

[巻頭言]

豊かな少子高齢社会の実現を

岡本利明

旭化成株式会社 顧問
住宅生産団体連合会 理事

今日の日本は多くの政治・経済・社会的課題に直面している。政治的混乱を招いている年金・医療問題。輸出偏重から内外需バランスのとれた経済転換への遅れ。これらの課題の解決法は、急速な少子高齢社会の進展への対応にその端緒を見出すことができる。

現在1500兆円の個人金融資産、1030兆円の土地建物資産の6割を高齢者が所有しており、その高齢者は2025年には総人口の3分の1を占める見込みである。豊かな日本社会の実現には、高齢者が所有するこれらのストックの利活用推進が重要であり、なかでも土地建物資産の利活用は日本社会が直面している課題解決の鍵を握る。

持家比率の高い高齢者が、その住宅ストックを賃貸・売買などの手法を使って利活用することで個人年金とも言える不動産所得を得、その所得が豊かな老後のための消費に廻り、ひいては金融資産の動きも活発になる。一方、若い世代は、良好な子育て環境を高齢者の住宅ストックを利用することにより比較的低コストで享受できるうえ、新築投資と比べて生活関連消費への余力が生まれる。

これは、高齢者の住宅ストック活用による新たな価値創出であり、少子高齢社会がもたらした世代間ストック格差に着目することで政治・経済・社会的課題を解決しようというものである。これらを実現するためには、政官民一体となった努力と日本社会のパラダイムシフトが必要となる。私たち関係団体は、個人の住宅ストックに対する既成概念を捨て、信託制度等を活用し、新たな価値創出に全力で努力する決意である。

目次●2009年秋季号 No.74

[巻頭言] 豊かな少子高齢社会の実現を 岡本利明	—1
[特別論文] 21世紀型社会への日本の挑戦 小宮山 宏	—2
[研究論文] 借地権保護と建物の維持管理 岩田真一郎・山鹿久木	—10
[研究論文] 首都圏住宅市場のダイナミックス 井上智夫・清水千弘・中神康博	—18
[研究論文] 地震発生リスクと生活の質 直井道生・瀬古美喜・隅田和人	—27
[海外論文紹介] 居住地の選択 小林庸平	—36
[調査研究レポート] 我が国の住宅市場改善に関する研究	—35
エディトリアルノート	—8
センターだより	—40
編集後記	—40

21世紀型社会への日本の挑戦

アジア型エコハウスの創造と普及

小宮山 宏

はじめに

20世紀から21世紀に入り、人類にとって大きな文明のパラダイムシフトが起こっている。その一つは、地球が小さくなっていることである。果てしない大空、果てしない大海原、母なる大地といった言葉が表しているように、20世紀は人類にとって地球が無限に大きく、その規模に限界を見出すことはなかったといえよう。しかし、現在では、人間活動が二酸化炭素濃度を上昇させ、海洋を汚染し、森林を破壊している。さらに、実物経済の数倍といわれる資金や、さまざまな情報が一瞬にして世界をめぐる。つまり、人間の活動にとって地球が非常に小さくなり、これまでのような消費生活が限界を迎えようとしているのである。

20世紀を振り返ってみると、人類は地球が無限であることを前提として、消費生活を成立させていたとも考えられる。ハリウッド映画のアメリカンドリームに象徴されるように、限りのない地球の膨大なエネルギーを使用し、欲望のままに生活することが一つの理想とされ、大量生産と大量消費が生活の基本にあったのである。これまでは、それが「ものづくり」の目標と理解されていたともいえよう。

しかし、こうした消費生活は20世紀のモデルであり、もはや成り立たない。21世紀型のパラダイムでは、いかに持続型の社会を作っていくのかが問われているのであり、この変化を踏まえた「ものづくり」を実践していくことが、日

本を含めた世界中で求められている。地球は有限かつ、人類にとってもはや小さくなってしまったことを前提として、社会システムを構築しなくてはならない。これが大きなパラダイムシフトである。

以下では、アジア型エコハウスの創造と普及を軸として、パラダイム変化に迫られている地球の未来に対してわが国がどのような戦略を描くことができるのかを考えてみたい。

2050年の地球：エネルギーと環境

エネルギーと環境、温暖化に象徴される問題が、現在のまま進行すると想定すると、大量の廃棄物の発生、温暖化の進行、および化石資源の欠乏といった問題が生じる。特に、廃棄物の発生は確実である。

図1は、わが国での鉄鋼（銑鉄）生産量に関する20世紀から現在までの軌跡を示している。図を見ると明らかだが、20世紀の後半から現在にかけて非常に大規模な増加がみられる。さらに、図1には、スクラップによって生産される鉄鋼生産量を併記した。この図から、現在生産されている鉄鋼の約3分の2が鉄鉱石から作られており、残りの約3分の1がスクラップを溶かして作られていることわかる。つまり、現在利用されている鉄鋼の約3分の1（約4億トン）はリサイクルされたものなのである。一度還元した鉄が、自動車や家電なら10数年、ビルなら50年という期間で寿命が尽きるため。これを平均すると大体30数年から40年で必ず社会

にスクラップとして出てくる計算になる。図1から、近年では14億トンの鉄鋼を生産しているので、約35年後にはこの膨大な量が、スクラップとして出てくることになる。この現象は、セメントやガラスなどのあらゆるものにあてはめることができる。これが、後述する循環型社会へ向かわなければならない一つの根拠である。

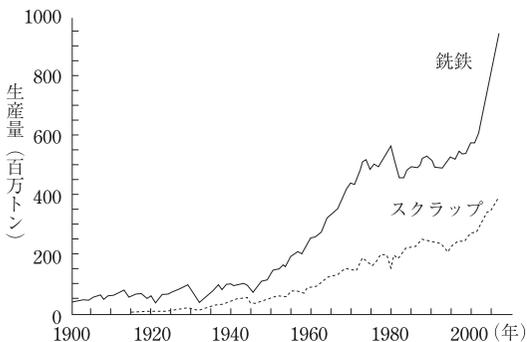
私は新世紀に望まれる循環型社会に対して、2050年までに達成すべき「ビジョン2050」という提案を行なっている。そこでは以下の3つの条件を提案している。1つ目は、エネルギー効率を3倍にすることだ。例えば、3分の1のガソリンで走行距離が同じになる自動車を作ることだが、ハイブリッド・カーの出現により、その可能性が開かれているといえよう。

2つ目が、物質循環型システムを構築することだ。これは上記の通り必ず発生する廃棄物を上手く再利用することが可能な社会システムの構築をさしている。

最後に、再生可能エネルギーを2倍にすることである。ここでは詳細について触れないが、これらの目標は理論的にも、技術的にも可能な数値である。

ここで2050年の状況について考えるとき、「人工物の飽和」というコンセプトを導入したい。例えば、自動車の保有台数で見ると、現時点ですでに自動車の台数が5800万台あり、自動車の平均寿命を13年とすると、毎年440万台の廃車が出る計算になる。昨年、初めて自動車の保有台数が減少したという新聞報道があった。

図1—鉄鉄とスクラップからの鉄鋼生産量



(小宮山宏氏 写真)

こみやま・ひろし

1944年栃木県生まれ。東京大学工学部卒。東京大学大学院工学系研究科博士課程修了。東京大学工学部助教授、教授などを経て、2005年4月から2009年3月まで東京大学総長。2009年4月より三菱総合研究所理事長。著書：『サステイナビリティ学への挑戦』（岩波書店）ほか。

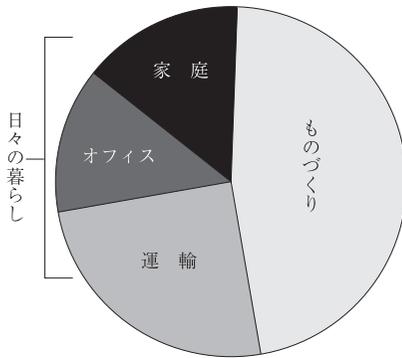
これは1.3億人の人口の時に必要な台数が5800万台であり、それ以上は保有しないことを示しているとも考えられる。つまり、今後は廃車になる440万台と同じ台数の自動車を生産すればよいのである。実際に、国内の自動車販売台数はここ20年間ぐらいそういった状況が続いている。これが「人工物の飽和」である。

しかしこれは、新しく自動車を作るために必要な鉄が、毎年スクラップとして出てくるため、高炉を用いて鉄鉱石から鉄をつくる必要がないことを示している。おそらく2050年になると、世界のさまざまな分野で同様な状況になるであろう。

このような「人工物の飽和」が起きると、生産の多くは置換だけになるが、これは日本にとっては希望でもある。なぜなら、循環型社会に向かうなかで資源の枯渇が叫ばれているが、いまこれ以上鉄鉱石を掘りだす必要がなくなるからだ。極端な話をしているのも、完全にそのような社会になるわけではないが、基本的にはそうなるであろう。このように考えると、人工物の飽和と資源の枯渇を一体的に考えて、リサイクル、循環型社会に向かわなくてはならないことが理解されよう。

さらに付け加えると、リサイクルは省エネでもある。図1で示したように、鉄はリサイクルが進んでいるが、これは経済原理でリサイクルされているのである。つまり、鉄鉱石を高炉で還元するよりも、スクラップを電炉で還元する方が安価だから、すなわちエネルギーを少ししか使わないから利用されているのである。家電リサイクル法にもいろいろ問題はあるが、それ

図2—日本のエネルギー消費



らの問題を解決して、より多くの家電がリサイクルされるシステムを作ることが世界のデファクトスタンダードになるだろう。

日本のエネルギー消費

日本におけるエネルギー消費の内訳を図2に示した。ここでいう「ものづくり」とは、鉄、ガラス、セメント、および化学・プラスチックといった4要素産業と、その他（自動車など）を含めたものづくりを指している。これらの「ものづくり」によるエネルギー消費量はすでに全体の45%程度まで減少していることわかる。残りの55%は家庭、オフィス、運輸が占めており、これを「日々の暮らし」によるエネルギー消費と名付けよう。

