

アフターコロナ時代の不動産流通を見据えて

伊藤公二

一般財団法人不動産流通経営協会理事長

コロナ禍という未曾有の危機は、人口減少・少子高齢化やデジタル・トランスフォーメーションの進展、価値観の多様化等、不動産を取り巻く環境変化を大いに加速させている。昨年、当協会の設立50周年を契機に「FRK 提言2020」を策定したところだが、不動産流通業界としてもこの提言を指針にアフターコロナ時代の要請に的確に対応していきたい。

提言では、「安心・安全」な不動産取引が実現できる市場と、住宅への「多様なニーズ」が充足される厚みのある市場という目指すべき市場の姿を掲げている。

まず前者の市場の実現には、既存住宅を購入する際の不安を払拭することが重要である。例えば、住宅の品質を評価する制度は、その目的ごとに建物状況調査や住宅性能評価など複数存在するが、これらを統一的なプラットフォームの下に落とし込み、必要な検査がワンストップで実施され、消費者にわかりやすい評価制度となるよう行政とも議論を進めていきたい。

後者の市場の実現に向けては、世帯構成の変化に対応した住宅ローン減税等における「床面積要件緩和の既存住宅への拡大」、複数拠点生活ニーズに対応した「二戸目住宅の税制上の優遇措置」といった消費者の多様なニーズに応じた選択肢を増やす支援策の実現に取り組んでいきたい。当協会が行なった調査によれば、仕事のためのサテライト、子育て、第二のふるさとなどさまざまな複数拠点生活ニーズが、平均的な年収ゾーンの世帯にも存在することが明らかとなっている。

ウィズコロナからアフターコロナの流れの中で、人々の不動産に対する向き合い方も変わる。不動産流通市場の担い手として、取引の現場の実態、消費者の多様化するニーズを把握し、エビデンスをしっかりと示しながら、提言で示した具体的方策を着実に実行していくことが私たちの使命と考えている。

目次●2021年秋季号 No.122

[巻頭言] アフターコロナ時代の不動産流通を見据えて	伊藤公二	——1
[特別論文] 日米の不動産・住宅価格の動きの比較とコロナのもとでの現状分析	吉野直行・永井秀樹	——2
[論文] 生態系保全を考慮した最適土地利用政策	吉田 惇・河野達仁	——10
[論文] 家計の居住用不動産が株式保有に及ぼす影響	祝迫得夫・小野有人・齋藤 周・徳田秀信	——19
[論文] 住宅価格関数の「幻想」と市場分割アルゴリズム	西 颯人、浅見泰司、清水千弘	——28
[海外論文紹介] 中国都市部における名門小学校の不動産価値	黒田雄太	——36
エディトリアルノート		——8
センターだより		——40
編集後記		——40

日米の不動産・住宅価格の動きの比較と新型コロナのもとでの現状分析

吉野直行・永井秀樹

はじめに

1980年代後半、日本でバブルが発生した。1985年のプラザ合意による日米の貿易摩擦に端を発する金融緩和の継続により、過剰流動性が発生し、銀行による不動産向け貸出が増大したことに、住宅を購入する年齢層の人口が多かったことも重なり、住宅・不動産市場への資金流入が過剰となった。これが株式への過剰資金の流入とともに、資産価格の高騰をもたらしたのである。その後の急激な金融引き締めにより、資産価格の急落を招いた（Himino 2021；柳沢 2021；浜中 2021）。

以下では、日本の1980年代後半のバブルと、米国のサブプライムローン危機を比較し、新型コロナのもとでの超金融緩和の影響について、データから読み取れる内容をまとめることにしたい。

1 住宅・不動産市場と銀行貸出

大きな金融緩和の後にバブルに見舞われるケースが、日本の1980年代後半とアメリカのサブプライムローン危機の2000年代後半に発生している。金融の緩和により、銀行間の取引が活発になり、銀行への預金の預け入れも増大し、貸出が増えて企業の業績も回復していく。金融市場でも株式への投資資金が増えるため、株価も上昇し、景気回復へとつながっていく。しかし、株価や地価などの資産価格の高騰は、その時期

には景気の活況をもたらすが、金融緩和が必要以上に続いてしまうと、預け入れられた銀行預金は過剰となり、企業が必要とする借入額以上に銀行貸出は増大し、価格の高騰が続いている住宅・不動産市場へと向けられる傾向が見られる。

住宅・不動産市場が他の市場と異なる点は、金融機関による貸出が、供給側と需要側の両方に提供される点である。金融緩和の時期には、住宅供給主体のハウスメーカー、住宅関連不動産開発業者に対して低利での融資が銀行から行なわれる。同時に、住宅を購入したいと思っている家計にとって、金融緩和期には、低金利で借入れを行なうことができるため、金利が低いうちに住宅を購入しようというインセンティブが働く。オフィスビルのような不動産でも同様である。不動産開発のデベロッパーも、低利で銀行から借入れ、不動産供給を増やす行動に出る。オフィスを借りようとしている企業も、借入金利が低いために調達コスト低下という恩恵を受けることができるので、金融が引き締められ金利が上昇する前に、現在と将来に必要なオフィススペースを確保しようとして、購入あるいは賃借の行動を起こす。

このように、住宅・不動産市場では、銀行が、供給側と需要側の両方に資金提供を拡大することができるために、本来の需給均衡を超えて過剰な量の資金の供給を市場に対して行ない、金融引き締めが開始されると、急に市場が収縮し



よしの・なおゆき
1950年東京都生まれ。東北大学経済学部卒、ジョンスホプキンス経済学博士（PhD）。ニューヨーク州立大学助教授、アジア開発銀行研究所長、現在、金融庁金融研究センター長、慶応義塾大学経済学部名誉教授。



ながい・ひでき
1985年三重県生まれ。東京大学理学部卒、東京大学大学院理学系研究科博士前期課程中退。現在、金融庁金融研究センター研究員。

て、過度の冷え込みに直面してしまうことになる。

2 バブルかどうかを判断する3つの指標

ここでは、日米のデータを用いながら、バブルか否かを判断する3つの指標について説明したい。

第一は、銀行の住宅・不動産向け貸出残高と銀行総貸出残高の比率である。企業からの需要がなければ、銀行は企業への貸出を伸ばすことは難しいが、不動産の場合には、前述のように、銀行は供給者と需要者の両者に対して貸出を増やすことができる。

以下の生産関数は、工場やオフィスビルを生産要素の一つとして明示的に含めたものである。(1)式のプロダクション関数は、土地・オフィスなどの不動産（ K_L ）、機械などの資本ストック（ K ）、労働投入（ N ）から構成されている。銀行が貸出を行なうに際して、土地・不動産への貸出金利（ R ）と、機械などの資本ストックへの貸出から得られる金利収入（ R ）が等しくなるように行動すると仮定すれば、(4)式のように、「土地・オフィスなどの不動産」/「機械などの資本ストック」の比率には、 α/γ という関係が成立する。それぞれの限界生産性は(2)式と(3)式に示される。土地・オフィス不動産への需要が急拡大するときには、実需としての不動産需要ではなく、投機目的の需要となっている可能性、あるいは、将来需要の先取りを目指している可能性が高い。

$$Y = F(K, N, K_L) = K^\alpha N^\beta K_L^\gamma \quad (1)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha \frac{Y}{K} = R \quad K = \frac{\alpha Y}{R} \quad (2)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K_L} = \gamma \frac{Y}{K_L} = R \quad K_L = \frac{\gamma Y}{R} \quad (3)$$

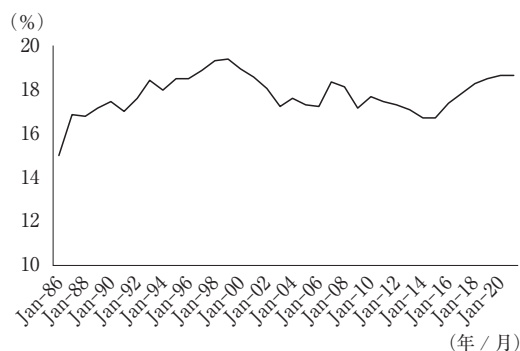
$$\frac{K_L}{K} = \frac{\alpha}{\gamma} \quad (4)$$

図1は、日本の建設・不動産向け貸出を、全銀行貸出と比較したものである。1980年代後半のバブル期から1998年頃まで、その比率は15%から19%へと上昇し、その後は低下傾向が見られたが、アベノミクスに始まる金融緩和の影響を受け、2015年頃の16%台から近年は18%台後半へと再び上昇傾向が見られる。

一方、米国のリーマンショック時には、居住用不動産貸出に含まれるサブプライムローンが拡大し、全貸出残高に占める居住用不動産貸出残高の比率は、2007-2008年には24%にも上っており、その後、低下を続け、2021年では14%に過ぎなくなっている（図2）。日本・米国のいずれを見ても、不動産/住宅への資金提供が、バブル時期には、高くなっていることが示されている。

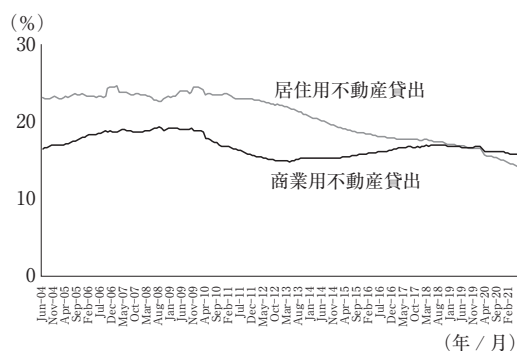
第二の指標は、不動産向けの貸出残高の上昇率と経済成長率の関係である。生産関数の投入要素を明示的に含めた(1)式を成長率に直すと、経済成長率（ $\Delta Y/Y$ ）は、資本ストックの伸び率（ $\Delta K/K$ ）、労働投入量の伸び率（ $\Delta N/N$ ）、土地/不動産の投入量の伸び率（ $\Delta K_L/K_L$ ）の3つの投入要素のそれぞれ伸び率に、係数（ α 、

図1—日本の建設業/不動産業への貸出の総貸出に占める割合



出所) 日本銀行「貸出先別貸出金」より著者作成。

図2—米国の居住用不動産、商業用不動産への貸出残高の全貸出残高に占める割合の推移



出所) U.S. Census Bureau and the Department of Housing and Urban Development より著者作成。

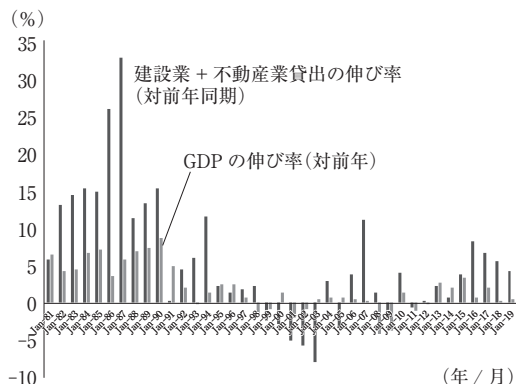
β 、 γ ）を掛けた以下の式で示される。それぞれの係数は長期的な生産関数から導出されるものであり、金融緩和が継続すると見込んでしまうと、必要以上の土地・不動産を投入要素として購入してしまい、長期的に必要な生産要素としての土地・不動産の量を大きく上回る過剰な要素投入となり、金融政策が通常に戻った際には余剰を導いてしまうことがわかる。

$$Y = F(K, N, K_L) = K^\alpha N^\beta K_L^\gamma$$

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \alpha \left(\frac{\Delta K}{K} \right) + \beta \left(\frac{\Delta N}{N} \right) + \gamma \left(\frac{\Delta K_L}{K_L} \right)$$

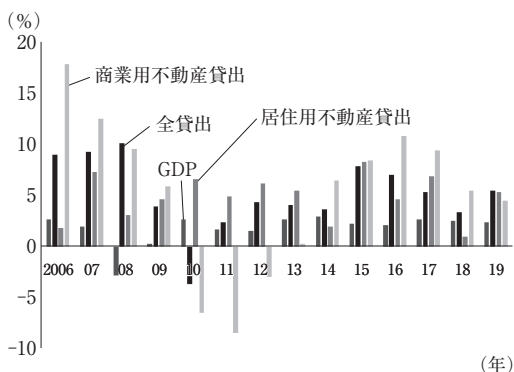
日本の不動産業向け貸出の伸び率と GDP の成長率の比較（図3）から、1986-1987年には、不動産向け貸出の伸び率が GDP 成長率を大きく上回っていることが見てとれる。また、アメ

図3—日本の不動産貸出伸び率と GDP の伸び率



出所) 貸出は日本銀行「貸出先別貸出金」より著者作成。GDP は内閣府「国民経済計算」をもとに1994年で二系列を接続。1994年から2019年は平成27年基準（2008SNA）、それ以前は平成12年基準（1993SNA）。

図4—米国の GDP 伸び率と貸出伸び率の比較



出所) GDP（名目）は、Economic Report of the President（ERP）、貸出は、Fed. Assets and Liabilities of Commercial Banks in the United States より著者作成。

リカのリーマンショック時（2008年）に、日本でも不動産向け貸出が GDP 成長率を大きく上回っていたこともわかる。さらに、マイナス金利が導入された2016年から、不動産貸出の伸び率は GDP 成長率を大きく上回っている。

一方、米国では、図4に見られるように、リーマンショック前の2006年には、商業用不動産向け貸出の伸び率が GDP 成長率を大きく上回り、2007年-2008年もその傾向は続いていた。

第3番目の指標は、住宅価格と所得の比率である。投機的な需要によって、住宅需要が増えたとしても、最終的には、誰かが住宅として利用しなければ空室（過剰供給）となり、住宅価

格は下落する。つまり、住宅を最終的個人が購入できなければ、値上がり期待によって増えていた投機的な需要は大きく減少する。需要を増加させていた投機的な買い手が、住宅の最終的な買い手を見つけることができなくなり、予定していた高価格での販売ができず、住宅価格の値下がり直面にすることになるためである。バブルの崩壊である。したがって、住宅価格と個人の所得比率の推移を見る必要があり、住宅価格が個人所得のある一定比率を超えて上がり続けていれば、バブルの兆候であると考えることができる。

$$\max U(C, H) = u(C_1, H) + \beta u(C_2, H)$$

subject to

$$C_1 + P_H H = Y_1 + L$$

$$C_2 + (1+r)L = Y_2 + \theta \Delta P_H^e H$$

$$Y_2 = (1+\alpha)Y_1$$

$$C_1 = cY_1$$

$$C_2 = cY_2 = c(1+\alpha)Y_1$$

ここで $\Delta P_H^e = 0$ のときは、以下が成立する。

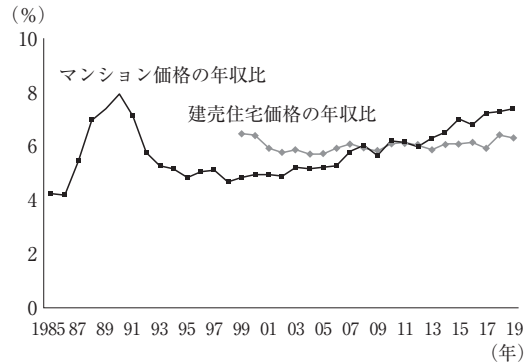
$$\frac{P_H H}{Y_1} = (1-c) \frac{(1+\alpha) + (1+r)}{1+r}$$

また、 $\Delta P_H^e > 0$ のときは、以下が成立する。

$$\frac{P_H H}{Y_1} = \frac{1}{1+r} \left\{ (1-c)((1+\alpha) + (1+r)) + \theta \frac{\Delta P_H^e H}{Y_1} \right\}$$

家計の2期間の効用最大化行動を考えると、1期目に住宅ローンを借りて住宅を購入し、2期目に元本と金利を返済すると仮定できる。 c を限界消費性向、 α を所得の伸び率、 r を住宅ローン金利、 P_H を(単位面積当たりの)住宅価格、 H を住宅床面積、 ΔP_H^e を住宅の予想上昇価格とすれば、住宅価格/所得の比率($P_H H / Y_1$ = 購入住宅価格/購入時の所得)は、定常状態では、住宅ローンの利子率(r)、限界消費性向(c)、所得の伸び率(α)によって決定されるが、住宅価格が変化し続けている時には、その期待変化($\theta \Delta P_H^e H / Y_1$)に依存し、バブル期には定常均衡から乖離した「住宅価格/所得」水準へと上昇する傾向がある。

図5—日本の不動産価格年収倍率



出所) 価格は国土交通省公表資料より著者作成。年収は家計調査(二人以上の勤労世帯、年間収入)。

表1—首都圏マンション価格指数の計量分析結果

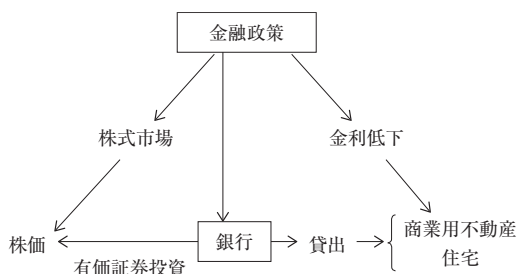
説明変数	従属変数	首都圏マンション価格指数(操作変数法)
貸出約定平均金利の逆数	0.70*** (0.18)	
銀行の不動産業への貸出残高の総貸出残高に占める割合	1600.00** (675.60)	
定数項	25.04 (81.69)	
観測数	22	
決定係数	0.87	

注) *, **, ***はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを示す。()内は標準誤差。操作変数は、首都圏人口(25歳から44歳)、無担保コールオーバーナイトもの金利(年平均)、銀行の製造業への貸出残高。

日本の都市で人気のあるマンション価格の年収倍率を見ると、首都圏では、1985年には4倍であったが1989年には8倍にも上昇している。また、低金利、マイナス金利の実施により、2015年以降は再びマンション価格は年収の7倍以上となっており、価格/年収の倍率で見ると、近年の動きは1980年代後半のバブル期の動きと類似していると言える(図5)。

ここで、日本(首都圏)のマンション価格の上昇要因を、操作変数法を用いた簡単な計量分析により調べてみると、貸出約定平均金利の逆数($1/r$)と銀行の総貸出残高に占める不動産向け貸出の割合が、有意な説明変数として現れる。ここでは、説明変数の内生性の問題を回避するため、操作変数として、首都圏の35歳から44歳の人口、銀行の製造業向け貸出残高、短期金利

図6—バブル期の金融政策



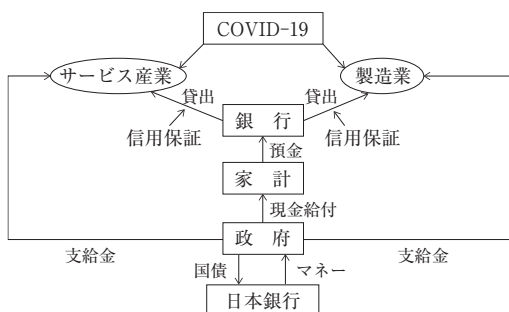
である無担保コールレートを用いて計量分析を行なっている。金融政策の緩和により金利が低下し、さらには、QQE（Quantitative Qualitative Easing = 量的質的金融緩和）による日本銀行の資金供給により、建設・不動産向けの総貸出に占める比率（表1）が増大している。また近年では、不動産貸出の伸び率がGDPの伸び率を大きく上回り（図3）、さらにマンション価格の上昇（図5）が見られる。

3 バブル期と比較した新型コロナのもとでの金融政策の波及経路

1980年代後半の日本のバブル期の金融政策の波及経路は、単純化すれば、金融政策の超緩和が株式需要を引き上げ、株価の上昇を招き、さらに、預金の増加による銀行の不動産・住宅向けの貸出増加、ノンバンクを通じた不動産貸付の増加等により、資産価格の高騰を招いたと言える（図6）。

現在、日本銀行は、2%のインフレ目標の達成という大きな金融政策の目標を目指して金融緩和を続けており、公開市場操作により、市中から国債を購入して、金融緩和政策が続けられていて、これは1980年代後半のバブル期とは、異なる特徴である。また、新型コロナによって大きな打撃を受けている業種に対して、金融機関から安定的な貸出が続けられるように、信用保証が付与され、信用保証協会のデータによれば、2021年にはその規模は2019年の残高の約2倍に上昇している。

