

[巻頭言]

住生活基本計画の見直し

楠田幹人

国土交通省住宅局長

今後10年間の住宅政策の方向性を定める住生活基本計画の見直しの議論が昨年10月にスタートした。現計画が策定されたのは令和2年度末であるが、その後住宅を取り巻く情勢はきわめてダイナミックに変化してきている。

例えば、デフレ脱却の流れと人手不足。住宅価格が上昇し、金利も段階的な上昇が見込まれるなど、住宅取得を巡る環境は大きく変わった。住宅産業の担い手確保の問題も切実で、対策が待ったなしの状況になっている。

また、コロナ禍を経て住まい方の多様化もますます進んできた。リモートワーク等を前提とした働く場所に縛られない住まい方や、空き家のDIYを含む多拠点居住などが広がりつつある。一方で、立地を重視する共働き世帯や結婚を望まない若年単身世帯の増加など、世帯属性に応じたさまざまな住まい方も出てきている。

さらに、気候変動や自然災害の頻発化・激甚化等を受け、環境・安全への国民の意識もさらなる高まりを見せている。ZEHという言葉が当たり前のように使われ、ZEH水準の住宅も急速に普及。また、能登での震災や全国各地での豪雨災害などを機に、立地も含めた住宅の安全性が改めて問われている。

これらの他にも、空き家・マンション等のストック対策と既存住宅流通の活性化、高齢単身世帯の増加を踏まえた住宅セーフティネットの充実、DX推進による生産性の向上など、今議論しておくべき課題は多岐にわたる。

各世帯属性の中期的な動向や住宅市場・ストックの状況等を踏まえ、多くの方々からさまざまなご意見をいただきながら、目指すべき住生活の姿とその実現に向けた住宅政策の方向性について、今後議論を深めていきたい。

目次●2025年冬季号 No.135

[巻頭言] 住生活基本計画の見直し 楠田幹人——1

[座談会] 住宅の省エネ、再エネ対策

秋元孝之・中川雅之・前田 亮・横原章二・増川武昭——2

[論文] 後方屈折する労働供給と住宅立地 田淵隆俊——16

[論文] 地球統計パネルモデルを用いた都道府県別空き家率の将来予測

武藤祥郎・菅澤翔之助・鈴木雅智——26

[海外論文紹介] 株式投資型クラウドファンディングにおいて生じる

地元偏重とその緩和 寺山 棕——36

エディトリアルノート——15

センターだより——25・40 編集後記——40

住宅の省エネ、再エネ対策

<出席者> (敬称略)

秋元孝之 芝浦工業大学建築学部長・教授

前田 亮 国土交通省住宅局参事官

榎原章二 鳥取県生活環境部くらしの安心局住宅政策課

増川武昭 一般社団法人太陽光発電協会事務局長

司会・進行

中川雅之 日本大学経済学部教授

中川 2030年に温室効果ガスを46%削減し、2050年にカーボンニュートラルを達成することがわが国の国際公約になり、政府、地方公共団体、民間企業などさまざまな主体が参画した取り組みが進められています。

エネルギー消費の約3割を占める建築分野での省エネ、再エネ対策の取り組みも急速に進められようとしています。例えば、「建築物省エネ法」が改正され、2025年4月から原則すべての新築住宅・非住宅に省エネ基準適合が義務付けられます。東京都では、2025年4月から、中小規模建築物を対象に、建築物環境報告書制度が施行されます。太陽光発電、ZEB（Net Zero Energy Building；ネット・ゼロ・エネルギー・ビル）充電設備、断熱・省エネ性能設備の整備を義務づける制度です。鳥取県でも県独自の基準を策定して、省エネ住宅の普及促進を図っています。

カーボンニュートラルの実現に向けて国際的に合意された目標を達成するために、わが国では、「規制」という強い介入を行なうわけですが、これが効率的な政策なのかどうか、国際公約を達成するために十分な政策なのかどうか、あるいは想定外の副作用をもたらす可能性はないのかどうかなどについて、議論したいと思います。

ZEHと「建築物省エネ法」

●「省エネ、低炭素」から「脱炭素」へ

中川 そこです、住宅の省エネ・再エネ促進の必要性や諸外国の動きについて、秋元さんからお話いただければと思います。

秋元 世界規模の課題である気候変動問題の解決に向けて、2015年に「パリ協定」が採択されました。世界的な平均気温の上昇を工業化以前に比べて2度より十分低く保つとともに、1.5度に抑える努力を追求するという「2度目標」です。

2023年末にドバイで開催されたCOP28（第28回国連気候変動会議）では、すべての国が化石燃料からの脱却を進めて、今後10年間で行動を加速させることが合意されました。2030年までに再生可能エネルギー発電容量を世界全体で3倍にする、エネルギー効率の世界平均を2倍にするという目標が掲げられ、これまでの「省エネ、低炭素」から「脱炭素」へ大きく舵が切られました。徹底した省エネや非化石エネルギーの導入拡大を求められているわけです。



左から時計回りに、前田氏、中川氏、増川氏、秋元氏、槇原氏

国内の電気・熱配分後の二酸化炭素（CO₂）排出量は、産業部門が最も多く38%を占めていますが、住宅建築物に関わる業務その他部門で19%、家庭部門で16%となり、中川さんからご紹介があったように、建築分野でエネルギー消費全体の約3分の1を占めています。さらに、セメントや鉄鋼等の建築材料を含めると約4割の排出量にもなります。したがって、住宅建築物の脱炭素化に向けた取り組みはきわめて重要になります。

さらに、ロシアのウクライナ侵攻に端を発した世界的なエネルギーコストの高騰で、エネルギー自立の課題が注目されています。国内では、2024年の1月元旦に石川県能登地方を震源とするマグニチュード7.6の地震によって甚大な被害が発生しました。激甚災害に対するレジリエンス（回復力・復元力）という考え方も必要だと思っています。

住宅における再生可能エネルギー利用については、太陽光パネルなどの再生可能エネルギー装置の設置によって、エネルギーの「地産地消」「自産自消」を実現する必要があります。次世代型の太陽光発電である「ペロブスカイト太陽電池」は、フィルム状で柔軟性に優れているため、外壁面などにも設置が可能なので期待が高

まっています。また、初期費用を抑えて一般の消費者の負担を軽減するための第三者保有モデルである TPO（Third-Party Ownership）というようなスキームも拡大してきています。

さらに、「ホールライフカーボン」という概念が改めて重要になってきています。ビルや住宅では、運用時のエネルギー消費であるオペレーショナルカーボンの排出が大きなボリュームを占めますが、建物を作るところから壊すまでのいろいろな行為に伴う GHG（温室効果ガス）の排出、つまり「エンボディドカーボン」の観点も重要だということです。建築設備系ではフロンの漏洩が大きな話題になっています。

●ZEHの普及状況

秋元 実際に住宅を通じてカーボンニュートラルを進める場合には、ノンエナジーベネフィットがしっかりアナウンスされることが求められています。国土交通省の調査事業で、例えば省エネリフォームの後に起床時の最高血圧が平均3.5mmHg低下したというようなエビデンスも得られています。したがって、高性能の断熱・気密性能が優れて高効率の設備を備えた住宅は、健康にも大きな効果があるということをアピールしていく必要があると思います。

国内の ZEH（ネットゼロ・エネルギー・ハウス）の普及状況は、新築戸建て住宅では毎年約10%成長していて、市場全体で平均3割に近づいてきています。マンションの住棟を対象とする ZEH-M では、新築戸数ベースで約40%に達しているというデータもあります。マーケティングの「イノベーター理論」によれば、すでに「初期追従」の時代に入っていることになります。ZEH の考え方は普及期に突入しているということであり、2030年には平均的に ZEH 化を進めるということにしてもいいかもしれません。

今、ZEH を議論する委員会では、これまでのものより少し高いレベルの ZEH の検討を進めています。断熱等性能等級の6以上に基準変更するとか、一次エネルギー消費量の削減率の基準を30%以上にするとか、いろいろな議論が進んでいます。

中川 もう少し野心的な目標を掲げてもいいということですか。

秋元 そういうことです。

最後に、世界の最近の動きについて簡単に紹介します。ヨーロッパでは、建物のエネルギー性能に関する指令である「EPBD」(Energy Performance of Buildings Directive) の見直しが行なわれて、EU の気候やエネルギー、土地利用、輸送、税制の政策として2030年までに温室効果ガスの排出量を1990年比で55%削減するための提案 (Fit for 55) が採択されています。公共の分野で改修を牽引して雇用を創出するという理由で、毎年建物の3%を改修するとか、ゼロエミッション・ビルディングも掲げられています。

国連環境計画 (United Nations Environment Programme ; UNEP) では、42の国と339のグループとともに「The Global ABC」(The Global Alliance for Buildings and Construction) というアクションを進めていて、ここでもゼロエミッションを掲げています。2050年までに存在する建物の半分は今現在まだ建設され

ていない、だから今アクションを起こさないといけないということで、いろいろな目標を掲げて動いています。

ASHRAE (米国暖房冷凍空調学会) においても、「ビルディング・ディ・カーボナイズーション」を掲げて、2050年に建築環境でカーボンニュートラルを実現するというアクションプランを立てています。

中国もしっかり活動を進めていて、ゼロカーボンビルディングの定義やビジョンを示して、それに沿って国策を進めています。韓国も同じようにゼロエネルギービルディングからゼロカーボンのことまで考えています。

余談になりますが、吉田兼好の『徒然草』で、日本は夏暑いので、開放的な家が良いといっているように、夏を旨として家をつくってきた歴史があります。その後、冬が大事だということで断熱性能が上がっているわけですが、今後気候変動が進んで、1年の約半分が夏のような事象が続くと、熱中症対策のために夏を旨とした住宅づくりが重要になるだろうと思っています。

●「建築物省エネ法」について

中川 次に、国の施策、特に省エネ基準への適合義務化を含むロードマップなどについて、前田さんにご紹介いただければと思います。

前田 日本では、住宅・建築物のエネルギー消費量の削減が課題になっていて、これまで省エネ法や建築物省エネ法などでエネルギーの削減を進めてきましたが、2020年に菅義偉総理が、パリ協定等を受けて、「2050年カーボンニュートラル」と、その後「2013年比で2030年46%削減」を表明されたことで、もう一段上の取り組みが必要になったという背景があります。

「建築物省エネ法」は、1979年の「省エネ法」から始まっています。「省エネ法」は、1973年と1979年のオイルショックで、とにかくエネルギーの削減が重要だということからスタートしました。2016年に建築物に特化した形で「省エネ法」から切り出して「建築物省エネ法」が

作られましたが、エネルギー削減という目的は引き継がれています。そして、菅総理の宣言があって、エネルギー削減の中でも「CO₂削減」という文脈が大きくなってきています。

2016年の「建築物省エネ法」では、基本的には大規模非住宅についての省エネ基準適合義務化で、戸建住宅等については、努力義務という形で開始しました。その後、2019年に法律を改正し、住宅については、建築士の説明義務を導入しました。

その後、2022年に抜本改正を行ない、これを3年がかりで施行していくということになりました。2025年4月からは、最も大きな改正事項である「省エネ基準適合義務化」が戸建住宅も含め課せられるということになります。今までと比べると範囲も広がり、規制の強度が大きくなったと言えます。

ロードマップについては、「2050年カーボンニュートラル」と「2030年46%削減」を目指してバックキャストで決めていくということで議論され、決定されました。2050年では住宅のストック平均でZEH水準の省エネ基準にするという目標が決まっています。その途中段階の2030年で、新築についてZEH水準の省エネ基準を確保することが決まっています。太陽光発電設備に関しては、2030年に新築戸建ての6割、2050年には設置が合理的な戸建て住宅に基本的には設置がされていることを目指すことになっています。

●建築物省エネ法の4つの柱

前田 2022年に改正された建築物省エネ法の柱は4つあります。1つは建築物の省エネ性能の底上げで、原則すべての住宅・建築物への省エネ基準の義務付けに対応します。

2つめは、より高い省エネ性能の確保です。まず「住宅トップランナー制度」の対象を拡充しました。「住宅トップランナー制度」とは、1年間に一定戸数以上の住宅を供給する事業者に対して、目標年次と省エネ基準を超える水準



秋元孝之（あきもと・たかし）氏

1963年東京都生まれ。早稲田大学大学院理工学研究科建設工学修了。清水建設株式会社、米カリフォルニア大学バークレー校環境計画研究所、関東学院大学工学部教授、芝浦工業大学工学部教授などを経て、現在、芝浦工業大学建築学部長・教授。

の基準（「トップランナー基準」）を国が定め、新たに供給する住宅についてその基準を満たすことを努力義務として課す制度で、これまでの建売住宅、注文住宅、賃貸アパートの事業者に、分譲マンションの事業者を追加しました。次に、省エネ性能表示制度を新しく設けました。エンドユーザーが省エネ性能の高い住宅を選択しやすくなるよう、住宅や建築物を取引する際には、原則としてその売り主や貸し主が、国の定めた統一的なラベルで省エネ性能を表示することとされました。

3つめは、ストックに焦点を当てた対策です。これまではどちらかというと新築中心の施策でしたが、ストックのほうがボリュームが大きいので、その対策の強化が必要です。住宅ストックの省エネ性能をどう上げていくのかは難しい課題ですが、建築物省エネ法の中では住宅金融支援機構による省エネリフォーム融資の創設とか、省エネを図るために必要な高さ規制の緩和などの仕組みを導入しています。

4つめは、太陽光をはじめとする再生可能エネルギーを促進するために、再エネ促進区域の

制度を設け、地域において再エネ導入を図っていくこととしました。

太陽光発電設備については、「2030年戸建て6割」という目標を実現するための更なる手段の検討が必要と考えています。現状、FIT(Feed in Tariff；固定価格買い取り制度)やFIP(Feed in Premium)があり、補助金による支援は国費による重複支援になるのでできません。このため、現在、住宅トップランナー制度の中に太陽光発電設備の設置の目標を定めるという方向で考えています。太陽光発電設備は現在、戸建てで31.4%まで設置されていますが、内訳を見ると注文住宅が多く、建て売りではビジネスモデル上、低コスト・低価格のものが多いため、設置が進まないという問題があります。これをトップランナーでどう引っ張っていけるかということが目下の課題だと思います。

さらに、先ほど秋元さんからお話があったペロブスカイトは重要だと思います。太陽光発電設備を屋根に載せる時の課題は重量で、住宅の耐震性に影響します。そこで、2025年4月から木造住宅の基準を見直して、太陽光発電設備を載せた場合にはそれに応じた耐震性の確保を求めることにしていますが、そのためのコストが上がる可能性もあります。重量の軽い「ペロブスカイト」が実装化されれば、そうした課題が解消されて進む可能性があるのです、期待しているところです。

また、コストの問題で言えば、PPA(Power Purchase Agreement)というような電力販売契約の第三者が設置していくモデルをうまく使って、住宅取得者の負担を軽くしていくということも課題だと思っています。

鳥取県の事例と太陽光発電の現状

●とっとり健康省エネ住宅 NE-ST

中川 地方公共団体でも ZEH に関してさまざ

まな取り組みがなされています。槇原さんには鳥取県の先進的な事例を紹介していただければと思います。

槇原 「とっとり健康省エネ住宅 NE-ST」の取り組みをご紹介します。

秋元さんからお話があったように、高い省エネ性能は健康にも効果があるという知見が出てきたことから、県として独自にスタートさせようと始めたのが「とっとり健康省エネ住宅 NE-ST」です。「NE-ST」は、「Next-Standard」の略ですが、「鳥の巣」という意味があることから、“鳥取の家”という意味が込められています。また、多くの都道府県では、住宅分野と環境分野は異なった部局に属していますが、鳥取県では環境分野と住宅分野が同じ「生活環境部」に属しているため、政策が進みやすかったと思っています。

住宅分野でカーボンニュートラルに資する施策としては3つあります。1つは省エネ、もう1つが太陽光などの創エネ、そして地域木材の利用です。木材はカーボンを将来にわたって都市に固定できるとともに、地域の林業の活性化にも繋がります。

また、欧米ではすでに高い性能を義務化されているということもあって、鳥取県として独自に誘導基準という形で高い省エネ性能の基準を設けることができないだろうかということで、実務者と検討を始めて、T-G1 から T-G3 の3段階の基準を設け、性能に応じて助成しています。ちなみに、T-G は Tottori-Grade の略です。

補助の特徴として、予算が足りなくなれば議会で補正予算を組む、また年度をまたいでも利用できるという制度にしています。要件さえ満たせばすべてが補助の対象になるので、工務店からは勧めやすいと好評であり、工務店に広告塔になっていただき普及を図っているところです。

NE-ST の基準策定前は、国の基準を満たしていれば「高断熱」というような認識でしたが、実務者からは日本の基準は低いといった声や慶應義塾大学の伊香賀俊治先生から ZEH は健康

にも効果があるというお話をいただきました。「健康」という側面をPRすることによって、エンドユーザーに訴求しやすくなると考え、県独自に基準を定める意義もあるのではないかと、ということで、実務者の方々と検討を始めたという経緯があります。

●断熱性能と機密性能

榎原 従来の断熱性能の低い住宅では、リビングだけ暖めて廊下やお風呂は寒いという状況で、室内の温度差が非常に大きいことによってヒートショック等のリスクが生じます。そのため、家全体を暖めるということになるわけですが、断熱性能が低いと相当な冷暖房費がかかってしまうので、経済的に家全体を暖められる性能として、NE-ST 基準を設定しました。

この基準の中で、一番下のグレード T-G1 では、国の省エネ基準から30数万円程度のコストアップになります。しかし、家全体を冷暖房した場合の空調コストは約30%削減できるので、冷暖房費の削減によって初期コストを回収できることになります。回収年数はグレードによって異なりますが、T-G1 で5年、鳥取県が推奨する T-G2 では15年で回収できるという試算になっています。

鳥取県独自の基準として、気密性能も設けています。断熱を強化しても隙間が多いと足元が寒くなってしまう。従来の住宅建設では、床下の冷気が内部の間仕切を通り、コンセントの穴などから室内に入ってきます。また、24時間換気システムが義務化されていますが、気密性能を高めることによって換気効率が上がります。コロナ禍に始まった制度で、フレッシュな空気を常に維持するという面でも気密を確保することは住む人の健康を確保できるということので指標として設けています。

