［巻頭言］

多様化する住宅ニーズに応える制度と市場の実現へ

山代裕彦
一般社団法人不動産流通経営協会理事長

わが国の景気は、これまで緩やかな回復基調を示してきたが、国内外の不安定・不透明な社会・経済情勢等から、先行きが見通しにくい状況にある。官民一体となって適切な対策を講じることにより、不動産流通市場が堅調に推移することを期待している。

当協会が毎年独自に行なっている既存住宅流通量の地域別推計（既存住宅流通量÷（既存住宅流通＋新築住宅着工））の調査結果では、2018年の全国の既存住宅の流通比率は過去最高の38.8％となり、20年前の22.3％と比べてシェアが７割以上増加している。東京23区では過去最高の52.3％となり、既存住宅流通が新築住宅着工を逆転している。

これらのデータは、立地の利便性や手頃な価格から既存住宅を積極的に評価するなど、消費者の既存住宅に対するニーズの高まりを反映したものと受け止めている。

現在、当協会も参画している国土交通省・社会資本整備審議会住宅宅地分科会において、住生活基本計画の見直しの審議を進めており、年内には新しい計画案が示される予定である。

日本の税制は新しくて広い住宅への誘導に偏ったままだが、国民のライフスタイルや価値観の変化を背景に、多様化する住宅ニーズに応え、既存住宅のストックを流通させるべく、最低床面積要件の緩和など、消費者の目線からの提言を行なっているところである。

当協会は本年５月に創立50周年の節目を迎える。テクノロジーの進化を活かしながら、人が主役の不動産流通業を目指し、新たな時代の不動産流通の制度の確立と市場の発展に向けて邁進していきたい。

目次●2020年春季号 No.116

［巻頭言］多様化する住宅ニーズに応える制度と市場の実現へ　**山代裕彦** ――1
［特別論文］産業、家族、社会保障の変化と住居の姿　**橘木俊詔** ――2
［論文］固定資産税と土地利用　**宮崎智視** ――10
［論文］住宅設備と賃料　**西 颯人・浅見泰司・清水千弘** ――18
［論文］大都市圏から地方圏への移住行動の個人的・環境的要因
對間昌宏 ――25
［海外論文紹介］地震リスクと地価の関係　**三河直斗** ――32
エディトリアルノート ――8
センターだより ――36　　編集後記 ――36

特別論文

産業、家族、社会保障の変化と住居の姿

橘木俊詔

明治時代から令和の現代まで、日本の住居形態は大きく変化した。それは人間生活様式の変化に対応したものである。本稿では、何が原因で住居の姿を変化させたかを具体的に議論する。結論を先取りすれば、「人間が何を生業として生活していたか」「家族のあり方の変化」そして「社会保障制度の発展がどう関与したか」が主たる関心である。これらに関係して、「個人生活の重視かそれとも集団生活（あるいは家族生活）の重視か」といった点も考慮の対象となる。

産業構造変化の効果

表１は、明治時代から現代まで日本の産業構造が就業人員でみるとどう変化したかを示している。戦前までは農業が主要産業だったため農業人口比率だけで表示し、戦後については第１次産業（農水産業）、第２次産業（鉱業、製造業、建設業）、第３次産業（光熱、運輸・通信、小売、金融、サービス）に区分した。

表１が示す最も重要なメッセージは、戦前は農業に従事していた人が大半だったことである。

表１―就業者別の産業構造の変化　（%）

	1880（明治13）年	1900（明治33）年	1920（大正９）年	1940（昭和15）年
農業人口	81.6	67.7	54.1	44.3
	1950（昭和25）年	1970（昭和45）年	1990（平成２）年	2010（平成22）年
第１次産業	48.5	19.3	7.1	4.2
第２次産業	21.8	34.0	33.3	25.2
第３次産業	29.6	46.6	59.0	70.6

出所）「国勢調査」

労働集約的作業が日本の農業の特色で、多くの人数が一緒に住んで農作業に従事していた。「大家族制」という言葉が象徴するように、比較的大きな土地で大きな住居に大人数が住んでいたのである。

土地がもっとも重要な生産要素であれば、先祖代々が同じ土地に住むのが慣習となり、多くの労働人数が必要であれば、三世代（親、子、孫）が住む「三世代居住」が優勢となる。時には四世代居住もあり、叔父叔母とその子どもも、棟を同じにはしないものの、同じ敷地内に住む超大家族も多少は見られた。家屋は大広間を襖で仕切るのが普通で、家屋内に農作業を行なうための設備を有している家も多かった。

再び表１によって産業構造の変化を詳しく検討しておこう。明治時代の終期から大正時代、そして昭和初期にかけて、日本も産業革命による工業化が進展した。都会の工場・事務所で働く人が増加して、労働力が地方から都会に移り始めたのである。その極めは戦後の高度成長期に見られた。表１から、第２次産業が大きく増加したことと第１次産業人口が著しい減少を示していること、そして同時に、第３次産業の増加も示しており、産業構造が大きく変化したことがわかる。

高成長期の地域間の人口移動は、短期間のうちに達成されたこと、その規模が世界でも類のないほど巨大規模だという特徴を持っていた。地方で農業に従事していた人が、都会で工場、事務所、商店などに従事するために、短期間

(20〜30年の間) に大量の移動をしたのであり、これが以下で詳しく見るように、日本社会を大きく変化させた。

人口と家族人数の変化

まず人口の変化を見てみよう。戦前の日本は「産めよ、増やせよ」の標語で象徴されたように、兵員の確保と経済を強くするための労働力確保のための時代であり、出生率は高く、人口成長率は高かった。戦後に注目すると、第一次ベビーブームと第二次ベビーブームの時に多少高い出生率を示した時期もあったが、出生率はコンスタントに低下した（図１）。戦争直後は4.0を超えていた出生率は、現在では1.44まで低下している。この急激な出生率低下は人口総数の減少現象として最近になって出現している。なんと50年後には人口が半減するという予測すらある。

人口減少は住宅建設にも影響を与える。図２は、最近20年間の新設住宅着工数の推移を見たものであり、2006（平成18）年ころから減少傾向を示していることがわかる。一般的に考えると、古い住宅を壊して新しい住宅に建て替えるというケースもかなりあるので、人口の減少に応じて住宅数が減少するものではない。また、人口は減少しても、世帯数の増加や、一世帯当たりの人数の減少があれば、必要住宅数は増加すると考えられる。図２で新設住宅数が激しく減少していない理由は、図３で示されるように、世帯数の増加と一世帯当たりの世帯人数の低下が同時に起こったからである。要するに、大人数で住んでいた時代から、少人数で住む時代に変わり、世帯数の増加が見られるため、たとえ人口は減少しても必要住宅戸数は大きく減少せず、むしろ増加を示すこともありうるということである。

著者写真

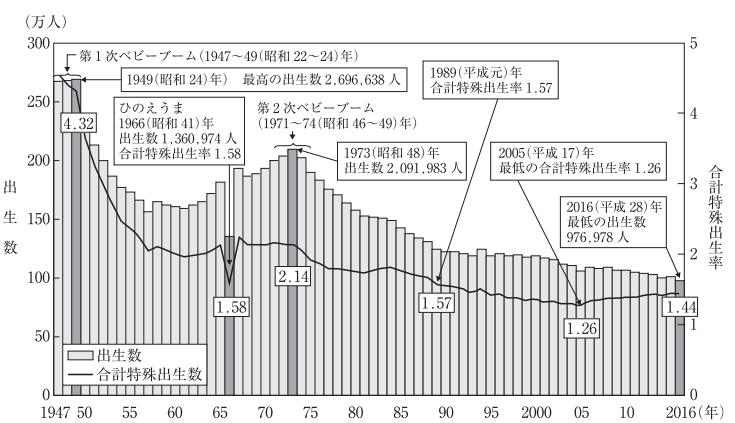
たちばなき・としあき
1943年兵庫県生まれ。小樽商科大学卒。ジョンズ・ホプキンス大学大学院博士課程修了（Ph. D）。大阪大学助教授、京都大学教授、同志社大学教授等を経て、現在、京都女子大学客員教授、京都大学名誉教授。元日本経済学会会長。著書：『21世紀日本の格差』（岩波書店）ほか。

三世代居住とその課題

戦後の世帯で起きた変化は、三世代居住の減少と単身世帯の増加による単身居住の増加によって象徴される（図４）。三世代居住とは、祖父・祖母の世代、成人した子ども（主として息子）、孫という三世代が同じ屋根の下に住むことであり、単身居住とは結婚しない単身者か、配偶者を亡くした夫（あるいは妻）が単身で住むことをさす。

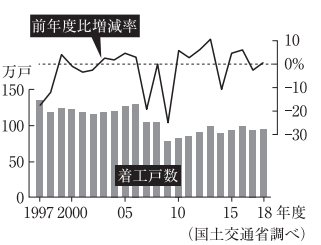
戦前、あるいは戦後のしばらくの間、なぜ三世代居住が普通であったかといえば、成人した

図１―戦後の出生数と出生率の推移



出所）厚生労働省「人口動態統計」

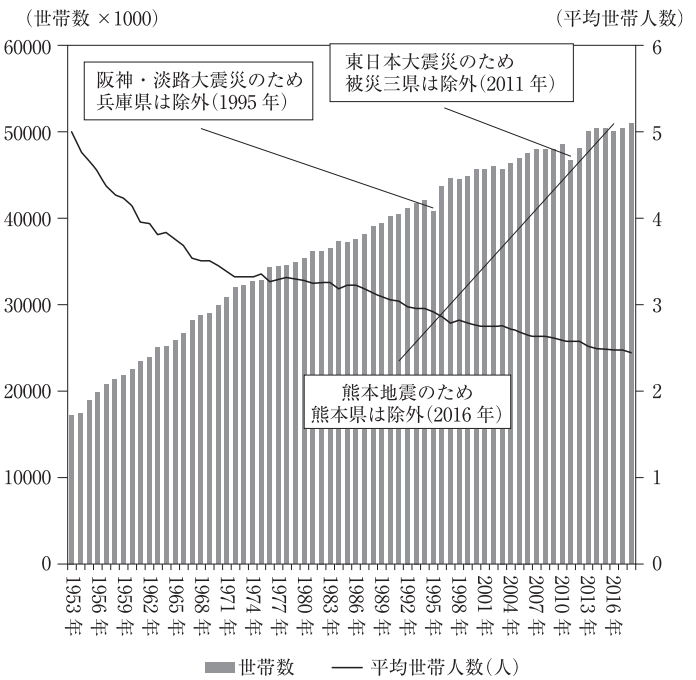
図２―新設住宅着工戸数の推移



（国土交通省調べ）

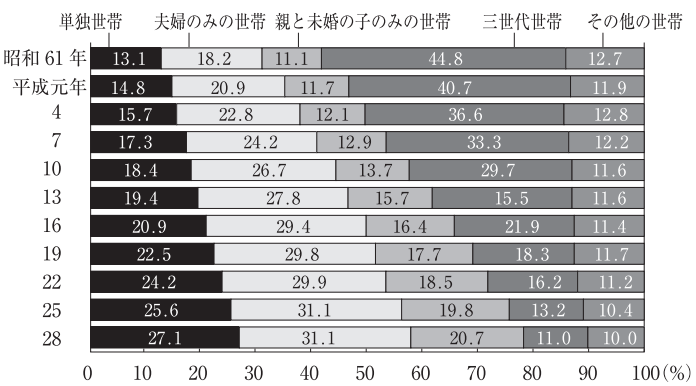
https://www.jiji.com/jc/graphics?p=ve_eco_kensetsufudousan-house-start

図 3―平均世帯人数と世帯数



http://www.garbagenews.net/archives/1953859.html

図 4―65歳以上の者のいる世帯の世帯構造の年次推移



注）1）平成 7 年の数値は、兵庫県を除いたものである。
2）平成28年の数値は、熊本県を除いたものである。
3）「親と未婚の子のみの世帯」とは、「夫婦と未婚の子のみの世帯」および「ひとり親と未婚の子のみの世帯」をいう。

出所）厚生労働省「国民生活基礎調査」

子どもが、年老いた両親の経済生活や病気・要介護になったときの面倒をみるのが、戦前までの家制度の下ではごく当たり前なことだったからである。それを行なうには三世代居住が最もふさわしいために、多くの家族が三世代居住にコミットしたのである。もう一つの有力な理由は、親世代・子ども世代ともに所得が低かったので、同居したほうが家計の節約が可能であること、また、年金・医療などの社会保障制度が未発達だったので、親世代にとっては子ども世代の経済支援がどうしても必要だったことである。

しかし三世代居住は実質的にはさまざまな課題を抱えていた。第 1 に、嫁姑問題で象徴されるように、親子間で世代間の心理的な軋轢が見られることである。第 2 に、所得がそれほど高くない子ども世代にとって、年老いた親世代と自分の子どもの経済支援を行なうのは苦しいということである。第 3 に、年老いた親にとっても子どもの世話になることに対する後ろめたさがかなりあったこと。そして、第 4 に、家族人数が多い三世代居住は窮屈さを感じることであり、自由と孤独を享受したい人にとっては障害となることである。

家計所得の上昇と二世代居住へのシフト

日本では高度成長期を経て家計所得の上昇が見られ、家族形態の変化が発生して、年老いた親と成人した子どもが個別に住むことを可能にした。親子が別居して経済的に自立した生活を送ることができるようになったのである。その背景には、年金や医療などの社会保障制度が充実する時代に入り、年老いた親が個別に住んでも経済生活ができるようになったという事情がある。

さらに、自由主義と個人主義が進展して、国民一般の間に三世代住宅を避けたいという要望

が強まったことがある。これは、家父長制度ないし家制度を前提とした大家族制よりも、自由と独立のもとで個人主義を享受できる小家族制度を国民が選好するようになったことの反映である。

以上は国民が経済的に豊かになったことと、日本人の精神構造の変化によって三世代居住が減少した理由である。繰り返しになるが、産業構造の変化とそれに伴う民族大移動（地方から都会への労働移動のこと）が三世代居住から二世代居住への大幅なシフトをもたらしたことを改めて強調しておきたい。地方で老いた親と子どもが共同で農業を営んでいた時代から、子どもが第二次産業や第三次産業で働くために東京や大阪に出てきて住むようになった。

都会で三世代居住を選択しない理由

ここで注釈が必要となる。もし子どもが地方を離れて都会に働きに出たのなら、親も一緒に都会に移って子どもと住めばよいのではないかという疑問が生ずるからである。それに対する回答は次の通りである。すでに述べたように、親世代の所得が増加したため地方にいても自立して生活できるようになっていたこと、都会に行って子どもの世話になることを望まなかったこと、見知らぬ土地や知人、友人のいない地域への不安があったことである。そして、子どももあえて親を呼ぶことを望まなかったのである。

もう一つの注釈が必要となる。都会に移った子どもが成人して自分の子どもを持つようになり、やがて老年齢となったときに、成人した子どもと一緒に住むかどうかを問われれば、多くは三世代居住を選択しないということである。年老いた親と成人した子どもは都会においても別居するのが一般的になったのである。

都会で三世代居住を選択しない理由としては、次のようなことを指摘できる。第１に、すでに述べたように、日本人が自由と独立、そして個人主義をますます好むようになり、複数世代・大人数で住むことを希望しなくなったことである。この傾向は地方より都会での生活でより顕著になる。都会の大喧騒の中では、家庭の中での大家族による悩みを敬遠したいということである。

第２に、都会、特に大都会においては土地の価格が高くなっており、ごく普通の家計で大きな家を建てることができない時代になっていたことである。地方では、土地の価格が安かったので、大きな敷地に大家族が住めるような大きな家屋を持つことができたが、大都会ではそれは困難だった。

「マンション」の時代へ

第３に、1970年から80年代より、日本の住宅が一戸建てよりも「マンション」という集合住宅が中心になったことである。これは都会で特に顕著であり、都会における土地価格の高騰が生じた結果、対策として狭小な土地に高層住宅をつくって、多くの世帯が住めるような住宅が大いに普及した。この効果は無視できない。いわゆる「マンション」は、戦後しばらくの間の深刻な住宅不足が起きていた日本において、政府が音頭を取って建設した鉄筋コンクリート法による４～５階建て集合住宅にその起源をもつといっていいかもしれない。

