかわらず、同一市区町村からの転入の変動は－1.5ポイントと際立っており移動性向を低下させている。2003年から2008年までの期間では、中部を除くすべての地域で年齢分布の変動と移動性向の変動がどちらも負になっている。中部では他の地域に比べて同一都道府県内他市区町村からの転入の減少幅がそれほど大きくなく、この期間では全国で唯一、都道府県外からの転入が増加している。

表4では、1998年から2003年までの期間における全国の年齢分布の変動は－2.8ポイントであるのに対して、北海道（－3.4）、東北（－3.0）および南関東（－3.7）ではそれよりも減少ポイントが大きい。特に、南関東では他都道府県からの移動の減少が－1.5ポイントと大きいことが特徴的である。南関東以外では、年齢分布の変動による減少ポイントはおおむね同一市区町村、同一都道府県内他市区町村、他都道府県の順で大きいが、南関東ではやや傾向が異なっている。また、表4の2003年から2008年までの年齢分布の変動は－2.4ポイントであったのに対して、表5をみると北海道（－2.9）、東北（－2.6）、中国（－2.7）、四国（－2.6）および九州（－2.7）ではそれよりも減少ポイントが大きい。このことから、主に高齢化を原因とする移動世帯割合の減少は地方圏を中心に観察されるようになってきているが、南関東のように大都市を抱える地域では他都道府県からの転入の顕著な減少も観察できる。

移動性向の変動による転入世帯割合の変動についても全国との比較を行なってみよう。表4では、1998年から2003年までの期間において+0.6ポイントであるのに対して、北海道（－0.6）はマイナスの変動である。南関東（0.5）と近畿（0.2）ではプラスの変動であるが上昇幅は全国に比して小さい。北海道の場合は、同一市区町村からの移動が－1.5ポイントと大きく

表5―転入世帯割合の変動（9地域別、単位：％ポイント）

	北海道		東北		北関東	
変数	1998-2003年	2003-2008年	1998-2003年	2003-2008年	1998-2003年	2003-2008年
転入世帯割合の変動	-4.0	-3.3	-2.3	-3.4	-2.1	-2.5
年齢分布の変動	-3.4	-2.9	-3.0	-2.6	-2.7	-2.3
［同一市区町村］	[-1.7]	[-1.6]	[-1.4]	[-1.3]	[-1.2]	[-1.1]
［同一都道府県内他市区町村］	[-1.4]	[-1.1]	[-0.9]	[-0.7]	[-0.8]	[-0.6]
［他都道府県］	[-0.3]	[-0.3]	[-0.7]	[-0.6]	[-0.7]	[-0.5]
移動性向の変動	-0.6	-0.3	0.7	-0.8	0.7	-0.2
［同一市区町村］	[-1.5]	[1.1]	[0.2]	[0.1]	[0.0]	[0.5]
［同一都道府県内他市区町村］	[1.0]	[-1.3]	[0.7]	[-0.5]	[0.8]	[-0.4]
［他都道府県］	[-0.1]	[-0.2]	[-0.1]	[-0.4]	[-0.2]	[-0.4]
	南関東		中部		近畿	
変数	1998-2003年	2003-2008年	1998-2003年	2003-2008年	1998-2003年	2003-2008年
転入世帯割合の変動	-3.2	-3.0	-1.4	-2.0	-2.5	-3.2
年齢分布の変動	-3.7	-2.3	-2.3	-2.1	-2.8	-2.0
［同一市区町村］	[-1.1]	[-0.9]	[-0.9]	[-0.9]	[-1.1]	[-0.9]
［同一都道府県内他市区町村］	[-1.1]	[-0.5]	[-0.8]	[-0.6]	[-0.8]	[-0.5]
［他都道府県］	[-1.5]	[-0.9]	[-0.6]	[-0.6]	[-0.9]	[-0.6]
移動性向の変動	0.5	-0.7	0.9	0.1	0.2	-1.2
［同一市区町村］	[0.1]	[1.8]	[0.2]	[0.9]	[0.0]	[0.6]
［同一都道府県内他市区町村］	[0.0]	[-2.5]	[0.5]	[-0.9]	[0.2]	[-1.7]
［他都道府県］	[0.3]	[-0.1]	[0.2]	[0.1]	[0.1]	[-0.1]
	中国		四国		九州	
変数	1998-2003年	2003-2008年	1998-2003年	2003-2008年	1998-2003年	2003-2008年
転入世帯割合の変動	-1.8	-3.2	-1.3	-2.8	-1.6	-3.2
年齢分布の変動	-2.4	-2.7	-2.0	-2.6	-2.4	-2.7
［同一市区町村］	[-1.1]	[-1.4]	[-1.0]	[-1.3]	[-1.1]	[-1.4]
［同一都道府県内他市区町村］	[-0.7]	[-0.6]	[-0.6]	[-0.7]	[-0.8]	[-0.8]
［他都道府県］	[-0.6]	[-0.7]	[-0.5]	[-0.6]	[-0.5]	[-0.6]
移動性向の変動	0.6	-0.5	0.7	-0.2	0.8	-0.5
［同一市区町村］	[0.1]	[0.9]	[0.0]	[0.3]	[-0.2]	[0.7]
［同一都道府県内他市区町村］	[0.3]	[-1.3]	[0.6]	[-0.4]	[0.7]	[-1.0]
［他都道府県］	[0.1]	[-0.1]	[0.2]	[-0.1]	[0.3]	[-0.2]

減少しているのが特徴的である。移動性向の変動がプラスとなった地域はほぼ共通して、同一都道府県内他市区町村からの移動が増えていることが内訳として示されている。

全国の2003年から2008年までの期間における移動性向の変動は－0.6ポイント（表4）であり、中部地方を除くすべての地域において変動はマイナスとなった。特に、東北（－0.8）、南関東（－0.7）および近畿（－1.2）は全国水準よりも減少ポイントが大きい。転入前居住地別にみると、同一都道府県内他市区町村からの移動の減少ポイントの大きさが顕著である（東北は－0.5ポイント、南関東は－2.5ポイント、近畿は－1.7ポイント）。このことから、移動性向は南関東や近畿などの大都市を抱える地域においてより弱まっていることがわかる。ただし、この期間の移動性向の変動は全体としてはマイナスであるが、同一市区町村からの転入割合は、北海道（1.1）、東北（0.1）、北関東（0.5）、南関東（1.8）、中部（0.9）、近畿（0.6）、中国（0.9）、四国（0.3）、九州（0.7）とすべての地域で増大しており、自治体内での移動はむしろ活発化している傾向が観察できる。

表6—推定で用いた標本サイズと移住世帯割合[1)]

	1993年	1998年	2003年	2008年
全標本サイズ[2)]	3,849,340	3,969,761	3,580,378	3,464,946
分析の標本サイズ[3)]	2,113,072	2,059,263	2,107,321	1,895,026
移住世帯数	348,927	665,597	359,427	298,594
移住世帯割合	0.165	0.323	0.171	0.158
転入前居住地別移住世帯割合				
同一都道府県内同一市区町村	0.094	0.190	0.093	0.094
同一都道府県内他市区町村	0.050	0.113	0.052	0.042
都道府県外	0.021	0.021	0.025	0.022

注1）『住宅土地統計調査』における住宅への入居時期が過去5年以内の世帯を転入世帯と定義した。
2）全標本サイズは『住宅土地統計調査』の生の個票データ数である。
3）分析の標本サイズは多項選択プロビット推定において用いられたデータ数を示している。

表7—調査年度別説明変数の平均値

		1993年	1998年	2003年	2008年
居住形態	持ち家	0.783	0.699	0.736	0.776
	公営/UR	0.021	0.033	0.024	0.022
	民営賃貸	0.135	0.172	0.176	0.146
	給与住宅	0.031	0.039	0.022	0.020
	親族の家	0.022	0.043	0.033	0.030
	その他	0.009	0.014	0.009	0.007
世帯人員数		3.374	3.170	2.934	2.885
従業上の地位	自営業主（農林漁業）	0.060	0.050	0.046	0.053
	自営業主（商工、その他）	0.137	0.130	0.117	0.113
	雇用者（会社、団体、公社、個人）	0.513	0.482	0.417	0.427
	雇用者（官公庁）	0.076	0.067	0.058	0.052
	臨時雇い	0.037	0.035	0.041	0.049
	無職、その他	0.004	0.004	0.006	0.005
	不明	0.173	0.228	0.263	0.302
世帯年齢構造/世帯主年齢	3歳以下がいる	0.083	10歳台 0.002	0.002	0.001
	17歳以下がいる	0.337	20歳台 0.033	0.043	0.029
	18-64歳がいる	0.885	30歳台 0.102	0.111	0.102
	65歳以上がいる	0.400	40歳台 0.219	0.165	0.151
			50歳台 0.263	0.255	0.230
			60歳台 0.219	0.221	0.235
			70歳台 0.162	0.202	0.251
世帯所得	300万円未満	0.249	0.254	0.323	0.346
	300-500万円	0.248	0.246	0.266	0.262
	500-700万円	0.193	0.181	0.168	0.166
	700-1000万円	0.181	0.181	0.148	0.147
	1000万円以上	0.129	0.137	0.095	0.080

3 移動選択についての計量経済分析

3.1 多項選択プロビットモデル

本節では、移住の要因を、多項選択プロビットモデルを用いて分析する。被説明変数は、移住の4つのパターンを区別したもので、第1節、第2節の記述統計分析で分けた分類と同じである。それらは「移住しない」、「同一市区町村移動」、「同一都道府県内他市区町村移動」、「他都道府県移動」である。

表6で、分析に用いた被説明変数の記述統計を記載している。サンプル数は1993年、1998年、2003年は約210万件であり、2008年は約190万件である。説明変数の欠損値の影響で表1のサンプル数とは異なる。

説明変数として用いたデータは、従前の居住形態、世帯人員数、従業上の地位、世帯主年齢、世帯年収である。調査年度別のこれら説明変数のカテゴリー別平均値を表7に報告している。世帯人員数は整数値をとる変数で、それ以外はダミー変数である。

表7によると、居住形態については、持ち家の世帯がもっとも多いが、1998年と2003年においては持ち家率が低く、その代わりに民営賃貸率が他の2年と比較して高くなっている。また世帯人員数の平均値は2003年の調査では3人を切り、世帯数が減少していることがわかる。従業上の地位については、もっとも多いカテゴリーは会社、団体などの雇用者であり、全体の4割から5割を占めている。次に多いのが商工、その他の自営業主である。時系列的にはこれらの占める割合は減少傾向にあった。また世帯主の年齢につ

いては、30歳台の世帯数は横ばい、40歳台、50歳台の世帯割合が減少している一方で、60歳台、70歳台の高齢者世帯が大きく増加している。世帯所得については、700万円以上の世帯割合が４ポイントほど減っている一方で500万円未満の世帯割合が増加している。特に300万円未満の低所得世帯が10ポイント増えており、高齢化に伴い低所得世帯の増加傾向が顕著に見られる。

3.2 推定結果

多項選択プロビット推定を行ない、推定された係数値から各変数の平均値における限界値を計算し、調査年度別、移動形態別に表８に掲載した。基準となる移動形態は「移動しない」である。表８の限界効果の値は、各説明変数の値が変化したときに、ある選択肢を選択する確率が、「移動しない」世帯と比べてどの程度増えたり減ったりするのかを示している。

具体的に、例えば表８の「世帯人員数」の限界効果の値をみてみよう。1993年の値では「同一市区町村」からの移動世帯の限界効果が0.003で正値である。このことは、世帯人員数が増えると、同一市区町村内での移動が0.3%ポイント上がる、ということを意味する。一方で、他市区町村移動、あるいは他都道府県移動はどちらも－0.002であり、世帯人員数が増えると比較的距離が長い移動を選択する確率が0.2%ポイント下がる。これは第１節の記述統計量からみられた結果と整合的である。

時系列的な変化はどうであろうか。2003年と2008年では同一市区町村の限界効果の確率が正となっているため、2000年代に入って、世帯人員数の増加は、同一市区町村内の移動傾向を高めたことがわかる。

「住宅の居住形態」については、ベースである持ち家と比較すると、限界効果の値が正であるため移住の可能性が高くなっている。特に親族の家からの移動確率が高く、次に民営賃貸住宅や給与住宅からの移動確率が高いことがわかる。同一市区町村移動については民営賃貸住宅と給与住宅の差は見られないが、他市区町村や他都道府県からといった移動距離が長くなると給与住宅からの移住の可能性が高くなる傾向にある。

「従業上の地位」に関する限界効果の値についても、ベースが農林漁業であるため、「移住しない」以外の値はすべて正であり、1993年では、雇用者（官公庁）の移動が同一市区町村、同一都道府県内他市区町村の比較的移動距離の短い移動が行なわれる確率が高かった。また、移動の距離にかかわらず学生の移動傾向は強い。2003年では業種間の違いは小さくなると同時に、同一市区町村内の移動の傾向が少し強まり、同一都道府県内他市区町村内の移動が減った。しかし2008年になって遠距離移動の自営業主や官公庁の業種が負であり、全体としても数値が非常に小さくなり、農林漁業との差がなくなっている。2008年では業種別の移動傾向はほとんどみられなくなっている。