図7—新型コロナのもとでの金融政策



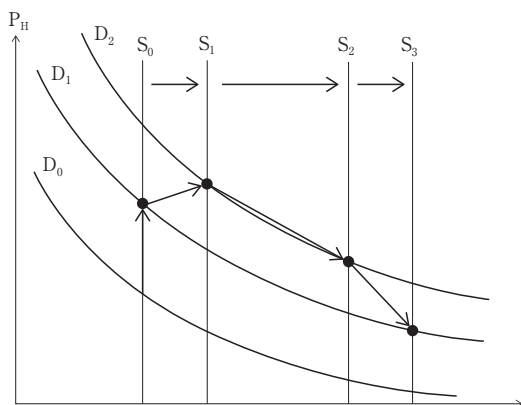
財政赤字の背景には、新型コロナ対策のための政策対応による部分と、高齢化の進展など構造的要因による部分があることを忘れてはならない。いずれの要因による財政赤字も、経済成長を阻害することなく、政府の歳入を増加させ、拡大した財政支出を減らすことによってしか解決することはできない。1980年代のバブル期と新型コロナ期の政策の大きな違いは、大規模な財政出動による大量国債の発行と、マイナス金利と国債とそれ以外の資産も購入するという非伝統的な金融政策の遂行にある（図7）。

新型コロナをワクチン接種の拡大等によって早急に収束させると同時に、拡大した財政・金融政策をどのように正常に戻していくかが、もっとも重要な政策課題である。実証研究（Yoshino and Miyamoto 2017; Miyamoto and Yoshino 2020）によれば、高齢化の進展による社会保障支出等の増大は、日本が抱える構造的な問題であり、高齢化の進展する経済では財政政策や金融政策の有効性が低下する。定年の延長と生産性に応じた給与体系のもとに、できるだけ長く社会に貢献できる体制とし、構造問題である社会保障・年金への依存を極力減らし、退職者の数を減らすことによって、金融・財政政策の有効性を再び高めていくことが望まれる（Yoshino and Miyamoto 2021）。

おわりに

新型コロナのもとでの超金融緩和によって不動産バブルを発生させないためには、上記の3

図8—タイムラグを伴うオフィスビル供給



つの指標を含む不動産・住宅関連のデータ公表の頻度を上げ、タイムラグを短くし、市場関係者に迅速に正確な情報が流れるようにすることが重要である。不動産価格等に関する情報公表は、2012年以降、国土交通省が、全国・ブロック別・都市圏別・都道府県別に、不動産価格の動向を国際的な基準に則って指数化した「不動産価格指数」を毎月公表するなど、近年、格段の向上が見られている。取引価格情報が迅速に購入希望者や販売業者に伝達されなければ、価格上昇期には、できるだけ早く購入しようとする行動を助長することになり、一時的な需要の高まりをより増幅させて、さらなる価格高騰を導きかねない。

また、価格情報の伝達が迅速であれば、価格上昇の過程で、一部で価格下落の動きが生じた場合に、情報が広まり、その時点の価格が（下落前の）ピーク価格となりうるのに対して、情報の伝達が遅ければ、古い情報に基づく価格上昇期待を維持した買い手により需要が支えられることで、価格下落の動きが消滅し、結果として、ピーク価格をより高めてしまう。

不動産・住宅市場にバブルが見られる背景として、住宅やオフィスビルの建設には、時間がかかり、タイムラグが発生することを指摘したい。とりわけオフィスビルは、金融緩和により需要が増大している時期（図8の D_0 、 D_1 ）に

は、供給が限られて短期的には市場に出回らないために供給不足となり、価格が上昇する。そして、2－3年後にはオフィスビルが完成し、供給が必要以上に増えてしまい（図8の S_1 、 S_2 ）、価格が下落して、投機的に不動産を購入していた需要者は、価格が大きく減少する前に売り逃げようとするため、さらに供給を増加させ（図8の S_2 、 S_3 ）、より大きな価格下落を招いてしまう。

不動産・住宅価格や取引量のより迅速な情報開示が進められれば、需給ギャップが存在する時期の市場動向が瞬時にわかるため、タイムラグが解消して、不動産・住宅価格の大きな乱高下を防ぐことができるようになり、大きなバブルの発生を抑制する効果があると考えられる。

* 本稿の内容や意見は、すべて執筆者の個人的見解であり、金融庁あるいは金融研究センターの公式見解を示すものではありません。

参考文献

- Himino R. (2021) *The Japanese Banking Crisis*, Palgrave, MacMillan.
- Yoshino, N. and H. Miyamoto (2020) "A Note on Population Aging and Effectiveness of Fiscal Policy," *Macroeconomic Dynamics*, First View, p.1-11.
- Yoshino, N. and H. Miyamoto (2021) "Revisiting the Public Debt Stability Condition: Rethinking the Domar Condition after COVID-19," *Global Solutions Journal*, Issue 6, pp.198-206.
- Yoshino, N. and H. Nagai (2021) "COVID-19, Easing Monetary Policy and Expected Consequences of Credit Guarantee to SMEs," *Journal of Economics & Management Research*, In Press.
- Yoshino, N. and N. Hendriyetty (2020) "The COVID-19 Crisis: Policy Recommendations for Japan," *De Gruyter*, Published online: July 6, <https://doi.org/10.1515/ev-2020-0017>
- Yoshino, N. and H. Miyamoto (2017) "Declined Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies Faced with Aging Population in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol.42, pp.32-44.
- Yoshino, N. T. Nakamura, and Y. Sakai (2014) "International Comparison of Bubbles and Bubble Indicators," *AI & SOCIETY, Journal of Knowledge, Culture and Communication*, Vol.29, pp.427-434.
- 浜中秀一郎 (2021) 『史料で読む日本の金融』 きんざい。
- 柳沢伯夫 (2021) 『平成金融危機』 日本経済新聞出版。

国連によると、1960年の世界人口のうち都市に住んでいた人の割合は約34%であった。2007年に初めて50%を超え、2018年には55%、そして2050年には68%に達すると予測している。都市居住人口に比例して都市が膨張し続けるとすれば、野生動物たちの棲む場所が減っていく。それに伴い、人が野生動物と接する機会も増える。

『ナショナルジオグラフィック』のレポートによれば、野生動物の中には都市での生活のほうが適している、あるいは快適と考える種もいる。また、都市で生活している野生動物のほうがより賢いという実験結果もあるようだ。人類にとって野生動物との共生は重要な問題となっていくだろう。

吉田・河野論文（「生態系保全を考慮した最適土地利用政策」）は、Alonsoの都市経済モデルに、自然地域に棲む生物の空間行動モデルを統合させた理論モデルを用いて、都市と自然地域の2つのゾーンについて、生物保全のための土地利用政策を分析したユニークな研究である。

彼らの想定している都市は次のようなモデルである。線形の閉鎖都市の住宅地の外側に自然地域を設定する。自然地域には3種の生態系、植物、草食動物、肉食動物が存在している。肉食動物も草食動物も子をより多く残したいと考えている。

肉食動物は住宅地に人間が出す食物を餌として探しに行き、同時に住宅地の外の自然地域の草食動物を餌として捕らえる。住宅地に

入れば、人間に駆除される危険があるため、できるだけ駆除されることを避けながら行動する。人間の出す食物を探すのか、草食動物を狩りに行くのかは、双方の存在密度に依存する。

一方、草食動物は自然地域から出ることはなく、自然地域で植物を食べている。草食動物にとってのリスクは、自然地域に入ってくる肉食動物である。彼らに捕獲されることを避けて行動する。

では人間はどのような行動をとるのであろうか。モデルでは、人にとっては都市内に肉食動物が侵入してくることがリスクであり、それらのリスクは警報システム等、撃退対策により軽減される。一方で自然地域での動植物の生態系、つまり自然の営みから幸せも感じている。

このような設定の下、都市内に居住する人間は、付け値地代の最大化を行ない、肉食動物や草食動物は、子をより多く残すために、どこで餌をとるのか、あるいはどれだけの時間を餌探しに割くのかを決定している。このような行動により、2種類の動物が、それぞれ各地点にどのくらい滞在しているのかが決まる。

均衡土地利用はどのようなになるのか。まず肉食動物の滞在時間密度は、都市と自然地域の境界からCBDの間の途中にピークをもつ分布になる。CBDに近づくにつれて人間が出す食物が手に入りやすくなる一方で、駆除される可能性も高くなるからである。都市面積は、動物被害がある都市ほど付

け値地代が下がるため小さくなる。そして草食動物と肉食動物の自然地域での分布は、肉食動物が効率的に草食動物を狩ることができるよう、自然地域一帯でどちらも均一に分布することになる。

最後に住民効用総和の最大化を考えた最適土地利用政策の議論をしている。1つ目は植林や伐採による草食動物の餌の密度の調整、2つ目は自然地域の面積を調整することによる動物の個体数や植物の面積の調整である。

具体的な政策方法が、ベーシックな生態系モデルで示されている研究である一方で、現実の動物の被害は、人に直接的な危害が及ぶ場合、田畑が荒らされる場合、ふん害、ごみが荒らし等による住環境の悪化など非常に多岐にわたる。また自然地域の規模やその価値もさまざまである。その地域の現状に合った議論が実際には必要であらう。



祝迫・小野・齋藤・徳田論文（「家計の居住用不動産が株式保有に及ぼす影響」）は、持ち家（居住用不動産）所有が、家計のポートフォリオにどのような影響を及ぼすかを実証した研究である。彼らによれば、日本の家計が保有するリスク資産の割合は欧米のそれに比べて非常に少なく、現預金の割合が非常に高い。その理由をさぐる研究は多くあり、その中の1つに持ち家の所有が、家計のリスク資産投資を抑制しているというものがある。彼らの研究はこの点について日本のデータを用いて分

析している。

なぜ居住用不動産を所有すると、リスク資産の保有（株式シェア）が抑制されるのであろうか。先行研究より得られている理由は、1つには居住用不動産の価格変動リスク、2つ目は住宅ローンで長期的に一定のかなりの支出が発生し続けるということ、3つ目は居住用不動産の分割不可能性・非流動性がリスク回避的な行動を促す点である。

また彼らが参考にしている理論モデルにおいては、居住用不動産の価格の上昇は3つの経路を通じて株式シェアを低下させるとしている。第1は価格上昇により、価格変動リスクをもつ居住用不動産のシェアが増えることで他のリスク資産への投資が減ってしまう、2つ目は非流動的な資産割合が増えることになるため、株式シェアが抑制される、第3は住宅価格の上昇は住宅ローン負担の増加と同義であるため、株式シェアが抑制される、である。これらを筆者らは「リスク効果」と呼んでいる。

リスク効果とは別に彼らが「資産効果」と呼ぶ、住宅価格が一定であるときにホームエクイティ（住宅価格－住宅ローン）の影響を別に取り出して分析している。

彼らが日本のデータに応用した研究結果からは、家計の保有する居住用不動産が株式シェアを抑制するという傾向はみられていない。一方で、居住用不動産に係るリスクが、住宅ローンの返済を促す効果がある、という結果を得ている。

戦後、日本経済を立ち直らせる

ために、政府は住宅政策に力を入れ、住宅金融公庫による住宅ローン供給もスタートさせた。その結果、戦後の持ち家比率は急激に増加し「夢のマイホーム」を手に入れるための人生すごろくを必死に走った。このような日本特有の時代背景を重ねて考えると面白い。



都市内の土地利用パターンを決める最も重要な概念が、付け値地代である。都市経済学において最もポピュラーな理論であろう。西・浅見・清水論文（「住宅価格関数の「幻想」と市場分割アルゴリズム」）は、この付け値地代曲線に関する研究である。

この付け値地代の理論を用い、地価や住宅価格をさまざまな特性に回帰させることで、それらの属性の価値をあぶりだすヘドニック・アプローチは、本誌でも最もよく紹介される分析手法の一つであろう。

彼らの研究は、この地代曲線の推定の際に、線形回帰モデルや非線形回帰モデルを適用することは、市場の住宅価格の分布を複雑な関数形を用いることでうまく回帰できているようにみえているだけで（「幻想」と彼らは呼ぶ）、実際には存在しないような特性の住宅価格の予測をしてしまっているとし、その解決策として市場分割法を提案している。

彼らがあげているこの問題の例を示そう。駅までの距離と住宅価格の関係を見る場合、一般的には駅近のほうが価格は高くなるが、実際にそれが当てはまるのは単身

者向けの住宅で、ファミリー向けであれば、駅近が高い一方で、郊外の住環境の良さにひっぱられてより郊外に向かっても高くなるU字型の関係になる。このことは、ある駅からの距離に対して2つの価格が存在することになり、住宅特性と価格の対応が1対多になっている。このようなことが事前に予測される場合はそれらが反映されるモデルを構築できるが、実際には外生変数が多く、このような関係を完全に描写しきれず、特性と価格の1対1対応が仮定された推定モデルで分析をしてしまう。

解決方法は、市場分割法によるものである。価格と特性との対応関係を複数の線形関数に区分して近似する方法である。彼らが具体的に分析を行なった世田谷区の賃貸住宅市場の場合、8つの線形関数が推定された。例えば空間的に近いエリアであっても、バスとトイレが別になっている浴室を好まないエリアとそうでないエリアがあったり、住宅設備への関心が小さい単身世帯が多いエリアであったりと、係数値の大きさから解釈されるより細かいエリアが線形関数で複数導出される。欠落変数をうまく見つけ出し、それが当てはまる区分を細かくあぶりだしているようでもある。ただ、それぞれのエリアに対して、立地選択の際の居住者の選好や行動から本当にそのエリアの需要が説明できるのかどうかはみる必要があるのではないだろうか。（H・Y）

生態系保全を考慮した最適土地利用政策

吉田惇・河野達仁

はじめに

SDGsの目標にもあるように、陸域生態系の保護や生物多様性の重要性が高まっている。それは、生態系は生態系サービスと呼ばれる恩恵を人間にもたらしているからであり、例えば、食品や水の提供、気候調整、レクリエーションなどが該当する。

その一方で、クマやサル、イノシシ、蚊などの野生生物が都市に侵入し、怪我や感染症、農作物被害など、人間の生活に害を及ぼすことが報告されている。政府は駆除等で対応しているものの、過剰な駆除による絶滅の危機 (Côté et al. 2004) や動物愛護の観点からしばしば批判されている。では、生物被害を減らしつつ、生態系を保全するためにはどうすればよいか。これらを両立するためには、人間と野生生物の生活圏を引き離すことが重要である。そのための有効な政策の一つが土地利用政策である。

これまでの研究では、森林伐採や都市開発などによる自然地域の消失とそれによる生物多様性の低下 (Cardinale et al. 2012; Seto et al. 2012) に焦点が当てられ、主として環境経済学の分野で生態系を保全するための都市サイズ規制に関する研究が行なわれてきた (Brueckner 2000; Walker 2001; Eppink et al. 2004; Eichner and Pethig 2006)。なかでも、Eichner and Pethig (2006) は、生物学に基づく生物行動モデルと経済モデルを統合した新しいモデルを開発し、都市の拡大が生物の個体数にどのような

影響を与えるか分析するとともに、一定の土地面積を都市と自然地域の間でどのように配分すべきか分析した。結果として、都市拡大によって必ず生物は減少し、生態系サービスの質を向上させるためには、都市サイズを縮小すべきであることを示している。

しかしながら、人間と野生動物の相互関係は自然地域の面積変化だけではない。野生動物が都市に侵入してきた場合、その被害の大きさは人と生物の生活圏がどの程度重なっているかに依存する。仙台市のクマ被害や、米国デンバーやカリフォルニア州におけるコヨーテ被害では、場所ごとに動物被害の大きさが異なることが報告されている (Poessel et al. 2013)。

効率的に土地利用政策を設計するためには、政策によって生物の行動分布がどのように変化し、最終的に生物の個体数がどう変化するかを考慮しなければならない。Eichner and Pethig (2006) のモデルは、空間の次元が考慮されていないモデルであり、動物被害の状況を把握することができない。

本稿では、Alonso (1964) の都市経済モデルに自然地域とそこを住処とする生物の空間行動モデルを統合した新しい理論モデルを開発し、社会的に望ましい土地利用政策のあり方について明らかにする。生物モデルは生物学の知見をもとに開発する。本モデルは、Eichner and Pethig (2006) の都市—自然地域面積配分モデルに連続的な距離の次元を加えたものである。本稿で取り扱う政策は、都市境界規制、自然地



よしだ・じゅん
1989年青森県生まれ。東北大学工学部卒。東北大学情報科学研究科博士（学術）。現在、九州大学工学研究院助教。論文：“Simultaneous Optimization of Multiple Taxes on Car Use and Tolls Considering The Marginal Cost of Public Funds in Japan,” The Japanese Economic Review (2021) など。



こうの・たつひと
1968年兵庫県生まれ。東北大学工学部卒。東北大学大学院情報科学研究科博士課程修了。博士（学術）。現在、東北大学大学院情報科学研究科教授。著書：*Traffic Congestion and Land Use Regulations: Theory and Policy Analysis*, Elsevier（共著）ほか。

域の各地点の植生密度調整である。最後に、数値シミュレーションにより政策の効率性を定量的に評価する。

モデル

図1のように自然地域が隣接する幅1の線形の単一中心閉鎖都市を考える。閉鎖都市では総人口 $\bar{N}_h$ が外生的に与えられる。 $x=0$ の点は中心業務地区（CBD）、 $x \in [0, Z^H]$ は住宅地、 $x \in [Z^H, Z^A]$ は自然地域である。自然地域には、3種の食物連鎖で構成される生態系（植物、草食動物、肉食動物）が存在する。種 i 生物の総個体数は N_i で表す（ $i=1$ が植物、 $i=2$ が草食動物、 $i=3$ が肉食動物）。

肉食動物のみが住民の出す食品廃棄物などを食べるために住宅地の地点 X まで侵入する。それと同時に、肉食動物は住民に遭遇することで駆除される危険に直面している。地点 X は、肉食動物が行動圏の拡大による食品廃棄物の消費量増加の限界便益と駆除される危険の増加の限界費用が一致するところで決まる。

動物の行動

種 i の動物は、種の存続のため子どもの純増加数（出産数－捕食または駆除される数－自然死） b_i を最大化するように行動する。より多くの子どもを産むためにはエサが必要であり、肉食動物はエサを求めて住宅地に侵入する。都市に侵入した場合は駆除される危険に直面している。以上の行動を生物学の基本モデルであるロトカ・ボルテラモデルを用いて定式化すると、

子どもの純増加数 b_i は以下のように表される。

$$b_i = \alpha_i Q_i - \beta_i M_i - \gamma_i \quad (1)$$

ここで、 Q_i はある一定期間内におけるエサの消費量、 M_i は出会う捕食者および人間の数を表す。 α_i はエサ消費量当たりの出産効率、 β_i は遭遇する人間または捕食者数当たりの減少率、 γ_i は自然死する数を表す。

えさ消費量 Q_i や遭遇する捕食者または人間の数 M_i は、動物がある一定期間に各地点にどのくらい滞在するかを表す「滞在時間密度」に依存する。種 i の動物が得られるエサ消費量 Q_i 、遭遇する人間の数 M_i は以下のように表される。

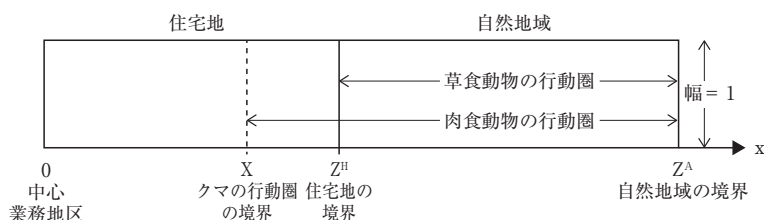
$$Q_i = \int_{D_i} t_i(x) n_{i-1}(x) dx \quad (2)$$

$$M_i = \int_{D_i} t_i(x) n_{i+1}(x) dx \quad (3)$$

ここで、 $t_i(x)$ は地点 x における種 i の動物の滞在時間密度、 $n_{i+1}(x)$ はエサとなる下位の種 $i-1$ の動物の密度（肉食動物の場合は、草食動物に加えて、食品廃棄物の密度も考慮する）、 $n_{i+1}(x)$ は捕食者である上位の種 $i+1$ の動物の密度（肉食動物の場合は住民の人口密度が該当する）、 D_i は種 i の動物の行動範囲を表す。肉食動物の行動範囲は、自然地域と住宅地であるため $D_3 = [X, Z^A]$ 、草食動物の行動範囲は自然地域のみであるため $D_2 = [Z^H, Z^A]$ である¹⁾。