このようにエネルギー消費を大きく2つに分けたが、効率性を改善するという点では両者に違いはない。しかし、「ものづくり」の分野に対する規制は、相対的に進んでおり、すでに極めて効率的な水準に達成している。最低限必要なエネルギーの消費量を理論的に計測してみると、「ものづくり」の分野では日本は世界でも最も効率的な生産システムを誇っている。例えばセメントでは、エネルギー消費量を10%抑えるためには、生産量を減らす以外に方法はない。

他方、「日々の暮らし」の分野では、エネルギー消費の効率性を上げる余力が多く残っている。それは、これまでわが国の政策が、「ものづくり」の分野に重点がおかれ、「日々の暮らし」

」の分野に対しては、ほとんど何もしてこなかったからである。ここに大きな問題点がある。今後は、「日々の暮らし」に分類される、家庭、オフィス、運輸に関する消費エネルギーの節約に、力を注ぐ必要がある。

こうした「日々の暮らし」の分野における消費エネルギーの抑制は、結果として日本の国際競争力を強め、世界に貢献することになる。

アジア型エコハウスの創造

前節では日本のエネルギー消費の抑制可能な分野は「日々の暮らし」にあること、またそれが日本の国際競争力を高めうることを示した。本節では、その根拠と理由について、住宅を中心に述べよう。

小宮山エコハウス

「日々の暮らし」の分野で、どの程度二酸化炭素排出量を減らすことができるのか、自分の家で実験した結果について述べたい。実験結果は、驚くべきもので家庭と運輸の部門で排出量の8割を減少させることができた。私が取り組んだことは特殊なことではなく、太陽電池の設置（3.6キロワット）、給湯用のヒートポンプ導入、断熱性能の向上（約3倍）、エアコンの新設である（図3）。

省エネの内訳について説明しよう。家庭で使用するエネルギーは、電気と都市ガス、または石油である。さらに自動車のガソリンも含まれる。自宅を建て替える際に、上記のことを実施しただけでエネルギー消費量は半分に減少した。そして、この半分のエネルギーの6割を太陽電池で供給しているので、最終的に消費エネルギーは従来の2割に減少したのである。

例えば、住宅の断熱効果は3倍上昇した。これだけでも同じ使用エネルギーは3分の1になるのだが、エアコンを買い替えることで、さらにエネルギー消費の効率性は2倍になる。結果として、住宅の冷暖房のエネルギーは6分の1となった。

図3—小宮山エコハウス

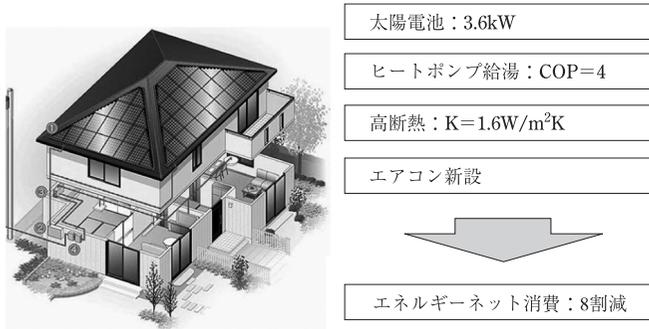
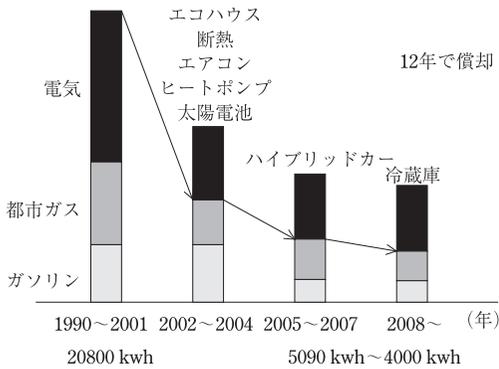


図4—一家庭と運輸の8割削減モデル



また、一般的にお湯を作るには瞬間湯沸器を利用しているが、ヒートポンプの導入により、同じ消費エネルギーで2.5倍のお湯を作れる。

さらに、ハイブリッドカーに乗り換えたので、1ℓ当たりの走行距離が7キロから22.4キロになり、ガソリン消費量が3分の1に減少した。これらをすべてあわせると、トータルで8割は減少したのである（図4）。

この場合のコスト面についても計算しよう。省エネのために支出した費用は総額377万円だったが、省エネ効果により1年間に31万円の節約ができるので、結果として12年で償却ができる。今後は、ガソリン代や電気代の値上がりがか考えられるので、さらに償却は早まるだろう。

このように、住宅を中心とした省エネ実験により、日本のエネルギー消費の問題点である「日々の暮らし」におけるエネルギー消費の効率性を大幅に、そして容易に改善できることがわかった。また、この実験でもうひとつわかっ

たことがある。それは「もったいない」という考え方だ。これは日本人の非常にいいメンタリティーなのだが、時には乗り越えなければいけないものなのである。エネルギー効率をさらに上げるために冷蔵庫の買い替えも行ないたいのだが、妻からは「まだ使えるものを捨てるほうがもったいない」と反対をうけている。しかし、本当

にもったいないのは旧式の機器を利用し続けることによるエネルギーの浪費かもしれない。まだ利用できるものを捨てるのが本当にもったいないかどうかは、エネルギーの消費を含めた費用と便益を比較して判断しなくてはならない。

アジア型エコハウス

日本人は日本にふさわしい家を求めていると、私は思う。昔の日本の家には、合理性があった。それは、お寺の本堂に代表される構造である。屋根瓦は厚く、その下部には十分な空間があるため、日射を遮り、断熱性がよい。屋根の下は通風が極めて良い構造になっている。日本には「家は夏をもって旨とすべし」という言葉があるが、これは夏のための家作りが重要であることを表している。日本の夏は気温も湿度も高く、過ごしにくい。しかも、食物は腐りやすく、カビや細菌が増えやすい。冷蔵庫もエアコンもない時代には、風通しをよくして日射を遮る構造で、暑い夏を凌ぐ必要があった。その代わり、冬には適さない。冬は我慢していたのである。厚着をして、火鉢を入れるだけで耐えていた。

戦後、電気冷蔵庫が普及すると、夏の食物の腐敗はあまり心配しなくてよくなった。しかも、欧米では暖房を入れ、もっと快適に冬を過ごしていることを知ると、日本でも生活を快適にする暖房の導入が始まった。周りを壁で囲って、中をガス燃焼やヒートポンプを使って暖房するようになったのである。

その結果、露の発生が生じた。ガラスにはべ

タバタと水滴がつく。私は一時、南向きのマンションに住んでいたことがある。ふと気づくと、赤いカーテンの下部分が真っ黒になっていた。何かと思ったら、それはカビだった。冬はいつも結露して水が下に垂れていた。こんなところにカビが生えているのかと思い、ほかも調べてみると、押し入れの中にもあちこちにカビが生えていた。カビが生えていると、ダニも発生している可能性があるのです、いまの日本の家は、健康で快適に過ごすには、決して最適なものとはいえないと思う。

どうしてこんなことが起きたのだろうか。昔、日本人は、アジア・モンスーン地帯にふさわしい風通しの良い家を作っていた。そこに欧米のモデルをそのまま導入したから問題が起きたのである。欧米は、基本的に寒くて乾いたところだ。気候が違うから、欧米ではそういう構造でもよいが、日本の夏は湿潤で、冬は寒くて乾燥するモンスーン地域に位置する。そこに、欧米のモデルを導入したから、夏は冷房がなければ凌げないし、冬は結露というようなことが起るのである。

このように、欧米のモデルをただ移しただけでは上手くいかないのである。日本には、日本の風土があり、それを踏まえたモデルを作ることが大切なのである。

そこで自分の家（小宮山エコハウス）での実験では、特に断熱性について注目した。二重ガラスにするなど、断熱をよくすることでエネルギー消費が減る。また、省エネルギーと同時に、結露が生じない壁の断熱法が非常に重要になる。結露がカビやダニの発生を促し、シックハウスなどさまざまな不快の源になるからだ。外断熱という建て方は一つの解になると思う。それでもどこかに露がつく可能性がある。

断熱材としてよく使われるのはグラスウールだ。昔はアスベストのファイバーを使った。しかし、繊維型の断熱材で結露を完全になくすのは難しい。空気が連続しては、どこかで多湿な室内空気が冷たい壁と接触し、そこで結露

が生じるからである。

私の家では、商標名で「アイシネン」を使った。現場で2つの液を壁に吹き付けると、壁から重合が始まって発泡する。99%空気で、1%だけポリマー膜という構造で、空気の泡の集まりができる。だから、空気は連続せず、内壁がすっぽりと、いわば空気の泡で包まれている状態になる。こういう構造だと家の外が寒くて中が暖かいというときに、暖かい空気と冷たい壁とが接する可能性が原理的になくなる。だから、基本的に結露しない。アジア型エコハウスの基本的要素のひとつは、冷たい固体壁と湿潤な室内空気との接触を絶つ構造である。

また、ガラス部分でも結露しないことが重要だ。その方法として、二重ガラス（ペアガラス）を採用した。これにより、ガラスとガラスのあいだの空気が断熱になる。一重ガラスと二重ガラスでは、二重ガラスのほうが熱の伝導が50倍ぐらい低くなる。だから、外が寒くても中から熱がどんどん逃げていくということはない。

一時代前の二重ガラスは、周りの枠がアルミニウムだったので、アルミニウムのところが結露していた。しかし、最近のものは、アルミニウムも二層になり、間に断熱材が入っているので、結露しない。

私の家は実験の一例に過ぎない。露がつかない家はさまざまな形で造れるだろう。結露を避けることは、まだ解決されていないアジアの家の必要条件のひとつである。

家の省エネ化のために一番重要なことはガラス部分だ。ここが冷暖房エネルギー負荷の最大の要因である。エネルギー損失を防ぐ第一のポイントは二重ガラスであり、三重ガラスならさらに良い。私は、二重ガラスの採用は規制をかけてもいいと思う。新しく建てる家はすべて二重ガラスにすべきだと思う。

