［巻頭言］

寒いお風呂

塩見英之
国土交通省住宅局長

雪国の露天風呂といった風流な話ではない。

夏の入浴は、汗でベタついた体がさっぱりし、「早く風呂に入りたい」と思う。でも、冬のお風呂は億劫になりがちだった。脱衣後、お湯を浴びて体が温まるまでは鳥肌が立つ地獄の時間だ。今の家に転居するまで、それが普通だと思ってきた。

家に浴室があるのは一般的となったが、脱衣所を含む風呂場の温熱環境はといえば、まったくの時代遅れだ。居間や脱衣所の室温が18℃未満の住宅では、42℃以上の“熱めの入浴”が多く、18℃以上の家に比べて1.66倍にのぼる。

“熱めの入浴”は、入浴事故のリスクが高い。入浴中の溺死者数は、交通事故の死者数を上回る。やすらぎの場所であるはずの浴室が、人命を落とす場所になりかねないのだ。特別な住宅の話ではない。わが国のほとんどの住宅は、こうした「お寒い」状況にある。

室内の熱が逃げていかないようにする断熱化は、省エネに寄与することはもちろんだが、命を守り、健康を維持するために極めて有効であることはあまり知られていない。心電図の異常所見が少ない、睡眠の質が向上する、喘息の子どもが少ない。住宅の断熱化が健康面でもたらす好影響の数々だ。

お風呂の話に戻ろう。「テルマエ・ロマエ」という有名な映画がある。入浴中の出演者の表情は実に幸せそうで、お風呂の良さを再認識させてくれる。一方、現実は、日本の家の多くが「熱が外に逃げやすい」ために、幸せは半減している。住宅の断熱化が進むことで、入浴事故が少しでも減ることを願ってやまない。

目次●2023年春季号 No.128

日本の住宅問題、不動産市場の「歪み」を考える

浅田義久

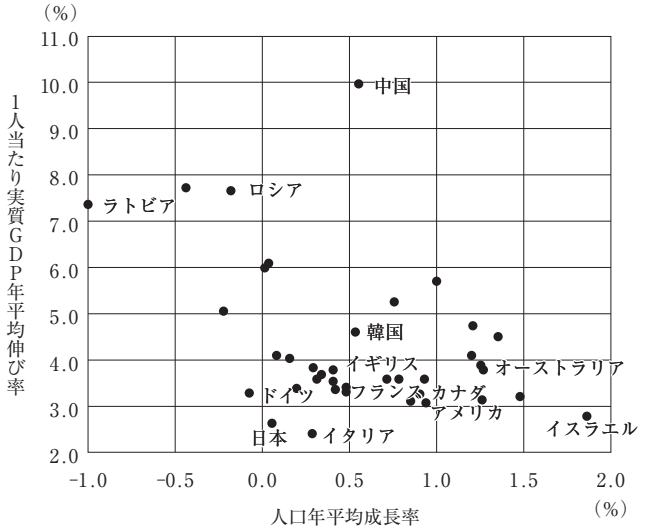
筆者は故山崎福壽上智大学名誉教授に誘われて、山崎・浅田（1998）で借家と持家の資本コストを推定して以来、日本の不動産市場の非効率性について検討してきたが、滝澤・宮川（2018）によると日本の不動産業[1)]の生産性は極めて低く、１時間当たりの付加価値は米国の31.7％にすぎないということである。これはきわめて衝撃的な試算だが、産業別の生産性を比較するのはかなり難しいという事情も勘案しなくてはならない。産業連関表では機械や土地などの投入資本が反映されないためであり、ましてや米国との比較は難しいといわざるを得ない。

ただし、不動産市場の非効率性がこの30年ほどの日本の低成長の一因になっているのは確かだと思われる。そこで以下では、日本の不動産市場の非効率性を「歪み」と捉えて検討していくことにしたい。

１ １国の生産性に与えるモビリティ

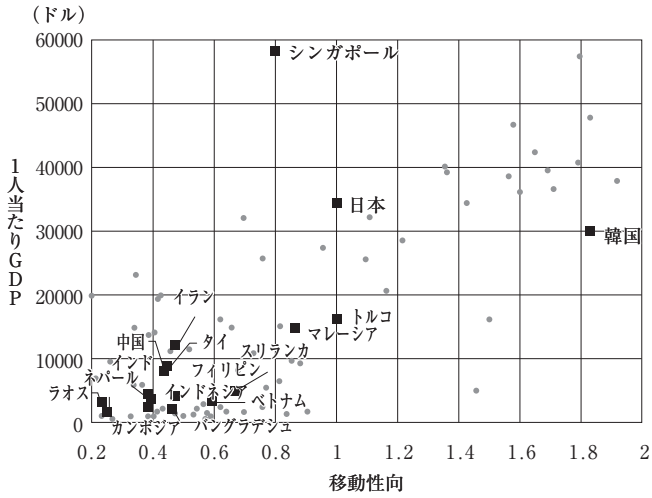
なぜ、住宅問題や不動産市場の「歪み」の分析が重要なのだろうか。それは、１産業の生産性や居住環境の問題だけではなく、国内の人々のモビリティが１国の生産性に影響を

図１―国の人口増加率と実質成長率の関係



注）OECD 加盟国とパートナーの1995年から2013年にかけての１人当たり GDP 成長率と人口成長率をプロットした。
出所）OECD サイト；http://www.oecd.org/

図２―国別移動性向と１人当たり GDP



注）2010年に１人当たり GDP が20,000ドル以上の国。■はアジア諸国。経済成長率は2005年から2010年の年平均成長率。

与える可能性があるからである。

少子高齢化の問題が指摘されているが、図１からは、人口減少が１人当たりの経済成長を下げていないことが見て取れる。これは、ある程度経済成長が進むと、人口による規模の経済が発揮されなくなると理解することができる。

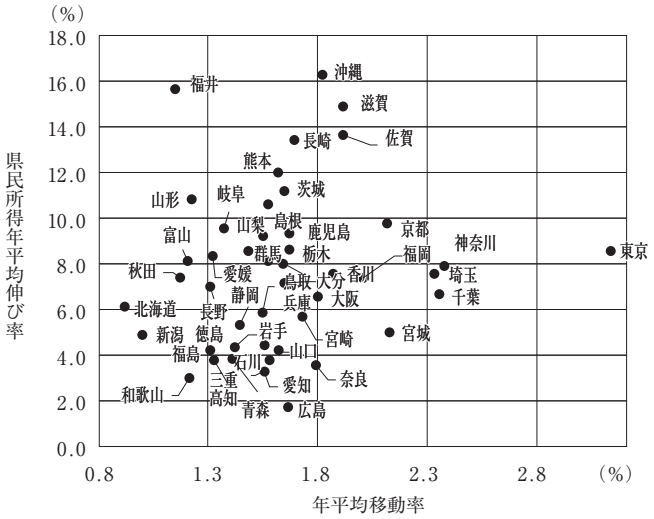
一方、モビリティと成長率には関係があるように見える。図２は人々のモビリティ（移動性向）と１人当たりGDPを国別にみたものであり、図３は国内都道府県別の人々のモビリティ（人口移動率）と県民所得伸び率をみたものである（浅田 2020）。国別にみると、移動性向が高い国の１人当たりのGDPが高く、国内でも同様の傾向が見られることがわかるが、その因果関係は明らかにできていない。

増田（2002）は、日本の国内人口移動と成長率の関係を時系列で分析している。図４は大都市圏への人口移動と経済成長率を重ね合わせたもので、増田（2002）のデータにその後の最近年次までのデータを加えたものである。この図を見ると、高度成長期には、地方圏から都市圏に大量の人口移動が起こっていたが、その後、大都市圏への人口移動が少なくなっていることがわかる。増田（2002）は、生産性の低い地方から生産性の高い大都市に向けての人口移動が、何らかの理由で停滞したと言及している。歴史的にみても日本のモビリティが成長率に影響を与えている可能性があるということである。

これらの因果関係を実証分析するのはかなり難しい。国別の移動性向のデータは１期のみであり、国内もかなり複雑なモデル実証をしないと因果関係まで明らかにできないから

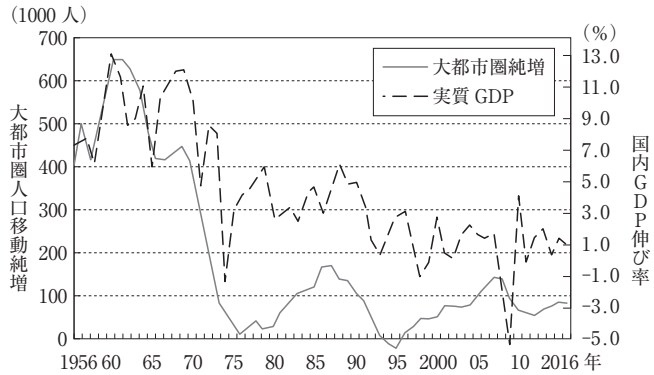
あさだ・よしひさ
1958年石川県生まれ。上智大学経済学部卒。上智大学大学院経済学研究科博士課程修了。三菱総合研究所、明海大学不動産学部助教授などを経て、現在、日本大学経済学部教授。
著書：『都市経済学』（共著、日本評論社）ほか。

図３―県民所得伸び率と人口移動率



注）縦軸は2014年から19年の県民所得（名目）の年平均伸び率、横軸は2019年から（転入者数＋転出者数）／総人口の平均値を示している。
出所）総務省『住民基本台帳人口移動報告』、内閣府『県民経済計算』

図４―大都市圏への人口移動と実質GDP成長率



注１）大都市圏は茨城県、栃木県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県、長野県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県、岐阜県、静岡県、愛知県、三重県。
２）増田（2002）のデータを最新年次まで延長。
出所）内閣府（2001）『国民経済計算報告 長期遡及主要系列 昭和30年～平成10年』、内閣府（2014）『国民経済計算年報』、総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告』

である。最近は、内生性の問題をある程度解決しないと論文を学術誌に投稿できなくなっており、問題提起型の投稿は難しくなっている。

2 不動産市場の理論的検討

不動産市場分析の基礎となる都市経済学で、最も精緻かつ広範囲な分野を扱っている専門書は Kanemoto（1980）であり、交通インフラや外部経済など、ほとんどのモデルを理解することができる。最近の都市経済に関する実証分析では理論モデルが整っていないものが多いが、ある程度都市モデルを理解したうえで実証分析を行なってほしい。

3 税制による不動産市場の「歪み」

税制に関する分析も金本（1989）がほとんどの税制をカバーしており、理論的分析はほぼ終わっている。

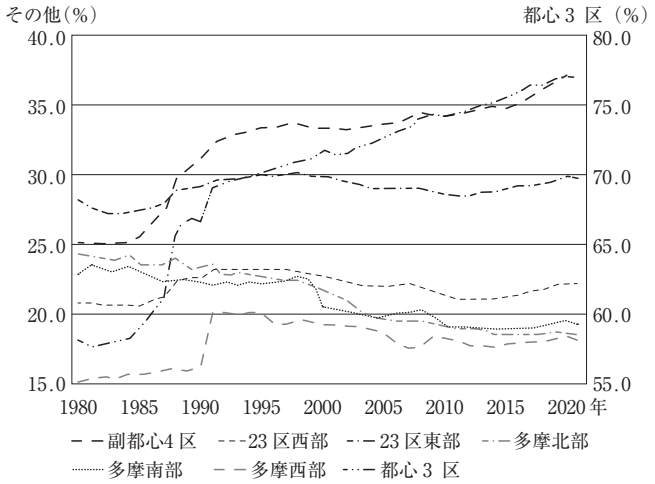
(1)法人と家計の税制の「歪み」

法人と家計の税制の「歪み」は不動産市場に最も大きな影響を与えているが、法人と家計の土地所有税制に関する非中立性についての分析は少ない。法人には相続税や譲渡所得税の特例がないため、家計と比較すると不利になる。これが良質な法人所有の賃貸住宅の供給を阻害し、人々のモビリティを下げている可能性がある。この法人と家計の税制の違いによる不動産市場の「歪み」の理論的、実証分析は難しい。その一つの理由は法人税制が複雑であり、後述する資本コストを推定することも難しいことである。もう一つは実証分析に用いるデータが少ないことである。

現在、筆者は、東京の市区別の土地所有割合をもとにした実証分析を行ないたいと考えている。図５は、市区別の宅地法人所有比率の推移を示している。都区部、特に都心３区の法人所有率の水準は高く、徐々に上昇している。それに対して、都下では法人所有率の水準は低く、徐々に低下している。都心３区の商業用土地が増えているという効果も考えられるが、近年都心３区の夜間人口密度が上昇しており、効率性が高い可能性も考えられる。

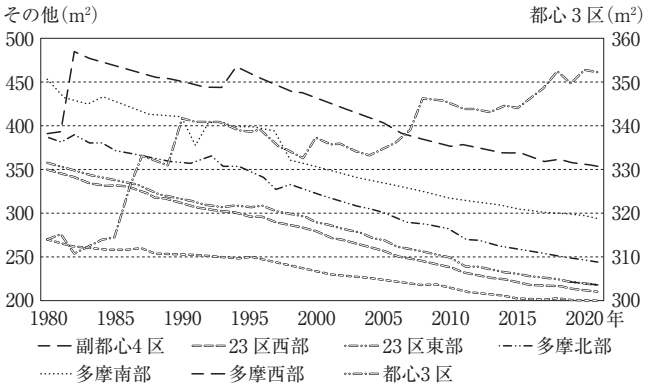
また図６は、図５と同じ統計から、１家計・１法人当たりの所有面積の推移をみたものである。この図を見ると明らかなように、１家計・１法人当たりの所有面積は都心３区のみ拡大しており、都下も他の都区部も縮小している。お

図５―都内地域別宅地法人所有率の推移



注）都心３区は千代田・中央・港区。副都心４区は渋谷・新宿・豊島・文京区。
出所）東京都『東京の土地』

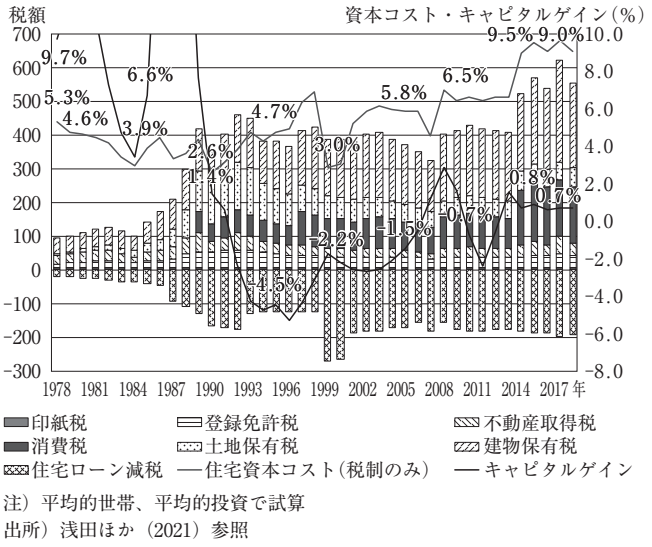
図６―都内地域別宅地１家計・１法人当たり所有面積



そらく、都心３区では集積の経済が小規模化し、家計所有による節税効果よりも大きいのであろう。

都心３区以外では、１法人・１家計当たりの所有面積が小さく、狭小化してくると、交渉コストがかかり、再開発など効率的土地利用を阻害する可能性がある。例えば、大宮駅再開発では地権者が多く、開発が頓挫していることが明らかになっている。１法人・１家計当たりの所有面積と再開発など効率的土地利用の関係をモデル化し、内生性を排除すれば法制度による不動産市場の歪みによって、生産性をどの程度下げているかが明らかにできるであろう。

図７―要因別資本コストの推移



注）平均的世帯、平均的投資で試算
出所）浅田ほか（2021）参照

(2)相続税と土地譲渡所得税による「歪み」

相続税と譲渡所得税の歪みに関しては、浅田ほか（2002）でシミュレーションを用いて分析を行ない、相続税と土地譲渡所得税によって宅地の供給価格が大きく変動したことを明らかにした。また、Mikawa et al.（2023）は、2015年の相続税制改正によって、東京都内では低価格の賃貸住宅の供給が増加したことを明らかにしている。ただ、相続税の場合、限界税率の引き上げより資産価格の上昇によるインフレ課税のほうが影響は大きく、今後の推移をみる必要がある。

相続税と土地譲渡所得税は、金融市場にも「歪み」を生じさせる。相続税が課税されるような世帯では、土地の代替財は金融資産であるため金融資産への投資が過小になる。この点は前述の法人と家計の税制の「歪み」と同じように今後の検討課題である。

金融資産に投資するか不動産など実物資産に投資するかは家計の資産選択問題であり、都市経済学での研究対象ではないように思えるが、「資本コスト」を用いることで実証分析ができる。

(3)資本コストによる実証分析[2)]

筆者は、税制による住宅市場への影響について資本コストを用いた実証分析を行なってきた。資本コストとは住宅を、取得時を含め保有する際の費用である（(1)式）。ただし、譲渡時（売却時）の費用については、売却時を前提することが困難であるため、本分析では売却時のコストは含んでいない[3)]。

資本コスト＝利子費用＋償却費用－
キャピタルゲイン＋保有税　(1)

山崎・浅田（2003）は、この資本コストを用いて消費税引き上げが短期的な着工にどの程度影響するかを分析し、消費税引き上げが、供給量、価格のオーバーシューティングをすることも明らかにした。

ただし、図７でわかるように、消費税を含め、税による資本コストの変動よりキャピタルゲイン・ロスによる変動のほうが影響は大きい。相続税と土地譲渡所得税の効果と同様に、税制の変化よりキャピタルゲイン・ロスの影響が大きく、これに加えて、地代・地価予想も大きく影響しており、金融政策の影響をどのように分析していくかということも課題となろう。また、地価上昇期に実効税率が上昇し、地価上昇を抑

制する Built-in stabilizer 機能も検討課題となるだろう。

この資本コストによる実証分析は、都道府県別着工戸数など集計データにも用いることができるが、アンケートなどを用いて家計の住宅取得行動の分析にも用いることができる。浅田・行武（2021）は、住宅ローン減税などの税制の変化が住宅需要者の投資額や自己資金額など投資行動にどのように影響するかを、個人に対するアンケートをもとに分析している。結果としては、家計の住宅投資行動にも資本コストが影響することがわかった。しかし、住宅ローン減税を利用するか利用しないかという内生性があり、精査な実証分析はできていない。

その他の税制では、生産緑地の税制優遇制度が住宅地供給にどのような影響を与えているかという「2022年問題」もあるが、この点については山崎・井出（1997）が示唆に富む。

4 法制度などによる不動産市場の「歪み」

税制だけではなく、法や取引制度なども効率性を阻害している可能性がある。

(1)法律による不動産市場の「歪み」

山崎・浅田（1998）は、定借（定期建物賃貸借契約）の影響を、定借導入前にも取引されていた法人限定の効果で検討したものである。当時は、2000年に施行された「良質な賃貸住宅等の供給の促進に関する特別措置法」の効果を実証する論文が多く出ており、これは、岩田（1997）とともに施行前に他の制度で分析したものである。定借権導入後に導入効果を分析したものには、大竹・山鹿（2001）などがある。これらの一連の分析で借家法が市場の歪みを生じさせていることが明らかになった。