「世帯主年齢」別の移動傾向についてみてみよう。1998年の同一市区町村内の近距離移動では、ほぼ全世代で移動傾向がみられるが、2003年では40歳台以下のみで、2008年には30歳台以下がかろうじて正となるにとどまっており、近距離の移動傾向のある年齢階層の範囲が狭くなってきている。同一都道府県他市区町村や他都道府県からといった移動の距離が長くなると、2000年代ではほぼすべての年代で負の値となり、移動の傾向が小さくなってきている。

「世帯所得」別の移動確率の傾向については、全年度を通じて、所得が高くなると移動傾向が高くなる傾向にある。全体の時系列的な変化も1998年以外の３年度ではほぼ横ばいであるが、2003年と2008年でみると、同一市町村内の比較的近距離移動については500万円以上の中高所得世帯は移動の傾向が高くなってきている一方で、市町村をまたぐ中距離移動が減少傾向にある。時系列的には移動距離の縮小傾向がみられる。

「はじめに」で述べたように、世帯のライフ

表 8 ―移住形態別の限界効果

		1993年					1998年			
		移動しない	同一市区町村	他市区町村同一都道府県	他都道府県		移動しない	同一市区町村	他市区町村同一都道府県	他都道府県
従前の居住形態	持ち家（ベース）					持ち家（ベース）				
	公営/UR	-0.297 ***	0.192 ***	0.078 ***	0.027 ***	公営/UR	-0.715 ***	0.446 ***	0.244 ***	0.024 ***
	民営賃貸	-0.308 ***	0.199 ***	0.078 ***	0.032 ***	民営賃貸	-0.688 ***	0.435 ***	0.222 ***	0.030 ***
	給与住宅	-0.357 ***	0.199 ***	0.109 ***	0.048 ***	給与住宅	-0.853 ***	0.458 ***	0.344 ***	0.050 ***
	親族の家	-0.835 ***	0.534 ***	0.215 ***	0.086 ***	親族の家	-1.478 ***	0.948 ***	0.469 ***	0.061 ***
	その他	-0.822 ***	0.518 ***	0.213 ***	0.090 ***	その他	-1.498 ***	0.918 ***	0.513 ***	0.068 ***
世帯人員数		0.001 ***	0.003 ***	-0.002 ***	-0.002 ***		0.007 ***	0.006 **	-0.009 ***	-0.004 ***
従業上の地位	自営業主（農林漁業）（ベース）					自営業主（農林漁業）（ベース）				
	自営業主（商工、その他）	-0.055 ***	0.023 ***	0.026 ***	0.006 ***	自営業主（商工、その他）	-0.306 ***	0.127 ***	0.161 ***	0.019 ***
	雇用者（会社、団体、公社、個人）	-0.052 ***	0.010 ***	0.031 ***	0.011 ***	雇用者（会社、団体、公社、個人）	-0.279 ***	0.090 ***	0.164 ***	0.025 ***
	雇用者（官公庁）	-0.065 ***	0.018 ***	0.040 ***	0.006 ***	雇用者（官公庁）	-0.279 ***	0.103 ***	0.157 ***	0.019 ***
	臨時雇い	-0.025 ***	-0.004 ***	0.021 ***	0.009 ***	臨時雇い	-0.248 ***	0.079 ***	0.146 ***	0.023 ***
	無職（学生）	-0.209 ***	0.069 ***	0.093 ***	0.047 ***	無職（学生）	-0.270 ***	0.026 ***	0.192 ***	0.052 ***
	無職（その他）	-0.042 ***	0.000	0.028 ***	0.014 ***	無職（その他）	-0.297 ***	0.083 ***	0.183 ***	0.031 ***
世帯年齢	3歳以下がいる（ベース）					10歳台（ベース）				
	17歳以下がいる	-0.020 ***	0.012 ***	0.004 ***	0.004 ***	20歳台	-0.182 ***	0.163 ***	0.024 ***	-0.004 **
	18-64歳がいる	-0.022 ***	0.005 ***	0.011 ***	0.006 ***	30歳台	-0.182 ***	0.181 ***	0.011 *	-0.010 ***
	65歳以上がいる	0.034 ***	-0.018 ***	-0.012 ***	-0.003 ***	40歳台	-0.036 **	0.109 ***	-0.050 ***	-0.023 ***
						50歳台	0.078 ***	0.050 ***	-0.098 ***	-0.031 ***
						60歳台	0.111 ***	0.028 **	-0.107 ***	-0.032 ***
						70歳台	0.166 ***	0.002	-0.130 ***	-0.038 ***
世帯年収	300万円未満（ベース）					300万円未満（ベース）				
	300-500万円	-0.019 ***	0.007 ***	0.009 ***	0.002 ***	300-500万円	-0.060 ***	0.023 ***	0.035 ***	0.002 **
	500-700万円	-0.033 ***	0.012 ***	0.016 ***	0.005 ***	500-700万円	-0.104 ***	0.039 ***	0.059 ***	0.005 ***
	700-1000万円	-0.042 ***	0.014 ***	0.019 ***	0.009 ***	700-1000万円	-0.141 ***	0.049 ***	0.082 ***	0.010 ***
	1000万円以上	-0.056 ***	0.022 ***	0.022 ***	0.011 ***	1000万円以上	-0.187 ***	0.069 ***	0.104 ***	0.014 ***

		2003年				2008年			
		移動しない	同一市区町村	他市区町村同一都道府県	他都道府県	移動しない	同一市区町村	他市区町村同一都道府県	他都道府県
従前の居住形態	持ち家（ベース）								
	公営/UR	-0.220 ***	0.147 ***	0.054 ***	0.018 ***	-0.210 ***	0.147 ***	0.045 ***	0.018 ***
	民営賃貸	-0.246 ***	0.162 ***	0.059 ***	0.025 ***	-0.255 ***	0.174 ***	0.054 ***	0.027 ***
	給与住宅	-0.284 ***	0.167 ***	0.078 ***	0.038 ***	-0.280 ***	0.170 ***	0.070 ***	0.040 ***
	親族の家	-0.591 ***	0.392 ***	0.141 ***	0.059 ***	-0.561 ***	0.381 ***	0.120 ***	0.061 ***
	その他	-0.593 ***	0.388 ***	0.144 ***	0.061 ***	-0.557 ***	0.374 ***	0.121 ***	0.062 ***
世帯人員数		-0.003 ***	0.007 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.001 ***	0.005 ***	-0.002 ***	-0.002 ***
従業上の地位	自営業主（農林漁業）（ベース）								
	自営業主（商工、その他）	-0.208 ***	0.123 ***	0.062 ***	0.022 ***	-0.028 ***	0.017 ***	0.011 ***	0.000
	雇用者（会社、団体、公社、個人）	-0.208 ***	0.119 ***	0.064 ***	0.025 ***	-0.023 ***	0.009 ***	0.012 ***	0.002 **
	雇用者（官公庁）	-0.213 ***	0.124 ***	0.069 ***	0.021 ***	-0.022 ***	0.007 ***	0.017 ***	-0.002 ***
	臨時雇い	-0.207 ***	0.118 ***	0.063 ***	0.026 ***	-0.022 ***	0.008 ***	0.011 ***	0.003 ***
	無職（学生）	-0.210 ***	0.099 ***	0.067 ***	0.043 ***	0.006	-0.035 ***	0.012 ***	0.017 ***
	無職（その他）	-0.210 ***	0.118 ***	0.064 ***	0.029 ***	-0.029 ***	0.010 ***	0.012 ***	0.008 ***
世帯主年齢	10歳台（ベース）								
	20歳台	-0.048 ***	0.048 ***	0.002 *	-0.002	-0.027 ***	0.035 ***	-0.003 **	-0.004 ***
	30歳台	-0.012 ***	0.031 ***	-0.011 ***	-0.008 ***	0.020 ***	0.011 **	-0.018 ***	-0.013 ***
	40歳台	0.034	0.005	-0.027 ***	-0.013 ***	0.074 ***	-0.021 ***	-0.033 ***	-0.019 ***
	50歳台	0.061 ***	-0.011 ***	-0.035 ***	-0.016 ***	0.102 ***	-0.040 ***	-0.039 ***	-0.023 ***
	60歳台	0.066 ***	-0.012 ***	-0.037 ***	-0.017 ***	0.100 ***	-0.038 ***	-0.039 ***	-0.022 ***
	70歳台	0.091 ***	-0.024 ***	-0.046 ***	-0.022 ***	0.128 ***	-0.052 ***	-0.047 ***	-0.029 ***
世帯年収	300万円未満（ベース）								
	300-500万円	-0.015 ***	0.005 ***	0.006 ***	0.003 ***	-0.019 ***	0.009 ***	0.007 ***	0.004 ***
	500-700万円	-0.031 ***	0.014 ***	0.012 ***	0.006 ***	-0.037 ***	0.020 **	0.011 ***	0.006 ***
	700-1000万円	-0.045 ***	0.020 ***	0.016 ***	0.009 ***	-0.046 ***	0.024	0.014 ***	0.009 ***
	1000万円以上	-0.059 ***	0.028 ***	0.020 ***	0.011 ***	-0.061 ***	0.033 ***	0.016 ***	0.012 ***

注）***、**、* はそれぞれ１％水準、５％水準、10％水準で統計的に有意であることを表す。

ステージに特有のイベントが発生し、その際に移動するかどうかの決定が行なわれる。子供の誕生、親の介護や同居といった世帯人員の数が変化するイベントは、世帯主の年齢が30歳台か

ら40歳台に多いと考えられ、これまでの住環境を変化させなくてはならないことも多い。そのため移動を考え、そしてできるだけ通勤や通学などの環境が変化しない比較的近距離の範囲での移動といったことを考えるであろう。このようなことが、親族の家からの移動や30歳台、40歳台の世帯主の移動が、近距離で確率的に高く推定された背景として考えられる。

一方で、20歳台は、その家族構成の特徴より、移動のコストが小さい世帯が多い。よりよい住環境を求めて頻繁に移動することも考えると、住宅は賃貸住宅のほうが便利である。これらは、20歳台の移住傾向が高く推定される理由にあると考えられ、時系列的にも安定的にみられた。そして年齢階層を問わずに、移動には金銭的なコストもかかるため、所得階層が高いほうがより移動傾向が高くなることがわかった。

また、時系列的にみた場合にもっとも特徴的なことは、移動の傾向がみられる年齢層が縮小してきている点であった。その傾向は移動距離が長くなるほど顕著であった。そのようななかでも、20歳台や30歳台の比較的若い世帯の近距離の移動の傾向は依然みられた。また、会社や官公庁の雇用者といった、比較的移動の可能性が高い職業世帯の移動確率も減少傾向にあり、経済活動における人の移動が大きく縮小してきていると考えられよう。

4 社会環境の変化と移住に関する計量経済分析

4.1 社会環境変数の変化と移動

本節では移住した世帯にサンプルを限り、世帯の移動が、移住先となっている市区町村のどのような社会環境変数に変化をもたらしているのかをみてみる。世帯は、移動することを決めると、現状の居住環境から得られている効用水準を下げないような立地選択を行なうはずである。ある市区町村の社会環境を特定の属性の世帯が重視している場合、移動先の地域とは、その社会環境がより充実した地域であるといったことが考えられる。この社会環境の変化と移動の関係をとらえることで、どのような属性の世帯がどのような社会環境指標に重きを置いて移動をしているのかをみることができる。

社会環境指標のデータは、『統計でみる都道府県・市区町村のすがた（社会・人口統計体系）』を用いた（以下、SSDS[3]）。このデータは、人口・世帯、自然環境、経済基盤、行政基盤、教育、労働、居住、健康・医療、安全などの項目で、国民生活全般の実態を示す地域別統計データが収集・加工されてまとめられている。本分析で使用したのは、市区町村レベルでの集計データである。『住宅土地統計調査』のデータとこのSSDSのデータを組み合わせることで、人々の移動と社会環境の変化の関係をとらえる。被説明変数は、このSSDSより、対象となる社会環境の市区町村データを抽出する。用いたデータは51種類であり、主なものは4.2節において推計結果とともに示している。詳しくは山鹿・唐渡（2018）を参照されたい。

データの年度は、『住宅土地統計調査』の調査年度の移動前と移動後の年に対応した年度を選び、それぞれの年度の平均値で割ることで実質化し、移動後の値から移動前の値を引き算する。すなわち、推定モデルの被説明変数Yは、

$$Y=\frac{y_t}{\overline{y}_t}-\frac{y_{t-1}}{\overline{y}_{t-1}}$$

のように表せる。添え字のtは移動後の年度、t−1は移動前の年度を表し、$\overline{y}$は、当該年度の平均値である。当該年度の平均値で割ることにより値を実質化し、移動後から移動前を引くことで、変化を表す変数を作成している。

ここでは、移住した世帯にサンプルを限っているため、まずは第2節で行なった移住の意思決定の多項選択プロビット推定から、逆ミルズ比を計算し、推定モデルの説明変数として加えて、サンプルセレクションによる問題を除いている。

説明変数には、第3節の多項選択プロビットモデルから、居住形態、世帯人員数、従業上の

地位、世帯人員数を用いているが、特に世帯主の年齢と所得階層に焦点をあてるために、年齢と所得の両方の影響をあわせて考慮できるように、各世帯主年齢ダミーと世帯所得階層ダミーをかけあわせて交差項を作成し、説明変数に加えている。そして住宅の延べ床面積、逆ミルズ比を加えて最小二乗法を行なった[4)]。