やがて、その集合住宅に民間建設会社が取り組む時代となり、都会に数多くの「マンション」が提供される時代となった。もとより木造住宅が主流であった日本において、鉄筋コンクリート建築技能が大きく進展したことが、この流れを助長したことを忘れてはならない。「マンション」には売却方式と賃貸方式の二つがあり、双方ともに庶民が購入ないし賃貸できる価格だったため、多くの家族が住むようになった。一部の豪華マンションを除いて、一家屋あるいは一世帯当たり居住空間は比較的狭く、部屋数も多くはない。庶民は狭小な「マンション」にしか住めない時代になり、都会ではもはや三世代が一緒に住むことができるような住居は存在しない時代になった。

高齢単身世帯の増加

ここまで示してきたいくつかの図表によって明らかな事実は、三世代居住の激減によって、小家族が住む小型一軒家かマンションが日本の住居の主流になったことであるが、もう一つこれに関して変化のあったことを示しておこう。これは単身で住む人の増加による住宅の小型化がより助長されたことである。

単身者の増加を説明する要因としては、次の二つが重要である。第１は、高齢単身者の増加である。成人した子ども世帯とは独立して住んでいた高齢者夫婦の夫（ないしは妻）が死亡したとき、残された高齢者はそれまで住んでいた住宅に一人で住み続けるため、高齢単身者が増えるということである。

「社会保障・人口問題研究所」による将来推計によれば、2040年には、世帯主が65歳以上の高齢者世帯のうち約40％が一人暮らしになる。単身の高齢者が残されたとき、残された片親を子どもが引き取って、再び三世代居住を開始することもありうる。単身の高齢者が一人で住むのには、普通の生活が容易にできないとか、病気や要介護などさまざまな問題が発生するからであり、それは日本の伝統的な家制度の良い点に郷愁を感じる人々がとりうる選択肢である。

高齢で単身になる人の約８割は女性である。現在の高齢者が結婚した頃の夫婦の年齢差は、平均すると男性が女性より数歳年上であったことと、女性のほうが男性よりも７～８歳長寿であるからである。やや余談になるが、不思議というか、自明なことかもしれないが、高齢夫婦において、夫が先立ったとき妻はその後長生きするが、妻に先立たれた夫はその後短命で終わるという。女性のほうが男性よりもはるかに家事などの生活力があること、男性のほうが女性よりも精神的に脆いことが関係している。

単身高齢女性と貧困問題

ここで、高齢単身女性の多くが貧困で苦しんでいることを指摘しておきたい。高齢単身女性のおよそ半分が貧困者と言われている。貧困にあえぐ高齢単身者を減らすためには、成人した子どもとの同居を勧める案と、年金・医療、介護などの社会保障制度の改善案が考えられる。ただし、現状では同居案の実現は難しく、社会保障制度の充実策の成否は国民の意向によって決定されるものである。

高齢単身女性の一人住まい数は増加している。例えば、高齢者用施設（通称・老人ホーム）に住む人が増加している。欧米では高齢者の施設居住が一般的であるが、日本でも欧米と同じような傾向を示しつつあると言ってよい。さらに、訪問介護や住宅介護制度の充実が進み、単身高齢者はそれほどの不自由さを感じることなく生活ができる時代になっていることも大きい。

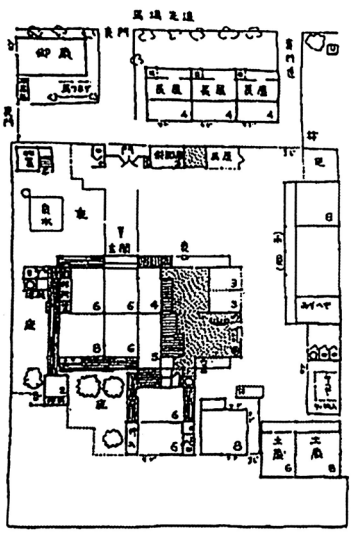
もう一つ日本で単身世帯の増加した理由がある。それは、晩婚化が進んだことと、結婚しない人が増加したことである。政府の推測によれば、日本人の生涯未婚率（一生で一度も結婚しない人）がここ数十年以内に20％前後に達するという。働く女性が増加したために、経済的な理由で結婚を望む人が減少したこと、一人身のほうが気楽な人生を送ることができれると感じる人が増加したこと、さまざまな理由で結婚を成就できない人が増加したこと、などの要因を指摘できる。

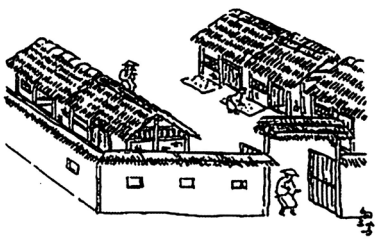
家族形態の変化が住宅形態の変化に与えた影響

これまで見てきたように、産業構造の変化と家族形態の変化が日本人の居住方式に大きな変化を及ぼした。それが具体的には、「大家族居住」から「小家族居住」への変化をもたらしたのである。

図５は、江戸時代の地主の大邸宅の家屋を示したものだが、仕えの人や小作人の住む小さな家屋が大邸宅の中にいくつかあることに気付いていただきたい。小作人はこのような地主の邸宅内だけではなく、別の土地できわめて狭小な

図5―農村の「大きな家」と「小さな家」の例



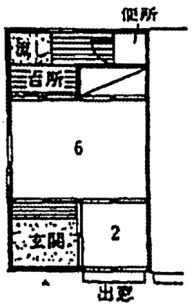


洛中洛外図屏風・百姓家

江戸時代の農村支配層の大邸宅。安永―天明期の大庄屋、河内、塩野家の構え。下人の住む小座のほかに長屋がある。

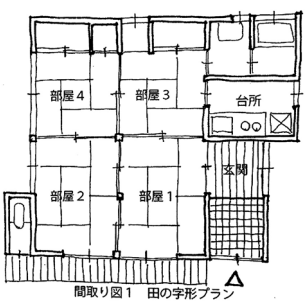
出所）西山卯三『すまい考今学―現代日本住宅史』

図6―大正・昭和期の東京下町住宅



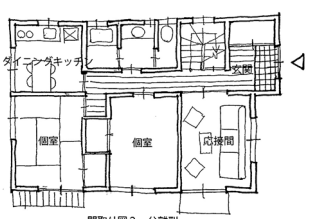
出所）桐敷貞次郎ほか「江戸・東京の都市史および都市計画史的研究(1)」『東京都立大学都市研究報告24』（1974年、中川清『日本の都市下層』290頁に再録）。

図7―田の字形間取り



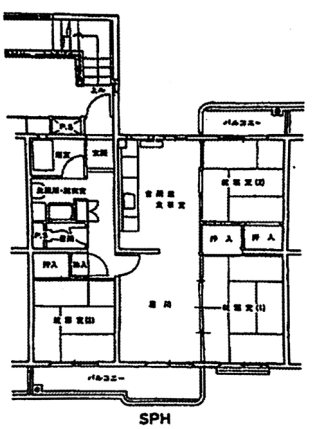
間取り図1　田の字形プラン

図8―廊下のある家屋の間取り



間取り図2　分離型

図9―公団住宅の間取り



家に住んでいた。農業がもっとも重要な産業だった時代は、大土地保有の地主の下で小作人が農作業をしていた時代であり、このような身分制を象徴する居住方式だった。なお都会の下町に住む商人・工員も、小作人と同じように狭小な住居で暮らしていた（図6）。

戦前あるいは戦後しばらく間の日本の住居は、廊下を介さない部屋が直接並ぶ間取りだった。これは「田の字形の間取り」（図7）と言われ、家人は部屋を通らねば別の部屋に行けなかったため、家人のプライバシーはほとんど無視されていた。一部屋か二部屋しかない小さな家屋には廊下はなかった。廊下のない住居は良く解釈すれば、家族の親しさや絆を重視するための手段であるが、悪く言えば個人の生活やプライバシーは無視するという当時の社会の風潮を物語っている。

時代が進み、家計が豊かになると、庶民でも廊下を持つ住居に住めるようになった。小家族でも家人のプライバシーを重視するようになり、個人が自分の部屋で好きなことをできるように配慮するようになった（図8）。換言すれば、個人主義を重視したいという社会の気風の変化が大きく作用したのである。図9は公団住宅の3LDKの間取りだが、廊下を明示的に持たないものの、真中にある居間と台所が廊下の役割を果たしていて、家人のプライバシーは保持されていると理解してよい。

最近、不動産業界に関する新聞や雑誌の記事で、「2022年問題」と呼ばれる言葉を頻繁に目にするようになった。2022年は生産緑地制度が導入されてから30年が経過し、生産緑地として認められるための営農義務が解除される年に当たる。このため、2022年以降には大量の農地が宅地に転用される可能性があり、それに伴って宅地の大量供給が起こるため、地価の下落など土地市場に混乱を引き起こすことなどが懸念されている。

宮崎論文（「固定資産税と土地利用――1990年代前半の制度改正に着目した実証分析」）は、この生産緑地制度が導入された際の土地利用への影響を分析している。すなわち、農地に対する優遇措置に対して1990年代はじめに実施された「長期営農継続制度の廃止」と「生産緑地法の改正」という二つの制度変更について、それらが土地の利用形態に与えた影響をDID（Difference in Difference）法を用いて実証的に検証している。

長期営農制度とは、三大都市圏の特定市におけるすべての市街化区域内農地に宅地並み課税を適用する税制改正がなされた際に、990平方メートル以上で10年間継続して農業を営む場合には、この宅地並み課税が免除された制度である。この制度は10年間の期限付きであったため、1992年３月に廃止され、代わりに同年４月からは生産緑地法が改正されて、この生産緑地制度を介して農地の宅地並み課税を回避させる対応が取られた。

生産緑地制度では、農地の所有者が生産緑地を選択すると、その所有者の死亡や疾病等によって農業が続けられない状況が発生した場合以外は、30年間は農地以外への転用が認められなくなるが、それまでの間は宅地並み課税が免除されるというものである。

宮崎論文では、以下のような二つの仮説を立てて、制度変更の影響を捉えようとしている。仮説①長期営農継続制度の廃止によって、三大都市圏特定市において市街化区域内農地が減少する。仮説②減少した市街化区域内農地は生産緑地法の改正の結果、すべてが転用されて宅地化されるわけではない、すなわち、生産緑地法によって転用が抑制される。

この仮説の検証のために、183市の３大都市圏の特定市をトリートメントグループとし、他の318市をコントロールグループとして、1992年を境とするDID分析がなされている。市街化区域内農地だけでなく、宅地比率や生産緑地を含む一般農地比率も被説明変数とした実証分析も報告されている。

この分析の結果、1992年に市街化区域内農地は有意に減少する一方、宅地への転用は確認されていない。また一般農地は10％水準だが有意に増加しており、その係数の値は市街化区域内農地の係数よりも絶対値が小さいが、かなり近い値が報告されている。

すなわち、市街化区域内農地は減少したが、その大部分は少なくとも1992年にはほとんど宅地化されずに生産緑地として一般農地に参入されたことが示されている。さらに、1992年の前後２期間にトリートメント変数を加えた分析や、そこにさらに都道府県ダミーとタイム・トレンド項との交差項を加えた追加の分析もなされている。これらの追加の分析では、市街化区域内農地は1992年を境に減少し、宅地比率がその後徐々に増加している様子が描き出されている。

以上の分析は過去の制度変更の政策的な評価だけでなく、2022年問題を考える際の重要な基本的情報を提供するものと見ることもできるだろう。

◉

近年、さまざまな分野で従来よりも詳細で大量のデータが入手できるようになり、このことが実証分析の手法や在り方にも大きく影響するようになってきている。**西・浅見・清水論文（「住宅設備と賃料――住宅の詳細構造を用いた賃料推定」）**は、このような膨大で詳細な不動産情報データを利用して、逆にそれが利用できない場合に生じうる問題を検出しようと試みた論文である。

住宅賃料に関するヘドニック分析においては、住宅特性に関する十分なデータが得られない場合には、その価格付けを適切に反映できない結果、過少定式化バイアスが生じる可能性がある。この点を考慮して西・浅見・清水論文では、詳細な住宅設備に関する情報を用いた分析と、そのような情報（すなわち説明変数）の一部を除いた場合の分析結果を比較して、どのような影響が生じているのかを調べている。

分析では、初めに従来のヘドニックモデルに詳細な住宅設備の情報を加えることで、モデルのフィ

ットの良さが改善するか否かを赤池情報量（AIC）基準に基づいて評価している。これによって、住宅特性を加えることで、モデルの予測精度が改善することを示しており、特に、Full Model（分析で用いられているすべての説明変数を加えたモデル）で、その精度が最も高まることを確認している。

そのうえで、住宅設備の変数が除かれている場合に、他の変数の係数の推定値がすべての変数を含めたモデル（Full Model）の係数の推定値を基準として、その95％信頼区間に入らない場合に、推定値にバイアスが発生していると解して、過小定式化バイアスの存在を検証している。その際、①どの変数が欠けると他の変数に影響を与えるのかという観点と、②どの変数がバイアスを生じやすいのかという二つの観点で分析を整理している。①の変数としては所在階、専有面積、築年、RC/PC、オートロック、コンロ二口以上といった変数があげられ、②の変数としては専有面積と東京距離があげられている。

ただ、①の各変数が欠けるとどの変数にどのような方向にバイアスを生じさせるのか、また②については、どのようなバイアスが生じやすいのかという点などの説明はほとんどない（唯一、オートロックが説明変数から除かれると東京距離の係数にバイアスを生じさせることが説明されているが、どの方向に生じているのかも明らかにされていない）。より詳細な分析の報告とバイアスが生じた原因についての具体的な考察がなされれば、論文全体の有用性がもっと高まるように思われる。

◉

居住地として大都市を選択する人と地方圏に転居する人との間には、どのような違いがあるのだろうか。**對間論文「大都市圏から地方圏への移住行動の個人的・環境的要因」**は、関東圏のデータを用いて大都市圏から地方圏への移住をもたらす環境的要因とそれを選択した人の個人属性を捉えようとする試みである。

この目的のために論文では、以下の４つの仮説を設定したうえで分析している。①大都市圏と地方圏において移住行動に影響する地域的な環境要因が異なる。②大都市圏から地方圏に移住する人と移住しない人で個人属性に違いがある。③過去に訪れた地域に愛着を感じて移住が促進される。④年代ごとに移住要因が異なる。これらの分析で用いられたデータは、地域的な環境要因については政府統計を用い、個人属性については関東地方全域に居住する大都市圏出身者を対象としたインターネット調査が利用されている。

仮説①については、市区町村の社会的な人口の増減（転入数－転出数）について、都市圏では結婚率と事務所数が統計的に有意に正の相関がある。他方、地方圏では事務所数や一次産業事務所率が有意に負の相関を持ち、第三次産業事務所率、結婚率、平均世帯人数が有意に正の相関があるとしている。

内生性がコントロールされていないため、環境的要因と理解するよりは、人口増（あるいは減）との相関が高い変数を示しているものとして解釈したほうが適切な理解が可能になるようにと思われる。例えば、結婚率が高い地域に移住しているわけではなく、結婚を機に移住する人が多い結果、人口増加地域で結婚率が高くなるという解釈のほうが自然なように思われる。また第三次産業が地方圏の社会的な人口増加に寄与しているとされるが、むしろ人口が流入している地域に第三次産業が進出している効果が捉えられているかもしれない。

仮説②では、大都市圏から地方圏に移住する世帯では、結婚しておらず、土地も所有していない世帯が移住する傾向が強いとし、その世代別分析（仮説④）では10代では学生が、20代以上のすべての世代では結婚していない人が、30代以上では子供のいない世帯の移住が有意に正となっている。また仮説③については、過去に訪れた地域への愛着が強い人ほど移住していることが示されている。

全体に素朴な統計的分析に基づいており、要因分析として解釈するにはいっそうの分析上の工夫が必要なように思われるが、東京圏周辺での転居状況と社会的、経済的背景を観察するうえで意義のある情報を提供してくれる。なお、對間論文では「移住行動」の分析としているが、通勤圏内の転居も多いように思われ、「移住行動」というよりは「転居行動」と呼ぶほうが相応しいかもしれない。その点では文面上の表現なども、少し修正されるべきかもしれない。

（H・S）

論文

固定資産税と土地利用
1990年代前半の制度改正に着目した実証分析

宮崎智視

はじめに

土地に課される固定資産税は、佐藤（2009）などの地方財政の教科書において、「望ましい」地方税としてしばしば紹介されている。最も単純な議論は、土地の所有者が、公共サービスの対価として固定資産税を支払うべきとする考え方である。これは、固定資産税の帰着についての伝統的な議論に関わるものであり、土地に対する固定資産税は全額土地所有者に帰着する一方、彼ら（彼女たち）はその地域の公共サービスから便益を受けているため、受益と負担が対応することがその根拠となっている。