潜在的に、もっと良い家に住みたいと思っている日本人は多いだろう。その思いを実現すべきなのである。日本が日本にふさわしい家を創り出せば、それは日本と気候が似ている東アジア

ア、つまり中国南部、タイ、インドネシア、フィリピン、ベトナムなどのモデルになる。南アジアのかなりの部分にも適応できるかもしれない。だから、アジア型エコハウスへの挑戦は、「もっといい家に住みたい」という日本人のニーズを充たす私たち自身の課題解決であるとともに、巨大な経済価値を持ちうるものといえよう。

上述したように、自分の家でエコハウスの実験をしたが、いろいろな地域で、いろいろな試みをするのがいま極めて重要である。地域によって、いい家と悪い家は違ってくるだろう。この多様性に関する知識を蓄えておけば、日本と同様に温暖湿潤なモンスーン地域のなかで、省エネルギーと快適性を両立させる家を生み出すことができるであろう。また、それは世界のエネルギー環境問題に貢献し、アジアの信頼を得ることもつながる。結果として、それが日本の国際競争力となるであろう。

おわりに

20世紀は無限の地球を前提とした、大量生産、大量消費の時代だった。問題は、人類の活動が大きくなったことで地球が小さくなり、これまでのパラダイムが通用しなくなったことである。これからは、進むべき文明の道筋を自ら導く時代が変わっていかなければならない。地球温暖化、化石資源の枯渇、大量の廃棄物発生という地球の限界と人類の膨張を前提とするパラダイムシフトを受け入れ、この変化を前提とした効率的なエネルギー消費のシステムや、循環型社会を作り上げていくことが求められるのである。

新しい世界のパラダイムを形にし、新エネルギーのための産業や省エネルギーのための産業を作らなければならないのだが、これはものづくりが得意な日本にとって非常に有利な状況なのである。

イノベーションというのは社会が変わることだが、社会は本当にこれから変化すると、私は思う。先進国である日本はこれを先読みするこ

とができる。

アジアに位置する日本には、絶好のチャンスだ。日本に適合するようないい家を作れば、モンスーン地帯でのモデルになり、中国をはじめとした東南アジアで普及するだろう。つまり、自らの課題解決が成長するアジアのモデルになるのである。

21世紀は地球に対して人間の力が強くなっているので、意思の時代、人間が決める時代にならなくてはならない。それほど地球は小さくなってきている。理論があり、現状分析があって、技術の方向性を人間が決める必要があるだろう。そういう意識をもって未来を見つめた住宅や住宅産業の持つ可能性や役割は、極めて大きなものであることが理解できる。家は個人の満足を最大化するように作られるだけでなく、温暖化や資源の枯渇を前提とした21世紀型のパラダイムを見据えた産業として設計、建設されることが望まれる。

本号に掲載された論文は、いずれも現実の事象を経済学の理論によって解釈し、それを実証分析でさらに確認するという、本誌の趣旨に合致した政策的にも意義深い論文となっている。

岩田・山鹿論文は、借地権保護制度が居住者の居住継続確率や維持管理投資にどのような影響を与えるかという、いくつかの先行研究が取り組んできた問題について、新しい理論的なモデルを提供し実証分析を加えたものとなっている。井上・清水・中神論文は、不動産価格の推移が期待形成のあり方や不動産市場の弾力性に大きく影響を受けるという従来から指摘されているテーマに、各地域ごとのミクロな市場の構造を考慮する必要があるという新しい視点を提供している。また、直井・瀬古・隅田論文は、地震リスクのディスアミニティを数量化するという、いくつかの先行研究があるテーマを、QoLというより広い視点から捉えなおしている。

このような政策的に重要なテーマを標準的な経済学の理論と実証分析によって検証するという、政策の企画立案には必須の対応が、実務の現場でも取り上げられることが強く期待される。

●

岩田・山鹿論文（「借地権保護と建物の維持管理」）は、借地権保護が維持管理投資水準や借地人の居住継続確率にどのような影響を与えるかについて、理論的にそして実証的に分析を加えた精緻な

論文である。この問題については、金本（1989）、瀬下・山崎（2007）などの先行研究が一定の成果をあげているが、必ずしも同じ結論が得られていないオープンクエスションに相当する問題であった。

本稿では借地権保護を2つの面から捉えている。1つは契約が更新されない場合は、借地人が地主に建物を買取ってもらえるという特徴を有することである。この特徴は、借地人が建物価値を発現する際に取引費用が発生させることを指摘したうえで、取引費用の存在は借地人をして転居をためらわせるという作用を持つとともに、継続居住したときの便益の上昇をもたらすため、維持管理投資に対しては増加、減少双方をもたらす可能性があることを、理論的に明らかにしている。そして住宅需要実態調査のデータを用いた実証分析で、借地は持家に比べて維持管理投資が有意に少ない事実などを発見している。

さらに借地権保護のもう1つの特徴として、継続地代を市場地代よりも低くすることを取り上げ、借地人が継続居住した場合の純便益を大きくし、借地人の維持管理投資水準を引き上げることを指摘している。つまりこの特徴は、取引費用の存在による維持管理投資の過小問題を軽減することができる、とするインプリケーションを導いている。このことは、住宅需要実態調査を用いて、居住期間が30年を超えた持家と借地の比較を行なうことで、借地の維持管理水

準が持家に比べて少ないとはいえないこと、建物状態に関しても有意な結果が得られていないことから、実証的にも裏付けられている。

この論文はIwata and Yamaga（2009）の解説としての位置づけも有するため、モデルや実証分析の詳細は元の論文にさかのぼることが必要である。しかし、述べられている主張は論理的であり、実証分析も説得的である。だが、瀬下・山崎（2007）などとの相違は、「借地人が建物を処分する際に取引費用が発生する形で決着しているか」などの設定に大きく依存しているように思われる。この部分は別の形で実証的な分析が待たれる分野である。また、30年超の住宅に関する実証分析についても、もともと質の頑健なものが残存しているサンプルセレクションバイアスなどへの考慮が必要であるようにも思える。しかし、この論文は、オープンクエスションに対して実証的にも回答を与えた高い貢献の論文と評価することができる。

●

井上・清水・中神論文（「首都圏住宅市場のダイナミクス」）

は、バブルの生成から崩壊を経て、今日に至るまでの首都圏の住宅価格の動きが、大きなマクロショックへの対応として非常にゆっくりと推移したことを分析したものである。まず、シミュレーションによって住宅供給の価格弾力性の値が小さいほど、そして、期待形成がバックワードルッキングである場合に、需要ショックに対する反

応が緩やかに行なわれることが示される。その後、この仮説は実証的に分析されるが、この論文の大きな特徴は、期待形成のあり方や弾力性をマクロに把握するのではなく、首都圏における住宅市場のダイナミクスを需要・供給のコミュニティ間の違いに考慮して分析している点であろう。このため、首都圏住宅市場における市区別の住宅価格指数を独自に作成することで、市区別の期待形成のあり方や弾力性を把握し、そこから一定の結論を得ることに成功している。得られた結論は、住宅価格が「ゆっくりとした周期性をもって推移したのは、住宅所有の投機的な動機と住宅供給が価格に対し非弾力的であること、このふたつに拠るところが大きい」というものである。この論文で用いられている実証分析手法も、データの性質などに応じて OLS、Random Coefficient 法などが使い分けられており、シミュレーションに基づく予想が手堅い実証分析手法で裏付けられている論文と評価することができる。

今後の発展可能性を期待していくつかの点を指摘したい。まずこの論文のパンチラインである市区ごとの分析が、逆にストーリーをわかりにくくさせているきらいがあるように感じられる。例えば期待形成のありかたとして、家賃・価格比率の符号をもってフォワードルッキングなのかバックワードルッキングなのかという判断を行なっているが、双方のタイプが混

在しており、首都圏地価全体を説明する要因としては結論が不明確である。また価格弾力性についても市区別に非常に広い推計値が観測されているため、シミュレーションに沿った結論が出ているのかが必ずしも明らかではない。また、都心部でバックワードルッキングな期待形成が行なわれており、郊外部ではそうではないなどの推計結果自体は、非常に興味深いものであるが、それに対する背景の理論的な説明がないため、ストーリーの説得性を減じている。価格形成のあり方に関する地域的な多様性を解釈する分析の今後の発展を期待したい。



直井・瀬古・隅田論文（「地震発生リスクと生活の質」）は、各地域別の生活の質（QoL）を推定し、地震災害の危険性のディスアメニティがどのような影響を与えているかを分析した論文である。そして分析結果から地震保険制度に関する政策的なインプリケーションを導出している。標準的な格差補償モデルの枠組みを用いて、まず家賃と賃金のヘドニック価格関数を推定し、アメニティ水準の限界的な評価額を算出している。そして、都道府県別の QoL と地震発生リスクの社会的費用のインパクトを推定している。使用しているデータは慶應義塾家計パネル調査であり、用いられている実証分析手法も適切である。そのうえで、地震保険への加入率と地震発生リスクの社会的費用の関係を分

析することで、リスクを反映しない料率体系が講じられている可能性を指摘している。地域別の生活の質を、マイクロデータを用いて総合的に分析した、先端的な論文であると評価することが可能であり、また政策インプリケーションも的確で説得的である。

課題として考えられるのは、ヘドニック家賃関数の推定の部分である。ヘドニック関数を推定するためには基本的には同一市場を形成する範囲で、その推定が行なわれる必要がある。この論文は全国同一のヘドニック家賃関数を推定しているが、居住者は地震の発生確率を勘案して北海道と沖縄などを含む広範な居住地選択を行なうだろうか。このような全国共通のヘドニック家賃関数を推定することは、家賃関数の制御変数として、通常は考慮している都心への時間距離などを使用しないことをもたらしている。このことは、東京などの大都市の生活の質を引き上げるバイアスを持つように思える。これらの実態に即した市場分割を考慮することを今後期待したい。

(M・N)

金本良嗣 (1989) 「契約の経済理論と不動産市場——持ち家、借地、借家」『住宅問題研究』Vol.5 (2)、12-26頁。
瀬下博之・山崎福寿 (2007) 『権利対立の法と経済学』東京大学出版会。
Iwata, Shinichiro and Yamaga Hisaki (2009) "Land Tenure Security and Home Maintenance: Evidence from Japan." *Land Economics*, vol.85 (3), pp.429-441.