4.2 推定結果

推定される場合分けが非常に多いため、推定結果は山鹿・唐渡（2018）を参照されたいが、推定結果から社会環境変数の変化と移住者の世帯特性との関係についてわかった点を、SSDSのデータ項目ごとにまとめてみる。

人口・世帯

65歳以上人口割合や高齢単身世帯数割合が高くなっているところへの移動が顕著であったのは、同一都道府県内の移動世帯であった。また、職場と居住地が近い職住近接の特徴をもつ地域への移動が、同一都道府県内での移動世帯はそれほど重視していない。その程度の移住では、通勤・通学にそれほど大きな改善がもたらされないということもあるが、通勤・通学をあまり重視していない世帯が増えてきていることも考えられる。通勤以外の要因を重視したり、通学時間がかかってもよりよい学校へ通ったり、あるいは在宅勤務やフレックスタイム制の普及、退職後の移動などの影響が考えられる。

一方で、15歳未満人口が多い地域への移動は、同一都道府県内の移動世帯が重視しており、遠距離世帯では500万円以上の中所得階層以上でこの傾向が見られた。また人口密集地域への移動傾向が高い世帯も、同一都道府県内の移動世帯であり、都道府県外の移動世帯では所得水準が中所得以上の世帯でのみこの傾向がみられた。

自然環境、住居

可住地面積割合が増加しているような地域への移動を重視しているのは同一都道府県内の移動世帯で中所得以上の世帯、都市公園面積が増えている地域への移動は、比較的移動距離が短く、所得階層が高い世帯であった。空き家数についても、比較的移動距離が短い世帯が、空き家が少ない地域へ移動しており、また昭和55（1980）年以前に建てられた古い住宅が少ない地域への移動は、中所得以上の世帯で避ける傾向が強かった。ある程度の所得がある世帯では老朽化した住宅が多い地域への移動を避けていることが考えられる。

経済基盤、行政基盤

納税義務者数当たりの課税対象所得額が高い地域での同一市区町村内移動が活発であると同時に、同一都道府県内の他市区町村からの移住が活発なのは、高所得世帯であることがわかった。課税対象所得額が高い地域と住環境の正の関係がこれら世帯の活発な移住を引き出している可能性がある。

また、第２次産業従事者割合が高い地域への中所得以上の世帯移動が見られず、一方で第３次産業従事者割合が多い地域への移動は同一都道府県内他市区町村移動世帯でみられた。生活保護費が増えている地域への低所得者のさらなる移住傾向が明らかになったと同時に、同一都道府県内他市区町村移動世帯の中所得階層以上、都道府県外移動の高所得世帯は、生活保護費の支出が増加している地域への移住が避けられている傾向がみられた。

教育

幼稚園を移住地選択の要因とする世帯は、同一都道府県内の世帯の高所得世帯であった。また小学校、中学校、高校についても同一都道府県内の移動で重視されていた。

健康・医療

病院病床数や医師数の指標に対しては、同一都道府県内の移動世帯のみであった。老人ホームや介護施設等の数に関しては、移住に際しての重要度は低かった。保育所の待機児童数については、同一市区町村内と同一都道府県内他市区町村内移動世帯で待機児童数が多い市区町村への移動傾向がみられたが、待機児童数が多い地域は東京などの大都市であることから、これ

ら地域への移住ということが反映されている可能性がある。

安全

比較的所得が高い世帯では、交通事故などの死傷者数が増加している地域への移住が避けられる傾向にあることがわかった。また、この傾向は比較的所得が高い世帯で強く見られる。建物火災出荷件数については、住宅の密集度や老朽度と関係しており、住宅価格との関連から、低所得世帯の移住傾向がみられた。

5 おわりに

本稿では計量経済学の手法を用いて、移住するかどうかの決定と世帯特性との関係をみてきた。また移住した世帯は、移住先のどのような社会環境の変化を重視して移動しているのかを、世帯主の年齢と世帯所得を中心に分析を行なった。

データ期間の15年間において、高齢化の進行と移動の停滞減少がみられた。今後のさらなる高齢化によって、人々の移動はますます少なくなると考えられる。そして、このような年齢構成の変化による移動の減少は、北海道、東北、中国、四国、九州といった地域で強くみられた。

さらに、年齢階層や所得階層による移動の傾向にも差があることがわかった。また所得が低い世帯と高い世帯で重視している社会環境が違い、特に他都道府県といった遠距離移住では、高所得者世帯のみにみられる傾向が多かった。また同一都道府県内他市区町村内といった中距離移住であっても、課税対象所得額が増え続けるような地域へのさらなる高所得者の移住や、生活保護費が増え続けるような地域へのさらなる低所得者層の流入といった傾向がみられ、所得階層によるゾーニングの傾向が考えられる。移住者の二極化は、地価の分布にも影響を与える。人口の縮小、高齢化の傾向と同時に所得による住み分けが進む可能性がある。

全体として移動距離や移住世帯の年齢層が縮小してきているなかでも、20歳台を中心とした同一市区町村内での近距離の移住傾向は依然として観察されている。都市のコンパクト化に向けた人々の移住をうまく誘導できる可能性が、同一市区町村内での比較的短い距離の移動世帯に対しては十分にあると言えるだろう。世帯の移動パターンによる違いや世帯特性の違いに注意し、より効率的なスマートシュリンクを達成できる政策立案が求められる。

注

1）本稿第 1 節、第 2 節の分析の詳細は唐渡・山鹿（2018）を、また第 3 節、第 4 節の分析の詳細は山鹿・唐渡（2018）を参照されたい。

2）詳しくは唐渡・山鹿（2018）を参照。

3）SSDS とは System of Social and Demographic Statistics の略。

4）被説明変数のデータは市区町村単位であるため、移住世帯のうちの同一市区町村内の移動者についての結果は、地域間の差はなく、同一市区町村内の時間を通じた相対的変化の影響をみていることに注意が必要である。

参考文献

唐渡広志・山鹿久木（2018）「どの世帯が移動し、どの世帯が移動しないのか？：「住宅・土地統計調査」から見た傾向と特徴」、齊藤誠（2018）第 6 章、187-216頁。

山鹿久木・唐渡広志（2018）「社会環境の変化と移住行動」、齊藤誠（2018）第 7 章、217-252頁。

齊藤誠（2018）『都市の老い：人口の高齢化と住宅の老朽化の交錯』勁草書房

総務省（2016）『住民基本台帳人口移動報告（平成28年）』

総務省（2017）『地域における ICT 利活用の現状に関する調査研究（平成29年）』

論文

市場近接性と経済活動

中島賢太郎

はじめに

地域の経済活動を考察するうえで、その地域が他の地域、特に大きな市場を持つ地域にどれほど近接しているかというのはきわめて重要な要素の一つである。大きな市場に近接していることは、その地域の経済的な魅力の大きさとなり、企業や人を引きつける。このような市場へのアクセスの良さという概念はHarris（1954）によって「市場近接性（market potential）」として提案され、経済地理学の分野で広く応用されてきた。また、いわゆる近代経済学の分野においては、1990年代に爆発的な発展を遂げた、New Economic Geography（e.g., Fujita, Krugman, and Venables 1999）によって、この市場近接性の概念にミクロ経済学的基礎付けが与えられ、以降、市場近接性はNew Economic Geographyの、特に実証研究において広く利用されることとなった。

このような市場近接性と地域の経済活動との関係について、New Economic Geographyの観点から実証的に検証した研究の先駆的なものにRedding and Venables（2004）やHanson（2005）などがある。これらはNew Economic Geographyの理論モデルを基礎として、市場近接性が地域の経済活動に対して与える影響を推定したものである。しかし、そもそも市場近接性の地域経済への影響の因果効果を推定することは非常に困難である。というのも、市場近接性はそもそも空間均衡で決定される内生変数である。ある地域の市場近接性の上昇は、その地域の経済変数を上昇させ、またその上昇した経済変数を通じて他地域の市場近接性に影響を与える。このような一般均衡効果を制御したうえで、市場近接性の地域経済への因果効果を観察データから推定するのはきわめて困難なのである。

このような困難を解決したうえで、市場近接性が地域経済に与える影響の推定を行なうためには、外生的ショックによる市場近接性の変動を利用するのが一つの有効な方法である[1)]。このようなアプローチによって市場近接性が地域経済に与える因果効果を導出した画期的研究がRedding and Sturm（2008）である。彼らは第二次世界大戦後の東西ドイツ分断に注目することで、このような分析を可能にした。彼らのアイデアは以下の通りである。

まず分断前において、後に分断される東西ドイツ都市の間の交易は自由であった。しかし、分断によって、東西ドイツ間の交易は遮断された。これによって西ドイツ各都市の市場近接性は、東ドイツ都市へのアクセスを失うという意味で大幅に変化することとなった。この東西ドイツ分断という、経済活動の分布そのものとは独立のショックによる市場近接性の変動を用い、それが戦後の各西ドイツ都市の成長に与えた影響を分析するものである。特に彼らは、西ドイツ都市の中でも東ドイツに地理的に近接した都市とそうでない都市との間の差に注目した。東ドイツに近接した都市は、東ドイツへのアクセ

スが良く、分断前は東ドイツ都市との多くの交易があり、その市場近接性の多くは東ドイツ都市へのアクセスによるものだったと考えられる。したがって、戦後の分断によって東ドイツ都市へのアクセスを失ったことは、これらの都市において大きく市場近接性を減少させることとなったと考えられる。それに対し、東ドイツから地理的に遠い都市は、分断前の市場近接性に東ドイツ由来のものは大きくなく、分断後もそれほど市場近接性に大きな変動はなかったと考えられる。このようなアイデアのもと、地理的に東ドイツに近接した都市とそうでない都市の、分断前後の経済パフォーマンスを比較することで、市場近接性が経済活動に与える影響を推定したのである。その結果、確かに分断後、東ドイツに近接した都市の成長がその他の都市に比べて低下したこと、さらにこの成長率の低下が、これら都市が東ドイツ市場へのアクセスを失ったことによる市場近接性の低下に起因していることなどが示された。

このようないわゆる自然実験アプローチによる市場近接性の実証研究は、その後 Nakajima（2008）による第二次大戦後の朝鮮の日本からの独立を経済分断とみなしてその効果を推定した研究や、Brülhart et al.（2012, 2017）による、鉄のカーテン崩壊による東西欧州経済の分断解消（経済的統合）がオーストリア東部の経済活動に与えた影響を推定した論文など、その他の興味深いケースに適用されてきた。

本稿で紹介する Nakajima and Okazaki（2018）は、市場近接性が地域の経済活動に与えた影響について、日本の戦前期における朝鮮半島の植民地化による日朝経済の経済統合に焦点を当てて、同様のアプローチで分析したものである。日本は1910年に朝鮮を植民地化し、1920年８月に、日本政府は朝鮮からの移入すべてについて関税を撤廃した。また、日本から朝鮮への移入については、1923年４月に、３つの品目を例外として日本から朝鮮への移入すべてについて関税を撤廃した。つまり、1920年から23年にかけて、日本と朝鮮との間の移出入における関税はほぼ撤廃され、経済的統合が実現されたのである。Nakajima and Okazaki（2018）は、この1920年から1923年にかけての関税の大幅引き下げによる経済的地域統合が、市場近接性の変化を通じて日本の地域経済に与えた影響を分析した研究である。

著者写真

なかじま・けんたろう
1979年福岡県出身。東京大学経済学部卒。東京大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士（経済学）。一橋大学経済研究所経済制度研究センター准教授、東北大学大学院経済学研究科准教授などを経て、現在、一橋大学イノベーション研究センター准教授。

本稿は Nakajima and Okazaki（2018）について紹介する。本稿の構成は以下の通りとなる。１節では、日本と朝鮮の植民地化に関わる歴史的背景について概説する。２節では分析の枠組みおよび使用するデータについて説明する。３節では結果を示し、４節はまとめとなる。

1 歴史的背景

明治維新の直後から何人かの有力な日本の政治家が朝鮮への侵攻を主張した。しかし同時に、東アジアにおける２つの強国である清国とロシアもまた朝鮮に強い関心を有していた。日本はまず日清戦争（1894-95年）を通じて、清国の影響力を朝鮮から排除した。続く日露戦争（1904-05）を通じて、日本は欧米列強から朝鮮における支配的な地位を認められた。これを受けて1905年、日本は朝鮮を保護国とした。そして最終的に1910年、日本は公式に朝鮮を併合した。

併合に伴い、朝鮮は日本の貿易圏に統合されることとなった。つまり、外国からの輸入品については日本と朝鮮で同率の関税を賦課する一方、日本帝国の内部では関税を撤廃することが目指されたのである。1920年８月に、日本政府は朝鮮からの移入すべてについて関税を撤廃し

た。日本から朝鮮への移入については、1923年４月に、３つの品目（アルコール、アルコール飲料、織物）を例外として、日本から朝鮮への移入すべてについて関税が撤廃された。したがって、朝鮮を日本の貿易圏に統合するという、併合時以来の日本政府の意図は1923年までにほぼ実現したということができる。以下では、この1920年から23年にかけての日本と朝鮮との間の移出入関税の大幅引き下げによる経済的地域統合が日本の地域経済に与えた影響を分析する。