種 i の動物はある期間（例えば、1年間のうち睡眠や繁殖などに費やす時間を除いた時間）をエサの捕食活動に費やす。時間制約は以下のように表される。

図1—自然地域が隣接する単一中心都市



民は自然地域に健全な生態系が存在することによる生態系サービスの恩恵を受けている。

効用関数は、

$$v(x) = u(C(x), f(x)) - g_1(m(x))$$

$$\bar{T} = \int_{D_i} t_i(x) dx \quad (4)$$

種 i の動物は、時間制約のもと、エサとなる動物と捕食者の密度を所与として、子どもの純増加数 b_i が最大となるように各地点の滞在時間密度を決める。滞在時間密度の一階条件は、以下で表される。

$$\alpha_i \frac{\partial Q_i}{\partial t_i(x)} - \beta \frac{\partial M_i}{\partial t_i(x)} - \lambda_i = 0 \quad (5)$$

肉食動物の滞在時間密度の一階条件は以下の行動を表している。まず、肉食動物は時間制約のもと、人口密度および草食動物の滞在時間密度を所与として子どもの純増加数を最大化するために行動圏の境界 X 、各地点の滞在時間密度 $t_3(x)$ を決める。住宅地のある地点により長く滞在することで食品廃棄物の消費量が増加する ((5)式第1項)。一方で、人間に駆除される危険が増加する ((5)式第2項)。さらに、住宅地のその他の地点や自然地域で捕食活動に費やす時間が減少する ((5)式第3項)。 $t_3(x)$ はこれらの限界便益と限界費用が一致するところに決まる。

草食動物も同様に、肉食動物の滞在時間密度と植物密度を所与として、時間制約のもと、各地点の滞在時間密度 $t_2(x)$ を決める。

住民の行動

同質な選好をもつ住民を考える。住民は、通勤費 $\tau(x)$ を支払い都心に通勤し、賃金 w を得る。住民は、住宅面積 $f(x)$ 、それ以外の合成財の消費 $C(x)$ から効用を得る。一方で、動物が侵入してきた場合は遭遇する危険を感じ、負の効用を得る。安全のため警報システムや罠、銃などの動物を撃退する対策をしている。また、都市住

$$+ g_2(\beta_3(x)) + E(N) \quad (6)$$

ここで、 $m(x)$ は地点 x の住民が遭遇する肉食動物の数、 $g_1(m(x))$ はその数に応じて感じる恐怖感、 $\beta_3(x)$ は警報システム等の撃退対策の強度、 $g_2(\beta_3(x))$ は対策により感じる安心感を表す。 $m(x)$ が大きくなると恐怖感が増大し、 $\beta_3(x)$ が大きいほど安心感は大きい。 $E(N)$ は3種の生物の個体数の豊富さで決まる生態系サービスの質を表す。 $N = \{N_1, N_2, N_3\}$ である。所得制約は、

$$= C(x) + r(x)f(x) + \tau(x) + \beta_3(x)p \quad (7)$$

ここで、 Ω は土地の公的保有による地代収入、 $\tau(x)$ は通勤費（都心から離れるほど高い）、 A は植生密度調整の費用として一括固定課税される世帯当たりの森林環境税、 $r(x)$ は地代、 p は動物撃退対策の価格である。

同質な住民を仮定し、均衡では効用水準は場所によらず一定となる。したがって、均衡地代は均衡効用水準 V が与えられたときの付け値地代と一致する。住民の付け値地代最大化は以下のように表される。

$$\max_{C(x), f(x), \beta_3(x)} r(x) = \frac{w + \Omega - A - \tau(x) - \beta_3(x)p - C(x)}{f(x)}$$

s. t. (6)

求めた $C(x)$ 、 $f(x)$ 、 $\beta_3(x)$ を目的関数に代入することで、付け値地代曲線を求めることができる。

$$r(x) = r(\Omega - A, G(x)) \quad (8)$$

ここで、 $G(x) = v(x) + g_1(m(x)) - E(N)$ である。

市場均衡条件

b_i はある期間に生き残る種 i の動物1匹の子どもの数を表すため、個体数のダイナミクスは $dN_i/dT = N_i b_i$ ($i=2, 3$) と表すことができる。

肉食動物および草食動物の個体数の定常解 N_3 、 N_2 は $dN_3/dT=dN_2/dT=0$ から求められる。

$$N_3 = \frac{\alpha_2 Q_2 - \gamma_2}{\beta_2 P} \quad (9)$$

$$N_2 = \frac{M_3 - \alpha_3 Q_3^H + \gamma_3}{\alpha_3 P} \quad (10)$$

ここで、 Q_3^H は肉食動物が住宅地で得られる食品廃棄物の消費量、 P は肉食動物と草食動物の自然地域での遭遇確率を表す²⁾。

自然地域の各地点には、 $F(x)$ だけの植物が自生し、草食動物に消費される。定常状態における植物密度 $n_1(x)$ は以下の式で表される。

$$n_1(x) = F(x) - \beta_1 t_2^A(x) N_2 \quad (11)$$

β_1 は草食動物の単位時間当たりの植物消費量を表すパラメータである。植物の総数は、

$$N_1 = \int_{Z^H}^{Z^A} n_1(x) dx \quad (12)$$

植生密度の調整にかかる費用は森林環境税 A で徴収する。

$$\bar{N}_h A = p_1 \int_{Z^H}^{Z^A} F(x) dx \quad (13)$$

p_1 は植林または伐採する費用を表す。

住民が遭遇する肉食動物の数 $m(x)$ は、 N_3 匹の肉食動物の滞在時間密度によって決まる。

$$m(x) = t_3(x) N_3 \quad (14)$$

住民は居住地を選択できるため、均衡では住民の効用水準はどの地点でも等しくなる。

$$v(x) = V, \forall x \in [0, Z^H] \quad (15)$$

地点 x に居住する住民の総住宅面積は住宅供給可能面積に一致する。

$$n_h(x) f(x) = 1 \quad (16)$$

総人口は住宅地内の人口と一致する。

$$\bar{N}_h = \int_0^{Z^H} n_h(x) dx \quad (17)$$

都市の土地の公的保有により、住民1人当たりの地代収入 Ω は、

$$\Omega \leq \frac{1}{\bar{N}_h} \int_0^{Z^H} [r(x) - r_H] dx \quad (18)$$

住宅地と自然地域の境界位置 Z^H は、都市境界の地代 $r(Z^H)$ と自然地域を住宅地として開発

する費用 r_H が一致するところで決まる。

$$r(Z^H) = r_H \quad (19)$$

均衡土地利用

人口密度は都心から離れるにつれて減少する。一方で肉食動物の滞在時間密度は、都市の境界付近では中心業務地区に近づくにつれて増加しその後ピークに達する。その後、中心業務地区に近づくにつれて徐々に減少し、最終的にはゼロになる。この理由は以下である。都心に近づくにつれて人口密度が増加し、食品廃棄物消費の限界便益が増加する。一方で、人間に遭遇し駆除される危険性（限界費用）も増加する。都市境界付近では人口密度が小さく、駆除される危険よりも得られる便益のほうが大きいため滞在時間は都心に近づくにつれて増加する。住宅地の人口密度が大きくなると、駆除される危険が大きくなるため滞在時間密度は減少していく。

次に、自然地域における動物の滞在時間密度について考える。興味深いことに、草食動物の滞在時間密度は、植物密度 $n_1(x)$ がどのような分布であっても自然地域で均一になることがわかった。草食動物は、同じ場所に長く滞在することで肉食動物に遭遇するリスクは上がるものの、できるだけ長く植物が豊富な場所にとどまりたい。肉食動物は、草食動物が豊富な場所に長く滞在したい。しかし、特定の地域に偏って滞在しすぎると、草食動物は他の場所に移動し、結果として草食動物が少ない場所で肉食動物が長く滞在することになる。草食動物を効率的に捕食するために、肉食動物は草食動物の滞在時間が自然地域全体で均一になるように各地点に滞在する。このような肉食動物と草食動物の滞在時間の空間分布は、オオカミに対するヘラジカの捕食回避行動を研究した Creel et al. (2005) で観察されている。

最適土地利用政策

社会厚生関数 W は住民の効用の総和で表す。

$$W = \int_0^{Z^H} n_h(x) v(x) dx \quad (20)$$

都市政府は、住民および動物行動を所与として社会厚生関数 W が最大になるように(1)自然地域の各地点の森林密度調整、(2)都市境界規制を実施する。

政策(1)では、植林や伐採により草食動物のエサである植物の密度を調整する。例えば、広葉樹林と針葉樹林が混在している場所を広葉樹林に変えるなどの政策が当てはまる。これにより、間接的に動物の滞在時間密度を変化させることができる。政策(2)では自然地域の面積を調整する。これにより動物の個体数および植物の本数や住宅地の人口密度が変化する。

最適な都市境界規制 Z^{H*} と植生密度調整 $n_1^*(x)$ は、次式で定義される。

$$[Z^{H*}, n_1^*(x)] = \arg \max_{Z^H, n_1(x)} W \text{ s.t. (2)-(5), (8)-(18)}$$

ラグランジアンを用いて土地利用政策の最適条件を導出する³⁾。

生物の社会的限界価値

各政策の最適条件を導出する前に、生物の社会的限界価値を導出する。その理由は、最適政策は、政策によって変化する生物個体数が社会厚生にどのように影響を与えるかに応じて決まるからである。

〈命題1〉 肉食動物、草食動物の社会的限界価値 S_3 、 S_2 はそれぞれ正負どちらもあり得る。

肉食動物の社会的限界価値は生態系サービスの質と人間へ与える恐怖感で構成されている。肉食動物が増加すると生態系サービスの質が改善する。一方で、住民が肉食動物に遭遇する恐怖感が増加する。それぞれの大きさに応じて社会的限界価値は正負どちらもあり得る。

草食動物の社会的限界価値は生態系サービスの質と植物数へ与える影響、肉食動物の住宅地での滞在時間へ与える影響で構成されている。草食動物が増加すると、生態系サービスの質が

改善する。さらに、肉食動物がエサを求めてより長い時間自然地域に留まるため、住民の恐怖感が減少する。一方で、植物が減少するため生態系サービスの質が低下する。それぞれの大きさに応じて社会的限界価値は正負どちらもあり得る。

植生密度調整

〈命題2〉

(i) 自然地域の各地点の植生密度調整の最適条件は以下で表される。

$$\underbrace{\bar{N}_h \frac{\partial E}{\partial N_1}}_{\substack{>0 \\ \text{植物の増加による} \\ \text{生態系サービスの} \\ \text{質の改善}}} + S_3 \underbrace{\frac{\partial N_3}{\partial n_1(x)}}_{\substack{>0 \\ \text{肉食動物の増加}}} = \underbrace{p_1}_{\substack{\text{植生密度の} \\ \text{調整費用}}} \quad (21)$$

(ii) 植生密度は場所によらず均一にすることが最適である。

植物を1単位増加すると生態系サービスの質が改善する。また、植物が増加することで、草食動物のエサが増加し、草食動物の子どもの数が増加する。その結果、定常状態ではそれを捕食する肉食動物の個体数が増加する。肉食動物増加が社会厚生に与える影響は、肉食動物の社会的限界価値 S_3 の符号に依存する。これらの外部性が植物を植える費用と一致するように植生密度を調整することが最適である。

均衡時の植物の数は植物の生産関数や生産効率等のパラメータに依存しているため、最適値との乖離は現状の本数が(21)式を満たしているに基づく。自生する植物の密度に応じて、最適値は現状より多い場合も小さい場合もあり得る。

(21)式から命題(ii)を得ることができる。均一な植生密度が、非均一な植生密度よりも効率的である理由は以下の通りである。一様な植生密度のもとでは、肉食動物も草食動物も滞在時間密度がどこでも等しくなる。これは、草食動物、肉食動物ともに1か所に偏って滞在することは非効率だからである。しかしながら、植物密度が一様でない条件下では、前の節で述べたよう

に、植物密度が一様でないにもかかわらず、草食動物は一様に分布する。つまり、草食動物は植物の少ないところにいる時間が長くなり、植物の多いところにいる時間が短くなるので、草食動物の捕食に非効率が生じている。その結果、草食動物、肉食動物ともに個体数は植生密度が一様の場合に比べて少ない。したがって、動物の個体数を増やし、生態系サービスの質E(N)を改善するために、都市政府は植生密度を場所によらず均一にする必要がある。

都市境界規制

都市境界の最適条件は、

$$r(Z^H) - r_H = \underbrace{\bar{N}_h \frac{\partial E}{\partial N_1} n_1(Z^H)}_{\text{自然地域の縮小による植物の減少}} - \underbrace{p_1 F(Z^H)}_{\text{植生調整費用の削減}} - \underbrace{S_3 \frac{dN_3}{dZ^H}}_{\text{肉食動物の変化}} - \underbrace{S_2 \frac{dN_2}{dZ^H}}_{\text{草食動物の減少}} \quad (22)$$

(22)式の左辺=0が市場均衡(19)式を表すため、最適な都市境界の位置 Z^H は市場均衡とは異なる。右辺の各項が都市サイズを拡大した場合に発生する外部性である。命題1より、生物の社会的限界価値が正負どちらもとり得るので、最適な都市サイズに関して以下の命題を得ることができる。

〈命題3〉 最適な都市サイズは均衡都市サイズと比べて大きい場合も小さい場合もあり得る。

生態系保全のための都市サイズ規制に関する先行研究では、最適な都市サイズは市場均衡に比べて小さいことを示している (Brueckner 2000; Walker 2001; Eppink et al. 2004; Eichner and Pethig 2006)。しかし、肉食動物の都市への侵入を考慮した場合は、都市サイズを拡大する政策が望ましい場合もあり得ることを示している。

その理由は2つある。1つ目は、都市拡大で肉食動物が増加する場合があるからである。2つ目は、命題1に示すように生物の社会的限界価値が正負どちらもとり得るからである。動物

が都市へ侵入しない状況を分析した先行研究では、都市拡大によって全ての生物が減少し、その社会的限界価値も必ず正である。そのため、都市を縮小し、生物の個体数を増加させることが望ましいという結果になる。

なぜ都市拡大によって肉食動物が増加する場合があるのか。自然地域を住宅地として開拓すると、開拓された場所の植物が消滅する。草食動物はこの場所で植物を消費できない。しかしながら、それと同時にこの場所で肉食動物に遭遇するリスクも低下する。都市サイズ規制を実施する前に肉食動物がこの場所に長く滞在していた場合は、草食動物がこの場所で捕食されるリスクは大きく減少する。結果として、草食動物の子ども数が増加し、定常状態では肉食動物が増加する。このように都市サイズを調整する場合は、野生動物の空間的な行動分布を事前に捉えることが重要である。Eichner and Pethig (2006) のモデルではこの点が考慮できないため、最適な都市境界規制の在り方が本研究とは異なる。

土地利用政策の定量的厚生分析

定量分析の目的は以下の2点である。1点目は2つの土地利用政策について、どのような状況でどちらの政策がより効率的か調べることである。2点目は複数の政策を組み合わせたとき、効率性はどのくらい改善するかを調べることである。土地利用政策の効率性は、Yoshida and Kono (2017) で定義されたファーストベスト (すなわち、人間の人口密度だけでなく動物の行動分布も直接制御された理想の状態) の社会厚生と、2つの政策を実施した場合の社会厚生を比較することによって評価する⁴⁾。

パラメータ設定

住宅地と自然地域からなるエリアの全長が60km、幅が1kmの線形都市を考える。都市境界の位置は内生的に決まる。住宅地は4つの離散的なゾーンに、自然地域は5つの離散的なゾー

ンに分割する。総世帯数 $\bar{N}_h$ は2万とする。効用関数は以下のように準線形で特定化した。

$$v(x) = C(x) + b \ln f(x) - c_1 m(x) + c_2 \ln \beta_3(x) + \sum_{i=1}^3 \theta_i N_{i_0}$$

ここで、 b 、 c_1 、 c_2 は正のパラメータである。使用するパラメータは、可能な限り先行研究や実世界の状況から収集した。Kono and Kawaguchi (2015)と同様に、1世帯当たりの年間所得は4万米ドルとした。効用関数の住宅パラメータ b は8000とした。これは4万米ドルの収入のうち20%が住宅に費やされることを意味する。CBDへの移動回数を1人当たり年間225往復、平均速度を時速30km、移動時間を含めた移動コストを時速30USドルとする。さらに宅地開発費 r_h を1万5000米ドルとする。

次に、ロトカ=ボルテラ方程式の生態系パラメータである α_3 、 α_2 、 β_2 、 β_1 、 γ_3 、 γ_2 の設定と、人間の効用と生態系の相互作用を表すパラメータである θ_i 、 c_1 、 c_2 を設定する。 θ_i は種 i の生物のが1個体存在することによって発生する生態系サービスの価値を表しており、種 i の生物の豊富さが社会厚生に与える影響を表すパラメータである。 c_1 は都市に侵入する肉食動物に対する人間の恐怖心を表す。 c_2 は警報システムや銃などのリスク増大策を導入することによる人間の安心感を表す。また、野生動物の採餌可能性なエサの密度関数も特定化する。

これらのパラメータや関数は、人間と生態系の相互作用や生物種によって異なる。例えば、対象となる生物種から得られる生態系サービスを人々がどの程度評価しているかによって異なる。本稿では $c_1=5,000$ 、 $c_2=0.000117$ とした。その他の生態系パラメータは生物種に依存するものの、同じ食物連鎖の中にいる限り、肉食動物の数は草食動物の数よりも少ない。食物連鎖を満足させるように生態系パラメータを次のように設定した： $\alpha_3=0.889$ 、 $\alpha_2=0.604$ 、 $\beta_2=1.43$ 、 $\beta_1=5.2$ 、 $\gamma_3=0.244$ 、 $\gamma_2=0.193$ 。植生密度調整にかかる植林および警報システム等の撃退対策の単位費用をそれぞれ $p_1=1$ と $p=1$ に設定した。

本稿では、次の2つの仮想都市でシミュレーションを行なう。

- (i)植物が少ない自然地域が隣接し、そこにいる生物の存在価値は低い場合。
- (ii)植物が豊かな自然地域が隣接し、そこにいる生物の存在価値は高い場合。

仮想都市(i)では、生物の存在価値パラメータを $\theta_1=\theta_2=\theta_3=300$ 、自生する植物密度 $F(x)$ を $x \in (Z^H, 20]$ のゾーンで5.4、 $x \in (20, 30]$ のゾーンで6.3、 $x \in (30, 40]$ のゾーンで7.2、 $x \in (40, 50]$ のゾーンで8.1、 $x \in (50, 60]$ のゾーンで9.0に設定した。仮想都市(ii)では、生物の存在価値パラメータを $\theta_1=\theta_2=\theta_3=1000$ 、自生する植物密度 $F(x)$ を $x \in (Z^H, 20]$ のゾーンで6.6、 $x \in (20, 30]$ のゾーンで7.7、 $x \in (30, 40]$ のゾーンで8.8、 $x \in (40, 50]$ のゾーンで9.9、 $x \in (50, 60]$ のゾーンで10.1に設定した。

計算結果

計算結果を表1に示す。仮想都市(i)では市場均衡における都市の境界は $x=18$ に位置し、都市境界規制により都市の境界は $x=20$ に調整される。本稿で用いたパラメータのもとでは、最適な都市サイズは均衡の都市サイズよりも大きくなる可能性があることが示された。

都市を拡大することで、生物の個体数は減少するため生態系サービスの質が低下する。しかしながら、肉食動物の数も減少するため動物被害は大きく緩和される。以上から、生物の価値が低い場合は、都市を拡大し、生物の数を減らして動物被害を軽減すべきである。

仮想都市(ii)では、都市境界規制により都市の境界は $x=8$ に調整される。つまり、最適都市サイズは市場均衡よりも小さい。これにより生態系サービスの質は改善する。すなわち、生物の価値が高い場合は、都市を縮小して生態系サービスの質を改善することが望ましい。