借地権保護と建物の維持管理

岩田真一郎・山鹿久木

はじめに

日本では土地と建物を別々の資産と見なし、借地人（借地権者）が地主（借地権設定者）から土地を借り上げ、その上に建物を建て、それを維持管理していくという契約形態が存在する。一方、欧米諸国では土地と建物が単一の資産として賃貸契約されることが多いが、借地契約（リースホールド）が存在する国や州もある。借地契約では契約期間が定められていることが多い。このため、借地人は契約期間終了時に建物を収去し、地主に土地を明け渡さなければならない。日本ではこのことが民法に規定されている。しかし、この原則は借地人が耐用年数の長い家屋を建てたり、家屋を大切に維持管理したりする意欲を低下させてしまう。そこで、次節で見るように、借地人の資本投下の収益を守る工夫が日本を含め各国で試みられている。

それでは、実際に借地権保護は適切な建物の維持管理を引き出しているだろうか。このことを考える前に、次の2つのことを明確にする必要があるだろう。第1に、借地権保護をどのように考えるかである。日本の場合は、先に挙げた民法の原則が借地借家法により修正される形で借地権の保護が図られている。そこで本稿では、日本の借地借家法による借地権保護の特徴を念頭に議論を進める。第2に、何を基準に維持管理投資の水準が適当か否かを考えるかである。この点について、本稿では土地の所有者が自己である場合の持ち家所有者の維持管理投資

を基準とする。後で詳しく見るように、自己所有上の土地に建てられた持ち家所有者の意思決定は最適になることが知られている。したがって、これを基準として、借地上の建物の維持管理投資が適切になるかどうかを検討できる。

本稿の目的は、借地権保護が維持管理投資を適切にするかどうかを理論的に考えた後に、理論モデルから導かれた結論が実際に観察されるかどうかを実証することである。さらに、本稿では借地権保護が借地人の契約更新や転居の意思決定に与える影響も同時に分析する。これら一連の作業により以下の貢献が得られる。

まず、日本の借地権保護の実態を取り入れた理論的な分析では、第2節で紹介する先行研究（金本1989、瀬下・山崎2007）とは異なる結果が導かれる。次に、理論的な研究にとどまっていた先行研究とは異なり、実証分析を加えた点である。理論的には、借地権保護が維持管理投資水準や借地人の継続居住確率に与える影響はさまざまな条件に依存し明確にできない。したがって、本稿における実証的なアプローチは重要な役割を果たすと考えられる。

なお、本稿の理論分析や実証分析の多くはIwata and Yamaga (2009) の分析をわかりやすく解説したものである。より詳細で厳密な説明については同論文を参照されたい。

1 各国の借地契約と借地権保護の特徴

この節では、表1に基づいてイギリス、アメリカのハワイ州、日本の借地契約や借地権保護

表1—各国の借地契約の特徴

	イギリス	ハワイ州	日本
借地権の存続期間	99年	55年	30年
期間の更新	あり	あり	あり
(継続)家賃引き上げ		なし	なし
建物買取請求権		あり	なし
建物(土地)の転賃	あり	あり	あり
土地の買取	あり	あり	

の特徴についてみてゆく。なお、イギリスについては McDonald (1969) を、ハワイ州については La Croix, Sumner, Mak, and Rose (1995) を、日本については内田 (1997) を参考にした。

一般的な借地権の存続期間を見ると、ハワイ州や日本に比べイギリスが比較的長いことがわかる。ただし、イギリスが契約更新を前提としていないのに対し、ハワイ州や日本では借地人と地主の自発的な契約更新だけではなく、法律によって契約更新を促すように努めている。また、ハワイ州や日本では、地主が契約更新時に地代を大幅に引き上げて借地人を追い出さすことがないように努めている。

契約が更新されない場合は、日本では借地人が地主に建物を時価で買い取ってもらう権利を有している(建物買取請求権)。ハワイ州でも、移転できない建物については、その市場価値を地主が借地人に補償するように求めている。表1には示していないが、日本では地主が借地人に立退料を支払うことが契約終了の正当事由を補完する役目を果たしていることが知られている。このように、日本やハワイ州では、契約更新が実現しなかった場合も借地人の権利が保護されている。

借地権存続期間中の建物(土地を含む場合もあり)の転賃については、どの国についても認められている。さらに、イギリスやハワイ州では、契約終了後の借地人による土地の買い取りが認められているが、日本についてはそのような記述は見あたらない。

このように借地権保護の方法は異なるが、いずれの場合も借地権の保護に努めていると言えるだろう。

2 先行研究

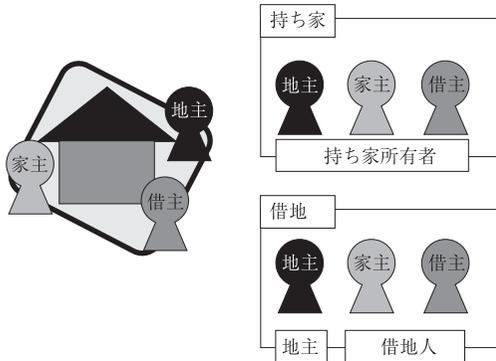
ここでは、借地権保護を扱っている経済学的な研究として金本(1989)と瀬下・山崎(2007)の第5章を取り上げる。なお、両者が扱っているのは借地権保護と建設資本投資の関係であるのに対し、本稿では第3節で示すように借地権保護と建物の維持管理投資の関係について分析する。

金本(1989)は、たとえ借地権保護が認められていても、建物の転賃が認められなければ、借地人の資本投下は過小になることを指摘している。借地権が保護され、契約終了後も自分が建てた家屋に居住し続けることができれば、借地人は将来の便益も考慮して最初に資本投下できる。将来において、他の主体が当該借地人により高い便益を得られる場合には、借地人はこの主体に建物を転賃し、家賃収入を得たほうが得策である。転賃が認められていれば、この他の主体の便益も含め、最初に資本投下できる。しかしこれが認められなければ、借地人は新しい借り手に帰属する資本投資の便益を考慮せずに投資水準を決める。したがって、転賃を認めることが借地人の建設資本投資を促進させる。

それに対して、瀬下・山崎(2007)は、借地権保護により借地人の建設資本投資が過大になると述べている。彼らの理論モデルでは、借地人は契約更新が拒否される場合は立退料を地主に請求できる。この立退料の値が、金本(1989)が指摘する転賃家賃よりも高く設定されているため、借地人の資本投下による収益が大きくなり、借地人の過大投資を招く。さらに、借地人の過大投資は地主が他の用途に土地を代替することを難しくする。その結果、借地人が契約更新する確率が高くなる。瀬下・山崎(2007)は金本(1989)と異なり、借地権保護と契約更新の可能性まで考慮している。

次に本稿で得られる結論のうち興味深いものだけを先取りし、先行研究との違いを明らかにしよう。本稿の理論モデルは、借地借家法の下

図1—持ち家と借地と人物関係



でも借地権保護が完全に機能することは難しいことを前提とする。この結果、金本（1989）同様に過小投資の可能性が導かれる。さらに、瀬下・山崎（2007）同様に、借地権保護により契約更新の可能性が高まることを示す。したがって、瀬下・山崎（2007）が過大投資、過大更新であったのに対し、本稿では過小投資、過大更新の可能性が指摘される。

3 理論モデル

本稿では、自己所有の地上にある持ち家と他人所有の地上にある持ち家の維持管理投資を考える。以下では、前者を「持ち家」、後者を「借地」と呼ぶ。

図1には、土地の持ち主である地主、建物の持ち主である家主、土地と家を借りる借主の3つの主体が示されている。本稿で考える持ち家契約は、自分が所有する土地に自分の家建てて自分が住むため、先に挙げた3主体は同一人物になる。この人物を「持ち家所有者」と呼ぼう。なお、持ち家所有者は、将来自由に家屋（土地も含む）を貸したり、転売したりできる。一方、本稿で考える借地契約では、他者が所有する土地に自分の家建てて自分が住む。したがって、先に挙げた3主体は同一人物にはならず、図1に示されるように、地主と借地人が存在する。この人物の不一致が利害関係を生むことになる。

持ち家

以下のような2期間のモデルを考える。まず、

図2—持ち家契約

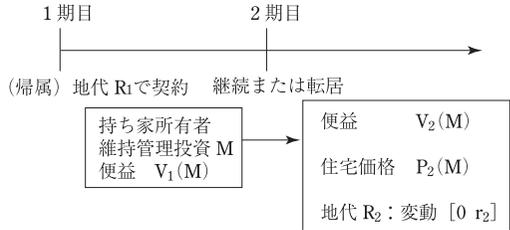


図2に示されている持ち家契約を取り上げよう。持ち家所有者は1期目に（帰属）地代 R_1 を自分自身に支払い、その土地の上に一戸建ての家屋を建てるものとする。彼は1期目の途中に建物を維持管理するため M の金額を建物に投じ、この投資により貨幣単位で測られる $V_1(M)$ の便益を得る。投資額 M は2期目の住宅価格にも影響を及ぼすとする。したがって、2期目の住宅価格は $P_2(M)$ のように維持管理投資額 M の関数になる。持ち家所有者は当該家屋に2期目も住み続けることもできるし、他の主体に賃貸または転売できるとしよう。仮に2期目も住み続けた場合は、2期目の住宅価格から便益を得ると考えられる。この主観的な便益を $V_2(M) = B[P_2(M)]$ と表現する。最後に2期目の地代 R_2 は0から r_2 （ただし、 r_2 は0より大きい値）の値をとりうる確率変数であると仮定する。2期目の期首に持ち家所有者が転居し、土地と家を貸すまたは売ると、2期目に住宅価格（家賃）と地代の合計金額 $P_2(M) + R_2$ を得るものとする。ここで、持ち家所有者が転居し、他の場所で居住する便益を0と基準化しよう。この前提の下では、持ち家所有者は、継続居住したときの便益 $V_2(M)$ と土地と家を売った（貸した）ときに得られる便益 $P_2(M) + R_2$ を比較して、2期目の期首に継続居住するか転居するかを決めるだろう。すなわち、

$$V_2(M) > P_2(M) + R_2 \Rightarrow \text{継続}$$

$$V_2(M) < P_2(M) + R_2 \Rightarrow \text{転居} \quad (1)$$

という関係を得る。なお、(1)式の大小を考えるうえで、持ち家所有者の主観的な便益 $V_2(M)$ が家を売ったときに得られる便益 $P_2(M)$ よりも

(岩田真一郎氏 写真)