ところが、最近は再び市場を歪めるような法改正や判例が出ている。まず、2022年６月に賃貸住宅管理業法が施行され、借家保有リスクに変化が生じた。また、同年12月12日に家賃保証会社が家賃滞納での追い出し条項が違法だという最高裁判決が出て、借家法の「歪み」を強める可能性がある。分析課題が増えたようだ。

その他では、容積率規制による不動産市場の「歪み」も大きな検討課題だろう。容積率規制の問題は八田・唐渡（2007）など一連の文献が示唆に富むが、規制緩和が進み、例えば2007年には598.7であった千代田区の概算容積率は、2021年には690.6にまで達しており、現状での効果を検討する必要があろう。

(2)取引制度による不動産市場の「歪み」

契約態様については米国で興味深い分析がある。Levitt and Syverson（2008）は米国の戸建住宅市場において、不動産業者が取引情報にアドバンテージを持つことによって、自社物件を売却した場合には依頼人の物件を売却した場合と比較して、長く市場に出し、高値で売却していることを明らかにした。日本では自社物件である「売主」「代理」以外に、「仲介」でも「一般媒介」「専任媒介」「専属専任媒介」に分かれている。現在、この不動産業の取引態様の影響を分析している。しかし、ここでもどのような物件がどのような仲介態様をとるかという内生性の問題が大きく、精査な実証が難しい。現状では、「売主」取引は「仲介」取引と比較して、価格は Levitt and Syverson（2008）の指摘と同じように高値で取引しているが、市場滞留時間は逆になっている。

山崎ほか（2019）では、理論モデルとそれを用いたシミュレーションで、日本で認められている兼任取引（売り手と買い手双方の代理人となる、いわゆる両手取引）では、クロスエージェント（売り手と買い手の代理人が異なる、いわゆる片手取引）と比較すると、住宅価格提示価格が高くなることを明らかにした。ただし、同研究で明らかにしているように、米国では兼任取引を禁じているのは８州に過ぎない。日本では兼任取引が認められているため、米国の不

動産業と比較して、この兼任取引で生産性が低くなっているとはいえない。

不動産市場の取引は情報の非対称性が大きく、その対策としてホームインスペクションなどさまざまな対策が取られているが、それらの効果分析も必要である。

5 今後の検討課題

上記以外にも、住宅・不動産市場の「歪み」の要因は多くあり、総合的に検討しなければ米国との生産性の違いを説明できない。ところが、これらは日本国内の特殊要因の分析であるため、海外のジャーナルに載りにくい分析となるであろう。

しかし、日本の生産性向上のためには、不動産市場を効率化する施策を検討するための「異次元の分析」を積極的に進める必要がある。

なお、本稿で述べた「分析課題」のほぼすべては故山﨑教授のアイデアであることを最後に付け加えておく。

注

1）日本生産性本部（2021）『労働生産性の国際比較2021』では各国のトレンドを比較して、「不動産業の場合、製造業や情報通信業などとは異なり、労働生産性向上を牽引するような画期的な技術進歩はなかなか起こりにくい。また、各国で不動産投資の収益率が異なることから、アウトプットは自国と外国の両方の不動産市場から影響を受ける。それが労働生産性の動向にも影響していると考えられる」としている。

2）資本コストは浅田と故山崎福壽先生との共著一連論文を基にしているが、計算方法は石川（2001）、岩田ほか（1987）を基にしている。

3）売買時のコストは譲渡所得税と相続税であり、現在この二つを統合するよう検討している。

参考文献

Kanemoto Y.（1980）*Theories of Urban Externalities*, North-Holland.

Levitt S. D. and C. Syverson（2008）“Market Distortions When Agents Are Better Informed: The Value of Information In Real Estate Transactions,” *The Review of Economics and Statistics*, VOL. XC、pp. 599–611.

Mikawa, N., S. Yasuda, and N. Yukutake（2023）“Does Inheritance Taxation Reform Promote to Build Inexpensive Rental Housing?” *Journal of The Japanese and International Economies*, forthcoming

浅田義久・西村清彦・山崎福壽（2002）「税制の変化の影響――地価を不安定化した相続税と土地譲渡所得税」西村清彦編『不動産市場の経済分析――情報・税制都市計画と地価』日本経済新聞社。

浅田義久（2020）「モビリティと経済成長」中川雅之・山崎福壽編著『アジアの国際不動産投資市場・制度・透明性』慶應義塾大学出版会、193–210頁。

浅田義久・行武徳史（2021）「日本住宅総合センター委託調査『住宅ローン減税制度の変遷と需要者支援効果に関する研究』中間報告」『季刊住宅土地経済』第120号、24–28頁。

石川達哉（2001）「税制の変遷と持家および貸家の資本コストの長期的推移」『季刊住宅土地経済』第42号、28–48頁。

岩田一政・鈴木郁夫・吉田あつし（1987）「住宅投資の資本コストと税制」『住宅分析』第107号、1–72頁。

岩田真一郎（1997）「マイクロデータによる借地借家法の計量分析――一般借家と法人限定の家賃の比較」『都市住宅学』第19号、45–50頁。

大竹文雄・山鹿久木（2001）「定期借家権制度と家賃」『季刊住宅土地経済』第41号、10–19頁。

金本良嗣（1989）「資産課税の経済分析」『日本経済研究』第17号、94–114頁。

瀬下博之（2023）「賃貸住宅管理業法とマスターリース契約における賃料減額請求」『不動産学会』第142号、18–24頁。

滝澤美帆・宮川大介（2018）『産業別労働生産性の国際比較：水準とダイナミクス』*RIETI Policy Discussion Paper Series*, 18–P–007。

八田達夫・唐渡広志（2007）「都心ビル容積率緩和の便益と交通量増大効果の測定」『運輸政策研究』第９巻４号、2–16頁。

増田悦佐（2002）「都市再生こそ日本経済活性化の王道」『エコノミックス』第７号、144–151頁。

山崎福壽・浅田義久（1998）「持家・借家選択と住宅の規模」『季刊住宅土地経済』第30号、8–15頁。

山崎福壽・瀬下博之・定行泰甫（2019）「不動産仲介の兼任制度に関する理論的基礎について」『応用地域額研究』第23号、24–44頁。

山崎福壽・井出多加子（1997）「宅地の供給と価格支配力」『日本経済研究』第35号、111–130頁。

山崎福壽・浅田義久（2003）「住宅消費税が住宅着工に与える影響について」『季刊住宅土地経済』第47号、18–25頁。

山崎福壽・浅田義久・瀬下博之・清水千弘（2007）「住宅資本コストが住宅所有形態に及ぼす影響についての実証分析」『住宅総合研究財団研究論文集』第33巻、335–345頁。

山崎福壽（1999）「持ち家・借家選択と住宅の規模」『土地と住宅市場の経済分析』東京大学出版会。

エディトリアルノート

今号は不動産市場に影響を及ぼす政策や住環境要素の分析上の注意について考察した３本の論文を掲載している。混雑税や炭素税等が都市活動に及ぼす影響について都市モデルを用いてシミュレーションで分析した論文、日本のバブル期前後を含む期間においてマクロプルーデンス政策が企業向け貸出に及ぼす影響について分析した実証論文、そして、住宅市場全体を一つとして捉えた分析では得ることができない知見をサブマーケットで分析して、住宅市場のリスクとリターンの関係を分析した実証論文である。

◉

地球温暖化は感染症の蔓延などの予測不可能なさまざまな災害を引き起こす世界的な問題であり、その対策が喫緊の課題である。地球温暖化対策計画（2021年10月22日閣議決定）では、日本は2021年４月に表明した「2030年度において、温室効果ガス46％削減（2013年度比）を目指すこと、さらに50％の高みに向けて挑戦を続けること」という新たな削減目標も踏まえて、「二酸化炭素以外も含む温室効果ガスの全てを網羅し、新たな2030年度目標の裏付けとなる対策・施策を記載して新目標実現への道筋」を描くとしている。そのためには幅広い分野において努力が必要であることは論を俟たない。

土門・広田・河野・馬奈木・松木論文（「混雑税、炭素税、最適容積率規制が都市の CO_2 排出に与える長期的効果」）は、都市レベルの視点から温室効果ガスの対策を検討している。通常、大量のCO_2を排出しているのは産業活動であると指摘されるが、都市活動（住宅内のエネルギー消費や交通など）も大量にCO_2を排出していることが知られている。国土交通省によると、日本全体の総CO_2排出量のうち、住宅内のエネルギー消費による排出が約14％、自家用車の使用からの排出が約12％である。

都市政策によるCO_2排出の削減に有効な政策はいくつかある。例えば、炭素税は住宅内のエネルギーや交通燃料の消費を減少させるとともに、都市住民の空間的分布を変化させることで総交通距離を削減し、さらに交通燃料の消費を減少させる。同様に、道路混雑に対する混雑税や土地利用規制も、都市住民の空間分布の変化を通じて交通および住宅内のエネルギー消費におけるCO_2排出量を削減することができる。

しかしながら、各政策によりCO_2排出が削減されても社会厚生が減少しては意味がない。この論文では、この点に着目して土地利用とエネルギー利用の長期的関係を考慮するため、各政策の評価について、都市モデルを用いてCO_2排出量と社会厚生の両面から検討している。

その結果として、(i)混雑税や炭素税、容積率規制は社会厚生とCO_2排出削減に異なる水準の良い影響を与えること、(ii)混雑税が社会厚生とCO_2排出削減の観点から非常に効率的であること、しかし、(iii)地代収入や税収の分配で消費される合成財の生産によるCO_2排出増加が住宅内エネルギーと通勤におけるCO_2排出の削減を上回る大量のCO_2が発生することなどの結論を得ている。

また、都市活動レベルで見たCO_2排出削減の都市政策は有益であるが、産業活動を含めたマクロレベルでは課題が残ることを示し、CO_2排出技術の発展には長い期間が必要と思われるため、短期的にはCO_2排出の観点から税収の使い道を探ることも重要であると指摘している。

この論文は、CO_2排出の削減問題の検討には異なるレベルの産業活動と都市活動を重ね合わせた検証が必要であることを示し、住宅・土地経済にも大きな影響を持つことを示した。この観点から、本研究の今後のさらなる発展に期待したい。

◉

2008年の世界金融危機の端緒となったリーマン・ブラザーズの破綻以降、金融システム全体のリスク分析とシステミックリスクの顕在化防止に向けた施策が重要であるとの認識が国際的に広く共有され、マクロプルーデンス政策が重視されている。マクロプルーデンスとは金融システム全体の安定を確保する考え方であり、ミクロプルーデンスとは個々の金融機関の健全性を確保する考え方である。日本では、金融安定理事会（FSB）が整理するような指標に基づいて金融機関の行動に制約をかけるマクロプルーデンス政策は

行なわれていないが、もしもバブル期前後を含む期間にこの政策が導入されていたとしたら、どのような貸出に政策が適用されていたのかという点の検証は政策の有効性を評価するうえで意味がある。

小野・内田・ユーデル・植杉論文（「企業向け貸出のプロシクリカリティとマクロプルーデンス政策」）は、1975～2009年の日本の不動産登記簿から作成された大規模なマイクロデータを用いて、マクロプルーデンス政策に多く用いられる指標の一つであるLTV（Loan-to-value）比率を、企業向け貸出について算出し、LTV比率が高い企業のパフォーマンスを検証し、マクロプルーデンス政策としてのLTV上限規制の意義を論じている。

この論文では、(i)1980年代後半から1990年代前半を含む時期ではLTV比率が景気や不動産市況と順相関ではなく逆相関であること、(ii)高いLTV比率で貸出を受けた企業は、低いLTV比率で貸出を受けた企業よりもリスクは高いが高い成長率であることなどの結論を得ている。また、同じ結論は業務用不動産を購入することが多い不動産業や建設業向け貸出に限定した分析でも得られている。

さらに、この論文はLTV比率の上限が課された場合に、その上限が一定のままではバブル期前後の時期にはマクロプルーデンス政策による規制の対象となる貸出が減少するだけでなく、LTV比率の上限に従ってマクロプルーデンス政策を講じると、リスクは高いが高い成長が見込まれる企業への貸出を阻害する可能性があることを示唆している。

そして、これらの分析結果を踏まえると、バブル期におけるLTV比率の上昇が日本における金融危機の前触れとなったとは言い切れず、バブル期の不動産担保付貸出が全体に占める比率の上昇、あるいはバブル崩壊期の資産価格の下落時にもかかわらず高いLTV比率で貸出が行なわれたことが要因かもしれないと指摘している。

いずれにしても、現在の日本では不動産担保を用いた企業向け貸出の割合は中小企業向けを中心に低下傾向にあり、この変化が金融システムの安定性にどのような含意を持つのか、今後も注目することが重要である。この観点から、本研究の今後のさらなる発展に期待したい。

◉

住宅は多くの人々にとって使用面だけでなく資産面からも重要であると同時に、投資家にとっても投資対象として重要な資産である。このため、住宅投資のリスクおよびリターンを精緻に試算できるモデルの構築は、投資家や研究者を含めた利害関係者にとって有益である。これまでの研究では、犯罪率や人種分布、周辺施設の有無や種類、空き家や騒音公害などの住宅周辺のローカルな住環境を構成する要素が、住宅資産市場の価格や取引に大きな影響を及ぼしていることがわかっている。

モラワカゲ・アール・リウ・ロカ・小村論文（「住宅市場のリスクとリターン」）は、住宅市場におけるリスクとリターンの関係を精査するため、市場を小さな空間単位に分割したサブマーケットを対象として、空間的依存および不均一性を踏まえて分析している。具体的には、オーストラリアのクイーンズランド州都を中心とする広域ブリスベン圏の住宅市場を対象とし、郵便番号を空間単位に用いて分析している。先行研究の多くは、時系列モデルを用いて、マクロ経済関連だけでなく、住宅固有のリスク要因も住宅資産のリスクとリターンに影響を与えることを明らかにしているが、その結論が空間的差異に基づく内生性に起因している可能性を考慮していない。

そこで、この論文では、パネル分析手法の一つであるAugmented Mean Group推定法を用いて、分析の精緻化を試みている。その結果、(i)空間的依存および不均一性を考慮しない場合には経済リスクを過大評価する一方で、イディオンシンクラテックリスクを過小評価すること、(ii)低価格住宅はリスクの影響を受けにくいこと、(iii)異常損失は地理的影響や直接観測できない共通要因の影響で生じることなどの結論を得ている。

この分析結果を受けて、この論文では、より精緻な結論や示唆を得るために、住宅市場を価格帯別や空間単位のサブマーケットの集合体として捉えることが重要であると指摘している。この観点から、本研究の今後のさらなる発展に期待したい。　（F・T）

論文

混雑税、炭素税、最適容積率規制が都市のCO_2排出に与える長期的効果 消費代替効果の考慮

土門翔平・広田真由・河野達仁・馬奈木俊介・松木佑介

はじめに

地球温暖化は、感染症の蔓延など予測不可能なさまざまな災害を引き起こす世界的問題であり、その対策が迫られている。1992年に採択された国連気候変動枠組条約では、中国、インド、日本、米国は2005年から2030年（米国は2025年）までの温室効果ガス排出量をそれぞれ60～65%、33～35%、26%、26～28%削減する目標を設定している。これらの目標を達成するためには、幅広い分野において多くの努力が必要である。

産業活動が大量のCO_2を排出する一方で、都市活動（住宅内のエネルギー消費や交通など）も大量のCO_2を排出している。国土交通省によると、わが国の総CO_2排出量に対して、住宅内のエネルギー消費による排出は約14%で、自家用車の使用からの排出が約12%である（2019年）。米国環境保護庁の報告でも、温室効果ガス排出量の約半分は都市活動由来である（2015年）。

都市活動によるCO_2排出の削減に有効な政策はさまざまある。炭素税は、住宅内のエネルギーや交通燃料の消費を減少させるとともに、都市住民の空間分布を変化させることで総交通距離を短縮させ、さらに燃料消費の減少を図ることもできる。同様に、渋滞に対するピグー税である混雑税も、代表的都市政策である土地利用規制も、住民の空間分布の変化を通じて交通および住宅内のエネルギー消費におけるCO_2排出量を削減することができる。

しかしながら、CO_2排出の削減がなされても社会厚生が減少するようでは意味がない。炭素税も混雑税も土地利用規制も適切に設計すれば社会厚生を増加させることが可能である。そこで本稿では、土地利用とエネルギー利用の長期的関係を考慮するために、都市モデルを用いて各政策の評価をCO_2排出と社会厚生の両面から行なう。

Bertaud and Brueckner（2005）は、都市モデルを用いて容積率規制の厚生損失を算出している。また、容積率規制や都市境界規制が、交通混雑のある都市においてファーストベストである混雑税の次善政策になることを示す研究もある（Brueckner 2007; Kono and Joshi 2019）。Larson et al.（2012）と Larson and Yezer（2015）は、都市の空間均衡を考慮し、燃料税、グリーンベルト、容積率規制が都市部のエネルギー需要に影響を与えることを示している。Borck（2016）は、最大容積率規制が環境に及ぼす影響を分析している。都市におけるエネルギー課税の効果を評価した Borck and Brueckner（2017）は、交通と住宅によるエネルギー消費を考慮すると、エネルギー税、通勤税、住宅税によって都市がコンパクトになり、エネルギー消費が減少することを示している。ただし、彼らは都市における典型的外部性である交通混雑を考慮していない。渋滞を考慮すれば、渋滞による厚生損失も含めて都市政策を評価することができる。

土門翔平（どもん・しょうへい）
東北大学大学院環境科学研究科前期博士課程（執筆時）
広田真由（ひろた・まゆ）
東北大学大学院情報科学研究科前期博士課程（執筆時）
河野達仁（こうの・たつひと）
東北大学大学院情報科学研究科教授
馬奈木俊介（まなき・しゅんすけ）
九州大学大学院工学研究院教授
松木佑介（まつき・ゆうすけ）
長崎大学経済学部准教授

住宅内エネルギー消費効率は住宅サイズが小さいほど増加する。例えば、Glaeser and Kahn（2010）によれば、米国の多くの都市では、都市部の住宅は郊外の住宅よりも電力使用量が少ない。そこで本研究では、居住者が居住サイズをもとに室温を快適なレベルに設定するメカニズムを考慮することで、住宅内エネルギー効率の住宅サイズ依存を考慮する。

構築した都市モデルを用いて政策ごとの定量的評価を行なう。その定量分析の結果のひとつとして所得制約の存在による消費代替がCO_2排出量の推計に重要であることについて示す。本研究は交通と住宅からのCO_2排出量を削減する政策を対象とする。しかしながら、他の財・サービスの生産でもCO_2が排出される。そこでLarson and Zhao（2017）と同様に、合成財の単位当たりの排出量を設定し、合成財は住居、交通、冷暖房に関係しない財とする。このとき、政策により住居、交通、冷暖房で使用されるエネルギーが削減されれば、住民は節約された支出分を合成財に使うことになる。実は、この代替効果で消費される合成財の生産におけるCO_2排出量は、現在のわが国の生産効率をもとに計算すると、政策による交通と住宅からのCO_2排出の削減量以上になる。所得制約のもとでの代替効果の考慮はCO_2排出量の推計に不可欠といえる。