厚生改善率に関しては、仮想都市(i)では、(1)最適植物密度、(2)都市境界規制でそれぞれファーストベストの厚生の58%、36%を得た。(2)と

表 1 一数值計算結果

仮想都市 (i)

	厚生 改善率 (%)	都市境界 の位置 Z^H (km)	生物個体数			社会的限界価値		動物被害 (\$/世帯)	生態系 サービス (\$/世帯)
			肉食動物 N_3	草食動物 N_2	植物 N_1	肉食動物 S_3	草食動物 S_2		
市場均衡	–	18	1.1	10.8	30.6	–	–	312	12749
1) 植生密度調整	58	18	2.7	10.9	36	2985	5017	706	14903
2) 都市境界規制	36	20	0.84	9.9	27.1	3671	5879	6.5	11347
1) + 2)	79	20	2.4	10.7	34.4	3823	5024	419	14245
ファーストベスト	100	20	1.8	11	34.5	6000	5274	3.0×10^{-6}	14191

仮想都市 (ii)

	厚生 改善率 (%)	都市境界 の位置 Z^H (km)	生物個体数			社会的限界価値		動物被害 (\$/世帯)	生態系 サービス (\$/世帯)
			肉食動物 N_3	草食動物 N_2	植物 N_1	肉食動物 S_3	草食動物 S_2		
市場均衡	–	18	3.1	10.9	37.3	–	–	785	51288
1) 植生密度調整	0.1	18	4.3	11	41.5	17225	19798	1028	56704
2) 都市境界規制	35	8	2.4	12.8	43.6	17654	20001	1437	58847
1) + 2)	83	8	4.2	13.1	51.2	17983	20101	2339	68484
ファーストベスト	100	8	3.7	14.3	51.1	20000	17578	1.8×10^{-9}	69085

(3)の組み合わせでは、ファーストベストの厚生の79%を達成できた。仮想都市(ii)では、(1)最適植物密度、(2)都市境界規制でそれぞれ0.1%、35%、(2)と(3)の組み合わせでは、ファーストベストの厚生の83%を達成できた。最適植物密度の厚生改善率が非常に小さい理由は、最適な自然地域の面積が市場均衡と比べてかなり大きい。そのため、植生密度を改善したとしても自然地域の面積自体が小さすぎるため、最適な生物個体数に遠く及ばないからである。

まとめ

本稿では、都市境界規制と植生密度調整を3種の食物連鎖で構成される生態系が存在する自然地域が隣接した単一中心の閉鎖都市で分析した。分析結果から、(i)生物の価値が低い場合は、都市を拡大し、生物の数を減らして動物被害を軽減すべきこと、(ii)価値が高い場合は、都市を縮小し、生態系サービスの質を改善することが望ましいことがわかった。

定量的厚生分析の結果から、都市境界規制は生態系の価値や野生植物の密度などの外生的状況にかかわらず有効な政策となりうる。しかし、

植生密度調整の有効性は、外生的な状況に依存する。理論分析の結果から、植物の密度は場所によらず等しくすべきことがわかった。しかしながら、最適な自然地域の面積が市場均衡の面積と大きく異なる場合、この政策だけを実施しても社会厚生はあまり改善されない。このような状況では、都市境界規制と植物密度制御の組み合わせが有効である。つまり、都市境界規制によって自然地域を創出し、創られたエリアの植物密度を最適なレベルに調整することで大きな厚生改善が見込める。複数の政策を組み合わせることで、外生的な状況にかかわらず8割以上の厚生改善につながることも示された。

本稿では、最適土地利用政策を分析できるフレームワークを提供することが目的であるため、最も基本的な生態系モデルを使用している。しかしながら、行動パターンや繁殖などの特徴が異なるため、種によっては基本モデルよりもメタポピュレーションモデルなどの他の生態系モデルのほうが適している場合もある（例えばHanski 1998）。しかしながら、特定のケースであっても、本稿に示すフレームワークを使用することで、自然生態系と調和のとれた都市構築

のための土地利用政策の分析ができる。吉田ら (2019) は、都市と農地と自然地域の3つのゾーンを考え、農業被害減少と生物保全のための土地利用政策について分析している。

注

- 1) 肉食動物は自然地域と住宅地の両方で捕食活動するため、それぞれのエリアで異なるエサの密度に直面する。自然地域のエサ（すなわち草食動物）の密度は $t_2(x)N_2$ 、住宅地における採餌可能な食品廃棄物の密度は $q_3(n_h(x), t_3(x))$ である。草食動物が採餌可能な植物の密度は $q_2(n_1(x), t_2(x))$ 、 $n_1(x)$ は地点 x に存在する植物密度である。草食動物が直面する肉食動物の密度は $t_3(x)N_3$ 、肉食動物が住宅地で遭遇する人口密度は $k(x)n_h(x)$ である。 $n_h(x)$ は居住する人口密度、 $k(x)$ は人間と遭遇しやすさを表すパラメータである。
- 2) 肉食動物のエサ消費量 Q_3 は、自然地域での消費量 Q_3^H と住宅地での消費量 Q_3^A で構成される。

$$Q_3^H = \int_X^{ZH} t_3(x)q_3(n_h(x), t_3(x))dx$$

$$P = \int_{ZH}^{ZA} t_2(x)t_3(x)dx.$$

- 3) ラグランジアンを以下に示す。

$$\begin{aligned} L = & \frac{1}{\mu} \int_0^{ZH} v(x)n_h(\Omega - A, G(x))dx \\ & + \left[\int_0^{ZH} [r(\Omega - A, G(x)) - r_H]dx - \bar{N}_h\Omega \right] \\ & + \int_0^{ZH} \phi(x)[V - v(x)]dx + \chi[\bar{N}_hA - p_1 \int_{ZH}^{ZA} F(x)dx] \\ & + \lambda_3 \left[\bar{T} - \int_X^{ZA} t_3(x)dx \right] + \lambda_2 \left[\bar{T} - \int_{ZH}^{ZA} t_2(x)dx \right] \\ & + \int_{ZH}^{ZA} s_1(x)[F(x) - \beta_1 t_2(x)N_2 - n_1(x)]dx \\ & + S_1 \left[\int_{ZH}^{ZA} n_1(x)dx - N_1 \right] \\ & + S_3 \left[\frac{\alpha_2 \int_{ZH}^{ZA} q_2(n_1(x), t_2(x))dx - \gamma_2}{\beta_2 \int_{ZH}^{ZA} t_2(x)t_3(x)dx} - N_3 \right] \\ & + S_2 \left[\frac{\int_X^{ZH} t_3(x) \left[-\alpha_3 q_3(n_h(x), t_3(x)) \right] dx + \gamma_3}{\alpha_3 \int_{ZH}^{ZA} t_3(x)t_2(x)dx} - N_2 \right] \\ & + \sum_{i=2}^3 \int_{D_i} \gamma_i(x) \left\{ \alpha_i \frac{\partial Q_i}{\partial t_i(x)} - \beta_i \frac{\partial M_i}{\partial t_i(x)} - \lambda_i \right\} dx \end{aligned}$$

ここで、 μ 、 $\Psi(x)$ 、 λ_2 、 λ_3 、 χ 、 $s_1(x)$ 、 S_1 、 S_2 、 S_3 、 $\gamma_2(x)$ 、 $\gamma_3(x)$ はラグランジュ乗数である。

- 4) 通常は動物の滞在時間密度を直接制御することはできない。土地利用政策によって社会厚生が理想の状態にどの程度近づくかを分析するためにこのファーストベストを定義した。

参考文献

- Alonso, W. (1964) *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*, Harvard University Press.
- Brueckner, J. K. (2000) "Urban Sprawl: Diagnosis and Remedies," *International Regional Science Review*, Vol.23(2), pp.160-171.
- Cardinale, B. J., J. E. Duffy, A. Gonzalez, D. U. Hooper, C. Perrings, P. Venail, and S. Naeem (2012) "Biodiversity Loss and Its Impact on Humanity," *Nature*, Vol.486 (7401), pp.59-67.
- Côté, S. D., T. P. Rooney, J. P. Tremblay, C. Dussault, and D. M. Waller (2004) "Ecological Impacts of Deer Overabundance," *Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics*, Vol.35, pp.113-147.
- Creel, S., J. Winnie Jr, B. Maxwell, K. Hamlin, and M. Creel (2005) "Elk Alter Habitat Selection as An Antipredator Response to Wolves," *Ecology*, Vol.86 (12), pp.3387-3397.
- Eppink, F. V., J. van den Bergh, and P. Rietveld (2004) "Modelling Biodiversity and Land Use: Urban Growth, Agriculture and Nature in A Wetland Area," *Ecological Economics*, Vol.51(3), pp. 201-216.
- Eichner, T., and R. Pethig (2006) "Economic Land Use, Ecosystem Services and Microfounded Species Dynamics," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.52(3), pp.707-720.
- Hanski, I. (1998) "Metapopulation Dynamics," *Nature*, Vol.396 (6706), pp.41-49.
- Kono, T., and H. Kawaguchi (2016) "Cordon Pricing and Land Use Regulation," *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol.119(2), pp.405-434.
- Poessel, S. A., S. W. Breck, T. L. Teel, S. Shwiff, K. R. Crooks, and L. Angeloni (2013) "Patterns of Human-Coyote Conflicts in the Denver Metropolitan Area," *The Journal of Wildlife Management*, Vol.77 (2), pp.297-305.
- Seto, K. C., B. Gueneralp, and L. R. Hutya (2012) "Global Forecasts of Urban Expansion to 2030 and Direct Impacts on Biodiversity and Carbon Pools," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 109(40), pp.16083-16088.
- Walker, R. (2001) "Urban Sprawl and Natural Areas Encroachment: Linking Land Cover Change and Economic Development in the Florida Everglades," *Ecological Economics*, Vol.37(3), pp.357-369.
- Yoshida, J., and T. Kono (2017) "Cities and Biodiversity: Spatial Efficiency of Land Use," Social Sciences Research Network (SSRN) Working Paper. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2998457>.
- 吉田惇・井元智子・河野達仁 (2019) 「クマ被害軽減と生物保全のための最適土地利用政策」『土木学会論文集』D3 (土木計画学), 第75巻2号、47-58頁。

家計の居住用不動産が株式保有に及ぼす影響

祝迫得夫・小野有人・齋藤 周・徳田秀信

はじめに

日本の家計の保有する金融資産に占めるリスク資産の比率が低いことは広く知られている。日本銀行によれば、日本の家計が保有する株式の比率が10%に過ぎないのに対し、米国は33%、ユーロエリアは17%である（数値は2020年3月時点での各国の資金循環統計に基づく¹⁾）。一方、現預金の比率は日本54%、米国14%、ユーロエリア35%であり、日本の家計の金融資産構成が現預金に偏っていることが確認できる。

日本の家計の金融リスク資産の保有割合が低いのはなぜかについては、わが国でもこれまでに多くの研究が行なわれてきた（例えば、塩路・平形・藤木（2013）、福原（2016）を参照）。また、家計のリスク資産、とくに株式保有に関する定型化された事実が、標準的な経済理論の予想とは異なることを背景として、家計のリスク資産保有の決定要因については、海外でも多くの研究が蓄積されてきた（祝迫 2012）。これらのうち有力な仮説の一つは、家計の資産形成のかなりの部分を占める持ち家（居住用不動産）によって、家計の金融資産市場でのリスク資産投資が抑制されている可能性である。ただし、居住用不動産が株式保有に及ぼす影響を検証したこれまでの実証研究の結果は、後述するように区々である。

本稿では、この点に関して日本のデータを用いて検証した Iwaisako et al. (2021)（以下、「本研究」）に基づき、家計の居住用不動産が株

式保有に及ぼす影響について検討する。本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、家計の金融リスク資産保有に関するこれまでの理論・実証研究をレビューする。第2節では、分析手法と分析に用いるデータを説明する。第3節では、分析結果を報告する。最後に結論を述べる。

1 先行研究と本研究の着眼点

いくつかの理論研究は、居住用不動産保有に伴って生じるいくつかのリスクによって、家計の金融リスク資産保有が抑制される可能性を指摘している。第一は、居住用不動産の価格変動リスクが、株式などの他のリスク資産保有を抑制する効果である（Flavin and Yamashita 2002）。第二は、住宅ローンのような長期的に一定の支出を行なうことにコミットすることによるリスクである（Fratantoni 2001）。第三は、居住用不動産の分割不可能性・非流動性によって、家計のリスク回避的な選好が増幅され、金融リスク資産保有が抑制される可能性である（Chetty and Szeidl 2007; Grossman and Laroque 1990）。他方で、居住用不動産が金融リスク資産の保有をクラウドアウトさせることに対して懐疑的な研究も存在する。例えば、Sinai and Souleles (2005) は、賃貸住宅の家賃にも価格変動リスクがあること、居住用不動産は賃貸住宅の家賃の変動リスクに対するヘッジ手段となることを指摘している。また彼らは、居住用不動産の価格変動リスクが顕在化するのとは引

越などの時に限られ、引越時に購入する新たな居住用不動産の価格と売却する古い居住用不動産の価格の間には正の相関がある可能性が高いことから、居住用不動産の価格変動リスクはあったとしても小さいのではないかと論じている。Yao and Zhang (2005) は、労働所得などの完全にはヘッジできないリスクが存在する場合、ホームエクイティ（居住用不動産の資産価値とそれに付随する負債の差）はリスクに対するバッファーとなること、ホームエクイティが増加した家計は、リスク分散の観点から株式保有を増加させることを指摘している。

実証研究上も、居住用不動産が株式などの金融リスク資産の保有を増やすかどうかについて明確なコンセンサスは得られていない。例えば、Fratantoni (1998)、Faig and Shum (2002) は住宅ローンの返済や住宅を取得するための貯蓄が金融リスク資産の保有を抑制する可能性を指摘している。これに対して、Heaton and Lucas (2000) は、住宅ローンと株式保有の間には正の相関があると報告している。また、居住用不動産と株式保有の関係は非線形である (Yamashita 2003)、両者の間に有意な関係はない (Shum and Faig 2006) と報告している研究もある。日本のデータを用いた研究でも、居住用不動産と株式保有の関係が負であることを指摘した研究 (Iwaisako 2009; 祝迫 2012; 徳田・齋藤 2014) もあれば、正であることを指摘した研究 (駒井・阿部 2005) もある。実証研究上、コンセンサスが得られていない背景には、以下のような論点がある。

第一に、家計がすでに保有している住宅の価値と、家計がこれから購入しようとする住宅の価値を区別して分析することが重要である。地価の上昇は、すでに住宅を保有している家計にとってはプラスの資産効果として働くが、これから住宅を購入しようとしている家計にとってはマイナスに働くからである。両者の価格の違いを上手くコントロールできなければ、居住用不動産が金融ポートフォリオ選択に与える影響

を正しく評価することはできない。本研究では、分析サンプルを既に居住用不動産を保有している家計に限定することで、この問題に対処する。

実証分析上の第二の論点は、上述した居住用不動産に付随するさまざまなリスクによる影響と、居住用不動産の資産価値と負債価値の差であるホームエクイティの影響を識別して分析することである。例えば、居住用不動産の価格が上昇した場合、家計にとっては、リスク資産である居住用不動産のエクスポージャーが増加する一方で、ホームエクイティも増加する。これら2つの効果の識別は、本研究および本研究が依拠した Chetty et al. (2017) の実証戦略上もとても重要な点であり、次節にて詳述する。

第三に、リスク効果や資産効果が、株式以外のリスク資産・負債に影響する可能性に注意する必要がある²⁾。先述した Fratantoni (2001) は、住宅ローンには長期的に一定の支出に対してコミットするリスクがあることを指摘しているが、このことは、リスク効果や資産効果が株式保有だけでなく住宅ローンの返済行動にも影響する可能性を示唆している。本研究では、この点についても検証を行なう。

2 分析方法とデータ

2.1 分析方法

本研究は、Chetty et al. (2017) の分析方法を日本のデータに応用したものである。われわれが考える Chetty et al. (2017) の貢献は、以下の2点である。第一は、居住用不動産が株式シェア（株式／金融資産）に及ぼす影響について、資産である住宅価額の変動を通じた「リスク効果」と、純資産であるホームエクイティ（住宅価額－住宅ローン）の変動を通じた「資産効果」を識別した簡便な理論モデルを構築したことである。第二は、これら2つの効果を実証的に検証する方法を考案し、アメリカの家計レベルのマイクロデータを用いて分析したことである。以下では、Chetty et al. (2017) の概要を解説しながら、本研究の実証戦略について述



写真左から
 いわいさこ・とくお／一橋大
 学経済研究所教授
 おの・ありと／中央大学商学
 部教授
 さいとう・あまね／年金積立
 金管理運用独立行政法人投
 資戦略部主事
 とくだ・ひでのぶ／国際連合
 貿易開発会議技術・物流部
 経済担当官

べる。

Chetty et al. (2017) の理論モデルでは、住宅価額の増加（ただし家計のホームエクイティは一定とする）は以下の3つの波及経路を通じて家計の株式シェアを低下させる（リスク効果）。第一に、価格変動リスクのある居住用不動産が増加すると、他のリスク資産（株式）への投資が抑制される。第二に、流動性の低い居住用不動産が増加すると、家計の資産ポートフォリオに占める非流動的な資産の割合が上昇するため、リスク資産である株式保有が抑制される。第三に、ホームエクイティ一定の下での住宅価額の増加は住宅ローンの増加と同義であるため、住宅ローン負担の増加を通じて、やはり株式投資が抑制される。一方で、住宅価額一定の下でのホームエクイティの増加は、住宅ローンの減少によるリスク許容度の上昇や分散投資効果を通じて家計の株式シェアを上昇させる（資産効果）。

上記の理論的な予想に基づき、Chetty et al. (2017) は以下の回帰式を推定している。

$$\text{Stock share}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Property value}_{it} + \beta_2 \text{Home equity}_{it} + \gamma \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

ここで Stock share, Property value, Home equity は、それぞれ家計 i の株式シェア、保有する住宅価額（居住用不動産の時価価額）、ホームエクイティである。 $\mathbf{X}_{it}$ は株式シェアに影響すると考えられる他のコントロール変数である。理論モデルに基づけば、 β_1 はマイナス（リ

スク効果）、 β_2 はプラス（資産効果）の値をとると予想される。また、 $\beta_1 + \beta_2$ は、住宅ローンが一定の下で住宅価額、ホームエクイティがともに増大した場合の株式シェアへの影響を表しており、その符号は、リスク効果と資産効果の大小に依存する。

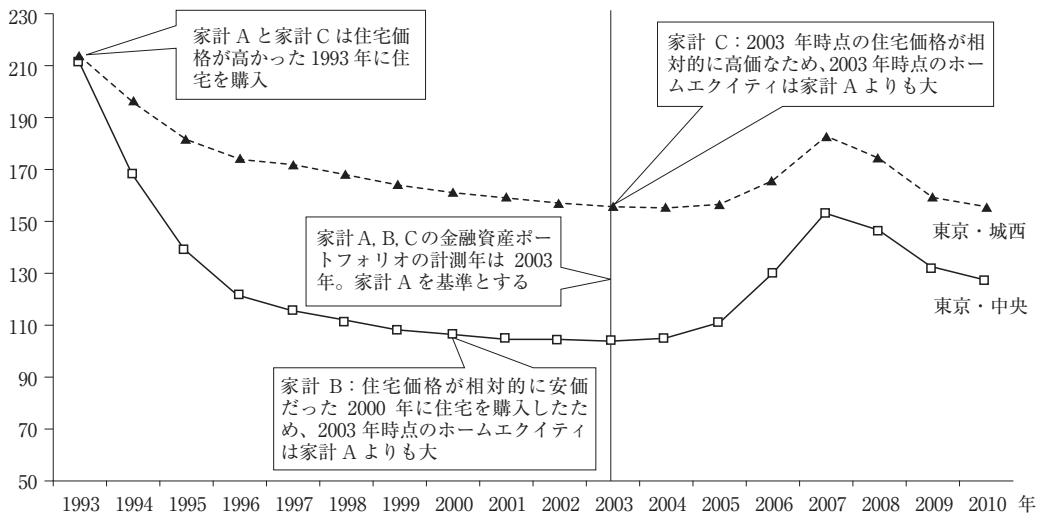
ここで注意が必要なのは、株式シェア、住宅価額、ホームエクイティは、いずれも家計の内生的な意思決定に基づいて決まることである。このため、(1) 式を通常の最小二乗法で回帰すると、内生性の問題による推定バイアスが生じる可能性がある。例えば、家計が期待する生涯所得を分析者が観察できず $\mathbf{X}_{it}$ としてコントロールできない場合、期待生涯所得の高い家計ほど、より高価な住宅を買う一方で、リスク許容度が高いため株式シェアも大きくなり、推定された β_1 には正の推定バイアスが生じる可能性が高い。その結果、理論的に予想される負のリスク効果は観察されないかもしれない。