いわた・しんいちろう
1971年東京都生まれ。1995年立命館大学経済学部卒業。2002年大阪大学大学院経済学研究科より博士号取得。現在、富山大学経済学部准教授。
論文：“The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length”ほか。

(山鹿久木氏 写真)

やまが・ひさき
1973年京都府生まれ。2001年大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。筑波大学システム情報工学研究科専任講師を経て、現在、関西学院大学経済学部准教授。
論文：「通勤の疲労コストと最適混雑料金の測定」『日本経済研究』（共著）ほか。

高いと仮定する（その詳細な理由は Iwata and Yamaga (2009) を参照されたい）。また、 $P_2(M) + R_2$ が $V_2(M)$ よりも高くなる R_2 が存在すると仮定し、議論を進める。

持ち家所有者は、維持管理投資から得られる1期目の便益から投資額 M を差し引いた1期目の純便益 $V_1(M) - M$ と2期目の上記便益の期待値の総和が最大になるように維持管理投資額 M を決定するとしよう。なお、1期目に持ち家所有者は（帰属）地代を支払うが、地主としてそれを受け取る。差し引きゼロになるため、1期目の純便益から地代 R_1 は差し引かれていない。持ち家所有者の場合は、土地と建物双方の有効活用について将来を含めて考え、現在の維持管理投資水準を決定する。このことが維持管理投資水準を最適に導く理由になる。

借地

次に図3の借地契約に移ろう。1期目の期首に借地人と地主は地代 R_1 で1期間の借地契約を結ぶとしよう。借地人は、その土地に建物を建て、維持管理することになる。ここで、1期目における借地人と持ち家所有者の違いは、持ち家所有者が自分自身に対して（帰属）地代を支払うのに対し、借地人は地主に地代 R_1 を支払う点である。したがって、1期目の借地人の純便益は $V_1(M) - R_1 - M$ になる。ただし、本稿は所得効果の働かないモデルを利用しているため、この違いが維持管理投資の水準に影響を与えることはない。

次に2期目の意思決定問題が借地人と持ち家所有者と異なるかどうかを検討するが、その点

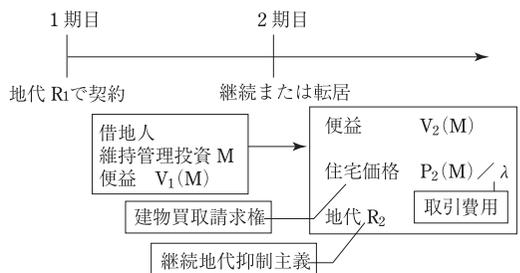
を確認する前に、借地借家法がどのように借地権を保護しているかを定義しよう。第1節に示したように、借地借家法はさまざまな形で借地権を保護しているが、本稿ではそのうちの2点を取り上げる。

第1は、契約が更新されない場合は、借地人が地主に建物を市場価格で買い取ってもらう権利が認められている点である（建物買取請求権）。本稿のモデルでは、借地人が2期目に契約更新せず、転居する場合に2期目の住宅価格 $P_2(M)$ を得られると仮定することで建物買取請求権の特徴を捉えることができる。なお、図3にあるように、 $P_2(M)$ には $1/\lambda$ が掛かっているが、これについては後で説明する。

第2は、借地人が契約更新を望んだ場合は、それを地主が地代の値上げによって拒否させないように、継続地代が近隣の地代と同程度になるよう制限されている点である（継続地代抑制主義）。これにより、継続地代は2期目の地代 R_2 に一致する。したがって、借地人は2期目に契約更新し、居住を継続すると、 $V_2(M) - R_2$ の純便益を得る。

以上から、借地人は継続居住したときの純便益が、転居し住宅を地主に買い取ってもらうと

図3—借地契約



きの住宅価格よりも高ければ前者を選択し、逆の関係が成立すれば後者を選択することになる。これをまとめると次式のような関係になる。

$$\begin{aligned} V_2(M) - R_2 > P_2(M) &\Rightarrow \text{継続} \\ V_2(M) - R_2 < P_2(M) &\Rightarrow \text{転居} \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式の R_2 を右辺に移すと、この2期目の意思決定問題は(1)式と同じになる。先に、1期目の純便益には借地人と持ち家所有者で若干の差はあるが、維持管理投資額の意味決定には影響を与えないと述べた。2期目の期待(純)便益については、今見たようにまったく同じになる。したがって、借地人が選択する維持管理投資額および2期目の継続居住の確率は持ち家所有者と何ら変わらなくなる。このケースは、金本(1989)が想定したように転賃が認められるケースに一致する。実際に、借地人が建物買取請権の行使によって受け取る住宅価格を、借地人が他の主体に建物を転賃したときの家賃収入と解釈すれば、金本(1989)同様に維持管理投資が過小になることはない。なお、住宅価格を瀬下・山崎(2007)のように立退料と考えても問題はない。

それでは、金本(1989)が示したように、転賃が認められない場合に、維持管理は過小になるだろうか。本稿では、図3の λ が1より大きいときにその可能性がある。図3の λ が1より大きいということは、借地人が2期目に受け取る住宅価格が市場価格を下回ることを意味する。実際に λ が1より大きいことはあり得る。その理由は次の通りである。

一般に、持ち家所有者は住宅を転売する場合は不動産仲介業者を利用する。そして、この不動産仲介業者を利用した住宅の転売には取引費用がかかる。なぜなら、不動産仲介業者は広告を出し、購入希望者と転売価格などについて交渉しなければならないからである。不動産仲介業者を利用する利点は、多くの購入希望者と交渉し、最終的に一番高い価格をつける希望者に建物を売れることである。

一方で、借地人の取引費用はこの持ち家所有

者の取引費用よりも高いと考えられる。なぜなら、借地人は地主の許可なしに他人に建物を売ることが許されていないため、独占力のある地主と交渉しなければならないからである。地主は交渉の上で独占的な立場にあるため、できるだけ安い価格を提示するだろう。借地人はこの地主の提示価格に納得できない場合は、裁判に持ち込まなくてはならない。このため、裁判費用を多かれ少なかれ負担しなければならない。さらに、地主との交渉や裁判を通じ、心理的な負担も大きなものになるだろう。以上の理由から、借地人の取引費用は持ち家所有者のそれよりも大きくなると考えられる。この結果、借地人の2期目の期首における継続または転居の意思決定は次のように変更される。

$$\begin{aligned} V_2(M) - R_2 > (1/\lambda)P_2(M) &\Rightarrow \text{継続} \\ V_2(M) - R_2 < (1/\lambda)P_2(M) &\Rightarrow \text{転居} \end{aligned} \quad (3)$$

転居したときの便益(建物買取価格)の低下は金本(1989)が指摘しているように維持管理投資の意欲を減退させる。興味深いことは、転居したときの便益の低下は継続したときの純便益を相対的に高めるため、借地人の契約更新確率が持ち家所有者よりも高まる可能性があることである。すなわち、取引費用の存在は借地人が転居することを持ち家所有者よりも不利にする結果、借地人は持ち家所有者に比べ転居をためらうようになるのである。

ただし、この継続居住したときの便益の上昇は維持管理投資の増加をもたらす可能性もある。したがって、 λ は2つの相反する影響をもたらす。このため、借地権保護が維持管理投資を適切な水準にするかどうかは定かではない。

4 実証分析

第3節で指摘したように、借地権保護が借地の維持管理投資や継続居住確率に与える影響は理論的には定まらない。興味深いのは、借地人の維持管理投資が持ち家所有者と比べて減少しているにもかかわらず、借地人の継続居住確率が持ち家所有者と同程度になるか、高くなるこ

とである。そこで、この節では、1998年の住宅需要実態調査（住調）の個票データを用いて、持ち家所有者と借地権が保護されている借地人の維持管理投資額や継続・転居行動にどのような違いがあるかを検討しよう。

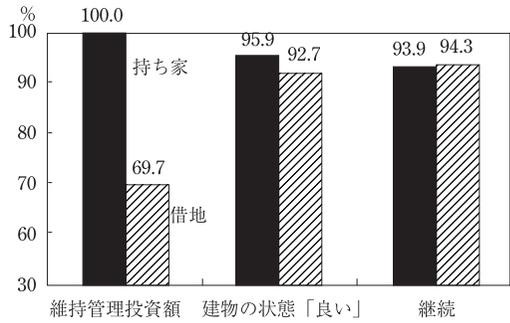
住調（国土交通省が10万世帯を対象に5年に1回行なっているアンケート調査）では、敷地の所有関係（一般の借地権か所有地か）や住宅の所有関係（持ち家か民間借家か）について質問している。本稿では、民間が所有する一戸建ての持ち家のサンプルを使用する。民間の持ち家は約5万件になるが、所有地上の持ち家も借地上の持ち家もその約9割が一戸建てである。また、住調では過去5年の間に維持管理投資を行なった世帯に、その金額を聞いている。本稿では維持管理投資額に関心があるため、この質問に回答したサンプルだけを使用する。