しかしながら、固定資産税の評価が市場価格から乖離している場合、公共サービスの受益は価格（地価）に適切に反映されているとは限らない。実際のところ、土地に対する固定資産税を巡っては、政策的な配慮や技術的な問題がしばしば指摘されている。農地に対する優遇措置は、その際たるものとも言えよう。具体例としては、農地の評価額を宅地や工業用地などよりも低くすることが挙げられる。本稿では、このことを「農地に対する優遇措置」と定義する。

通常、農地に対する固定資産税の負担は、その収益性が低いことや自然保護の観点などから、多くの国で優遇措置が採られる傾向にある。例えばLynch（2003）では、食糧安全保障、農業における雇用の確保、農地の効率的な発展、および「緑の保全」という観点から、農地の保全を正当化している。

しかしながら、都市部における農地の保護は、高い収益をもたらすであろう工業用地や商業用地への転用を阻むことになる。Bruce（2000）では、東京近郊を例にとってこのことを紹介し、そこで収穫される農産物を「おそらく世界で最も高価な果物と野菜であろう」と述べて非効率の例として挙げつつ、都市部における農地の保護に対して疑義を呈している。

言うまでもなく、農地がそれ以外の用途に転用されないならば、さらなる都市化が阻まれることになる。昨今ではいわゆる「空き家問題」が大都市圏でも深刻になっているため、これ以上の農地を宅地や工場用地等に転用する必要はないとの声もあろう。しかしながら、適切でない土地利用は、さまざまな都市問題を引き起こす。実際に山崎（2001）は、「日本の都市問題の一つは、市街化区域内に依然として多くの農地が残されている点である」と述べている。山崎（2001）のこの一文は、都市部における「過度な農地の保護」が、都市問題そのものであるとすら述べているとも言えよう。

本稿では、都市部における「過度な農地の保護」の解決策としてなされた固定資産税に関する制度改正に着目する。具体的には、1990年代前半に、三大都市圏特定市を対象に行なわれた⑴長期営農継続制度廃止と、⑵生産緑地法改正、という二つのイベントをある種の自然実験として捉え、それが土地利用に与えた影響をDifference-in-Differences（以下、DID）を用いて実証的に検証したMiyazaki and Sato（2019）

の結果を紹介する。

なお、総務省『住宅・土地統計調査』や国土地理院の地理情報システムでは、より細かいレベルのデータが利用可能になる。しかしながら、本稿では制度改正「前後」における土地利用に着目している。これらのデータでは、制度改正前後の期間でデータが得られなかったり、農地が市街化区域農地であるのか、あるいは生産緑地であるのかが区別できなかったりする。このため、Miyazaki and Sato（2019）では市町村データを用いていることに注意されたい。

本稿の構成は以下の通りである。第１節では日本における農地に対する固定資産税の優遇措置と、1990年代になされた上記の二つの制度改正について整理する。第２節では、Miyazaki and Sato（2019）の仮説と実証分析のフレームワークを提示する。第３節では、データの詳細を説明・議論し、第４節では同論文の実証結果を紹介する。第５節は本稿の結論部分である。

1 農地に対する固定資産税の優遇措置の根拠と日本の制度改正

冒頭でも触れたように、通常、農地は宅地よりも収益が低いと考えられる。このため、農地に対する固定資産税の評価を宅地よりも低くすることで、農家の税負担を軽減することが可能となる。日本における農地に対する固定資産税の優遇措置はこのことを反映しており、実際にKitazato（2003）は、この点を海外に向けても紹介している。

ところで、日本において農地は、一般農地と市街化区域農地の二者に大別される。後者は、都市計画法の市街化区域内に存在する農地であり、同法の第７条第２項において「すでに市街地を形成している区域及びおおむね十年以内に優先的かつ計画的に市街化を図るべき区域」と定義されている。このことを踏まえ、評価は「宅地並みの評価」をすることが原則となっている[1)]。とりわけ、都市計画法第７条第１項が規定する東京都特別区、三大都市圏（首都圏、近畿圏および中部圏）内の政令指定都市および既成市街地、近郊整備地帯などに所在する市である「三大都市圏特定市」の市街化区域農地については、農地の転用を促し都市化を進める観点から、評価だけではなく税負担も宅地並みとすることが求められている。いわゆる「宅地並み課税」である。

著者写真

みやざき・ともみ
1977年高知県高知市出身。早稲田大学政治経済学部卒。一橋大学大学院博士後期課程単位修得退学。博士（経済学）。名古屋学院大学経済学部准教授、東洋大学経済学部准教授を経て、現在、神戸大学大学院経済学研究科准教授。著書：『財政のエッセンス』（共著、有斐閣）など。

しかしながら、三大都市圏特定市における市街化区域農地の宅地並み課税を巡っては、樋口（2008）でも指摘されているように、農地の所有者や業界団体等の反発も根強かった。このことを踏まえ、1982年度には長期営農継続農地制度が創設された。同年度には、地方税法の一部を改正し、三大都市圏特定市におけるすべての市街化区域農地に「宅地並み課税」が適用されることになった。一方、上記の制度の下では、990㎡以上の農地で10年間営農を継続するならば、当該農地に係る固定資産税･都市計画税については「宅地並み課税」を免れることが可能となった。多くの農家は10年間の営農を選択したと考えられ、実際にIshi（1991）は、「宅地並み課税」を逃れるために、本来なら宅地転用をすべき土地であるにもかかわらず、農地として偽装したケースについても言及している。

もっとも、長期営農継続農地制度は10年の期限つきの措置であるため、同制度は1991年度末（1992年３月）をもって廃止となった。直後の1992年度（同年４月）には、生産緑地法が改正された。生産緑地法改正の結果、三大都市圏特定市における市街化区域農地は、表１に示すように、⑴宅地化すべき農地と、⑵生産緑地という二者に区分されることになった。もし所有者

表1―制度改正前後における、三大都市圏特定市内における市街化区域農地の区分

	種類	優遇措置
制度改正以前 （1982年度-1991年度）	市街化区域農地	あり
制度改正以降 （1992年度-2021年度（予定））	生産緑地 市街化区域農地（除生産緑地）	あり（30年間） なし（宅地並み課税）

が⑴を選択した場合は、もはや軽減措置は受けられなくなるため、税負担はそれ以前よりも増加することになる。⑵の生産緑地を選択した場合、当該土地は農地としての評価を受けかつ税負担も軽減される。しかしながら、30年間は他用途への転用が不可能となる。その意味では、寺井（2001）や壁谷・伊多波（2009）などでも指摘されているように、長期営農継続農地制度の廃止と生産緑地法改正の結果、三大都市圏特定市では、市街化区域内農地の所有者は、農地として耕作することに対してより厳しいルールに直面することになり、⑴を選ぶ結果、宅地への転用も促進されるものと期待されていた。実際に、制度改正直後に大阪府で実施された大西ほか（1992）のアンケート調査によると、宅地転用を選んだ農家のうち、生産緑地の指定要件が厳しすぎることをその理由として回答した人は、当該農家の50%近くにのぼる。

しかしながら、冒頭の山崎（2001）の指摘は、多くの土地所有者は上記の制度改正の際に、生産緑地として営農を続けることを選んだ可能性を示唆するものとも言えよう。一連の制度改正の結果、確かに他の自治体と比較すると三大都市圏特定市において市街化区域農地は減少したことはもっとなことであろう。一方、多くの所有者が税負担は増えるものの、より自由度の高い宅地化すべき農地とすることを選んだのであるのか、あるいは造成等の行為に制限はあるものの、より固定資産税負担の軽い生産緑地とすることを選んだのかは、実証分析によって明らかにする必要があろう。

ところで、上記の二つの制度改正では、相続税も対象とされていた。山崎（2001）も、相続税の負担に関する議論につなげるために、冒頭で示したことに触れている。通常、土地の保有動機は、⑴遺産として保有すること、⑵取引のオプションとして持つこと、の二者に大別されよう。言うまでもなく、相続税は⑴にかかわり、固定資産税は所有者が将来土地を売買する際に影響すると考えられる。以下の三つ理由から、相続税は固定資産税ほど重要ではないと考えられるため、Miyazaki and Sato（2019）では対象としていない。まず、相続税は相続時にのみ支払う一方、固定資産税の負担は、土地を保有する限り毎年生じる。納税者にとっては、一時点の負担よりは毎年の負担のほうが重要と考えられよう。次に、寿命の不確実性に個人は直面しているため、必ずしも長期的な視野で個人は行動するとは限らない。最後に、よく知られているように、相続税の適用件数は著しく低い。これらの理由から、以下では相続税を捨象して、固定資産税にのみ着目する。

2 実証仮説と計量分析のフレームワーク

Miyazaki and Sato（2019）においては、第1節での制度のまとめと理論分析も踏まえ、以下のような実証仮説を提示している。

仮説1：長期営農継続農地制度の廃止の結果、三大都市圏特定市においては市街化区域農地の減少が観察される。

仮説2：減少した市街化区域農地は、生産緑地法改正の結果、すべてが宅地転用されるとは限らない。

以下、最初に仮説1を例にとり、最も単純なDID推定に関する⑴式を説明する。

$$L_{ipt}=\beta_0+\beta_1 T_i+\beta_2 REFORM_t+\beta_3 D_{i,t}+\varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

ここで、L_{ipt}はt年における、p県内のi市の市街化区域農地比率である。T_iは三大都市圏特定市を1、それ以外をゼロとするダミー変数であり、$REFORM_t$は長期営農継続農地制度の廃止と生産緑地法改正が事実上有効となった1992年度を1、それ以外の年をゼロとするダミ

ー変数である。$D_{i,t}(T_i \times REFORM_t)$は、$T_i$と$REFORM_t$の交差項であり、一連の制度改正の効果を捉える。$\varepsilon_{ipt}$は撹乱項である。

さらに、トリートメント変数である$D_{i,t}$の2期リードおよびラグ項を加えた以下の(2)式も推定する。

$$L_{ipt}=\gamma_i+\lambda_t+\sum_{\tau=-1}^{-2}\delta_\tau D_{i,t}^{\tau}+\sum_{\tau=0}^{2}\delta_\tau D_{i,t}^{\tau}+X'_{ipt}\eta+\varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

ここで、$D_{i,t}^{\tau}$は制度改正が行なわれた1992年度を0、すなわち$\tau=0$としたうえで、そこからτ年前（後）かを示している。すなわち、δ_{-1}とδ_{-2}は制度改正後の効果を捉え、δ_{+1} and δ_{+2}は制度改正前の所有者の行動を捉える。γ_iは市の個別効果（市ダミー）を示し、λ_tは年次効果であり、X_{ipt}はその他の説明変数のベクトルである。

最後に、Besley and Burgress（2004）に倣い、地域ダミー（都道府県ダミー）を導入し、かつ地域ダミーとタイム・トレンドとの交差項（すなわち、地域特有のトレンド）を(2)式に加えた推定も試みる。推定式は(3)式のように書くことができる。

$$L_{ipt}=\alpha_{0p}+\alpha_{1p}t+\gamma_i+\lambda_t+\sum_{\tau=0}^{-2}\delta_\tau D_{i,t}^{\tau}+\sum_{\tau=1}^{2}\delta_\tau D_{i,t+\tau}+X'_{ipt}\eta+\varepsilon_{ipt} \quad (3)$$

α_{0p}は都道府県ダミーであり、$\alpha_{1p}t$は都道府県ダミーとタイム・トレンドtとの交差項の係数である。

また、仮説2に関連して、減少した市街化区域農地が宅地に転用されたのか、それとも生産緑地として保存されたのかをチェックするため、宅地比率と、後述するようにデータには生産緑地も含む、一般農地比率とを被説明変数とした推定も試みる。

まず、仮説1を踏まえると、市街化区域農地比率を被説明変数とした推定式では、$D_{i,t}$ないしは$D_{i,t}^{0}$の係数は負になることが期待される。一方、宅地比率ないしは一般農地比率を被説明変数としたケースでは、おのおのが正に推定されることが期待される。

なお、(2)式と(3)式で用いるその他の説明変数としては、市街化区域農地に関する実効税率[2]、各市の歳入に占める地方税収の比率、生産農業所得、人口密度、および製造品出荷額を用いる[3]。

3 データの説明

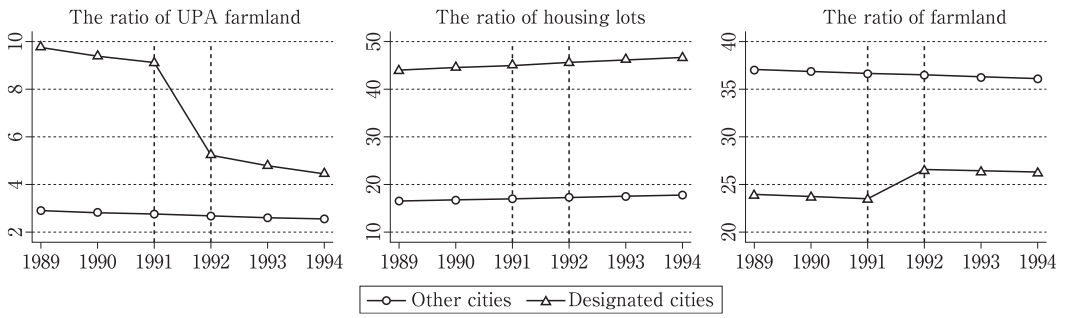
3.1 標本期間とデータの出所

標本期間は制度改正前後を含む、1989年度から1994年度である[4]。市街化区域農地、宅地、および一般農地について、面積、固定資産税評価額、および固定資産税課税標準に関しては、総務省「固定資産の価格等の概要調書」（以下、「概要調書」）のデータを用いる。先の市街化区域農地、宅地、および一般農地を合計したものを「土地総額」と定義し、土地総額に占めるおのおのの比率を市街化区域農地比率、宅地比率、および一般農地比率とする。「概要調書」の「宅地」には、通常の「住宅用地」だけではなく、それ以外の店舗や工場等に利用されている「商業地等」も含まれることに注意されたい。

なお、1992年度の制度改正に際して、従前は市街化区域農地となっていたものは生産緑地として保存されることになっている。「概要調書」においては、生産緑地は一般農地に区分される。このため、同年に宅地転用されず生産緑地として保存されたものは、「概要調書」においては一般農地に区分されることに注意されたい。

ところで、ある年の4月から翌年3月（会計年度）までの固定資産税の徴収は、前会計年度である同年1月の情報に基づいている。その意味では、例えば1992年度の「概要調書」に納められているデータ（1992年4月から1993年3月まで）は、長期営農継続制度が廃止されていない「1991年度内」である1992年1月の状況を反映したものである。同様に、1993年度のデータ（1993年4月から1994年3月まで）は、「1992年度内」である1993年1月の情報に基づくものである。すなわち、他のデータと異なり、「概要調書」に納められている固定資産税評価額および課税標準などは、「前年度」の情報に基づく

図1―市街化区域農地比率、宅地比率、および一般農地比率の平均値の推移
（Miyazaki and Sato（2019）の Case 1、単位：%）



注）UPA farmland は市街化区域農地、housing lots は宅地、および farmland は一般農地をそれぞれ示す。Designated cities は三大都市圏特定市（トリートメント・グループ）であり、other cities はそれ以外の市（コントロール・グループ）を示す。二つの点線は制度改正の前後である1991年度および1992年度をそれぞれ示す。

ものである。したがって、「概要調書」に実際に収められているデータは、すべて一つ前の会計年度の情報に基づくものであることに注意されたい。このことを踏まえ、「概要調書」のデータは、1990年度から1995年度（ただし、上記より収められている情報はそれぞれ前会計年度である1989年度から1994年度の土地利用を踏まえなされたもの）が出所となっている。

市町村歳入および税収のデータは、総務省「市町村別決算状況調」の当該データを用いた。人口のデータは総務省「住民基本台帳」が出所である。市町村の面積は、国土地理院のデータを用いた。人口および面積のデータを用いて、人口密度を計算した。生産農業所得は農林水産省「生産農業所得統計」、製造品出荷額は経済産業省「工業統計調査」のデータをそれぞれ用いる。いずれも、1989年度から1994年度のデータを用いる。