初年度（2020年度）の取り組みでは新築木造戸建住宅のうち NE-ST は約14%でした。2021年度には2割になり、秋元さんのお話にあった「イノベーター理論」の「16%の壁」を超えて、



中川雅之（なかがわ・まさゆき）氏

1961年秋田県生まれ。京都大学経済学部卒。建設省（現・国土交通省）、大阪大学社会経済研究所助教授などを経て、現在、日本大学経済学部教授。国家戦略特別区域諮問会議議員、日本計画行政学会会長（2024年6月まで）、日本公共政策学会会長（2024年6月まで）。

2022年からは地方の金融機関ならびに住宅金融支援機構で金利優遇も設定をしていただくようになりました。

また、NE-ST は、太陽光パネルを設置すると上乗せの補助がある制度で、NE-ST の6割の住宅に太陽光パネルが設置されています。NE-ST は断熱性能と省エネ性能が高い住宅なので、太陽光パネルのボリュームを少し小さくできるメリットもあり、太陽光と相性がいいので、8割から10割といったところまで伸ばしていければと考えています。

最終的には、2030年に新築で100%を目指しており、バックキャスト的に目標設定すると2024年度は53%になります。イノベーター理論では「レイトマジョリティ」に訴求できるかどうかのポイントになります。そこで、住んでいる方に、健康や快適に暮らせているというメッセージをいただき、県民の皆さんにさらにお伝えしていきたいと考えています。

改修住宅では、reform NE-ST として「Re NE-ST」と呼ぶ制度を、既存住宅に2年遅れて立ち上げました。都市部と比べると鳥取県には大

きな家が多くあり、家全体を断熱改修すると高額になってしまいます。そこで生活空間だけを限定的に改修する「ゾーン改修」が人気を集めています。2024年度は前年同期比で約2倍の申請をいただきますので、改修については「ゾーン改修」が柱として進んでいくように思っています。

また、賃貸住宅でもNE-STが導入されています。賃貸住宅で暖かい生活をすれば、いずれ新築を建てる際にNE-STが選択されやすくなると思います。また、県営住宅ではNE-STを基本とすることにしてはいますが、町営住宅においてもNE-STを採用していただき、第1号が完成しています。低所得者向けの住宅では、光熱費の負担が下がることには大きなメリットがあるので、公営住宅から率先的に進めていくことも重要だと考えています。

●鳥取県は温室効果ガス60%削減を目標

横原 最後に不動産評価の関係です。NE-STが普及してくれば、いずれ中古市場に流通することになります。現在の不動産市場では、築年数や面積をもとに査定されているので、NE-STの高い性能が不動産市場でも評価できる仕組みを作ろうということで、県内の不動産団体に協力していただき、「とっとり住宅評価システム」(T-HAS)を策定し、2024年度から運用を開始しました。NE-STだけではなく、戸建て住宅すべてを対象にして、新築時の高い性能確保のための投資やリフォーム投資を適正に評価してこうというものです。

さらに今後、不動産担保評価にも広げていければと考えています。例えばリバースモーゲージなど、返済能力ではなく担保評価に応じて融資額が決まる金融商品での活用が考えられます。Re NE-STは高齢の世帯での採用が多くなっていますが、改修資金の確保が課題になっています。そこで、リバースモーゲージなどとT-HASの評価を組み合わせることによって、ローンも組みやすくなります。新築(NE-ST)も引き続

き進めながら、Re NE-STも拡充し、さらにT-HASの活用も広げていきたいと思っています。

もう一つご紹介したいことがあります。それは、国では2030年温室効果ガス46%削減という目標ですが、鳥取県としては60%削減を目標にしているということです。NE-STとRe NE-ST事業を柱にして、これを進めていこうと考えています。

中川 そもそも省エネや再エネは、グローバルな外部性への取り組みで、単位が小さくなればなるほどインセンティブが出てこないように思います。地球全体としてCO₂を削減するという目標に、国が国際協調の中で定められたルールにしたがって省エネ・再エネを推進するというのはよくわかりますが、グローバルな外部性の目標に対して、鳥取県が独自に先進的な取り組みをされることの動機付けは、そもそも何なのでしょうか。

横原 実際にこの制度を作って、県民の方から1つだけ苦情がありました。「建てる前に知りたかった、知っていたら、これを建てた」というものです。住宅建築物はロックイン効果があり、一度建ててしまうとなかなかリフォームができません。そこで、省エネという目標は横に置いておいても、新築から断熱・気密のメリットを理解していただきたいということです。

中川 県民のウェルビーイングを高めるという意味で取り組む動機付けは十分にあるということですね。

横原 そうです。また、個人の医療費の負担軽減は社会保障費の削減に直結し、国や自治体の負担も減ります。

再エネの導入目標と課題

●日本と世界の太陽光発電の現状

中川 増川さんには、住宅への再エネ導入に関する官民の動きを総括的に評価していただいた

と思います。

増川 日本の導入目標、国内の導入状況、そして世界でどうなっているかという3つの点からお話をしたいと思います。

まず、国内の太陽光導入目標ですが、2030年にCO₂を46%～50%の削減に向けて再エネを導入していくということになっていますが、「第6次エネルギー基本計画」では、太陽光は2030年度の目標として、103.5～117.6ギガワット、電源構成で言うと14～16%になります。

2020年の累計導入量は61ギガワットだったので、2030年の目標を達成するためには、2021年度以降、年間5～6ギガワット程度のペースで導入していく必要があります。1ギガワットは100万キロワットですから、容量でいうと大型原子力発電所5～6基分ということになり、簡単には達成できない目標です。

FIT・FIPによる導入を見ると、2014年度の9.4ギガワットをピークに減っていますが、2016年度以降は5～6ギガワットが続き、2023年度は3.1ギガワットと減少傾向にあります。

今後については、FIT・FIPの新規認定量が事業用の場合、2023年度は0.4ギガワット、住宅と合わせても1.5ギガワット程度なので、FIT・FIPによらないものを増やさないと激減してしまう状況にあります。そこで、住宅の状況を累計導入件数で見ると、2023年度末で336万件ほど導入されていますが、全住宅ストックの13%で、「16%の壁」は超えてはいません。

件数でみても、2023年度は約19万7000件で、今後増えていくとは思いますが、太陽光発電の搭載率が新築住宅の6割に達するにはいろいろ頑張らなければなりません。その意味でも、東京都や川崎市のような義務的な導入の取り組みが全国に広がることを期待したいと思います。

一方、世界の新規導入量は2023年に407～446ギガワットと膨大で、原発400基を超える規模の太陽光発電が1年で設置されたということになります。2016年時点では、日本の太陽光発電の新規導入は世界の約1割だったのが、現在で



前田 亮（まえた・りょう）氏

1971年鳥取県生まれ。京都大学工学部卒。建設省（現・国土交通省）入省。国土交通省住宅局住宅生産課木造住宅振興室長、同住宅総合整備課住環境整備室長などを経て、現在、国土交通省住宅局参事官建築企画担当。

は1.1%台になってしまい、世界では上昇傾向がさらに加速している状況です。

ちなみに、世界の新規導入量の半分以上は中国です。中国はCO₂を大量に排出してはいるものの、2030年以降は、事業活動における単位生産量・消費量等当たりのCO₂排出量である排出係数は日本と並ぶか、あるいは日本よりも低くなる可能性もあります。

また、ドイツでは、2023年に日本の4～5倍の14ギガワットが導入されています。特に住宅はその半分の7ギガワットと日本の7倍になっています。ドイツの人口は日本の約6割ですから、驚くべき数字です。

●住宅用太陽光発電のメリット

増川 次に、住宅用太陽光発電の経済性についてです。あくまでもシミュレーションで、前提条件次第で大きく変わりますが、設置しない家庭と設置した家庭の20年間のエネルギーコストを比較すると、設置しない家庭の電気代は約320万円であるのに対して、設置した家庭の電気代は約140万円です。太陽光パネルの初期費用112

万円、点検費用20万円弱などを加えても305万円ということで、20年間で見るとエネルギーコストとしてある程度節約できると思います。

このくらいの差では大きな経済性メリットはないように思われますが、これにカーボンプライスを加えて試算すると様子が変わります。CO₂としては20年間で36～37トン削減でき、カーボンプライスを仮にトン当たり1万円とすると37万円の価値が生まれます。したがって、エネルギーコストの差15万円に37万円を加えた約50万円の利益が出る計算になるからです。いま日本の国内ではカーボンプライスが未整備ですが、例えば、カーボンプライスが電気代に上乘せされることになれば、320万円が360万円に上がることになるので、相対的にはメリットも生まれると考えられます。

カーボンプライスについては、EUではトン当たり約1万円です。IEA（国際エネルギー機関）が公表している「World Energy Outlook」（2024年度版）に掲載されているAPS（「発表誓約」）シナリオでは、2030年にトン当たり2万円、2050年に3万円になっているので、1万円より高くなる可能性は十分ありえます。カーボン価格は日本が目標を達成するために必要な要素なので、カーボンプライスが電気料金に反映されるようになれば、自治体が補助金を出さなくても太陽光発電の普及が進む可能性はあるのではないかと考えています。

太陽光発電には経済性以外のメリットもあります。例えば、非常用電源です。災害で系統電力が止まっても、昼間の時間帯であれば、蓄電池なしで電源を確保できます。冷蔵庫等の電源を確保し、スマホなど簡単な機器を使うことができるということです。また、ヒートポンプ給湯器や電気自動車などの電化の推進との組み合わせることで、特に地方ではエネルギーコストやCO₂排出量を大きく削減できます。

さらに、初期投資はもっとかかりますが、蓄電池を組み合わせれば、使用電源としても夜でも使えることになります。そのほか、環境負荷

を軽減するとか、エネルギー自給率向上につながるというメリットも考えられます。

●欧州の事情と中国の事情

中川 一つ質問があります。日本の太陽光発電導入のプレゼンスが低下する一方で、中国とEUのプレゼンスが拡大しているということについてです。規制当局の考え方と国民の受け入れ方が重要だと思いますが、何が違うのでしょうか。

例えば、日本政府と比べると中国政府のほうが国民に対して強いことが言えるということなのか、つまり説得のコストが日本のほうが高いのではないかとことです。一方、EUは、再エネ技術についての国際的な覇権を見据えているようにも思います。

増川 EUについては従来からCO₂削減に積極的だったことに加え、ウクライナ戦争でロシアからの天然ガスがほぼ入らなくなり、エネルギーコストが高騰しているという事情があります。欧州委員会も導入目標を2段階上げて、建物に関しては、新築はもちろん、既築も義務化するというように、EU指令で厳しい規制をかけています。例えば、ドイツでは電気料金が高く、住宅に太陽光発電を入れるとメリットも大きいので、必ずしも義務化しなくても導入しているようです。

中川 社会的な認識として浸透しているということですね。

増川 ドイツの太陽光発電協会の人と意見交換をする機会があるのですが、4～5年前は「Why」（なぜ）太陽光をやるのかというのが一般的な常識だったのが、今は「Why not」（なぜでやらないのか）というように、意識が変わっているということです。

中国の場合ですが、太陽電池パネルの生産能力は1テラワットで、実際の需要の2倍以上なので、それを世界的に輸出しながら国内でも使わなければならないという事情もあるようです。また、住宅用よりも地上設置が圧倒的に多く、

国がFITにインセンティブを付けているので、急速に普及しているということです。

規制もインセンティブも

●日本のZEH水準と欧米のZEH

中川 次に、いくつかの論点について議論していただきたいと思います。まず、建築に関する規制についてですが、EUの省エネ基準に比べて、日本の基準のほうがやや緩めようです。

秋元 過去には欧米諸国と比較して、断熱性能の基準が少し見劣りするということをしていましたが、現在はほぼ同レベルになってきています。

榎原 以前は高い性能が選択できなかったという環境にありましたが、現在では、断熱等級6～7まで創設され、施主も選択できるようになり、地方自治体としても取り組みやすくなったように思います。

例えば、住宅の断熱性能を示すUA値（外皮平均熱貫流率）でいうと、鳥取県のT-G1の0.48は2025年度に北海道で義務化される国の基準とほぼ同じです。T-G2の0.34は、北海道が推進している誘導基準とほぼ同レベルです。北海道の場合、国の省エネ基準で建っている住宅が大半で断熱性能の高い住宅が普及しているので快適に住むことができていると思います。

増川 太陽光発電の目標に関しては、日本の2030年目標は決して低くはなく、「野心的目標」とも言われていて、それをどう達成するかが大きな課題となっています。ただ、いろいろな技術革新もあり、世の中の環境も変わってきています。例えば、先ほども紹介したペロブスカイトというフィルム型の太陽光パネルも出ています。従来型の太陽光パネルでも12年前は変換効率12%だったものが20～23%まで上がっています。それは、半分の面積で同じ発電量を確保できるということで、より少ない材料で、軽量化



榎原章二（まきはら・しょうじ）氏

1978年鳥取県生まれ。熊本大学工学部卒。鳥取県庁入庁。住宅施策の企画立案・公営住宅整備・官庁営繕等の建築業務全般を担当。現在、鳥取県生活環境部くらしの安心局住宅政策課企画担当。

できるということです。さらに、コストも下がっていき、カーボンプライスの動向やエネルギーコストの上昇などを考えると、もう一段高い目標を考えてもいいように思います。

中川 グローバルな水準とはほぼ同じで、将来的にはさらに目標値を上げたほうがいいということですね。

前田 ZEH水準では見劣りはしないと思いますが、現行の省エネ基準では欧米に少し見劣りがすると思います。そういう意味では、新築の省エネ基準をZEH水準に上げていくという今のロードマップに従って施策を実施していくことが重要だと思います。

考慮すべきこととして、榎原さんが指摘されたように、一度建ててしまとなかなか変えられないという「ロックイン効果」があります。施策として義務でやっていくべきことと、もう少し誘導的なことを上手に使い分けながら、何が標準か、あるいはそれをどこまで規制するかというところも含めて考えていく必要があると思います。

●「規制」の受益と負担を考える

中川 やや暴論かもしれませんが、規制を導入すると、住宅を新築する人にコストがかかることになります。一方で、住宅を省エネ化・再エネ化することによって発生する便益は、CO₂削減による気候変動という大きな便益で、新築住宅に住む人だけではなく、既存住宅に住む人や将来世代もメリットを受けることになります。

そう考えると、規制で新築住宅を建てる人に対してだけコストを負わせるということが、公平性の観点から十分なのかどうかという論点が浮かび上がってきます。例えば、国債発行による財源を使って世代間で長期的に負担を分配することができるので、省エネあるいは再エネ住宅の普及のために税財源の投入を考えてもいいのではないかと。負担と受益の関係を考えた場合に、そのほうが公平ではないかということです。

秋元 現在、国や地方自治体などのさまざまな補助事業があって、一般消費者にとってとても良い状態ではあると思います。住宅ローン減税とか借り入れ限度額の引き上げ、住宅取得等資金にかかる贈与税の非課税措置、固定資産税の減額措置、ローン金利の優遇など、手厚い支援は現状も一応はあるということです。したがって、国債を使って長期的に負担を平準化することには慎重になる必要があると思います。年金と同じように、将来を引き継ぐ人たちにとって本当に良いことなのかどうかということをしっかり説明する必要があるからです。

現在、新築で高性能の住宅を造るためにかかる費用は投資回収できる計算にはなっていますが、もっと価格がこなれていく必要があり、その過渡期にあると思います。また、消費者の目が肥えてくると、省エネ・省CO₂性能の劣る住宅は選ばれなくなってくるので、長い目で見れば性能の悪い住宅や施工者は淘汰されていくであろうことも期待されます。

横原 規制を上げていくのは大変なことです、基本的にオーナーにはメリットがあるので、一時的な負担だけではなくて将来にわたっての

トータルコストで見ると大きな負担にはならないことを伝えていく必要はあると思います。

そこで、地方としてはいかに規制の基準よりも高い性能に誘導できるかがポイントです。高い性能で新築することのメリットをわかりやすく伝えていき、省エネや太陽光は当たり前のことというようなマインドを変えていくことに、地方がどれだけ取り組めるかというところが鍵だと思っています。

中川 人間は目の前の利益は認識できるけれど20年先や30年先の利益は大きく割り引いて考えるという傾向があります。そこで、将来的な生活のビジョンのようなものを提示して、ウェルビーイングを強調したり、長期的なメリットを強調したりする。税財源を使ったインセンティブは重要ではあるけれども、ビジョンの示し方とか長期的な資金提供のスムーズさみたいなものを保障したほうが現実的ではないかということですね。

●規制はデフォルト設定のようなもの

秋元 オーナーメリットということでは、省エネ・ラベリング制度がスタートしていて、省エネ性能の高い住宅がラベリング表示されていると、借り手から選ばれやすいし、賃料を上げやすいということも聞いているので、そこをアピールするという手もあります。

増川 初期投資は要るけれども、長期的に見ると経済合理的になるということを考えると、仮に義務化しても、結果的にはそれが経済的な負担になることはないということは確かだと思います。

太陽光パネルの場合、新築のほうが安いコストでできます。既築では足場を組まなくてはならなくなるので、何割かは高くなります。そこで、新築時の選択肢として太陽光パネルを設置することによるメリットをいろいろ提示する。電気自動車を買えばガソリン代はかからないとか、蓄電池も入れられるかもしれないとか、高断熱にすれば夏の冷房の電気代も気にする必要

もないとか、停電しても使えるとかです。10年から20年というスパンで考えてもらうきっかけとして、一つの制度的な仕組みをつくるというように理解すればいいのではないかと思います。

中川 デフォルトの設定のようなことですね。

増川 そうです。義務化あるいは規制は、20年先までを考えるきっかけと選択肢を提供するということだと理解しています。

ただ、カーボンプライスについては国がもっと進めるべきだと思います。

前田 外部不経済を「価格付け」するカーボンプライシングが根本的な解決策だと思いますが、それがまだできない状態の中では、コスト・ベネフィットや健康への影響などの「見える化」が重要だと思っています。