こうした推定バイアスに対処するため、Chetty et al. (2017) は3つの分析方法を考案しており、本研究では、その一つを用いる。具体的には、「家計が住宅を購入した年」における居住地域の平均地価（Lprice_purchase）と「家計の株式シェアが計測された年」の居住地域の平均地価（Lprice_current）の2つを操作変数とした回帰分析を行なう。その基本的なアイデアは、以下のようなものである（図1）³⁾。

2003年時点で、同じ地域（東京・中央）に住

図1—東京・中央地域と東京・城西地域の平均地価の推移

(1983年=100)



出所) Iwaisako et al. (2021) Figure 1から筆者作成。

む家計 A、B が品質等が同じ住宅を保有しているとする。ただし、家計 A は地価が高かった 1993 年に、家計 B は地価が低下した 2000 年に住宅ローンを借りて住宅を購入した。このとき、計測年である 2003 年の家計 A、B の住宅価額 Property value は等しいが、ホームエクイティ Home equity は、地価の低い時期に住宅を購入した家計 B のほうが大きいと考えられる。こうした家計 A、B 間のホームエクイティの違いは、住宅購入年における平均地価 Lprice_purchase を操作変数として用いることで把握できる。次に、2003 年に別の地域（東京・城西）に住む家計 C を考える。家計 C は、家計 A と同じ 1993 年に品質等が同じ住宅を購入した。また、図 1 に示す通り、家計 C の居住地域の地価の下落率は家計 A の居住地域の地価下落率よりも緩やかであったとする。このとき、家計 A、C の住宅ローンは等しいが、住宅価額、ホームエクイティは、2003 年時点での地価が高い地域に居住している家計 C のほうが大きいと考えられる。こうした家計 A、C 間の現在の住宅価額の違いは、居住地域の現在の平均地価 Lprice_current を操作変数とすることで把握できる。

以上の考え方にに基づき、Chetty et al. (2017) は、Lprice_purchase、Lprice_current を操作変数とする以下の式を、2 段階最小二乗法によって推定している。

$$\text{Stock share}_{it} = \alpha + \beta_1 \widehat{\text{Property value}}_{it} + \beta_2 \widehat{\text{Home equity}}_{it} + \gamma \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2a)$$

$$\widehat{\text{Property value}}_{it} = \delta + \lambda_1 \text{Lprice_present}_j + \lambda_2 \text{Lprice_purchase}_j + \eta \mathbf{X}_{it} + u_1 \quad (2b)$$

$$\widehat{\text{Home equity}}_{it} = \zeta + \sigma_1 \text{Lprice_present}_j + \sigma_2 \text{Lprice_purchase}_j + \theta \mathbf{X}_{it} + u_2 \quad (2c)$$

ここで添字 j は家計 i の居住地域を表している。(2a) 式における $\widehat{\text{Property value}}$ 、 $\widehat{\text{Home equity}}$ は、(2b) 式、(2c) 式から抽出された居住地域・年の平均地価の違いに基づく外生的な住宅価額、ホームエクイティである。また、(2b) 式にて $\lambda_1 > 0$ 、(2c) 式にて $\sigma_1 > 0$ 、 $\sigma_2 < 0$ が予想される。

以上が Chetty et al. (2017) の実証戦略であるが、本研究では、Chetty et al. (2017) に対して 2 つの改善を試みている。第一に、ホームエクイティの代わりに住宅ローンの当初借入額を主要な説明変数として用いる。Chetty et al. (2017) は、平均地価が高い時期に住宅を購入した家計の現在のホームエクイティは小さい

((2c)式の $\sigma_2 < 0$)と想定しているが、これは、住宅ローンの返済額が購入時点の地価にかかわらず一定であることを暗黙のうちに仮定している⁴⁾。しかし、もし平均地価が高い時期に高価な住宅を購入した家計（すなわちホームエクイティが小さい家計）が住宅ローンの返済をより積極的に行なう場合、 σ_2 の符号がどうなるかはわからない。一方、住宅を購入した年における平均地価が当初の住宅ローン借入額に及ぼす影響は明らかに正であり、かつ、この効果はその後の家計の住宅ローンの返済行動にも依存しない。このため、本研究では、以下の式を2段階最小二乗法によって推定する。

$$\begin{aligned} \text{Stock share}_{it} &= \alpha' + \beta_1' \widehat{\text{Property value}_{it}} \\ &+ \beta_2' \widehat{\text{Initial mortgage}_{it}} + \gamma' \mathbf{X}_{it} + \epsilon_{it}' \quad (3a) \\ \text{Property value}_{it} &= \delta + \lambda_1 \text{Lprice_present}_j \\ &+ \lambda_2 \text{Lprice_purchase}_j + \eta \mathbf{X}_{it} + u_1 \quad (3b) \\ \text{Initial mortgage}_{it} &= \xi + \pi_1 \text{Lprice_present}_j \\ &+ \pi_2 \text{Lprice_purchase}_j + \kappa \mathbf{X}_{it} + u_2. \quad (3c) \end{aligned}$$

ここでInitial mortgageは家計*i*の住宅ローン当初借入額である。(3b)式にて、現在の平均地価はその地域に居住する世帯の現在住宅価額にプラスの影響を及ぼすと考えられる ($\lambda_1 > 0$)。また、(3c)式にて、住宅購入時の平均地価はその地域に居住する世帯の住宅ローン当初額にプラスの影響を及ぼすと考えられる ($\pi_2 > 0$)。

Chetty et al. (2017) の議論を踏まえると、(3a)式における係数は以下の通り予想される。 β_1 は住宅ローン当初借入額が一定の下での住宅価額の増加の効果を表しており、負のリスク効果と正の資産効果の両方が反映される ((2a)式の $\beta_1 + \beta_2$ とほぼ等しい)。このため、 β_1 の符号は、リスク効果と資産効果の大小に依存する。 β_2 は住宅価額が一定の下での住宅ローン当初借入額の増加の効果を表しており、負の資産効果を表している ($\beta_2 < 0$)。最後に、 $\beta_1 + \beta_2$ はホームエクイティ一定の下での住宅価額、住宅ローン当初借入額の増加の効果を表しており、(2a)式におけるリスク効果 ($\beta_1 < 0$) にほぼ対応す

るため、負の値をとると予想される。なお、これまで説明したように、(3a)式と(2a)式とでは主要な独立変数が異なるため、係数の解釈も異なる点に注意する必要がある。

Chetty et al. (2007) に対する本研究の第二の改善点は、住宅ローンの返済額を従属変数とする分析を追加的に行ない、株式保有と住宅ローン返済との補完・代替関係を検証している点である。具体的には、以下の式を2段階最小二乗法によって推定する。

$$\begin{aligned} \text{Mortgage amount repaid}_{it} &= \alpha^M + \beta_1^M \widehat{\text{Property value}_{it}} \\ &+ \beta_2^M \widehat{\text{Initial mortgage}_{it}} + \gamma^M \mathbf{X}_{it} + \epsilon_{it}^M \quad (4a) \\ \text{Property value}_{it} &= \delta + \lambda_1 \text{Lprice_present}_j \\ &+ \lambda_2 \text{Lprice_purchase}_j + \eta \mathbf{X}_{it} + u_1 \quad (4b) \\ \text{Initial mortgage}_{it} &= \xi + \pi_1 \text{Lprice_present}_j \\ &+ \pi_2 \text{Lprice_purchase}_j + \kappa \mathbf{X}_{it} + u_2. \quad (4c) \end{aligned}$$

ここでMortgage amount repaidは家計*i*の住宅ローンの現時点までの累積返済額（住宅ローン当初借入額－住宅ローン現在借入額）である。(3a)式と(4a)式の結果を比較することで、家計の株式保有と住宅ローン返済とがどのように関連しているかを確認することができる。例えば、もし当初の住宅ローン借入額が大きい家計が、株式投資を減少させるのではなく住宅ローンの返済を増やしているのであれば、(3a)式の β_2 が有意にゼロと異ならない一方、(4a)式の β_2^M が有意な正の値をとるであろう。

2.2 データ、サンプル選択、主要な変数

本研究で用いたデータは、日経リサーチが毎年実施している家計向けアンケート調査である金融総合定評価「金融RADAR」の2000～2015年データである。金融RADARは、東京駅を中心とする首都圏40km圏内に居住する25～74歳の個人（世帯のなかで「貯蓄や投資、借入を主に決定している人」）を対象に実施しており、分析単位は世帯である。また、サンプルが毎年異なる逐次クロスセクション（repe-

表1—要約統計量

	単位	平均	中央値	標準 偏差	最小値	最大値
従属変数						
Stock share	%	8.793	0.000	18.699	0.000	100.000
Mortgage amount repaid	千万円	1.068	0.805	1.057	0.000	18.462
主要な独立変数						
Land value	千万円	2.952	2.572	2.030	0.100	31.088
Home equity	千万円	0.595	0.307	2.068	-8.316	29.845
Initial mortgage	千万円	3.403	3.157	1.626	0.306	41.195
操作変数						
Lprice_present	1983=100	88.614	76.166	41.504	24.220	270.115
Lprice_purchase	1983=100	99.091	89.704	42.429	25.305	550.153

出所) Iwaisako et al. (2021) Table 4から筆者作成。

ated cross-section) データである。

金融 RADAR 以外には、家計が居住している地域の平均地価の変数を構築するため、国土交通省「地価公示」を用いる。金融 RADAR では、各世帯が以下10地域のどこに居住しているかを識別することができる：東京・中央、東京・城南、東京・城北、東京・城西、東京・城東、東京・23区外、埼玉県、千葉県、神奈川県、茨城県。また、各世帯の住居が東京駅から10km未満、10-20km、20-30km、30-40kmのいずれなのかも識別できる。本研究では、これら2つの地理情報を組み合わせた22の居住地域について「地価公示」から1983～2015年の平均地価（住宅地）を算出し、金融 RADAR とマッチさせている。マッチ後の家計・年レベルのサンプル数は4万2709（各年で約2700）である。

居住用不動産が株式保有に及ぼす影響を検証するため、本研究では、以下の世帯を分析サンプルから除いている。第一に、主要な変数である Stock share, Property value, Home equity, Initial mortgage, Mortgage amount repaid が計測できない借家世帯、住宅ローンのない世帯、金融資産を保有していない世帯である。また、金融資産の計測誤差が大きいと疑われる世帯も分析サンプルから除いている。第二に、持家世帯のうち戸建て以外の住宅（マンション等）に住む世帯も分析サンプルから除いている。これは、金融 RADAR ではマンション等の住宅価

額に関する情報が得られないためである。第三に、現在（金融 RADAR の調査年）の全国平均の住宅ローン金利と住宅ローンを借り入れた年の住宅ローン金利の差が1%以上となる世帯、住宅ローンの現在借入額が当初借入額を上回る世帯、相続によって住宅を取得した世帯も除いた。これら

の世帯を除いた理由は後述する。最後に、推計で用いる変数に欠損がある世帯を除いた。これらのサンプル選択の結果、推計で用いる家計・年レベルのサンプル数は4045となった。

次に、分析で用いる主な変数について説明する（表1）。従属変数 Stock share は、世帯の株式シェアであり、われわれの分析サンプルでは平均値8.8%である。なお、われわれの分析サンプルでは約7割の家計が株式をまったく保有しておらず、これらの世帯の Stock share は0%である。もう一つの従属変数である住宅ローン返済額 Mortgage amount repaid の平均値は1068万円である。

主要な独立変数のうち、Property value の代理変数として、本研究では戸建ての持家の土地価額 Land value を用いている。これは、金融 RADAR では、各世帯が現在居住している持家の土地部分の時価評価額のみを尋ねており、建物の価値がわからないためである。Land value の平均値は2952万円である。Home equity は持家の土地価額から住宅ローンの現在借入額を除いたものと定義され、平均値595万円である。また、住宅ローンの当初借入額である Initial mortgage の平均値は3403万円である。

操作変数の一つである Lprice_purchase を構築するには、各世帯が住宅を購入した年の情報が必要だが、金融 RADAR からはこの情報が得られない。このため本研究では、金融

表 2—推定結果

推定方法：2SLS 従属変数	(i) Land value (1st stage)	(ii) Initial mortgage (1st stage)	(iii) Stock share (2nd stage)	(iv) Mortgage amount repaid (2nd stage)
Land value			3.254*** [2.75]	0.023 [0.50]
Initial mortgage			-3.090* [-1.83]	0.152** [2.24]
Lprice_present (x 1/100K)	1422.270*** [5.08]	-826.710*** [-3.56]		
Lprice_purchase (x 1/100K)	155.702 [0.58]	1712.006*** [7.70]		
Sum of coefficients on Land value and Initial mortgage			0.164 [0.15]	0.175*** [3.88]
Number of observations	4,045	4,045	4,045	4,045
F / Wald chi ² statistics	23.76	17.14	531.70	3176.16
Prob > F / Chi ²	0.00	0.00	0.00	0.00

注) 独立変数には、本文中で示されている他のコントロール変数が含まれている。[] 内の値は t 値 (1st stage)、z 値 (2nd stage)。***、**、* はそれぞれ 1% 水準、5% 水準、10% 水準で統計的に有意であることを示している。
出所) Iwaisako et al. (2021) Table 7、8 から筆者作成。

RADAR から情報が得られる「家計が現在の住宅ローンを借入した年」が住宅購入年と同じだと仮定して、Lprice_purchase を構築している。この仮定は多くの家計にとって概ね妥当と考えられるが、住宅ローンの借り換えをした世帯については適切ではない。日本では、住宅ローン金利が借入時の金利よりも 1% 以上低下すると、手数料等を考慮しても借り換えをするほうが得だといわれる。このため、先述の通り、全国平均の住宅ローン金利が、現在と住宅ローンを借り入れした年とで 1% 以上の差がある世帯は借り換えを行なった可能性が高いと考え、分析サンプルから除いた。また、住宅ローンの現在借入額が当初借入額を上回る世帯も、追加融資があった可能性があることから除いた。最後に、住宅ローンはあるが相続によって住宅を取得した家計については、そもそも住宅を購入したかどうか疑わしいため、やはり分析サンプルから除いた。

株式シェアに影響すると考えられる他のコントロール変数としては、居住用不動産に関する

変数として調査年ダミー、住宅購入年ダミー、東京都 23 区外ダミー、家計の属性に関する変数として金融リテラシー（インデックス変数）、リスク選好（インデックス変数）、居住用不動産以外の不動産保有ダミー、婚姻ダミー、世帯主年齢ダミー、世帯年収、金融資産額を用いる。

3 分析結果

表 2 の列 (i)–(iii) は、(3a)–(3c) 式を 2 段階最小二乗法により推定した結果を示している⁵⁾。列 (i)、(ii) は内生変数である

土地価額 Land value、住宅ローン当初借入額 Initial mortgage を従属変数とする第一段階、列 (iii) は株式シェア Stock share を従属変数とする第二段階である。

列 (i) の Lprice_present、列 (ii) の Lprice_purchase のパラメータは有意に正であり、先述の予想と整合的である。列 (iii) にて、Land value のパラメータは有意に正である。住宅ローン当初借入額が一定の下で地価の上昇等によって土地価額が増加した場合、理論的には正の資産効果と居住用不動産へのエクスポージャー増大による負のリスク効果が働くが、日本では前者が後者を上回っていることが示唆される。次に、Initial mortgage のパラメータは有意に負であり、土地価額一定の下での住宅ローン当初借入額の増大は、家計の純資産の減少を通じて株式シェアを低下させる。ただし、有意水準は 10% とやや弱い。Land value と Initial mortgage のパラメータの和は、ホームエクイティ一定の下で住宅価額、住宅ローン当初借入額が同額増加した場合の効果、すなわち、居住用不

動産の負のリスク効果を表している。得られたパラメータは正でありかつ有意ではない。このことは、日本では、居住用不動産が家計の株式保有を抑制するリスク効果が限定的であることを示唆している。

次に表2の列(iv)は、住宅ローン返済額 Mortgage amount repaid を従属変数とする(4c)式の推定結果を示している。Stock share に関する列(iii)とは対照的に、Land value と Initial mortgage のパラメータの和は有意に正である。このことは、ホームエクイティ一定の下で住宅価額、住宅ローン当初借入額が同額増加した場合、家計が積極的に住宅ローンを返済することを示している。

日本のデータに基づく本研究の実証結果をアメリカのデータに基づく Chetty et al. (2017) と比較すると、以下の2点が異なる。第一は、日本では居住用不動産の株式シェアに対する負のリスク効果が観察されないことである。第二は、日本では、株式シェアに対する正の資産効果が負のリスク効果を上回ることである。Chetty et al. (2017) では、両者の定量的なインパクトはほぼ同程度であり互いに打ち消しあっていた。日米間でこれらの違いが生じた背景には、以下のような制度的な差異があるのではないかと推測される。

まず負のリスク効果が見いだせない一因には、表2の列(iv)が示すように、居住用不動産へのエクスポージャーが増大すると、日本の家計は株式投資に消極的になるのではなく住宅ローンの返済に積極的になる可能性が指摘できる。これは、日本の住宅ローンが償還請求権のあるリコース・ローンであるため、居住用不動産へのエクスポージャーが増大すると、家計は住宅ローンの返済を優先するためではないかと考えられる。一方、米国のいくつかの州では住宅ローンがノンリコースであり、居住用不動産に係るリスクが株式投資に影響しやすい可能性がある。

また、株式シェアに対する正の資産効果が負のリスク効果を上回るという本研究と同様の結

果を得た先行研究としては、フランスのデータを用いた Fougère and Poulhès (2012) がある。彼らは、理論モデルの数値シミュレーションに基づき、住宅市場での調整コストが大きい場合にこのような結果が得られやすいと報告している。日本の住宅市場の流動性が低く調整コストが大きいことが、資産効果がリスク効果よりも大きい一因である可能性がある。

おわりに

本研究の分析結果からは、家計の保有する居住用不動産が、非流動的な資産の増加や住宅価格リスクの増加を通じて株式保有を抑制すると仮説は支持されなかった。一方、日本では、居住用不動産に係るリスクが、住宅ローンの返済を促すという実証結果が得られた。このことは、居住用不動産が家計のポートフォリオに及ぼす影響を分析するには、株式だけでなく他の資産、負債への影響も考慮する必要があることを示唆している。

最後に、今後の分析課題について触れておきたい。本研究からは、日本の家計の株式シェアが低水準にとどまっている要因として、居住用不動産が株式保有を抑制するリスク効果がなかったことが示された。本研究では分析していない2000年代以前にはリスク効果が存在した可能性があるが、仮にそうだとした場合、2000年代以降の日本の家計の株式シェアが低水準にとどまっている要因は何かという問題は残る。

では、他にどのような要因が考えられるだろうか。まず、徐々に希薄化しつつあるものの、根強く残る終身雇用、年功序列賃金、企業特殊な人的資本の重要性といった日本独特の労働システムは、重要な説明要因の候補である。加えて、個人投資家のリスク資産投資に関わる情報コスト・心理的成本や社会的環境等が日本の家計保有に負の影響を及ぼしている可能性もある。分析結果は割愛したが、本研究でも、家計の金融リテラシーやリスク選好が株式保有に影響していることが確認された。こうした心理

的・社会的な要因には、銀行を中心とする日本の金融機関が、家計の資産形成を促進する形で活動してこなかったことも影響したかもしれない。今後は、こうした側面についての研究の広がり期待される。