対象とする市は、1989年度から1994年度までの間に存在した501市である[5)]。501市を選定した理由は以下の通りである。最初に、市街化区域農地が存在しない市を除外した。次に、1989年度から1994年度までの間に、政令指定都市に指定されていなかった市を対象外とした[6)]。最後に、1980年代ないしは1990年代でも市町村合併はいくつかの例がある。このため、標本期間の間に合併ないしは消滅した市は対象から外した。

以上により、501市を対象とした。その中でも、183の三大都市圏特定市がトリートメント・グループとなり、残りの318市がコントロール・グループとなる。この501市を対象としたケースが、「Case 1」である。

なお、Miyazaki and Sato（2019）では、結果の頑健性をチェックするため、コントロール・グループについては、市の定義が原則「人口５万人以上」であることを踏まえ、人口５万人以上の206市に絞ったケース（Case 2）と、人口10万人以上の104市にコントロール・グループを限定したケース（Case 3）についても分析を試みている。なお、紙幅の関係上、本稿では Case 1の結果のみを報告している[7)]。

3.2 データの整理と DID 推定の妥当性のチェック

図１は、標本期間における市街化区域農地比率（ratio of UPA farmland）、宅地比率（ratio of housing lots）、および一般農地比率（ratio of farmland）について、おのおののグループの平均値の動きを示したものである。この図から、市街化区域農地比率は、三大都市圏特定市（designated city）については、長期営農継続農地制度の廃止および生産緑地法の改正が行なわれた1992年度には著しく低下したことがわかる。一方、それ以外の市については、1992年度に市街化区域農地比率が顕著に低下したわけではないことがわかる。

一方、宅地比率については、制度改正いかんにかかわらず、三大都市圏特定市およびその他の市とも上昇傾向が観察されることがわかる。一般農地比率については、まず制度改正前は双方のグループとも減少傾向にあるものの、制度改正前後の1991年度と1992年度については三大都市圏特定市で上昇している一方、それ以外の市（コントロール・グループ）については制度改正前と傾向が変わらないことがわかる。図1からは、1992年度の制度改正の結果、三大都市圏特定市で減少した市街化区域農地の多くが、生産緑地として保存された結果、一般農地比率が当該市において上昇したことも窺えよう。一方、1993年度以降は、三大都市圏特定市の一般農地比率は再び減少傾向になっていることがわかる。

次に、DID 推定を行なう前、満たすべき仮定について、仮説1に関わる市街化区域農地に焦点を絞って議論する。まず、共通ショックの仮定（common shocks assumption）から検討する。1992年度には、地価税が課されることになった。また、1994年度から固定資産税評価額は公示地価の7割を目処として評価されることになった。一部の地主が、このことを予期して行動していた可能性は排除できない。しかしながら、これらの政策は三大都市圏特定市を対象に行なったわけではなく、すべての自治体およびそこに住む人たちが対象であった。ゆえに、これらの政策は対象とする市に共通するショックであったと判断されよう。

次に、平行トレンドの仮定（共通トレンドの仮定、parallel trends assumption、common trends assumption）について、本稿の分析で最も重要な市街化区域農地比率を対象にチェックをしたい。この仮定が成立するためには、制度改正が仮になされなかったならば、トリートメントおよびコントロールグループ双方のアウトカム（ここでは市街化区域農地比率）のトレンドが同一であることが要請される。図からは、三大都市圏特定市およびそれ以外の市とも、制度改正前は減少傾向にあり、その程度もほとんど同じであると判断しても問題ないと考えられる。その意味では、この図は平行トレンドの仮定が成立していることを裏付けると判断されよう。

なお、次節でも示すように、$D^{\tau}_{i,t}$ の係数は、制度前はゼロに近いことが示されている。このことは、平行トレンドの仮定の成立を統計的にも支持するものと判断されよう。

表 2 ― 2 期間 DID 推定の結果（Miyazaki and Sato (2019) の Case 1）

被説明変数	市街化農地比率	宅地比率	一般農地比率
DID estimate	−0.038 ***	0.004	0.033 *
	(0.005)	(0.02)	(0.022)
Adjusted R-squared	0.29	0.43	0.1
観測値数	1002	1002	1002
トリートメント・グループの数	183	183	183
コントロール・グループの数	318	318	318

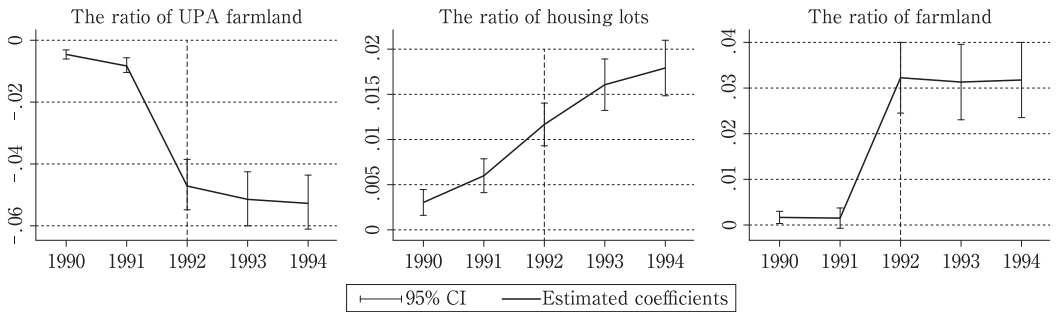
注）括弧内は係数の分散不均一を修正した標準誤差を示す。*** は1％、* は10％の有意水準で帰無仮説が帰着されたことをそれぞれ示す。DID estimate は、(1)式のトリートメント変数である $D_{i,t}$ ($T_i \times REFORM_t$) の推定値（β_3）を示す。

4 実証結果

表2は、(1)式の最も単純な2期間 DID 推定の結果を示したものである。表からは、市街化区域農地比率を被説明変数とした場合、$D_{i,t}$の係数（β_2）は有意に負に推定されることがわかる。一方、宅地比率は正であるが有意な結果を得ることができず、一般農地比率については有意に正に推定されたことがわかる。

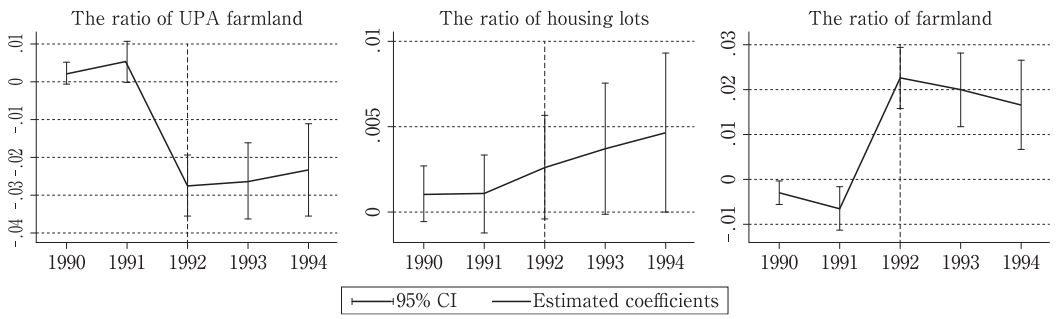
次に、(2)式と(3)式の推定結果のうち、(2)式の、$D^{\tau}_{i,t}$ の係数（δ_τ）の推定値をプロットして報告したものが図2、(3)式の当該推定値を報告したものが図3である[8)]。これらの図からは、市街化区域農地比率については、2期間 DID 推定と同様、制度改正後に推定値が負でかつ有意になっていることがわかる。一方、宅地比率については、推定値は正でかつ有意でこそあるもの

図 2―(2)式の、δ_t の推定値をプロットしたもの（Miyazaki and Sato（2019）の Case 1）



注）この図は、(2)式の $D_{i,t}^{i}$（$=T_i \times REFORM_t$）の係数である δ_t の結果を報告したものである。点線は制度改正がなされた1992年度を示すものである。UPA farmland は市街化区域農地、housing lots は宅地、および farmland は一般農地をそれぞれ示し、95%CI は95％の信頼区間を示す。

図 3―(3)式の、δ_t の推定値をプロットしたもの（Miyazaki and Sato（2019）の Case 1）



注）この図は、(3)式の $D_{i,t}^{i}$（$=T_i \times REFORM_t$）の係数である δ_t の結果を報告したものである。点線は制度改正がなされた1992年度を示すものである。UPA farmland は市街化区域農地、housing lots は宅地、および farmland は一般農地をそれぞれ示し、95%CI は95％の信頼区間を示す。

の、制度改正前と比して顕著に推定値が上昇したわけではないことがわかる。一般農地比率については、制度改正前はゼロに近かったものの、制度改正時の1992年度には前年度よりも推定値が大きくなって、その後低下傾向にあることがわかった。

以上の実証分析の結果からは、仮説１が支持されることがわかる。一方、減少した市街化区域農地は、宅地に転用されたとの結果は頑健に確認されない一方、生産緑地も含む一般農地比率に関する２期間 DID 推定および(2)式と(3)式の結果を踏まえると、多くは生産緑地として保存されたことが示唆されよう。その意味では、仮説２で示唆するように、生産緑地法の改正によって、減少した市街化区域農地はすべてが宅地転用されたわけではないことがわかる。

生産緑地として保存する理由の一つとしては、節税対策が考えられよう。多くの農家は、兼業農家である。兼業農家の場合、農業よりもさらに高い収入を得る仕事に従事していることは十分にあり得る。そのような家計の場合、宅地に転用して収益を得るよりはむしろ、生産緑地として維持をしたほうが節税対策としては有効であろう。大西ほか（1992）によると、生産緑地を選んだ回答者のうち、50％は節税対策と回答している。かつ、大西ほか（1992）のアンケートの回答者の70％以上が兼業農家であることは、この解釈の妥当性を裏付けるものとも言えよう。

5 まとめ

本稿では、1990年代になされた長期営農継続農地制度の撤廃および生産緑地法の改正が、土地利用に与える影響を分析した Miyazaki and Sato（2019）の結果を紹介したものである。同論文の実証結果は、制度改正の結果三大都市圏特定市においては市街化区域農地比率の減少は

頑健に確認されたものの、その多くは宅地転用されたとは考えられず、生産緑地として保存された可能性を示唆するものである。この実証結果は、市街化区域内で多くの農地が保護されているという、山崎（2001）などが指摘する日本の都市問題が解消されていないことを説明するものとも言える。その原因は1992年４月の生産緑地法の改正であり、都市化を進める観点では、同法の改正はすべきではなかったとも言えよう。

もっとも、現行の生産緑地法は2022年に解除されることになる。特定生産緑地とした場合には2032年までは優遇措置を受けられるものの、法律が失効する結果、どの程度宅地に転用されていくのか、あるいは農地として保護されるのかについては改めて検証する必要があろう。

謝辞

本稿は、Miyazaki and Sato（2019）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許可下さった佐藤主光先生に感謝します。

注

1）ただし、三大都市圏特定市における市街化区域農地と生産緑地地区の指定を受けた農地以外は、一般農地の負担調整措置の結果、実際の税負担は一般農地並みと同等まで軽減される。

2）実効税率を計算する際には、二つの段階を踏んだ。まず、固定資産税収のデータを次の式の通り計算して算出した。

固定資産税収＝固定資産税課税標準×0.014

ここで、0.014は固定資産税の標準税率（1.4%）である。次に、実効税率については、税収を固定資産税評価額で割って求めた。

3）その他の変数として、国勢調査のデータを用いることも考えられる。しかしながら、国勢調査は５年に一度の実施であることから、本稿のように制度改正の前後の年度も含む形でパネルデータを構築し推定を試みる場合には、分析に用いることは難しいと考えられる。

4）ここで、1988年度以前のデータを追加することで、標本期間を延長することも考えられる。しかしながら、この期間は1980年代半ばから後半の期間にわたって地価が高騰したいわゆるバブル景気の時期が含まれる。バブル期の景気変動の影響を排除するためには、1988年度以前のデータを含めないことが好ましいと考えられよう。

5）「概要調書」のデータでは、東京都特別区は23区の集計データが報告されているのみであり特別区ごとのデータは収められていない。このため、Miyazaki and Sato（2019）および本稿で報告されている結果には、東京都特別区が含められていないことに注意されたい。

6）例えば、千葉市は1992年度に政令指定都市に移行した。同市は、それ以前でも三大都市圏特別区に区分されていたものの、このことを踏まえて千葉市は含めなかった。

7）ケース２およびケース３の結果の詳細は、以下のサイトにアップされている、Miyazaki and Sato（2019）を参照されたい。https://www.economics.uci.edu/research/wp/ec_wp_1819.php

8）推定結果の詳細は、先述の Miyazaki and Sato（2019）を参照されたい。

参考文献

Besley, T. and R. Burgress（2004）“Can Labor Regulation Hinder Economics Performance? Evidence from India,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, pp. 91–134.

Bruce, N.（2000）*Public Finance and the American Economy*, 2nd Edition, Addison Wesley.

Ishi, H（1991）“Land Tax Reform in Japan,” *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 32, pp.1–20.

Kitazato, T.（2003）“Japanese Fixed Property Tax,” http://www1.worldbank.org/publicsector/decentralization/June2003Seminar/Japan.pdf

Lynch, L.（2003）“Do Agricultural Preservation Programs and Preferential Property Tax Programs Affect Farmland Conversion?” Paper presented at the 2003 Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association.

Miyazaki, T. and M. Sato（2019）“Property Tax Reform and Land Use: Evidence from Japan,” Department of Economics University of California, Irvine Working Paper, 18–19–05.

大西敏夫・小林宏至・橋本卓爾（1992）「改正生産緑地制度と都市農業展開の諸条件」『農林業問題研究』第28巻 supplement 1 号、1–5頁。

壁谷順之・伊多波良雄（2009）「土地税制と地方財政収入：農地に対する優遇措置を巡って」『会計検査研究』第40号、79–96頁。

佐藤主光（2009）『地方財政論入門』新世社。

寺井公子（2001）「市街化区域内農地に対する『宅地並み課税』の効果」『都市問題』第92巻第11号、69–81頁。

樋口修（2008）「都市農業の現状と課題：土地利用制度・土地税制との関連を中心に」国立国会図書館『調査と情報』第621号。

山崎福寿（2001）『経済学で読み解く土地・住宅問題：都市再生はこう進めよ』東洋経済新報社。

論文

住宅設備と賃料
住宅の詳細構造を用いた賃料推定

西 颯人・浅見泰司・清水千弘

はじめに

住宅サービスの消費は家計支出のおよそ４分の１を占めることから、その選択と消費は家計の効用水準に大きく影響すると言える。家計おのおのがその効用を最大化するように住宅を選択する際には、住宅の質と価格が比較・吟味されると考えられる。

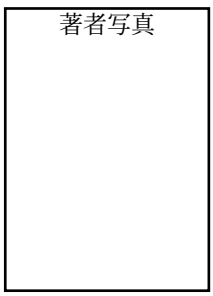
家計の消費行動と住宅の質との関係を説明する理論として、Rosen（1974）のヘドニック理論がある。伝統的な価格理論では、一物一価の法則が市場分析を行なううえでの基礎的な仮定となるが、Lancaster（1966）が分析しているように、この仮定は差別化された商品を扱ううえで理論的に（そして実証分析を行なううえでも）きわめて不都合である。そこで、Rosen（1974）はこのような属性の束としての商品価格データが、どのような市場メカニズムで発生するのかを理論的に解明した。Rosen の研究は、商品供給者のオファー関数（offer function）、商品需要者の付け値関数（bid function）およびヘドニック関数の構造との間の関係を厳密に検討し、商品の市場価格を消費者および生産者の行動から特徴づけている。

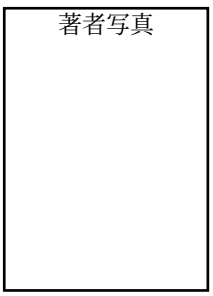
しかしながら、ヘドニックモデルを実際の住宅市場に適用するにあたり、さまざまな問題が指摘されている。それらの問題は、理論的な問題と推定上の問題に分類できる。

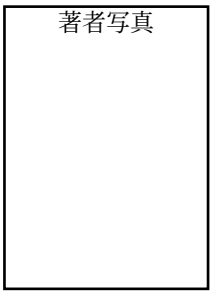
理論的な問題としては、住宅市場は完全ではないので、ヘドニック理論から導かれる完全市場上での価格から市場価格が乖離する可能性があるという点が挙げられる。例えば、売り手と買い手の間に大きな情報非対称性があるという研究（Shimizu et al., 2004）では、このような乖離の可能性が示唆されている。