また、ZEH が広がっていくと建材や設備のコストが低減して、標準化していくということになります。それに至るまでの支援策とか、そういう道筋が見えるような形で示していくことも重要なと思います。

地方の取り組みと国の政策

●横連携と縦連携が必要

中川 次に、「2050年カーボンニュートラル」「2030年温室効果ガス46%削減」という目標と、政府だけではなく地方自治体や民間も含めた日本全体の取り組み状況が整合的なのかどうかについて、ご意見をおうかがいしたいと思います。

秋元 実際には、国際紛争等において温暖化ガスを大量に排出しているわけですが、住宅建築物を利用することによる CO₂ 排出量も相当な割合を占めているので、できることはしっかりやっていかないと気候変動問題に対処できないと思います。また、地球規模をさらに細かく考えて、住宅とその群としての街区で何ができるかとか、都市レベルで何をすべきなのかという視点も重要だと思います。



増川武昭（ますかわ・たけあき）氏

1960年 山形県生まれ。京都大学工学部卒。昭和シェル石油入社。石油開発（海外権益取得）、原油調達、電力事業、経営企画、ソーラーフロンティアで太陽光発電事業の経営企画部門担当。現在、一般社団法人太陽光発電協会事務局長。

中川 鳥取県のような地域のトップランナーの地方公共団体の取り組みについて、国全体としてどう支援すればいいのでしょうか。

秋元 人材や資金不足などで鳥取県のような取り組みができない小規模な地方公共団体もあります。それを克服するためには、地方公共団体同士の横連携や、国などから人材やアイデアを融通していくという縦連携も重要になります。また、地域の金融機関等をバックアップするということに地域全体を巻き込んでいくことが重要だと思います。

さらに、都市の規模に応じて地域のエネルギーデザインも重要だと思います。再エネは不安定という側面もあり、建物の密集度、ソーラーシェアリングや農業との関係なども含めて戦略を考えていく必要があると思います。

槇原 鳥取県は、大きな工業地域があるわけではなく、高層のビル街があるわけでもありません。戸建て住宅が多く、農業など一次産業が多い地域です。そのため、家庭部門でのエネルギー消費の占める割合が多いことから戸建て住宅で省エネに取り組むことの効果が高いわけです。

地域の特性を生かして取り組めるのが地方の良さだと思います。

住宅事業者は200社程度で、その約8割がNE-STの事業者として登録されています。高性能な住宅を普及において脱炭素という行政の目的に対して、施主が選ぶ動機はまったく別のところにあるので、高性能住宅を選ばれやすくするための施策は行政だけで考えるのではなく、登録制度を使って事業者アンケートを行ない、希望する施策等について意見をいただき、行政がそれを実行していくという双方向の関係を構築して進めています。

また、これまでは、工務店がお客さんに一所懸命断熱の必要性等を説明しても、「あなたが言っているだけですよね」というような反応だったものが、鳥取県の基準ということで非常に説明がしやすくなったといわれます。事業者と行政が連携しながら、エンドユーザーに訴求しやすい形のPRや制度を引き続き検討する必要あると思っています。

●地方こそ再エネの適地

増川 太陽光パネルは輸入しているかもしれませんが、太陽光エネルギーは海外に依存するものではなく、その地域に降り注いでいるものです。しかも地方のほうが住宅も大きい。日本は国土が狭いといわれますが、地方に行けばいくらでも土地はあります。そう考えると、地方こそ再エネの適地であり、再エネをうまく活用すればいいと思います。住宅であれば、電気や灯油・ガソリンを外から買うのではなく、自分でつくって賄う。余った電気は東京などの大都市圏に売ればいい。

つまり、再エネは地方創生に使うべきものということです。東京都は地方との連携で電気を送ってもらふということが必要になります。地方を豊かにするのにぜひ太陽光を使ってほしい。

また、400ギガワットの相当部分は営農型ソーラーシェアリングを想定しています。今後は、

山を削ってメガソーラーにするということはほとんどないからです。

前田 省CO₂とかエネルギー問題は、地球規模や国レベルの話というのが一般的な考え方だと思いますが、地域として捉えて、地域の問題に昇華した鳥取県の取り組みは、おおいに評価すべきことだと思います。

榎原さんの話をうかがってわかったことは、もともと個別の事業者が取り組んでいたことをうまくすくい上げて、鳥取県として制度を作り、それが事業者にとってもプラスに働いているということです。一方、政策パッケージで制度を作るのは莫大な労力がかかります。同じようなことをすべての自治体ができるかと言えば、たぶん無理だと思います。

国としては、自治体の取り組みを制度としてまとめていくという役割分担になると思います。国の政策はどうしても最大公約数的になって、かゆいところに手が届かないというようなこともあるように思います。

中川 先ほども言いましたが、私は、負担と便益という意味で、規制についても税財源の投入についても、もっと国の強い介入が必要だと思っていました。ところが、この座談会を通じて、より良い未来とか、より良いウェルビーイングに対してどれだけ長期的な視点から説明できるかということにかかっており、政策マーケティングの世界は行動経済学のデフォルトの設定のようなことが大きな力を発揮する分野だということがよくわかりました。そして、地域の取り組みをどう後押しして横展開していくのが、決定的に重要だということも理解しました。

その一方で、カーボンプライシングについては国として基本的なルールを決めなければならないし、決めることによってまったく異なる進み方をするように思います。

今日の議論は大変勉強になりました。ありがとうございました。(2024年11月5日収録)

労働者が労働時間と余暇時間を配分するために、どこに居住するかは、都市経済学において重要なテーマであり、数多くの論文がある。相対的に低所得の世帯が都市中心部に居住し、高所得世帯が郊外に居住する都市もあれば、高所得者が中心部に居住する都市もある。しかしながら、高齢者が増え、労働参加率の低下している日本では、さまざまな所得階層の世帯が混在する傾向にある。

田淵論文「後方屈折する労働供給と住宅立地」は、このような日本の都市での世帯の居住状況を説明する理論モデルを構築し、実証を試みた論文である。

田淵論文では、労働供給と賃金の関係を、労働者は賃金率が上昇すると労働時間を増加させるが、その後減少する後方屈折型労働供給曲線を仮定している。次に、単一中心都市の空間を導入し、賃金率の変化が、労働者の都市内部における立地と労働供給に与える影響を見ている。都市における中心業務地区（Central Business District: CBD）から、郊外にむけて通勤鉄道が放射状に延びている単一中心都市が仮定されている。東京大都市圏に関しては、東京駅から半径50km以内では、この仮定が妥当することが確認されている。このような都市圏に居住する住民は、労働者としてCBDに通勤費用を負担して通勤し、家賃を払う。付け値地代は、CBDからの距離に応じて低下する。

このような仮定のもとで、都市に居住する労働者の賃金と賃金の閾値($\bar{w}$)を導いている。都市での全員の労働者の賃金が閾値よりも

低い場合には、所得の高い家計ほど郊外に住み、都市での労働者の賃金が閾値よりも高い場合には、所得の低い家計が郊外に住む。一部の労働者の賃金が閾値より高い場合や、閾値よりも低い場合が混在する都市では、CBDに低所得層と高所得層が混在して立地することになる。これが日本の大都市で見られる現象であると説明している。

理論モデルにより明らかにした命題を、所得階層別の都市圏内の住み分けを「住宅・土地統計調査」の1973-2003年の3大都市圏のデータにより検証している。その結果、東京大都市圏と名古屋大都市圏では、低所得層、高所得層がCBD近くに立地し、中間層が郊外に立地する傾向が確認されている。

ここでの分析を拡張し、一つの所得階層内に複数の年齢階層がいる場合、在宅勤務など勤務形態の選択肢が増えた場合の分析の際にも、示唆に富む研究である。



空き家は、直接的に土地や建物の有効利用を妨げ、負の外部性をもち周辺の物件にも影響を与える。空き家率は、労働市場の失業率にも対応し、住宅市場の状態を示す重要な指標である。この空き家率を新たな手法により予測するモデルを構築しているのが、武藤・菅澤・鈴木論文「地球統計パネルモデルを用いた都道府県別空き家率の将来予測」である。

武藤・菅澤・鈴木論文では、空き家の発生が多くが相続に関して生じることに着目し、空き家率を人口統計に関する変数で説明し予

測を試みている。さらに、地球統計モデルを用いることにより、変数だけではとらえきれない、都道府県の近接性に関する地域特性をコントロールしている。このような分析により、高齢化が急速に進む日本における相続をきっかけとした空き家率の予測を可能にしている。

武藤・菅澤・鈴木論文において、予測での利用を提唱されているモデルは、動的空間効果モデル(Dynamic Spatiotemporal Effects model: DSE)で、観察できない空間効果を誤差項にもち、これが時間方向では自己相関をし、隣接地域と空間的な相関を持つものである。推定には、尤度関数が複雑になるため、事前分布を導入した事後分布をギブス・サンプラー(Gibbs sampler)により、推定パラメータの分布を求める、ベイズ推定の方法が採用されている。実験データにより、モデルの有効性も検証している。

その結果によれば、時空間効果を持つモデルの推定には、通常のパネルデータ・モデルや空間自己相関を考慮したモデルよりも、将来予測に優れていたことが示された。

このモデルを用いて、「住宅・土地統計調査」で調査されている1988年から2018年までの7期間の47都道府県の、空き家として問題となる「その他空き家」を予測している。2018年の空き家率を予測し、他のモデルより高い予測率が示された。類似のモデルの他への応用例についても言及されており、関心のある読者には有益な文献となると考える。(K・S)

後方屈折する労働供給と住宅立地

田淵隆俊

1 序論

厚生労働省は、仕事に費やす時間（労働時間）と家族と過ごす時間や趣味などの活動に費やす時間（余暇時間）とのバランス、いわゆるワークライフバランスを推進しています。しかしながら、日本の労働時間は OECD 諸国と比べると長く、男性はアメリカ人よりも週に10時間多く働き、女性は7時間多く働いています（Kuroda 2010）。

本稿では、労働者が都市内のどこに居住し、どのように労働時間と余暇時間を配分するかを同時に決定するモデルを提示して、理論および実証分析を行ないます。具体的には、労働経済学のスタンダードな労働供給モデルと都市経済学のスタンダードな住宅立地モデルを組み合わせることによって、財の消費と住宅面積のトレードオフと、労働時間・通勤時間・余暇時間のトレードオフを明らかにします。

都市労働者は、賃金（時給）の上昇とともに、より広い住宅に居住し、より多くの財・サービスを消費するでしょう。広い住宅に住むには、郊外に居住する必要がありますが、通勤時間が増えるので、労働時間の減少を余儀なくされるでしょう。よって、時間当たりの賃金が上がっても、労働時間が減るので、受け取る賃金総額は増えない可能性があります。

異なる所得階層の住み分けについては、例えばアメリカでは、都心近くに低所得層、郊外に行くにしたがって高所得層が立地する傾向があ

りますが（Rosenthal and Ross 2015）、デンマークでは都心に高所得層が集まる傾向にあります（Gutiérrez-i-Puigarnau et al. 2016）。日本の大都市の中心部では、異なる所得層が混在して立地しているようですが、本稿で詳しく分析します。

まず第2節では、労働供給と賃金率の関係について簡単に説明します。数多くの実証研究があって、労働供給と賃金率が正の関係になっている労働市場もあれば、負になっている労働市場もあります（Alesina et al. 2005）。第3節では、Fujita（1989）や Tabuchi（2019）を基にして、単一中心都市の都市経済モデルに余暇時間を組み込み、理論分析を行ないます。第4節では、日本の労働供給と世帯収入に関するデータや三大都市圏の所得階層別世帯の空間分布に関するデータを用いて、実証分析を行ないます。結論は第5節で要約します。

2 労働供給と賃金率の関係

労働経済学の教科書では、賃金率が上昇すると労働時間は最初に増加し、その後減少することが広く知られています。このことは、Spiegel and Templeman（2004）による以下の二次の効用関数を用いて容易に示すことができます。

代表的な労働者は、余暇時間 t_l とニュメール財 z に関して、効用関数

$$U(t_l, z) = az - \frac{b}{2} z^2 + t_l, \quad a, b > 0$$

を最大化します。 w を賃金率（時給）、 t_w を労働時間とすると、所得制約条件は、 $wt_w = z$ と

なります。T を1日24時間とすると、時間制約条件は、 $T=t_l+t_w$ となります。

この最大化問題を解くと、労働者の労働供給時間

$$t_w = \frac{aw-1}{bw^2}$$

がただちに得られます。この式から、賃金率が $2/a$ より低いときは、賃金が上がると労働時間が増えますが、賃金率が $2/a$ より高くなると労働時間が減ることがわかります。賃金が低い労働者は余暇時間 t_l とニューメレール財 z との代替効果が強く、余暇時間は劣等財になりますが、賃金が高い労働者はそれらの代替効果が強く余暇時間は通常財となります。すなわち、労働供給時間 t_w と賃金率 w が逆U字型の関係になっていて、賃金率を縦軸に労働供給時間を横軸にとると、いわゆる後方屈折した (backward-bending) 労働供給曲線になるのです。

3 都市における労働供給

次に、単一中心都市の空間を導入し、賃金率の変化が都市内立地と労働供給に与える影響を見ましょう。都市内において労働者の居住場所が変化すると、通勤時間も変化することになります。その結果、賃金率の上昇は、余暇と労働の時間配分だけでなく、住宅やニューメレール財の消費にも影響を与えることになります。賃金率が上がると、労働者は住宅とニューメレール財両方の消費を増やそうとします。しかし、広い住宅面積を確保するためには、労働者は郊外に居住することになるので、通勤時間が増加し、余暇時間が減少します。

ここでは、第2節のモデルを拡張して、複数の所得階層が都市に共存し、居住空間を巡って立地競争する状況を想定します。各階層の労働者数は一定とします。混乱が生じない限り、所得階層の添え字は省略します。伝統的な都市経済モデル (Alonso 1964) に基づき、都市の中心 $x=0$ に中心業務地区 (CBD) があって、そこから郊外に向けて k 本の通勤鉄道が放射状



田淵隆俊 (たぶち・たかし)
1954年京都市生まれ。東京大学工学部都市工学科卒。ハーバード大学芸術・科学研究科都市計画学博士課程修了。Ph.D.(ハーバード大学)。筑波大学社会学系助教授、京都大学経済学部助教授、東京大学大学院経済学研究科教授などを経て、現在、中央大学国際経営学部教授。

に伸びている単一中心都市を仮定します¹⁾。居住可能区域は各鉄道駅から徒歩30分圏内であるとし、すると、居住可能区域の供給は、CBDからの距離 x にかかわらず一定であり、都市空間は線形で近似することができます²⁾。

代表的な都市住民は、労働者としてCBDに通勤し、賃金率 w で t_w 時間だけ働きます。そして、余暇時間 t_l 、ニューメレール財 z 、住宅面積 s 、およびCBDからの距離 x に関して効用関数

$$\max U(t_l, z, s)$$

を最大化します。ここで、ニューメレール財は住宅を除くすべての財です。Fujita (1989) に従い、各住民の総時間 T は一定であり、以下のように余暇時間 t_l 、労働時間 t_w および通勤時間 $t(x)$ に配分されます。

$$T = t_l + t_w + t(x) \quad (1)$$

加えて、各住民は以下の所得制約に直面しています。

$$t_w w = z + rs + \tau(x) \quad (2)$$

ここで、 r は付け値家賃 (bid rent)、 $\tau(x)$ は通勤距離 x の金銭的な通勤費用です。つまり、各住民は金銭的な通勤費用 $\tau(x)$ だけでなく、時間の機会費用である通勤費用 $t(x)$ も負担することになります。いずれの費用もCBDからの距離 x に応じて増加すると仮定します。

制約条件(1)と(2)を効用関数に代入し最大化すると、1階の条件

$$\frac{\partial u}{\partial t_1} - \frac{\partial u}{\partial z} w = 0$$

$$\frac{\partial u}{\partial s} - \frac{\partial u}{\partial z} r = 0$$

$$\frac{\partial u}{\partial s} s' + \frac{\partial u}{\partial t_1} t_1' - \frac{\partial u}{\partial z} [t_1' w + t'(x) w + r' s + r s' + \tau'(x)] = 0$$

が得られます。ここで、プライム（'）は通勤距離 x に関する微分です。これらを解くことで、付け値地代の傾き

$$r' = - \frac{t'(x) w + \tau'(x)}{s}$$

を導くことができます。通勤にかかる時間および金銭的費用は距離の増加関数なので、付け値地代の傾き r' は常に負となることがわかります。したがって、付け値地代は CBD からの距離 x に応じて単調減少することがわかります。

付け値地代の傾きを賃金率に関して微分すると、

$$\frac{\partial r'}{\partial w} = \frac{-r'}{w} \left[\varepsilon - \frac{w t'(x)}{w t'(x) + \tau'(x)} \right] \quad (3)$$

となります。ここで、 ε は住宅面積の賃金弾力性です。住宅面積の需要 s は賃金 w とともに増加するため、括弧内第 1 項の弾力性 ε は正です。第 2 項も正であるため、(3)式の符号は正にも負にもなる可能性があります。

図 1 は異なる所得層 A, B, C の付け値地代曲線を描いています。(3)式が正の場合には、境界 $x = x_{ij}$ において、低所得層の付け値地代のほうが急な勾配になるため、低所得層は CBD に近い側に立地することになります。逆に、(3)式が負の場合には、高所得層が CBD に近い場所に立地することになります。

もし住宅面積の賃金弾力性 ε が賃金率 w に関して一定であれば、(3)式は

$$\frac{\partial r'}{\partial w} \geq 0 \Leftrightarrow w \leq \bar{w} \equiv \frac{\varepsilon \tau'(x)}{(1-\varepsilon) t'(x)} \quad (4)$$

に書き換えることができます³⁾。それゆえ、

1. すべての階層の賃金が低く、 $w < \bar{w}$ のときは、所得の高い家計ほど CBD から離れて

立地します。

2. すべての階層の賃金が高く、 $w > \bar{w}$ のときは、所得の低い家計ほど CBD から離れて立地します。

例えばデトロイトでは、CBD からの距離とともに、より高い所得層が立地しているのが、ケース 1 だと考えられます。よって、住民全員の所得が閾値 $\bar{w}$ よりも低いと推測できます。一方パリでは、CBD からの距離とともに、より低い所得層が立地しているのが、ケース 2 だと考えられ、住民全員の所得が $\bar{w}$ よりも高いと推測できます。