本稿の理論モデルは、将来の継続・転居行動を考慮し、現在の維持管理投資水準を決めるモデルである。したがって、維持管理投資を行なった時点では契約更新をしていないことを前提としている。日本では一般に借地期間が30年とされるため、30年を超えたサンプルは契約更新している可能性が高くなる。したがって、借地期間が30年を超えたサンプルは排除している。

維持管理投資額を説明する他の変数の回答も考慮すると、本稿で使用できるサンプルは6115件である。そのうち、持ち家は5802件、借地は313件になる。持ち家所有者と借地人の維持管理投資額は平均でそれぞれ約230万円と約160万円であり、図4にあるように持ち家の投資額を100とすると借地の投資額は約30%程度少ない。

住調は5年より前の維持管理投資額は質問していないが、調査員によって住宅の老朽度が目視により調査されている。5年よりも前も含め維持管理投資額が多いほど、老朽度は低いと考えられる。したがって、この老朽度は5年より前の維持管理投資を捉える変数かもしれない。この老朽度は必要と考えられる修理の程度によって、3段階（無・小修理、中修理、大修理）

図4—記述統計



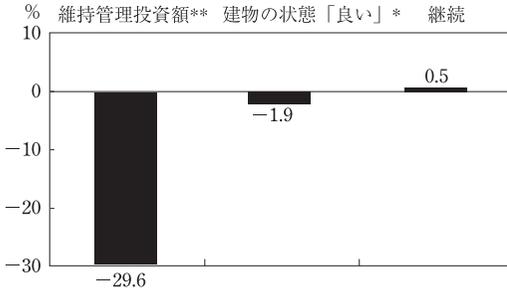
に分けられている。分析の際は、Gyourko and Linneman (1990)を参考に、3段階を2段階（無・小修理および中・大修理）に集計し、無・小修理程度の建物を状態の「良い」建物と定義し、良い状態の建物が1、それ以外の建物が0をとる2値変数を作成した。図4が示すように、建物が「良い」状態にある割合は、持ち家が95.9%になり、借地が92.7%になる。

本稿の理論モデルでは、持ち家所有者や借地人の継続・転居行動にも関心があった。住調の質問から、回答した世帯が将来移転するかどうかを確認できる。そこで、継続居住予定の世帯が1、転居予定の世帯が0をとる2値変数を作成した。図4が示すように、持ち家所有者は93.9%が、借地人は94.3%が将来も継続居住すると回答している。

図5は、上記で述べた平均的な差が統計的に有意であるかを、他の影響力のある変数を調整したうえで示したものである（詳しい推定モデルはIwata and Yamaga 2009を参照）。借地は持ち家に比べ、維持管理投資額が有意に30%程度少ないことがわかる。また、建物が「良い」状態になる確率も有意に2%程度低いことが示されている。したがって、借地権保護下でも、取引費用の存在のため、維持管理投資水準は最適な水準よりも低いと言える。継続居住確率については、借地人が持ち家所有者よりも0.5%程度高いが、この結果は有意ではなかった。

以上の実証結果をまとめると、借地人は維持管理が少ない家屋に持ち家所有者と同程度継続居住しようとしていることがうかがえる。

図5—実証結果



注) 持ち家を基準として借地との差を計測。**有意水準1%、*有意水準5%。

5 借地権の存続期間の延長

借地権存続期間延長の理論モデル

前節までにおいて、借地人が建物買取請求権を有していても、取引費用が存在する状況下では、理論的にも実証的にも借地の維持管理投資水準が過小になることが示された。しかし、実際には、この問題を軽減するため、借地権の存続期間を延長するように努めていると思われる。例えば、日本では借地人が契約更新を望んだときに、地主は容易にそれを拒否できない。また、継続地代を市場地代より低くするように求め、継続居住を促進させていることも考えられる。本稿では特に扱わないが、地主が自発的に継続地代を割引くこともあるだろう。

そこで、このようなことを反映できるように2期目の期首における継続または転居の意思決定問題を次のように変更しよう(図6)。

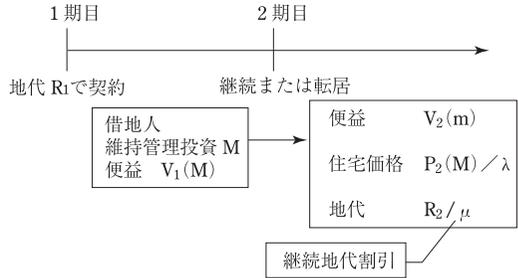
$$V_2(M) - (1/\mu)R_2 > (1/\lambda)P_2(M) \Rightarrow \text{継続}$$

$$V_2(M) - (1/\mu)R_2 < (1/\lambda)P_2(M) \Rightarrow \text{転居}$$

ただし μ は1より大きい値である。したがって、 μ は継続地代が割り引かれることを意味する。この仮定の下でも、借地人が2期目に転居を選択する場合はあり得るが、 μ の値が大きいほど、2期目に継続居住したときの純便益が相対的に大きくなるため、事前の意味で継続確率は上昇する。これは、借地権の存続期間の延長を借地人が事前に期待できることを意味する。

建物の買い取りについては依然取引費用(λ)が存在するため、維持管理投資の過小問題が解

図6—借地権存続期間の延長



決することはない。しかし、先にも述べたように μ の存在は2期目に継続居住したときの純便益を大きくする。この影響は、第3節でも述べたように、借地人の維持管理投資水準を引き上げる。したがって、継続地代の引き下げを期待させ、借地権存続期間を延長させるように試みると、取引費用の存在による維持管理投資の過小問題を軽減することができる。そして実際に過小問題が軽減されると、継続居住確率の上昇が事後的にも同時に実現することになる。

借地権存続期間延長の実証モデル

住調からは残念ながら借地期間を示すデータは手に入らない。そこで、ここでは居住期間が30年を超えるサンプルを利用し、借地期間の延長が維持管理投資額に与える影響を分析しよう。

理論モデルは、借地人は将来の継続居住や転居を考慮して、現在の維持管理投資額を決定する。日本では最初の借地期間が30年であることが多いため、30年を超えるサンプルはすでに契約更新をしている可能性が高い。このため、第4節でも指摘したように、本稿の理論モデルを実証するにはこれらのサンプルはふさわしくない。しかし、これらのサンプルは借地権存続期間延長のオプションをすでに行使したとも考えられる。したがって、これらのサンプルの維持管理投資額や建物の状態を調べることは、借地権存続期間を延長させることの影響を理解するうえで有益であると思われる。なお、この節ではすでに契約更新している可能性が高いサンプルを使用するため、継続居住確率については分析しない。

図7—記述統計（居住期間が30年よりも長いサンプル）

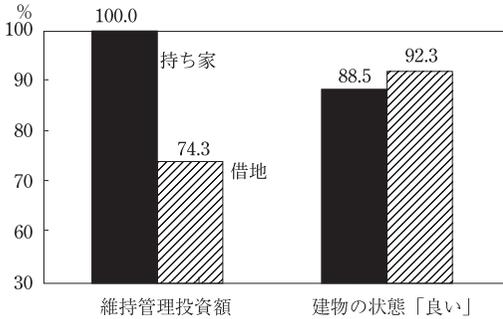


図7の記述統計は、居住期間が30年を超えた持ち家と借地の維持管理投資額水準の差、および建物の状態の差をそれぞれ示している。維持管理投資額は借地が約96万円、持ち家が130万円であるため、依然借地が少ない。しかし、その差は約26%に縮まっている。建物の状態が「良い」になる確率に関しては、借地が持ち家を上回っている。

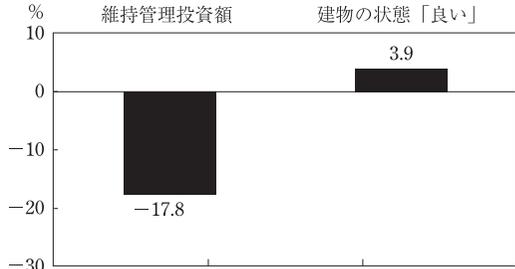
図8は、図5同様に、維持管理投資額や建物の状態を被説明変数とする推定モデルを用いて、借地と持ち家の差が統計的に有意であるかどうかを検証している。それらによると、借地の維持管理投資水準は持ち家に比べ20%程度少ないことを示しているが、10%の有意水準で有意ではなかった。建物状態についても、統計的に有意な結果は得られていない。

以上の実証結果をまとめると、借地権存続期間の延長は、借地の維持管理投資の過小問題を軽減させていると考えられる。

おわりに

日本では借地借家法を中心に借地人の借地権が保護されている。すなわち、契約更新を望む場合は市場地代で契約更新が可能であり、契約更新を望まない場合は市場価格で建物を地主に買い取ってもらえる。しかし、後者の権利を行使する際には、借地人は大きな取引費用を被ると考えられる。したがって、完全に借地権が保護されるとは言いがたい。本稿では、このような状況下では借地人の継続居住確率は持ち家所有者と同程度になるが、借地人の維持管理投資額

図8—実証結果（居住期間が30年よりも長いサンプル）



注) 持ち家を基準として借地との差を計測。

は持ち家所有者よりも減少することを理論と実証の双方のモデルを用いて証明した。ただし、継続地代の引き下げなどにより借地権存続期間の延長を促した場合は、維持管理投資の過小問題を軽減させていることも指摘した。

*本研究において、住宅経済研究会の出席者から多くの有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。本稿の基礎になる Iwata and Yamaga (2009) の一部は、著者の一人である岩田が東京大学日本経済国際共同研究センターに客員准教授として滞在している際に作成した。このような貴重な機会を設けていただいた金本良嗣教授をはじめ、井堀利宏教授、国友直人教授、センターのスタッフの方々に感謝したい。さらに、Eddie Chi Man Hui 教授、Oleksandr Movshuk 教授、アジア不動産学会および東京大学 CIRJE 住宅政策研究会の出席者の方々からは Iwata and Yamaga (2009) を作成するうえで貴重なコメントをいただいた。改めて感謝したい。なお、本研究は科学研究費補助金（研究課題番号15730116、20730143）の成果の一部である。

参考文献

- 内田貴 (1997) 『民法Ⅱ 債権各論』 東京大学出版会。
 金本良嗣 (1989) 「契約の経済理論と不動産市場——持ち家、借地、借家」 『住宅問題研究』 Vol.5(2)、12-26頁。
 瀬下博之・山崎福寿 (2007) 『権利対立の法と経済学』 東京大学出版会。
 Gyourko, Joseph, and Peter Linneman (1990) “Rent Controls and Rental Housing Quality: A Note on the Effects of New York City’s Old Controls,” *Journal of Urban Economics*, vol.27, pp.398-409.
 Iwata, Shinichiro and Yamaga Hisaki (2009) “Land Tenure Security and Home Maintenance: Evidence from Japan,” *Land Economics*, vol.85(3), pp.429-441.
 La Croix, Sumner J., James Mak, and Louis A. Rose. (1995) “The Political Economy of Urban Land Reform in Hawaii,” *Urban Studies*, vol.32, pp.999-1015.
 McDonald, Ian J. (1969) “The Leasehold System: Towards a Balanced Land Tenure for Urban Development,” *Urban Studies*, vol.6, pp.179-95.