しかし近年、情報通信技術の進展に伴い、このような問題構造が大きく変化してきている可能性がある。Shimizu et al.（2004）で測定された住宅市場の不完全性のコストは、住宅探索行動における情報選択は新聞、情報誌またはチラシが中心の時代であった。新聞、情報誌、チラシといった情報媒体では、紙面に制約があり、その中には多様な情報を記載できないために、専有面積や建築後年数、最寄り駅とそこまでの距離、都市計画上の用途制限などの広報上の規制などと限定された情報だけを網羅的に一覧性を持ってみることができるに過ぎなかった。そのため、住宅の設備や周辺の状況などといった住宅選択においては潜在的に重要であると考えられていた情報であったとしても、消費者は現地に行って確認しなければならなかったのである。また、現在ほどに空き家率は高くなかったために、市場で流通している住宅ストックもより限定的であったと言えよう。

一方で推定上の問題としては、過少定式化バイアスの問題が存在するのではないかということが指摘されてきた（Ekeland et al., 2004; Clarke, 2009）。この原因として、住宅価格関数を推計しようとしたときに真のモデルがわからないというものと、情報収集技術に強い制約が







にし・はやと
1994年埼玉県生まれ。東京大学工学部卒。現在、東京大学大学院工学系研究科博士後期課程在学。

あさみ・やすし
1960年東京都生まれ。東京大学工学部卒。Ph.D.（ペンシルベニア大学）。現在、東京大学大学院教授。

しみず・ちひろ
1967年岐阜県生まれ。日本大学経済学部卒。博士（環境学）。現在、日本大学スポーツ科学部教授。

あったことで真に価格に影響する住宅特性に関するデータが充分得られていないというものが挙げられる。しかし特に後者に関しては、すでに述べた情報通信技術の発展により、従来に比べ多くの住宅特性データを得られるようになってきている。

分析対象としては東京大都市圏の賃貸住宅市場を下記の理由により選択した。

第一に、首都圏は4000万人の人口を有する世界最大の都市圏であるとともに持ち家率が56.2% と低く、市場規模が大きいだけでなく多様な借り手と貸し手が存在するという点でも賃貸住宅市場に厚みがある市場である。第二に、現在の賃貸住宅市場の空き家率は19.2% と高く、買い手優位の市場である[1)]。つまり、多様な住宅ストックの中から住宅選択が可能となっているのである。第三に、民間の住宅情報サイトが発達しており、従来のヘドニック関数にしばしば取り入れられていた、規模、ベッドルーム数、建築後年数や立地といった変数だけでなく、さまざまな設備に関する情報が掲載されるようになっている。また、その情報の記載には、一定の公的な規制の下で配信されていることから、法で規定された主要な価格形成要因（専有面積、建築後年数、最寄り駅までの時間、都市計画上の用途制限）などの情報の信頼性は高く、また欠損率も極めて低いという優位性がある。

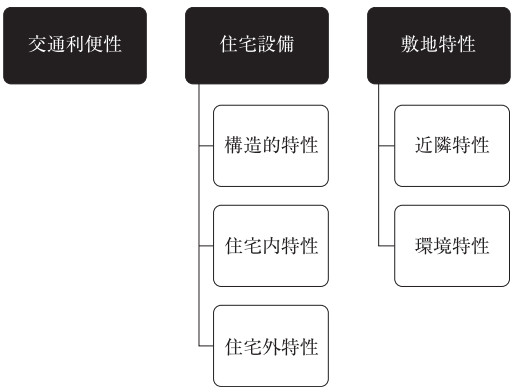
本稿では、住宅の設備に注目する。住宅の設備は多様性を持ち、消費者にとってはいっそう個別性を有する住宅品質であるとともに、従来はこのような変数が取得できなかったという意味で、観察不可能な変数であった。そのために、これまでもヘドニック関数の中に取り入れることができなかったという課題があったと考える。このような問題以前に、住宅の選択行動のなかで、消費者はそのような情報までに到達することができなかったために、付け値関数の中に反映されていなかった可能性も高い。

しかし、住宅選択行動における住宅情報サイトの影響力が高まるなかで、従来は考慮されなかった要因、例えば設備などを要素として条件付けして探すことができるようになったことで、専有面積、建築後年数、最寄り駅まで距離などといった従来の主要な住宅の属性情報とともに、賃料に及ぼす住宅設備の影響が相対的に大きくなってきているという仮説を持つに至った。日本の住宅情報サイトでは、検索の条件付けのためにさまざまな住宅設備に関するチェックボックスが用意されており、利用者は住宅設備の有無によって候補を絞り込み、住宅を選択している。

以上を踏まえ、本稿では西ほか（2018）および Nishi et al.（2019）に基づき、ヘドニックモデルの推定を通して住宅の質と賃料の関係を示していく。特に住宅設備に着目し、以下の２点を検討する。

第一に、住宅設備が賃料や住宅選択行動に影響しているかを検討するため、住宅設備を加えることがヘドニックモデルの向上に寄与するか検証する。一般に説明変数の追加は回帰モデルのフィッティングを向上させるが、一方で多重共線性や過剰適合などの問題が生じさせる。本研究ではこれらの問題を回避するため、VIF による多重共線性のチェックを行なうとともに

図1―住宅特性の分類



AIC によるモデル比較・モデル選択を行なっている。

第二に、住宅設備がモデルから失われることが、他の変数の係数推定値に影響を及ぼすかを検討する。過少定式化バイアスに対処する手法としては Repeat Sales Method や空間統計などの手法が考えられるが、住宅設備は時間的・空間的な定常性・類似性を必ずしも仮定できないため、こうした手法によって推定バイアスを回避することは困難であると考えられる。よって本研究では、これまで入手困難だった住宅設備に関する情報をモデルに直接投入することで、これによりバイアスを生じさせやすい変数や、過小定式化に対して頑健な変数を明らかにする。またバイアスの具体的な大きさや方向を実証的に提示することで、十分なデータ収集ができなかった際に、ヘドニックモデルの解釈において留意すべき点を示す。

ヘドニックモデルの説明変数

住宅市場の分析において、ヘドニック分析は広く用いられてきた（Chau and Chin, 2003）。本稿では、Nelson（1972）、Chau and Chin（2003）、Sirmans et al.（2005）、Yoo and Wagner（2016）を参考に、ヘドニック分析に用いられる住宅特性（housing amenities）を以下のように分類した。本研究ではこのうち、住宅設備を主な研究対象として設定する。

本研究では、交通利便性（Accessibility）を「通勤通学に関わる主要な交通利便性」と定義する。都心までの距離に加え、東京では通勤通学手段として公共交通機関の利用が支配的であるため、これらに関わる特性が交通利便性として分類される。住宅設備（Housing Features）と敷地特性（Site Advantages）は Nelson（1972）に従い、交通利便性を除く特性のうち「土地所有者の決定によって変更可能なもの」と「そうでないもの」と定義する。これらの下位分類は（Chau and Chin 2003; Sirmans et al. 2005; Yoo and Wagner 2016）をもとに作成した。具体的な住宅特性に関しては、表1を参照されたい。

推定に使用するデータ

本稿で使用するデータは、スターツが提供したピタットハウスに掲載された1都3県の賃貸住宅情報である。提供されたデータにはおよそ36万件の物件が含まれており、外れ値[2)]を除外した後も23万6411件の住宅情報が利用可能であった。データの内訳は表1に示す。

住宅設備を用いたヘドニックモデル

本節では、住宅設備情報を用いることで、ヘドニックモデルをどの程度向上できるかを検証する。ここでは下記のような片対数型のヘドニックモデルを使用する。

$$y_n = \log p_n$$
$$= \alpha + \sum_j \beta_j^{AC} AC_j + \sum_k \beta_k^{SF} SF_k + \sum_l \beta_l^{IH} IH_l + \sum_m \beta_m^{EH} EH_m + \sum_n \beta_n^{SA} SA_n + \varepsilon_n$$

物件 $n=1,...,N$ に関して、p_n はその賃料で $y_n=\log p_n$ を被説明変数とする。また β, α は回帰係数で、ε_n は誤差項である。そのほかのシンボルは説明変数を示すが、それぞれの意味に関しては表1を参照されたい。

上記のモデルにおいて、前節で示した住宅特性の分類に従ってモデルに投入する変数を入れ替え、表2に示すようないくつかのモデルを推定した。推定法としてはすべて最小二乗法を用いる。これらのうち Full Model に関しては

表1—データリスト

文字	変数名	内容	単位
被説明変数			
p	補正賃料	賃料＋管理費（共益費）＋礼金/24	円
交通利便性			
AC_1	東京距離	東京駅までのユークリッド距離	m
AC_2	徒歩分	バス分＝0のとき：最寄り駅までの徒歩時間 バス分＞0のとき：最寄りバス停までの徒歩時間	分
AC_3	バス分	最寄りバス停から駅までバス移動したときの所要時間	分
AC_4	バスダミー	バス分＞0のとき1，そうでないとき0	(0, 1)
住宅設備			
		〈構造的特性〉	
SF_1	所在階	物件がある階数	階
SF_2	専有面積	専有面積	m^2
SF_3	築年	2017年時点での築年数	年
SF_4	2階以上	2階以上	(0, 1)
SF_5	角部屋	角部屋	(0, 1)
SF_6	南向き	南向き	(0, 1)
SF_7	エレベータ	物件のある建物にエレベータがある	(0, 1)
SF_8	RC/PC	建物構造が「鉄筋コンクリート造」「鉄骨鉄筋コンクリート造」「プレキャストコンクリート造」のいずれかである	(0, 1)
SF_9	鉄骨造	建物構造が「軽量鉄骨造」「重量鉄骨造」のいずれかである	(0, 1)
		〈住宅内特性〉	
IH_1	インターネット対応	インターネット対応	(0, 1)
IH_2	オートロック	オートロック	(0, 1)
IH_3	TVモニター付きインターホン	TVモニター付きインターホン	(0, 1)
IH_4	フローリング	フローリング	(0, 1)
IH_5	室内洗濯機置場	室内洗濯機置場	(0, 1)
IH_6	エアコン	エアコン	(0, 1)
IH_7	ガスコンロ	ガスコンロ	(0, 1)
IH_8	コンロ2口以上	コンロ2口以上	(0, 1)
IH_9	バス・トイレ別	バス・トイレ別	(0, 1)
IH_{10}	追い焚き風呂	追い焚き風呂	(0, 1)
IH_{11}	独立洗面台	独立洗面台	(0, 1)
IH_{12}	温水洗浄便座	温水洗浄便座	(0, 1)
IH_{13}	ペット相談可	ペット相談可	(0, 1)
		〈住宅外特性〉	
EH_1	敷地内駐車場空きあり	敷地内駐車場空きあり	(0, 1)
EH_2	駐輪場	駐輪場	(0, 1)
敷地特性			
		〈近隣特性〉	
SA_1	近隣駐車場空きあり	近隣駐車場空きあり	(0, 1)
SA_2	都市ガス	都市ガス	(0, 1)

表 2—ヘドニックモデル

	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Full Model
交通利便性	o	o	o	o	o	o
住宅設備						
構造的特性	x	o	x	x	x	o
住宅内特性	x	x	o	x	x	o
住宅外特性	x	x	x	o	x	o
敷地特性	x	x	x	x	o	o
R-squared	0.650	0.784	0.762	0.654	0.653	0.799
AIC	-31169	-145553	-122878	-34371	-33405	-162987

注）o：モデルに特性を含む　x：モデルに特性を含まない

AIC を用いた逐次増減法によって変数選択を行なった[3)]。

モデルの推定結果を比較すると、モデルが含む説明変数の数が多いほど決定係数・AIC がともに良い傾向にあることがわかる。しかし Model 1と Model 2を比較すると、Model 2のほうが説明変数の数が多いにもかかわらず、Model 1の方が決定係数・AIC がともに良い。このことから、やみくもに変数を投入するのではなく、妥当な変数を投入することが予測精度の向上に寄与することが示唆される。

Full Model の変数選択の結果としては、すべての変数が採用された。また係数の有意性に関しては、ガスコンロを除くすべての変数について５％有意という結果になった。各モデルに関する回帰係数の推定結果は表３を参照されたい。これらの結果は、住宅設備が賃料や住宅選択行動に影響を及ぼしているという仮説と矛盾しない。

住宅設備に関する過少定式化バイアス

前節の結果から、住宅設備情報の利用によってヘドニックモデルの予測精度を向上できることが確認された。しかしこれは裏を返せば、住宅設備情報なしにヘドニックモデルを推定したときに係数の推定値にバイアスが生じる可能性を示唆している。すなわち、情報通信技術の発展に伴い情報の非対称性が緩和された結果、住宅設備のような詳細な物件情報がないと、消費者の選好をヘドニックモデルで分析する際にバイアスが生じるようになっているのではないか、

表 3—回帰係数

const	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Full Model
	0.608*	0.516*	0.312*	0.585*	0.579*	0.381*
AC_1	-0.206*	-0.172*	-0.173*	-0.207*	-0.202*	-0.164*
AC_2	-0.074*	-0.046*	-0.055*	-0.074*	-0.072*	-0.043*
AC_3	-0.007*	-0.007*	-0.007*	-0.007*	-0.007*	-0.006*
AC_4	-0.165*	-0.101*	-0.093*	-0.159*	-0.160*	-0.078*
SF_1		0.037*				0.035*
SF_2	0.251*	0.242*	0.227*	0.250*	0.249*	0.226*
SF_3		-0.104*				-0.070*
SF_4		0.010*				0.010*
SF_5		0.018*				0.012*
SF_6		0.005*				0.005*
SF_7		0.055*				0.033*
SF_8		0.123*				0.099*
SF_9		0.024*				0.017*
IH_1			0.016*			0.012*
IH_2			0.162*			0.053*
IH_3			0.027*			-0.002*
IH_4			0.045*			0.041*
IH_5			-0.006*			-0.021*
IH_6			-0.014*			-0.006*
IH_7			-0.037*			0.009
IH_8			0.038*			0.030*
IH_9			0.069*			0.058*
IH_{10}			0.029*			0.024*
IH_{11}			0.043*			0.024*
IH_{12}			0.057*			0.030*
IH_{13}			0.053*			0.023*
EH_1				0.214*		0.118*
EH_2				0.046*		-0.019*
SA_1					0.188*	0.083*
SA_2					0.038*	0.006*
R^2	0.650	0.784	0.762	0.654	0.653	0.799
AIC	-31169	-145553	-122878	-34371	-33405	-162987

注）* は５％有意な係数。

という仮説が立てられる。

この仮説を検証するため、以下のような分析を行なった。まず前節で推定した Full Model を以下のように書き直す。

$$y_n = \log p_n = \sum_i \beta_i^{full} x_{i,n} + \alpha + \varepsilon_n$$

ここで $x_{i,n}$ は物件 n の i 番目の説明変数である。ここから住宅設備に分類される変数 SF_k, IH_l, EH_m のうちいずれか１つを除外して推定を行なう。$x_{j,n}$ を説明変数に含めずに推定したモデルを

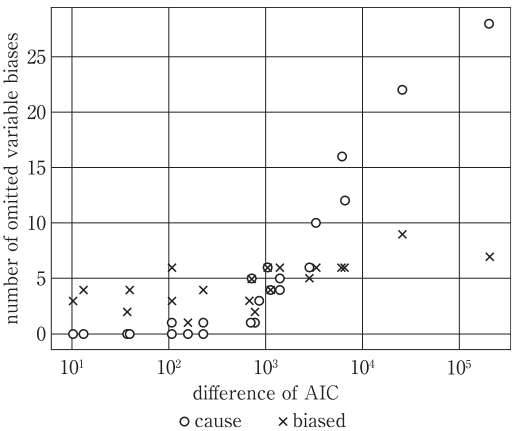
$$y_n = \log p_n = \sum_{i \neq j} \beta_i^{-j} x_{i,n} + \epsilon_{j,n}$$