それでは、一部の住民の所得が $\bar{w}$ よりも低く、その他の住民の所得が $\bar{w}$ よりも高い場合はどうなるでしょうか。低所得層はケース 1 に従い、高所得層はケース 2 に従い、中所得層は閾値 $\bar{w}$ に近い所得の郊外に住むことになるでしょう。その結果、CBD の近くでは、最も高い所得層と最も低い所得層が共立地することになります。これは日本の大都市でしばしば見られる現象であり、第 4 節の実証分析で示します。

3.1 効用関数の特定

モデルを解析的に解くために、第 2 節の効用関数に倣って、以下のように特定化します。

$$u(t_1, z, s) = a_z z - \frac{b_z}{2} z^2 + a_s s - \frac{b_s}{2} s^2 + t_1, \quad (5)$$

$$a_z, b_z, a_s, b_s > 0$$

制約条件(1)と(2)から t_1 と t_w を求めて、効用関数(5)に代入し、 z と s に関して最大化すると、最適な消費量

$$z^* = \frac{a_z w - 1}{b_z w}, \quad s^* = \frac{a_s w - r}{b_s w} \quad (6)$$

が得られます。ニュメレール財 z^* と住宅面積 s^* は賃金率 w とともに増加するので、通常財であることがわかります。また、最適な時間配分も以下のように明示的に求められます。

$$t_1^* = \frac{b_s b_z [T - t(x)] w^2 - (a_z b_s + a_s b_z r + b_s b_z r^2) w + b_s + b_z r^2}{b_s b_z w^2}$$

$$t_w^* = \frac{[a_z b_s + a_s b_z r + b_s b_z \tau(x)]w - b_s - b_z r^2}{b_s b_z w^2}$$

(6)を(3)に代入し積分することによって、地代と住宅面積が次のように求められます。

$$r(x) = a_s w - \sqrt{[a_s^2 + 2b_s t(x)]w^2 + 2b_s \tau(x)w - 2C} \quad (7)$$

$$s(x) = \frac{1}{b_s w} \sqrt{[a_s^2 + 2b_s t(x)]w^2 + 2b_s \tau(x)w - 2C} \quad (8)$$

ここで、 C は積分定数です。

(7)を C に関して解き、(7)を t_w^* に代入してから x で微分した式に代入すると、

$$\frac{dt_w^*}{dx} = -\frac{[t'(x)w + \tau'(x)]r(x)}{[a_s w - r(x)]w} < 0 \quad (9)$$

が得られます。(9)が負になる理由は、(6)の s^* が正だから(9)の分母も正になるからです。(9)が負であるということは、都心から離れるにしたがって余暇時間 t_w^* が減少することを意味しています。

同様の操作で、

$$\frac{dt_w^*}{dx} = -\frac{[a_s w - 2r(x)]t'(x) - \tau'(x)r(x)}{[a_s w - r(x)]w} \quad (10)$$

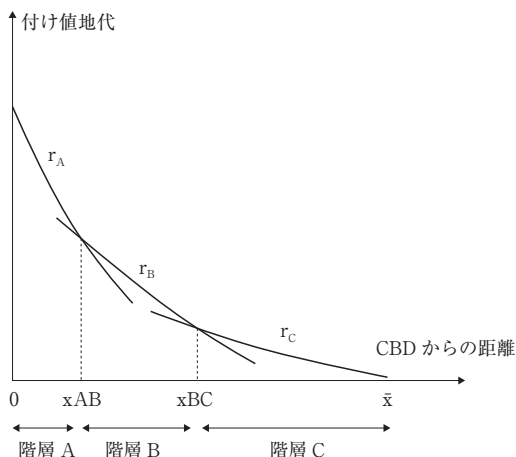
も得られますが、この符号は正にも負にもなります。賃金率 w が高い高所得層は、この符号が負になって、都心から離れるにしたがって労働時間が減ることになります。通勤時間は増加しますが、高所得層は余暇時間を確保するために労働時間を減らすからです。一方、低所得層にとって余暇時間は劣等財なので、都心から離れていっても、余暇時間を減らして労働時間を増やすことになります。

3.2 各所得層の空間配列

次に、各所得層は都市内でどのように空間的に配列されるか考えてみましょう。都市境界 $\bar{x}$ における地代を $\bar{r}$ とすると、(7)と(8)の積分定数 C が決まるので、(4)式の閾値 $\bar{w}$ は、次のようにパラメータだけで表すことができます。

$$\bar{w} = \frac{\bar{r}}{a_s} \left[1 + \sqrt{1 + \frac{a_s \tau'(\bar{x})}{r \tau(\bar{x})}} \right]$$

図1—所得階層別の付け値地代曲線



この式から、以下の命題を得ます。

〔命題〕 低所得層 ($w < \bar{w}$) は、所得の上昇とともに次第に都心から離れて立地するが、高所得層 ($w > \bar{w}$) は、所得の上昇とともに次第に都心に近づいて立地する。

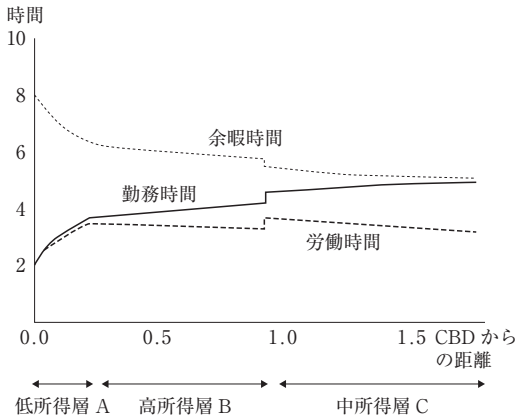
この命題は、賃金率 w と立地 x が逆 U 字の関係にあって、都市空間における後方屈折した立地であることを意味しています。

この閾値 $\bar{w}$ は都市規模に依存しないので、命題の逆 U 字関係はどのような規模の都市でも起こりえます。しかし、閾値 $\bar{w}$ は $\tau'(\bar{x})$ に依存するので、金銭的輸送費用が減少すると $\bar{w}$ が下がるので、上述のケース 2 が起こりやすくなります。すなわち、政府の補助金や交通技術の進歩によって、金銭的通勤費用（鉄道運賃）が所得と比べて相対的に減少すると、CBD から離れるに従って、より低い所得層が立地すると考えられます。

3.3 3つの所得階層

次に、モデルをさらに理解するために、複数の所得階層が立地する数値シミュレーションを行ないます。図1のように3つの所得階層があって、階層 A は CBD の近くに立地し、階層 C は CBD から最も離れて立地し、階層 B はその

図2—各所得層の時間配分（勤務時間＝労働時間＋通勤時間）



中間に立地しているとしましょう。CBD から x 離れた地点の人口密度は $k/s(x)$ ですから、各階層人口の制約は

$$n_A = \int_0^{x_{AB}} \frac{k}{s(x)} dx \Big|_{w=w_A, c=c_A}$$

$$n_B = \int_{x_{AB}}^{x_{BC}} \frac{k}{s(x)} dx \Big|_{w=w_B, c=c_B}$$

$$n_C = \int_{x_{BC}}^{\bar{x}} \frac{k}{s(x)} dx \Big|_{w=w_C, c=c_C}$$

となります。ここで、 n_c は階級 $c=A,B,C$ の人口であり一定です。境界条件は、

$$r(x_{AB})|_{w=w_A, c=c_A} = r(x_{AB})|_{w=w_B, c=c_B}$$

$$r(x_{BC})|_{w=w_B, c=c_B} = r(x_{BC})|_{w=w_C, c=c_C}$$

$$r(\bar{x})|_{w=w_C, c=c_C} = \bar{r}$$

で表されます。これら3つの人口制約条件と3つの境界条件によって、6つの変数 $x_{AB}^*, x_{BC}^*, \bar{x}^*, C_A^*, C_B^*, C_C^*$ が決定されます。

均衡解を解析的に求めることができないので、パラメータ値を $n_A=n_B=n_C=a_s=b_z=c_z=1$, $b_s=\bar{r}=1/10$, $T=k=10$, $t(x)=x$, $\tau(x)=x$, $(w_A, w_B, w_C)=(0.8, 1.4, 1.2)$ として数値解を求めました。結果は、図2に表されています。低所得層AがCBD近くに、中所得層Cが郊外に、高所得Bがその中間に立地しています。中所得層がCBDから最も離れて立地しているの、上の命題との矛盾はありません。各所得層の時間配分は、CBDからの距離によって変化します。(10)式でみたように、労働時間はCBDから

の距離に必ずしも単調に変化しません。

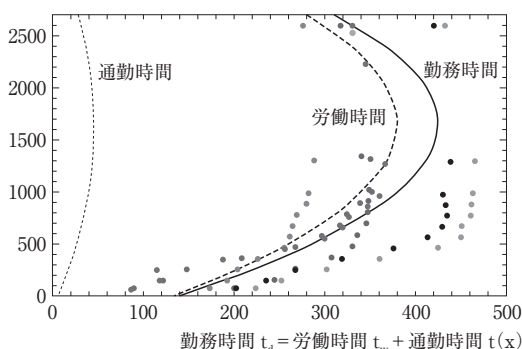
図2では、中所得層の労働時間はCBDからの距離に関して単調ですが、パラメータを変えると逆U字型になることがあります。一方、低所得層の労働時間はCBDからの距離に関して単調増加、高所得層は単調減少しています。

労働時間と通勤時間を合計した「勤務時間」は、同じ所得層内であってもなくとも、CBDからの距離に関して単調増加します。よって、勤務時間の鏡像である余暇時間は、CBDからの距離に関して単調減少します。このことは、(9)式の不等号と整合的であって、通勤時間の増加が余暇時間を減少させることが確認できます。

ライフサイクルの視点から、図2の時間配分を眺めてみましょう。若年労働者Aは収入が比較的低いので、CBDの近くに住み、通勤時間が短く、余暇時間が長い傾向にあります。中年Cになると、広い住宅を求めて郊外に立地するのですが、通勤時間が長くなるので、余暇時間が短くなります。つまり、中所得層Cは勤務時間が長く、一所懸命働くことになります。そしてシニアBになると、収入がさらに増えるので、通勤時間そして勤務時間を減らすことによって、余暇時間を確保しようとしています。以上のことから、ライフサイクルの視点から見ると、労働供給は賃金率に関して逆U字型（後方屈折）曲線を描き、居住地選択もCBDからの距離に関して逆U字型（後方屈折）曲線を描くことになります。

家計収入の上昇とともに、ニューメレール財の消費も増加するので、ニューメレール財は通常財ですが、住宅面積が違います。低所得の家計が中所得になるにつれて、CBDから次第に離れて立地することによって住宅面積を増やします。家計がさらに高所得になるにつれて、余暇時間を増やすためにCBDに近づくので、住宅面積が減少します。つまり、住宅面積は当初通常財であったにもかかわらず、所得が高くなると住

図3 勤務時間 t_d と家計の実質所得 I の関係
実質所得 I



宅面積よりも余暇時間を重視するようになるので、住宅面積は劣等財に変わるのです。

したがって、高所得層は通勤時間を短縮して余暇時間を楽しむために、都心に近い場所を選びます。低所得層にとって通勤費は無視できないので、通勤費を節約するために、都心に近い場所を選びます。一方、中所得層は広い住宅を 선호するので、郊外を選択することになります。

4 実証分析

第3節の理論から導かれた結果について、住宅立地と労働市場に関するデータを用いて実証分析を行ないます。

4.1 勤務時間と所得の関係

5年ごとに実施されている「社会生活基本調査」の1991-2021年のデータを用いて、実質所得 I 、労働時間 t_w 、通勤時間 $t(x)$ のデータベースを構築します。所得範囲から平均所得へのデータ変換については、「付録」を参照してください。なお、通勤時間と賃金に対応したデータはないので、通勤時間と世帯所得に対応したデータを用いています⁴⁾。

所得階層が12、調査年が7あるので、観測数は84です。図3は、実質賃金率と労働供給の関係を表しています。賃金率（縦軸）は世帯所得 I であり、労働供給（横軸）は勤務時間 t_d （労働時間 t_w と通勤時間 $t(x)$ の合計）です。実線、

破線、点線の曲線は、それぞれ所得 I に対する t_d 、 t_w 、 $t(x)$ の二次関数を当てはめたものです。

労働供給 t_w と所得 I の関係は破線で表されていますが、予想通り後方屈折型の労働供給曲線になっています。また、勤務時間 t_d や通勤時間 $t(x)$ も、所得に関して後方屈折型の労働供給曲線になっています。なお、Lind and Mehlum (2010) のU検定を行なうことによって、これらの曲線が後方屈折型であることを統計的に示すことができます⁵⁾。

世帯所得が変化すると、労働者は労働時間（破線）と通勤時間（点線）の両方を調整するでしょう。ところが、破線は点線に比べて大きく変動します。このことは、労働者にとって、住居移転による通勤時間の調整よりも労働時間を調整するほうがはるかに容易であることを意味しています。

また、通勤時間と世帯所得の後方屈折の関係は、労働者が所得水準に応じて住み替えることを示唆しています。労働者は、所得が低いうちは広い住宅を求めてCBDから離れて住み替えますが、所得が高くなると、余暇時間を確保するためにCBD近くに転居する可能性があります。以下では、この仮説を検証します。

4.2 所得階層別の都市圏内住み分け

図1のようなAlonso (1964) の付け値地代曲線では、CBDへのアクセス x だけで立地が決定されます。ところが現実には、最寄り駅や公共施設や小売店へのアクセスや近隣環境など、さまざまな立地要因があります。これらを扱うには、McFadden (1974) によるランダム効用アプローチが有効です。

5年ごとの「住宅・土地統計調査」の1978-2003年における所得階層別の世帯の空間分布のデータを用いて、命題の実証を試みます。このデータは、東京、大阪、名古屋の都市圏において、都心から距離別に5つのリング（0-10km、10-20km、20-30km、30-40km、40-50km）における所得階層別の世帯数です。表1のように、世

図4a—東京大都市圏の所得階層別空間分布

都心からの平均距離	年
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4$ $m_7 < m_6 < m_5 < m_4$	1973
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4$ $m_5 < m_4$	1978
$m_2 < m_1 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6$ $m_7 < m_6$	1983
$m_2 < m_1 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6$ $m_8 < m_7 < m_6$	1988
$m_3 < m_2 < m_1 < m_4 < m_5 < m_6 < m_7$ $m_9 < m_8 < m_7$	1993
$m_2 < m_1 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6$ $m_9 < m_8 < m_7 < m_6$	1998
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6$ $m_9 < m_8 < m_7 < m_6$	2003

図4b—名古屋大都市圏の所得階層別空間分布

都心からの平均距離	年
$m_7 < m_6 < m_5 < m_4 < m_3 < m_2 < m_1$	1973
$m_1 < m_2 < m_3$ $m_5 < m_4 < m_3$	1978
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4 < m_5$ $m_7 < m_6 < m_5$	1983
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6$ $m_8 < m_7 < m_6$	1988
$m_2 < m_1 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6 < m_7$ $m_9 < m_8 < m_7$	1993
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6$ $m_9 < m_8 < m_7 < m_6$	1998
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6 < m_7$ $m_9 < m_8 < m_7$	2003

図4c—大阪大都市圏の所得階層別空間分布

都心からの平均距離	年
$m_2 < m_3 < m_1 < m_4 < m_5$ $m_7 < m_6 < m_5$	1973
$m_2 < m_3 < m_1 < m_4 < m_5$	1978
$m_2 < m_3 < m_1 < m_4 < m_5 < m_6$ $m_7 < m_6$	1983
$m_3 < m_4 < m_2 < m_5 < m_1 < m_6 < m_7$ $m_8 < m_7$	1988
$m_3 < m_4 < m_5 < m_2 < m_1 < m_6 < m_7 < m_8$ $m_9 < m_8$	1993
$m_2 < m_3 < m_4 < m_1 < m_5 < m_6 < m_7$ $m_9 < m_8 < m_7$	1998
$m_1 < m_2 < m_3 < m_4 < m_5 < m_6 < m_7$ $m_9 < m_8 < m_7$	2003

帯の所得階層の数は調査年によって異なっていて、1973年には7階層、2003年には9階層あります。

各リング内での世帯密度が一様であると仮定して、各所得層ごとに都心からの平均距離を計算し、ある所得層 c_1 が別の所得層 c_2 よりも平均的に CBD に近く立地しているかどうか検証します。帰無仮説は、2つのグループ間の平均距離に有意な差がないことです。

所得層 c の都心からの標本平均距離と標本分散は、次のように表されます。

$$m_c = \frac{\sum_{d=1}^5 (10d-5)n_{cd}}{\sum_{d=1}^5 n_{cd}},$$

$$s_c^2 = \frac{\sum_d (10d-5-m_c)^2 n_{cd}}{\sum_d n_{cd} - 1},$$

ここで、 n_{cd} は所得層 c の世帯数であり、 $d=1, \dots, 5$ は都心から d 番目のリングです。所得層 c_1 と c_2 の平均距離の差の t 値は

$$t_{c_1 c_2} = \frac{m_{c_1} - m_{c_2}}{\sqrt{\frac{s_{c_1}^2}{\sum_d n_{c_1 d}} + \frac{s_{c_2}^2}{\sum_d n_{c_2 d}}}}.$$

です。

分析の結果、すべての t 値の絶対値が有意水準0.05における臨界値より大きいことが確認できるので、すべての帰無仮説が棄却されます。これは、すべての所得階層が都心からの距離に従って厳密に配列されていることを意味しています。

図4では、三大都市圏におけるすべての分析結果を図解しています。 m_{c_i} は所得層 c_i の平均距離なので、都心に近く立地している所得層 c_i ほど m_{c_i} が左に位置していて、郊外に近いほど m_{c_i} が右に位置しています。例えば、1973年の東京大都市圏における平均距離は、 $m_7 < m_1 < m_2 < m_6 < m_3 < m_5 < m_4$ です。最も近い所得階層 c_i と c_{i+1} に着目すると、この不等式は、 m_1 m_2 m_3 m_4 と m_7 m_6 m_5 m_4 に分解できます。前者は所得が低い場合は距離とともに所得が増加すること、後者は所得が高くなると距離とともに所得が減少することを意味