謝辞

本稿は、住宅経済研究会における報告をまとめたものである。報告に対して、金本良嗣先生、瀬古美喜先生、西村清彦先生から貴重なコメントを頂いたことに感謝する。本稿で紹介した Iwaisako et al. (2021) は科研費基盤研究(S)25220502, (A)25245037, (B)18H00871, (C)17K03812の助成を受けている。なお、本稿は小野が執筆責任者である。また、本稿に示した分析や見解は、筆者らの個人的なものであり、所属機関等の分析や見解を示したものではない。

注

- 1) <https://www.boj.or.jp/statistics/sj/sjhiq.pdf> 2021年8月2日アクセス。
- 2) 塩路・平形・藤木 (2013) は、リスク資産として株式だけでなく外貨建て金融資産にも着目し、リスク資産保有の決定要因を分析している。
- 3) 図1に関する記述は、Fougère and Poulhès (2012: Appendix A) に基づいている。
- 4) この点は以下の恒等式より確認できる。 $\text{Home equity} = \text{Property value} - \text{Current mortgage} = \text{Property value} - (\text{Initial mortgage} - \text{Mortgage repayment})$ 。Chetty et al. (2017) は、地価が高い時期に住宅を購入した家計は、住宅購入時の住宅ローン(Initial mortgage)、ひいては現在の住宅ローン(Current mortgage)が大きいため、ホームエクイティが小さいと想定しているが、これは、住宅ローン返済額(Mortgage repayment)が購入時の地価にかかわらず一定であることを暗黙のうちに仮定している。
- 5) Iwaisako et al. (2021) Table 6 は、Chetty et al. (2017) とほぼ同じ定式化の(2a)–(2c)式の推定結果を報告している。推定結果に基づく定性的な結論は表2とほぼ同じであった。

参考文献

- 祝迫得夫 (2012) 『家計・企業の金融行動と日本経済—ミクロの構造変化とマクロへの波及』日本経済新聞出版社。
- 駒井正昌・阿部由里 (2005) 「住宅所有と家計の危険資産選択：ミクロ・データによる分析」『ファイナンシャル・プランニング研究』No.5、19–26頁。
- 塩路悦朗・平形尚久・藤木裕 (2013) 「家計の危険資産保有の決定要因について：逐次クロスセクション・データを用いた分析」『金融研究』第32巻第2号、63–103頁。
- 徳田秀信・齋藤周 (2014) 「住宅保有に伴うリスク資産

- 投資の抑制効果と制度的背景」『みずほ総研論集』2014年Ⅱ号、1–30頁。
- 福原敏恭 (2016) 「日米家計のリスク資産保有に関する論点整理」『BOJ Reports & Research Papers』2016年2月。
- Chetty, R., L. Sándor, and A. Szeidl (2017) “The Effect of Housing on Portfolio Choice,” *Journal of Finance*, Vol.72(3), pp.1171–1212.
- Faig, M., and P. Shum (2002) “Portfolio Choice in the Presence of Personal Illiquid Projects,” *Journal of Finance*, Vol.57(1), pp.303–328.
- Flavin, M. and T. Yamashita (2002) “Owner-occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio,” *American Economic Review*, Vol.92(1), pp.345–362.
- Fratantoni, M. C. (1998) “Homeownership and Investment in Risky Assets,” *Journal of Urban Economics*, Vol.44(1), pp.27–42.
- Fratantoni, M. C. (2001) “Homeownership, Committed Expenditure Risk, and the Stockholding Puzzle,” *Oxford Economic Papers*, Vol.53(2), pp.241–259.
- Fougère, D., and M. Poulhès (2012) “The Effect of Housing on Portfolio Choice: A Reappraisal Using French Data,” CEPR Discussion Paper, No. 9213.
- Grossman, S. J., and G. Laroque (1990) “Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods,” *Econometrica*, Vol.58(1), pp. 25–51.
- Heaton, J., and D. J. Lucas (2000) “Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk,” *Journal of Finance*, Vol.55(3), pp. 1163–1198.
- Iwaisako, T. (2009) “Household Portfolios in Japan,” *Japan and the World Economy*, Vol.21(4), pp.373–382.
- Iwaisako, T., A. Ono, A. Saito, and H. Tokuda (2021) “Disentangling the Effect of Home Ownership on Household Stock Holdings: Evidence from Japanese Micro Data,” *Real Estate Economics*, forthcoming.
- Shum, P., and M. Faig (2006) “What Explains Household Stock Holdings?” *Journal of Banking & Finance*, Vol.30(9), pp.2579–2597.
- Sinai, T., and N. S. Souleles (2005) “Owner-occupied Housing as a Hedge against Rent Risk,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120(2), pp.763–789.
- Yamashita, T. (2003) “Owner-occupied Housing and Investment in Stocks: An Empirical Test,” *Journal of Urban Economics*, Vol.53(2), pp. 220–237.
- Yao, R., and H. H. Zhang (2005) “Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints,” *Review of Financial Studies*, Vol.18(1), pp. 197–239.

住宅価格関数の「幻想」と市場分割アルゴリズム

西 颯人・浅見泰司・清水千弘

はじめに

ヘドニック・アプローチは住宅市場分析において今日広く採用されている方法であり、その理論的背景はRosen (1974) によって示された。しかし理想的な市場の状況と、現実の市場の状況には乖離があるため、この適用に当たっては常に困難が伴う。例えば、Rosen (1974) による理論の枠組みでは、生産者の生産技術や購入者の予算制約と選好によって市場が差別化されることが大きな前提としておかれているが、実際に入手可能な住宅価格には入居者の選好・収入・属性といった情報はほとんどの場合観測できないため、これらの情報なしで価格関数の推定を行なわなければならない。また住宅の位置は不動であるため、各物件は局所的な地域の市場に強く結びついていると考えられる。

このような情報の欠損や局所的な市場の影響により、住宅の価格と観測された住宅特性の対応関係は1対1になっていない可能性がある。言い換えると、データ上は同じ物件に見えたとしてもその価格に大きな違いがあるために、価格と（観測された）住宅特性の対応が通常の関数とならず、多価関数になってしまう。

ヘドニック・アプローチの応用上は線形回帰モデルがまず使用されることが多いが、このような単純なモデルで十分な説明力が得られない場合、Heckman et al. (2010) で示されるように、より柔軟な非線形モデルを適用するのは1つの解決策である。しかし、このような1対1

とならない状況に対して非線形モデルを適用すると、あたかも単一の複雑な価格関数が存在するかのようになってしまう可能性がある。

Nishi et al. (2021) では、この問題を価格関数の「幻想」(the illusion of a hedonic price function) と呼び、その解消策として市場分割法が有効であることを指摘した。本稿ではNishi et al. (2021) の議論と提案された自動的な市場分割法について解説する。

非線形モデルの問題点と市場分割法

単純な例を用いて先述した問題を確認する。図1は例として生成した人工データであり、横軸は例えば駅までのアクセス性等の外生変数、縦軸は（必要に応じて変数変換を施した）住宅価格（内生変数）とする。このデータは2つの価格関数から成り立ち、上の曲線はファミリー向け住宅で、駅へのアクセス性が高いところでは価格が上がる一方で、駅から一定以上離れた場合も住宅にゆとりができたり、公園までのアクセスが向上したりするために価格が上昇する。下の直線は単身者向け住宅で、駅に近ければ近いほど単調に価格が上昇する。この例では、ファミリー向けと単身者向けで2つの市場が混在していると考えられるが、それらを識別できる「住宅のターゲット世帯」や「住宅の大きさ」といった外生変数はここでは観測できないとする。図からわかる通り、観測された外生変数が同じでも大きく分けて2通りの価格帯があることから、この例では住宅特性と価格の対応が1



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

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

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

対多になっている。

図1の実線は灰色点をデータとして与えて学習させた非線形モデルの予測結果である。ここではニューラルネットワークを非線形モデルとして使用した。学習したモデルはファミリー向けと単身者向けの中間を予測結果として出力しており、今回の例では予測がうまくいっていないことがわかる¹⁾。しかし外生変数が多い場合にはこのようにデータを図示することができないので、あたかも住宅特性と価格が1対1で対応しているように見えてしまう。

この問題に対して、Nishi et al. (2021) は市場分割法 (Goodman and Thibodeau 1998) による解消を提案した。すなわち、(単峰とは限らない) 価格の対応関係を複数の線形関数に区分することで、多峰性や非線形性を吸収するということである。先述の例においては、ファミ

リー向けの非線形関数を区分して複数の線形関数で近似したうえで、単身者向けの価格関数を単一の線形関数で近似すればよい。しかしながら、市場分割法の適用に当たってどのように、いくつにデータを分割すればよいのかについては、学術的な合意がまだ見られない状況である。

そこで、Goodman and Thibodeau (1998) や Bourassa et al. (2003) の議論をもとに、Nishi et al. (2021) では以下の2点を望ましい市場分割の規準として提案した。

・代替性 (Substitutability)

小市場内で特性が類似しており、住宅に代替性がある

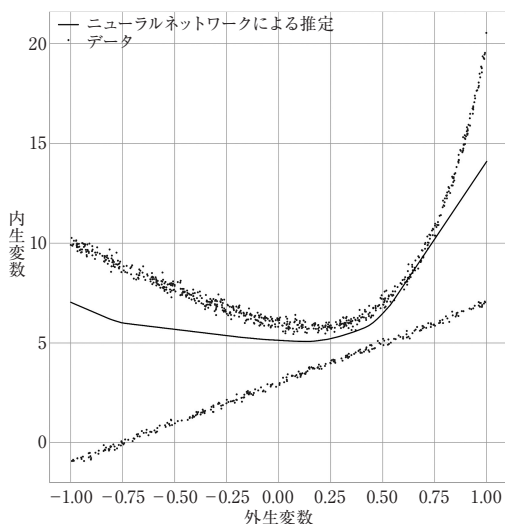
・均衡 (Equilibrium)

住宅特性の単価 (= 線形回帰の係数) が小市場内で一定である

既存の市場分割法に関して、Bourassa et al. (1999) や Hwang and Thill (2007) は代替性を利用した市場分割法として、Belasco et al. (2012) は均衡に着目した市場分割法として整理できる。後述する Nishi et al. (2021) の方法はこれらを統合したものと解釈できる。

上記の規準を踏まえて、ヘドニックモデルを考える。住宅の価格と特性をそれぞれ $y, \mathbf{x} = (x_1, \dots, x_d, \dots, x_D)^T$ とする。また、市場内に K 個の小市場が混在しており、 k 番目の小市場においては価格関数が $y = f_k(\mathbf{x})$ で与えられるとする。さらに、世帯特性を α として、基準となる財に対する効用が関数 $u(\mathbf{x}, \alpha)$ で与えられるとすると、 x_d の限界価格・限界効用 (限界代替率) に関して $\frac{\partial f_k}{\partial x_d} = \frac{\partial}{\partial x_d} u(\mathbf{x}, \alpha)$ が成り立つ (x_d は $\mathbf{x}$ の d 番目の要素である)。価格関数 f_k は世帯特性の関数

図1—非線形モデルによる価格関数の「幻想」



ではないが、限界価格 $\frac{\partial f_k}{\partial x_d}$ は限界効用関数と一致するので世帯特性の影響を受けることに注意されたい。

ここで、配分ベクトル $\mathbf{z}=(z_1, \dots, z_k, \dots, z_K)^\top$ を物件が小市場 k に所属しているとき $z_k=1$ 、そうでないとき $z_k=0$ となるように定義する。このとき、特性 $(\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})$ を持つ住宅・世帯が小市場 k に所属する条件付き確率は形式的に $p(z_k=1|\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})$ と表記できる。また、小市場 k において特性 $\mathbf{x}$ を持つ物件の価格分布は $p(y|\mathbf{x}, z_k=1)$ となる。価格関数を価格分布の期待値 $f_k(\mathbf{x})=\mathbb{E}[y|\mathbf{x}, z_k=1]$ と定義すると、限界効用は以下で表される。

$$\frac{\partial u}{\partial x_d} = \sum_z \frac{\partial f_k(\mathbf{x})}{\partial x_d} p(z_k=1|\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})$$

この表現は、限界価格は $\mathbf{x}$ のみの関数であるが限界効用としては $\boldsymbol{\alpha}$ の影響を受けるという要求を満たす。

しかしながら、小市場への所属を示す変数 $\mathbf{z}$ は一般的には未知なので、 $p(z_k=1|\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})$ を統計的に推定可能なようにモデリングするのは困難である。しかし代替性の規準から、同一の小市場内であれば特性 $(\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})$ は類似していることが期待される。そこで、ベイズの定理を用いて、以下のような式変形を行ない、 $p(z_k=1|\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})$ を置き換える。

$$p(z_k=1|\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha}) = \frac{p(\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha} | z_k=1)p(z_k=1)}{p(\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})}$$

右辺の分母は正規化係数であり、 $p(z_k=1)$ は市場全体に対する小市場 k の割合、 $p(\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha} | z_k=1)$ は小市場 k 内における特性 $(\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha})$ の分布である。 $p(\mathbf{x}, \boldsymbol{\alpha} | z_k=1)$ は代替性の観点からモデリングできる。

統計モデルと提案手法

前節の議論をもとに、市場分割の統計モデルについてまずは整理する。住宅 $n=1, \dots, N$ に関して、特性 $\mathbf{x}_n=(x_{n,1}, \dots, x_{n,d}, \dots, x_{n,D})^\top$ と価格 y_n が得られたとする。標準的な線形回帰モデルは、 $\mathcal{N}(\cdot|\mu, \sigma^2)$ を平均 μ 、分散 σ^2 の正規分布の確率密度関数として、

$$y_n \sim \mathcal{N}(y_n | \mathbf{w}^\top \mathbf{x}_n, \sigma^2)$$

と表記される。ここで $\mathbf{w}$ は D 次元の係数ベクトルである。

均衡の規準から市場分割モデルを考えると、回帰係数 $\mathbf{w}$ は住宅特性の単価と解釈できるので、小市場ごとに異なる係数 $\mathbf{w}_k$ を割り当てればよい。そこで、配分ベクトル $\mathbf{z}_n$ を前節と同様に定義すると、上記の線形回帰モデルは以下のような混合モデル (Bishop 2006) に拡張できる。

$$y_n \sim p(y_n | \mathbf{x}_n, \mathbf{z}_n) = \prod_{k=1}^K \mathcal{N}(y_n | \mathbf{w}_k^\top \mathbf{x}_n, \sigma_k^2)^{z_{n,k}}$$

この表現は、Bourassa et al. (1999) で使用されたような排他的な (ハードクラスタリングによる) 市場分割に対応する。

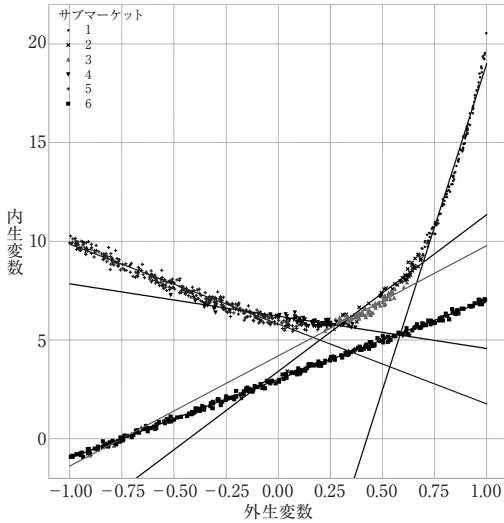
一方で、Hwang and Thill (2007) 等ではソフト (ファジー) クラスタリングによる市場分割も行なわれている。 $p_{n,k}$ を $z_{n,k}=1$ となる確率と定義すると、 $\mathbf{z}_n$ は $\mathbf{p}_n=(p_{n,1}, \dots, p_{n,K})^\top$ をパラメータとする多項分布に従うので、上記の式から $\mathbf{z}_n$ を周辺化することでソフトクラスタリングに対応する以下の式が得られる。

$$y_n \sim \sum_{k=1}^K p_{n,k} \mathcal{N}(y_n | \mathbf{w}_k^\top \mathbf{x}_n, \sigma_k^2)$$

これらの式は条件付き混合モデル (Bishop 2006) と呼ばれるもので、均衡の条件を定式化したものとみなすことができ、任意の市場分割結果に対して適用できる。Belasco et al. (2012) の市場分割法は、これらのモデルを EM アルゴリズムを用いて直接的に最尤推定するものである²⁾。

この方法は良い結果を与えるように思われるが、最初に示した例においてはうまくいかない。図 2 は Belasco et al. (2012) の手法を適用した結果である。小市場の個数は Belasco et al. (2012) に従い、AIC が最小となる値を選択した。図 2 を見ると、ファミリー向けと単身者向けの物件が同じ小市場に分類されていたり、同じ小市場に所属する物件の分布が 2 つに分離していたりすることがわかる。この結果は先に挙げた代替性の規準を満たさないので、分割の結

図2—均衡のみを考慮した市場分割結果



果として適当とは言えない。

上記の問題を解消するには、分割結果が代替性を満たすように、モデル式に代替性の項を追加すればよい。そこで提案手法ではこれまでの議論を踏まえ、以下のように代替性の項を追加する³⁾。

$$y_n, \mathbf{x}_n \sim p(y_n, \mathbf{x}_n | \mathbf{z}_n) \\ = \prod_{k=1}^K \mathcal{N}(y_n | \mathbf{w}_k^\top \boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}_n), \sigma_k^2)^{z_{n,k}}, p(\boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}_n) | \boldsymbol{\theta}_k)^{z_{n,k}}$$

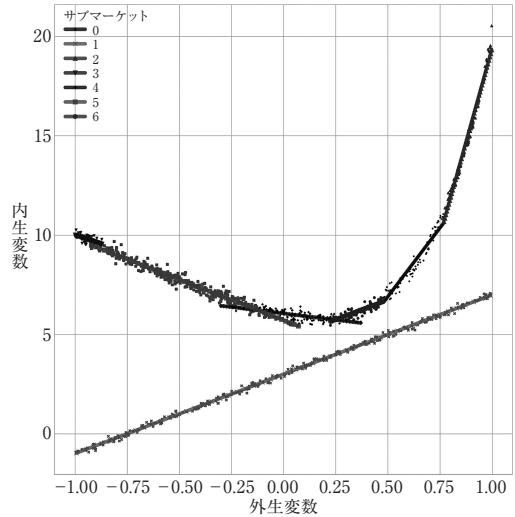
$p(\boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}_n) | \boldsymbol{\theta}_k)$ は $\boldsymbol{\theta}_k$ をパラメータとするパラメトリックな住宅特性の分布であり、本稿では連続変数は多変量正規分布、ダミー変数はベルヌーイ分布でモデリングした。また適当な変数変換を施すために、基底関数 $\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\varphi}$ を導入した。特に $\boldsymbol{\phi}$ は、定数項を追加するとともに $\mathbf{x}_n$ から世帯の特性を取り除くことで、価格関数の入力を住宅特性のみに制約する役割を担う。

ここまで小市場の個数 K は既知として扱ってきたが、これをデータから推定するために、ディリクレ過程を用いた無限混合モデルを用いる。具体的には $K \rightarrow \infty$ として、

$$y_n, \mathbf{x}_n \sim p(y_n, \mathbf{x}_n | \mathbf{z}_n) \\ = \prod_{k=1}^{\infty} \mathcal{N}(y_n | \mathbf{w}_k^\top \boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}_n), \sigma_k^2)^{z_{n,k}}, p(\boldsymbol{\phi}(\mathbf{x}_n) | \boldsymbol{\theta}_k)^{z_{n,k}}$$

とする。無限混合モデルの推定方法は多数提案

図3—提案手法の適用



されているが、ここではディリクレ過程と等価な Stick-Breaking Process 表現を用いた変分推論法 (Blei and Jordan 2006) を採用した⁴⁾。特性分布のパラメータの事前分布としては、分散の大きな共役事前分布を指定した。回帰モデルに関しては、自動関連度決定事前分布 (Dru-gowitsch 2013) を用いることで、自動的な変数選択を行なった。

すでに挙げた例に対して提案手法を適用した結果が図3である。この推定に当たっては小市場の個数の上限を10に固定したが、自動的に枝刈りが行なわれて7つの小市場のみが推定に使用されたことがわかる。分割の結果としては、ファミリー向けの非線形関数が複数の線形関数で区分され、一方で単身者向けは単一の線形関数で表現されている。また、各小市場内で外生変数は連続しており、均衡と代替性を満たす適切な分割結果が得られたと考えられる。