2 分析枠組み

1920年から23年にかけて行なわれた日朝間移出入における関税引き下げは、以下のようなメカニズムを通じて地域の経済活動に影響したと考えられる。まず、この関税引き下げによる経済的統合は、関税・通関手続きを含む広義の日朝間輸送費用の低下を通じて、日本の各都市における朝鮮市場へのアクセスを向上させる。しかし、そのアクセスの向上の度合いには都市ごとに差がある。それは、輸送費用が地理的距離に応じて大きくなるからである。つまり、この経済統合によって、地理的に朝鮮半島に近い都市についてはそのアクセスの良さによってより多くの市場近接性の上昇がもたらされるのに対し、朝鮮半島から遠い都市については輸送費用が高まることによって、その効果が減衰していくのである[2)]。以上の議論より、以下の理論的予測を導出することができる。

「朝鮮の植民地化に伴う関税引き下げによる経済的統合は、市場近接性の上昇をもたらし、地理的に朝鮮半島に近い都市の経済活動を向上させるのに対し、地理的に遠い都市については相対的に小さな影響しかもたらさない。」

このような理論的予測を、Redding and Sturm（2008）に従い、Difference-in-differences（DD）法によって実証する。

Nakajima and Okazaki（2018）において主に用いられたデータは、市町村レベルの人口データである。われわれは1913年、1920年、1925年、1935年の４期間のパネルデータを整備した。まず、1913年については日本帝国人口静態統計によって得た。また、1920、1925、1935年のデータは国勢調査から得た。さらに、筑波大学村山研究室が公開する1930年の行政界シェープファイルと接続することで、各地域（市町村）の位置情報を取得した。

これらのデータを用いて DD 分析を行なうため、まず関税引き下げによる市場近接性の上昇効果を受けた処置群と、その比較対象となる対照群を定義する必要がある。これについては、先行研究の Nakajima（2008）に従い、当時の日本との最大貿易港である釜山からの距離を基準として処置群と対照群を定義した。具体的には、釜山から400km 圏内に属する地域を処置群として（1334地域）、その他地域を対照群として定義した（5277地域）。

関税引き下げは1920年と23年に生じている。したがって、1913年、および1920年を処置前の期間とし、1925年および1935年を処置後の期間として定義して分析を行なうことにした。

以上の設定のもと、推定式は以下の通りとなる。

$$PopGrowth_{it}=\beta Border_i+\gamma(Border_i\times Integration_t)+d_t+\varepsilon_{it}$$

ただし、$PopGrowth_{it}$ は地域 i における期間 t の人口成長率、$Border_i$ は処置群ダミー、つまり、地域 i が処置群（釜山からの距離が400km 以内）であれば１をとり、その他の場合０をとる変数、$Integration_t$ は処置後期間ダミー、つまり、期間 t が処置後の期間（1925、35年）であれば１をとり、その他の場合０をとる変数である。この式における γ がわれわれの関心のあるパラメータであり、われわれの仮説通り、関税引き下げによって市場近接性の上昇を通じた人口増加効果が存在した場合、$\gamma>0$ が得られることとなる。

3 推定結果

3.1 ベースライン推定

推定結果は表1によって示される。まず、(1)列はベースラインの結果である。$Border_i \times Integration_t$の係数は正で、5％水準で有意であった。この結果はわれわれの仮説と整合的なものであるといえる。また、その数量的規模であるが、処置群、つまり地理的に朝鮮半島に近接した地域は、関税引き下げ後、その他の地域に比して年あたり0.36%人口成長率が高かったという結果となっている。これは、関税費引き下げ後15年間で5.4%の人口規模の差となり、数量的にも決して小さくない結果といえよう。

しかし、この経済統合の影響は、Nakajima (2008) で示された日朝分断の効果に比して小さいこともいえる。第二次世界大戦後の朝鮮の独立に伴う日本と朝鮮経済の分断の効果は、同様に釜山から400km圏内の処置群に対し、年あたりで0.8%の人口成長率の低下をもたらすことが示されている（Nakajima 2008）。つまり、ここで示された関税引き下げの効果は分断の半分以下の影響しかもたらさなかったのである。この関税引き下げの時点で朝鮮の経済はまだ十分な発展をみておらず、植民地化後1930年代以降に工業化を伴う急速な発展を遂げたことが指摘されている。つまり、1945年の分断の時期に比べて、相対的に朝鮮の経済規模が小さかったため、市場近接性に与える影響が小さかったことがその理由として考えられる。

また、この関税引き下げ効果は地域の規模によって異なる可能性がある。この関税引き下げの効果は市場近接性を通じたものであり、自地域の市場に比してアクセス可能な他地域の市場規模が大きいほうがその効果はより大きいと考えられる。このような予測のもと、サンプルを経済規模によって分割し、それぞれ分析を行なった。具体的には村とその他（町・市）に分けて分析を行なった。(2)列はサンプルを村以外の地域のみ、つまり経済規模の大きな地域に限定して分析を行なった結果である。$Border_i \times Integration_t$の係数は正ではあるが有意ではなかった。それに対し、(3)列はサンプルを村、つまり経済規模の小さい地域に限定して分析を行なった結果であるが、$Border_i \times Integration_t$の係数は正、かつ有意であった。つまり、理論的予測通り、より経済規模が小さい地域においてこの関税引き下げの効果は大きかったのである。

表1―ベースラインの結果

被説明変数：人口成長率	(1)	(2)	(3)
Border × Integration	0.359**	0.165	0.379**
	(0.0788)	(0.397)	(0.0798)
Border	−0.487**	−0.263	−0.471**
	(0.0701)	(0.387)	(0.0697)
定数項	0.426**	0.992**	0.357**
	(0.0140)	(0.0475)	(0.0143)
年固定効果	Yes	Yes	Yes
サンプル	All	Non-village	Village
サンプルサイズ	19,833	1,911	17,922
Adjusted R^2	0.115	0.092	0.122

では、これらの効果は本当に、この研究が想定しているメカニズムである関税引き下げによる市場近接性の上昇がもたらした効果であるといえるのであろうか。何か別の要因がこのような1920年以降の釜山から400km圏内にある地域の人口成長を促したということがありえるであろうか。

まず、そもそも釜山から400km圏内にある地域とそうでない地域で、初期時点での人口規模に差があるということが考えられる。例えば、釜山から400km圏内にある地域はそうでない地域に比べて初期時点で規模が大きく、その初期時点での規模の大きさがその後の規模の差の拡大をもたらしたという疑念である。このような疑念に対応するため、われわれはマッチング法による分析を行なった。その分析結果は省略するが、定性的にも定量的にも結果はほとんど変化しなかった[3)]。したがって、初期時点での

表 2 ―距離ごとの処置効果

被説明変数：人口成長率	(1)	(2)	(3)
Border 0-250km × Integration	0.669**	-0.220	0.762**
	(0.172)	(0.641)	(0.179)
Border 250-300km × Integration	0.412**	0.455	0.447**
	(0.123)	(0.469)	(0.128)
Border 300-350km × Integration	0.401**	0.345	0.434**
	(0.115)	(0.439)	(0.119)
Border 350-400km × Integration	-0.203	-0.640	-0.142
	(0.128)	(0.496)	(0.133)
Border 400-450km × Integration	0.0658	-0.664	0.156
	(0.166)	(0.643)	(0.172)
Border 450-500km × Integration	0.300	1.337*	0.200
	(0.197)	(0.687)	(0.196)
Border 0-250km	-0.714**	0.169	-0.755**
	(0.143)	(0.573)	(0.146)
Border 250-300km	-0.664**	-0.643*	-0.642**
	(0.103)	(0.329)	(0.108)
Border 300-350km	-0.654**	-0.368	-0.657**
	(0.107)	(0.420)	(0.110)
Border 350-400km	0.00789	0.475	0.0164
	(0.129)	(0.395)	(0.133)
Border 400-450km	-0.299*	0.110	-0.328**
	(0.162)	(0.704)	(0.162)
Border 450-500km	-0.692**	-2.077**	-0.532**
	(0.184)	(0.726)	(0.182)
Integration	1.181**	1.781**	1.104**
	(0.0555)	(0.147)	(0.0596)
定数項	-0.779**	-0.502**	-0.817**
	(0.0509)	(0.151)	(0.0540)
年固定効果	Yes	Yes	Yes
サンプル	All	Non-village	Village
サンプルサイズ	7,872	705	7,167
Adjusted R^2	0.178	0.224	0.176

差異が、朝鮮半島に近かった地域の関税引き下げ後の経済成長をもたらしたわけではないのである。

また、もし本当にこの統合後の正の効果が市場近接性を通じたものであるならば、その効果は朝鮮半島により近いところで大きいはずである。これは、同一の大きさの市場が統合されたとしても、輸送費用によってその市場価値は割り引かれる。また、その輸送費用は地理的距離に依存するため、統合の効果は統合された市場からの地理的距離によって減衰することが想定されるためである。Nakajiama and Okazaki (2018) では、この点についての分析を行なうため、釜山からの距離を50km ごとに区切ってそれぞれのダミーを作成し、これらダミー変数と処置後期間ダミーとの交差効果について推定している。結果は表 2 に示される。

まず(1)列は、マッチングされたすべてのサンプルを使用した分析である。釜山からの距離 0-250km ダミーと Integration ダミーとの交差効果は正で有意であった。また、同様に、250-300km ダミーと Integration ダミーの交差項、300-350km ダミーと Integration ダミーの交差項の係数も正で有意であった。しかし、それより距離が離れると、つまり350-400km ダミーと Integration ダミーの交差項からは有意な結果が得られなかった。これは、釜山に十分に近い範囲つまり 0 km から350km の範囲でのみ1920年以降の人口成長が見られるという結果であり、われわれの想定する理論と整合的である。さらに、有意であった0-250km ダミーと Integration ダミーとの交差効果、250-300km ダミーと Integration ダミーの交差効果、300-350km ダミーと Integration ダミーの交差効果は徐々に小さくなっていることがわかる。つまり、朝鮮に近いところから距離とともに1920年以降の人口成長効果は減衰しており、このような推定結果は、Nakajima and Okazaki (2018) が想定する理論的背景以外によって説明することは困難であると考えられ、想定する理論的背景の妥当性を補強する結果であると考えられる。

3.2 輸出産業

以上のように、日本と朝鮮の市場統合の後、朝鮮半島に近接する日本の諸地域でより大きな人口増加が生じた。この人口増加が理論的に予想されたように市場アクセスの向上によるものだったとすると、元の国境に近い地域のなかでも朝鮮とより深い経済関係を持っている地域が相対的に大きなプラスの影響を受けた可能性がある。こうした経済関係の効果を調べるために、

ここでは、製品のうち比較的大きな部分を朝鮮に輸出していた産業に焦点を当てる。

当時の朝鮮の日本からの主な移入品は繊維製品、化学製品、金属、機械であった。また、これら繊維製品のなかでも、朝鮮が日本から移入した主な製品は綿、絹、レーヨンの織物であった。例えば、1935年に朝鮮が日本から移入した繊維製品のうち、糸、織物、衣服が占める比率はそれぞれ23.5%、54.2%、22.2%であった。このことを踏まえれば、織物業に特化した地域は朝鮮市場と相対的に強い経済関係を有しており、したがってこれら地域はその他地域に比べて、朝鮮市場へのアクセスの向上によってより大きなプラスの影響を受けたと予想できる。

この仮説は以下の triple differences（DDD）分析によって検証可能である。

$$PopGrowth_{it}=\beta(Border_i \times Fabric_i \times Integration_t)+\gamma X_{it}+d_t+\varepsilon_{it}$$

ここで $Fabric_i$ は織物工業ダミーであり、ある地域が織物業に特化している場合に１、それ以外の場合に０をとる。織物業に特化した地域は、各地域の全工場数のなかでの織物工場数の比率によって特定した。資料としては農商務省が作成した『工場通覧』の1919年に関するデータを使用した。そして全国の市町村の織物工場数比率の分布の中で75パーセント点以上の比率を持つ市町村を織物業に特化した市町村と見なした。X_{it} はその他の共変量のベクトルであり、$Border_i \times Fabric_i$, $Fabric_i \times Integration_t$, $Border_i \times Integration_t$, $Border_i$ からなっている。そして係数βによって、処理効果を捉えることができる。すなわち、βが正であれば、織物工業に特化した朝鮮半島に近接する地域は、織物業に特化していない朝鮮半島に近接する地域と比べて、関税引き下げにより大きな人口成長率の上昇を経験したことになる。

基本となる結果は表３の第１列に示されている。$Border_i \times Integration_t$ の係数は正で有意である。すなわち、朝鮮半島に近接する地域は、関税引き下げ後に相対的に高い人口成長率を経験した。この点は上の結果と整合的である。これに加えて $Fabric_i \times Integration_t$ の係数も正で有意である。これは織物業に特化した地域は関税引き下げ後に相対的に大きな人口成長率の上昇を経験したことを意味する。さらに、３つの変数の交差項の係数βも正で有意となっている。すなわち、朝鮮半島に近接する地域の中で織物業に特化した地域が、それ以外の朝鮮半島に近接する地域より、関税引き下げ後に相対的に大きな人口成長率の上昇を経験した。この結果は、関税引き下げが朝鮮に近い地域の市場アクセスを向上させ、そのことがそれら地域の人口成長率を引き上げたという理論的な見方を支持するものである。