表 1 「住宅・土地統計調査」の所得階層ごとの世帯所得

(単位：万円)

所得階層 c	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1973 年所得	0 - 50	50 - 100	100 - 150	150 - 200	200 - 300	300 - 500	500 -		
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2003 年所得	0 - 200	200 - 300	300 - 400	400 - 500	500 - 700	700 - 1000	1000 - 1500	1500 - 2000	2000 -

表 2 「社会生活基本調査」の所得階層ごとの世帯所得

(単位：万円)

所得階層	1	2	3	4	5	6
世帯所得	0 - 100	100 - 200	200 - 300	300 - 400	400 - 500	500 - 600
所得階層	7	8	9	10	11	12
世帯所得	600 - 700	700 - 800	800 - 900	900 - 1000	1000 - 1500	1500 -

しています。よって、最も低い所得階層と最も高い所得階層が都心近くに位置し、中間所得層が都市の端に位置しているので、後方屈折の立地パターンであることがわかります。

特に東京大都市圏と名古屋大都市圏では、所得による後方屈折の立地パターンが顕著に見られます。よって、低所得層および高所得層が都心近くに立地し、中間層が郊外立地するという命題が確認できます。すなわち、所得が上昇すると、労働者は労働供給（労働時間と通勤時間からなる勤務時間）を増加させ、都心から離れて立地しますが、その後所得がさらに高くなると、労働供給を減少させ、都心近くに住み替えることになります。以上のことから、労働供給は時間的に後方屈折し、立地選択は空間的に後方屈折すると結論することができます。

5 結論

本稿では、労働経済学のスタンダードな労働供給モデルと都市経済学のスタンダードな住宅立地モデルを結び付けることによって、家計の時間配分と都市内立地選択について分析しました。具体的には、さまざまな所得層が共存する都市において、各所得層が財や住宅面積をどの程度消費し、労働時間、通勤時間、余暇時間をどのように配分するかについて、理論と実証の両面から分析しました。

その結果、家計所得が上昇するにつれて、最初は労働供給が増加し、その後減少することが

わかりました。また、家計所得の上昇につれて、最初は都心に近く立地し、次に郊外に住み替え、最後は再び都心に近くに再立地することがわかりました。要約すると、労働供給と都市内立地の選択は、いずれも賃金率に関して後方屈折（逆 U 字型）になることが理論分析からも実証分析からも明らかになりました。

【付録】

所得階級ごとの労働時間と通勤時間に関するデータは、「社会生活基本調査」から得ています（1991年から2021年までの5年ごとの調査）。この調査では、所得階級が表2のように定義されています。

世帯所得と時間配分の関係を見るために、各所得階級のレンジを以下のように平均所得に変換します。1999年、2004年、2011年、2014年の「全国家計調査（所得・消費・資産）」の情報を利用します。この調査には、各所得階級の平均所得があるからです。この調査によれば、最も低い階級の所得レンジは0～200万円で、平均所得は139.8万円です。この階級の所得レンジが0～100であると仮定し、その平均所得を $100 / 200 \times 139.8 = 69.9$ と推計します。

同様に、最も高い階級の所得は2000以上であり、全国家計調査によれば4か年の平均所得は2921です。表2における最も高い階級の所得は1500以上であるため、その平均所得を $1500 / 2000 \times 2921 = 2191$ と推計します。ちなみに、4か

年の平均所得ではなく、各年で最も低い平均所得や最も高い平均所得を用いても、全体的な結果は変わりません。

その他の所得階級（2～11階級）については、それぞれの所得レンジの中央値を採用します。なお、この中央値は、「全国家計調査（所得・消費・資産）」の1999年、2004年、2011年、2014年の平均所得に近い値です。

注

- 1) 2008年の東京大都市圏における通勤の53%が鉄道、24%が自家用車、10%が自転車によるものです（東京大都市圏交通計画審議会2012）。そこで、鉄道による通勤は妥当な仮定だと考えられます。
- 2) 東京駅から半径50km以内には、174の自治体があります。これらを、CBDから5(d-1)kmから5dkmの範囲にあるd=1, ..., 10のリングに振り分けます。2000年における各リングの居住可能面積の合計を計算し、CBDからの平均距離で回帰したところ、回帰係数は正でしたが、統計的に有意ではありませんでした。居住可能面積を課税対象建築物面積に置き換えても、結果は同じでした。よって、線形都市で近似できると考えられます。
- 3) 住宅面積の賃金弾力性 ε が賃金率 w に関して一定でない場合は、第3.1節のように効用関数の特定することによって分析することになります。
- 4) 「賃金構造基本統計調査」には、職業別および年齢別の平均月給 I 、所定内給与 f 、および残業時間 t_0 のデータがあります。そこで、 $I = w \cdot t_0 + f$ の関係式を用いて、職業別および年齢別の賃金 w を算出します。2021年の職業別72職種における賃金 w と所得 I の相関係数は0.571、年齢別12グループでは0.955であることから、所得 I は賃金 w の代理変数だと見なすことができます。
- 5) Abe (2011) は、日本の既婚女性のミクロデータを用いた研究によって、高賃金を得ているフルタイム労働者ほど、都心の近くに立地していることを実証しています。さらに、Iwata and Tamada (2014) は、日本の既婚女性のミクロデータを用いて、賃金と通勤時間に逆U字型の関係があることを明らかにしています。

参考文献

- Abe, Y.(2011) "Family Labor Supply, Commuting Time, and Residential Decisions: The Case of the Tokyo Metropolitan Area," *Journal of Housing Economics*, Vol. 20, pp. 49-63.
- Alonso, W.(1964) *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Alesina, A., E. Glaeser, and B. Sacerdote (2005) "Work

and Leisure in the United States and Europe: Why so Different?" *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 20, pp. 1-64.

Fujita, M.(1989) *Urban Economic Theory*, Cambridge: Cambridge University Press.

Gutiérrez-i-Puigarnau, E.I. Mulalic and J.N. van Ommeren (2016) "Do Rich Households Live Farther Away from Their Workplaces?" *Journal of Economic Geography*, Vol.16, pp. 177-201.

Iwata, S. and K. Tamada (2014) "The Backward-bending Commute Times of Married Women with Household Responsibility," *Transportation*, Vol. 41, pp. 251-278.

Kuroda, S.(2010) "Do Japanese Work Shorter Hours than Before? Measuring Trends in Market Work and Leisure Using 1976-2006 Japanese Time-use Survey," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 24, pp. 481-502.

Lind, J.T. and H. Mehlum (2010) "With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 109-118.

McFadden, D.(1974) "The Measurement of Urban Travel Demand," *Journal of Public Economics*, Vol.3, pp. 303-328.

Rosenthal, S.S., and S.L. Ross (2015) "Change and Persistence in the Economic Status of Neighborhoods and Cities," in Duranton, G., J.V. Henderson and W.C. Strange (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 5, pp. 1047-1120.

Spiegel, U. and J. Templeman (2004) "A Non-singular Peaked Laffer Curve: Debunking the Traditional Laffer Curve," *The American Economist*, Vol. 48, pp. 61-66.

Tabuchi, T.(2019) "Do the Rich and Poor Colocate in Large Cities?" *Journal of Urban Economics*, Vol. 113, 103186.

東京大都市圏交通計画審議会 (2012) 「パーソントリップ調査からみた東京都市圏の都市交通に関する課題と対応の方向性」

『都心マンション高騰下の住宅需要者行動——購入者の属性・購入断念した者の選択』（『都心マンションの価格高騰がもたらす住宅取得行動の変化に関する調査』より）

近時、価格高騰が著しい都心において、実際に都心マンションを購入した者の属性や資産状況、および購入を検討したが断念した人がとった選択等に関して調査した結果を取りまとめた。WEBアンケートにより、20歳～69歳までの1都3県居住者を抽出し、2023年1月から9月までの間に、都心9区（港、千代田、新宿、目黒、中央、文京、世田谷、品川、渋谷）のマンションを購入した人、購入検討中の人、購入を検討したが断念した人、断念して違う行動をとった人について調査を行なった。（令和6年3月刊、2160円・税込）



『災害リスクと地価のパネルデータ分析報告書』

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

本報告書では、東京都が5年おきに公表している地域危険度、および国土交通省が公表している密集市街地のデータ、地価公示価格のデータを用いて、都市防災整備の社会的便益の推定を試みている。また、近年、地理空間情報に関するデータの入手が容易になったことや、地理情報システムの発展とともに、注目を集める空間計量経済学のモデルを用いることで、従来では推定が困難であったインフラ整備の波及効果の推定も試みて

いる。（令和3年6月刊、3600円・税込）



『地域木造住宅生産の担い手の現状と動向——工務店・建材流通店調査から見る地域の実態』

2009年に100万戸を割り、78万戸に減じた新設住宅着工戸数は、その後、緩やかに回復し、2016年から2019年までは減少しつつ90万戸台で推移し、そのなかで新設木造住宅の着工は50万戸程度を維持してきた。2020年の住宅着工は、前年比9.9%減の81.5万戸に落ち込み、木造住宅着工は47万戸弱となった。これは新型コロナウイルス感染拡大などが影響したと見られる。

木造住宅建設の担い手である大工に目を転じると、大工の数は減少の一途をたどり、20年前の半数になっているとも見られ、今後、高齢の大工の引退等で、さらに大工の減少が進むことが予想される。そこで、その対策に向けた検討に資することを目的として、地域の大工・工務店の生産の実態を把握するための調査を実施した。

（令和3年1月刊、2300円・税込）



『地域が担う郊外住宅団地の活性化事例レポート』

わが国では、高度経済成長期以降に都市近郊を中心に大量の住宅供給に伴い、郊外住宅団地が形成されてきたが、経年による建物や設備の老朽化が進むとともに、土地利用需要との乖離が顕在化し始めている。また、少子高齢社会・人口減少社会の到来に伴い、住宅団地内の空き家の増加や住民の高齢化が進展しており、将来的な地域社会の持続性が課題となっている。一方、郊外住宅団地は公共イ

ンフラが充実し、都市部より豊かな自然環境を有しており、次世代に引き継ぐべき優良なストックとも言える。本調査では、戸建て住宅を中心とした郊外住宅団地の現地調査を通して、今一度、現代的・具体的な課題を捉えるとともに、各地の空地・空き家の活用事例や住宅団地の活性化に資する取り組み事例のヒアリングと既往事例の収集を行ない、郊外住宅団地の活性化の方向性を探った。

（令和2年8月刊、2500円・税込）



『2033年までに必要となる住宅戸数の推計——新築・リフォーム・空き家活用等』（住宅関連基礎的統計データ活用上の留意点に関するケーススタディ）

わが国では、住宅とそこに居住する世帯の居住状況、世帯の保有する土地等の実態を把握するために、5年に1度、「住宅・土地統計調査実施される」が実施される。その結果は、住生活基本計画はじめ住生活関連諸施策の企画、立案等の基礎資料とされ、また、住宅分野の調査研究に不可欠な基幹統計データとして活用されている。一方、空き家問題をはじめ、老朽化した住宅ストックが大きな社会問題となっている。本書では、わが国の住宅ストックの現状を質の面（耐震、省エネ、バリアフリーの等性能）から把握し、そのうえですべての世帯に一定の質の住宅を確保しようとする場合の住宅供給量を推計するケーススタディを通じて、「住宅・土地統計調査」の制約、限界を整理し、それらを踏まえ、それを代替するための集計手法や補完データ活用等について検討し、その結果を整理した。（令和2年3月刊、2180円・税込）

地球統計パネルモデルを用いた 都道府県別空き家率の将来予測

武藤祥郎・菅澤翔之助・鈴木雅智

はじめに

空き家の増加は、わが国において、地域の不動産市場や社会経済状況において深刻な懸念事項として認識されている。特に、団塊の世代つまり第二次世界大戦直後に生まれた人々がすでに後期高齢者になり、今後10～20年の間に数多くの相続を発生させる可能性が指摘されるなかで、多くの研究者や政策担当者は、日本における空き家の増加が差し迫っている課題であるという認識において共通であると考えられる。一方、空き家が将来どの程度、全国的・地域的に増加するかについての合理的な予測に関しては、その手法論も含めていまだコンセンサスが得られていない。そこで本研究では、47都道府県それぞれの住宅ストックに対して空き家の占める割合、いわゆる空き家率の予測に着目した¹⁾。

住宅が空き家となる一般的な理由は、所有者の子供や親族への処分や相続が最大のものであることから、本研究で用いる分析モデルとしては、空き家率は高齢化と一定の相関があることに着目し、説明変数に人口統計情報のみを用いて統計モデルを構築した²⁾。そのうえで、空き家発生への影響については、時空間的に相関があると仮定し、その関係性について地球統計学を用いたパネルモデルによって捕捉した。

空間情報を含むパネルデータ分析では、空間的自己相関を空間重み行列でモデル化した空間ダービンモデルや空間自己回帰結合モデルなどの空間的自己相関に基づくアプローチが標準的

である。Anselin (1988) と Durbin (1988) によって開発されたこれらの方法は、「空間計量経済学」として広く使われている³⁾。しかしながら、これらの方法は、空間自己相関の仮定された構造が存在する前提において、回帰係数の統計的に有効な推定値を提供するが、時空間トレンドや時空間不均一性を表現する「時空間効果」を直接モデル化していない。したがって、将来の観測値の予測は、観測された説明変数に基づく固定効果と線形予測変数の単純な組み合わせによって行なうことができ(例えば、Belotti et al. 2017)、これらの方法は必ずしも正確な将来予測を提供しないことが知られている⁴⁾。

一方、時空間効果を明示的にモデル化することは、時空間ガウス過程など用いた階層モデリングやベイズモデリングの文脈で検討されてきた(例えば、Banerjee et al. 2014)。これらのアプローチは、直接効果や間接効果の観点から空間的自己相関の解釈を犠牲にしている(Le-Sage and Pace 2009)が、一般的に未観測の位置や将来の値を予測するのに適していることが知られている。現時点でこのような階層モデリングは、降雨データの分析やオゾン濃度データの分析のほか、医療や生物学など自然科学の多くのアプリケーションで採用されている。しかし、われわれの知るかぎり、住宅や地域研究を含む社会科学関連分野の分析において、こうした地球統計学に基づく時空間モデリングの有用性は十分に議論されていないと言える。

このため本研究では、日本の都道府県レベル



左から

武藤祥郎（むとう・さちお）／1973年神奈川県生まれ。東京大学経済学部卒。UC Irvine 校 Ph.D.(経済学)。現在、国土交通省都市局国際・デジタル政策課長。

菅澤翔之助（すがさわ・しゅうのすけ）／1990年千葉県生まれ。慶應義塾大学理工学部卒。東京大学経済学研究科論文博士、博士（経済学）。現在、慶應義塾大学経済学部准教授。

鈴木雅智（すずき・まさとも）／1991年岐阜県生まれ。東京大学工学部卒。東京大学大学院工学系研究科博士課程修了、博士（工学）。現在、横浜市立大学データサイエンス学部准教授。

の空室率を予測するために、観測された説明変数では捕捉できなかった観察されない時空間効果を持つ線形回帰モデルを採用した。そのなかで、次期への変化（イノベーション）をガウス過程によってモデル化した自己回帰（AR）モデルとランダムウォーク（RW）モデルを採用しつつ、分析モデルを「動的時空間効果(DSE)モデル」と呼ぶこととした。

具体的には、DSE モデルを用いることにより、将来の説明変数が与えられた場合の都道府県レベルの将来の空室率の事後予測分布を構築し、これにより、被説明変数である空き家率の点および95%区間の予測を行なうことができる。本研究ではまず、モンテカルロ実験により、代表的な空間パネルモデルと比較した DSE モデルの数値的性能を検証した。検証の結果、空間パネルモデルも DSE モデルも、説明変数では説明できない時空間相関を捉えていたが、DSE モデルは他のモデルよりも優れた予測性能を示した。実際、DSE モデルから得られた予測値の平均二乗誤差（MSE）は、強い系列自己相関が存在する場合、空間パネルモデルから得られた予測値の3分の2以下であった。また、住宅土地統計調査や人口統計から得られる実測値と予測値を見ると、DSE モデルの MSE は、他モデルのほぼ半分であるなど、高い予測性能を示した。

本研究は、従来のパネルデータ分析や将来予測において、それらの地域特性が必ずしもすべて説明変数によって捉えられるとは限らず、地域の近接性に関する情報が捨棄されざるを得な

かった状況を改善するものである。空間計量経済学によるパネルモデルでは、こうした地域効果や空間効果を捉えることが試みられ、推計ソフトウェアにおいても一般的な手法となっているが、本稿で紹介する2種類のDSEモデルでは、こうした時空間効果を明示的かつ柔軟に取り込むことで、さらなる精度の向上を示している。これにより、アジア、欧米諸国、そして高齢化が急速に進む日本における相続を契機とした空き家問題の地域的な将来像の把握のほか、より幅広い社会経済上の分析において、将来予測への有効なアプローチが可能になると考えられる。

本稿の残りの部分は以下のように構成されている。第1節はDSEモデルと推定を定式化し説明する。第2節ではモンテカルロ実験を行ない、各推定モデルの性能を比較する。第3節では日本の都道府県別空き家データを用いた推定結果を示し、第4節で結論を述べる。

1 動的時空間効果モデル

1.1 モデルの定式化

本節ではDSEモデルを定式化し、時空間相関の仮定に従って動的モデルを定義する。ここで y_t を n 次元応答ベクトル $X_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})^T$ を $n \times p$ の説明変数の行列であるとする。 $t = 1, \dots, T$ であり n は地域（都道府県）の数である。また、 y_t と X_t の地理的位置は時間とともに変化しないと仮定する。 $s_i (i = 1, \dots, n)$ を位置情報のベクトル（経度と緯度の2次元ベクトル、本アプリケーションでは各都道府県の中心点の物理的距離に変換）とする。モデル化