なお、本稿はDomon et al.（2022）の最も主要な結論のみを示している。詳細な定量分析の結果についてはDomon et al.（2022）を参照されたい。

1 モデル

1.1 都市

中心業務地区（CBD）の端からの距離をxと定義して、都市の住宅地はx＝0から都市境界$\bar{x}$まで広がっている。CBDの半径は0.75kmとする。実際、数値シミュレーションの対象とする仙台市のCBDの半径は約0.75kmである。都市境界$\bar{x}$は内生的に決定される。各地点で住宅に使用される土地の割合は一定としてρ_hとする。デベロッパーは、地主から借りた土地に住宅を建てる。xにおける単位土地面積当たりの総床供給量は、xにおける建物の容積率で表される。なお、モデルは1年の活動を表現する。

1.2 家計の行動

混雑のある単一中心都市モデルに、気温やエネルギー消費などの環境要因を導入する。住民は、照明、冷房、暖房などのエネルギーを使い、室温を制御する。住宅内で使用されるエネルギー消費は、CO_2を発生させる。また、財の生産にはエネルギーが必要なため、居住者による財の消費も間接的にCO_2を発生させる。

本研究では、1世帯のうち1人がCBDに通勤しているとする。世帯は、都市内の1カ所を選んで居住する。世帯の効用は、住居サイズqの部分効用関数と、合成財zと、m∈summerの場合は$t_c(m)$、m∈winterの場合は$t_h(m)$と示される夏と冬の気温の部分効用からなると仮定する。効用関数は準線形とし、次式のように示される。

$$v=z+g(q)+h(t_c(m)_{m\in summer}, t_h(m)_{m\in winter}) \quad (1)$$

g(q)はqの凹関数である。また、$h(t_c(m)_{m\in summer}$、$t_h(m)_{m\in winter})$は月別の室温の凹関数である。1年を夏と冬の2つの季節に分け、居住者が冷房と暖房を使用すると仮定する。家計の効用は、以下の予算制約のもと最大化される。

$$(1+\tau_2 c_z)z+pq+\Phi=y-k(x)+I_L+I_T \quad (2)$$

ここで、

$$\Phi\equiv(p_l+\tau_2 c_l)q+(p_c+\tau_2 c_c)q\sum_{m\in summer}(t_o(m)-t_c(m))+(p_h+\tau_2 c_h)q\sum_{m\in winter}(t_h(m)-t_o(m))+(p_H+\tau_2 c_H)H。 \quad (3)$$

τ_2はCO_2排出単位量当たりの炭素税である。c_zは単位当たりの合成財の生産から生じるCO_2である。yは世帯の年間所得である。k(x)は居住地xからCBD内の職場までの往復の通勤コストである。I_LとI_Tはそれぞれ地代収入と税収からの還元である。簡単化のために、土地は公的所有と仮定して、税収と合わせて均等に家計に分配されると仮定する。I_LとI_Tは地代と税収の定義後に定式化する。

Φは住宅における照明、冷暖房、給湯の支出を表す。pは住宅の1㎡当たりの価格、p_lは照明の1㎡当たりのエネルギー価格、c_lは照明から発生する1㎡当たりのCO_2排出量、$t_o(m)-t_c(m)$と$t_h(m)-t_o(m)$はそれぞれ夏と冬の室温と外気温$t_o(m)$の差を表す。c_cとc_hは室温調整のためのエネルギー消費によって生じる1㎡当たりのCO_2排出量である。Hは給湯に必要なエネルギーである。p_Hは給湯のエネルギー価格であり、c_Hはこのエネルギー消費によるCO_2量である。

(3)式の第1項は、世帯の住居サイズqが大きくなると照明のエネルギー使用量が増加する効果を表している。第2項と第3項は、外気温と室温の差が大きくなるとエネルギー使用量が増加する効果を表している。このモデルでは、住民が最も快適と感じる温度を23度（以下$\bar{a}$）とし、効用を最大化するように空調の室温を選択する。設定温度との差が大きくなると、不効用が増大する。室温が$\bar{a}$以下であれば住民は暖房を使い、$\bar{a}$以上であれば冷房を使う。床価格pは、住民間の競争の結果、付け値地代に一致する。付け値地代関数は次のように示される。

$$p(x)=p(y-k(x),v(x)) \text{ and } q(x)=q(y-k(x),v(x)) \quad (4)$$

1.3 通勤費用

自動車が唯一の通勤手段である。表記の簡単化のためにCBDと都市境界を結ぶ放射状道路は1本であるように記述するものの、道路が2本以上存在しても適切に解を分割すれば本質的に同一の解が得られる。通勤混雑は通勤時のみ発生するものとする。

To the CBD from home,

$$T_w(x)=\eta+\delta\left[\frac{n(x)}{Q(x)}\right]^{\zeta}, \text{ and} \quad (5a)$$

From the CBD to home, $T_h(x)=\eta$. (5b)

η、δ、ζは正のパラメータである。ηは自由流における単位距離当たりの旅行時間を指す。n(x)はxより郊外側に居住する総世帯数、Q(x)は道路容量を表す。δとζは混雑に応じた旅行費用を決定する。xにおける距離当たり交通費用は交通量と道路容量の比に依存し、n(x)/Q(x)で表される。(5a)式における$\delta\left[\frac{n(x)}{Q}\right]^{\zeta}$の項は混雑を表す。n(x)は$n(x)=\int_x^{\bar{x}}2\pi s\rho_h D(s)ds$と表される。このとき$n(0)=N$、$n(\bar{x})=0$となる。混雑の外部不経済は限界費用$\frac{\partial T_w(x)}{\partial n(x)}$にn(x)を掛け、次式で表される。$\tau_1(x)$は地点xでの混雑税となる。

$$n(x)\frac{\partial T_w(x)}{\partial n(x)}=\zeta\delta\left[\frac{n(x)}{Q}\right]^{\zeta}\equiv\tau_1(x) \quad (6)$$

地点x居住の通勤者にとっての総通勤費用は直接費用、混雑税、炭素税を含めてk(x)と表され、次式で表される。

$$k(x)=\underbrace{0.5\eta}_{\text{CBD areas}}+\underbrace{\int_0^x\{T(s)+\tau_1(s)+\tau_2 c_t\}ds}_{\text{residential areas}} \quad (7)$$

0.5ηはCBD内の通勤費用を指す。CBDの半径は0.75㎞なので、CBDの端からCBD内の職場までの平均距離は、企業密度が距離に関して線形とすると0.5㎞となる。ηは自由流における単位時間当たりの走行距離である。本研究で

は CBD 内に混雑はないと仮定している。c_tは単位距離当たりの CO_2排出量である。混雑税も炭素税も課されない場合、$\tau_1(x)$と$\tau_2(x)$は 0 に設定される。

1.4 デベロッパーの行動

デベロッパーは完全競争者と仮定する。彼らは、住宅資本と土地を組み合わせて、住宅を生産する。ここで、F は住宅生産（床面積）関数であり、S は資本と土地の比率である。S(F)をF(S)の逆関数とすると、都市の総床面積の供給から得られるデベロッパーの純利益Πは次式で表される。

$$\Pi=\int_0^x 2\pi x\rho_h[F(x)p(x)-S(F(x))-r(x)]dx \quad (8)$$

r(x)は底地代である。資本Sは簡素化のために合成財によって構成されるとして価格は 1 とする。デベロッパーは単位土地当たりの利潤を最大化する。F(x)の 1 階条件は以下の通りになる。

$$p(x)-\partial S/\partial F=0. \quad (9)$$

(9)式をF(x)とS(F)について解くと以下の通りである。

$$F(x)=F(y-k(x), v(x))$$
$$\text{and } S(F(x))=S(y-k(x), v(x)). \quad (10)$$

デベロッパー間の完全競争によりデベロッパーの利益はどの場所でもゼロであることを考慮すると、底地代は次のように表される。

$$r(x)=F(x)p(x)-S(F(x))$$
$$=r(y-k(x), v(x)). \quad (11)$$

最後にDで示される人口密度は次のように表される。

$$D(x)=\frac{F(S(x))}{q(x)}. \quad (12)$$

1.5 市場均衡条件

市場均衡条件は以下の通りである。(13)式が示すように、総人口 N が外生的に与えられる閉鎖都市を想定する。

$$\int_0^x 2\pi x\rho_h D(y-k(x), v(x))dx=N \quad (13)$$

(14)式は、すべての地点における世帯の効用は内生的に決定される均衡効用水準に等しいことを示している。

$$v(x)=u \quad \forall x\in[0, \bar{x}] \quad (14)$$

ある地点でデベロッパーが供給する総床面積は、その地点で世帯が消費する総床面積と等しく、次式で表される。

$$F(x)=D(x)q(x) \quad \forall x\in[0, \bar{x}]. \quad (15)$$

最後に(16)式が示すように、都市境界規制がない場合、都市境界部の地代は農業地代r_aと等しい。

$$r(y-k(\bar{x}), u)|_{NoUGB}=r_a \quad (16)$$

都市境界規制を行なう場合、$\bar{x}$は外生的に設定されるため、(16)式は成立しない。

土地収入、税金の還元 I_L、I_T は次のように定義される。

$$I_L=\frac{1}{N}\int_0^x 2\pi x\rho_h[r(x)-r_a]dx \quad (17a)$$

$$I_T=\frac{1}{N}\Big[\int_0^x n(x)\tau_1(x)dx+\int_0^x 2\pi x\rho_h D(x)$$
$$\{\tau_2 c_t x+\tau_2 c_z z(x)+\tau_2 c_l q+\tau_2 c_c q\sum_{m\in summer}$$
$$(t_o(m)-t_c(m))+\tau_2 c_h q\sum_{m\in winter}$$
$$(t_h(m)-t_o(m))+\tau_2 c_c H\}dx\Big]. \quad (17b)$$

(17a)式の［ ］内は、差額地代収入の差の合計である。

1.6 社会厚生関数

社会厚生は効用値の総計と対象都市から排出される CO_2による環境外部性で構成される。社会厚生関数は次式で表される。

$$W=Nu-e\int_0^x 2\pi x\rho_h D(x)$$
$$\{E^z(x)+E^r(x)+E^c(x)+E^H\}dx. \quad (18)$$

where $E^z(x) \equiv c_z z$, $E^r(x) \equiv c_l q + c_c \sum_{m \in summer}(t_o(m) - t_c(m)) + c_h q \sum_{m \in winter}(t_h(m) - t_o(m))$, $E^c(x) \equiv 2c_t x$, and $E^H \equiv c_H H$.

すなわち、社会厚生は貨幣換算の総効用とCO_2による地球規模の環境外部性からなる。eはCO_2排出単位当たりの環境外部性を貨幣換算したものである。$E^z(x)$は、合成財の消費から間接的に生じるCO_2排出量を指す。$E^r(x)$は、家庭での電気使用から生じるCO_2排出量である。$E^c(x)$は、居住者の通勤によるCO_2排出量である。CO_2排出による外部性は地球規模であるため、都市住民の効用関数ではなく、社会厚生関数のみで考慮する。

2 モデル特定化とキャリブレーション

2.1 パラメータ設定

パラメータは可能な限り実データに近いものを設定する。対象とするモデル都市は仙台で、世帯数は約50万世帯。この地域に住む通勤者の数は50万人とする。住宅地の比率ρ_hは、仙台市の公有林を除く21.9%が住宅地であることから20%とした。その他の地域には、河川、森林、公園、道路、公共空地が含まれる。

2017年の仙台の世帯所得yは396.5万円である。交通における時間価値は賃金率の半分に設定する（Small and Verhoef 2007）。平均賃金率は、平均月間総支給額を平均月間労働時間で割ることで得られ、時間当たり2006円である。賃金から税金として10%を差し引き、これに0.5をかけると、時間価値903円が得られる。農地代は1㎢当たり6万円に設定した。農地代は、農作物用地の地代あるいは野生地（森林など）の開発費と考えればよい。なお、農地代の水準は、本質的に本研究の結果に影響を与えない。

効用関数は次式のように特定化する。

$$v(z, q, t_c, t_h) = z - \alpha q^2 + \beta q - \frac{\gamma}{2}\left\{\sum_{m \in summer}(\bar{a} - t_c)^2 + \sum_{m \in winter}(\bar{a} - t_h)^2\right\} \quad (19)$$

ここでα、βおよびγは正のパラメータである。α、βは、均衡において、都市内のすべての距離で$0 < q < \frac{\beta}{2\alpha}$の不等式が成立するように設定した。効用関数(19)のパラメータα＝116.9、β＝28866.5は床価格(p)と1世帯当たり床面積(q)のデータを用いて設定した。外気温（月平均気温）$t_0(m)$は外生的に与える。同様に、1世帯当たりの床面積(q)のデータを用いてγ＝12846.5と設定する。

2.2 CO_2排出の算出方法

本モデルでは、CO_2の排出源は通勤と住宅とする。通勤と住宅からのCO_2排出量は以下のように定義される。

$$E^z(x) \equiv c_z Z, \quad (20a)$$

$$E^c(x) = \frac{231(\text{times}) \times 2(\text{roundtrip}) \times x(\text{km})}{9.4\left(\frac{\text{km}}{\text{l}}\right)} \times 0.00232\left(\frac{\text{tCO}_2}{\text{l}}\right) = 0.11x \quad (20b)$$

$$E^r(x) = q(x)\{\delta_l + \delta_c \sum_{m \in summer}(t_o(m) - t_c(m)) + \delta_h \sum_{m \in winter}(t_h(m) - t_o(m))\}. \quad (20c)$$

$$E^H \equiv c_s H. \quad (20d)$$

合成財の消費によるCO_2排出量$E^z(x)$は、以下のように算出した。Yamano and Guilhoto（2020）によると、日本で消費される財の生産によって、2015年に13億6100万トンのCO_2が発生した。これを538兆円（2015年、2017年価格換算）で割ると、2.53×10^{-6}ton CO_2/円が得られる。この値を用いている。

通勤によるCO_2排出量$E^c(x)$の算出には、通勤距離xに231営業日、2（往復）をかけると、年間の総走行距離（㎞）が得られる。これを平均燃費（9.4㎞/リットル）で割ると、1年間の総燃費になる。さらに、この1年間の総燃費にガソリン車の平均排出量0.00232tCO_2/Lを乗じると、通勤時のCO_2排出量係数として0.11が得られる。

住宅によるCO_2排出量$E^r(x)$の算出には、照

明・冷房用電気は0.16tCO$_2$/GJの値を用いている。住宅の暖房には、電気、都市ガス、液化石油ガス（LPG）、灯油などの燃料が使用されている。本研究では、その加重平均値（電気16%、都市ガス５%、LPG0.6%、灯油78%）を使用し、8.1×10^{-2}tCO2/GJを用いる。外岡ほか（2005）は、日本の都道府県別・タイプ別の住宅におけるエネルギー需要推計とCO$_2$排出量を分析している。住宅内のエネルギー消費のうち、冷暖房と照明のエネルギー消費は、建物の床面積に依存する。本研究では、外岡ほか（2005）の燃料別エネルギー消費量（電気、都市ガス、液化石油ガス、灯油など）のデータから、使用率[1)]を考慮して、照明、冷暖房、照明器具のエネルギー消費量の合計を算出した。

給湯によるCO$_2$排出量E^Hの算出には、ガス１㎥当たり2.21kgの値を使用する。２人以上の世帯の年間ガス代は６万7918円（2005年家計調査）である。仙台市ガス局の料金で計算すると、１世帯で370㎥のガスが使われていることになる。したがって、E^H＝817.7kgとなる。

最後に、⑱式のCO$_2$の外部費用eは、CO$_2$排出による地球規模の限界被害費用から設定する。地球温暖化の影響には、予期せぬ要素が多く含まれ、推定費用には大きな幅がある。Tol（2005）は、28の論文から103のCO$_2$排出の限界被害費用の推定値を収集している。Tol（2005）における単位[2)]を円/tCO2に変更すると、中央値は約380円/tCO2、平均値は2500円/tCO$_2$, 95パーセンタイルは9600円/tCO$_2$である。本研究ではTol（2005）の平均値である2500円/tCO$_2$を使用した。Tol（2005）では、1360円/tCO$_2$を超えることはないと結論づけているため、この値は比較的大きめといえる。

2.3 p_c, p_h, p_l, p_sSのキャリブレーション

日本の家計調査から、暖房と照明にかかる費用（電気、都市ガス、液化石油ガス、灯油など）を求めた。次に、光熱費に燃料別総エネルギー消費量に占める冷暖房の割合を乗じる[3)]。最後に、最も快適な気温を23℃と設定する。屋外気温のデータは、気象庁の月平均気温を使用した。このモデルでは、居住者が外気温から好みの温度に室温を変化させるためにエネルギーを使用する。温度を１℃変化させるために必要なエネルギー消費量は、住宅消費量に応じて増加する。住宅消費量のデータは、土地総合情報システム（www. Land.mlit. go. jp/webland/）から取得した。その結果、p_c＝231、p_h＝95、p_l＝230と設定されている。最後に、2015年の２人以上世帯のガス代が６万7918円（家計調査）であることから、１世帯当たりの給湯費p_HHを６万8000円とした。

2.4 通勤の混雑費用キャリブレーション

通勤の混雑費用（⑸式）については、土木学会（2003）で設定されたパラメータδ＝0.48を使用した。2015年の道路センサスによると、仙台市の一般道路の平均速度は、渋滞がない場合、人口密集地区で25.5㎞/h、人口密集地区以外の市街地では31.6㎞/hである。これらのデータを考慮し、自由走行速度として25㎞/h（0≤x<3）と30㎞/h（3≤x）を設定した。また、ηは１万3797円（0≤x<3）と１万2407円（3≤x≤10）に設定した[4)]。

政策なしのシミュレーションの移動時間が、実際のものと等しくなるように道路容量を決定した。2017年の仙台都市圏パーソントリップ調査から、２㎞単位で移動時間を収集し、その結果をもとにx＝3で33.3分、x＝7で42.2分の移動時間を満たすよう道路容量を設定した。x＝7からx＝10の領域では渋滞は発生しない。

2.5 住宅の生産関数の推定

住宅の生産関数を$F=\theta S^{\upsilon}$と定義する。Sは建築物の資本金、υとθは正の係数である。パラメータは、建設費、敷地面積、延べ床面積のデータ（サンプルサイズ：113）を用いて推定した。OLSによるパラメータ推定の結果、パラメータνは0.75、θは0.28と推定された（詳細

表1―社会厚生と主要変数

政策		(i)政策なし	(ii)混雑税のみ	(iii)炭素税のみ	(iv)混雑税＋炭素税	(v)容積率＋都市境界規制
社会厚生	(10^{12}円)	2.07576	2.08411	2.07719	2.08557	2.08003
(iv)を100%としたときの上昇率	(%)	-	85.1%	14.6%	100.0%	43.5%
住民の効用	(円/人)	4,175,783	4,192,755	4,178,613	4,195,598	4,184,474
都市の半径	(km)	10.0	9.3	9.9	9.2	7.0
F(x=1)		7.645	16.326	7.681	16.378	9.097
詳細						
全効用	(10^{12}円)	2.08789	2.09638	2.08931	2.09782	2.09224
賃料収入	(10^{10}円)	2.532	2.724	2.556	2.753	3.475
混雑税収入	(10^{10}円)	-	5.365	-	5.392	-
炭素税(住宅内エネルギー)	(10^{8}円)	-	-	5.9	4.6	-
炭素税(通勤)	(10^{9}円)	-	-	1.76	1.70	-
炭素税(合成財)	(10^{9}円)	-	-	9.77	10.09	-