表３の第２列はマッチングを行なった場合の結果を示しており、第１列の結果と同様である。すなわち、上の結果は対照群の選択に対して頑健性をもっている。第３列は村以外の市と町に限定した場合の結果である。前項で示した結果と同様に $Border_i \times Integration_t$ の係数は有意

表３― Triple difference の結果

被説明変数：人口成長率	(1)	(2)	(3)	(4)
Fabric × Border × Integration	0.917***	0.734***	2.391***	0.504*
	(0.254)	(0.282)	(0.605)	(0.297)
Border × Integration	0.338***	0.299***	−0.0113	0.346***
	(0.0812)	(0.0814)	(0.301)	(0.0850)
Fabric × Integration	0.254***	0.262*	−0.295	0.348**
	(0.0880)	(0.155)	(0.382)	(0.163)
Fabric × Border	−0.904***	−0.784***	−2.117***	−0.491
	(0.255)	(0.284)	(0.722)	(0.302)
Border	−0.455***	−0.439***	−0.0337	−0.451***
	(0.0721)	(0.0747)	(0.287)	(0.0775)
Fabric	0.0124	0.0735	0.622	−0.161
	(0.0927)	(0.162)	(0.387)	(0.167)
Integration	1.100***	1.180***	1.820***	1.188***
	(0.0275)	(0.0547)	(0.150)	(0.0547)
定数項	−0.696***	−0.838***	−0.648***	−0.861***
	(0.0262)	(0.0500)	(0.160)	(0.0526)
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
マッチング	No	Yes	Yes	Yes
サンプル	All	All	Non-village	Village
サンプルサイズ	19,833	7,872	705	7,167
Adjusted R^2	0.117	0.174	0.229	0.170

ではない。他方で、３つの変数の交差項の係数は有意に正となっている。すなわち、朝鮮半島に近接する市と町は関税引き下げ後に、その他の市と町に比べて人口成長率がより大きく上昇することはなかったが、そのなかで織物業に特化した市と町は織物業に特化していない地域に比べて関税引き下げ後に大きな人口成長率の上昇を経験した。最後に第４列はサンプルを村に限定した場合であり、第１列とほぼ同様の結果となっている。

以上の結果をまとめると、日朝間の大幅な関税引き下げによって、朝鮮に近接した日本の地域の人口成長率が上昇したこと、そのなかでも、当時の朝鮮への移出財のなかで主要なものであった織物製品に特化した地域の人口成長率をさらに引き上げたということがいえ、これらの結果は Nakajima and Okazaki（2018）が想定する関税引き下げによる地域統合の結果、市場近接性の向上を通じて地域経済の成長がもたらされたというストーリーと整合的なものといえる。

4 おわりに

市場近接性が地域の経済活動に与える影響は長く議論されてきたが、その因果効果を精密に推定することは困難であった。本稿で紹介した Nakajima and Okazaki（2018）は、日本による朝鮮の植民地化、およびそれに伴う域内移出入における関税引き下げをケースとして、それがもたらす市場近接性の外生的変動を用いて市場近接性が地域経済にもたらす影響について実証的な検証を行なったものである。

分析の結果、朝鮮市場の統合によって、日本国内で朝鮮半島に近接する地域で、他の地域より人口成長率のより大きな上昇が生じたことが明らかになった。さらに、元の国境に近い地域のなかでも、日本から朝鮮への主要な移出品を生産する織物業に特化した地域では特に大きな人口成長率の上昇が生じた。

これらの結果は、空間経済学の理論が示すように、市場アクセスが実際に経済活動の空間的分布の決定要因となっていたことを示唆している。

謝辞　本稿は Nakajima and Okazaki（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快諾してくださった岡崎哲二先生に感謝します。

注

1）前述の Redding and Venables（2004）や Hanson（2005）においては、操作変数による外生変動を用いて上記の問題に対応しているが、後述する Redding and Sturm（2008）では、より高い妥当性を持つ外生変動を利用している。

2）詳しい理論的背景については Nakajima and Okazaki（2018）参照のこと。

3）詳しい結果は Nakajima and Okazaki（2018）参照のこと。

参考文献

Brülhart, M., C. Carrère, and F. Robert-Nicoud（2017）“Trade and Towns: Heterogeneous Adjustment to a Border Shock,” *Journal of Urban Economics*, Vol.105, pp. 162–175.

Brülhart, M., C. Carrère, and F. Trionfetti（2012）“How Wages And Employment Adjust to Trade Liberalization: Quasi-exprimental Evidence from Austria,” *Journal of International Economics*, Vol.86, pp. 68–81.

Fujita, M., P. Krugman, and A. Venable（1999）*The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, Cambridge: MA.

Hanson, G.（2005）“Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration,” *Journal of International Economics*, Vol.67, pp. 1–24.

Harris, C.（1954）“The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States,” *Annals of the Association of American Geographers*, Vol.44, pp. 315–348.

Nakajima, K.（2008）“Economic Division and Spatial Relocation: The Case of Postwar Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.22, pp. 383–400.

Nakajima, K. and T. Okazaki（2018）“The Expanding Empire and Spatial Distribution of Economic Activities: The Case of Japan’s Colonization of Korea during the Pre-war Period,” *Economic History Review*, Vol. 71, pp. 593–616.

Redding, J. S. and D. M. Sturm（2008）“The Cost of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification,” *American Economic Review*, Vol. 98, pp. 1766–97.

Redding, J. S. and A. J. Venables（2004）“Economic Geography and International Inequality,” *Journal of International Economics*, Vol.62, pp. 53–82.

論文

米国の空き家・空き地問題対処

市場メカニズム型施策とランドバンク事業の組合せ

藤井康幸

1 旧工業都市の大きな人口減少

米国では、工業で繁栄した中西部と呼ばれる地域に、大きな人口減少をみた都市が少なからず存在する（表１）。日本の都市圏においても郊外化は進み、市街地の人口密度の減少が問題となっているが、地域中心都市のうちで、当該地域において求心力の弱まった都市は基本的にはない。米国においては一般に、都心に程近い地区に衰退地区が見られ、インナーシティ問題とされる。この背景には、人種による都市内の地区の住み分け、自動車社会の都市の拡散、さらには、郊外における持ち家の建設を優遇した住宅政策などがある。

都市圏の中心都市の衰退は、郊外や他都市に転居できる層のいっそうの流出を招くこととなった。例えば、デトロイト市では、1950年に８割を超えていた白人系人口割合は、2010年には10% 余にまで低下した。一方、デトロイト都市圏を構成する周辺郡の居住者は白人系が大半となっており、経済的に困窮した中心都市と一定の経済活力を保つ都市圏という歪な構図となっている。同時に、都市の地区という単位でみた場合には、米国では総じて、いわゆる中産階級の減少が指摘されている（Booza et al. 2006; Mallach 2014）。

表１―1950年における米国の人口上位100都市のうちピーク年からの人口減少率の大きな都市

順位	都市名	2010年人口	人口増減（ピーク年/2010年）	人口順位変動 1950年、2010年
1	セントルイス	319,294	-62.7%	8 → 58
2	デトロイト	713,777	-61.4%	5 → 18
3	ヤングスタウン	66,982	-60.6%	57 → -
4	クリーブランド	396,815	-56.6%	7 → 47
5	ゲーリー	80,294	-55.0%	71 → -
6	バッファロー	261,310	-55.0%	15 → 61
7	ピッツバーグ	305,704	-54.8%	12 → 61
8	フリント	102,434	-48.0%	60 → -
9	スクラントン	76,089	-47.0%	83 → -
10	デイトン	141,527	-46.1%	44 → 177

注）2010年順位について、－は上位200都市の圏外を示す。

大幅な人口減少は当然に、空き家・空き地の増加と連動する。まちを出て行く居住者が自ら放棄家屋を建物解体することはないであろうから、発生の順としては通例、空き地よりも空き家が先となる。放棄不動産が社会経済全般に悪影響を及ぼすことは、さまざまに研究、分析されている。Wilson and Kelling（1982）の「一軒の放棄家屋が発生し、雑草が生い茂る。窓が割られる。騒がしい子どもたちを大人が注意しなくなり、子どもたちはますます騒々しくなる。家族世帯が転出し、振る舞いのよくない大人が入ってくる。子どもたちが非行に走り、まちが荒れる」は、“Broken windows（割られた窓）”理論として今や古典となった。全米の統計によれば、放火を原因とする住宅火災は、全住宅火災については10%であるが管理の不十分な空き家では57% に跳ね上がることが報告されている[1)]。

空き家が周辺の不動産価格に及ぼすマイナス影響についても、さまざまに定量分析がなされている。Harding et al.（2009）は、経済動向に

ついて強弱の混ざった6都市を対象に、1989年から2007年に滞納差押物件の近傍で取引された不動産価格の下落率を1％と算出、また、Hartley（2014）は、シカゴの空き家の少ない地区を取り上げ、2000年から2011年にかけた取引においてマイナス1.6%の影響があったとする。

2 市場メカニズム型施策による放棄、抵当融資・税滞納不動産への対処

放棄物件においては、抵当融資返済の滞納や資産税の滞納が発生する。抵当融資返済は民間領域、資産税納税は行政領域である。滞納が解消されない場合、銀行等の抵当融資機関、あるいは、行政当局は、当該物件を差し押さえることとなり、前者はmortgage foreclosure、後者はtax foreclosureと呼ばれる。

抵当融資滞納差押と税滞納差押を比べた場合、まず、差押までの期間が大きく異なる点に留意を要する（表2）。税滞納差押の規定は州ごとに異なり、物件そのものを差し押さえる州（deed州）と税滞納分や課徴金を先取特権とする州（lien州）に大別され、両者の数は拮抗している[2)]。抵当融資滞納差押と税滞納“物件”差押においては双方とも、滞納所有者から債権者あるいは第三者に所有権を移転するための競売が実施される。一方、税抵当差押の場合には、行政が民間に税抵当を売却し、税抵当証書の購入者が、税滞納の回収を担う。税滞納の解消時に、税滞納物件所有者の支払うことになる手数料率は、今日においても年率10%を超えるものが見受けられ、高率に据え置かれたままとされる。このため、米国では、税抵当の購入が民間投資ビジネス化し、滞納物件による地域衰退、地域の再活性化とはまったく関係のない文脈で、税抵当投資ビジネスの指南サイトや指南書があったりする[3)]。期限内に、税滞納の解消されない場合には、税抵当証書の購入者は、当該物件の所有権移管の手続に入ることができるが、市場の冷え込んでいる都市や地区では、税抵当証書購入者がこの手続を完了せず、物件の放置、滞納状態が継続することが指摘されている[4)]。

表2―滞納物件差押種別の比較

種別	抵当融資滞納差押	税滞納差押	
		税滞納物件差押	税抵当売却
領域	民間領域	行政領域	
差押までの期間	数カ月	通常2～3年で滞納確定、差押可	滞納確定後に抵当証書を売却、取戻期間（通常1年）経過後に差押可
競売あるいは売却時の対価設定	差押申立者が競売最低価格を設定（通常は、市場価格）	査定価格を最低価格とする競売	市場価格プラス税滞納額、課徴金による証書価格の設定を基本。証書の売却を競売による場合もあり
所有権の移動	競売を経て、差押申立者または競売落札者（通常は、申立者である抵当融資機関）に移動	競売成立の場合は落札者に移動、不成立の場合はランドバンク等に移動	差押手続の完了後に抵当証書購入者に移動

出所）筆者作成。

米国において、資産税の徴収は多くの場合、郡の財務官（treasurer）が所轄しており[5)]、滞納差押にかかる規定と実際の適用はまちまちである。ミシガン州でランドバンクの制度が進展した背景には、1999年の税滞納差押規定の改定があるとされる（Alexander 2015）。改定前においては7年程度とされていた差押までの期間は、税滞納と課徴金の発生から2年と短縮された。

税滞納差押物件の競売という米国的ともいえそうな市場メカニズム型の施策の適用は、物件そのものの利用・再利用を志向しない投機的な投資を呼び込むこととなり、とりわけ、滞納物件差押危機（foreclosure crisis）と呼ばれることとなった2008年前後の不動産市場の混乱期には、大きな社会問題となった。今日では、滞納物件の競売入札をオンラインで受け付けること

表3—米国におけるランドバンクの経過

1970年代	市の担当部署のランドバンクプログラム（1971年セントルイス市、1976年クリーブランド市）
“ミシガン前”	1989年ルイビル市、1990年フルトン郡・アトランタ市ほかジョージア州郡ランドバンク、オハイオ州各市の市ランドバンクプログラム
2002, 2003年	ジェネシー郡ランドバンク、ミシガン州ランドバンク法 ～税滞納差押過程の改革（1999年）とセットとなった現代型のランドバンクの登場
ミシガン後の州法制定	2009年オハイオ州、2011年ニューヨーク州、2012年ペンシルバニア州、ほか。2017年3月時点でランドバンク州法を有する州は延べ13州。
州法によらない大都市での設置	2012年カンザスシティ、2013年クック郡（シカゴ都市圏）