とする。このとき、説明変数 $x_{j,n}$ の欠損による過少適式化バイアスを、Full Model の推定値の差

$$Bias_i^j = \beta_i^{-j} - \beta_i^{full}$$

によって定義する。本稿では Shimizu (2014) に従い、β_i^{-j} が β_i^{full} の95％信頼区間に入ってい

図 2 ―過少定式化バイアス



ないとき「バイアスが発生した」と判定した。

上記のように検証したバイアスの発生は、2つの観点から整理できる。1つ目は、ある変数 $x_{j,n}$ の欠損によって他の変数の推定値にバイアスが乗じたか、という観点である。この観点はその変数の欠損がバイアス発生の原因になっているかを見ているので、これを cause と呼ぶことにする。一方、2つ目の観点では、何らかの変数が欠損したときに他の変数の係数 β_i の推定値にバイアスが生じたかを確認する。この観点では他の変数の欠落によってその係数がバイアスを受けているかを見ているので、これを biased と呼ぶことにする。

図2は、上記2つの観点で見たバイアスの発生数と、変数の欠損による予測精度の低下との関係を示したものである。予測精度の低下度合いは、Full Model との AIC の差を使って示した。

全体の傾向としては、予測精度が低下するほど、いずれの観点で見ても多くのバイアスが生じていることがわかる。AIC の差とバイアス発生数の間でスピアマンの順位相関係数を算出すると、cause のほうは0.89、biased のほうは0.42となった。ここから、cause と biased の双方に関して、予測精度の低下とバイアス発生数には正の相関があり、特に cause のほうではその傾向が顕著であることがわかる。

cause の観点で見たとき特に多くのバイアスの原因となっていた変数として、構造的特性の中では所在階・専有面積・築年・RC/PC が挙げられる。また住宅内特性の中ではオートロックとコンロ2口以上が挙げられる。これらの変数には研究上の関心がなかったとしても、他の変数の回帰係数にバイアスを生じさせないためにモデルに含むことが望ましい。

一方で biased の観点で見たときにバイアスが発生しやすい変数として、専有面積と東京距離が挙げられる。これらの係数にはバイアスが生じやすいので、説明変数の選択には十分注意する必要があると考えられる。興味深い例として、オートロックが欠損したモデルにおいて、東京距離の回帰係数にバイアスが確認された。この例は、大域的な変数の効果を検証したい場合でも、局所的な変数による統制が重要であることを示唆するものとして解釈できるだろう。

おわりに

本稿では住宅設備に着目して、変数の投入に伴うヘドニックモデルの予測向上への寄与と、変数の損失に伴う過少定式化バイアスの発生を実証的に明らかにした。

変数の投入に伴う予測向上については、住宅設備に分類される変数の投入によって AIC の向上が見られることが確認できた。また、変数選択ではすべての変数が選択されたが、これは本研究で使用したデータセットが極めて多くの物件を含んでいるために、説明変数の増加による汎化誤差の低減が抑えられたことが原因として考えられる。さらに、住宅設備の変数は1つも除外されなかったことは、これらが賃料や住宅選択行動に影響しているという仮説と矛盾しない。

過少定式化バイアスの発生については、モデルの予測や賃料への影響が大きいと考えられる変数が失われたとき、多くのバイアスが生じる傾向にあることがわかった。また、賃料への影響が大きい変数の係数にバイアスが生じやすい傾向も見られ、こちらはヘドニックモデルの解

釈において留意すべきであると考えられる。特に、オートロックのような個別の住宅事情に関する変数の損失によって、東京距離のような広域的な変数の係数にバイアスが生じたのは興味深い。この点は、地域性を評価するためにヘドニック分析を行なう際も、住宅設備をモデルに投入することが重要であるという示唆を与えている。

本研究の制約として、以下が挙げられる。第一に、過少定式化バイアスの検証において、本研究ではFull Modelに対するバイアスを評価している。しかし真の賃料決定構造は未知であるので、Full Model自体がバイアスを有している可能性がある。このため、結果の解釈において注意が必要である。また第二に、実際の市場分析では変数の欠損は1つずつ発生するのではなく、いくつかの変数がまとまって欠損することも多いと考えられる。このような条件における過少定式化バイアスの発生の仕方に関しても、検証する余地があるものと思われる。最後に、本研究は情報通信技術の発展を背景にしたものであるが、技術発展とバイアス発生のしやすさとの関係について直接的には明らかになっていない。以上の点に関して、今後さらなる分析と検証が求められるだろう。

謝辞

本稿は西ほか（2018）およびNishi et al.（2019）に基づき執筆した。また住宅経済研究会では多数の有益なコメントを頂いた。本研究で使用したデータはスターツコーポレーション株式会社から提供を受けたものである。

注

1）数値はいずれも平成25年住宅・土地統計調査の「関東大都市圏」の値から算出。

2）外れ値除去は以下のように行なった。

・竣工していない物件を除外

・連続変数に対してHotellingのT^2統計量を算出し、異常度の累積確率が99%を超えるものを除外

・賃料の上下0.1%、床面積が15㎡未満または100㎡超、所在階が負、のいずれかに該当するものを除外

3）Full Modelに関してVIFを算出すると定数項とバス分・バスダミーを除けば最大値が3.06となっているため、重大な多重共線性は生じていないと考えられる。

参考文献

Chau, K. W., and T. L. Chin（2003）“A Critical Review of Literature on the Hedonic Price Model,”*International Journal for Housing Science and Its Applications*, Vol.2(27), pp. 145-165.

Clarke, K. A.（2009）“Return of the Phantom Menace: Omitted Variable Bias in Political Research,”*Conflict Management and Peace Science*, Vol.26(1),pp.46-66.

Ekeland, I., J. J. Heckman, and L. Nesheim（2004）“Identification and Estimation of Hedonic Models,”*Journal of Political Economy*, Vol.112(S1), pp. S60-S109.

Lancaster, K.（1966）“A New Approach to Consumer Theory,”*Journal of Political Economy*, Vol.74(2), pp. 132-157.

Nishi, H., Y. Asami, and C. Shimizu（2019）“Housing Features and Rent: Estimating the Microstructures of Rental Housing,”*International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol.12(2), pp.210-230. doi:10.1111/j.1467-940X.2005.00088.x. Link: https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-940X.2005.00088.x

Nelson, R. H.（1972）“Housing Facilities, Site Advantages, and Rent,”*Journal of Regional Science*, Vol.12(2), pp. 249-259.

Rosen, S.（1974）“Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,”*Journal of Political Economy*, Vol.82(1), pp. 34-55.

Shimizu, C.（2014）“Estimation of Hedonic Single-Family House Price Function Considering Neighborhood Effect Variables,”*Sustainability*（Switzerland）, Vol.6(5), pp. 2946-2960.

Shimizu, C., K. G. Nishimura, and Y. Asami（2004）“Search and Vacancy Costs in the Tokyo Housing Market: Attempt To Measure Social Costs of Imperfect Information,”*Review of Urban and Regional Development Studies*, Vol.16(3), doi:10.1108/IJHMA-09-2018-0067 Link:https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/IJHMA-09-2018-0067/full/html#loginreload.

Sirmans, G. S., A. David, and N. Emily（2005）“The Composition of Hedonic Pricing Models,”*Journal of Real Estate Literature*, Vol.13(1), pp. 1-44.

Yoo, S., and J. E. Wagner（2016）“A Review of the Hedonic Literatures in Environmental Amenities from Open Space: A Traditional Econometric vs. Spatial Econometric Model,”*International Journal of Urban Sciences*, Vol.20(1), pp. 141-166.

西颯人・浅見泰司・清水千弘（2018）「住宅設備と賃料」CSIS Discussion Paper、No. 153。

論文

大都市圏から地方圏への移住行動の個人的・環境的要因

對間昌宏

はじめに

近年、地方圏移住への注目が高まっている。これまでは、経済の状況に伴う雇用の有無によって大都市圏から地方圏への人口流入はあった。例えば、第一次石油危機（1973年）やバブル経済（1985～1990年）後の経済停滞期においては、大都市圏における雇用は比較的少なく、地方圏への流入は相対的に大きかった（吉田・廣嶋 2011）。しかし、近年はITの普及に伴い、ゆとりある生活を求めた大都市圏から地方都市への積極的な移住が増加している。実際、認定NPO法人ふるさと回帰支援センターの「移住相談の傾向、ならびに移住希望地域ランキング」によると、2018年の地方移住への問い合わせは4万1518件と2009年（3823件）の10倍以上に増加している。

また、わが国の人口は2050年には約9500万人（うち高齢人口約40％、若年人口約９％）に減少すると推計されており、少子高齢化に伴う人口減少が顕著である（国土交通省 2011）。さらに、2010年には人口の28％が東京圏に居住しており（東京一極集中）、これは諸外国より高水準（内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局 2017）で、防災、交通、居住環境、経済活動面から見て適切な状況ではない。一方で地方都市では、高齢化の進展と若年層の流出によって過疎化が進行して財政難に陥り、地域の持続が困難となっている。

これらの人口問題への対策として、政府は、地方における雇用創出のためのさまざまな政策を実施している。例えば、オフィスや工場の立地を税制面等で促進、都市住民向けに地方における仕事の紹介（Suzuki et al. 2011; 国土交通省 2014）、テレワークの推進（政府や企業は、地方に遠隔で仕事が可能なオフィスの整備を推進）、起業の支援（地方行政は、起業に対して経済的支援を実施）、住宅への補助（移住者に対して、住宅確保に関する一定の経済的支援（国土交通省 2017））などである。

このような政策の実施に伴って、いま再び、大都市圏から地方圏への移住が重要な関心となっている。そして、大都市圏から地方圏への移住を効果的に促進するためには、移住の要因を明らかにすることが必要である。

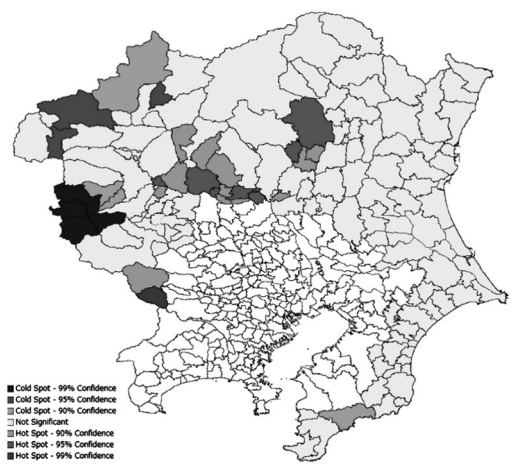
1 既存研究の整理

移住行動については、これまでさまざまな研究がなされてきた。大きく分類すると、地方部から都市部への移住行動（Jones and Jones 2004; Johnson et.al. 2005）、地方部から都市部に移住したのちに戻ってくる行動（Card 1982; Rérat 2014; Theodori and Theodori 2014）、国家間の移住（Bjarnason 2009）、都市部から地方部への移住行動（Andersen 2011; Mitchell 2004）に分けることができる。

また、移住行動の個人属性的要因としては、性別（Niedomysl and Amcoff 2011; Tan et al. 2016）、年齢（Tan et al. 2016）、結婚の有無（Andersen 2011; Wall and von Reichert 2013）、

図 1 ―三大都市圏の位置（灰色部分）

図 2 ―地方圏（関東地方内）における社会人口増減率の高い地域と低い地域



収入（Mincer 1978）、学歴（Johnson et al. 2005）などがあげられる。

移住行動の心理的要因としては、地域に対する愛着（Adams 2016; Theodori and Theodori 2014; Thissen, et al. 2010）があげられる。地域の社会的・物理的環境に対する愛着は、人をその場から離れる（移住する）ことを抑制するものとして機能している。

移住行動の環境的要因としては、就業機会（Thissen et al. 2010）、進学機会（Johnson et al. 2005; Jones and Jones 2004; Theodori and Theodori 2014）、経済状況（Gkartzios et al. 2017; Shi et al. 2017）、都市部へのアクセス性（Remoundou 2017）などがあげられる。

これらの既存研究を踏まえると、いくつかの課題が浮かび上がる。例えば、地方圏から大都市圏への移住行動の要因については多く検証されているが、大都市圏から地方圏への移住行動（特に、大都市圏出身者に着目して）については、あまり分析されていないこと。日本を事例とした大都市圏から地方圏への移住行動についての研究はあまり見られないこと。大都市圏から地方圏の移住行動と地域に対する愛着の関連はよくわかっていないこと。そして、地域を支える若い労働者に着目した移住の要因についての研究はほとんど見られないこと。

本研究では、このような課題を踏まえて、次にあげる 4 つの仮説に着目して分析を行なう。

仮説 1 ：個人の移住の動機を満たす地域環境は異なるため、大都市圏と地方圏において移住行動に影響する環境的要因は異なる。

仮説 2 ：大都市圏から地方圏に移住する人としない人では個人属性に違いがある。

仮説 3 ：過去に観光等で訪れた地域に愛着を感じることで、その地域への愛着が育まれることで、移住が促進される。

仮説 4 ：年代ごとに移住の動機が異なるため、移住の要因（個人的、環境的要因）は異なる。

2 研究方法

2.1 データ

本研究では、インターネット調査データと政府統計データの 2 つを用いる。

インターネット調査の対象者は、大都市圏出身者で関東地方全市区町村に居住する人である（2017年 1 月に調査実施）。大都市圏の定義は三大都市圏で、都心部の市区町村への通勤割合が10％以上の圏域とし、地方圏は大都市圏外の地域とする（図 1 ）。比較のため、大都市圏から地方圏に移住したサンプル（N=352）と、大都市圏のみでこれまで生活しているサンプル（N=326）の両方を収集する。個人属性ごとで比

較をするため、年齢と性別をコントロールしてサンプルを収集する（10歳ごとに60サンプルを収集する。また、日本の労働者数の比率を考慮して60サンプルのうち、男性35サンプル、女性25サンプルとする）。インターネット調査の内容として、個人属性、居住履歴（住んだことのある地域とその地域に対する愛着）、移住意向が含まれる。

政府統計から、人口、転入転出、自然環境、経済動向、教育環境、労働者、労働環境、住居、世帯、犯罪、治安のデータを収集する。

2.2 分析方法

大都市圏と地方圏における移住行動に影響する環境的要因（仮説１）の分析方法として、関東地方の大都市圏と地方圏それぞれの市区町村の社会人口増減率（(転入人口－転出人口)/ 総人口）に影響を与える地区環境の変数を一般線形モデルで分析する。環境的変数として事業所数、第一次産業事業所割合、第三次産業事業所割合、大学数、結婚割合、離婚割合、平均世帯人員数を取り上げる。

大都市圏から地方圏に移住する個人属性的要因（仮説２）と、移住行動と地域に対する愛着の関係性（仮説３）の分析方法として、大都市圏出身者のうち、地方圏に移住したサンプルと移住しなかったサンプルを Student's t-test によって比較する。

年代ごとの移住の要因（仮説４）の分析方法として、移住したサンプルのみを取り上げ、サンプルを10代（グループα）、20代（グループβ）、30～40代（グループγ）に分類し、ロジスティック回帰モデルを用いる。従属変数は着目する年代のサンプルを１、それ以外を０とする（例えば、10代の移住要因を分析する際は、10代のサンプルを１、それ以外の年代を０とする）。独立変数は、個人属性、移住前の居住環境、移住後の居住環境を用いて、ステップワイズ法によって分析する。

著者写真

たいま・まさひろ
1991年東京都生まれ。宇都宮大学工学部卒。東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻修士課程修了。現在、東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻博士課程。論文：Personal and Regional Determinants of Outmigration from Metropolitan Areas in Japan, Review of Urban and Regional Development Studies, 2019（共著）

3 結果

大都市圏と地方圏における移住行動に影響する環境的要因（仮説１）の分析結果は表１の通りで、大都市圏と地方圏の社会人口増減率に寄与する要因に違いが見られた。また、地方圏において社会人口増減率の高い地域と低い地域は、ホットスポット分析によって図２のように示される。大都市圏から地方圏に移住する個人属性的要因（仮説２）と移住行動と地域に対する愛着の関係性（仮説３）の分析結果は表２のように示され、地方圏に移住した回答者と移住しなかった回答者の差異が見られた。年代ごとの移住の要因（仮説４）の分析結果は表３～表５のようになり、年代によって移住の要因の違いが見られた。

4 考察

大都市圏出身者による大都市圏から地方圏への移住行動の環境的要因として、地方圏においては、平均世帯人員が大きい地域ほど社会増減率が正であることに寄与していたことから、広々とした居住環境が地方圏での人口維持に重要であることが示唆される。また、都心部にアクセスしやすい地域（新幹線沿いなど）は社会人口が増加傾向であったことから、アクセス性も人口維持において重要であると考えられる。そして、第三次産業事業所割合が社会人口増に寄与していることや、IT 従事者は高い移住意向を示したことから、地方圏において IT 企業を誘致することは効果的であることが示唆され