は Domon et al. 2022を参照)。v =0.75は、住宅が土地と建材から生産される場合に、建材に対する住宅生産の弾力性を表している。Combes et al.(2017)はフランスのデータを用いてこれを0.80と推定している。本研究の推定値もこれに近い。

3 数値シミュレーション

混雑税や炭素税などの政策が都市のエネルギー構造に与える影響を定量化し、これらの政策が社会厚生とCO_2排出量に与える影響を明らかにする。本研究のモデルには、CO_2と混雑という2つの外部経済が存在している。ファーストベスト政策は、混雑税と炭素税の2つのピグー税を課すことである。単一のピグー税を課すだけではセカンドベストにとどまる。そこで、(i)政策なし(基準)、(ii)混雑税((6)式で定義される税)のみ、(iii)炭素税((18)式のe)のみ、(iv)混雑税＋炭素税(ファーストベスト)、(v)容積率規制＋都市境界規制の5つの政策の数値シミュレーションを行なった。なお、数値計算のための各リングの幅は0.1kmとした。(v)の場合、都市を等幅のゾーンに分割し、ゾーンごとに容積率を変えて最適な規制水準を選択する。都市境界規制も最適になるように設定される。

Kono et al.(2012)や Pines and Kono(2012)が理論的に証明しているように、容積率規制を課すとき中心部の少なくとも一つのゾーンで最低容積率規制(すなわち、市場均衡値より大きな容積率)を課すことが最適である[5)]。今回の計算では、都市を2.5km幅のゾーンに分割して容積率を設定した。現実世界でも、ある一定の地域には共通の規制が課せられている。最適な最適容積率規制を求めたところ、ゾーン1(0≤x<2.5)では市場平均を19%上回り、ゾーン2(2.5≤x<5.0)では38%下回り、ゾーン3(5.0≤x<7.0)では42%下回った。都市境界はCBDの端から7kmの地点が最適となった。

政策別社会厚生の数値結果を表1に示す。表1の1行目に社会厚生が示され、2行目にはファーストベスト政策(ここでは(iv))に対する厚生改善率を示している。結果をみると、(ii)混雑税のみの社会厚生が2番目に大きく、その厚生増加率は約85%である。(v)容積率規制＋都市境界規制では、その厚生増加率は約44%である。一方、(iii)炭素税のみでは、厚生増加率は約15%に過ぎない。都市半径はどの政策でも均衡境界から減少し、(v)容積率規制＋都市境界規制で最も小さく、7.0kmである。

表2は、各政策におけるCO_2排出量と、(i)政策なしとの総CO_2排出量の差の結果を示したものである。5つの政策において総CO_2排出量は、(iii)炭素税のみが最も少なく(484万6400tCO_2)、(i)政策なしより0.2%分少ない。しかし他のすべての政策(ii、iv、v)では、(i)政策なしに比べて総CO_2排出量が増加した。

表 2 ― CO_2排出量（tCO_2）

政策	(i)政策なし	(ii)混雑税	(iii)炭素税	(iv)混雑税＋炭素税	(v)容積率＋都市境界規制
(a)住宅内エネルギー	700,886	678,506	702,512	680,403	681,542
政策無しからの変化（%）	(0.0%)	(-3.2%)	(0.2%)	(-2.9%)	(-2.8%)
(b)通勤	236,410	183,737	235,779	183,562	192,084
政策無からの変化（%）	(0.0%)	(-22.3%)	(-0.3%)	(-22.4%)	(-18.7%)
(c)合成財（税と地代収入配分なし）	3,852,532	3,842,580	3,812,780	3,800,593	3,923,724
政策無しからの変化（%）	(0.0%)	(3.1%)	(-0.2%)	(2.8%)	(2.3%)
(d)合成財（地代収入配分）	64,055	68,921	64,668	69,653	87,916
政策無しからの変化（%）	(0.0%)	(7.6%)	(1.0%)	(8.7%)	(37.3%)
(e)合成財（税収入配分）	0	135,732	30,654	167,433	0
政策無しからの変化（%）	-	-	-	-	-
合計	4,853,880	4,909,470	4,846,400	4,901,640	4,885,260
政策無しからの変化（%）	(0.0%)	(1.1%)	(-0.2%)	(1.0%)	(0.6%)

加えて、(iii)炭素税のみでの削減量もかなり少ない。これは、本モデルでは合成財の生産を含むすべての活動でCO_2が排出されるからである。

この（ii、iv、v）における総CO_2排出量の増加は、混雑税と炭素税の収入の分配で消費される合成財の増加で説明できる。この点をみるために、CO_2排出量の構成も表2に示した。効用関数が準線形であり所得効果がないため、地代収入と税収の分配がない場合のCO_2排出量を示すことができる。分配を伴わない場合のCO_2排出源は、住宅のエネルギー消費、通勤、そして合成財の消費である。合成財の消費がCO_2排出を伴うのは、合成財の生産におけるエネルギー消費がCO_2を発生させるためである。

都市活動（住宅内エネルギー消費と通勤）に起因するCO_2排出量をみると、(ii)混雑税のみ、(iv)ファーストベスト、(v)土地利用規制＋都市境界規制で大幅に減少している。例えば、(ii)混雑税のみと(iv)ファーストベストでは、通勤と住宅エネルギーによるCO_2排出量がそれぞれ約22%、約3%削減される。これは、交通渋滞を考慮した多くの先行論文で示されているように、混雑税が都市をコンパクトにするためである。都市がコンパクトになれば、家庭でのエネルギー消費も通勤でのエネルギー消費も減少する。一方、炭素税では、都市はそれほどコンパクトにならず、交通渋滞が残り、通勤距離も長いままとなる。

ここで政策によって都市がコンパクトになり住宅や通勤にかかっていた世帯支出が減ると、所得制約を通じて合成財の消費が増加する。この合成財消費増加は、合成財生産におけるCO_2排出量を増加させる。そして地代収入と税収の分配による合成財消費増に伴うCO_2排出量は、(iii)炭素税のみのケースを除いて、住宅内エネルギーと通勤からのCO_2排出量を削減した量よりも多い結果となっている。

この点をさらに地代収入と税収の分配効果を分けてみてみる。各政策における通勤によるCO_2排出量の削減量に比べ、地代収入の分配により生じるCO_2排出量の(i)との差は、(v)容積率＋都市境界規制を除いて大きくない。例えば、(ii)混雑税のみでは、通勤によるCO_2排出量は(i)から5万2673t減少する。地代収入を住民に分配した場合、4866tしか発生しない。一方で、税収の分配はCO_2排出量に大きく影響する[6)]。例えば、(ii)混雑税のみでは、税収の分配により13万5732tのCO_2排出量が発生し、通勤によるCO_2排出量の削減を大きく上回る。これは(iii)、(iv)でも成り立つ性質である。このことから、政府としてはCO_2排出量の観点から税収の使い道を探ることがCO_2排出量削減のために重要である。

4 感度分析

設定の変更による結果への影響を見るために、

道路容量、気温、GDP 当たりの CO_2 排出量に関して感度分析を行なった。

交通容量に関する感度分析では、混雑外部性に影響する道路容量を10％増減させた。結果は、－10％の場合も ＋10％の場合も、社会厚生は基本のシミュレーションとほぼ変わらなかった。CO_2 排出量については、道路容量を増やす（減らす）と、住民は郊外（中心部）へ移動する結果、通勤距離が増加（減少）するため、通勤による CO_2 排出量が増加（減少）する。さらに、移動により１世帯当たりの住宅面積が増加（減少）する。その結果、住宅のエネルギー消費による CO_2 排出量も増加（減少）する。このとき、道路容量が小さい（大きい）ケースでは、CO_2 の発生量が多い（小さい）ので、炭素税は社会的厚生の増加に対して大きな効果を持つ(限定的な効果しか持たない)。このような変化が見られるものの、一般的な傾向は基本シミュレーションとほぼ変わらなかった。

気温に関する感度解析は、仙台の気温を広島の気温に置き換えた。広島の気温を用いた場合の社会的厚生は、(i)政策なしでは、基本シミュレーション（仙台）よりも約５万3000円／世帯大きくなった。気温が高くなることで、住民はエネルギーへの支出を節約し、床面積を含む他の財に充てることができるため、すべての政策において都市境界は拡大した。このような拡大の結果、住宅のエネルギー消費と交通による CO_2 排出量は、すべての政策で基本ケースより増加する。しかし、一般的な傾向は基本シミュレーションとほぼ変わらない。

GDP 当たりの CO_2 排出量に対する感度分析としては、日本より約25％低い CO_2 排出量のイタリアの CO_2 効率を用いた。各政策の社会厚生への効果の特性は、基本シミュレーションの結果とほぼ変わらない。そして、CO_2 排出量の少ないイタリアの CO_2 効率を用いても、地代や税収を住民に分配した場合、(ii)混雑税のみ、(iv)ファーストベスト、(v)土地利用規制＋都市境界規制において総 CO_2 排出量が増加する。ここから、CO_2 排出量を削減するためにはすべての分野においてかなりの努力が必要であることがわかる。

5 結論

本研究では、渋滞通行料、炭素税、土地利用規制が都市の CO_2 排出削減と社会厚生に与える効果を定量的に検証した。モデルには、内生変数として空調のエネルギー消費量を組み込んでいる。

数値計算の結果、それぞれの政策が社会厚生と CO_2 排出量に異なる影響を与えることがわかった。混雑税（炭素税）は、ファーストベストと比較して社会厚生を約85％（約15％）増加させ、通勤時の CO_2 排出量は、政策なしと比較して、約22％（約0.3％）減少させることが示された。住宅のエネルギー消費においても、混雑税は炭素税よりも CO_2 排出量を減少させる。容積率規制では、社会厚生がファーストベストの増加分の約44％増加し、通勤における CO_2 排出総量は政策なしと比較して約19％減少することが示された。

これらの結果は、混雑税が社会厚生と CO_2 削減の観点から非常に効率的であることを示唆している。渋滞のピグー税を主とする混雑税は、渋滞の外部性の内部化に加え、都市における人口密度の空間的変化に伴う通勤距離と住宅規模のコンパクト化により、住宅のエネルギーにおいても効率的に CO_2 排出を削減することが可能である。

しかし、地代収入と税収の分配で消費される合成財生産での CO_2 排出量を見ると、税収の分配では、住宅エネルギーと通勤における CO_2 排出の削減を上回る大量の CO_2 が発生する。この効果はかなり強く、すべての政策で CO_2 排出が減少するためには、合成財の生産に伴う CO_2 排出率を現状から50％削減する必要がある。CO_2 排出技術の発展には時間がかかると思われるため、短期的には CO_2 排出の観点から税収の使い道を探ることが重要といえる。

注

1）変換係数δ_l=0.0185×0.16, δ_c=0.00139×0.16, and δ_h=0.00071×0.081を用いる。これらの値は、基準となるシミュレーションの平均値が、外岡ほか（2005）がまとめた仙台のデータから、冷房0.15GJ、暖房3.88GJ、照明0.81GJとなるように設定されたものである。単位はGJ/年/世帯である。

2）Tol（2005）の単位は$/tCである。ここでは、100円/$、0.273tC/tCO2として単位を変更。

3）例えば、冷房（電気）の場合、全エネルギー消費量に占める冷房の割合（2.1%）×電気料金（14万1646円）=2952円となる。冷房は電気のみ、暖房は電気、都市ガス、液化石油ガス、暖房用油の使用量。

4）0≤x<3の場合、231（労働日）×[1.0（km）/30（km/h）]×{1805.4（yen/h）/2+23.62（yen/km）×30（km/h）}=1万2407円。[ ]内は平均1km移動するのにかかる時間、23.62は、ガソリン代と消耗品費。3≤xの場合、231日（労働日）×[1.0（km）/25（km/h）]×{1805.4（yen/h）/2+23.62（yen/km）×25（km/h）}=1万3797円

5）この結果の直感的説明としては、都市の一部で最大容積率を設定し、他の部分で最小容積率を設定するほうが、都市の一部のみで最大容積率を規制するよりも負の外部性の削減コストである総死荷重損失を最小にすることができる。交通渋滞のある単心都市では、中心に最小容積率を課せばよい。より詳細な直感的な説明については、Kono et al.（2010）あるいはKono and Joshi（2019）の議論を参照。

6）このことは、混雑税による収入が地代収入より大きいことを意味する。なお、このモデルでは建物を対象としている。つまり、地代は、床価格の支払い総額から建物の建設費を差し引いたものである。また、都市境界に居住する住民の1回当たりの混雑税は687円で、年間総支払額は15万8612円である。

参考文献

外岡豊・深澤大樹・村橋喜満・三浦秀一（2005）「都道府県別・建て方別住宅エネルギー消費量とCO_2排出実態の詳細推計」『日本建築学会環境系論文集』第592号、89-96頁。

土木学会（2003）『道路交通需要予測の理論と適用』

Bertaud, A., and J. K. Brueckner（2005）“Analyzing Building-Height Restrictions: Predicted Impacts and Welfare Costs,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.35, pp.109-125.

Borck, R., and J. K, Brueckner（2017）“Optimal Energy Taxation in Cities,” *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, Vol.5（2）, pp.481-516.

Borck, R.（2016）“Will Skyscrapers Save the Planet? Building Height Limits and Urban Greenhouse Gas Emissions,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.58, pp.13-25.

Brueckner, J. K.（2007）“Urban Growth Boundaries: An Effective Second-Best Remedy for Unpriced Traffic Congestion?” *Journal of Housing Economics*, Vol.16, pp.263-273.

Combes, P. P., G. Duranton, and L. Gobillon（2017）“The Production Function for Housing: Evidence from France,” SSRN working paper.

Domon, S., M. Hirota, T. Kono, S. Managi, and Y. Matsuki（2022）“The Long-Run Effects of Congestion Tolls, Carbon Tax, and Land Use Regulations on Urban CO_2 Emissions,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.92, 103750.

Glaeser, E. L. and M. E. Kahn（2010）“The Greenness of Cities: Carbon Dioxide and Urban Development.” *Journal of Urban Economics*, Vol.67, pp.404-418.

Kono, T., K. K. Joshi, T. Kato and T. Yokoi（2012）“Optimal Regulation on Building Size and City Boundary: An Effective Second-Best Remedy for Traffic Congestion Externality,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.42, pp.619-630.

Kono, T., and K. K. Joshi（2019）*Traffic Congestion and Land Use Regulations Theory and Policy Analysis*, Elsevier, Amsterdam.

Kono, T., T. Kaneko, and H. Morisugi（2010）“Necessity of Minimum Floor Area Ratio Regulation: A Second-Best Policy,” *The Annals of Regional Science*, Vol.44（3）, pp.523-539.

Larson, W., F. Liu, and A. Yezer（2012）“Energy Footprint of the City: Effects of Urban Land Use and Transportation Policies,” *Journal of Urban Economics*, Vol.72, pp.147-159.

Larson, W., and A. Yezer（2015）“The Energy Implications of City Size and Density,” *Journal of Urban Economics*, Vol.90, pp.35-49.

Larson, W., and W. Zhao（2017）“Telework: Urban Form, Eenergy Consumption, and Greenhouse Gas Implications,” *Economic Inquiry*, Vol.55（2）, pp.714-735.

Pines, D., and T. Kono（2012）“FAR Regulations and Unpriced Transport Congestion,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.42（6）, pp.931-937.

Small, K., and E. T. Verhoef（2007）*The Economics of Urban Transportation*, Routledge.

Tol, R. S.（2005）“The Marginal Damage Costs of Carbon Dioxide Emissions: An Assessment of the Uncertainties,” *Energy Policy*, Vol.33（16）, pp.2064-2074.

Yamano, N., and J. Guilhoto（2020）CO2 Emissions Embodied in International Trade and Domestic Final Demand, *Methodology and Results Using the OECD Inter-Country Input-Output Database*.