出所）筆者作成。

も増え、域外の事業者が、現地で物件を確認することなく、転売目的から、安易に複数物件を応札するということが増えた（Kirtner 2016）。また、行政当局と民間事業者の協議により、複数物件にかかる大量の税抵当が一括（バルク）で売却されることもある。衰退都市の市場動向を読み誤った域外事業者は、滞納の解消割合、すなわち、フィー収入の見込みがはずれ、ビジネスとして成立しない結果、行政当局との溝が深まるということなった。追加で予定されていた税抵当のバルク売却が中止となったオハイオ州カヤホガ郡（中心都市はクリーブランド）と在カリフォルニア事業者との一件は、この典型である[6)]。

3 空き家・空き地の流通と再生を手掛ける機関“ランドバンク”の登場

ランドバンクとは、空き地、放棄地、税滞納差押物件等を利用物件に転換することに特化した行政機関と定義される（Alexander 2015）。ランドバンクにかかる州法においては通例、物件の譲渡、利活用を進めやすくする趣旨で、滞納されていた資産税や課徴金はランドバンクの物件取得時に帳消しにされたうえ、ランドバンクの保有物件は非課税扱いされる。

米国において空き家・空き地を扱うランドバンクは1970年代から存在したが、法的な位置づけという点で十分ではなかった（表3）。当初のランドバンクは、定款や理事会によって経営される機関ではなく、行政の担当部署の施策にすぎなかった。1990年前後には、ケンタッキー州のルイビル市とジョージア州で、組織としてのランドバンクが規定されたが、事業予算に裏付けられたり、税滞納差押の過程と密接に関連づけられたりしたものではなかった。この状況が大きく動いたのは、先述したミシガン州における1999年の税滞納差押規定の改定と2003年の一連のランドバンク関連法の制定にある。以降、中西部、北東部など、多くの空き家・空き地を抱える中心都市を有する州においてランドバンク州法が制定され、2016年時点で、延べ13州がランドバンク州法を有している。また、カンザスシティやシカゴ市の所在するクック郡では、州法に基づくものではないものの、組織、運営規定等の点から、現代版と呼べるランドバンクが設置、運営されている。

ランドバンクの取り扱う物件は、市場の“見捨てた”物件が基本となる（Heins & Abdelazim 2014）。これの意味するところは、市場により正常に対処できる場合には、市場に任せるという米国らしい考え方である。実際のところ、税滞納物件には、権利が輻輳し再利用のはかりにくい物件が少なからず存在し、市場性の低い物件も多い。こうした問題物件の所有権をまずは公的機関であるランドバンクに移したうえで、責任ある主体を選別し、戦略的な物件譲渡を行

著者写真

ふじい・やすゆき
1962年兵庫県生まれ。東京大学都市工学科卒。米国 UCLA 建築都市計画スクール修士課程修了、東京大学工学系研究科都市工学専攻博士課程単位取得満期退学。博士（工学）。清水建設株式会社、みずほ情報総研株式会社を経て、現在、静岡文化芸術大学教授。

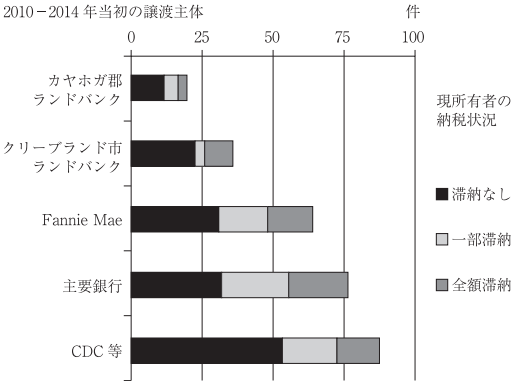
なうというのがランドバンクの趣旨である。

物件譲渡を通じた当該物件の納税物件、利活用物件への回帰は、ランドバンク事業の大きな目標である。税滞納物件の競売と異なり、ランドバンクは、ランドバンクの使命に沿って物件譲渡先を選定することが可能である。また、ランドバンクは公的な機関であるため、査定価格による物件譲渡が基本とされているものの、ランドバンクはしばしば、譲渡価格についても裁量性を有する場合がある。ランドバンクの物件譲渡先は、空き家・空き地のいずれについても、おおまかには、個人、事業者、コミュニティ団体となるが、事業者への物件譲渡では、事業実績、事業計画、資金計画などが審査されたうえで、物件譲渡の決定がなされる。合わせて、居住に適した状態にするための修繕や一定期間の居住を義務づけることもなされる。譲渡価格についての裁量という点では、CDC（コミュニティ開発会社）と総称されるコミュニティ開発団体、また、警察、消防、学校教員など地域コミュニティの維持・再生に不可欠な関係者に対する優先譲渡、割引価格の適用といったことも行なわれる。

4 衰退地域の再生にとっての市場メカニズム型施策とランドバンク事業

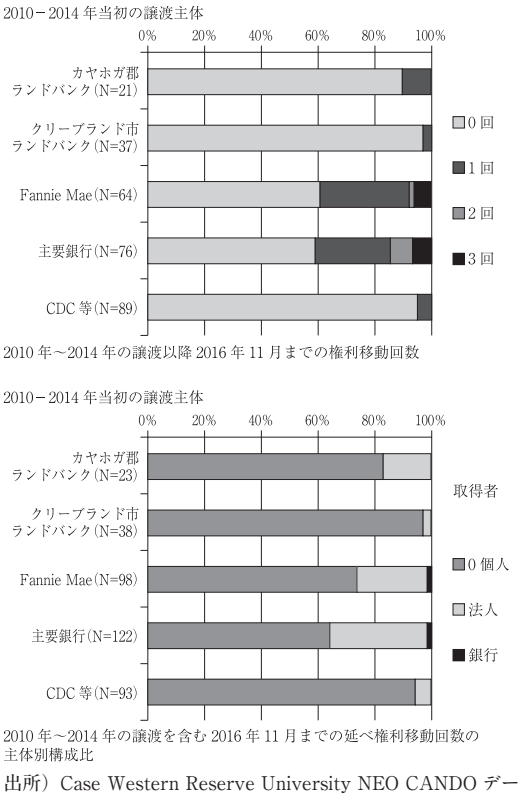
図１と図２では、クリーブランド市の所在するカヤホガ郡の不動産物件取引データベースにより、さまざまな主体が扱った民間エンドユーザーへの譲渡物件の現所有者の2015年の納税とその後の権利移動の状況をみた[7)]。クリーブランド市内の南東に位置する South Broadway 地区は、滞納物件差押危機時に一時、全米の zip コード（郵便番号地区）別で、最も多くの滞納差押物件の発生した地区として知られる。Slavic Village という地区名称の示す通り、滞納物件差押危機の前にはどちらかといえば中流のエスニック地区であったが、大きな社会問題となった略奪的融資にも関連したとされる滞納物件差押危機で大いに混乱した地区である。

図１―クリーブランド市 South Broadway 地区における2010～2014年の当初の空き家・空き地の譲渡主体と2015年時点の現所有者の納税状況



出所）Case Western Reserve University NEO CANDO データベース、Office of the Cuyahoga County Auditor Property Information より作成。

図２―クリーブランド市 South Broadway 地区における2010～2014年の当初の空き家・空き地の譲渡主体とその後の権利移動の状況



出所）Case Western Reserve University NEO CANDO データベース、Office of the Cuyahoga County Auditor Property Information より作成。

クリーブランドは、1970年代から続くクリーブランド市コミュニティ開発部署の事業である

クリーブランド市ランドバンクと州ランドバンク法に基づいて設置されたカヤホガ郡ランドバンクの２つのランドバンクの並存する例外的な地域である。前者は独立した組織ではなく、後者は組織としてのランドバンクである。クリーブランド市ランドバンクは空き地しか保有しない。カヤホガ郡ランドバンク発足後には、カヤホガ郡ランドバンクが郡の税滞納差押や金融機関との取り決めによって空き家を取得し、再利用は難しいと判断した物件については、建物を解体し、クリーブランド市ランドバンクに物件を移管するという方法がとられている。

図１からは、2010～2014年の当初に空き家・空き地状態であった物件について、ランドバンク２機関と CDC 等の取り扱った物件では、2015年時点の納税義務者における滞納発生の割合がファニーメイ（Fannie Mae）や主要銀行の取り扱った物件よりも低いことが読み取れる。それでも、ランドバンク２機関と CDC 等による譲渡物件の２割弱で全額滞納が発生し、地域の経済状況の厳しいことが推察される。次に、同サンプルの物件について、2015年時点の納税義務者までの権利移動の頻度をみると、ランドバンク２機関ならびに CDC 等の取り扱った物件に比べて、ファニーメイと主要銀行の取り扱った物件では、高い頻度の所有権移動が発生している（図２）。

譲渡先では、各主体ともに個人への譲渡が最も多くを占めているが、ランドバンクと CDC 等の譲渡物件の場合には、個人というときに基本的には所有住宅居住者を意味するのに対して、ファニーメイと主要銀行の譲渡物件の場合には、個人投資家も含まれるという違いがある。カヤホガ郡ランドバンクの譲渡先には、法人も２割程度みられるが、ランドバンクの物件譲渡先としての適性審査を経た事業者であり、ファニーメイや主要銀行が、投資家としての法人に対して物件を譲渡するのとは性質は異なる。

South Broadway 地区には、市内の CDC で最も多くの取扱物件数[8]を誇る CDC の Slavic Village Development が存在するほか、クリーブランド地域の非営利ディベロッパーの Cleveland Housing Network も同地区において積極的に事業展開している。2015年時点の納税義務者までの所有権移転の経過をみた際には、カヤホガ郡ランドバンクが、金融機関との協定に基づいて取得したと思われる物件が、Slavic Village Development や Slavic Village Development が他主体と共同で立ち上げた地域再生のためのプロジェクトに多く譲渡されていることが確認された。

5 市場メカニズムとランドバンクの組合せの考え方

上述したクリーブランド市 South Broadway 地区の分析結果にみるように、競売による市場メカニズム型施策とランドバンク事業を比較した場合、滞納、放棄状態にある物件を、納税物件、利活用物件に安定的に回帰させるという点で、ランドバンクのほうが優れている。しかしながら、ランドバンクは、取得物件について必要となる修繕費用、当該物件の立地する地区の市場性判断、物件譲渡の候補先の経営、事業実績、予定される事業の当該地区の再生へのインパクト、さらには、最終的な居住者のイメージの見極め等を行ないつつ事業を遂行していくことになる。いわば、取扱物件１件１件が手作りの過程を経る（藤井 2017）。公的な非営利機関の組織形態をとり、行政機関そのものではない点、保有物件数を限定的としている点で特殊性を有したランドバンクであるが、例えばカヤホガ郡ランドバンクは、１カ月あたりの取得件数の目処を100件までに抑えている[9]。

実際のところ、納税物件化と利活用物件化は分けてとらえる必要がある。競売を通じて税滞納物件を取得する事業者や個人の多くは、少なくとも物件取得の直後においては納税するであろうし、税滞納者が定められた期間内に税の滞納状態を解消せず、税抵当の購入者が当該物件を取得する際には税滞納分が解消される。これ

らは、競売という仕組みによっており、いっときに大量の物件を扱うことが可能となる。したがって、納税に転じた総額と短期的な時間軸でみる場合には、税回復の効果は大きい。しかしながら、物件は転売対象として扱われていることが多いために、物件の安定、継続的な利活用は実現しにくい。必要となる修繕がなされず、物件放棄のサイクルが繰り返される結果、当該地区がさらに荒廃することにもなりかねない。

一つの自治体内において、資産税を所轄する財務当局とプランニング、コミュニティ開発部署で、滞納、放棄物件について基本的な方針が必ずしも一致しない点は、典型的な行政の縦割構造に起因する問題[10]である。インディアナ州はいわゆる liens 州であり、郡による税抵当競売が実施されている。地元紙が、マネーゲーム化している税抵当売却の問題を指摘した連載記事によれば、インディアナポリス市の所在するマリオン郡の財務官は、「たとえ、（税の滞納が繰り返される結果、）同一物件が２～３年のサイクルで税抵当競売で扱われることとなっても、税抵当売却のつど、応札があり、いったんは税滞納分が回収できる場合には何の問題もない」とコメントしたとされる[11]。

行政は競売方式の限界を認識しており、税滞納となっている物件を保有している主体の入札参加の禁止、一定期間内に修繕と入居の完了しない場合の物件取り戻し規定などを設けていたりするが、前者は、複数主体のパートナーシップや物件取得のための新法人の設置などによって監視の網をくぐり抜けることができるし、後者は、手続に労力を要することが課題となる。また、最低価格提示者を落札者とする方式がとられる以上、“良い”事業者と“悪い”事業者を篩にかけて選別することには限界がある。