表 1 ―大都市圏と地方圏における社会人口増減率の要因

地域	独立変数	非標準化係数		標準化係数	t	P
		回帰係数	標準誤差	回帰係数		
大都市圏（N=137）	（定数）	-0.032	1.413	-	-0.023	0.982
	事務所数	1.835	0.845	0.166	2.172	0.032*
	第一次産業事業所率	-3.017	15.574	-0.016	-0.194	0.847
	第三次産業事業所率	0.185	0.754	0.023	0.245	0.807
	大学数	-3.732E-05	0.001	-0.003	-0.027	0.978
	結婚率	185.011	44.567	0.511	4.151	0.000**
	離婚率	-228.681	168.462	-0.106	-1.357	0.177
	平均世帯人員	-0.189	0.319	-0.099	-0.593	0.554
地方圏（N=99）	（定数）	-3.882	1.188	-	-3.267	0.002**
	事務所数	-10.167	4.561	-0.206	-2.229	0.028*
	第一次産業事業所率	-18.069	6.255	-0.317	-2.889	0.005**
	第三次産業事業所率	2.361	0.953	0.322	2.477	0.015*
	大学数	0.003	0.005	0.061	0.623	0.535
	結婚率	160.817	61.415	0.323	2.619	0.010*
	離婚率	52.434	145.007	0.036	0.362	0.718
	平均世帯人員	0.563	0.242	0.334	2.327	0.022*

注）大都市圏：R-square: .459, Adjusted R square: 429, F-statistic: 15.613, ANOVA Sig.: 0.000。地方圏：R square: .389, Adjusted R square: 342, F-statistic: 8.290, ANOVA Sig.: 0.000。Significant level: *: p<0.05, **: p<0.01

表 2 ―移住した回答者と移住しなかった回答者の個人的要因の差異

変数	定義	移住した回答者（N=328）		移住していない回答者（N=131）		t
		Mean	SD	Mean	SD	
両親の出身地	1：両親どちらも大都市圏出身 0：上記以外	0.53	0.500	0.66	0.477	-2.471*
職業（サービス業）	1：サービス業 0：上記以外	0.09	0.284	0.20	0.400	-3.311**
職業（IT）	1：IT 0：それ以外	0.03	0.172	0.09	0.29	-2.785**
個人収入	（100万円／年） 1：-2 2：2-4 3：4-6 4：6-8 5：8-10 6：10-12 7：12-15 8：15-20 9：20-	1.93	1.26	2.24	1.02	-2.682**
地域愛着（アイデンティティ）	1：弱い-7：強い	4.36	1.52	3.98	1.45	2.491*
地域愛着（人への愛着）	1：弱い-7：強い	3.44	1.44	3.08	1.45	2.415*
結婚の有無	1：していない 0：している	0.75	0.44	0.60	0.49	3.240**
土地の所有	1：所有なし 0：所有あり	0.86	0.345	0.60	0.493	5.681**
世帯人員	同居している人数	2.64	1.41	1.96	1.24	4.840**
住民との交流	1：まったくない -7：非常に多い	3.98	1.419	3.40	1.429	3.905**

注）*: p<0.05, **: p<0.01

表3—グループα（10代）

分類	変数	定義	Regression coefficient	S.E.	Wald χ^2 value	df	Pvalue	Exp(B)
個人的要因	両親の出身地	1：両親どちらも大都市圏出身 0：上記以外	0.86	0.435	3.908	1	0.049*	2.363
	職業（学生もしくは主婦）	1：移住前に学生もしくは主婦 0：上記以外	2.613	0.724	13.037	1	0.001**	13.635
	個人収入（0-200万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−1.798	1.164	2.385	1	0.123	0.166
	個人収入（200-400万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	0.464	0.903	0.265	1	0.608	1.591
	個人収入（400-600万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	0.712	1.098	0.42	1	0.518	2.037
	個人収入（600-800万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−17.311	15128.552	0.001	1	1	0.001
	個人収入（800-1000万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−17.81	20188.059	0.001	1	1	0.001
	個人収入（1000-1200万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−17.713	40192.971	0.001	1	1	0.001
	個人収入（1200-1500万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	23.277	27459.5	0.001	1	1	12851070993
	子どもの有無	1：なし 0：あり	−2.03	0.806	6.352	1	0.012*	7.61
	世帯人員（2人）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−18.543	6864.784	0.001	1	0.998	0.001
	世帯人員（3人）	1：あてはまる 0：あてはまらない	1.698	1.194	2.022	1	0.156	5.46
	世帯人員（4人）	1：あてはまる 0：あてはまらない	2.271	1.112	4.175	1	0.042*	9.681
	世帯人員（5人）	1：あてはまる 0：あてはまらない	2.217	1.151	3.711	1	0.055	9.177
	世帯人員（6人）	1：あてはまる 0：あてはまらない	3.096	1.396	4.922	1	0.027*	22.088
	世帯人員（7人）	1：あてはまる 0：あてはまらない	1.878	1.72	1.193	1	0.275	6.538
環境的要因（移住前の地域）	第一次産業事業所率	事業所数／総事業所数	36.559	17.146	4.547	1	0.033*	7.54E+15
（定数）			−7.280	1.572	21.436	1	0.000	0.001

注）*: $p<0.05$, **: $p<0.01$。サンプル数：270, -2 log likelihood: 159.538, Cox-Snell R-square: 0.377, Nagelkerke R-square: 0.564, Hosmer-Lemeshow test（$\chi 2$: 6.446, df: 8, p: 0.597）

る。

個人的要因に関して、両親のいずれかが地方圏出身である人は、将来、地方圏に移住する傾向が見られた。また、過去の仕事や観光等での訪問が移住に寄与していたことや、観光者数と移住者数との間には正の関係があったことから、一度、訪問するきっかけを与えることが、移住促進に効果的であることが示唆される。また、地方圏の訪問によって、その地域に愛着（特に人に対して）を感じることが移住に寄与することが示唆された。そして、年齢間の移住要因の違いがいくつか見られた（10代は進学環境、20代は仕事、30〜40代は治安などの子育て環境）。移住動機間の移住要因の違いがいくつか見られた（進学目的であれば結婚率の低い地域環境、結婚や子育てが目的であれば治安など）。

表 4―グループβ（20代）

分類	変数	定義	回帰係数	S.E.	Wald χ^2 value	df	Pvalue	Exp(B)
個人的要因	個人収入（0-200万円/年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	0	0	14.872	7	0.004**	0
	個人収入（200-400万円/年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	1.031	0.357	8.33	1	0.163	2.802
	個人収入（400-600万円/年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	0.559	0.401	1.95	1	0.089	1.749
	個人収入（600-800万円/年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	-1.222	0.719	2.892	1	0.334	0.295
	個人収入（800-1000万円/年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	0.859	0.89	0.932	1	0.999	2.36
	個人収入（1000-1200万円/年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	-20.835	22958.137	0.001	1	1.000	0.001
	個人収入（1200-1500万円/年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	-20.945	40192.971	0.001	1	0.999	0.001
	結婚の有無	1：していない 0：している	21.197	28310.153	0.001	1	0.004**	0.001
環境的要因（移住した地域）	昼夜間人口比率	昼間人口/夜間人口	1.004	0.349	8.282	1	0.037*	2.729
	緑地率	緑地面積/総地域面積	0.007	0.004	4.345	1	0.054	1.007
（定数）			-1.848	0.521	12.583	1	0.000	0.157

注）*: p<0.05, **: p<0.01。サンプル数：270, -2 log likelihood: 306.983, Cox-Snell R-square: 0.155, Nagelkerke R-square: 0.206, Hosmer-Lemeshow test（χ2: 2.089, df: 8, p: 0.978）

5 おわりに

本研究では、大都市圏出身者の若い労働者を対象として、大都市圏から地方圏への移住行動の地理的・個人的要因について分析をした。

地理的要因として、居住環境や、都心部へのアクセス性の良さが地方圏の地域における人口維持に寄与することが示唆された。個人的要因として、職種や年代、動機によって、移住先に求める環境が異なることがわかった。また、仕事や観光等による過去の訪問で、地方圏の地域に愛着を感じることがその後の移住を促進することが示唆された。

参考文献

国土交通省（2011）「国土の長期展望」中間とりまとめ. https://www.mlit.go.jp/common/000135838.pdf

国土交通省（2014）新たな「国土のグランドデザイン」. http://www.mlit.go.jp/common/001033676.pdf

国土交通省（2017）平成29年度国土交通白書（概要）. http://www.mlit.go.jp/common/001239760.pdf

内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局（2017）東京一極集中の現状について. https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/meeting/kpi_kenshouteam/h29-10-06-shiryou2.pdf

吉田良生・廣嶋清志（2011）『人口減少時代の地域政策』原書房。

Adams, H.（2016）“Why Populations Persist: Mobility, Place Attachment and Climate Change,” *Population and Environment, Vol.* 37(4), pp. 429-448.

Andersen, H.S.(2011) “Explanations for Long-distance Counter-urban Migration into Fringe Areas in Denmark,” *Population, Space and Place*, Vol. 17(5), pp. 627-641.

Bjarnason, T.（2009）“London Calling? Preferred Emigration Destinations among Icelandic Youth,” *Acta Sociologica*, Vol. 52(2), pp. 149-161.

Card, J. J.（1982）“The Correspondence between Migration Intentions and Migration Behavior: Data from the 1970 Cohort of Filipino Graduate Students in the United States,” *Population and Environment*, Vol. 5(1), pp. 3-25.

Gkartzios, M., K. Remoundou, and G. Garrod（2017）“Emerging Geographies of Mobility: The Role of Regional Towns in Greece’s ‘Counterurbanisation Story’,” *Journal of Rural Studies*, Vol. 55, pp. 22-32.

Johnson, M. K., G. H. Elder, and M. Stern（2005）“Attachments to Family and Community and the Young Adult Transition of Rural Youth,” *Journal of Research on Adolescence*, Vol. 15(1), pp. 99-125.

Jones, G.W. and G.W. Jones（2004）“A Risky Business:

表5—グループγ（30代と40代）

分類	変数	定義	回帰係数	S.E.	Wald χ^2 value	Df	Pvalue	Exp(B)
個人的要因	職業（学生もしくは主婦）	1：移住前に学生もしくは主婦 0：上記以外	−2.188	0.620	12.478	1	0.000**	0.113
	個人収入（0–200万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−0.347	0.000	7.902	7	0.540	0.000
	個人収入（200–400万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−0.169	0.568	0.375	1	0.777	0.707
	個人収入（400–600万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	1.418	0.598	0.081	1	0.046*	0.845
	個人収入（600–800万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−0.718	0.710	3.996	1	0.480	4.129
	個人収入（800–1000万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	21.583	1.018	0.499	1	0.999	0.488
	個人収入（1000–1200万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	22.280	21634.483	0.001	1	1.000	2362843486.666
	個人収入（1200–1500万円／年）	1：あてはまる 0：あてはまらない	−19.729	40192.970	0.001	1	0.999	4741853104.393
	結婚の有無	1：していない 0：している	1.201	28012.967	0.001	1	0.018*	0.001
	子どもの有無	1：なし 0：あり	1.197	0.507	5.615	1	0.035*	0.301
	世帯人員	同居している人数	−0.319	0.568	4.445	1	0.019*	0.303
（定数）			1.960	0.703	7.760	1	0.005	7.097

注）*: p<0.05, **: p<0.01。サンプル数：270, -2 log likelihood: 187.563, Cox-Snell R-square: 0.334, Nagelkerke R-square: 0.488, Hosmer-Lemeshow test（χ2: 6.624, df: 7, p: 0.469）

Experiences of Leaving Home among Young Rural Women a Risky Business: Experiences of Leaving Home among Young Rural women,” *Journal of Youth Studies*, Vol. 7(2), pp. 209–220.

Mincer, J.（1978）“Family Migration Decisions,” *Journal of Political Economy*, Vol.86(5), pp.749–773.

Mitchell, C.J.A.（2004）“Making Sense of Counterurbanization,” *Journal of Rural Studies*, Vol. 20, pp. 15–34.

Niedomysl, T. and J. Amcoff（2011）“Is There Hidden Potential for Rural Population Growth in Sweden?” *Rural Sociology*, Vol. 76(2), pp. 257–279.

Remoundou, K.（2017）“Conceptualizing Mobility in Times of Crisis: Towards Crisis-led Counterurbanization?” *Regional Studies*, Vol. 50(10), pp. 1663–1674.

Rérat, P.（2014）“The Selective Migration of Young Graduates: Which of Them Return to Their Rural Home Region and Which Do Not?” *Journal of Rural Studies*, Vol. 35, pp. 123–132.

Shi, Q., T. Liu, S. Musterd, and G. Cao（2017）“How Social Structure Changes in Chinese Global Cities: Synthesizing Globalization, Migration and Institutional Factors in Beijing,” *Cities*, Vol.60, pp. 156–165.

Suzuki, T, J. Morio, H. Uchiyama, and S. Terabe（2011）“A Study on Factors of ‘UJI-turn’ Migration in Hiroshima Prefecture,” *Journal of the City Planning Institute of Japan*, Vol.46(3), pp.325–330.

Tan, M., X. Li, J, Yan, L. Xin, and L. Sun（2016）“Length of Stay in Urban Areas of Circular Migrants from the Mountainous Areas in China,” *Journal of Mountain Science*, Vol. 13(5), pp. 947–956.

Theodori, A.E. and G. L. Theodori（2014）“Perceptions of Community and Place and the Migration Intentions of At-risk Youth in Rural Areas,” *Journal of Rural Social Sciences*, Vol. 29(1), pp. 103–121.

Thissen, F., J. Droogleever, D. Strijker, and T. Haartsen（2010）“Migration Intentions of Rural Youth in the Westhoek, Flanders, Belgium and the Veenkoloniën, The Netherlands,” *Journal of Rural Studies*, Vol. 26(4), pp. 428–436.

Wall, T., and C. von Reichert（2013）“Divorce as an Influence in Return Migration to Rural Areas,” *Population, Space and Place*, Vol. 19(3), pp. 350–363.