データ

本稿で使用するデータは、スターツが提供したピタットハウスに掲載された世田谷区の賃貸住宅情報である。外れ値除去の結果、8458件のデータが分析に使用できた。分析に使用した変数については表1に示す。モデルの推定に先立

表1—データリスト

変数名	内容	単位
補正賃料	賃料+管理費(共益費)+礼金/24	円
渋谷距離	渋谷駅までの直線距離	m
徒歩分	バスダミー=0のとき、最寄り駅までの徒歩時間 バスダミー=1のとき、最寄りバス停までの徒歩時間	分
専有面積	専有面積	m ²
築年	築年数	年
所在階	物件がある階数	階
緯度	緯度	度
経度	経度	度
バスダミー	最寄りバス停から鉄道駅までの所要時間が記録されているか	(0, 1)
角部屋	角部屋	(0, 1)
南向き	南向き	(0, 1)
駐輪場	駐輪場あり	(0, 1)
都市ガス	都市ガス	(0, 1)
インターネット対応	インターネット対応	(0, 1)
オートロック	オートロック	(0, 1)
コンロ2口以上	コンロ2口以上	(0, 1)
バストイレ別	バストイレ別	(0, 1)
追い炊き風呂	追い炊き風呂	(0, 1)
独立洗面台	独立洗面台	(0, 1)

ち、すべての連続変数を標準化した。またモデルの評価のために、データを7:3に分割して前者を学習用、後者を評価用とした。緯度経度はモデルの回帰部分には投入せずに、住宅特性分布の項にのみ投入した。その他の変数はすべて両方の項に投入している。また、回帰の説明変数には定数項を含めた。

分析結果

図4は分割結果の地理的分布である。点の色が濃いほどその小市場に所属する事後確率が高いことを示す。全体の傾向としては、実線で示した鉄道路線沿いに小市場が分布していることが読みとれる。推定に当たっては小市場の個数の上限を10に設定したが、推定結果としては8つの小市場が見出された。

表2では、各小市場内における住宅特性の平均値を示した。また図5で各小市場の回帰係数と95%信用区間（事後分布の95%区間）を示した。

小市場1と2は地理的には似通った分布となっているが、バストイレ別の係数が小市場1のほうが（負の方向に）大きく、また専有面積は

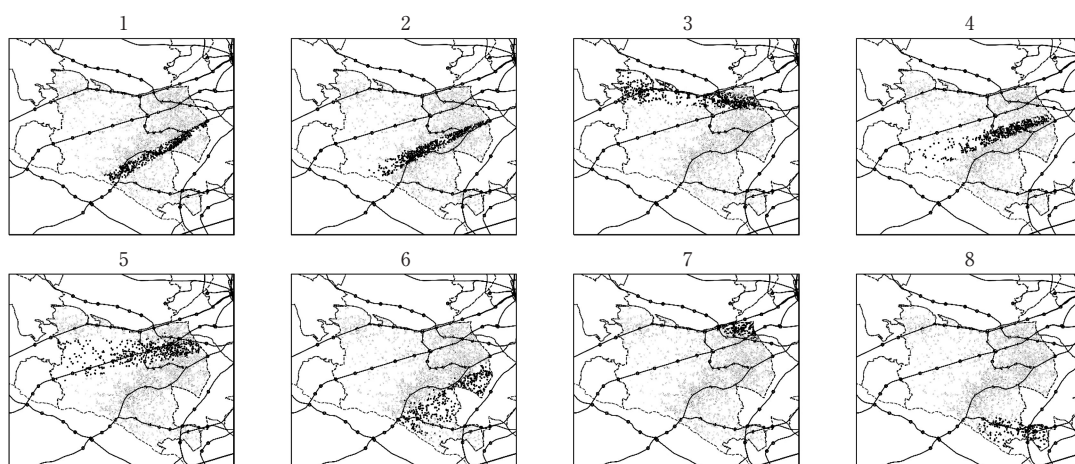
小市場1のほうが小さいという違いがある。このことから、専有面積が小さい小市場1では、多くの面積を使用するバストイレ別の浴室が好まれなかった可能性が考えられる。

小市場3ではダミー変数の係数が小さく、専有面積も他の小市場よりも小さいことから、住宅設備への関心が小さい単身世帯が多く含まれていると予想される。実際、バストイレ別や追い炊き風呂、独立洗面台といったファミリー世帯に好まれると思われる変数を見ると、他の小市場に比べて設置率が低い。

小市場4では他よりも築年が大きい。駅からの距離が大きい小市場であるために、建て替えが進んでいない可能性がある。徒歩分の大きさから、バスダミーの比率も他の小市場よりも大きく、またバスダミーの係数も負になっている。

小市場5と6は地理的には離れているが、住宅の特性は類似している。これらの小市場では共にオートロックが比較的大きな価値を持つが、係数は小市場6のほうが大きな値となっている。一方で渋谷距離の係数は小市場5のほうが（負の方向に）大きい。これらの小市場では専有面積が他よりも大きくなっていることから、ファ

図4 一小市場の地理的分布



注) 点の濃さはその小市場に所属する事後確率を示す。実線は鉄道路線、破線は区境界を示す。

表2 一住宅特性の平均値 (小市場ごと)

小市場	1	2	3	4	5	6	7	8
クラス比率	0.2	0.19	0.16	0.13	0.11	0.1	0.06	0.05
渋谷距離	5835.58	5847.64	6233.08	4795.61	5073.74	5345.02	3586.04	7176.80
徒歩分	7.04	7.03	6.39	9.10	8.77	10.37	7.55	6.48
専有面積	34.46	39.24	32.00	37.01	44.20	44.89	34.00	33.90
築年	15.46	16.41	16.52	18.44	13.72	16.17	14.83	12.61
所在階	3.62	2.64	2.23	2.24	2.28	2.53	2.88	2.41
緯度	139.65	139.64	139.63	139.65	139.65	139.66	139.66	139.66
経度	35.63	35.63	35.67	35.64	35.65	35.63	35.67	35.60
バスダミー	0.001	0.002	0.001	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003
角部屋	0.429	0.436	0.424	0.536	0.493	0.486	0.570	0.445
南向き	0.254	0.340	0.419	0.375	0.428	0.342	0.306	0.345
駐輪場	0.524	0.456	0.483	0.442	0.489	0.457	0.524	0.404
都市ガス	0.630	0.629	0.828	0.787	0.837	0.652	0.867	0.579
インターネット対応	0.707	0.645	0.655	0.733	0.646	0.688	0.776	0.537
オートロック	0.738	0.592	0.546	0.477	0.588	0.530	0.744	0.623
コンロ2口以上	0.560	0.522	0.537	0.582	0.617	0.582	0.580	0.593
バストイレ別	0.860	0.854	0.796	0.854	0.875	0.898	0.876	0.888
追い炊き風呂	0.313	0.470	0.308	0.290	0.420	0.446	0.351	0.389
独立洗面台	0.662	0.621	0.566	0.620	0.714	0.699	0.694	0.658

ミリー世帯の占める割合が他よりも多いと予想される。

小市場7は3つの路線に囲われたエリアにあり、渋谷距離の係数が2番目に大きな絶対値を持っている。また各ダミー変数の平均値も大きいので、住宅設備が比較的そろった小市場であると解釈できる。

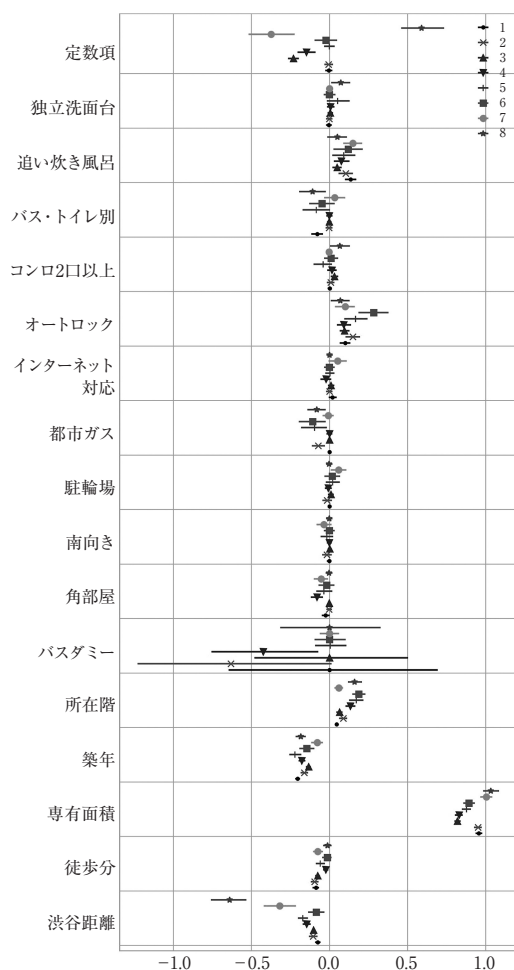
小市場8では定数項の係数が大きく、徒歩分やバストイレ別といった変数の平均が良い値を

示していることから、物件としては比較的良好な条件にあると考えられる。一方で渋谷まで最も離れた小市場であることから、渋谷距離に対しては他の小市場よりも賃料が敏感に反応している。

既存手法との比較

Nishi et al. (2021) では上記の結果に加えて、最小二乗法による線形回帰 (OLS) および Be-

図5 一回帰係数と95%信用区間



lasco et al. (2012) による既存の市場分割手法 (Finite Mixture Model: FMM) との比較を行っている。FMM は均衡のみを考慮したモデルである。本稿では比較結果を簡単に紹介する。

比較に当たっては、データの異質性が変化した際の各モデルの挙動を調べた。異質性の異なるデータを作成するために、学習に用いるサンプルサイズを固定したうえで、サンプリングする地域を段階的に広げることでデータの異質性を増大させた。

モデルの評価は以下の3つの観点から行なった。

1つ目は均衡の観点である。住宅特性の単価を直接観測することはできないので、価格の予

測精度をもって評価を行なった。予測を構築する際には先に市場分割を行なう必要があるが、分割を行なうために価格情報を用いる方法と用いない方法が考えられる。前者を説明的方法、後者を予測的方法と呼ぶことにする。実際の価格予測に近いのは後者である。

説明的方法では、提案手法と FMM はともに OLS を上回った。また提案手法と FMM を比較すると、FMM のほうが良い傾向が見られた。これらの傾向は、データの異質性が大きいほど顕著であった。一方で予測的方法では、FMM が OLS を下回る場合もあったのに対して、提案手法は OLS と FMM よりも常に良い結果を示した。

2つ目は代替性の観点である。これを評価するために、小市場内の住宅特性のばらつきが市場全体でのばらつきと比べてどの程度小さいかを比較した。分割は上記の説明的方法によって行なった。この結果、提案手法は FMM よりも小市場内のばらつきを低減していることが確認できた。

これら2つの観点は、市場を多数の小市場に分割するほど良い結果が出る傾向にある。そこで3つ目に複雑度の観点を導入した。ここでは分割によって得られた小市場の比率のエントロピーを用いて、分割結果がどの程度複雑になっているかを評価した。この結果、提案手法は FMM より複雑度の低い分割を行なったことが確認された。

全体として、提案手法は OLS を上回る結果となり、FMM と比較しても説明的な均衡の観点を除き良い結果を示した。FMM は OLS を下回る場合もあったため、説明的な均衡の観点到に特化した手法であると言える。一方で提案手法はさまざまな目的に対してより良い結果を示した。

おわりに

本稿では住宅市場のヘドニック分析において、特に非線形モデルの適用時に多峰性の問題が生

じうることを指摘し、市場分割法によるこの問題の解決について議論した。また、望ましい市場分割の規準として代替性と均衡の条件に着目し、新しい自動的な市場分割アルゴリズムを提案・紹介するとともに、世田谷区賃貸住宅データに適用した。

既存の市場分割法には、住宅特性の分布にのみ着目したものと、回帰モデルの係数の差異に着目したものがあるが、前者は代替性、後者は均衡に着目した手法とみなせるため、本稿で提案されたモデルはこれらの手法を統合したものとみなすことができる。また無限混合モデルを利用したことで、小市場の個数は推定プロセスの中で自動的に調整される。

提案手法を世田谷区賃貸住宅市場のデータに適用したところ、おおむね鉄道路線沿いに市場が分割された。日本の住宅市場を対象とした既往研究では路線ダミーが説明変数として採用されているが、本稿の結果は路線ダミーの使用を支持するものと言える。ただし、市場分割は路線ダミーとは異なりすべての係数が路線ごとに異なることを許すので、路線ダミーと比べて市場分割はより柔軟なモデルとなっている。

さらに、複数のデータを用いた比較によって、提案手法が既存手法よりも多くの規準でより良い分割結果を与えることが確認された。

市場分割アルゴリズムの実装は<https://github.com/hayato-n/BayesianMarketSegmentation>で公開した。ここでは推定プログラムに加え、その使用例を本稿とは別の数値例を用いて紹介している。

謝辞

本稿は Nishi et al. (2021) に基づき執筆した。本研究は JSPS 科研費 JP20J13189 の助成を受けた。本稿で使用したデータはスタートコーポレーション株式会社から提供を受けたものである。ここに記して謝意を表する。

注

- 1) このような多峰性に関する機械学習的な観点は Bishop (2006) などを参照されたい。
- 2) ただし、Belasco et al. (2012) ではノイズの分散 σ^2

がすべての小市場で同じ値であると仮定しているが、本稿ではその制約は外している。

- 3) 厳密には、条件付き分布は $p(y_n, \phi(\mathbf{x}_n) | \mathbf{z}_n, \varphi(\mathbf{x}_n))$ と表記されるべきであるが、ここでは簡単のために $p(y_n, \mathbf{x}_n | \mathbf{z}_n)$ とした。
- 4) 変分推論法では事後分布の近似を変分下限と呼ばれる目的関数の最大化問題に帰着する。この方法では小市場の個数に適当な上限を設定して近似を行なう必要があるが、この上限値を最適化したい場合は変分下限が最大となる値を選択すればよい。

参考文献

- Belasco, E., M. C. Farmer, and C. A. Lipscomb (2012) "Using a Finite Mixture Model of Heterogeneous Households to Delineate Housing Submarkets," *Journal of Real Estate Research*, Vol.34(4), pp.577-594.
- Bishop, C. M. (2006) *Pattern Recognition and Machine Learning*, Springer (和訳: C.M.ビショップ (2012) 『パターン認識と機械学習 (下) ベイズ理論による統計的予測』丸善)
- Blei, D. M., and M. I. Jordan (2006) "Variational Inference for Dirichlet Process Mixtures," *Bayesian Analysis*, Vol.1(1), pp.121-143.
- Bourassa, S. C., M. Hoesli, and V. S. Peng (2003) "Do Housing Submarkets Really Matter?" *Journal of Housing Economics*, Vol.12(1), pp.12-28.
- Bourassa, S. C., F. Hamelink, M. Hoesli, and B. D. Macgregor (1999) "Defining Housing Submarkets," *Journal of Housing Economics*, Vol.8(2), pp.160-183.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82(1), pp. 34-55.
- Drugowitsch, J. (2013) "Variational Bayesian Inference for Linear and Logistic Regression," <http://arxiv.org/abs/1310.5438>
- Goodman, A. C., and T. G. Thibodeau (1998) "Housing Market Segmentation," *Journal of Housing Economics*, Vol.7(2), pp.121-143.
- Heckman, J., R. Matzkin, and L. Nesheim (2010) "Nonparametric Identification and Estimation of Nonadditive Hedonic Models," *Econometrica*, Vol.78(5), pp.1569-1591.
- Hwang, S., and J.-C. Thill (2007) "Using Fuzzy Clustering Methods for Delineating Urban Housing Submarkets," *Proceedings of the 15th Annual ACM International Symposium on Advances in Geographic Information Systems*.
- Nishi, H., Y. Asami, and C. Shimizu (2021) "The Illusion of a Hedonic Price Function: Nonparametric Interpretable Segmentation for Hedonic Inference," *Journal of Housing Economics*, Vol.52, 101764.

日米の不動産・住宅価格の動きの比較と新型コロナのもとでの現状分析

吉野直行・永井秀樹

はじめに

1980年代後半、日本でバブルが発生した。1985年のプラザ合意による日米の貿易摩擦に端を発する金融緩和の継続により、過剰流動性が発生し、銀行による不動産向け貸出が増大したことに、住宅を購入する年齢層の人口が多かったことも重なり、住宅・不動産市場への資金流入が過剰となった。これが株式への過剰資金の流入とともに、資産価格の高騰をもたらしたのである。その後の急激な金融引き締めにより、資産価格の急落を招いた（Himino 2021；柳沢 2021；浜中 2021）。

以下では、日本の1980年代後半のバブルと、米国のサブプライムローン危機を比較し、新型コロナのもとでの超金融緩和の影響について、データから読み取れる内容をまとめることにしたい。

1 住宅・不動産市場と銀行貸出

大きな金融緩和の後にバブルに見舞われるケースが、日本の1980年代後半とアメリカのサブプライムローン危機の2000年代後半に発生している。金融の緩和により、銀行間の取引が活発になり、銀行への預金の預け入れも増大し、貸出が増えて企業の業績も回復していく。金融市場でも株式への投資資金が増えるため、株価も上昇し、景気回復へとつながっていく。しかし、株価や地価などの資産価格の高騰は、その時期

には景気の活況をもたらすが、金融緩和が必要以上に続いてしまうと、預け入れられた銀行預金は過剰となり、企業が必要とする借入額以上に銀行貸出は増大し、価格の高騰が続いている住宅・不動産市場へと向けられる傾向が見られる。

住宅・不動産市場が他の市場と異なる点は、金融機関による貸出が、供給側と需要側の両方に提供される点である。金融緩和の時期には、住宅供給主体のハウスメーカー、住宅関連不動産開発業者に対して低利での融資が銀行から行なわれる。同時に、住宅を購入したいと思っている家計にとって、金融緩和期には、低金利で借入れを行なうことができるため、金利が低いうちに住宅を購入しようというインセンティブが働く。オフィスビルのような不動産でも同様である。不動産開発のデベロッパーも、低利で銀行から借入れ、不動産供給を増やす行動に出る。オフィスを借りようとしている企業も、借入金利が低いために調達コスト低下という恩恵を受けることができるので、金融が引き締められ金利が上昇する前に、現在と将来に必要なオフィススペースを確保しようとして、購入あるいは賃借の行動を起こす。

このように、住宅・不動産市場では、銀行が、供給側と需要側の両方に資金提供を拡大することができるために、本来の需給均衡を超えて過剰な量の資金の供給を市場に対して行ない、金融引き締めが開始されると、急に市場が収縮し



よしの・なおゆき
1950年東京都生まれ。東北大学経済学部卒、ジョンスホプキンス経済学博士（PhD）。ニューヨーク州立大学助教授、アジア開発銀行研究所長、現在、金融庁金融研究センター長、慶応義塾大学経済学部名誉教授。



ながい・ひでき
1985年三重県生まれ。東京大学理学部卒、東京大学大学院理学系研究科博士前期課程中退。現在、金融庁金融研究センター研究員。

て、過度の冷え込みに直面してしまうことになる。

2 バブルかどうかを判断する3つの指標

ここでは、日米のデータを用いながら、バブルか否かを判断する3つの指標について説明したい。

第一は、銀行の住宅・不動産向け貸出残高と銀行総貸出残高の比率である。企業からの需要がなければ、銀行は企業への貸出を伸ばすことは難しいが、不動産の場合には、前述のように、銀行は供給者と需要者の両者に対して貸出を増やすことができる。