“良い”事業者を確保するための方策としては、以下のようなものが挙げられる。市場性からみて、低価格物件の利活用は難しい場合が多く、転売対象となりやすいので、こうした低価格物件を競売の対象から除外することの必要性が指摘されている（Dewar et al 2015; Ford 2015）。市場性の見込めない物件については、行政とランドバンクの協調した対処が効果的である。空き家については、修繕の可否判断を行なったうえで、利活用が難しそうであれば、地域への荒廃の伝播を阻止する意味から、迅速に建物解体することが望まれる。空き地については、地域団体が、都市農業等への利活用に積極的な場合もあり、衰退地区の立て直しが期待できる。また、物件についての情報を充実させることは、利活用の可能性検討の際の参考となる。米国の物件情報は一般に、ウェブで容易にアクセスできるようになっているが、物件を取得し、修繕したうえで売却したり、賃貸物件として利活用したりすることを検討する事業者が、建物の構造や設備などの別に、必要となる修繕費用の算段をできるような物件情報がより充実していくことが必要である。

6 まとめ

米国においては、税滞納物件の競売による譲渡、高い手数料収入を投資目的とした民間事業者の税滞納額取り立て、税滞納が解消されない場合の税抵当購入者への物件譲渡と、税滞納物件の対処について市場メカニズム型の施策が広く適用されている。滞納物件の納税物件への安定的な回帰、加えて、放棄物件の利活用を通じた衰退地区の再生が行政施策に組み込まれるべきであるが、単純入札方式では、これらの実現には限界がある。2000年代後半の米国の住宅市場混乱期はまさにこの限界の露呈した時期であった。一方、納税物件化、利活用物件化の堅実さという点で、ランドバンクは優れた方式であるが、１件１件の物件をいわば手作りの過程で扱うために、大量の物件に対処することは難しい。したがって、滞納、放棄物件を所轄する行政機関は、市場の動向を正確に分析、把握したうえで、市場メカニズム型の施策とランドバンク事業を適度に組み合わせていくことが現実的な対処策といえる。

ランドバンク事業においては、譲渡物件を安定した納税物件、利活用物件にするためのきめ細かな方策が実施されている。市場メカニズム型施策に関しても、低価格物件の競売からの除外や取得物件の修繕費用の参考となる物件情報の充実等によって、衰退地区の再生に貢献する“良い”事業者の参画を促進する仕組みや工夫が求められる。同時に、行政の体制面については、資産税を所轄する郡と衰退地区の再生に取り組む市、また、財務部署とプランニング、コミュニティ開発部署が連携を密にすることが肝要となる。

注

1）Marty Ahrens（2009）“Vacant Building Fires,” NFPA Fire Analysis and Research. Quincy: National Fire Protection Association.

2）John Rao（2012）“The Other Foreclosure Crisis: Property Tax Lien Sales,” Boston: National Consumer Law Center.

3）例えば、Barazandeh, D. E.（2004）“Tax Lien and Tax Deed Investing: The Fundamental Approach.（https://reiclub.com/authors/barazandeh/taxlientaxdeed.pdf), Musa, J. M.（2016）” Tax Lien Lady's State Guide to Tax Lien and Tax Deed Investing “updated for 2016（http://taxlienlady.com/StateGuide.pdf）

4）Brian Eason（2015）“Declining Neighborhoods: Indy's Auction Block,.” *The Indianapolis Star*（November 28）、ほかの連載記事。

5）米国の多くの地域や都市においては、資産税は郡（カウンティ）が所轄するが、郡と市の両方が所轄する場合、また、フィラデルフィア、デンバーほか郡市一体の都市も存在する。

6）Karen Farkas（2015）“Cuyahoga County will not Sell Property-tax Liens to a Private Company,” *The Plain Dealer*, December 3.

7）クリーブランド市 South Broadway 地区の記述は、Fujii（2015）におけるケーススタディの結果によっている。

8）Case Western Reserve University NEO CANDO の property sales データベースにより、クリーブランド市内の全25CDC の取扱物件量を確認した。

9）カヤホガ郡ランドバンクに対するインタビュー（2013年 4 月実施）による。

10）この問題は、米国ではしばしば“silo（貯蔵塔）”と表現される。日本でいうところの縦割りと同じ語感である。

11）Brian Eason（2015）前掲。http://www.indystar.com/story/news/investigations/2015/11/28/neighborhoods-auction-block/76368818/

参考文献

Alexander, F. S.（2015）*Land banks and land banking, 2nd edition*. Flint: Center for Community Progress.

Booza, J. C., J. Cutsinger, and G. Galster（2006）“Where Did They Go? The Decline of Middle-income Neighborhoods in Metropolitan America,” *Living Cities Census Series*, June 2006. Washington, D. C.: The Brookings Institution.

Dewar, M., E. Seymour, and O. Druta（2015）“Disinvesting in the City: The Role of Tax Foreclosure in Detroit,” *Urban Affairs Review*, Vol.51（5）, pp.587–615（doi: 10.1177/1078087414551717）

Ford, F.（2015）*Property Tax Delinquency and Tax Lien Sales in Cuyahoga County, Ohio*. Prepared by the Vacant and Abandoned Property Action Council. March 1, 2015. Cleveland: Thriving Communities Institute.

Fujii, Y.（2015）“Spotlight on the Main Actors: How Land Banks and CDCs Stabilize and Revitalize Cleveland Neighborhoods in the Aftermath of the Foreclosure Crisis,” *Housing Policy Debate*, pp. 1–20（published online 5 October 2015）.

Harding, J. P., E. Rosenblatt, and V. W. Yao（2009）“The Contagion Effect of Foreclosed Properties,” *Journal of Urban Economics*, Vol.66: pp.164–178（doi: 10.1016/j.jue.2009.07.003）

Hartley, D.（2014）“The Efect of Foreclosures on Nearby Housing Prices: Supply or Dis-amenity?” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.49, pp.108–117（doi: 10.1016/ j.regsciurbeco.2014.09.001）

Heins, P., and T. Abdelazim（2014）*Take It to The Bank: How Land Banks are Strengthening America's Neighborhoods*, Flint: Center for Community Progress.

Kirtner, E.（2016）“Interrupting the Blight Cycle: Managing the Future of Properties in Tax Foreclosure Sales through Pre-and Post-sale Initiatives,” *Case Western Reserve Law Review*, Vol. 66（4）: pp. 1083–1116.

Mallach, A.（2014）“The Uncoupling of the Economic City: Increasing Spatial and Economic Polarization in American Older Industrial Cities,” *Urban Affairs Review*, Vol.1（31）（published online 25 June 2014. doi: 10.1177/1078087414537609）

Wilson, J. Q., and G. L. Kelling（1982）“Broken Window: The Police and Neighborhood Safety,” *Atlantic Monthly*, Vol.249（3）, pp.29–38.

藤井康幸（2017）「米国における空き家・空き地問題への対処――市場メカニズム活用とランドバンク」日本建築学会編著『都市縮小時代の土地利用計画』学芸出版社、207–213頁。

土地利用からの土地の権利の切り離し

メキシコにおける保証と移住

de Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet（2015）"Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico,"*American Economic Review*, Vol. 105（10）: pp. 3125-3149

はじめに

明確に定義され、保証された土地の財産権は、経済発展に不可欠なものとして認識されてきた（Demsetz 1967; North and Thomas 1973; De Soto 2000）。土地の財産権が土地所有権によって確立される先進国の基準とは反対に、多くの途上国では、偶発的な土地利用によって土地の権利が確立されている。この場合、土地の権利は、居住者自身が土地を生産的に使用している証拠を必要としており、土地の不使用や、他人に使用させることが土地の権利を失う大きなリスクとなる。

これは２つの意味で非効率である。１つ目は、代替的な経済活動から得られる労働収益を無視し、一般に認められた一定の水準で生産を維持するよう求めることによって、土地に従事する労働力を必要とすることにある。２つ目は、土地取引を禁止することによって、生産性の低い利用者から高い利用者への土地の再配置が妨げられることにある。土地利用の効率性向上に焦点を当て、土地利用の制約を取り除き、土地取引を認める土地認証と権限を付与するプログラムは政府および国際開発機関によって広く支援されてきた（Heath 1990）。

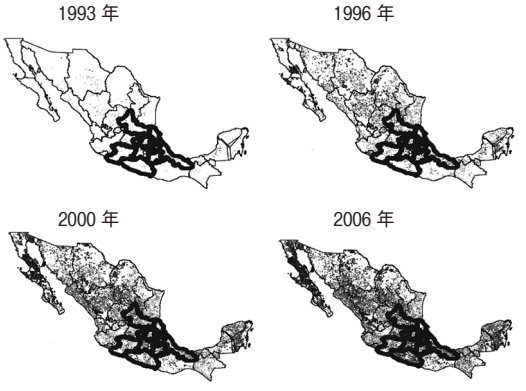
de Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet（2015）（以下、本論文）では、1993年から2006年までの期間にメキシコ全土の農民に対して行なわれた大規模な土地所有権保証プログラム（PROCEDE）を自然実験として捉え、同プログラムによる土地の財産権確保によって主に農村地域からの移住が促進されたかどうかを精緻に検証している。メキシコでは、第１回目の農地改革が1914－1992年の期間に、土地を持たない小作農に対して農地を与えることを目的に行なわれた。一方で、米国・カナダ・メキシコ３カ国間で1992年12月に署名され、1994年１月に発効が差し迫った北米自由貿易協定（NAFTA）を契機に、メキシコ政府は、農民に対する土地所有権の保証書配布を認める重要な憲法改正を1992年に行なっている。政府は、この第２回目の農地改革において、農地利用の効率性改善と長期的な生産性の高い投資促進を目的としていた。

データ

PROCEDE に係るデータは、土地所有権の保証書を配布する過程で作成されたデジタル版の ejido[1] の地図に依拠する。1993－2006年の間に土地所有権の保証書配布が終わった２万6481の ejido のデータが利用可能となっており、1997年までに約半分の ejido で保証書の配布が完了し、2006年までにほぼすべての ejido で保証書の配布が終わっている。図１は、土地所有権の保証書配布が国レベルで広範に広がっていく様子を可視化している。

２つ目のデータは、1998－2000 Encuesta Evaluación de los Hogares（ENCEL）で、ENCEL は、

図１― PROCEDE による土地所有権保証書配布の時間および空間的な推移



注）黒く塗られた ejido では、それぞれの年もしくはそれより前に PROCEDE による土地所有権保証書の配布が終わっている。太い枠線で区切られた州は、移住に係る結果がわかっている PROGRESA 対象の７州。

1997年にメキシコではじまった貧困削減を目的にした条件付き現金給付プログラム PROGRESA の評価のために実施されたもの。ENCEL は、同プログラムの対象となる506の貧しい locality から抽出された約２万5000の家計調査パネルデータで、本論文では、locality の重心の座標に基づいて200の locality と195の ejido を結合させている。これらの ejido のうち68が1993－1996年の期間に保証書の配布が終わり、51が1997－1999年の期間、76が1999年より後に同配布が終わっている。最終的なデータは、1996年より後に保証書の配布を受けた ejido の7577家計からなる unbalanced パネルデータで、これらの家計の2.2%が1997年に移民を送っており、1998－2000年の間に追加的に5.9%の家計で移民が送られていることがわかっている。これらの他、1990年と2000年の国勢調査などが本論文の分析に用いられている。

実証分析と主な推定結果

PROCEDE では、保証書の配布がコミュニティ全体にいっせいに行なわれたため、典型的な土地所有権保証プログラムと違って個人レベルのセレクションは問題とならない。一方で、土地所有権を保証された ejido は、初期に保証されたものと後期に保証されたものがあり、本論文では、分析上ありうる推定バイアスをタイムトレンド（初期と後期）で異なる観察不能な変数によるものだと考えている。また、de Janvry et al.（2014）では、初期に土地所有権を保証された ejido は後期に保証されたものと比べて、共同体の大きさが小さい、一区画あたりの土地シェアが大きい、比較的大きい都市に地理的に近い、裕福といった特徴が統計的に有意にあることを示した。さらに、これら初期と後期の ejido の特徴の差が移住に影響を与えないこともまた示している。本論文の実証分析においても、ejido の固定効果とタイムトレンドの交差項を説明変数に入れ、初期と後期の ejido の特徴の差が移住に影響を与えるかどうかを検証し、ありうる推定バイアスの可能性をていねいに検証している。

本論文では、土地所有権保証プログラムが土地利用や家計の生活水準に与える影響になどについても検討しているが、紙面の制約から以下では、土地所有権保証プログラムによる移住の効果の検証結果についてのみ記述する。

土地所有権の保証による移住への効果

1997－2000年の期間の ENCEL 家計調査パネルデータを用いて、土地所有権付与が移住に与える影響を検証する。

$$y_{ijt} = \delta \mathrm{Certificate}_{jt} + \gamma_j + \alpha_t + \chi_{ijt}\beta + \varepsilon_{ijt}$$

従属変数 y_{ijt} は、t 年までに ejido j の家計 i に永続的な移住者がいるかどうかを示し、説明変数 $\mathrm{Certificate}_{jt}$ は ejido j が t 年初に所有権を付与されたかどうか、γ_j は ejido の固定効果、α_t は時間固定効果、$\chi_{ijt}\beta$ は家計レベルの共分散ベクトル、ε_{ijt} は確率的誤差項をそれぞれ示す。

推定に際して、標準誤差は ejido レベルでクラスターされている。推定手法は標準的な固定効果回帰分析を用い、識別は所有権ステータスの変化と移住行動の変化の相関をみることによる。保証書の配布と相関する時間に不変な ejido の特徴は ejido の固定効果によるもの。つまり、識別における仮定は、移住へ影響を与える時間に可変な ejido の特徴は所有権の保証書の配布とは相関しないというものである。