論文

企業向け貸出のプロシクリカリティとマクロプルーデンス政策 日本におけるLTV比率の分析

小野有人/内田浩史/グレゴリー・F・ユーデル/植杉威一郎

はじめに

本稿では、Ono, Uchida, Udell, and Uesugi（2021）の内容を紹介する。2008年秋に生じた世界金融危機の端緒となったリーマン・ブラザーズの破綻以降、金融危機の再発を防止するためには、金融システム全体のリスク分析とシステミックリスクの顕在化防止に向けた施策が重要であるとの認識が、国際的に広く共有された。こうした認識に立つマクロプルーデンスは、日本銀行（2011）によれば、「金融システム全体のリスクの状況を分析・評価し、それに基づき制度設計、政策対応を図ることを通じて、金融システム全体の安定を確保すること」を指す。

日本では、FSB（2012）が整理するような指標に基づいて金融機関行動に制約をかけるマクロプルーデンス政策は行なわれてきていない。しかしながら、もし、マクロプルーデンス政策がバブル期の前後に日本で導入されていたら、どのような貸出に政策が適用されていたのかという点の検証は、政策の有効性を評価するうえでも意味があると思われる。

Ono, Uchida, Udell, and Uesugi（2021）は、1975年から2009年の日本に注目し、不動産登記簿から作成されたユニークかつ大規模なマイクロデータを用いて、マクロプルーデンス政策での指標として使われることの多いLTV（Loan-to-value）比率を企業向け貸出について算出し、LTV比率の高い企業の事後的なパフォーマンスを分析した。そのうえで、マクロプルーデンス政策としてのLTV上限規制の意義を論じた。分析の結果、1980年代後半から1990年代の前半を含む時期でのLTV比率は、プロシクリカル（景気や不動産市況と順相関）ではなくカウンターシクリカル（逆相関）であることがわかった。これは、単純なLTVキャップが課された場合、LTV比率の上限が一定のままでは、1980年代末から1990年代初頭の資産価格バブルの時期には、マクロプルーデンス政策による規制の対象となる貸出はむしろ減少していたことを意味する[1)]。また、高いLTV比率での貸出を受けた企業は、低いLTV比率での貸出を受けた企業よりもリスクは高いが高い成長率を示した。これは、LTV比率の固定された上限に従ってマクロプルーデンス政策を講じると、リスクは高いが成長が見込まれる企業への貸出を阻害する可能性があることを示唆する。以下では、順を追って論文の内容を説明する。

1 制度的な背景

マクロプルーデンス政策に多く用いられる指標の1つとしてLTV比率の上限があり（FSB 2012などを参照）、多くの国で採用されている。これまで注目されてきたのは、住宅ローンに関するLTV比率の上限である。しかしながら、IMFが企業部門のマクロプルーデンスを把握する指標としてLTV比率の上限を取り上げるなど、商業用不動産貸出におけるLTV比率の上限も注目されている。

LTV比率（貸出額Lを担保価値Vで割ったもの）に上限を課すことで、貸出のデフォルト確率（probability of default, PD）やデフォル

写真左から
小野有人（おの・ありと）／中央大学教授
内田浩史（うちだ・ひろふみ）／神戸大学教授
グレゴリー・F・ユーデル（Gregory F. Udell）／インディアナ大学教授
植杉威一郎（うえすぎ・いいちろう）／一橋大学教授

ト時損失（loss given default, LGD）を低下させるリスクチャネルと、借り手が利用できる資金を制限することで不動産価格の上昇を抑制する価格チャネルという２つの経路を通じて、金融システムの安定性を増すことができるとされる（CGFS 2012, p.27）。

LTV 比率の上限がこれら２つのチャネルを通じて機能するという議論の背後には、２つの暗黙の前提がある。第１は、LTV 比率は景気や資産市場の動向と順相関しており、それに上限を課すことで後退期よりも拡大期により多くの貸出を抑制できるはずというものである。第２は、LTV 比率の高い貸出はリスクが高いため、上限を課すことでリスクの高い貸出を抑制し、貸し手側のリスク・エクスポージャーを抑制できるはずというものである。

日本におけるバブル期の貸出ブーム

事後的にみれば、こうしたLTV 比率に上限を課して金融システムの安定化を図ることの効果を期待できるのは、特に1980年代後半から1990年代初頭にかけての日本の企業向け貸出であったと考えられる。この時期には、大規模な貸出ブームが到来していたためである。

1980年以降の日本の銀行貸出残高をみると、80年代後半に好景気を反映して貸出総額が急増している。業種別では、建設業と不動産業という２つの業種向けの貸出が増加した。このような不動産関連産業への直接的な貸出に加えて、ノンバンクを経由した不動産業界への間接的な貸出も増加した。ノンバンクは企業や個人に貸出を行なうが預金は持たない。1980年代後半、住専と呼ばれる一部の大手ノンバンクは、商業銀行などの金融機関から得た借入金を用いて不動産業界への貸出を行なうようになった。不動産・建設業向けにノンバンク向けを加えた貸出増加額は、期間中に最大99.9兆円に達している。重要な点は、それ以外の他業種でも貸出の増加幅が75.5兆円にのぼっている点である。好況期には中堅・中小企業向け貸出も急増していた。

この時期における貸出ブームのもう一つの顕著な側面は、不動産が担保として重視されていたことである。企業向け貸出に不動産担保を求めることは、日本の金融機関にとっての標準的な慣行である。これはしばしば担保主義に基づく貸出と呼ばれた（Shimizu 2000など）。1980年代には不動産を担保とする貸出も急増した。このように不動産の担保価値が重視されたために、不動産業だけでなく他業種の企業も、一般的な事業目的の借入の際に不動産を担保とすることが多かった。

中小企業にとっても有担保貸出は重要であった。バブル崩壊後の不動産担保貸出の割合が着実に減少していたことを踏まえると、バブル期には、中小企業を含む日本企業で不動産を担保にした貸出が一般に利用されていたと推察される。

銀行の不良債権

不動産に対する過剰な貸出は、好況期に銀行のポートフォリオ・リスクを増大させ、最終的に不良債権、企業倒産、銀行破綻の増加に結びついた重要な原因であると指摘されている。2000年代初頭時点における研究を見る限りにお

いては、1990年後半以降の日本の不良債権問題は、主に不動産業を営む企業への貸出のみが原因であるようにもみえる。

しかし、金融庁がより厳格な基準を適用して得られた不良債権に関するデータでは全体の不良債権額は大きく、また、不動産業と建設業以外の不良債権額をそれ以外の業種の不良債権額が上回っている。広く不動産を担保とする貸出が、日本における金融危機の時期において不良債権の増大をもたらしたと推測できる。

2 分析手法とデータ

データ

1975年から2009年までの期間における約42万件に及ぶ企業の抵当権のついた借入契約に関する情報を用いる。これは、帝国データバンク（TDB）企業データベースから構築されたものであり、不動産登記簿から得た不動産の所有や抵当権に関する非常に詳細な情報を含んでいる。企業やその代表者が所有する不動産について、住所、面積、土地の種類（例：住宅地、商業地、工業地）、建物の種類（例：オフィス、住宅、工業）、所有者名がわかる。特に重要な点は、その不動産が借入契約において担保に提供されているかどうか、債権者名、債務者名、借入金額、抵当権の設定日などに関する情報がわかるところである。

こうした不動産登記情報を用いて企業の借入を分析した研究は、著者の知る限りではほとんどない。しかしながら、TDB データベースに基づいてこの情報を研究に利用する際には、いくつかの留意すべき点がある。第１に、TDB のデータベースは、企業およびその経営者が所有するすべての不動産を網羅しているわけではない。本社と社長の住居については常に登記情報を収集しているが、その他の不動産については顧客からの要求に応じてデータを収集するのみである。

第２に、より重要な点として、1975年から2009年までの抵当権のついた企業借入のうち2008年以前のものは、2008年から2010年の間に存在している企業に限られるというものがある。TDB データベースにおける企業情報は随時更新されている。そのため、われわれの分析サンプルに含まれる借入契約はすべて2008年から2010年までの間に登記簿に存在したものであり、2007年以前に実行された借入契約は少なくとも2008年まで継続されていた場合にのみ、データベースに含まれることになる。

このようなクロスセクション的な性質を持つデータには、２つの欠点がある。第１に、時間を通じた変動を利用して固定効果を制御することができない。第２に、企業や借入契約のうち残っているものに分析対象が限られるというバイアスが存在する可能性がある。このデータセットには、2008年以前に倒産・退出した企業は含まれていない。また、2008年以前に返済が完了して登記簿から削除された優良な抵当権付き貸出についての情報も含まれていない。この問題点を解決するために、企業や貸出の特徴をコントロール変数に加えた回帰分析を行なう[2)]。

単変量解析では、約42万件の抵当権付き貸出の LTV 比率に関する情報をすべて使用する。企業や貸出の特徴をコントロールした回帰分析では、財務諸表情報が存在する５万9125件のサブセットについて、抵当権付き貸出の LTV 比率を用いる。

LTV 比率の定義

LTV 比率は、担保に供している不動産の現在価値に対する貸出実行額または貸出枠上限額の比率と定義される。LTV 比率の分子（L）に相当する貸出額についての情報は、TDB データベースから得ることができる。

分母（V）に相当する不動産の価値に関する情報は、登記簿情報に基づく TDB データベースには存在しない。しかし、このデータベースにはそれぞれの不動産の場所と面積を含むその属性に関する情報はある。そこで、ヘドニックモデルを用いて、土地面積に単位当たりの予測地価を掛けたものを用いる。モデルには、１㎡当たりの土地価格を被説明変数に、広さ、容積

率、地域の大都市までの物理的距離などの属性を説明変数に用いる。推計に際しての土地価格や土地の属性情報には、日本全国の地価公示の年次データを使用する。住宅地・商業地・工業地といった土地の用途、年、都道府県ごとに、合計で3000本以上のヘドニックモデル推定を行なう。これらから得られたパラメータとTDBデータベースから得られた土地の属性に基づき、データセット内の各土地のそれぞれの時点の価格を予測する。

ここで得られるLTV比率は、貸出契約時のLとVに基づくLTV比率である。銀行経営やマクロプルーデンス政策の観点からも、貸出時のLTV比率が関心の対象となるため、適切な時点での計測であると言える。

日本では、建物も土地と一緒に借入契約の際に抵当権が設定されることが多いが、ここで建物の価値を正確に計測することは難しい。登記簿情報に基づきTDBデータに含まれる建物情報は床面積や階数などにとどまっており、日本では建物が完成後の経過年数に応じて急速に減価するにもかかわらず、築年数についての情報がないためである。そのため、LTV比率の計算に際してのVには、建物価値は含めない。

3 LTV比率のシクリカリティ

3.1 単変量解析

本論文の焦点であるLTV比率が時間とともにどのように変化するかを取り上げる。

〈貸出金と地価の変化〉

まず、LTV比率の分子と分母、すなわち貸出実行額（L）と担保となる土地の推定価格（V）の推移を別々にみる。図1と図2はそれぞれ、LとVの25%点、50%点、75%点の時間を通じた変化を示している。

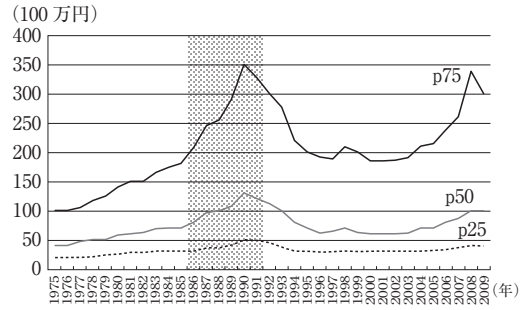
LとVの個々の推移は、景気や資産市場の動向と順相関の傾向にある。

〈LTV比率の変化〉

図3は、今回の分析の焦点であるLTVの四分位値（25%、50%、75%）別の推移を示したものである。LTV比率は、2000年代前半までは明らかにカウンターシクリカルな傾向を示している。

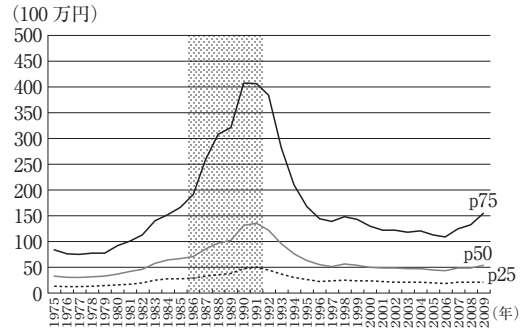
LTV比率が不動産市場の市況に対してカウンターシクリカリティに推移していたことを確認するために、LTV比率とSNA統計から得られる不動産市場価値総額との相関係数も算出した。25%点、50%点、75%点のLTV比率との相関係数は、それぞれ-0.3464、-0.4674、

図1—貸出実行額の推移



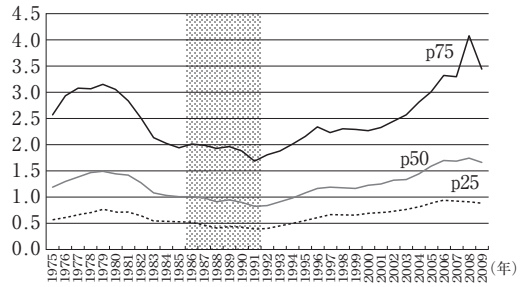
注）p25：25%分位点、p50：中位値、p75：75%分位点。

図2—担保となる土地の推定価格の推移



注）p25：25%分位点、p50：中位値、p75：75%分位点。

図3—LTV比率の推移



注）p25：25%分位点、p50：中位値、p75：75%分位点。

-0.5165であり、少なくとも５％水準で統計的に有意であった。負で有意な相関係数は、不動産価値総額の変数の１年ラグもしくは１年リードを用いた場合でもおおよそ変わらない。これらの結果は、LTV 比率がバブル期の前後においてカウンターシクリカルな動きを示してきたことを示唆している。

こうしたバブル期の前後における LTV 比率の動向に関する知見は、バブル期には緩い基準で貸出が行なわれており、往々にして担保価値を上回る銀行貸出が行なわれてきたとする従来の見解（Shimizu 2000など）とは対照的である。

3.2 多変量解析

次に、銀行が貸出に際して観察できるいくつかの変数を制御したうえでも、LTV 比率のカウンターシクリカリティが観察されるかどうかを検証する。もしいくつかの変数を推計に含めた結果、LTV 比率の景気・市況との逆相関が解消するのであれば、前小節での結果は、年によって異なる貸出、借り手企業、貸し手銀行の属性の違いが影響しているに過ぎないこととなる。一方で、ここでの検証でカウンターシクリカリティが消えなければ、前小節での発見は頑健であると言える。

〈分析手法〉

推計に用いる被説明変数は LTV 比率であり、最も重要な説明変数は、貸出年ダミー（1990年をデフォルトとする）である。また、貸出契約、借り手企業、貸し手銀行の属性をコントロール変数に用いる。

LTV 比率はリスク・エクスポージャーの程度を示しており、平均的なものだけでなく、高い LTV 比率や低い LTV 比率にも注目して決定要因も調べることには意義がある。そこで、OLS 回帰ではなく、中央値、10％点、90％点それぞれにおける分位点回帰を行なう。多くの変数についてデータの制約があるため、推計期間は1990年から2009年までである。

表１―LTV に関する分位点推計の結果

推計手法：分位点回帰 被説明変数：LTV	(A) 中位値 係数	(B)10%分位点 係数	(C)90%分位点 係数
登記時点年ダミー			
1991年	-0.017	-0.052 **	-0.051
1992年	0.000	-0.030	-0.147
1993年	0.074 *	-0.005	0.016
1994年	0.223 ***	0.064 **	0.611 ***
1995年	0.412 ***	0.148 ***	0.807 ***
1996年	0.545 ***	0.209 ***	0.928 ***
1997年	0.463 ***	0.207 ***	0.916 ***
1998年	0.480 ***	0.217 ***	0.814 ***
1999年	0.521 ***	0.260 ***	0.854 ***
2000年	0.618 ***	0.279 ***	0.948 ***
2001年	0.629 ***	0.293 ***	1.242 ***
2002年	0.704 ***	0.350 ***	1.096 ***
2003年	0.810 ***	0.355 ***	1.399 ***
2004年	0.898 ***	0.409 ***	1.854 ***
2005年	1.043 ***	0.458 ***	1.754 ***
2006年	1.090 ***	0.486 ***	2.124 ***
2007年	1.066 ***	0.471 ***	2.186 ***
2008年	1.016 ***	0.436 ***	2.201 ***
2009年	1.012 ***	0.432 ***	2.211 ***
観測数	59125	59125	59125
擬似決定係数	0.0201	0.0134	0.0347

注）一部の結果は省略。***、**、* はそれぞれ１％、５％、10％水準で係数が統計的に有意であることを示している。

〈推計結果〉

表１は、回帰分析の結果を示している。（A）列は中位値回帰によるベースライン結果、（B）（C）列は10％点と90％点での分位回帰の結果である。各列とも、ほとんどの変数が有意であり、期待される符号を示している。

ここで重要なのは、年ダミーが1993年あるいは1994年から2009年まで一貫して（1990年と比較して）増加傾向を示していることである。LTV 比率に影響を与えうるさまざまな要因をコントロールし、潜在的な生存バイアスを除いたうえでも、バブル期の最中または直後の LTV 比率は、その後の LTV 比率と比較して低いことがわかる。この結果は、単変量解析で見出された LTV 比率のカウンターシクリカリティと整合的である。また、観察可能な貸出、企業、金融機関の特性にかかわらず、バブル期の日本ではリスク・エクスポージャーの点では必ずしも積極的な貸出を行なっていなかったこ

とを示唆している。むしろバブル期における担保価値の上昇は、貸出額の増加を上回っていた。

〈考察〉

LTV 比率のカウンターシクリカリティというわれわれの発見は、この比率で計測される銀行のリスク・エクスポージャーは、景気拡大期や不動産市場の好況期には、増加するのではなくむしろ減少していたことを意味する。これは、銀行が担保価値に比して過大な額の貸出を行ない、価格チャネルを通じて資産価格のバブル拡大を促したとする見方とは矛盾している。

この結果は、日本のバブル期における単純な LTV 比率の上限設定は、仮にそれが導入されていたとしても、好況期の金融システムにおけるリスクを抑制する機能は果たさなかった可能性を示唆している。好況期における銀行貸出量を抑制するためには、LTV 比率の上限を景気や市況の循環とは反対方向に動かすことが必要であったと思われる。

今回の結果を踏まえると、好況期の与信量を抑制するためには、LTV 比率の上限ではなく、有担保貸出の量や不動産向け貸出へのエクスポージャーの総額に上限を設けることが合理的であったように思われる。実際に、1990年に大蔵省によって不動産業への貸出額の上限が設定され、それが日本における資産価格バブルの崩壊の引き金を引いたとの見方がある。しかし、この上限規制はもっと早く導入されるべきだったという批判もある（植村 2012）。

日本のバブル期における企業向け貸出で得られた今回の結果は、また、他国で同様の貸出に単純な LTV 比率の上限を導入しても、効果がない可能性も示唆している。この点で興味深いのは、住宅ローンにおける LTV 比率がカウンターシクリカルである。あるいは少なくともプロシクリカルではないという諸外国の知見である。例えば、住宅ローンにおける LTV 比率のプロシクリカリティは、世界金融危機前の米国では明らかではなかった（Adelino et al. 2018）。また、今回の結果は、一般均衡モデルにおいて、異なるマクロプルーデンス政策の貸出拡大と住宅価格への効果をカリブレーションした Goodhart et al.（2012）の結果とも整合的である。

4 LTV 比率と借り手企業の事後パフォーマンス

マクロプルーデンス政策の文献では、規制当局が LTV 比率に上限を設定することにより、個々の貸出のデフォルト確率（PD）やデフォルト時期待損失（LGD）が低下し、金融システム全体のリスクが低下する効果が期待されている。LTV 比率の上限規制が導入されていない日本では、この効果を直接検証することはできない。

しかし、上限規制が導入されていれば対象となっていたであろう高 LTV 比率貸出の事後パフォーマンスを計測することによって、規制の効果を推測することはできる。別の言い方をすれば、高 LTV 比率貸出のパフォーマンスが低 LTV 比率貸出よりも悪いかどうかを検証し、上限規制が、リスクチャネルを通じた金融システムの安定性への悪影響の波及を減衰させたかどうかを間接的に検証することができる。

分析手法

この分析では、処置群企業（高 LTV 比率での借入を行なった企業）と対照群企業（低 LTV 比率での借入を行なった企業）のグループを作成し、いくつかのパフォーマンス指標に基づいてパフォーマンスの変化程度を比較する。

推計結果

表 2 と表 3 は事後パフォーマンスへの効果を計測した結果である。表 2 は倒産以外の 4 つのパフォーマンス変数を用いた分析である。各列では、処置群（高 LTV 企業）と対照群（それ以外企業）の事後パフォーマンスの平均値とその差を示している。

全サンプルを用いた場合に高 LTV 企業のほうが雇用成長率で良好なパフォーマンスを示している。しかし、それ以外の変数については有

意な差は存在しない。この結果は、同じような事前特性を持つ高LTV企業と低LTV企業のパフォーマンスはほぼ同等であることを示唆する。期間を分けてみた結果でも、1990-94年の間に処置群の平均的なパフォーマンスが向上したが、その後その差はほとんどなくなっている。

表3は、事後的な倒産に関する分析の結果である。この表では、処置群と対照群企業の事後（2008年から2010年の間）における倒産率の差に関する検証結果が報告されている。

表3から、全サンプルと1990-94年のサブサンプルのみにおいて、高LTV貸出を得ている企業での倒産率が高いことがわかる。これは、期間は限られているがLTV比率に一律の上限が設定されていれば、日本ではリスクの高い貸出が行なわれることを防げた可能性があることを示唆している。一方で、1995年以降のサブサンプルでは、LTV比率の高低によって企業の信用リスクに事後的な差が生じていないことを示している。