以下の生産関数は、工場やオフィスビルを生産要素の一つとして明示的に含めたものである。(1)式のプロダクション関数は、土地・オフィスなどの不動産（ K_L ）、機械などの資本ストック（ K ）、労働投入（ N ）から構成されている。銀行が貸出を行なうに際して、土地・不動産への貸出金利（ R ）と、機械などの資本ストックへの貸出から得られる金利収入（ R ）が等しくなるように行動すると仮定すれば、(4)式のように、「土地・オフィスなどの不動産」/「機械などの資本ストック」の比率には、 α/γ という関係が成立する。それぞれの限界生産性は(2)式と(3)式に示される。土地・オフィス不動産への需要が急拡大するときには、実需としての不動産需要ではなく、投機目的の需要となっている可能性、あるいは、将来需要の先取りを目指している可能性が高い。

$$Y = F(K, N, K_L) = K^\alpha N^\beta K_L^\gamma \quad (1)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha \frac{Y}{K} = R \quad K = \frac{\alpha Y}{R} \quad (2)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K_L} = \gamma \frac{Y}{K_L} = R \quad K_L = \frac{\gamma Y}{R} \quad (3)$$

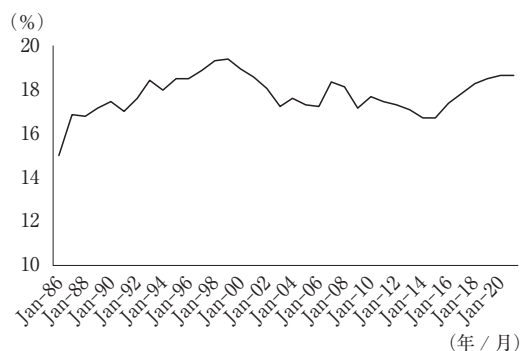
$$\frac{K_L}{K} = \frac{\alpha}{\gamma} \quad (4)$$

図1は、日本の建設・不動産向け貸出を、全銀行貸出と比較したものである。1980年代後半のバブル期から1998年頃まで、その比率は15%から19%へと上昇し、その後は低下傾向が見られたが、アベノミクスに始まる金融緩和の影響を受け、2015年頃の16%台から近年は18%台後半へと再び上昇傾向が見られる。

一方、米国のリーマンショック時には、居住用不動産貸出に含まれるサブプライムローンが拡大し、全貸出残高に占める居住用不動産貸出残高の比率は、2007-2008年には24%にも上っており、その後、低下を続け、2021年では14%に過ぎなくなっている（図2）。日本・米国のいずれを見ても、不動産/住宅への資金提供が、バブル時期には、高くなっていることが示されている。

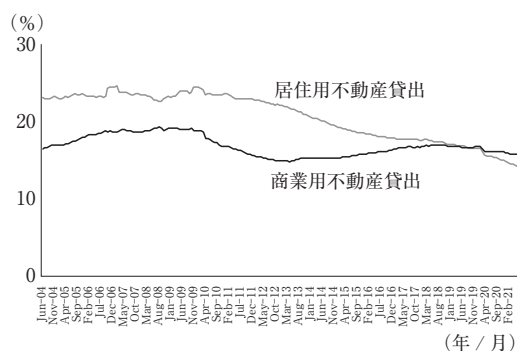
第二の指標は、不動産向けの貸出残高の上昇率と経済成長率の関係である。生産関数の投入要素を明示的に含めた(1)式を成長率に直すと、経済成長率（ $\Delta Y/Y$ ）は、資本ストックの伸び率（ $\Delta K/K$ ）、労働投入量の伸び率（ $\Delta N/N$ ）、土地/不動産の投入量の伸び率（ $\Delta K_L/K_L$ ）の3つの投入要素のそれぞれ伸び率に、係数（ α 、

図1—日本の建設業/不動産業への貸出の総貸出に占める割合



出所) 日本銀行「貸出先別貸出金」より著者作成。

図2—米国の居住用不動産、商業用不動産への貸出残高の全貸出残高に占める割合の推移



出所) U.S. Census Bureau and the Department of Housing and Urban Development より著者作成。

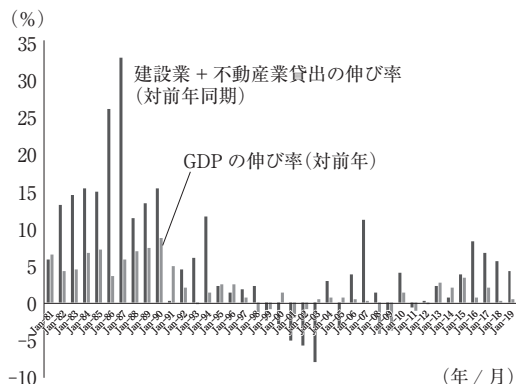
β 、 γ ）を掛けた以下の式で示される。それぞれの係数は長期的な生産関数から導出されるものであり、金融緩和が継続すると見込んでしまうと、必要以上の土地・不動産を投入要素として購入してしまい、長期的に必要な生産要素としての土地・不動産の量を大きく上回る過剰な要素投入となり、金融政策が通常に戻った際には余剰を導いてしまうことがわかる。

$$Y = F(K, N, K_L) = K^\alpha N^\beta K_L^\gamma$$

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \alpha \left(\frac{\Delta K}{K} \right) + \beta \left(\frac{\Delta N}{N} \right) + \gamma \left(\frac{\Delta K_L}{K_L} \right)$$

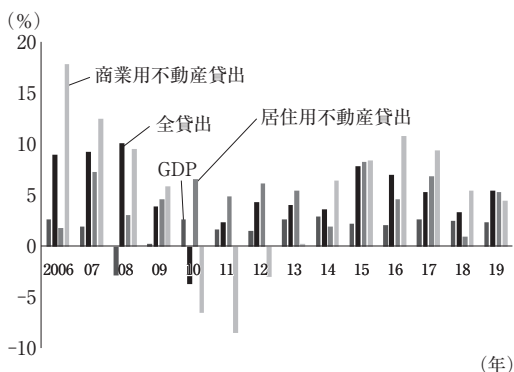
日本の不動産業向け貸出の伸び率と GDP の成長率の比較（図3）から、1986-1987年には、不動産向け貸出の伸び率が GDP 成長率を大きく上回っていることが見てとれる。また、アメ

図3—日本の不動産貸出伸び率と GDP の伸び率



出所) 貸出は日本銀行「貸出先別貸出金」より著者作成。GDP は内閣府「国民経済計算」をもとに1994年で二系列を接続。1994年から2019年は平成27年基準（2008SNA）、それ以前は平成12年基準（1993SNA）。

図4—米国の GDP 伸び率と貸出伸び率の比較



出所) GDP（名目）は、Economic Report of the President（ERP）、貸出は、Fed. Assets and Liabilities of Commercial Banks in the United States より著者作成。

リカのリーマンショック時（2008年）に、日本でも不動産向け貸出が GDP 成長率を大きく上回っていたこともわかる。さらに、マイナス金利が導入された2016年から、不動産貸出の伸び率は GDP 成長率を大きく上回っている。

一方、米国では、図4に見られるように、リーマンショック前の2006年には、商業用不動産向け貸出の伸び率が GDP 成長率を大きく上回り、2007年-2008年もその傾向は続いていた。

第3番目の指標は、住宅価格と所得の比率である。投機的な需要によって、住宅需要が増えたとしても、最終的には、誰かが住宅として利用しなければ空室（過剰供給）となり、住宅価

格は下落する。つまり、住宅を最終的個人が購入できなければ、値上がり期待によって増えていた投機的な需要は大きく減少する。需要を増加させていた投機的な買い手が、住宅の最終的な買い手を見つけることができなくなり、予定していた高価格での販売ができず、住宅価格の値下がり直面にすることになるためである。バブルの崩壊である。したがって、住宅価格と個人の所得比率の推移を見る必要があり、住宅価格が個人所得のある一定比率を超えて上がり続けていれば、バブルの兆候であると考えることができる。

$$\max U(C, H) = u(C_1, H) + \beta u(C_2, H)$$

subject to

$$C_1 + P_H H = Y_1 + L$$

$$C_2 + (1+r)L = Y_2 + \theta \Delta P_H^e H$$

$$Y_2 = (1+\alpha)Y_1$$

$$C_1 = cY_1$$

$$C_2 = cY_2 = c(1+\alpha)Y_1$$

ここで $\Delta P_H^e = 0$ のときは、以下が成立する。

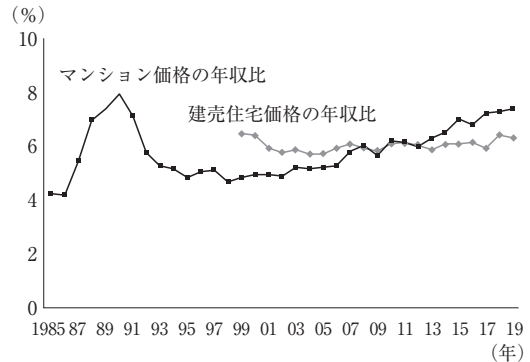
$$\frac{P_H H}{Y_1} = (1-c) \frac{(1+\alpha) + (1+r)}{1+r}$$

また、 $\Delta P_H^e > 0$ のときは、以下が成立する。

$$\frac{P_H H}{Y_1} = \frac{1}{1+r} \left\{ (1-c)((1+\alpha) + (1+r)) + \theta \frac{\Delta P_H^e H}{Y_1} \right\}$$

家計の2期間の効用最大化行動を考えると、1期目に住宅ローンを借りて住宅を購入し、2期目に元本と金利を返済すると仮定できる。 c を限界消費性向、 α を所得の伸び率、 r を住宅ローン金利、 P_H を(単位面積当たりの)住宅価格、 H を住宅床面積、 ΔP_H^e を住宅の予想上昇価格とすれば、住宅価格/所得の比率($P_H H / Y_1$ = 購入住宅価格/購入時の所得)は、定常状態では、住宅ローンの利子率(r)、限界消費性向(c)、所得の伸び率(α)によって決定されるが、住宅価格が変化し続けている時には、その期待変化($\theta \Delta P_H^e H / Y_1$)に依存し、バブル期には定常均衡から乖離した「住宅価格/所得」水準へと上昇する傾向がある。

図5—日本の不動産価格年収倍率



出所) 価格は国土交通省公表資料より著者作成。年収は家計調査(二人以上の勤労世帯、年間収入)。

表1—首都圏マンション価格指数の計量分析結果

説明変数	従属変数	首都圏マンション価格指数(操作変数法)
貸出約定平均金利の逆数	0.70*** (0.18)	
銀行の不動産業への貸出残高の総貸出残高に占める割合	1600.00** (675.60)	
定数項	25.04 (81.69)	
観測数	22	
決定係数	0.87	

注) *, **, ***はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを示す。()内は標準誤差。操作変数は、首都圏人口(25歳から44歳)、無担保コールオーバーナイトもの金利(年平均)、銀行の製造業への貸出残高。

日本の都市で人気のあるマンション価格の年収倍率を見ると、首都圏では、1985年には4倍であったが1989年には8倍にも上昇している。また、低金利、マイナス金利の実施により、2015年以降は再びマンション価格は年収の7倍以上となっており、価格/年収の倍率で見ると、近年の動きは1980年代後半のバブル期の動きと類似していると言える(図5)。

ここで、日本(首都圏)のマンション価格の上昇要因を、操作変数法を用いた簡単な計量分析により調べてみると、貸出約定平均金利の逆数($1/r$)と銀行の総貸出残高に占める不動産向け貸出の割合が、有意な説明変数として現れる。ここでは、説明変数の内生性の問題を回避するため、操作変数として、首都圏の35歳から44歳の人口、銀行の製造業向け貸出残高、短期金利

```
graph TD; A[金融政策] --> B[株式市場]; A --> C[銀行]; A --> D[金利低下]; B --> E[株価]; C --> F[有価証券投資]; D --> G[貸出]; F --> E; G --> H["商業用不動産<br/>住宅"]
```

3 バブル期と比較した新型コロナのもとでの金融政策の波及経路

現在、日本銀行は、2%のインフレ目標の達成という大きな金融政策の目標を目指して金融緩和を続けており、公開市場操作により、市中から国債を購入して、金融緩和政策が続けられていて、これは1980年代後半のバブル期とは、異なる特徴である。また、新型コロナによって大きな打撃を受けている業種に対して、金融機関から安定的な貸出が続けられるように、信用保証が付与され、信用保証協会のデータによれば、2021年にはその規模は2019年の残高の約2倍に上昇している。

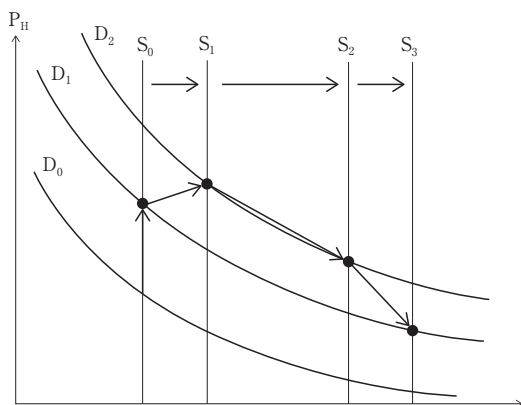
```

graph TD
    COVID19[COVID-19] --> Service[サービス産業]
    COVID19 --> Manufacturing[製造業]
    Service -- 信用保証 --> Bank[銀行]
    Manufacturing -- 信用保証 --> Bank
    Bank -- 貸出 --> Service
    Bank -- 貸出 --> Manufacturing
    Bank <--> |預金| Household[家計]
    Bank <--> |現金給付| Government[政府]
    Government <--> |国債| BOJ[日本銀行]
    BOJ <--> |マネー|
    BOJ -- 支給金 --> Service
    BOJ -- 支給金 --> Manufacturing
  
```

新型コロナウイルスをワクチン接種の拡大等によって早急に収束させると同時に、拡大した財政・金融政策をどのように正常に戻していくかが、もっとも重要な政策課題である。実証研究 (Yoshino and Miyamoto 2017; Miyamoto and Yoshino 2020) によれば、高齢化の進展による社会保障支出等の増大は、日本が抱える構造的な問題であり、高齢化の進展する経済では財政政策や金融政策の有効性が低下する。定年の延長と生産性に応じた給与体系のもとに、できるだけ長く社会に貢献できる体制とし、構造問題である社会保障・年金への依存を極力減らし、退職者の数を減らすことによって、金融・財政政策の有効性を再び高めていくことが望まれる (Yoshino and Miyamoto 2021)。

新型コロナのもとでの超金融緩和によって不動産バブルを発生させないためには、上記の3

図8—タイムラグを伴うオフィスビル供給



つの指標を含む不動産・住宅関連のデータ公表の頻度を上げ、タイムラグを短くし、市場関係者に迅速に正確な情報が流れるようにすることが重要である。不動産価格等に関する情報公表は、2012年以降、国土交通省が、全国・ブロック別・都市圏別・都道府県別に、不動産価格の動向を国際的な基準に則って指数化した「不動産価格指数」を毎月公表するなど、近年、格段の向上が見られている。取引価格情報が迅速に購入希望者や販売業者に伝達されなければ、価格上昇期には、できるだけ早く購入しようとする行動を助長することになり、一時的な需要の高まりをより増幅させて、さらなる価格高騰を導きかねない。

また、価格情報の伝達が迅速であれば、価格上昇の過程で、一部で価格下落の動きが生じた場合に、情報が広まり、その時点の価格が（下落前の）ピーク価格となりうるのに対して、情報の伝達が遅ければ、古い情報に基づく価格上昇期待を維持した買い手により需要が支えられることで、価格下落の動きが消滅し、結果として、ピーク価格をより高めてしまう。

不動産・住宅市場にバブルが見られる背景として、住宅やオフィスビルの建設には、時間がかかり、タイムラグが発生することを指摘したい。とりわけオフィスビルは、金融緩和により需要が増大している時期（図8の D_0 、 D_1 ）に

は、供給が限られて短期的には市場に出回らないために供給不足となり、価格が上昇する。そして、2－3年後にはオフィスビルが完成し、供給が必要以上に増えてしまい（図8の S_1 、 S_2 ）、価格が下落して、投機的に不動産を購入していた需要者は、価格が大きく減少する前に売り逃げようとするため、さらに供給を増加させ（図8の S_2 、 S_3 ）、より大きな価格下落を招いてしまう。

不動産・住宅価格や取引量のより迅速な情報開示が進められれば、需給ギャップが存在する時期の市場動向が瞬時にわかるため、タイムラグが解消して、不動産・住宅価格の大きな乱高下を防ぐことができるようになり、大きなバブルの発生を抑制する効果があると考えられる。

* 本稿の内容や意見は、すべて執筆者の個人的見解であり、金融庁あるいは金融研究センターの公式見解を示すものではありません。

参考文献

- Himino R. (2021) *The Japanese Banking Crisis*, Palgrave, MacMillan.
- Yoshino, N. and H. Miyamoto (2020) "A Note on Population Aging and Effectiveness of Fiscal Policy," *Macroeconomic Dynamics*, First View, p.1-11.
- Yoshino, N. and H. Miyamoto (2021) "Revisiting the Public Debt Stability Condition: Rethinking the Domar Condition after COVID-19," *Global Solutions Journal*, Issue 6, pp.198-206.
- Yoshino, N. and H. Nagai (2021) "COVID-19, Easing Monetary Policy and Expected Consequences of Credit Guarantee to SMEs," *Journal of Economics & Management Research*, In Press.
- Yoshino, N. and N. Hendriyetty (2020) "The COVID-19 Crisis: Policy Recommendations for Japan," *De Gruyter*, Published online: July 6, <https://doi.org/10.1515/ev-2020-0017>
- Yoshino, N. and H. Miyamoto (2017) "Declined Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies Faced with Aging Population in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol.42, pp.32-44.
- Yoshino, N. T. Nakamura, and Y. Sakai (2014) "International Comparison of Bubbles and Bubble Indicators," *AI & SOCIETY, Journal of Knowledge, Culture and Communication*, Vol.29, pp.427-434.
- 浜中秀一郎 (2021) 『史料で読む日本の金融』 きんざい。
- 柳沢伯夫 (2021) 『平成金融危機』 日本経済新聞出版。

●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、2021年3月末現在、最新の調査成果として2020年度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求す

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、2021年3月31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6677件、5万7729区画（戸）にのぼる（戸建て住宅5943件、3万2340区画、マンション734件、2万5389戸）。

以下、最新年度である2020年度（2020年4月～2021年3月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2020年度における戸建て住宅の供給は、77件133区画で、前年度同期（86件142区画）と比べ9区画の減少となっている。都道府県別の戸建て住宅発売区画数は、第1位は愛知県の81区画、第2位は京都府の18区画、次いで第3位は兵庫県の8区画で、収集された事例の約61%が愛知県となっている。

前年度までの傾向同様、愛知県での収集事例が過半数を占めている。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例は77件中17件と全体の24%であり、前年度（約24%）と比較して大きな変化は見られず、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23件1014戸である。前年度同期の21件436戸と比較すると、1件当たり戸数が約21戸から約44戸となり、1件当たりの販売戸数は大幅に上昇している。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が東京都の559戸、第2位が兵庫県の152戸、第3位が沖縄県の80戸であり、東京都だけで全体の約55%を占める。

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

編集後記

災害用備品として、必ずリストアップされるラジオ。自分は日常BGMとしてラジオ放送を流し続け、機器も好きで複数台を使い分けている。

6月、民放AMラジオ47局のうち44局が2028年秋までにFM局となることを目指すと発表された。AM放送の送信基地維持コストが経営を圧迫していることがAM停波に向かう理由とされる。

地デジ移行で空いた周波数の一部を使うFM補完放送により、AMと同一内容がノイズのない音質で聞ける現在、AM停波のリスナーへの影響はただちに表れないかもしれない。ただ、狭いFM周波数帯域に局が密集することで受信選択しやすさには

影響するとは思う。

民放局のうち、北海道、秋田の3局がFM転換に同調しなかったのは、放送エリアが関係している。AMの送信は、河川敷等広大な敷地に巨大アンテナを設置、電波は遠くまで届き、山影などへは回り込みやすい。一方でFMの送信は山頂や高い鉄塔にアンテナを設置、電波は遠くまで届きにくく、山影などへは回り込みにくい、という特徴があるとされる。地域によってはAM停波で聴取困難エリアが出る。

ラジオを生活の一部とするリスナーや、災害時に情報を得ようとする者の元へ、できるだけ広範に電波が届く環境が整うことを願う。（T・N）

編集委員

委員長——山鹿久木

委員——瀬下博之
直井道生
原野 啓

季刊 住宅土地経済

2021年秋季号（第122号）

2021年10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 一公益財団法人

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。