表１の列１の推定結果によれば、保証書の配布によって移住確率は約1.5%ポイント上昇し、種々の変数をコントロールした列２～６の推定結果と比較しても保証書の配布による移住への影響は同程度となっており、推定結果は頑健である。頑健性の確認について、列２では、NAFTA を通じたメキシコ経済の開放による効果を ejido レベルの１ヘクタール当たり農業収益[2)]を説明変数に加えることで同開放による効果が交絡因子であるかどうかを検討し、結果、交絡因子ではないと結論づけている。

列３では、ejido の固定効果を家計の固定効果に置き換えても推定結果が頑健であることを示している。列４～６は、特に列６では、de Janvry et al.（2014）に示されている PROCEDE の保証書配布と相関のある ejido

表1 ― PROCEDE の家計移住行動への効果

	PROGRESA households matched to ejidos					
	Has migrant (1)	Has migrant (2)	Has migrant (3)	Has migrant (4)	Has migrant (5)	Has migrant (6)
Certified	0.0149** (0.0061)	0.0147** (0.0066)	0.0153** (0.0062)	0.0172*** (0.0059)	0.0157** (0.0063)	0.0130** (0.0062)
Household is landholder		0.0136*** (0.0046)			0.0048 (0.0053)	
Number males17-30 in household		0.0185*** (0.0046)			0.0088** (0.0037)	
Household head is female		0.0132 (0.0106)			0.0092 (0.0082)	
Age of household head		0.0009*** (0.0002)			0.0004*** (0.0001)	
Agricultural value (100 USD/ha)		0.0227 (0.0230)				
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ejido fixed effects	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
Household fixed effects	No	No	Yes	No	No	No
State × Time Effects	No	No	No	Yes	No	No
Household Characteristics × Time Effects	No	No	No	No	Yes	No
Ejido Characteristics × Time Effects	No	No	No	No	No	Yes
Mean of dependent variable	0.053	0.055	0.053	0.053	0.056	0.053
Observations	27,189	23,421	27,189	27,189	24,533	27,189
R^2	0.047	0.058	0.043	0.048	0.059	0.048

注）Ejido でクラスターした標準誤差は、括弧内の数値で示されている。データは1996年より後に PROCEDE による保証書配布が終わった Ejido のすべての家計を含んでいる。すべての回帰分析は、被説明変数が二項変数の Linear Probability Model を用いる。被説明変数は、家計が該当年もしくはそれより前のサンプル期間に移住者をもつ場合1をとる。Certified 変数は、Ejido が年初に土地所有権の保証を受けていれば1をとる。列6の Ejido Characteristics は、最も近い大都市（人口10万人超）までの距離、Ejidatarios の数、投票権のない人員の数、Ejido の面積、区画当たりの Ejido の土地シェア、Locality Marginalization Index、経度、緯度。*** は1パーセント水準、** は5パーセント水準、* は10パーセント水準で統計的に有意であることを示している。

の特徴（都市への近さなど）とタイムトレンドの交差項を入れることで、初期に土地所有権を保証された ejido と後期に保証された ejido の特徴の差をコントロールしている。

次に、1990年と2000年の locality レベルの人口センサスを結合したデータ（locality j の t 年における人口）を被説明変数として用い、以下のモデルに基づき個人および家族全体の移住について分析している。このデータセットの特徴は3つあり、すべての規模および所得水準の地域が含まれていること、データの範囲が国全体であること、データの期間が比較的長いことにある。

まず、以下の推定式で、標準的な2期間の固定効果回帰分析により、保証書配布が終わった ejido で人口がどのように変化するかを検証する。

$$Pop_{jt}=\gamma_j+\beta Year2000_t+\delta Certified1993\text{-}1999_j \times Year2000_t+\varepsilon_{jt}.$$

次の推定式では、保証書配布後の時間の経過を考慮する。同推定式では、保証書の配布が終わってから数年を経て移住反応が単線的な形ででることを想定している。

$$Pop_{jt}=\gamma_j+\beta Year2000_t+(\delta_0+\delta_1 YearsCertified_j) \times Certified1993\text{-}1999_j \times Year2000_t+\varepsilon_{jt}.$$

最後の推定式では、ejido を2回分の国勢調査の間の早い段階で保証書配布が終わったもの（1993－1996）と、遅い段階で終わったもの（1997－1999）に分け、保証書配布のタイミングの初期と後期で移住に与える影響がどの程度違うのかを検証している。

$$Pop_{jt}=\gamma_j+\beta Year2000_t+\delta_1 Certifiedbfore1997_j \times Year2000_t+\delta_2 Certified1997\text{-}1999_j \times Year2000_t+\varepsilon_{jt}.$$

表2にある通り、回帰分析の結果は、PROCEDE による土地所有権保証がコミュニティレベルでの移住を誘発していることを示している。第1行列1および2では、ejido locality で1990－2000年の間におおよそ9－10人もしくは約21％の人口が減ったことを示している。2行目の列1は、PROCEDE によって人口が約3－4人減った（locality に平均99人いる設定）ことを示し、列2は人口の4％程度が減ったことを示している。

列3は、潜在的な農業収益をコントロールしても上記の推定結果が大きく影響を受けないことを示している。また、統計的に有意ではないものの、列4は、PROCEDE 後、毎年0.54％の人口が減っていることを示し、人口減少が時間とともに漸進的であることを示唆している。

列5の推定結果は、保証書配布のタイミングが早

表 2 ― PROCEDE の locality レベルの人口への効果

	Census localities matched to ejidos					
	Population (1)	In(population) (2)	In(population) (3)	In(population) (4)	In(population) (5)	In(population) 1980-1990 (6)
Year=2000	-9.6309*** (1.0014)	-0.2069*** (0.0105)	-0.1986*** (0.0184)	-0.2069*** (0.0105)	-0.2069*** (0.0105)	
Certified1993-1999 × Year=2000	-3.6893*** (1.1485)	-0.0404*** (0.0128)	-0.0341** (0.0167)	-0.0206 (0.0195)		
Agricultural value (100USD/ha)			0.0036 (0.0077)			
Years Certified in 2000 × Certified 1993-1999 × Year=2000				-0.0054 (0.0039)		
Certified Before 1997 × Year=2000					-0.0592*** (0.0144)	
Certified 1997-1999 × Year=2000					-0.0196 (0.0151)	
Year=1990						-0.2094*** (0.0125)
Certified 1993-1999 × Year=1990						-0.0082 (0.0148)
Ejido fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Mean of dependent variable	99.111	4.271	4.277	4.271	4.271	4.416
Observations	34,656	34,656	24,170	34,656	34,656	24,910
R^2	0.014	0.035	0.035	0.036	0.036	0.033

注）Ejido でクラスターした標準誤差は、括弧内の数値で示されている。Ejido と結合させた１万7328の Locality に基づいた列１－５の回帰分析では、1990年および2000年の国勢調査で収集された人口が用いられている。列６の回帰分析は1万2455の Locality に基づいており、1980年の人口データが用いられている。*** は１パーセント水準、** は５パーセント水準、* は１パーセント水準で統計的に有意であることを示している。

かった ejido（1993－1996）では人口が約5.9％減り、比較的遅かった ejido（1997－1999）では人口が約２％減っていることを示している。この推定結果は、PROCEDE により初期の移住が促進され、移住の目的地で移住者コミュニティが形成された後に更なる移住が誘発されていることを示唆し、移住者コミュニティのネットワークが構築されるのに約３－４年かかると示した Munshi（2003）と整合的な結果となっている。

列６では、反証テストとして２列目と同様の推定を1980－1990年の期間のデータを用いて行なっている。その結果、同期間では、PROCEDE による保証書配布が初期に行なわれた地域と後期に行なわれた地域の人口変化は非常に小さく、統計的に有意でないことが示されており、PROCEDE 導入後の保証書配布初期地域と後期地域の人口変化の違いが導入前の同地域間の人口変化の違いによって決定されたものでないことが示唆されている。

おわりに

本論文は、多くの途上国で土地所有権が要件とする土地利用の制約を取り除くことで、主に農村地域からの移住が増加することを示した。分析の結果が示唆するものとして、土地所有権の保証により労働力の再配置が促され、経済活動を促進する重要な経路となりうること、また、農村地域の土地集約が進み、土地利用の効率性向上に繋がりうることを指摘している。

注

1）Ejidos は1914－1992年の間に大規模な農地改革プログラムの一環としてつくられた農業共同体で，同共同体の構成員（eji-datarios）は農地の使用と余剰地の権利要求を認められている。

2）NAFTA による各 ejido への影響が農業産品の価格を通じて起きると仮定し，その代理変数として１ヘクタール当たりの潜在的な農業収益を用いている。

参考文献

de Janvry, A., M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet (2014) "Are Land Reforms Granting Complete Property Rights Politically Risky? Electoral Outcomes of Mexico's Certification Program," *Journal of Development Economics*, Vol.110, pp. 216-225.

Demsetz, H. (1967) "Toward a Theory of Property Rights," *American Economic Review*, Vol. 57 (2), pp. 347-59.

De Soto, H. (2000) *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*, New York: Basic Books.

Heath, J. R. (1990) "Enhancing the Contribution of Land Reform to Mexican Agricultural Development," World Bank Policy Research Working Paper 285.

Munshi, K. (2003) "Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U.S. Labor Market" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118 (2), pp.549-99.

North, D., and R. Thomas (1973) *The Rise of the Western World: A New Economic History*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.

山田昂弘
財務省財務総合政策研究所研究官

◉調査研究成果のご案内

『高齢者向け住宅の社会的費用及び便益の推計手法検討調査』

平成30年10月発売予定

サービス付き高齢者向け住宅は、平成23年度に創設されて以来、現在では登録戸数が約23万戸になり、戸数は順調に増加している。しかし、近年、それらの住宅は、立地場所や医療・介護サービスとの連携において課題が指摘されている。サービス付高齢者住宅は、建設にあたって補助金（＝税金）が利用されているため、市場原理に任せるだけではなく、より効率的な建設・運用が検討されなければならない。

こうしたことを背景にして、サービス付高齢者向け住宅の効果的な整備のあり方を検討する必要性が高まっており、それらを整備することによる費用と便益の把握が求められている。そこで、サービス付高齢者向け住宅を整備することによる費用と便益の推計手法を検討することを目的として、既往研究の整理を行なうとともに、提案した推計手法に基づいて費用便益比のシミュレーションを行ない、その結果を取りまとめた。

本書では、具体的にはサービス付高齢者住宅と関連する社会保障政策について整理し、先行研究のサーベイを行なったうえで、比較静学を用いた費用便益分析を実施している。費用便益分析は経済学をベースにした分析手法だが、経済学を学んだことのある人でないと理解することは難しい点があるため、第２章において推計方法についてできるだけ詳細な解説を付けている点が特徴である。また、その際に「自宅介護」から「サービス付高齢者住宅での介護」への移行を促進させることに伴う便益に着目しているため、「自宅市場」と「サービス付高齢者住宅市場」を比較している。そして、サービス付高齢者住宅に付帯する「住宅としての側面」を「住宅部門」、「（在宅介護より効率的な）サービス提供の面」を「サービス部門」として、それぞれを分けて捉えている。このように、「自宅市場」と「サ付市場」、そして「住宅部門」と「サービス部門」のそれぞれについて、比較しながら費用と便益を検討している点も大きな特徴である。

第３章では、第２章の分析結果を踏まえて、実際のデータに基づいて標準的なサービス付高齢者住宅、および日本全国のサービス付高齢者住宅における費用便益についてケーススタディを行なっている。また、サービス付高齢者住宅の導入による介護料軽減が費用便益比にどのように影響するのかについても検討している。

本調査が、今後さらに進展する高齢者社会において、より望ましい住宅供給の在り方を検討するための資料として活用されることになれば幸いである。

編集後記

今年は、梅雨が短く、夏が長かった。７月中旬からは猛暑が続き、小学校のプールなどが熱中症を予防するために中止になったという。台風が東から西へと日本列島を縦断するなど、台風の動きも奇妙だった。

夏季休暇に子供を連れて九州の実家に帰った。自分が子供の頃に遊んだ山や川や海に子供を連れて行き、当時の記憶をたよりに虫捕りや魚釣りを楽しんだ。はじめは、子供にいろいろと教えていたのだが、次第に自分が熱中してしまい、大きなクワガタやたくさんの蟹を採ることに子供以上に夢中になってしまった。思いかえすと滑稽である。

今も多くの自然が残っており、子供時代と変わらないと考えていたが、親世代の人から見るといろいろと変化しているらしい。一番の変化は、人が生活していたエリアが小さくなっていることだそうだ。都市化というほど大げさなものではないが、過疎化が進み、里山などの手入れが疎かになったことで、昔に比べて猪や鹿の生活範囲が広がっているという。数十年後、私が親と同じような年代になった時、この土地はどうなっているのだろう。

（K・H）

編集委員

委員長――山崎福寿
委員――瀬下博之
隅田和人
宅間文夫

季刊 住宅土地経済

2018年秋季号（第110号）
2018年10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㈱

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。