これらの結果をまとめると、事後的な雇用の伸び、売上の伸び、ROAの増加という点では、高LTV貸出を得た企業は、バブル期やその直後の業績が悪いわけではなく、むしろ良くなっている。しかし、2008年以降の倒産に限って言えば、高LTV貸出を得た企業のほうが、その後の倒産率が高くなるという点で業績が悪化する。以上のことから、高LTV貸出を得た企業は、リスクが高いが成長している企業であると言える。

このように、高LTV比率の貸出を得た企業における事後パフォーマンスは、LTV比率への単純な上限を設けることによる意図せざる結果、すなわちリスクはあるが成長している企業への貸出が抑制される可能性を示唆している。したがって、企業向け貸出のマクロプルーデンス政策の手段としてLTV比率への上限の導入を検討する際には、政策立案者は、規制が成長企業の負債性資金へのアクセスを低下させる可能性を考慮する必要がある。

表2—高LTV比率の借入を得た企業における事後パフォーマンスへの影響

	(A) 全体サンプル	(B) 1990-1994	(C) 1995-1999	(D) 2000-2004
	DID	DID	DID	DID
従業員数変化幅				
t+1	0.143 *	0.658 ***	0.338	−0.105
t+2	0.294 **	0.931 **	0.641 **	0.036
t+3	0.292 *	1.207 **	0.622	−0.038
t+4	0.386 *	1.812 ***	0.798 *	−0.162
t+5	0.678 ***	2.231 ***	0.615	−0.069
売上高変化率				
t+1	0.007 **	0.022 ***	0.004	0.004
t+2	0.006	0.032 ***	−0.003	0.005
t+3	0.004	0.044 ***	−0.002	0.001
t+4	0.004	0.046 ***	−0.005	−0.010
t+5	0.004	0.044 ***	−0.009	−0.009
ROA変化幅				
t+1	0.001	−0.001	0.000	−0.001
t+2	0.000	0.002	0.001	−0.002
t+3	0.001	0.004 **	0.001	−0.003
t+4	0.001	0.004 **	0.002	−0.003
t+5	0.001	0.001	0.000	−0.002
自己資本比率変化幅				
t+1	0.000	−0.003 **	0.000	0.000
t+2	−0.001	−0.003	0.002	0.000
t+3	−0.001	−0.002	0.002	0.001
t+4	0.000	−0.001	0.002	0.002
t+5	0.002	−0.001	0.007 **	0.003

注）***、**、*はそれぞれ1％、5％、10％水準で係数が統計的に有意であることを示している。

表3—高LTV比率の借入を得た企業における事後パフォーマンスへの影響（倒産率）

	(A) 全体サンプル DID	(B) 1990-1994 DID	(C) 1995-1999 DID	(D) 2000-2004 DID
2008-2010年における倒産率	0.010 ***	0.014 **	0.001	0.007

注）***、**、*はそれぞれ1％、5％、10％水準で係数が統計的に有意であることを示している。

5 結論

本稿の内容は、貸出額や担保となる土地の価値はそれぞれ景気や不動産市況と順相関である一方で、その比率すなわちLTV比率は逆相関であることを示すものであった。また、高LTV比率の貸出を得た企業は、それ以外の企業よりも事後的にリスクは高いが成長速度も速いことがわかった。

不動産業と建設業向け貸出に限定した結果も、全体の分析結果と同様であった。業務用不動産を購入することの多いこれら業種への貸出は、企業向け貸出のマクロプルーデンス政策の対象として議論されることが多いため、LTV比率がカウンターシクリカルであるという結果は、重要な政策的含意を有する。

担保付貸出におけるLTV比率が景気や不動産市況と逆相関であるという結果を踏まえると、バブル期におけるLTV比率の上昇が日本における金融危機の前触れとなったというわけではないことがわかる。1980年代後半から1990年代の初頭にかけてのバブル期には、インテンシブ・マージン（不動産担保付き貸出におけるLTV比率）ではなく、エクステンシブ・マージン（不動産担保付貸出が全体の貸出に占める比率）の上昇がその後の金融危機の原因となったのかもしれない。もしくは問題だったのは、バブル期における不動産貸出ではなく、バブル崩壊期において不動産価格が下落しているにもかかわらずこれまでよりも高いLTV比率で貸出を行なった銀行行動だったのかもしれない。

現在の日本では、不動産担保を用いた企業向け貸出の割合は中小企業向けを中心に低下傾向にある。こうした変化が資金配分の効率性や金融システムの安定性にどのような含意を持つかについて、本稿で示した知見も踏まえつつ、今後とも注視を続ける必要がある。

注

1）不動産を担保とする貸出のLTV比率がバブル期前後の日本でカウンターシクリカルであったという知見は、本稿が主に扱う企業向け貸出に限らない。Horioka and Niimi（2020）は、Table2において家計の住宅ローンに関するLTV比率を全国消費実態調査に基づいて計測した結果を示している。1985年や1995年よりも1990年においてLTV比率が低くなっており、バブル期にはその前後に比してLTV比率が低下しているという点で、Ono, Uchida, Udell, and Uesugi（2021）と同じ結果を得ている。

2）それでも、バブル期に高いLTV比率の貸出を得た企業が退出して低LTV比率の企業が多く残るという生存バイアスの可能性は残る。しかしながら、バブル期における貸出のうちリスクが高く優先順位の低いものが多く残存していること、バブル期に高LTV比率の貸出を得た企業の2008年以降の倒産率は他の時期に同様の貸出を得た企業の倒産率に比して高くはないことを踏まえると、こうした生存バイアスの程度はそれほど大きなものではないと推測できる。

参考文献

Adelino, M., A. Schoar and F. Severino（2018）“The Role of Housing and Mortgage Markets in the Financial Crisis,” *Annual Review of Financial Economics*, Vol.10, pp.25–41.

CGFS（2012）“Operationalising the Selection and Application of Macroprudential Instruments,” CGFS（Committee on the Global Financial System）Papers, No.48, BIS.

FSB（2012）Principles for Sound Residential Mortgage Underwriting Practices, Browse the Compendium of Standards, Financial Stability Board, 18 April.

Goodhart, C. A. E., A. K. Kashyap, D. P. Tsomocos, and A. P. Vardoulakis（2012）“Financial Regulation in General Equilibrium,” NBER Working Paper, No. 17909.

Horioka, C.Y. and Y. Niimi（2020）“Was the Expansion of Housing Credit in Japan Good or Bad?” *Japan and the World Economy*, Vol.53, 100996.

Ono, A., H. Uchida, G.F. Udell, and I. Uesugi（2021）“Lending Pro-Cyclicality and Macroprudential Policy: Evidence from Japanese LTV Ratios,” *Journal of Financial Stability*,Vol.53, 100819.

Shimizu, Y.（2000）“Convoy Regulation, Bank Management, and the Financial Crisis in Japan,” R. Mikitani and A. S. Posen（eds.）*Japan's Financial Crisis and Its Parallels to U.S. Experience*, Institute for International Economics Special Report 13.

植村修一（2012）「マクロプルーデンス政策の観点からみた1990年代の不動産業向け融資の総量規制――クロノロジーと政策的含意」RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-019。

日本銀行（2011）「日本銀行のマクロプルーデンス面での取組み」2011年10月18日公表資料. https://www.boj.or.jp/finsys/fs_policy/fin111018a.pdf（2023年1月22日閲覧）

論文

住宅市場のリスクとリターン
空間的依存と不均質とサブマーケット

P. S. モラワカゲ／J. アール／B. リウ／E. ロカ／小村彰啓

はじめに

不動産の一種である住宅は、多くの人々にとって非常に重要な資産である。住宅投資のリスクおよびリターンを精緻に試算できるモデルの構築は、投資家や研究者を含めたステークホルダーにとって有用といえる。住宅資産市場は、犯罪率や人種分布、または、周辺施設といったその地域特有の要素が投資リスクに大きな影響を与えるといったユニーク性がある（Kiefer 2011; Peng 2016）。このため、市場全体ではなく、小さな空間単位（例えば地域）を分析対象としなければ得られない知見が多くある（Beracha and Skiba 2013）。

本稿では、住宅市場におけるリスクとリターンの動的な関係の理解を深めるため、空間的依存および不均質を踏まえて分析する。具体的には、オーストラリア国クイーンズランド州の州都を中心とする広域ブリスベン圏の住宅市場を研究対象とし、郵便番号（Postcode）を空間単位に用いて分析を行なう。

分析の結果、⑴空間的依存および不均質を考慮しない場合に経済的リスクを過大評価する一方でイディオシンクラティックを過小評価すること、⑵低価格住宅（affordable 住宅）はリスクの影響を受けにくいこと、⑶異常損失は地理的影響や直接観測できない共通ファクターの影響で生じること、などがわかった。

文献レビューの概要

先行研究では、マクロ経済関連だけでなく、住宅固有のリスク要因も住宅資産のリスクやリターンに影響を与えることが示されている。ただ、これらの多くは時系列モデルを分析に用いており（例えば、Bond et al. 2003; Melser and Hill 2019）、結果が空間的差異から生じる内生性の問題を抱合している可能性がある（Goetzmann and Spiegel 1997）。この問題を解消するため、本稿では、近年発表されたパネル分析手法である Augmented Mean Group（AMG）推定法を用いる（詳細は Eberhardt and Teal 2010を参照）。これは、パネルユニット間の相関関係の影響に対して頑健性が高く、標準的な仮定である横断的独立性に関して柔軟性が高い、という強みがある。

また、標準的な資産価格モデルでは一般的に、資産固有のリスク要因（例えば、流動性、借入資本比率や住宅投資市場における情報の非効率性など）を考慮しない。これらを加えてモデルを拡張することで、同市場のリスクとリターンの関係についての識見をさらに高められるだろう。

分析手法

本稿で用いる AMG 推定法は、Eberhardt and Teal（2010）によって構築された。彼らはこの推定法を用いて、国ごとの技術レベルの違いを考慮したうえでのマクロ生産関数の推定、そして、全要素生産性（TFP）パラメーターを表す切片の算出を行なった。

Eberhardt and Teal（2010）では、回帰変数の弾力性が断面間で異なってしまうと（換言す

モラワカゲ・スランガ・プラバス（Morawakage Suranga Prabath）豪州グリフィス大学大学院博士課程
アール・ジョージ（Earl George）豪州フェデレーション大学住宅経済学教授
リウ・ベンジャミン（Liu Benjamin）豪州グリフィス大学ビジネススクール准教授
ロカ・エルドラード（Roca Eduardo）豪州グリフィス大学ビジネススクール教授（非常勤）
小村彰啓（おむら・あきひろ）豪州グリフィス大学上級講師

れば不均一になると）、導き出される生産関数の切片を共通 TFP レベルにおける推定値とみなすことはできなくなると指摘し、その解決法として、各国固有の TFP 以外の TFP も踏まえられるよう共通ダイナミック・プロセスの拡張を提案している。

資産価格モデルにおける異常リターンを表す切片に関しても拡張を検討する必要があると考える。なぜなら、イディオシンクラティック・リスク・ファクターが空間ごとに異なるうえに、同ファクターが直接観察できない共通ファクターと相関している可能性があるためである。これらを踏まえ、AMG 推定法が本研究でも有用と考える。同推定法を用いることで、ロケーション固有の要因および国全体の投機バブル、もしくは、市場全体に影響を与えるショックによって生じる異常リターンを個々に勘案したモデルの構築が可能となる。

本研究では以下のモデルを含めた分析手法を用いる（他のモデルに関しては、本稿の元論文である Morawakage et al.（2022）を参照）

$$(r_i - r_f)_t = \alpha_i + \beta_{1i}(r_m - r_f)_t + \beta_{2i}\mathrm{Crspread}_t + \varphi_{1i}\mathrm{HRI1}_{it} + \varphi_{2i}\mathrm{HRI2}_{it} + d_i\hat{\mu}_t^{\bullet} + \varepsilon_{it}$$

ここに、$(r_i - r_f)$ は超過リターンであり、i は郵便番号（地域のプロキシ）、t は該当する四半期。なお、r は自然対数を返した四半期の住宅リターン（各四半期における住宅価格の中央値を用いて算出）。r_f はオーストラリア国３ヵ月債権証券の四半期イールド。r_m は ASX 全普通株指数の四半期リターン。Crspread は住宅ローンのクレジット・スプレッド（住宅ローン金利とオーストラリア国10年国債利回りの差）。

また、共通ダイナミック・プロセスである $\hat{\mu}_t^{\bullet}$ は、時点 t における直接観察できない住宅リターンの空間的依存から生じる共通ファクター。そして、郵便番号ごとに得られる係数 d_i は、時点 t における共通ダイナミック・プロセスの陰因子負荷である。このため、$\hat{\mu}_t^{\bullet}$ は直接観察できない時変共通ショックによって生じる異常リターンを表しているといえる。同ショックは、ある時点において全ての地域に共通するものであるが、地域ごとにショックに対する反応は異なる。これは、各地域固有の価格決定要因が存在するためである。例えば、仮に住宅市場全体の投機バブルが起点となって異常リターンが発生したとしても、周辺施設や人種分布、そして、流動性といった地域ごとに異なるファクターが存在するため、バブルに対する市場の反応は地域によって異なると考えられる。これを踏まえ、本稿では地域ごとに異なる因子負荷（d_i）を付与して AMG 推定を行なう。

HRI は住宅市場に関連する５つのリスク要因を用いた主成分分析で得られた２つのリスク指数である。これらを上述したイディオシンクラティック・リスクのプロキシーとする。主成分分析には、賃貸利回り、住宅売買が成立するまでに要した期間（住宅の販売開始時と売買成立時の差）、市中心部から住宅までの距離（各地域の中央値）、土地面積（各地域の中央値）、過去の犯罪率（２四半期遡った数値）を用いた。主成分分析によって分析に用いる変数を減らせるほか、多重共線性の問題低減も図ることができることから、今回、本分析を実施した。なお、HRI1 および HRI2 は、主成分分析の固有値を使い(2)式および(3)式によって算出した。

$$\mathrm{HRI1} = w1*\mathrm{STD}_{LA} + w1*\mathrm{STD}_{Dist} + w1*\mathrm{STD\_TOM} \quad (2)$$

$$\mathrm{HRI2} = w2*\mathrm{STD}_{Crime} + w2*\mathrm{STD\_RY} \quad (3)$$

ここに、w は各変数のウェイト（主成分分析で得られた因子負荷量）。STD は変数を基準化

していることを示している。LA は土地面積、Dist は中心部からの距離、TOM は売買成立までの期間、Crime は犯罪率、RY は賃貸利回り。

データ

住宅市場のセグメンテーション

オーストラリアには、市町村等を地域に区分するためのシステムが複数存在する。例えば、郵便番号や Australian Statistical Geography Standards（ASGS）を用いる方法など。ASGS は、住民やコミュニティーが存在する場所を踏まえた社会地理的基準であり、人口調査を含めた統計データの公表に用いられる。

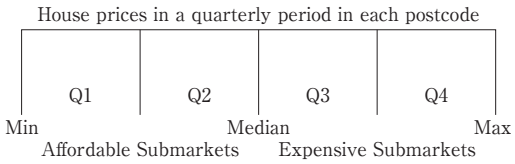
ASGS は 4 つの統計エリア階層（statistical area levels、SAs）に分かれている。SA の地域単位は面積の大小を基準にしているのではなく、居住者数を基準に決定される。SA1が最小階層で、各地域がカバーする居住者の数は平均で400人程度となっている。

一方、オーストラリアにおける郵便番号は米国の Zip コードのように、郵便物の分類を主な目的として作られたものである。１つの地域に含まれる範囲は、面積を基準とすると郵便番号のほうが SA1よりも広い。郵便番号システムは、民間不動産セクターでマーケティング目的や賃貸市場の区分に用いられているほか、学術研究でも空間分析を行なうために使われている。これらを踏まえ、本稿でも郵便番号を空間単位に用いる。

郵便番号が広く活用されている要因の１つに、郵便番号を参照することで位置の特定が可能となる、ことが挙げられる。このような学術界や業界での慣行から、データの発行元も郵便番号を基準に市場データを公表している。

次に、いかにして各郵便番号内の住宅市場をさらなるサブ市場に分けるのかを図１で説明する。郵便番号で分けられた各地域には、平均して117件/四半期の売買データが含まれている。この郵便番号別売買データを四半期ごとに４つの価格帯に分ける（図上で Q1－4）。そして、下位の価格帯（Q1－2）を Affordable サブ市場

図１―サブ市場の定義



（入手可能な価格帯の市場）とし、上位の価格帯（Q3－4）を高価格帯のサブ市場とする。分析には、各価格帯および地域における四半期ベースでの住宅価格の中央値を特定し、それら価格の四半期対数変化率を用いる。

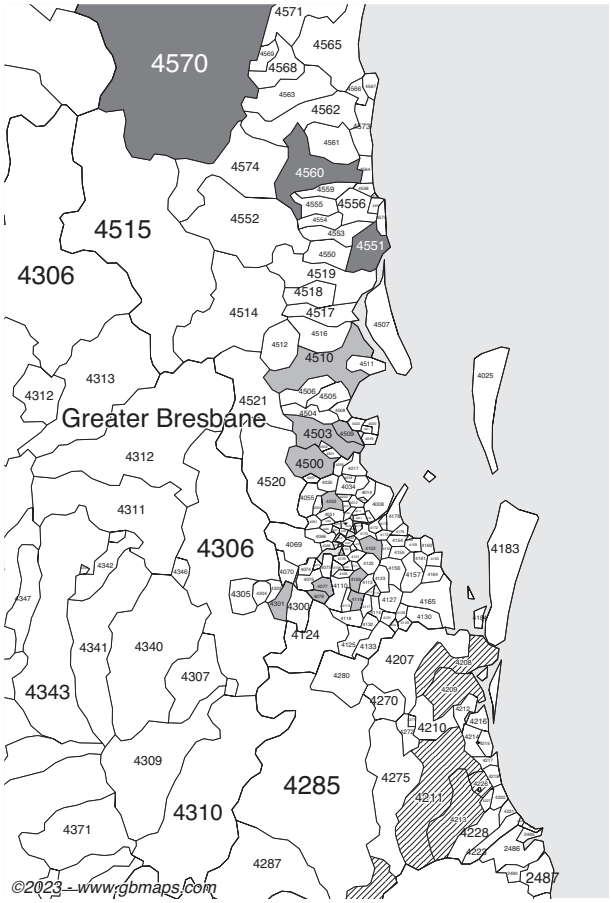
標本に含まれる郵便番号

上述の通り、郵便番号はオーストラリアにおける不動産分野の学術研究や業界分析に広く用いられてきた。本分析の住宅市場データは、the Australian Urban Research Infrastructure Network（AURIN）データベースから取得する。図２に示すように、広域ブリスベン圏に含まれる３つの市（ブリスベン市、ゴールド・コースト市、サンシャイン・コースト市）に属する20個の郵便番号内における住宅売買データを本稿の分析対象とする。郵便番号は、人口および一軒家の割合を踏まえて決定した。なお、オーストラリア全世帯の73％程度が３～４つの寝室付きの一軒家であることを踏まえ、本稿では、寝室が３～４部屋ある一軒家のみを分析対象とする。本標本は、広域ブリスベン圏全体の人口ベースで34％、そして、世帯ベースで32％に相当する。