には y_t と X_t と空間情報を用いて、空間的・時間的相関を考慮しながら、以下の回帰モデルを採用する。

$$y_t = X_t\beta + \omega_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \tau^2 I_n), \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

ここで I_n は $n \times n$ 単位行列であり、 ε_t は時期 t における空間に依存しない誤差、 τ^2 はその誤差分散である。観測されない空間効果 ω_t については、次のような自己回帰 (AR) モデルを仮定する。

$$\omega_t = \delta\omega_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma^2 H(\phi)), \quad \omega_0 = 0 \quad (2)$$

ここで u_t は n -次元であり、 δ は自己相関パラメータである。 σ は空間効果のスケール・パラメータ、 $H(\phi)$ は相関行列であり、その要素 (i, j) は $\rho(s_i - s_j; \phi)$ である。ここで ρ は、未知のレンジパラメータ ϕ により規定され、定式化のロバストさを確認するために以下に定式化されるガウス相関 ρ_G と指数相関 ρ_E を用いた。

$$\begin{aligned} \rho_G(s_i - s_j; \phi) &= \exp(-\|s_i - s_j\|^2 / \phi^2), \\ \rho_E(s_i - s_j; \phi) &= \exp(-\|s_i - s_j\| / \phi) \end{aligned} \quad (3)$$

ここで u_t の要素は空間的に相関しており、モデル(1)の下で y_t とえられた ω_{t-1} (前の時点の空間効果) の条件付き分布は $N(X_t\beta + \delta\omega_{t-1}, \tau^2 I_n + \sigma^2 H(\phi))$ と置く。また、 y_t と $y_s (t \neq s)$ の相関は $\text{Cov}(y_t, y_s) = \delta^{t-s} \sigma^2 H(\phi) / (1 - \delta^2)$ に対して $|\delta| < 1$ であり $\text{Cov}(y_t, y_s) = (t-s)\sigma^2 H(\phi)$ と仮定する。そして、モデル(1)に(2)の AR 空間効果を加えたモデルを「DSE-AR」モデルと呼び、代表的なサブモデルとして $\delta = 1$ 、つまり時間方向の潜在的な非定常性を捕捉するモデルを RW 空間効果付き DSE モデルの意味で「DSE-RW」と呼ぶ。

1.2 マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定

本節では、DSE モデルを推定するためのベイズ MCMC アルゴリズムを定式化する。モデル(1)の推定には、未知のモデル・パラメータに

事前分布を導入することで、MCMC によるベイズ手法を用いて $\Psi = (\beta, \sigma^2, \tau^2, \phi, \delta)$ と表す。ここで $\Omega = (\omega_1, \dots, \omega_T)$ を未観測時空間効果の集合であるとする、 Ψ と Ω の事後分布は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \pi(\Psi, \Omega \mid y_{1:T}) &\propto \pi(\Psi) \prod_{t=1}^T \phi_n(y_t; X_t\beta + \omega_t, \tau^2 I_n) \\ &\phi_n(\omega_t; \delta\omega_{t-1}, \sigma^2 H(\phi)) \end{aligned} \quad (4)$$

ここで $y_{1:T} = (y_1, \dots, y_T)$ 、 $\pi(\Psi)$ は事前分布であり $\phi_n(\cdot; \mu, \Sigma)$ は、 n -次元正規分布の確率密度関数 $N(\mu, \Sigma)$ である。 β の事前分布は $N(\beta_0, V_\beta)$ 、 $\beta_0 = 0$ 、 $V_\beta = 1000$ とし σ^2 と τ^2 の事前分布は逆ガンマ分布、 $IG(a_0, b_0)$ と $IG(a_\tau, b_\tau)$ とする ($a_0 = b_0 = a_\tau = b_\tau = 1$ とする)。 ϕ の事前分布は、モンテカルロ推定の安定性を確保するために $U[0, 50]$ を使用し、実データを用いた推定には $IG(1, 1)$ を使用する。AR パラメータ δ に関する一様分布 $[0, 1]$ を用いた。こうした DSE パネルモデルを推定するオープンソースのパッケージは、本稿執筆時点ではないようであるが、その他の MCMC アルゴリズムの詳細については、Muto et al.(2023a) を参照されたい。

2 モンテカルロ実験

2.1 シミュレーション設定

実データを用いた推計に入る前に、反実仮数の空間パネルデータを用いて推計モデルごとのパフォーマンスの違いをモンテカルロ実験により検証することとする。具体的には、日本の都道府県数に相当する47の地域を想定して個々の地域を i ($i = 1, \dots, n$ で $n = 47$) とし、5つの期間 ($t = 1, \dots, T$ で $T = 5$) における説明変数 $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})^T$ を用いた3種類のデータ生成過程を考慮した。シナリオ I は、系列相関のない空間自己回帰誤差を持つ回帰モデルに基づいている。

$$(\text{シナリオ I}) \quad y_t = \alpha 1_n + \beta x_t + u + \varepsilon_t \quad (5)$$

ここで $u \sim N(0, cH(\phi))$ 、 $\varepsilon_t = \rho W \varepsilon_t + v_t$ 、 $v_t \sim N(0, \tau^2 I_n)$ であり 1_n は n -次元ベクトルである。

また、パラメータはそれぞれ $\alpha = 2, \beta = 5, c = 9, \rho = 0.5, \tau = 0.3, \phi = 1$ とする。このシナリオでは、 u は固定効果のベクトルであり時間的に一定である一方、 ε_t は時間的に相互に独立な空間的に相関する誤差項のベクトルである。シナリオⅡ、Ⅲにおいては、時空間効果を持つ以下のシナリオを想定した。

$$(\text{シナリオⅡとⅢ}) \quad y_t = \alpha 1_n + \beta x_t + \xi_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

ここで $\xi_t | \xi_{t-1} \sim N(\rho \xi_{t-1}, \sigma^2 H(\phi))$, $\xi_0 \sim N(0, cH(\phi))$ であり (パラメータ $c = 9$ を設定)、 $\varepsilon_t \sim N(0, \tau^2 I_n)$ とする。また、追加された誤差項 u と ξ_t のうち、 ξ_t は時空間効果に相当するが、 $\delta = 0.5$ (シナリオⅡ) と $\delta = 1$ (シナリオⅢ) の二つを想定した。シナリオの詳細は、Muto et al. (2023a) 付録1を参照のこと。

作成したデータセットに対して、時空間効果を組み込んだ DSE-AR と DSE-RW、さらに通常の固定効果パネル (OP)、空間自己回帰結合 (SAC)、空間ダービン誤差 (SDM) モデルをそれぞれ推定した。ここで、空間重み行列 W は $W = H(\phi)$, $\phi = 0.1$ として、緯度経度情報を距離に変換した県庁所在地間の地理的距離を用いて生成することとする⁵⁾。

そのうえで、空き家率の将来値を予測する性能を測定するために、(5)または(6)に基づいて「将来」の観測値 y_{T+1} を生成し、被説明変数の将来の値 (y_{T+1}) と説明変数 (x_{T+1}) が得られると仮定して予測を行なう。そのうえで、将来予測の平均2乗誤差 (MSE) を $n^{-1} \|\hat{y}_{T+1} - y_{T+1}\|^2$ と定義し、その平均と標準誤差をモンテカルロ反復に基づいて計算したほか、 β (回帰係数) と τ (誤差項の標準偏差) の推定値のモンテカルロ平均と標準誤差も計算した。

2.2 結果

各シナリオにおける推定結果は表1の通りである。シナリオⅠでは、各モデルのパラメータ推定に大きな違いは見られなかった。しかし、シナリオⅡ、Ⅲのようにデータセットに地域的

な相関の動的構造が存在する場合、誤差標準偏差の推定値 τ は、OP、SAC、SDM モデルによって著しく過大に推定され、将来予測の不確実性を高める結果となった。予測性能については、空間パネルモデルの定式化に従ってデータが生成されたシナリオⅠでは、SDM と SAC モデルが有利であったが、このシナリオでも、DSE-AR は OP、SAC、SDM モデルとほぼ同等の性能を示した。DSE-RW 効果の予測精度は、未観測効果の動的構造がオーバースペックであり、推定が非効率的であったため、他の手法ほど良くなかったが、それでも他モデルと比較した MSE の差は限定的である。

一方、シナリオⅡとⅢは、他の推定モデルに比較して両 DSE モデルの優位性が示された。具体的には、シナリオⅢにおける予測 MSE は、DSE-AR と DSE-RW で 0.41~0.42 である一方、(空間) パネルモデルでは約 0.64 となった。この DSE モデルのロバスト性と予測性能の改善の可能性は、(2)式で記述される誤差構造の柔軟性に起因すると考えられ、さまざまな形の空間的自己相関を捉えることができることが示されている。実際のアプリケーションでは、空間的自己相関や擾乱の性質は通常未知であるため、上記実験で得られた DSE モデルのこのような柔軟な性質は実用上有用であると考えられる。

3 都道府県別空き家率の予測

3.1 背景

ここでは、日本の空き家率を取り巻く政策等の背景と将来予測に係る実態を述べる。空き家問題は、地域経済や経済社会にとって大きな課題であるが、高齢化率の上昇と相まって、空き家率は増加の一途をたどっており、今後もさらに増加すると考えられている⁶⁾。実際、空き家の存在が周辺地域に対する負の外部性を引き起こし、地域の住宅や不動産市場を弱体化させるという研究結果もある⁷⁾。政府においても、2015年には地方自治体の対応や固定資産税情報の利用を規定した空き家対策特別措置法が制定・施

表 1—モンテカルロ実験結果

	(シナリオ I) 空間自己回帰誤差			(シナリオ II) 時空間効果 ($\delta = 0.5$)			(シナリオ III) 時空間効果 ($\delta = 1$)		
	係数 (真： $\beta = 5$)	標準偏差 (真： τ $= 0.3$)	予測誤差 (MSE)	係数 (真： $\beta = 5$)	標準偏差 (真： τ $= 0.3$)	予測誤差 (MSE)	係数 (真： $\beta = 5$)	標準偏差 (真： τ $= 0.3$)	予測誤差 (MSE)
通常のパネルモデル (OP)									
平均	5.0000	0.3274	0.1345	5.0028	0.5518	0.4595	5.0013	0.5714	0.6411
標準誤差	0.0112	0.0453	0.0754	0.0473	0.0396	0.1230	0.0625	0.0470	0.1871
SAC									
平均	4.9968	0.3049	0.1368	4.9998	0.5109	0.4648	5.0017	0.5285	0.6491
標準誤差	0.0300	0.0349	0.0756	0.0537	0.0320	0.1271	0.0648	0.0388	0.2038
SDM									
平均	4.9995	0.2709	0.1384	5.0014	0.4575	0.4615	5.0038	0.4737	0.6349
標準誤差	0.0302	0.0295	0.0778	0.0538	0.0286	0.1252	0.0661	0.0347	0.1851
DSE-AR									
平均	5.0001	0.2335	0.1463	5.0010	0.3604	0.4152	5.0007	0.3454	0.4181
標準誤差	0.0218	0.0103	0.0854	0.0360	0.0238	0.1110	0.0403	0.0222	0.1128
DSE-RW									
平均	5.0001	0.2383	0.1843	5.0005	0.3768	0.4469	5.0006	0.3490	0.4061
標準誤差	0.0264	0.0109	0.1117	0.0393	0.0261	0.1229	0.0405	0.0235	0.1085

行され、国・地方自治体にとっても、空き家率の増大は、真摯に取り組む必要のある課題の一つであると考えられている。

そうしたなかで、観測される空き家率について、特に二次的住宅（別荘）や賃貸住宅の空き家を含んだ「空き家率」については大きく増大していないことが知られている。実際に、2018年の住宅・土地統計調査において、全国の空き家率は13.6%と発表されたが、民間調査機関の一つである野村総合研究所（NRI）が事前に予測していた16.1%を大きく下回る結果となった⁸⁾。そもそも、NRIの予測モデルは統計モデルではなく、トレンド分析など非統計的な前提で住宅ストックや解体数の増加により予測を行っているが、いずれにしても、地域経済における政策的な重要性にもかかわらず、わが国において空き家に関する定型的な予測・予測モデルが存在しないのが実態である。

本研究では、住宅所有者の空室・入居判断の行動と一貫性を持つ統計モデルを形成するために、「空き家率」の定義について、持ち家住宅ストック全体に対する、販売在庫や賃貸住宅の

一時的な空室や別荘といった特定の目的を持たずに所有されている空き家（いわゆる「その他空き家」数）の割合を「空き家率」と呼ぶことにする。この定義によると、47都道府県の空き家率は大都市圏の6%前後から24.5%前後まで、大きなばらつきがあるほか、年々増加の一途を辿っている。

3.2 データ

空き家数および総住宅数は住宅・土地統計調査から、人口関連データは人口動態統計等に基づいているが、これらのデータは、総務省統計局が開発した政府統計サイト「e-stat」で公開されている。パネルデータは、住宅・土地統計調査が実施された1988年、1993年、1998年、2003年、2008年、2013年、2018年（ $T = 7$ ）の7期データを用いたほか、地理的な距離については、各県庁所在地の地理的距離を測定し、空間ウェイト行列を算出した⁹⁾。

まず、被説明変数である「空き家率」の2018年値を都道府県ごとに図示したところ（図1）、空き家の分布は空間的にランダムではなく、高

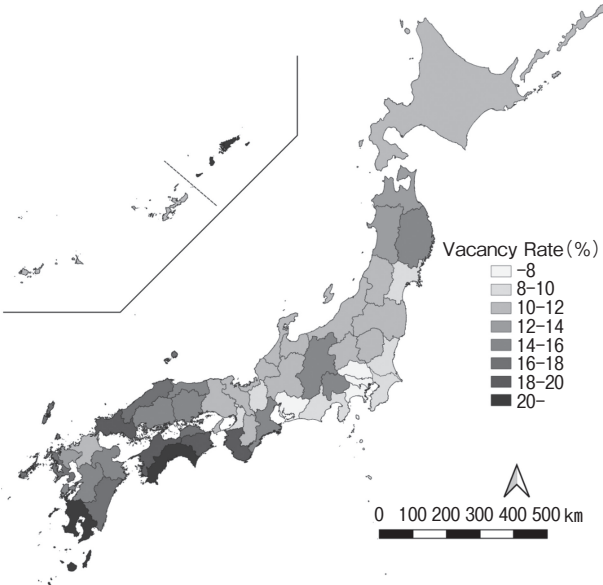
齢化率の高い西日本や人口の少ない県で空き家比率が高い傾向にあることがわかる¹⁰⁾。

空き家発生メカニズムは複雑であるが、本研究においてはむしろシンプルに人口要因が空き家の発生に大きな影響をもたらすと想定しつつ、将来推計値の利用可能性などから、人口構成のみを説明変数として用いている。具体的には、各都道府県の2045年までの予測人口の年齢構成について、e-stat で公開されている値を用い、各都道府県の空き家比率を推計・予測するための説明変数として、総人口に対する特定の年齢層の比率を用いた。年齢層は、(a)小児・若年層（0～29歳）、(b)現役世代（30～64歳）、(c)

前期高齢者（ESOA：65～74歳）、(d)後期高齢者（LSOA：75歳以上）に区分した。記述統計は表2に示されている。

ここで、人口構成に関する説明変数については、それぞれ住宅土地統計の1期（5年）のラグ変数を推計に含めた。その理由としては、2018年の全国の70～74歳の死亡率は1.40%、75～79歳の死亡率は2.29%であり、LSOA が高いほど死亡率が高くなるため、それらの地域では親や親戚の家を相続する確率が異なる可能性があるほか、ライフイベントによる家屋の所有・処分
 の決定には、多くの世帯で数年かかる可能性があることを考慮したためである。

図1—都道府県別空き家率（その他空き家数／持ち家数）の分布



出所) 総務省住宅土地統計調査（2018年）

3.3 推定結果と解釈

推計に当たっては、1988年から2018年までの7つの期間のパネルデータに、セクション3で用いたのと同じモデル(OP、SAC、SDM、DSE-AR、DSE-RW モデル)を当てはめた。DSEモデルに利用した事前分布は、第3節で採用したものと同等である¹¹⁾。

これらの異なる推計モデルにおいて、LSOA 比率のラグ値に関する係数パラメータの推計値は、有意に正の値を示した。DSEモデルの推計結果からは、LSOA 人口比が1%増加すると、その翌期（5年後）の空き家率は1.4%増加することが示唆された。この結果は、各地域におけるLSOA人口のボリューム

表2—空き家と人口に関する記述統計

	単位	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
従属変数 空き家率 (その他空き家数／持ち家家屋数)	率 (%)	329	9.0401	3.647	3.0176	24.4748
説明変数(総人口に対するシェア)						
0～29歳	率 (%)	329	32.5145	5.3243	20.4893	47.8978
30歳～64歳	率 (%)	329	46.4915	1.7617	41.3235	51.1026
65～74歳(ESOA)	率 (%)	329	11.1745	2.5054	4.9345	16.8196
75歳以上(LSOA)	率 (%)	329	9.8205	3.9961	2.8960	19.6738

注) 47 都道府県／年：1988 年、1993 年、1998 年、2003 年、2008 年、2013 年、2018 年。

表3—推定結果と実測値予測のパフォーマンス

空き家率モラン統計量：0.33332

	OP		SAC		SDM		DSE-AR		DSE-RW	
説明変数	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
0～29歳	0.5081	0.6082	0.6284	0.4947	0.6624	0.4974	0.2046	0.4723	0.2113	0.4743
30歳～64歳	0.7957	0.6224	0.7771	0.5137	0.6336	0.5183	0.4208	0.4814	0.4270	0.4840
65～74歳	0.8914	0.6106	1.1803	0.5008	1.1981	0.5035	0.6015	0.4764	0.6002	0.4773
75歳	0.6201	0.6543	0.9601	0.5554	0.7761	0.5638	0.3325	0.5205	0.3315	0.5228
0～29歳(1期5年ラグ)	1.1573	0.6128	1.1136	0.5002	1.2240	0.5066	0.5852	0.4723	0.5954	0.4676
30～64歳(1期5年ラグ)	0.5577	0.6230	0.5139	0.5116	0.7033	0.5205	0.2745	0.4777	0.2905	0.4715
65～74歳(1期5年ラグ)	0.3084	0.6201	-0.0157	0.5130	0.0657	0.5166	0.1534	0.4831	0.1690	0.4794
75歳～(1期5年ラグ)	1.7684	0.6600	1.3495	0.5634	1.5206	0.5711	1.3967	0.5176	1.4098	0.5143
時間トレンド ^a	0.1077	0.0558	0.1609	0.0620	0.2164	0.0650	-0.2423	0.1610	-0.2255	0.1674
SACとSDMのパラメータ										
ρ^b	-	-	0.0214	0.1102	0.6503	0.1272	-	-	-	-
λ^b	-	-	0.8729	0.0951	-	-	-	-	-	-
エラー構造のパラメータ										
τ	0.8943	-	0.6329	0.0430	0.5129	0.0403	0.5185	0.0435	0.5209	0.0426
σ	-	-	-	-	-	-	0.8319	0.0538	0.8224	0.0534
ϕ	-	-	-	-	-	-	0.7314	0.0956	0.7288	0.0951
δ	-	-	-	-	-	-	0.9903	0.0094	-	-
実測値のMSE	0.6636		0.6928		0.5473		0.1083		0.1107	