地震リスクと地価の関係
カリフォルニア州の事例

Fekrazad, A（2019）“Earthquake-risk Salience and Housing Prices: Evidence from California” ***Journal of Behavioral and Experimental Economics*****, Vol.78, pp.104-113.**

はじめに

Fekrazad（2019）（以下、本論文）は、国外での地震が住宅価格に与える影響についてヘドニック・アプローチを用いて分析を行ない、海外での地震後に住宅価格は有意に下落するものの、その効果は１カ月未満と一時的であり、地震危険度の高い地域と低い地域で住宅価格の下落幅に差があるとしている。

人々は通常、ハザードマップなどの客観的な情報に基づいて、居住地域で地震が発生する確率や地震により受けるであろう被害を推定している。しかし、地震の発生確率や被害についての主観的な推定は心理的なバイアスにも影響される。そこで、本論文は、このようなバイアスが存在しているか、つまり海外で発生した大地震のニュースを見聞きすることによって、自分が住んでいる地域での地震被害が現実味を帯びて、リスクを再評価するかを分析している。このような状況を心理学では「情動反応」と呼ぶ。

本論文は、zip コードレベルで、高危険度と低危険度の地域の住宅価格の差を地震の前後で比較する。有意に差が大きくなれば、顕著性（salience）が上昇したということになる。

また、カリフォルニア州はアメリカで２番目に地震が起こりやすい州であることに加えて、住宅市場において地震危険度についての情報を利用できるため、この仮説を検証するのに適した地域である。カリフォルニア州では、同州と経済状況や建築基準が近く、より死者が多く出た、遠く離れた地域での地震は、リスクの顕著性をより大きくして、その結果、住宅価格の差が大きくなる。

その理由は２つある。１つには、メディアでより多く報道されるために個人が地震を知ることで、心理的な影響を受けるからである。第２の理由は、自分と似たようなものに共感するといったことが挙げられる。そして、日付が過ぎてニュースが忘れられたときに顕著性は元のレベルへ戻ると予想される。

先行研究

リスクと地価の関係についての先行研究は多数存在している。例えば、McCoy and Walsh（2014）は、山火事がリスク認知へ与える影響について分析を行なった。火事を直接目撃していない現場から５㎞以上離れた地域において、高リスクの地域は低リスクの地域と比較して地価が６－９％下落した。そして、この地価の下落は２年後には消滅した。また、日本の研究では Naoi et al.（2009）が日本国内の地震の前後について、地震多発地域について地震後に地価が下落したことを示している。

これらの論文は直接被害を受けていない地域に対象を絞って分析を行ない、同じ地域や国の中で発生した事象について比較を行なっている。それに対して Boes et al.（2015）は、本論文と同様に世界規模に影響を見ている研究であり、福島第一原子力発電所事故という特定のイベントを対象にして、それがスイスの原子力発電所周辺の地価へ与えた影響の分析を行なっている。

一方、本論文は、過去20年間のすべての大地震を対象としている点において先行研究とは異なっている。本論文のように複数のイベントを分析することにより、死者数や地震の発生した地域など、どのような要因が地価の変化へ影響しているのか分析を行なうことができる。

理論モデル

時点 t での住宅 h の価格の期待値を次のように表す。

$E(P_{h,t}) = F(r_{h,t}, X_{h,t}), \partial F/\partial r < 0$

ここで、$r_{h,t}$ は地震が発生するリスクであり、ハザ

ードマップに基づく実際の危険度 R_h とリスクの顕著性 s_t を用いて $r_{h,t}=s_tR_h$ と表すことができる。つまり、リスクを無視している状態（$s_t=0$）はリスクがまったくない状態（$r_{h,t}=0$）と同じであり、$s_t>1$ のときは人々が実際のリスクよりも過大にリスクを評価しているパニック状態である。そして $X_{h,t}$ はその他の住宅特性やマクロ経済の特性である。

また、単純化のために住宅価格の期待値を次の式で表す。

$$E(P_{h,t})=-\alpha r_{h,t}+X'_{h,t}\beta=-\alpha s_tR_h+X'_{h,t}\beta,\ \alpha>0$$

ここで、実際の危険度（R_h）が R^{Low} と R^{High} の２種類の住宅が存在すると仮定し、これに対応して住宅価格も P^{RLow} と P^{RHigh} の２種類あるとする。このとき、他の条件は一定で危険度のみが異なれば、２つの住宅価格の差は(1)式で示される。

$$\begin{aligned}\Delta_t&=E(P_t^{RHigh})-E(P_t^{RLow})\\&=-\alpha s_t(R_t^{RHigh}-R_t^{RLow})\end{aligned}\quad(1)$$

(1)式から、s_t を上昇させるイベントが起これば、住宅価格の差がより大きくなり（Δ_t がより小さくなり）、特に犠牲者の多い海外での地震や自市場とよく似た地域での地震発生する場合にこの差が大きくなると考えられる。つまり、t 期と t+1 期の間にそのような地震が発生したとすると、(2)式で示される。

$$\begin{aligned}\Delta_{t+1}-\Delta_t=E[&(P_{t+1}^{RHigh}-P_{t+1}^{RLow})\\&-(P_t^{RHigh}-P_t^{RLow})]<0\end{aligned}\quad(2)$$

すなわち、地震が発生したことにより地震危険度が高い地域と低い地域での住宅価格の差は拡大する。

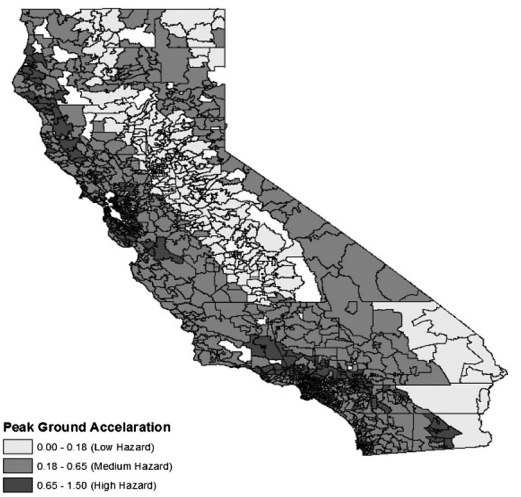
データ

本論文で用いているデータは、地震危険度、過去の大地震、住宅価格の３つである。

まず地震危険度については、今後50年以内に10%の確率で発生する表面最大加速度（PGA）を使用している。PGA の大きさと地震被害には正の相関があり、0.18未満の地域は低リスク、0.18以上0.65未満の地域は中リスク、0.65以上の地域は高リスクである。図１は、カリフォルニア州の zip コードレベルでの PGA であり、色が暗いほどリスクが大きくなっている。

次に、過去に発生した大地震についてはアメリカ海洋大気庁（NOAA）のデータを用いている。ここでは、大地震の定義として、①およそ100万ドル以上の被害を発生させた、②死者が10人以上発生した、③マグニチュード7.5以上である、④ MM 震度階[1]が10以上、⑤津波が発生した、のうち１つ以上を満たすものである。この定義による大地震は1997年から2016年の20年間で1042件発生していて、このうち14件がカリフォルニアで発生している。死者数については、報道度合いと心理的な影響の代理変数として用いる。

図１―カリフォルニア州の地震危険度の分布



住宅価格については、Zillow 社のデータを用いている。Zillow Home Value Index（ZHVI）は、住宅価格の推定値の中央値で、zipcode 単位で毎月存在している。このデータは1996年から使用している。

本論文では、Zillow Median List Price per square ft.（ZMLP）も使用しており、これは１平方フィート当たりの加工されていない中央値であり、2010年以降のデータを使用している。

ここで、住宅価格は月レベルでしか存在していないのに対して地震のデータは日付レベルで存在している。これに対処するため、地震が毎月22日以降に発生した場合は翌月に地震が起こったとして扱っている。

分析モデル

本論文では、(2)式で示したように、海外での地震発生後にカリフォルニア州において地震危険度が高い地域と低い地域で住宅価格の差が大きくなったの

かどうか、差分の差分法を用いて推定を行なっている。推定式は(3)式で示される。

$$\log(P_{zt}) = \rho + \beta \cdot PGA_z \cdot OtmDeaths_t + \sum_k b_k \cdot PGA_z \cdot OtmDeaths_{t-k} + \alpha \cdot PGA_z \cdot CaDeaths_t \sum_k a_k \cdot PGA_z \cdot CaDeaths_{t-k} + \gamma_z + \lambda_t + \varepsilon_{zt} \quad (3)$$

ここでは、被説明変数が時点tにおけるzipコードzでの住宅価格の対数値である。PGA_zは地震危険度であり、$OtmDeaths_t$は地震による海外での死者数である。$CaDeaths_t$はカリフォルニア州で発生した地震による死者数であり、γ_zはzipコードの固有効果、λ_tは時間固有効果、ε_{zt}は誤差項である。

本論文で関心を示すのは地震危険度と死者数の交差項であるβであり、これらの交差項のラグをとった係数であるb_kについても同様にリスクの顕著性が持続した期間を推定するために関心を示している。そして、カリフォルニア州においても地震は発生しているため、これについてもコントロールしている。

結果

(3)式のモデルの結果は表1に示されている。(1)、(2)列においては被説明変数をZHVIの対数値、(3)、(4)列においては被説明変数をZMLPの対数値としている。そして、(1)(3)列ではラグなし、(2)(4)列では2カ月後までラグを付けている。つまり、(1)(3)列は、地震により住宅価格の下落が発生しているのかについて分析を行ない、(2)(4)列で住宅価格の下落が持続した期間を推定している。

結果は、地震が発生した月の土地価格は1％水準で有意に下落していることがわかったが、ラグが有意ではないことから、この結果は1カ月以上持続しないことがわかった。つまり、カリフォルニアにおいては海外での地震で死傷者が出たことは高リスクの地域と低リスクの地域の住宅価格の差を広げることがわかった。また、死傷者数が増加するとより差が広がることも示している。

また、カリフォルニア州での死傷者が発生した地震はデータの期間内に3件存在しているが、表1の4つのモデルではいずれも係数は負であり、(1)列は10％水準では有意であるが、いずれも5％水準では有意ではなかった。

表1―海外の地震と地震危険度の関係

説明変数	log(ZHVI)		log(ZMLP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
PGA×OTM Deaths	−0.000143*** (0.000050)	−0.000144*** (0.000050)	−0.000437*** (0.000103)	−0.000447*** (0.000105)
1カ月のラグ		−0.000075 (0.000047)		0.000062 (0.000070)
2カ月のラグ		−0.000070 (0.000046)		−0.000076 (0.000073)
PGA×CA Deaths	−0.010153* (0.006030)	−0.009510 (0.006057)	−0.004089 (0.005655)	−0.003564 (0.005769)
1カ月のラグ		0.009634 (0.007157)		−0.004918 (0.008794)
2カ月のラグ		0.011308* (0.006774)		0.005513 (0.008567)
zipcode FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	267,821	265,467	45,290	43,468
修正済み決定係数	0.970636	0.970640	0.989687	0.989624

注1）*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
2）括弧内は頑健標準誤差

続いて、地震危険度を連続的な数字ではなく低中高の3段階に分析した結果が表2に示され、それぞれ～0.18、0.18～、0.65～で分類されている。さらに、表2においては死者数の代わりに死傷者が1000人以上の地震のダミー変数が使われている。地震の発生件数が20年で1042件とかなりの件数になっているためである。1000人以上という基準では20件存在している。

分析の結果は次の通りである。低リスクの地域と比較して、ZHVIだと中リスク地域で約5％、高リスク地域で約6％、ZMLPでは中リスク地域で約2％、高リスク地域で約3％住宅価格が下落した。さらに、カリフォルニア州での地震は、死傷者数にかかわらず高リスク地域と低リスク地域の住宅価格の差がZHVIで約1％、ZMLPで約2％生じた。また、これらの分析でもラグは有意にはならなかった。以上の結果より、1カ月以上はリスクの顕著性が続かないことがわかる。

そして、地域別に地震の影響を見るとヨーロッパで起こった地震の影響が、他の地域と比較して有意に大きいことがわかった。地域の分類としては、オセアニア、ヨーロッパ、アフリカ、東・東南アジア、その他アジア、中南米、北米の7地域である。

また、カリフォルニア州内においてもサンプル期間の地震は発生しているため、1997年から2016年に

表 2—地震危険度を 3 段階へ分類した結果

説明変数	log(ZHVI)		log(ZMLP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
中危険度×死者1000人以上	−0.054029***	−0.054428***	−0.018517***	−0.019809***
	(0.002172)	(0.002184)	(0.006149)	(0.006277)
1カ月のラグ		−0.001868		0.002633
		(0.002246)		(0.005050)
2カ月のラグ		−0.001444		0.006589
		(0.002224)		(0.004965)
高危険度×死者1000人以上	−0.057990***	−0.058426***	−0.027296***	−0.030015***
	(0.002623)	(0.002640)	(0.00701)	(0.007169)
1カ月のラグ		−0.003785		0.006258
		(0.002742)		(0.005728)
2カ月のラグ		−0.002179		0.006409
		(0.002713)		(0.006083)
中危険度×CA Deaths	−0.006108**	−0.006097**	−0.012407***	−0.011866***
	(0.002454)	(0.002468)	(0.004062)	(0.004184)
1カ月のラグ		−0.002583		−0.000257
		(0.002655)		(0.003933)
2カ月のラグ		0.000392		−0.003922
		(0.003247)		(0.004865)
高危険度×CA Deaths	−0.010237***	−0.010272***	−0.025452***	−0.024824***
	(0.003050)	(0.003065)	(0.00474)	(0.004885)
1カ月のラグ		−0.000407		0.002844
		(0.003282)		(0.004631)
2カ月のラグ		0.002741		−0.001960
		(0.002654)		(0.004064)
zipcode FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	267,821	265,467	45,290	43,468
修正済み決定係数	0.970712	0.970716	0.989687	0.989623

注 1）*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
　2）括弧内は頑健標準誤差

カリフォルニア州で発生した地震の震源から10マイル以内に含まれる ZIP コードについて除外して分析を行なっている。その理由は、カリフォルニア州での地震が地価へ与える影響ではなく直接的な被害を受けていない地震から受ける地価の下落を観測するためである。結果は、除外しなかった場合と比較してもあまり違いは見られなかった。

また、季節要因をコントロールして分析を行なったが、結果は大きく変わらなかった。

以上より、海外で発生した地震の影響により住宅価格の下落が約 1 カ月発生することがわかった。そして、地震危険度の高い地域のほうが低い地域と比較して住宅価格の下落幅がより大きいこともわかった。

結論

本論文では、他国での地震がリスクの顕著性を上昇させるという仮説の検証を行なっている。検証のために、差分の差分法を用いて、死者の多い海外の地震の影響で、地震危険度別の住宅価格の差が広がり、その効果は地震後 1 カ月で消滅していることがわかった。さらに、ヨーロッパで発生した地震の影響は、その他の地域で起きた地震の影響と比較して大きいこともわかった。これは、人々は自身と似たような環境で起きた悲劇についてより大きく反応するという考えを支持している。

心理学の分野では、直接被害を与えていない地震による顕著性の変化は情動反応として知られている。そして、情動反応は起こりうる望ましくない出来事による悪い影響を避けようとする。つまり住宅市場においては地震危険度の高い土地を売ることや、買うのをやめる。そのため、地震危険度が高い地域においては住宅価格が下落することが予想される。

そして、住宅価格の下落が 1 カ月で消えることの原因としては①長期的には人々はリスクを考慮に入れて行動している、もしくは、②時間が経つと実際のリスクより低く評価する、のいずれかと考えることができる。

注

1）改正メルカリ震度階といい、海外で主に使われている。日本の震度に相当するものであり、12段階に分かれている。

参考文献

Boes, S., S., Nüesch, and K. Wüthrich（2015）“Hedonic Valuation of the Perceived Risks of Nuclear Power Plants,” *Economics Letters*, Vol.133, pp.109–111.

McCoy, S. J., and R. P. Walsh（2014）“w. u. i on Fire: Risk, Salience & Housing Demand,” NBER working Paper, No. w20644, National Bureau of Economic Research.

Naoi, M., M Seko, and K. Sumita（2009）“Earthquake Risk and Housing Prices in Japan: Evidence before and after Massive Earthquakes,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.39(6), pp.658–669.

三河直斗
慶應義塾大学大学院経済学研究科修士課程

◉調査報告書のご案内

「定期借地権事例調査」
（http://www.hrf.or.jp/webreport/）

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

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回（前期、通年）、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ（http://www.hrf.or.jp/）上で紹介しており、2019年9月末現在、最新の調査成果として2019年度前期における事例集を掲載している。

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

1993年2月の「定期借地権付住宅」第1号の発売から、2019年9月30日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で6522件、5万6256区画（戸）にのぼる（戸建て住宅5821件、3万2139区画、マンション701件、2万4117戸）。

以下、最新年度である2019年度前期（2019年4月～2019年9月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2019年度前期における戸建て住宅の収集事例数は、41件74区画である。都道府県別にみると、第1位は愛知県の53区画、第2位は京都府の7区画、次いで大阪府、岡山県の4区画であり、収集された事例の約72%が愛知県となっている。前年度までの傾向同様、愛知県での収集事例が目立つ。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例は41件中9件と全体の約22%となっている。収集された物件においては前年度同期（約12%）よりは上昇したものの、2011年以降同シェアは減少傾向にあり、比較的小規模な物件のシェアが大きい傾向が続いている。

マンションの収集事例数は11件178戸である。前年度同期の11件312戸と比較すると、1件あたり戸数が約28戸から約16戸となり、前年度から減少傾向にある。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が東京都の67戸、第2位が愛知県の47戸、第3位が大阪府、埼玉県の31戸となっており、東京都と愛知県で約64%を占める。

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

編集後記

中国で発生した新型コロナウィルス（COVID-19）が猛威を振るっている。中国での感染者は日増しに増加し、死者は1300人を超えた（2月12日現在）。日本でも、香港からのクルーズ船で感染が広がり、省庁・医療機関が対応に追われている。

身近な部分で深刻なのはマスクの不足だ。厚生労働省やWHOはマスクの着用よりも手洗いの徹底を勧めているが、売れ行きが落ちる気配はない。マスクの着用により、心理的な安心感は得られるだろうが、大きな効果があるかのような現在の消費者行動は、一種の認知バイアス（周囲の影響や先入観によって不合理な判断をしてしまう心理現象）の結果と思う。むしろ、マスクの品切れにより、花粉症や気管支ぜんそくの患者など、本当に必要な人への供給が滞らないか、筆者は懸念している。非常時の時にこそ冷静に対応し、正しく怖がることが、消費者一人一人に求められる。（T・S）

編集委員
委員長――瀬下博之
委員――中川雅之
原野　啓
行武憲史

季刊 住宅土地経済
2020年春季号（第116号）
2020年4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。