標本

サンプル期間は2010年１月～2019年12月で、同期間に行なわれた９万3869件の住宅売買データを収集した。分析には、上述の方法で算出した郵便番号別価格帯別の中央売買価格の四半期変化率と、オーストラリア国財務省３カ月短期証券利回りとの差を(1)式の超過リターンとして用いる。なお、分析は価格帯グループごとに行なう。よって、各回帰分析には780個の標本（39個の四半期×20個の郵便番号）が含まれる。

図 2―サンプルデータの範囲



注）うすいグレーで示した郵便番号はサンシャイン・コースト市内で本分析に含まれる地域、濃いグレーはブリスベン市内で含まれる地域、斜線はゴールド・コースト市内で含まれる地域である。サンプル全体で20の郵便番号地域を分析対象とする。

分析結果の概要

まず、本分析で用いる変数の記述統計を表1に示す。標本は、売買価格を基準に4つのサブ市場に分類している。Q1は売買価格が下位25%の住宅で構成されており、Q4は同上位25%の住宅で構成されている。

次に、同推定法の有用性をみるため、イディオシンクラティック・リスク（HRI指数）のみを含めたモデル（FE-OLSモデル）、これに空間的不均質を加えたモデル（MGモデル）、さらに、これらに共通ダイナミック・プロセスを勘案したAMG推定法モデルを使って回帰分析を行なった（結果は表2を参照）。なお、この分析には、サブ市場に分類する以前のデータを使用。

結果、HRI1およびHRI2の係数の統計的有意性が、FE-OLSモデルに比べてMGモデルやAMGモデルで高く、空間的依存および不均質が住宅資産におけるイディオシンクラティック・リスクに影響を与えていることが読み取れる。加えて、空間的依存および不均質を含めない場合、イディオシンクラティック・リスクや負の異常リターン（すなわち異常損失）が過小評価される一方、株式マーケット要因（Market beta）は過大評価されることが示された。

続いて、平均二乗偏差（RMSE）を観察し、モデルの適合度を比較する。同偏差の値はFE-OLSモデルの0.0494に対して、MGモデルは0.0465、AMGモデルは0.0421となっている。偏差値とモデルの適合度は負の関係にあるため、3つのなかでAMGモデルが最上のモデルであることがわかる。

これらの結果から、当初の見方通り、住宅市場のリスクや異常リターンの分析には、直接観察できない要因も正確に組み入れられるAMG推定法が最適であると考える

また、株式市場におけるマーケット・リスク・プレミアムでは住宅の超過リターンをうまく説明できない、との結果も得られたことを踏まえると、住宅資産によって分散投資効果を投資家が得られる可能性がある。なお、マーケット・リスク・プレミアムと住宅資産の超過リターンの関係について、いくつかの先行研究（例えば、Bond et al. 2003; Milcheva et al. 2020）で肯定されている一方、Case et al.（2011）を含めた研究では、特に都市部における住宅資産のリターンとの関係について否定されている。

クレジット・スプレッドの影響に関して、空

表 1 ―記述統計表

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
r_{it} Q 1	780	0.390%	5.237%	-32.996%	28.825%
r_{it} Q 2	780	0.360%	4.424%	-17.934%	20.988%
r_{it} Q 3	780	0.370%	5.870%	-32.231%	30.167%
r_{it} Q 4	780	0.404%	9.280%	-55.207%	51.589%
r_{it} Overall	780	0.370%	4.857%	-23.507%	22.891%
Equity Market Premium	39	0.204%	6.063%	-15.191%	8.861%
Credit Spread	39	2.367%	0.709%	1.041%	3.818%
Time on the Market Q 1	780	58	31	11	238
Time on the Market Q 2	780	51	30	7	222
Time on the Market Q 3	780	51	33	3	249
Time on the Market Q 4	780	62	46	0	384
Time on Market Overall	780	53	25	12	188
Distance to CBD Q 1	780	19.482	14.018	4.566	66.518
Distance to CBD Q 2	780	19.492	14.059	3.349	66.447
Distance to CBD Q 3	780	19.436	14.168	3.812	69.554
Distance to CBD Q 4	780	19.595	13.972	3.079	71.288
Distance to CBD Overall	780	19.470	14.060	4.250	65.720
Land Size Q 1	780	590	146	225	1389
Land Size Q 2	780	632	152	260	2210
Land Size Q 3	780	859	895	320	8752
Land Size Q 4	780	2119	5371	400	75570
Land Size Overall	780	701	320	320	5034
Rental Yield	780	4.712%	0.640%	2.985%	6.155%
Crime Rate	780	1.252%	0.448%	0.471%	3.414%

注）すべてのデーターは四半期ベース。標本は四半期ごとに売買価格を用いて４つサブ市場に分類している（Q1－Q4）。Q1は売買価格が下位25%の住宅で構成されており、Q4は同上位25%の住宅で構成されている。r_{it}は郵便番号 i における時点 t での四半期住宅リターン、Credit Spread は住宅ローンのクレジット・スプレッド（住宅ローン金利とオーストラリア国10年国債利回りの差）、Equity Market Premium は r_m（ASX 全普通株指数の四半期リターン）と r_f（オーストラリア国３ヵ月債権証券の四半期イールド）の差、Distance to CBD は市中心部からの距離（㎞）、Land Size は土地面積（㎡）、Rental Yield は住宅の賃貸利回り、Time on the Market は住宅売買が成立するまでに要した日数。

間的依存、もしくは共通ファクターを制御していない MG モデルでは有意との結果が得られた。一方、空間的依存を踏まえた AMG モデルでは有意な結果を得られなかった。これは、空間的依存を制御しなければ分析モデルが不正確なものとなることを示している。なお、郵便番号ごとに個別の分析を行なってもクレジット・スプレッドは統計的に有意ではないとの結果となった（表３）。本分析結果は、関連する研究の議論発展に繋がると考える。

例えば、Case et al.（2011）では、供給の非弾力性の影響から金利の低下が住宅価格を押し上げるとしているほか、Pedersen et al.,（2014）では、住宅資産は借換リスクにさらされるため、不動産の期待リターンは金利の変動に敏感に反応するとしている。一方、Case and Shiller（1989）では、本分析結果と同様に、実質金利は一戸建て住宅の価格に影響を与えないとしている。

表２ではさらに、HRI2 は超過リターンに対して有意なマイナスの影響があるとの結果が AMG 推定法モデルで得られた。HRI2 の構成要因を踏まえると、犯罪率の上昇は超過リターンの低下につながることとなる。これは、Klimova and Lee（2014）の分析結果と一致する。多くの先行研究（例えば、Gibbons and Machin 2008; Kiefer 2011）では、犯罪率が高まることで住宅価格が低下するとしている。このような結果を踏まえると、超過リターンと犯罪率の関係は住宅価格の低下を介している可能性がある

表 2―回帰分析結果（異なるパネル推定法の比較）

Variable	FE	MG	AMG
Market beta(β_1)	0.050*	0.035	0.001
	(0.0297)	(0.0258)	(0.0284)
Credit Spread(β_2)	0.303	0.700**	−0.057
	(0.2921)	(0.2058)	(0.0284)
HRI1 (ψ_1)	−0.005	−0.028***	0.004
	(0.0035)	(0.0074)	(0.0088)
HRI2 (ψ_2)	−0.005	−0.010**	−0.034***
	(0.0042)	(0.0050)	(0.0064)
Common Dynamic Process (d_i)			0.955***
			(0.1175)
Abnormal loss/gain (α_i)	−0.015**	−0.044***	−0.058***
	(0.0071)	(0.0077)	(0.0119)
RMSE	0.0494	0.0465	0.0421
Slope homogeneity (p-value)		0.011	

注）本分析に用いた式は以下の通り、$(r_i - r_f)_t = \alpha_i + \beta_{1i}(r_m - r_f)_t + \beta_{2i}Crspread_t + \varphi_{1i}HRI1_{it} + \varphi_{2i}HRI2_{it} + d_i\hat{\mu}^*_t + \varepsilon_{it}$。FE では固定効果モデル、MG では Mean Group モデル、AMG では Augmented Mean Group モデルを用いて分析を行なった。RMSE は平均二乗偏差。括弧内の値は標準偏差であり、***、** および * は統計的有意性の高さ（1%、5%、10%）をそれぞれ示している。

表 3―郵便番号別の回帰分析結果（AMG 推定法モデルを使用）

Postcode	Market beta (β_1)	Credit Spread	HRI 1	HRI 2	Common Dynamic Process	Abnormal loss/ gain (α_i)
4053	0.0680	−1.0448	−0.0045	−0.0025	0.6891**	−0.0166
4077	0.1757	0.5269	−0.0592	−0.0246	0.5396	−0.0620
4078	−0.0601	−1.0549	0.0290	−0.0079	0.7589**	0.0144
4109	0.0244	−1.0941	0.0286	−0.0474**	1.2328**	−0.0333
4116	0.0723	1.0412	−0.0539	−0.0043	−0.2538	−0.0518
4152	0.0102	−0.9624	0.0354	−0.0457*	0.9957**	−0.0456
4208	0.0630	−1.6990	0.0180	−0.0099	1.0724**	−0.0179
4209	0.0050	0.9430	−0.0143	−0.0173	0.4141	−0.0515*
4211	0.0547	1.6506	−0.0437*	−0.0484**	0.5439*	−0.1010**
4213	0.1160	0.8518	0.0115	−0.0463**	1.2010***	−0.1231**
4214	−0.0456	−0.3529	0.0045	−0.0088	0.5847	−0.0110
4226	−0.0296	0.3775	0.0505*	−0.0598**	1.364639**	−0.0040
4301	0.0417	−0.8710	0.0075	−0.0156	0.7066**	−0.0009
4500	0.1589	0.8898	−0.0914**	−0.1169**	0.8746	−0.1617*
4503	−0.0989	−0.6502	0.0336*	−0.0598**	1.6073***	−0.0582**
4509	−0.0670	0.3683	−0.0083	−0.0274	0.5600	−0.0573
4510	0.0818	−2.0773	0.0486**	−0.0239	2.0668***	−0.0823*
4551	−0.0945	−0.5573	0.0451	−0.0366**	1.1292**	−0.0405
4560	−0.0417	−0.1612	0.0291	−0.0076	1.3465**	−0.0635*
4570	−0.4240	2.7458	0.0070	−0.0678**	1.6734**	−0.1920**

といえる。

また、HRI2 の係数は、賃貸利回りの上昇が住宅の超過リターンの低下につながることも示している。賃貸利回りは不動産価格バリュエーションの割引率に用いられる（Davis et al. 2008）。これが本分析結果に反映されていると考える。

価格帯別分析の結果

価格帯別分析では、サブ市場によってリスク

表 4―価格帯別の回帰分析結果（AMG 推定法モデルを使用）

Variable	Q 1	Q 2	Q 3	Q 4
Market beta (β_1)	0.001 (0.0339)	0.004 (0.0253)	−0.003 (0.0215)	−0.007 (0.0409)
Credit Spread (β_2)	−0.254 (0.2410)	−0.197 (0.1844)	−0.116 (0.2324)	0.104 (0.4243)
HRI1 (ψ_1)	−0.002 (0.0080)	0.041*** (0.0111)	0.005 (0.0065)	0.045 (0.0981)
HRI2 (ψ_2)	−0.012** (0.0042)	−0.026*** (0.0041)	−0.040*** (0.0066)	−0.016* (0.0106)
Common Dynamic Process (d_i)	0.974*** (0.1292)	0.960*** (0.0632)	0.894*** (0.0938)	1.026*** (0.1834)
Abnormal loss/gain (α_i)	−0.019** (0.0095)	−0.040*** (0.0090)	−0.059*** (0.0128)	−0.061 (0.0727)

要因が超過リターンに与える影響が異なることが示された（表 4 を参照）。マーケット・プレミアムやクレジット・スプレッドは、個別のサブ市場においても有意な結果を得られなかった。しかし、イディオシンクラティック・リスク要因や HRI2 は、すべてのサブ市場において住宅の超過リターンに影響を与えるとの結果となった。他方、HRI1 は比較的 Affordable な市場（Q2）の超過リターンのみに有意な影響を与える、との結果が得られた。

HRI1 の結果から、土地面積や市中心部からの距離、そして、不動産売買が成立するまでに要した期間は、比較的 Affordable なサブ市場（Q2）の超過リターンを向上させる効果があることがわかる。これは、都市部から遠く、かつ面積の広い住宅ほど販売に時間を要するものの、利益向上がこれの埋め合わせとなることを示している。なお、この結果は先行研究（Anglin et al. 2003や Cheng et al. 2008など）と一致する。

また、各リスク要因が与える影響の度合いに関して、高価格帯（Q3）のほうが住宅固有のリスク要因の影響を受けやすいことがわかった。総じて、最も Affordable なサブ市場（Q1）がリスク要因の影響を最も受けにくいことが示された。共通ダイナミック・プロセスは、すべてのサブ市場において有意な結果が得られた。直接観察できないファクターの重要性が本分析によって示された。

最後に、異常リターンは、最も高い価格帯（Q4）を除くすべての価格帯でマイナスの有意な結果となった。影響の度合いに関しては、低価格帯ほど低いとの結果となった。

おわりに

本稿では、広域ブリスベン圏における住宅市場のリスクとリターンの関係を、2010～2019年の住宅売買データを用いて分析した。本稿で採用した AMG 推定法は、空間的依存および不均質を踏まえた頑健性の高い計量経済学分析手法である。われわれが知りうる限り、同推定法を本稿のような目的で用いた先行研究はない。

分析によって、各地域固有の要因が負の異常リターン発生に影響を与えること、直接観察できない共通ファクターが正の異常リターン発生に寄与することが明らかになった。また、ファンダメンタル要因を制御して分析を行なうことで、住宅市場で超過リターンが発生する際の投機筋の役割が示された。さらに、空間的依存を考慮しないモデルではマーケット・リスクを過大評価してしまう一方、イディオシンクラティック・リスクを過小評価してしまうこともわかった。

次に実施した価格帯別のサブ標本分析では、Affordable な住宅市場ほどリスク要因の超過リターンへの影響が小さいことがわかった。また、空間的依存および不均質を踏まえることで、

すべての価格帯別サブ市場において、リスク要因による影響や異常リターンを推計する際の正確性が高められることが示された。

これらの分析結果は、投資家や政策立案者が有効な意思決定を下す手助けとなると考える。具体的には、住宅の超過リターンがイディオシンクラティック・リスクの影響を多大に受けることが示されたため、投資家らは空間単位ごとに分析を行なう必要性を認識することになるだろう。また、Affordable な住宅市場の分析結果は、投資家の同市場への投資を促すと考える。

最後に、本稿の分析結果を受けて、投資家や政策立案者は、住宅市場を単一市場と捉えるのではなく、国全体の住宅市場をサブ市場（例えば、価格帯別）や空間単位（例えば、郵便番号）の集合体とみる必要があるだろう。

参考文献

Anglin, P. M., R. Rutherford, and T. M. Springer（2003）"The Trade-off between the Selling Price of Residential Properties and Time-on-the-market: The Impact of Price Setting," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.26(1), pp.95–111.

Beracha, E., and H. Skiba（2013）"Findings from a Cross-sectional Housing Risk-factor Model," *The Journal of Real Estate Finance and Economics,* Vol.47(2), pp.289–309.

Bond, S. A., G. A. Karolyi, and A. B. Sanders（2003）"International Real Estate Returns: A Multifactor, Multicountry Approach," *Real Estate Economics*, Vol.31(3), pp.481–500.

Case, K., J. Cotter, and S. Gabriel（2011）"Housing Risk and Return: Evidence from a Housing Asset-pricing Model," *The Journal of Portfolio Management,* Vol.37(5), pp.89–109.

Case, K. E., and R.J. Shiller（1989）"The Efficiency of the Market for Single Family Homes," *The American Economic Review,* Vol.79(1), pp.125–137.

Cheng, P., Z. Lin, and Y. Liu（2008）"A Model of Time-on-market and Real Estate Price under Sequential Search with Recall," *Real Estate Economics,* Vol.36(4), pp.813–843.

Davis, M. A., A. Lehnert, and R. F. Martin（2008）"The Rent-price Ratio for the Aggregate Stock of Owner-occupied Housing," *Review of Income and Wealth,* Vol.54(2), pp.279–284.

Eberhardt, M., and F. Teal（2010）*Productivity Analysis in Global Manufacturing Production,* Retrieved from https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:ea831625-9014-40ec-abc5-516ecfbd2118/download_file?safe_filename=paper515. pdf&file_format=application%2Fpdf&type_of_work=Working+paper

Gibbons, S., and S. Machin（2008）"Valuing School Quality, Better Transport, and Lower Crime: Evidence from House Prices," *Oxford Review of Economic Policy,* Vol.24(1), pp.99–119.

Goetzmann, W. N., and M. Spiegel（1997）"A Spatial Model of Housing Returns and Neighborhood Substitutability," *The Journal of Real Estate Finance and Economics,* Vol.14(1–2), pp.11–31.

Kiefer, H.（2011）"The House Price Determination Process: Rational Expectations with a Spatial Context," *Journal of Housing Economics,* Vol.20(4), pp. 249–266.

Klimova, A., and A. D. Lee（2014）"Does a Nearby Murder Affect Housing Prices and Rents? The case of Sydney," *Economic Record,* Vol.90, pp.16–40.

Morawakage, P. S., G. Earl, B. Liu, E. Roca, and A. Omura（2022）"Housing Risk and Returns in Submarkets with Spatial Dependence and Heterogeneity," *The Journal of Real Estate Finance and Economics,* doi:10.1007/s11146-021-09877-7

Melser, D., and R. J. Hil（2019）"Residential Real Estate, Risk, Return and Diversification: Some Empirical Evidence," *The Journal of Real Estate Finance and Economics,* Vol.59(1), pp.111–146.

Milcheva, S., Y. Yildirim, and B. Zhu（2020）"Distance to Headquarter and Real Estate Equity Performance," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Springer online publication. https://doi.org/10.1007/s11146-020-09767-4

Pedersen, N., S. Page, and F. He（2014）"Asset Allocation: Risk Models for Alternative Investments," *Financial Analysts Journal,* Vol.70(3), pp.34–45.

Peng, L.（2016）"The Risk and Return of Commercial Real Estate: A Property Level Analysis," *Real Estate Economics*, Vol.44(3), pp.555–583.

不動産価格における波及効果 心理的瑕疵物件に関する興味深い事例

Bhattacharya, U., D. Huang, and K. M. Nielsen（2021）“Spillovers in Prices: The Curious Case of Haunted Houses,” Review of Finance, Vol.25(3), pp.903-935.