注1) 推定結果(期間:2018年、2013年、2008年、2003年、1998年、1993年、1988年)

2) 時間トレンドは、オブザベーション間の時間スパンを測定する自然数の順序集合で、 $t = (1, 2, 3, \dots, 7)$ である。

が空き家の増加を説明するうえで重要であることを浮き彫りにした。これは、ある地域のLSOA人口が増加することで、数年後にそのLSOAの住宅が処分されたり相続されたりする傾向があることを示唆しており、上述の空き家発生メカニズムと一致する。

そして、各推計手法のパフォーマンスを見るために、観測データの推定値($\hat{y}_t = X_t\beta + \omega_t$)と $\hat{y}_t$ から計算するMSEを $(nT)^{-1}\sum_{t=1}^T \|\hat{y}_t - y_t\|^2$ と定義し、その結果を表3に示す。OPモデルとSACモデルのMSEは0.66-0.69であり、予測という点でおおむね同様のパフォーマンスを示した。SDMモデルのMSE値は、OPモデルやSACモデルよりも小さいが、DSE-ARとDSE-RWはより大きい値を示している。これは、DSEモデルが他の手法に比べて時空間ダイナミクスを柔軟に捉えることができることを示している。

そのうえで、推定モデルの予測性能を検証するため、最新の期間である2018年を除いて1988～2013年の観測値を用いて推定したモデルを用いて予測を実行し、2018年の説明変数の値を正しく取得できたとして、2018年の値を正確に「予測」できるかどうかを検証した¹²⁾。その結

果を示した表4において係数の推定パラメータを見ると、LSOA比率のラグ値係数や誤差構造パラメータを含む説明変数の係数は、時間自己相関の推定パラメータを除き、サンプル期間の変化に起因する大きな変化は見られなかった。

そして、将来予測値における予測MSEを $n^{-1}\sum_{i=1}^n (\hat{y}_{i,T+1} - y_{i,T+1})^2$ と定義して計算を行なったところ、DSE-ARモデルとDSE-RWモデルの両方が、2018年の値を予測する際に他のモデルに比して改善を示していることが明らかになった。実際、DSE-ARとDSE-RWのMSEは1.35～1.40であり、他OP、SAC、SDMモデルのMSEは2.69～2.72のほぼ半分であった。ここで平均的な値のみならず、各都道府県の予測性能を把握するため、DSE-AR、DSE-RW、OPの2018年実績値と予測値の差の分布を図2(a)、(b)に示すと、両図とも実線で示したDSEモデルの予測事後平均値は、破線で示したOPの予測値に比べて分布が狭く高い予測性能を示していることがわかる¹³⁾。

推計結果から読み取れるそのほかの性質として、DSE-ARモデルとDSE-RWモデルを比較した結果、両モデルとも係数と予測・予測性能について同様の推定値を示したことが挙げられ

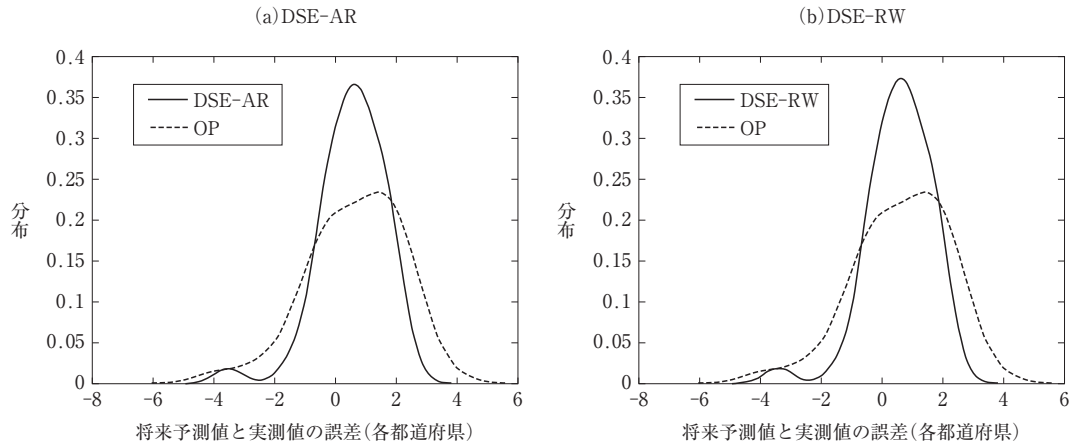
表 4—推定結果と実測値・将来値予測のパフォーマンス

空き家率モラン統計量：0.37083

説明変数	OP		SAC		SDM		DSE-AR		DSE-RW	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
0～29歳	0.9402	0.5485	0.8239	0.4552	1.0422	0.4555	0.3455	0.5053	0.3704	0.5026
30歳～64歳	0.8528	0.5602	0.7115	0.4745	0.7628	0.4764	0.4392	0.5182	0.4625	0.5153
65～74歳	0.9797	0.5522	1.0689	0.4642	1.2597	0.4630	0.6388	0.5117	0.6461	0.5087
75歳	1.1766	0.6027	1.1486	0.5292	1.2421	0.5418	0.5005	0.5675	0.5110	0.5649
0～29歳(1期5年ラグ)	0.8288	0.5603	0.9904	0.4695	1.1081	0.4676	0.6459	0.5033	0.6315	0.5081
30～64歳(1期5年ラグ)	0.5926	0.5753	0.7208	0.4868	0.9645	0.4906	0.4036	0.5146	0.4022	0.5159
65～74歳(1期5年ラグ)	0.1911	0.5684	0.0764	0.4909	0.1045	0.4846	0.2457	0.5207	0.2526	0.5218
75歳～(1期5年ラグ)	1.2489	0.6057	1.2655	0.5271	1.3721	0.5289	1.4290	0.5584	1.4314	0.5612
時間トレンド ^a	0.1465	0.0610	0.1693	0.0648	0.2264	0.0711	-0.1521	0.1787	-0.1487	0.1777
SACとSDMのパラメータ										
ρ	-	-	0.0529	0.1185	0.3423	0.1806	-	-	-	-
λ	-	-	0.7627	0.1373	-	-	-	-	-	-
エラー構造のパラメータ										
τ	0.7485	-	0.4721	0.0336	0.3699	0.0312	0.5524	0.0423	0.5519	0.0429
σ	-	-	-	-	-	-	0.8088	0.0589	0.7939	0.0579
ϕ	-	-	-	-	-	-	0.8111	0.0987	0.7809	0.1022
δ	-	-	-	-	-	-	0.9828	0.0159	-	-
将来値のMSE(2018年)	2.7177		2.7827		2.6859		1.3959		1.3486	

注 1) 推計結果(期間：2013 年、2008 年、2003 年、1998 年、1993 年、1988 年)
2) 時間トレンドは自然数の順序集合であり、 $t = (1, 2, 3, \dots, 6)$ であり、将来値を予測する際、時間トレンドの値は、データ期間の直近の年(2013 年)を表す 6 から、データ期間の 1 期先を予測する場合の期間(2018 年)を表す 7 まで進められる。

図 2—通常のパネル推定(OP)と地球統計パネル推定(DSE)の将来予測値推定パフォーマンス



注) 数値は 2018 年の実績値と将来予測値の誤差を示しており、赤線は DSE-AR と DSE-RW による予測事後平均値から導出され、青破線は OP による予測値から導出される。

る。この理由としては、 δ の推定値が 1988～2018 年では 0.99、1988～2013 年では 0.98 であり、空間効果はランダムウォークの性質を持ち、空間効果は毎年非定常的に変化したことが挙げられる。
空き家率は、年間のフロー数値によって変動する数値ではなく、総住宅ストックと未利用空き家との関係によって生成されるものである。民間の研究機関では、トレンド分析などの非統計的な手法を用いて、住宅ストックの伸びと解

体率の関係を調べ、将来の住宅ストックの予測に役立てているところもある。しかし、残念ながらそのような分析は、残存ストックや解体率について、一定の仮定に基づいて行なわなければならない。DSE モデルは、後年のストック数や地域住宅市場の影響を時空間効果という形で客観的かつ統計的に表現することが可能であるという特徴を持っている。
DSE モデルにおける課題の一つは他の推定

モデルに比べて定式化が複雑で計算量が多いということが挙げられる。特に、DSE モデルの MCMC 推定におけるパラメータの収束への対処は、一定の統計的知識や技術など含めて、実用的な実装において推定や予測を阻害する可能性がある。他方、一定の定式化されたプログラミングに関して、MCMC 推定を簡便に行なわせることを含めて汎用化させる取り組みは早速急速に進展しており、こうしたモデルも日常的に扱うことが可能になる可能性はおおいにあると考えられる。

4 結論

本研究では、AR と RW の空間効果を持つ DSE 推定モデルの予測・予測への適用可能性を確認した。まず、モンテカルロ実験によりさまざまな推定モデルの性能を検証し、空間計量経済学に従った地理情報を利用する SAC や SDM などの他の推定モデルと比較した結果、DSE モデルによる従属変数の現在値の予測性能の向上が確認されたほか、推定スケールパラメータと時変空間誤差構造による推定の柔軟性を有していることが確認された。

そのうえで、DSE-AR モデルと DSE-RW モデルを用いて、都道府県間の空き家比率を推計した結果、DSE モデルによる予測・予測は、代表的な空間計量モデルを含む他のモデルの予測 MSE の約半分であり、DSE モデルによる予測・予測の性能の高さを示した。

本研究では、将来予測の実施のために、どちらかといえば単純な説明変数を採用した。したがって、今後の研究の拡張に向けては、将来予測を含めてより多様なデータが利用できるようになれば、より優れた推定モデルを構築することができる。具体的には、各地域における家屋の相続の発生状況、特に非居住者の相続の発生状況に関する情報が入手可能になれば、分析を拡張することができる。また、各都道府県のアクセス時間など、近接性に関する情報が利用可能になれば、分析が改善される可能性がある。

さらに、本研究では空き家の将来比率を検討したが、本研究で用いた DSE モデルは地域研究や空間分析など他の分野でも同様の応用が可能である。さまざまな分析に空間情報を組み込むことの重要性は、近年の空間計量経済学の発展において広く受け入れられており、そうした応用研究の進展が期待される。特に不動産価格の適切な予測や予測は実務上も政策上も非常に重要でありつつ、空間的特性が大きく影響する分野であり、空間的自己相関の存在を適切に織り込んだ分析が進められることの意義が大きく、その可能性が大きく広がっていると言える¹⁴⁾。

注

- 1) 本稿は Muto et al. (2023a) をベースに日本語化した文献であり、浅見泰司先生、林正先生、柳川範之先生ほか東京大学連携研究機構不動産イノベーションセンタ (CREI) ワークショップおよび住宅経済研究会の参加者の皆様から有益なコメントをいただいた。武藤祥郎は国土交通省に所属しているが、本稿で表明した見解は執筆者独自の研究に基づくものであり、日本政府のいかなる機関の公式な政策や立場を反映するものではない。
- 2) 国土交通省の調査によると、空き家の約55%が相続によって取得されている (国交省住宅局「空き家実態調査」2020年)。
- 3) さまざまな変数の空間的相互作用は、1960年代後半から1970年代にかけていくつかの研究者によってアプローチされた。Ord (1975) は、空間的自己相関の存在を仮定し、空間的重み行列を用いて特定のアウトプットを推定するための最尤推定量を採用した。Paelinck (1978) は、「空間計量経済学」(spatial econometrics) という言葉を作り、空間計量経済モデルの仕様の原則を指摘した。本論文では、空間計量パネルモデルを含む空間計量モデルの開発については中心的に論じないが、代表的な空間計量モデルである SAC モデルと SDM モデルを用いた推計結果を示し、予測性能の比較・参考とする。
- 4) 予測性能と高性能モデルの開発に関する空間計量経済学の文献で注目すべき例は、Baltagi et al. (2019) である。彼らは動的空間一般化モーメント (GM) 推定量を導入し、モンテカルロ実験を通じて予測効率の大きな改善をもたらした。
- 5) DSE モデルの MCMC 推定は、R ソフトウェアを用いて実行され、最初の2000サンプルをバーンインとして廃棄した後、7000の事後サンプルを生成した。OP、SAC、SDM の推定は、STATA ソフトウェアの "xsmle" コマンドによって実行した。
- 6) 販売在庫や賃貸住宅の一時的な空室など、特定の目的を持たずに所有する空き家の数が、2018年には

- 全国で349万戸となり、国の調査によると2008年から約30%増加していることが知られている。
- 7) 空き家が周辺地域に及ぼす外部性については、例えば、東京郊外における家賃に対する負の外部性を示した Sadayuki et al. (2020) や Suzuki et al. (2022) が報告されている。
 - 8) 野村総合研究所は、2019年6月の住宅用地統計調査発表後の報告書で、空き家率の推計誤差の原因を、定年退職者が所有する住宅の予測数が実際の数と異なっていたためとしている。
 - 9) 都道府県間の距離については、各都道府県の面的なデータを用いることも可能であるが、県庁所在地の地理的位置は、都道府県の人口的または住宅的重心の特徴づける良い指標となるため、都道府県庁の距離を用いた。都道府県庁所在地間の距離は、国土地理院のウェブサイト (<https://www.gsi.go.jp/KOKUJYOHO/kenchokan.html>) で公開されており、GRS 80に基づく最短距離(測地線長)で計算されている。
 - 10) 地理的分布の不均一性を数値化するため、Ren et al. (2014) 等に基づき、SAC モデルと SDM モデルで採用されている空間重み行列を用いて、普通パネル(OP) モデルの残差のモランの I 統計量を計算した。得られた値は0.367であるが、帰無仮説の下での期待値と標準偏差はそれぞれ-0.018と0.073であり、統計的に有意な空間相関を示している。
 - 11) SAC モデルと SDM モデルの空間ウェイト行列の要素は $w_{ij} = \exp(-\delta d_{ij}) / \sum_{i=1}^n \exp(-\delta d_{ij})$ と定義され $i \neq j$ の場合に $d_{ij} < d$ であり、パラメータは $w_{ii} = 0$, $\delta = 1$, $d = 100$ とする。ここで $d_{ij} = \sqrt{\|s_i - s_j\|^2}$ の間の距離(km)である。
 - 12) ここで、推定データセットにおける「時間トレンド」の値は1988年～2013年を示す1～6であり、2018年時間トレンドの値は7をとる。また、説明変数の将来値(各年齢層の都道府県人口数)が国立社会保障・人口問題研究所のホームページで2045年まで公開されている。
 - 13) モデル間で予測誤差分布の幅が異なるにもかかわらず、図2(a)、(b)の分布はいずれも右に偏っており、2018年の空き家率が過大予測される傾向があることがわかった。その可能性として考えられるのは、2015年に制定された「空き家対策特別措置法」が施行され、市町村が空き家情報を把握し、特定空き家や地域特定空き家の取り壊しや固定資産税の変更ができるようになったことである。この法律自体が、この短期間において大量の空き家の取り壊しや処分直接影响到しているとは必ずしも言えないが、一部の自治体判断や、所有者個人の未使用住宅保有に対する判断が変わった可能性はおおいにあると考えられる。
 - 14) Muto, et al. (2023b) は、不動産価格の時空間地理統計モデルを導入しており、その分析モデルは、時空間的なランダムな取引発生と価格の関係を考慮し、ベイズ MCMC 推定によって推定したものである。

参考文献

- Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publisher.
- Baltagi, B. H., B. Fingleton, and A. Pirotte (2019) "A Time-space Dynamic Panel Data Model with Spatial Moving Average Errors," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.76, pp.13-31.
- Belotti, F., G. Huges, and A. P. Mortari (2017) "Spatial Panel-data Models Using Stata," *The Stata Journal*, Vol.17:1, pp.139-180.
- Banerjee, S., B. P. Carlin, and A. E. Gelfand (2014) *Hierarchical Modeling and Analysis for Spatial Data (Second Edition)*, Chapman&Hall/CRC Monographs on Statistics and Applied Probability.
- Durbin, R. A. (1988) "Estimation of Regression Coefficients in the Presence of Spatially Autocorrelated Errors," *Review of Economics and Statistics*, Vol.70, pp. 466-474.
- Elhorst, J. P. (2014) *Spatial Econometrics: from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Heidelberg: Springer.
- Gelfand, A. E., H. Kim, C. F. Sirmans, and S. Banerjee (2003) "Spatial Modeling with Spatially Varying Coefficient Processes," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 98: 462, pp.387-396.
- LeSage, J. P., and R. K. Pace (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, FL: CRC Press.
- Muto, S., S. Sugawara, and M. Suzuki (2023a) "Forecasting the Housing Vacancy Rate in Japan Using Dynamic Spatiotemporal Effects Models," *Japanese Journal of Statistics and Data Science*, Vol.6, pp.21-44.
- Muto, S., S. Sugawara, and M. Suzuki (2023b) "Hedonic Real Estate Price Estimation with the Spatiotemporal Geostatistical Model," *Journal of Spatial Econometrics*, Vol.4(10).
- Ord, K. (1975) "Estimation Methods for Models of Spatial Interaction," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.70, pp.120-126.
- Paelinck, J. (1978) "Spatial Econometrics," *Economics Letters*, Vol.1, pp.59-63.
- Ren, T., Z. Long, R. Zhang, and Q. Chen (2014) "Moran's I Test of Spatial Panel Data Model - Based on Bootstrap Method," *Economic Modelling*, Elsevier, 41: C, 9-14.
- Sadayuki, T., Y. Kanayama, and T. H. Arimura (2020) "The Externality of Vacant Houses: The Case of Toshima Municipality, Tokyo, Japan," *Review of Regional Studies*, Vol.50(2), pp.260-281.
- Suzuki, M., K. Hino, and S. Muto (2022) "Negative Externalities of Long-term Vacant Homes: Evidence from Japan," *Journal of Housing Economics*, forthcoming.