首都圏住宅市場のダイナミクス

井上智夫・清水千弘・中神康博

序

1980年代に入って上昇の兆しを見せていた首都圏のマンション価格は、1980年代後半になるとその勢いを増し、1990年代に入ってそのピークを迎えると、今度は長い期間をかけて下降局面に入った。そして2000年に入ってようやく下げ止まりの傾向を見せ、ほとんどの地域で反転する兆しも現れはじめた（図1を参照）。

こうした「バブル」の生成と崩壊といった不動産市場のダイナミクスを理論的・実証的に解明しようとする試みは、多くの研究者によってなされている。しかしながら、いくつかの問題点が指摘されよう。第1に、「バブル」の発生と崩壊をマネー的な現象として捉える研究が多く、不動産市場のファンダメンタルズに直接

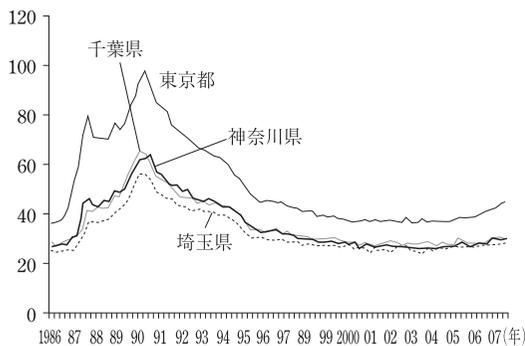
影響を及ぼすような需要・供給要因にまで踏み込んだ分析はそれほど多くはない。第2に、データの制約から、不動産市場の効率性や「バブル」の存在を実証的に検証することは極めて難しい。第3に、首都圏における住宅市場のダイナミクスを需要・供給のコミュニティ間の違いを考慮しながら分析した研究は数少ない。

本稿は、首都圏住宅市場における市区別の住宅価格指数を独自に作成することにより、これらの問題点を克服しようとする最初の試みである。

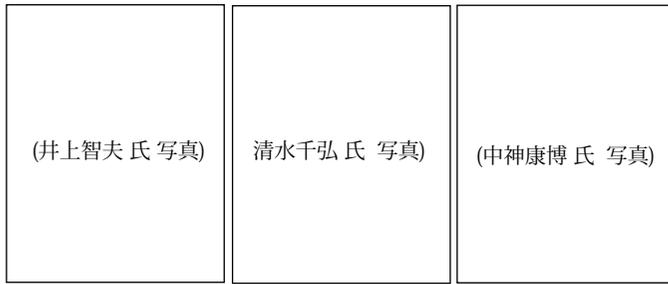
住宅価格は正の系列相関をもち、いったんファンダメンタルズから乖離してもいずれは均衡に戻るといった平均回帰的な性質をもつといわれる。Poterba (1984) は、住宅の消費財的な側面と投資財的な側面双方に注目しながら、フローとしての住宅サービスの価格は住宅サービス市場で決まり、ストックとしての住宅価格は資産市場で決定されるという、いわゆるストック＝フローモデルを展開した。

DiPasquale and Wheaton (1994) は、このストック＝フローモデルについて次のような整理を行なっている。まず第1に、ストック＝フローモデルにおいて、住宅の価格形成が影響するのは住宅の資本コストに含まれる期待インフレ率の部分であるが、住宅価格の予想が合理的期待によるものか、それとも backward looking によるものかによって、住宅市場のダイナミクスの様相は大きく異なる。第2に、住宅価格の調整には時間を要するという点である。

図1 一首都圏マンション価格の推移 (1986年-2007年)
(万円/m²)



注) 著者が、リクルート社の首都圏の取引データ (1986年から2007年の22年間に収集された53万4324件) を用いて作成した105市区のマンション価格指数に基づく。グラフは105市区のうち、各都府県の中位値をプロットしたものである。詳細は、井上・清水・中神 (2009a, b) を参照されたい。



(左) いのうえ・ともお／1967年静岡県生まれ。カリフォルニア大学サンディエゴ校 Ph.D。現在、成蹊大学経済学部教授。

(中) しみず・ちひろ／1967年岐阜県生まれ。東京工業大学大学院理工学研究科博士課程中退。東京大学博士（環境学）。現在、麗澤大学経済学部准教授。

(右) なかがみ・やすひろ／1957年宮崎県生まれ。カリフォルニア大学サンディエゴ校 Ph.D。現在、成蹊大学経済学部教授。

これは住宅市場における情報の問題である。空家率、取引数、成約率等の情報が市場全体にすべて開示されてはならず、住宅価格は市場全体の情報をすべて反映しているわけではない。住宅価格のゆっくりとした調整そのものが、住宅価格に見られる正の系列相関の原因のひとつになっている。第3は、住宅供給にかかわる点である。ストック＝フローモデルでは住宅投資は住宅価格の関数であるとした。しかし、住宅建設には住宅資本だけでなく、土地が重要な生産要素である。住宅資本の費用は地域的な差はないにしても、土地の費用は地域によって大きく異なり、それが住宅価格に反映される。その土地は都市空間のなかで際限なく供給されるわけではなく、資産税制や土地利用規制によって制約を受け、それが住宅供給の価格弾力性に影響を及ぼす。

このように、住宅価格に対する期待形成、情報コスト、および住宅供給の価格弾力性が住宅市場のダイナミクスを分析するうえで極めて重要な要因であると予想される¹⁾。そこで、Wheaton (1999) のシミュレーションモデルに基づいて、需要ショックが住宅市場に与えるインパクトを分析した²⁾。図2、図3は、それぞれ期待形成が backward looking な場合と合理的期待の場合を示したものである。また、需要と供給の価格弾力性の大小関係がインパルス反応関数の形状を決定することから、それぞれ2通りのケースを想定してシミュレーションを行った。

合理的期待形成のもとでは需要ショックに対して住宅価格は瞬時にして反応し、住宅ストック

の調整とともに均衡値に向けて漸次的に調整されている（図3）。また、住宅供給の弾力性の値が小さいほど、その調整に時間を要する（図3のケース2）。それに対して期待形成が backward looking である場合には、住宅ストック調整が過去の住宅価格に依存することから、需要ショックに対する反応は時間をかけて行なわれる。また、Wheaton (1999) でも指摘されたように、住宅供給が住宅需要よりも価格弾力的であれば住宅市場に周期性が生まれる（図2のケース1）。逆に、住宅供給が住宅需要よりも非弾力的で、しかもその値が小さいほど、住宅市場に周期性は見られず均衡状態に向かって漸次的に調整が行なわれる（図2のケース2）。これは、合理的期待形成の場合と同じである。

以上の分析から、住宅価格に対する期待形成

図2—シミュレーション（backward looking）

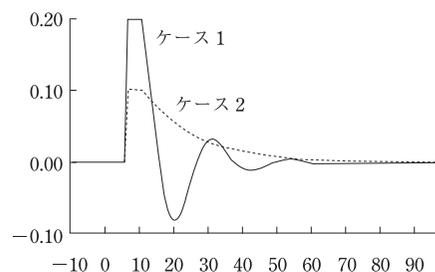
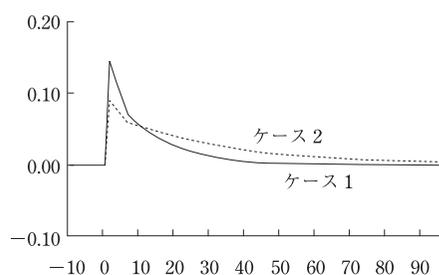


図3—シミュレーション（合理的期待形成）



と住宅供給の価格弾力性が住宅市場のダイナミックスを説明するうえで重要な鍵となっていることがわかる。では、住宅価格に投資的な要因が反映されているとすれば、それは backward looking な期待形成と合理的期待のいずれの期待形成に基づくものなのであろうか。また、首都圏の住宅供給の価格弾力性はどの程度の値をとり、コミュニティ間の差異は存在するのだろうか。もしコミュニティ間に差異が存在するとすれば、それはいかなる原因によってもたらされるのだろうか。

1 期待形成は合理的か、Backward Looking か?