はじめに

本稿では、当該の部屋もしくはその部屋が属する建物内（あるいはその周辺）で人が亡くなった物件、いわゆる心理的瑕疵物件／事故物件の外部不経済について、最新の実証研究を紹介する。心理的瑕疵とは、その建物や部屋の内部に物理的な欠損（物理的瑕疵）はないが、その物件に住むにあたり、心理的な嫌悪感をもたらすものをいう。従来、周辺に犯罪者や反社会的勢力が住んでいるかどうかといったことが心理的瑕疵として考えられてきたが、近年、過去に何らかの理由により人が亡くなった事実もまた、心理的瑕疵の一つとして認識されはじめている。なお、本稿では、事故物件と呼称を統一する。

多くの国で、物理的瑕疵や心理的瑕疵の存在は、「重要事項」として不動産取引の際には購入者／賃借者には伝えられなければならないとされている。たとえば、日本では、宅地建物取引業法35条において、「重要事項」を伝える義務を定め、同法47条において、そうした事実を故意に伝えないことを禁止している。これらを合わせて、告知義務と呼ばれる。

他方で、過去に人が亡くなった事実の扱いは明確になっていない場合が多く、香港（Chang and Li 2018）、カナダ（Spotswood 2018）や日本（中戸 2019）などにあるように、しばしば裁判に発展している。こうした現状は、各国の文化的要因もあるが、ほとんどの国で事故物件に関する公的統計の整備が進んでおらず、実証的な研究が非常に限られていることも一因だと考えられる。

よって、近年は、不動産会社や事故物件に関する第三者情報投稿サイトによって収集された情報を活用し、事故物件やその周辺の物件の価格に対してどのような影響を及ぼしたかを定量的に検証する研究が表れている。Chang and Li（2018）は香港の不動産市場を対象に、さまざまな民間不動産情報サイトなどから事故物件情報を収集し、自殺、殺人や事故死が生じた物件の不動産価値は約25％低下すること、自殺が生じた部屋と同一建物内の他の部屋の価格も１～３％程度低下することなどを明らかにした。Sadayuki（2020）もまた、事故物件に関する民間情報サイトを活用し、東京都の賃貸物件市場を対象として、殺人が発生した物件の周辺の物件の賃料が４～５％程度低下することが示された。また、矢島・定行（2022）は、外部不経済の推計はしていないが、日本の投稿サイト「大島てる」における事故物件投稿情報の傾向を分析している。

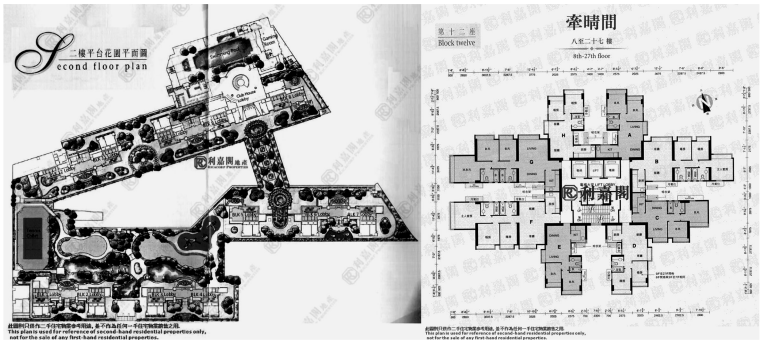
本稿で紹介する Bhattacharya et al.（2021）（以下、本論文）は、香港の不動産市場を対象に、殺人、自殺、事故死およびその他の４種の事件が、その物件および周辺の物件の取引価格にもたらす影響を検証している。さらに、事件発生の不動産価格への影響が需要サイドの反応によるものか、供給サイドの反応によるものかの特定を試みている。

本論文の主要な結論は以下の通りである。まず、事件発生の不動産価格への影響は、発生した部屋への影響が最も大きく、価格が２割程度下落する。また、事件発生の影響は周辺の部屋へも波及するが、その影響は事件が発生した部屋から離れるほど小さくなり、同一建物内で、４階層程度離れれば有意な影響は確認されない。また、事件種別に影響を見てみると、殺人の負の影響が最も大きい。さらに、事件発生に対する供給サイドの反応は大きくなく、不動産価格への影響は需要サイドの反応で説明されることがわかった。

香港の不動産市場と推定に使用するデータ

香港の住宅市場には、公的部門と民間部門があり、民間部門は５割程度の市場シェアがある。しかし、公的部門にさまざまな規制や補助金があるため、本論文は、民間市場のみを分析対象としている。また、香港は、急こう配な土地が多く、さらに近年の急激な人口の増加により、高層住宅ビルの建築と集積が

図1—香港の高層ビル群の構造



$$y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma' X_{it} + \theta' H_{it>k} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、iは物件でありtは年-月（2000-2015）である。被説明変数y_{it}は、床面積で除した取引価格の対数である。α_iは物件固定効果、β_tは取引の年－月固定効果である。X_{it}は物件の属性に関する変数ベクトル、$H_{it>k}$は、事故物件に関する変数ベクトルで、モデルにより最大7種の変数が含まれる。

進んでいる地域である。最も人口密度が高い観塘区では、1㎢当たり、約5.7万人が住んでいる。

こうした背景により、香港の不動産市場にはいくつかの特徴がある。また、図1は、本論文のオンライン付録から住宅ビルに関する図を抜粋している。まず、香港では、複数の同一構造の高層住宅ビルが、駐車場などのアメニティを共有し、一つの住宅ビル群を構成している（estate、図1左部参照）。各住宅ビル（図1ではBLKと表記）は、通常、ロビーを共有する20～80階層（floor）で構成され、各階層は4～8戸の物件（unit）で構成されるとともに、エレベーターと階段を共有している（図1右部参照）。この、各階層を構成する一つ一つの物件が、本論文の分析単位である。

このようにアメニティや構造が均質化された住宅ビル群のデータを使用することで、事故物件の発生が不動産価格に及ぼす影響をより正確に明らかにできる。本論文では、2000年から2015年までの民間市場における物件の取引に関する月次データを活用し、最大のサンプルサイズは105万6908である。また、本論文では、殺人、自殺、事故死およびその他の4種類の事件の影響に着目し、それぞれ21件、910件、73件および28件、合計で1032件である。最も多いのは自殺であり、9割程度を占めている。

推定モデルと結果1　事件発生の外部性

事件発生がその物件および周辺の物件の不動産価格に及ぼした影響を明らかにするために、本論文で用いられた主要なモデルは以下である。

事故物件に関する変数ベクトルの説明をする。まず、Haunted unitは、事件が発生した物件について、発生時点k以降に1を取るダミー変数であり、その物件の価格に対する影響を捉える。次に、Haunted floorは事故物件と同一階層における、事故物件以外の物件で1を取るダミー変数であり、同一階層内の波及効果を捉える。さらに、Same block, proximity to haunted floor（one－three floors）およびSame block, proximity to haunted floor（four－six floors）は、それぞれ事故物件の階層から上下1～3階層および4～6階層の階層で1を取るダミー変数であり、近隣階層への波及効果を捉える。また、Haunted blockは、事故物件と同一ビルにおけるk時点の事故物件の数であり、同一ビル内の波及効果を捉える（ただし、事故物件とその同一階層の物件についてはゼロ）。これらに加えて、周辺のビルやビル群への波及効果を見る変数として、まず、Same block, neighbor to hautend blockは事故物件を有するビルの隣接ビルについて、k時点の事故物件の数、Haunted estateは事故物件とアメニティを共有するビル群（図1左部のようなビル群）における、k時点の事故物件の数である（ただし、事故物件およびその同一ビル内の物件についてはゼロ）。それぞれ、事故物件（を有するビル）から周辺ビルに対する波及効果を捉える。

住戸の属性として投入されているのは、内寸、ビルの築年数、一次取引かどうか、駐車場が取引に含まれるかどうかである。さらに、取引時点の年－月

表1—主要な推定結果

		事件種別の影響			
		殺人以外	殺人	自殺	事故とその他
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Haunted unit	−0.1910***	−0.1883***	−0.3443***	−0.2049***	−0.1239
	(0.0282)	(0.0308)	(0.1012)	(0.0300)	(0.0757)
Haunted floor	−0.0894***	−0.0939***	−0.1923**	−0.1065***	−0.0482
	(0.0211)	(0.0243)	(0.0566)	(0.0237)	(0.0457)
Haunted block	−0.0622***	−0.0731***	−0.1015*	−0.0823***	−0.0598*
	(0.0151)	(0.0183)	(0.0566)	(0.0176)	(0.0348)
Haunted estate	−0.0129***	−0.0142***	−0.0470	−0.0260***	−0.0084***
	(0.0041)	(0.0044)	(0.0396)	(0.0056)	(0.0247)
Same block, proximity to haunted floor (one-three floors)	−0.0206**				
	(0.0095)				
Same block, proximity to haunted floor (four-six floors)	−0.0135				
	(0.0089)				
Same estate, neighbor to haunted block	−0.0195				
	(0.0185)				

注）カッコ内は、ビル群でクラスタリングされた頑健標準誤差である。***p＜0.01、**p＜0.05、*p＜0.1。省略されている説明変数は、内寸、ビルの築年数、一次取引かどうか、および駐車場が取引に含まれるかどうかである。また、物件固定効果および年-月次固定効果が投入されている。観測数はいずれも1056918。修正済R^2はいずれも約0.98。

次ダミー変数も投入されている。

表1に、主要な推定結果（列1）の他、事件種別の違いに関する推定結果（列2−5）を抜粋してまとめている。まず、列1を見ると、事故が発生した物件の価格は、事故発生後に約19.1%低下し、事故物件を除いた同一階層の物件の価格は約8.9%低下、事故が発生した階層を除いたビルの価格は約6.2%低下、事故が発生したビルを除いた不動産の価格は約1.3%低下する。また、事故物件がある階層から上下1〜3階層では、約2.1%価格が下落するが、それより上下4〜6階層では有意な影響は確認できない。また、隣接したビルへの有意な影響も見られない。本稿では割愛するが、こうした結果について、観測期間中に竣工したビル群のみに分析サンプルを限定した場合、取引回数固定効果を投入した場合や事故物件に関する変数の組み合わせによって、大きく変化しないことが確認されている。

列2から5は、事故物件として参照する事件の定義を変更した場合の分析結果である。これを見ると、物件価格に最も大きな負の影響を持つのは殺人である。また、殺人を除外した場合や、殺人以外の事件種についても、同様に有意な負の影響が見られる。これらの影響は、列1の分析結果と同様、事故物件との距離が離れるほど小さくなることがわかる。

推定モデルと結果2
需要ショックと供給ショック

本論文は、追加の分析として、事件発生の価格に対する影響は需要と供給側のどちらによるかの特定を試みている。本論文によれば、事件発生の外部不経済は、大きく次の2つによるものだとされる。第1に、需要ショック、つまり、事件の発生が、近隣物件の知覚的な価値に負の影響を及ぼすというものである。第2に、供給ショック、これは価格圧力や投げ売りとも呼ばれ、投げ売りされた物件価格を見ることで、近隣物件の潜在的な購買者たちが留保価格を低く設定しなおしてしまう、というものである。

本論文は、以下のようなモデルにより、これらショックを説明している。まず、物件の需要Dを価格Pの関数とし、次のように定義する。ただしすべての物件特性は同一とする。

$$D = H + k - cP \quad (2)$$

ここで、Hは（その物件自体もしくは近隣物件が）事故物件であるときに−a、そうでない場合に0となり、人の死による価値の下落をとらえる。kは定数項で、物件の質を捉える。−cは価格に対する反応の大きさである。

次に、短期の物件供給量Sについて、

$$S = F + j \quad (3)$$

とする。jは定数項で、物件の短期的供給量が価格によらず一定であることを意味する。また、Fは投

げ売りされる場合に＋bとなり、そうでない場合に0となる。

上記2つの式より、均衡価格は以下のようになる。

$$P^* = \frac{(H+k)-(F+j)}{c} \quad (4)$$

もし、物件が事故物件となり、しかしまだ売れていない場合、価格は$\frac{a}{c}$だけ下落する（H＝－a、F＝0）。需要ショックは、この下落幅によって捉えられる。さらに、事故物件が投げ売り価格によって売却された場合、価格は$\frac{(a+b)}{c}$だけ下落（H＝－a、F＝b）し、これと先の需要ショックの差$\frac{b}{c}$が供給ショックである。

このように表現された需要ショックと供給ショックについて分析するために、本論文で用いられたのが以下のモデルである。

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma' X_{it} + \theta H_{it>k} + \lambda * \text{Haunted unit sold}_{it>k} * H_{it>k} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(1)式との違いは、Haunted unit sold$_{it>k}$と$H_{it>k}$の交差項が投入されていることである。Haunted unit sold$_{it>k}$は事故が発生した後に売却された場合に1をとるダミー変数である。このようにして、事件発生前かつ売却の影響（需要ショック）がθによってとらえられ、投げ売りによる影響（供給ショック）がλによってとらえられる。

表2は、上記の式(6)に関する主要な推定結果を示している。これによると、事件が発生した階層、同一ビルおよび同一ビル群のダミー変数の係数は負で有意だが、すべての交差項の係数は有意ではない。これらの結果は、事件発生による外部性は、基本的に需要ショックによることを示唆する。各需要ショックの大きさは、約9.9%、約8.5%および約2％である。

表2―需要ショックと供給ショックに関する推定結果

	(1)
	すべてのサンプル
Haunted floor	−0.0994*** (0.0263)
Haunted floor* Haunted unit sold	−0.0010 (0.0275)
Haunted block	−0.0849*** (0.0191)
Haunted block* Haunted unit sold	0.0142 (0.0196)
Haunted estate	−0.0215** (0.0086)
Haunted estate* Haunted unit sold	0.0078 (0.0081)

注）カッコ内は、ビル群でクラスタリングされた頑健標準誤差である。*** p＜0.01、** p＜0.05、* p＜0.1。省略されている説明変数は、内寸、ビルの築年数、一次取引かどうかおよび駐車場が取引に含まれるかどうかである。また、物件固定効果および年-月次固定効果が投入されている。観測数はいずれも1056918。修正済R^2は0.979。

まとめ

本論文では、香港の民間不動産市場のデータを用いて、殺人、自殺、事故死およびその他の事件に着目し、人が亡くなる事件の発生（事故物件）が不動産取引価格に及ぼす負の外部性を検証した。分析の結果、事件が生じた物件およびその周辺の物件の取引価格は大きく下落することがわかった。また、その影響の大きさは殺人で最も大きい。さらに事故物件の負の外部性は、基本的に需要側の反応で説明されることが明らかになった。

事故物件の不動産市場への影響と、告知義務における扱いは、アジア圏を中心として徐々に関心が高まり、実証研究も増えている。特に、高齢化と単身世帯の増加が進む日本では孤独死の発生も懸念され、今後ますます重要性が高まると考えられる。さらなる実証研究の積み重ねが期待される研究分野である。

参考文献

Chang, Z., and J. Li (2018) “The Impact of In-house Unnatural Death on Property Values: Evidence from Hong Kong,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.73, pp.112–126.

Spotswood, J. (2018) “Canada: Real Property Stigma And The Duty To Disclose,” *Mondaq*, https://www.mondaq.com/canada/real-estate/687544/real-property-stigma-and-the-duty-to-disclose (Accessed 09 Aug. 2022)

Sadayuki, T. (2020) “The Externality of a Mortality Incident within an Apartment Building: Cases of Homicide, Suicide and Fire Deaths,” *Environmental Economics and Policy Studies*, Vol.22(1), pp.21–38.

中戸康文（2019）「続・心理的瑕疵に関する裁判例について」RETIO、第112号、60–89頁。

矢島猶雅・定行泰甫（2022）「住宅の心理的瑕疵に関する投稿情報の実態把握――事故物件公示サイト「大島てる」の活用」『日本建築学会技術報告集』第28巻69号、976–981頁。

矢島猶雅
成城大学経済学部専任講師

◉『賃貸住宅入居者の負担軽減に関する研究　報告書』

令和５年１月 PDF リポートとしてオンライン公開

単身高齢世帯などの住宅確保要配慮者の増加に向けた政策対応や、新婚・子育て世帯を支援する少子化対策への要望などから、賃貸住宅入居者に対する負担軽減策に関心が集まっている。こうした背景から、日本住宅総合センターは国土交通省提案調査として、賃貸住宅入居者の負担軽減、特に家賃助成を行う際のあり方や課題等について海外事例を中心に整理を行なった。

調査に当たって、当センターが平成24年12月にまとめた「欧米主要国における家賃補助制度および公共住宅制度等に関する調査研究」のうち、受給者の状況および制度などについて、ウェブ情報や最新文献、現地研究機関への再委託などに基づき更新した。

また、わが国の地方公共団体による家賃助成制度に関する最新情報について、一般社団法人移住・交流推進機構による2018年度版「知らないと損する地方自治体支援制度」（https://www.iju-join.jp/feature_exp/065.html）の「住まい」の部分を参照し状況を把握するとともに、平成21年12月～平成22年１月に国土交通省が実施した全市町村・全特別区向けに実施したアンケート調査結果を再掲して分析した。

上記の調査研究を参考に、学識経験者６名に対するヒアリングを実施し、わが国では、どのような家賃助成制度を設けることが望ましいか、各国制度に照らして意見を求めて整理した。

家賃助成に必要な事務処理費用については、英米仏の情報を取得し、各国の家賃助成予算総額に占める事務処理費用の比率の把握を行なった。

家賃助成住戸が周辺市場家賃に与える影響については、米国のセクション８バウチャー制度導入に伴い米国連邦住宅・都市局によって実施されてきた Moving to Opportunity（MTO）などの実証実験の結果、フランスの研究成果などの既存文献、および学識経験者とのヒアリング時に理論的な考え方や実証研究についての見解を得て整理を行なった。

当研究の実施にあたり、（株）ニッセイ基礎研究所に調査を委託した。本研究が、住宅確保要配慮者や、新婚・子育て世帯支援の負担軽減について考えるうえでの一助となれば幸いである。

※『本稿は『季刊 住宅土地経済』119号センターだよりに掲載した PDF リポート予告を、ホームページ掲載にあたり一部修正した上で再掲したものである。

編集後記

EU 理事会と欧州議会は2022年６月、スマートフォンなど電子機器の充電端子規格を「USB タイプ C」に統一する無線機器指令の改正案に暫定合意したと発表。同改正案は、急速充電技術の「USB PD」への統一も含み、充電関連規格の統一により、消費者の利便性の向上と電子廃棄物の削減を狙う。施行予定は2024年。

名指しはないが、この改正は Apple 社の lightning ケーブルを狙い撃ちしたものとされる。EU スマートフォン市場の Apple のシェアは３割程度（日本は４割超）、例年秋に Apple 社の新機種発表があるが、2023、24年発表機種の充電端子はどうなるか。

そもそもタイプ C 規格を世に広めたのは Apple 社で、2015年には Mac Book Pro に一般的な USB タイプ A に代わりタイプ C を搭載し、iPad もタイプ C への切り替えが最近完了した。残るは iPhone のみ。Apple 社が lightning にこだわる理由の一つが、他社が作り Apple 社が認証する MFi 商品から得られるライセンス料と言われている。

Lightning が旧規格になったとしても、現行 iPhone を使い続けるユーザーも多いはず。旧規格機種の消耗品は入手し難くなるが、Lightning ケーブルは流通量から当面困らないだろう。ちなみに、今も稼働させる世代の古い ipod 用の30ピン DOCK ケーブルの入手も容易。　（**T・N**）

季刊 住宅土地経済
2023年春季号（第128号）
2023年４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㈱