株式投資型クラウドファンディングにおいて 生じる地元偏重とその緩和^{金融エコロジーの視点}

Cai, W., F. Polzin, and E. Stam (2024) "Mitigating Local Bias in Equity Crowdfunding: A Financial Ecology Perspective," *Journal of Economic Geography*, Vol.24 (4), pp.549–565.

はじめに

新しい技術やビジネスモデルをベースに、短期間での急成長を目指す新興企業、いわゆるスタートアップの育成は、地域の経済基盤を充実させ、持続可能性を向上させることから、私たちの居住という観点でも非常に重要である。

スタートアップの資金調達手法は多岐にわたるが、非上場企業がインターネットを通じて多くの人から少額ずつ資金調達を行なう「株式投資型クラウドファンディング」も、新しい手法として注目を浴びている。

本稿で紹介する Cai, Polzin, and Stam (2024) (以下、本論文) は、オランダの株式投資型クラウドファンディングプラットフォームのデータを使用し、地域間の地理的距離とクラウドファンディング投資額の関係について分析したものである。

融資や出資と地理的距離の関係については、これまでいくつかの先行研究で分析が行われてきたが、その結論は必ずしも一貫性を持っていない。Chen et al. (2010) によれば、米国のサンフランシスコ、ニューヨーク、ボストンに拠点を置くベンチャーキャピタル (以下、VC) はパフォーマンスが高く、これらの地域には VC の集積がみられるが、その高いパフォーマンスは地元企業に対する投資からもたらされているわけではないという。

本論文は、意思決定が経済環境の影響を強く受けると考えられる、主として個人が投資を行なうクラウドファンディングのデータを用いることで、地理的距離と投資の背後に潜む複雑な関係性に対して、より確度の高い洞察を与えている。

本論文の主な結論は、次のとおりである。投資家が存する地域 (以下、投資地域) と、投資を受ける企業が存する地域 (以下、被投資地域) の地理的距

離が離れるにつれて、地域をまたいだクラウドファンディング投資が減少する一方で、地域間のソーシャルネットワークが強力で、投資地域に金融業界が集積している場合には、地理的距離がもたらす負の影響が緩和される。

「金融エコロジー」と「地元偏重」

経済地理学の分野では、それぞれの経済主体の相互作用によって、金融活動がどのような空間的制約を受けるか、また、その空間的制約がどのように形成されるか等を分析する文献において「金融エコロジー」 (Financial Ecology) という考え方が示されている。

これは、企業や組織、その他経済主体が相互に連携し、規制や文化、インフラストラクチャーの変化に適応するための相互作用を、環境科学における「生態系」になぞらえた概念である。

具体例として、中流階級を中心に構成される英国の郊外部には、いわゆる「プライム層」の金融エコロジーが形成されている。このエコロジーの住民は、高い信用スコアを有しており、金融システムに対する知識水準も高いため、インターネット等を通じて、比較的遠隔でも金融活動を行なうことができる。

これとは対照的に、貧困層を中心に構成される都市部には「サブプライム層」の金融エコロジーが形成されている。このエコロジーの住民は、信用スコアが低く、金融システムに対する知識水準も低いため、訪問型貸金 (door-to-door money lending) 等の金融サービスに大きく依存しており、地理的な近接性が不可欠になる。

また、先行研究においては、投資家が地元のプロジェクトに対してより出資を行なう「地元偏重」 (local bias) と呼ばれる傾向も示されている。このような地理的なバイアスは、出資の意思決定に必要

となる情報の収集や、その後のハンズオン支援にかかるコストを考慮した、経済合理的な動機に基づいている可能性も考えられるが、目に付きやすく、親しみを感じるプロジェクトに投資を行なうという人間の行動特性が反映されたものかもしれない。

こうしたコンセプトに沿って、本論文では、次の仮説について検証を行なっている。

仮説1：地域間の株式投資型クラウドファンディングの投資量は、その地理的距離とともに減少する。

仮説2：地域間のソーシャルネットワークが強力であれば、地理的距離がもたらす負の影響は弱まる。

仮説3：投資地域における金融業界の特化係数が高い場合、地理的距離がもたらす負の影響は弱まる。

データ

分析にあたっては、オランダの投資型クラウドファンディング・プラットフォームにおける、2012年1月から2019年8月の間に終了したすべてのキャンペーンの取引データを使用した。国外のキャンペーンや位置情報がないデータを除外し、163キャンペーンにかかる、1万3359人の投資家による、2万3921件の投資を分析対象とした。

また、「地域間の距離」(Distance)、「地域間のソーシャルネットワークの強さ」(Network)、「金融業界の特化係数」(LQ)という3つの変数を次のとおり定義し、それぞれが投資額に与える影響を分析する。

Distance については、地域最大の都市の位置を使用して、2地域間の距離の対数値を使用した。

Network については、Facebookの友達データをもとに、次式で表される Social Connectedness Index (SCI) を使用した。

$$\text{Network}_{i,j} = \frac{\text{Friendship}_{i,j}}{\text{Population}_i \times \text{Population}_j}$$

$\text{Friendship}_{i,j}$ は「地域 i と地域 j の間の Facebook における友達の総数」を、 Population_i は「地域 i における Facebook のユーザー数」を表しており、最大値が100万に尺度化されたこの指数は、地域 i の Facebook ユーザーが、地域 j のユーザーの友達である相対的確率を表している。

LQ については、添字 f を金融業界、all を全業種、r を特定の地域、NL をオランダ全域とし、その労働者数 (employee) を用いて、次のとおり算出した。

$$LQ_{c,r} = \frac{\text{employee}_{r,f} / \text{employee}_{r,\text{all}}}{\text{employee}_{NL,f} / \text{employee}_{NL,\text{all}}}$$

前述の変数に加えて、地域間のクラウドファンディングフローに影響を与える可能性のある、地域における「GDP」「一人当たり GDP (GDPP)」および「成功したキャンペーンの数 (Projects)」をコントロール変数として用いる。

モデル

地域間のソーシャルネットワークの強さは、時系列での変化を捉えていないため、クロスセクションデータでの分析を行なう。また、従属変数である投資額は正のものしか観測できないため、次のトビットモデルを用いて分析を行なう。

$$\text{Inv}_{r,j}^* = \beta_1 \text{Distance}_{r,j} + \beta_2 M + \beta_3 M^* \text{Dis}_{r,j} + X_r + \eta_j + \varepsilon_{i,j}$$

$$\text{Inv}_{r,j} = \max(0, \text{Inv}_{r,j}^*)$$

$\text{Inv}_{r,j}^*$ は潜在的な従属変数であり「地域 r から地域 j へのクラウドファンディング投資額」を示している。 $\text{Distance}_{r,j}$ は「地域 r と地域 j の距離」である。M は調整変数であり、Networks と LQ を指す。 X_r は、GDP、GDPP、Projects など、投資地域のコントロール変数である。 η_j は、被投資地域の固定効果である。潜在的な従属変数は負の値を取りうるが、 $\text{Inv}_{r,j}$ は、 $\text{Inv}_{r,j}^*$ が 0 より大きい場合に $\text{Inv}_{r,j} = \text{Inv}_{r,j}^*$ の値を取ることを示している。

なお、Inv、Distance、Networks、GDP および GDPP については、対数値を用いている。

推定結果

推定結果を表1に示す。(1)列は、Distance、GDP、GDPP および固定効果のみを考慮したベースラインとしての分析であり、(2)列は、LQ と Network を加えて影響を確認している。Distance の係数はいずれも有意に負の値を取っており、仮説1は支持される。その一方で、LQ と Network は、有意な影

表1 トービットモデルによる分析

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	投資額	投資額	投資額	投資額	投資額
地域間の距離	-0.911*** (0.081)	-1.124*** (0.247)	-2.459*** (0.695)	-1.909*** (0.287)	-3.417*** (0.712)
地域間のソーシャルネットワークの強さ		-0.217 (0.240)	-0.680** (0.314)	-0.350 (0.235)	-0.869*** (0.307)
金融業界の特化係数		-0.011 (0.265)	0.026 (0.265)	-3.839*** (0.609)	-3.902*** (0.621)
地域間の距離×地域間のソーシャルネットワークの強さ			0.101** (0.051)		0.112** (0.049)
地域間の距離×金融業界の特化係数				0.902*** (0.146)	0.927*** (0.149)
GDP	2.328*** (0.168)	2.317*** (0.174)	2.269*** (0.174)	2.249*** (0.171)	2.194*** (0.171)
一人当たりGDP	-1.525** (0.696)	-1.492** (0.699)	-1.435** (0.698)	-1.455** (0.694)	-1.390** (0.693)
成功したキャンペーンの数	0.013 (0.015)	0.013 (0.016)	0.009 (0.016)	0.024 (0.015)	0.020 (0.015)
定数項	4.840 (6.627)	7.989 (7.238)	14.138* (7.775)	13.007* (7.194)	19.989** (7.776)
固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,040	1,040	1,040	1,040	1,040
擬似決定係数	0.177	0.177	0.178	0.180	0.181

注) **、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。
カッコ内はロバスト標準誤差を示す。

響を与えないことが判明した。

(3)列は、Distance と Network の交差項を加えて推定しており、その係数は5パーセント有意で正の値を取っている。

(4)列は、Distance と LQ の交差項の係数が、1パーセント有意で正の値を取っていることを示している。この結果からは、投資地域に金融産業が集積している場合、地理的な距離はそれほど重要な役割を果たさないことが示唆される。

(5)列は、両方の交差項を加えて分析を行なった結果であり、その係数は依然として正の値で有意であるため、仮説2と仮説3が支持される。

この結果についてまとめると、地域間のソーシャルネットワークが強力で、投資地域に金融業界が集積している場合、地理的距離がもたらす負の影響は軽減される(図1左)。また、金融業界の特化係数が平均値より1標準誤差高い場合、距離とクラウドファンディング投資額の間には、かえって正の関係

がもたらされる(図1右)。

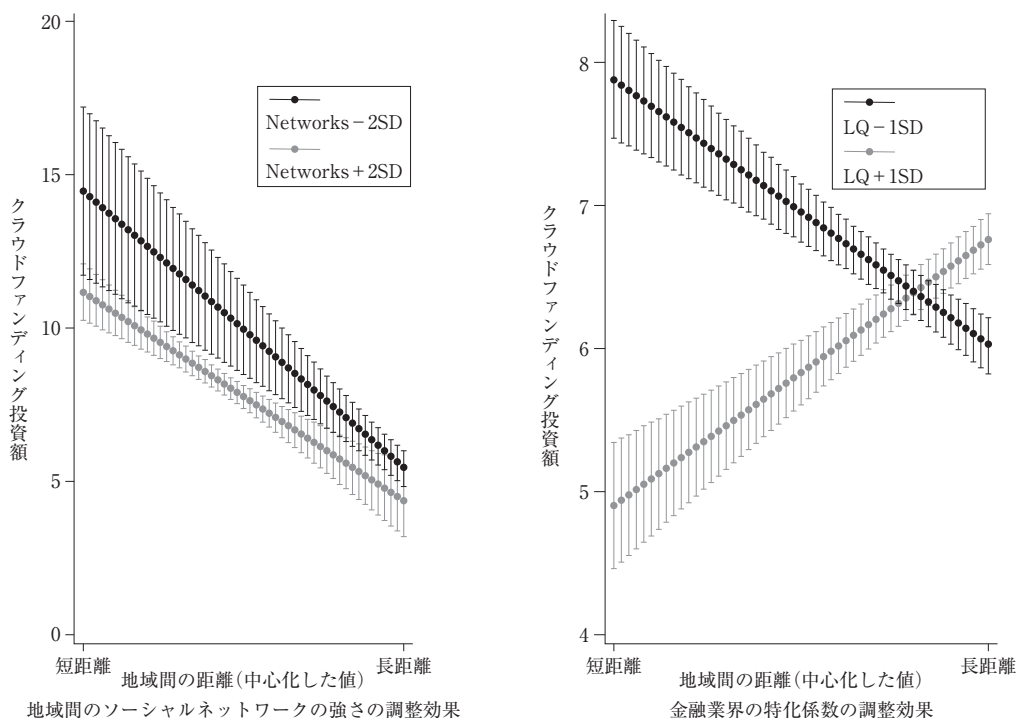
頑健性の確認

次に、前述の推定結果の頑健性を確認するために、いくつかの分析を追加で実施している。

第1に、説明変数として用いた「地域間のソーシャルネットワーク」(Network)は、2つの地域間の関係(貿易や特許引用)や類似点(収入、政治的価値観、宗教、民族等)と相関している可能性があり、モデルから欠落しているこれらの変数が内生性の問題を引き起こす懸念があるため、2つの操作変数(①「投資地域の流出人口/投資地域の人口」、②「被投資地域の流出人口比率×被投資地域の流入人口比率」)を用いて分析を行なっている。

操作変数①については、投資地域における、他の地域との全般的な交流の程度を反映しているが、特定の地域間の変数とは無関係である。②については、地域間の交流の程度を反映しているが、先ほど例示

図1 「地域間のソーシャルネットワークの強さ」と「金融業界の特化係数」の調整効果



注) 図は表1の列(5)の結果に基づいている。独立変数(地域間の距離)と調整変数(「地域間のソーシャルネットワークの強さ」および「金融業界の特化係数」)は視覚化のため両方とも中心化している。

したような地域間の関係や類似点との相関は低くなる。

第2に、失敗したキャンペーンに対する支援金を被説明変数に含めて分析を実施した。第3に、データのうちほとんどを占める首都アムステルダム広域圏・ユトレヒト市・ロッテルダム市からの投資を除いた上で、地域間の出資に焦点を当てるため、地域内投資のデータを除外して分析を行なった。

最後に「負の二項回帰(negative binomial regression)」と「グラビティモデル」を用いて分析を実施したが、いずれの分析結果についても、前述の推定結果と合致している。

なお、以上の分析結果については、Supplementary Appendix で示されている。

まとめ

本論文では、地理的距離が、株式投資型クラウドファンディングにおける地域間の投資額に対して与える負の影響が、ソーシャルネットワークや金融知

識によって緩和されることから、それらの背後に情報の非対称性とその克服があることが強く示唆されている。

近年、自治体が出資するスタートアップ向けファンドの設立も加速するなか、本論文が着目している金融活動における地理的関係の背後にあるメカニズムを踏まえて政策立案を行なうことは、大きな意義があると言えるだろう。

参考文献

- Chen, H., P. Gompers, A. Kovner, and J. Lerner (2010) "Buy Local? The Geography of Venture Capital," *Journal of Urban Economics*, Vol.67(1), pp.90-102.
- Leyshon, A., D. Burton, D. Knights, C. Alferoff and P. Sig-noretta (2004) "Towards an Ecology of Retail Financial Services: Understanding the Persistence of Door-To-Door Credit and Insurance Providers," *Environment and Planning A*, Vol.36, pp.625-645.

寺山 椋

日本大学大学院経済学研究科博士前期課程

●調査研究成果のご案内

「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、2024年11月現在、最新の調査成果として2024年度上半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、2024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6988件、6万1418区画（戸）にのぼる（戸建て住宅6159件、3万2730区画、マンション829件、2万8688戸）。

以下、最新年度である2024年度上半期（2024年4月～2024年9月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2024年度前期における戸建て住宅の収集事例数は、22件44区画である。都道府県別にみると、第1位は愛知県の19区画、第2位は京都府の17区画であり、収集された事例の約43%が愛知県となっている。また土地面積については、最大面積が200m²を超える事例は22件中7件と全体の約32%であり、2011年以降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19件453戸である。前年度前期の17件462戸と比較すると、1件当たり戸数は約27戸から約24戸となり、1件当たりの販売戸数は減少している。1件当たり戸数は2016年度に約85戸であったが、翌年度以降は20～50戸の間で推移しており、定期借地権付き新築マンションの小規模傾向は継続している。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が大阪府の219戸、第2位が兵庫県の62戸、次いで第3位が愛知県の35戸であった。また今回収集した19件について、マンション別の最大専有面積の平均は84.65m²であった。

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

AMラジオは1925年に社団法人東京放送局が放送を開始し、まもなく100年を迎えようとしている。そのAMラジオが放送終了に向け検討準備を進めているという。

電波の特性上、AMはFMに比べて送信施設や使用電力が大きくなる。そのため、施設の維持や更新に膨大な費用がかかる。それが放送事業の継続に大きな負担となり、このような検討に至ったようだ。

これまでのFMラジオ放送帯域（76.1～90.0MHz）を76.1～94.9MHzに拡張して、いわゆる「ワイドFM」にして、AM放送局をここに割り当てようとしている。

かつての子供たちは、AMラジオを聴くために、鉱石ラジオやゲルマニウムラジオなどを作った。それは電子工作の入門であり、小学生の夏休み工作課題や電子工作の入り口としてモノを作ることの楽しさを提供した。深夜放送は多くの学生を魅了するとともに寝不足にさせていたといわれる。

1980年代後半生まれの私は、その時代の中心にいたわけではない。ラジオ放送は今後も存続する。しかし、AM放送の終了を検討するということは一つの時代の区切りを感じさせる。なんとなく寂しいものではある。（Y・M）

編集委員

委員長——隅田和人
委員——鈴木雅智
田島夏与
行武憲史

季刊 住宅土地経済

2025年冬季号（第135号）

2025年1月1日 発行

定価 786円 [本体715円] 送料別

年間購読料 3146円 [本体2860円] 送料込

編集・発行—公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

電話：03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。