分析方法とデータ

住宅は消費財だけでなく投資財としての性質を併せ持つ財サービスであり、住宅価格には消費財としての側面だけではなく投資財としての側面が反映されるはずである。したがって、住宅の資本コストがコミュニティの間で異なる、あるいは時間とともに変動するようであれば、それは住宅価格に直接影響する。通常行なわれるヘドニック分析では、データの制約から住宅の資本コストの違いを無視せざるをえず、次善の策として地域や時間のダミーを代理変数に用いる場合が多い。これに対して本稿は、首都圏の市区別に作成されたマンション価格指数、マンション賃料指数、地価指数をもとに住宅市場の価格に関する不動産情報を市区ごとに求め³⁾、住宅の投資財的価値を表すと思われるこれらの情報がコミュニティで取引される物件の住宅価格にどのように反映されるかという点について分析する。

本節で推計するヘドニック価格関数は、次式のように集約することができる。

$$\log(P_i/FS_i) = \sum_k \beta_{1k} X_{ik} + \sum_t \beta_{2t} \text{TimeD}_t + \delta m_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

被説明変数には、物件 i の中古マンション価格 P_i を専有面積 FS_i で単位面積当たり価格に変換した後に対数変換した値を用いる。推計に用

いた標本は1991年、1996年、2001年、および2006年に72市区で取引された中古マンション延べ9万9859物件である⁴⁾。右辺の説明変数 X_{ik} は物件の個別属性で、当該物件の取引が行なわれた4時点を区別するためにダミー変数 TimeD_t を加えた⁵⁾。なお、 ε_i は誤差項である。

ここで注目したいのは物件 i が立地する市区の不動産情報 m_i である。本稿では、 m_i として、住宅価格の期待上昇率のトレンド (hptrend)、家賃・価格比率 (rentprice)、住宅投資の超過収益率 (exreturn)、住宅地地価の期待上昇率のトレンド (lptrend) を用いる。hptrend として、市区別マンション価格指数 (の対数値) を Hodrick-Prescott フィルタ (Hodrick and Prescott 1997) にかけて抽出したトレンド要因について、その1階差、すなわちトレンドの変化率の直近3年間の平均値を用いた。この変数は backward looking な期待形成を反映したもので、hptrend の係数の符号はプラスであることが期待される。また、住宅地地価についても同様の変数を作成し、変数名を lptrend とした。うわもの価格に地域的かつ時間的差異がなければ、住宅価格は地価の変化に影響を受ける。したがって、この lptrend も hptrend と同じように住宅価格にプラスの影響を与えるものと予想される。

一方、rentprice は市区別のマンション価格指数と家賃指数から4半期ごとに容易に求めることができるが、家賃指数の変動が激しいことを理由に直近1年間の平均値を採用した。住宅価格が合理的期待に基づいて予想形成されていれば、rentprice は来期の収益率に対する情報を提供する (たとえば Hamilton and Schwab 1985 を参照)。つまり、この変数は forward looking な期待形成を反映し、家賃が住宅価格に対して相対的に高くなれば期待上昇率はマイナスの影響を受け、逆に住宅価格のほうが相対的に高くなれば期待上昇率はプラスの影響を受ける。したがって、rentprice の係数はマイナスの符号であることが予想される。

住宅価格に反映される不動産情報として、住宅価格の期待上昇率のほかにリスクプレミアムが考えられる。持家のリスクプレミアムは、住宅を所有することから得られる収益率と安全資産の収益率を引いた超過収益率の期待として定義できる。本稿ではCampbell and Shiller (1989) のモデルに基づいて市区ごとの超過収益率を推計し、それを用いて予想超過収益率の指標である $exreturn$ を作成した⁶⁾。この変数の上昇は資本コストの上昇を通じて住宅価格を低下させるので、 $exreturn$ の係数はマイナス符号をもつことが期待される。

実証結果

表 1 に、(1)式のうち投資的要因 m_i に関する係数の推計結果のみをまとめた。投資的要因を含んでいない基本モデル (モデル 1) の決定係数の値は 0.851 である。これに対して、 $hptrend$ と $exreturn$ を追加したモデル 2 の決定係数は 0.865 まで改善している。モデル 2 の変数を $rentprice$ で置き換えたモデルがモデル 3 である。決定係数からは、モデル 2 と 3 は同程度の適合度であることがわかる。モデル 4 は地価指数が有する情報の有用性について検証している。モデル 4 の決定係数は 0.854 でモデル 1 とほぼ変わらず、モデル 2 と 3 に比べて適合度が低い。

次に、不動産情報の符号について見よう。まずモデル 2 に含まれる変数 $hptrend$ であるが、理論上この係数はプラス符号となることが予想されるが、推計の結果は逆にマイナスである。この点については、再度検証する。モデル 3 の $rentprice$ は、理論とは異なりプラス符号となったが統計的には有意ではなかった。モデル 2 と 3 に含まれる $exreturn$ は、理論に基づく予想通り、マイナス符号になった。モデル 4 では、予想通り、 $lptrend$ の係数はプラス符号となった。

ここまではすべてのコミュニティにおいて不

表 1—ヘッドニック価格関数の推計結果 (被説明変数: $\log(P/FS)$)

特徴	モデル1 基本モデル	モデル2 住宅価格の 期待上昇率	モデル3 家賃・価格比率	モデル4 住宅地地価の 期待上昇率
$exreturn$		-1.358*** (0.0134)	-1.359*** (0.0155)	
$hptrend$		-0.00204*** (0.000350)		
$rentprice$			0.0130 (0.00821)	
$lptrend$				0.0148*** (0.000304)
決定係数	0.851	0.865	0.865	0.854

注) サンプル数は 9 万 9859 件。括弧内の数値は標準誤差の値。アスタリスクの数は、それぞれ p 値を表す (** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$)。住宅属性、市区ダミー、路線ダミー、四半期ダミー、および定数項の値は掲載していない。

動産情報が同様に有効であることを仮定して分析を行なった。この仮定は、72市区におけるマンションが消費財的な側面と投資財的な側面とを考慮したとき、等しく価格付けされていることを意味する。しかし、マンションの投資的な価値は立地に依存すると考えられ、市区によってその効果が異なる可能性がある。そこで、不動産情報の有用性がコミュニティごとに異なる可能性を分析するため、不動産情報に市区ごとに異なる係数を与えて再推計することとした。

図 4 は、72市区について、推計した $hptrend$ の係数 $\hat{\delta}_j$ とその 95% 信頼区間を、行政区コード順に図示したものである。グラフ中の点は回帰係数の推定値を、また上下のヒゲは 95% 信頼区間を示している。信頼区間がゼロを跨ぐ 20 程度の市区については、推計結果が有意でない (すなわち住宅価格の期待上昇率が不動産価格に影響しない) ことがわかる。これらは都心から離れた地域に位置する市である。他方、それ以外の 50 市区程度については、おおむね信頼区間の下限が 0 以上となっている。これらの市区については、購入直前の住宅価格の変化が住宅価格を同じ方向へ押し上げる効果 (すなわち、変数 $hptrend$ がプラスで有意) を確認できた。なかでも効果が顕著な地域は、都心の市区やさいたま市など比較的規模の大きな都市であり、直観と合致する結果を得たことになる。

図4—住宅価格の期待上昇率のトレンド (hptrend)

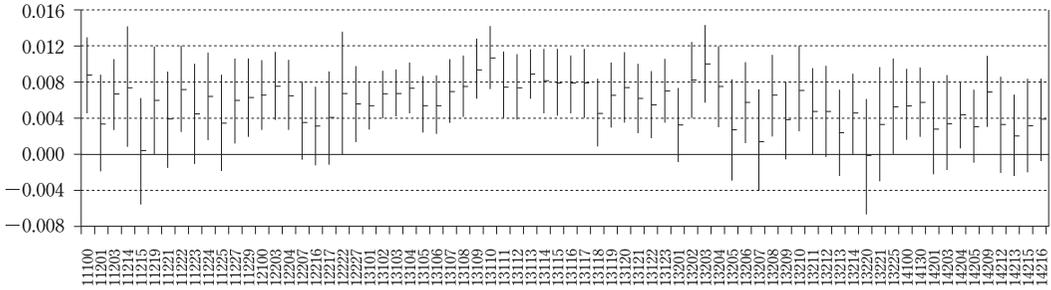
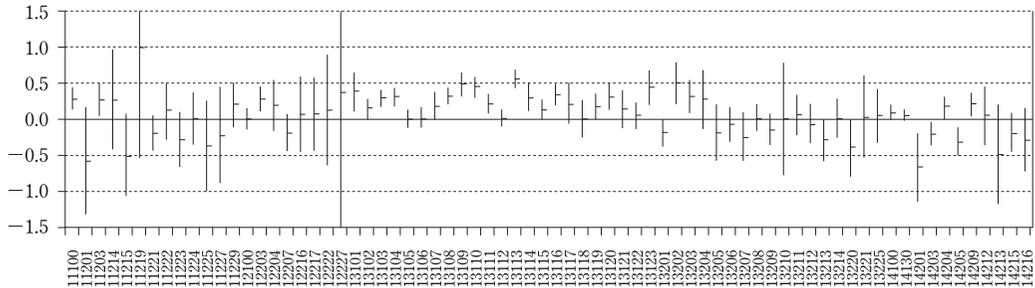


図5—家賃・価格比率 (rentprice)



家賃・価格比率 rentprice は、全市区に共通の限界効果を想定したモデルでは有意な結果を得ることができなかった。そこで、この情報についても市区ごとに異なる勾配係数を許すモデルを推計してみた。図5が推計値と信頼区間の図である⁷⁾。一見して、図4 (モデル2の hptrend) に比べて有意な係数を得た地域が著しく減少していることがわかる。しかも、マイナスで有意な符号を得た市区は、横須賀市、大和市、藤沢市、平塚市の4市だけであった。よってこれらのコミュニティについては、forward looking な期待によって住宅価格が形成されていることになる。

他方、理論予想とは異なるプラスで有意な符号は、都区部の16区や立川市、浦安市、武蔵野市など比較的都市成長性が高いと思われるコミュニティに集中している。プラスの符号は、家賃・価格比率が高いコミュニティの住宅価格がより高くなることを意味するので、これらの地域の住宅購入者の期待形成は backward looking であると言えるかもしれない。

このように、すべてのコミュニティにおいて

住宅価格の期待形成が同じように観測されるわけではない。都心に近いコミュニティでは backward looking な期待形成が、他方郊外のコミュニティでは forward looking な期待形成が観測される傾向が見られた。

2 資産税制・土地利用規制は価格弾力性に影響するか？

分析方法とデータ

本節では Green, Malpezzi, and Mayo (2005) を参考に、首都圏 (1都3県) の市区別データを用いて、①住宅供給の価格弾力性の市区別推計と、②市区別価格弾力性が異なる原因を税制・土地利用規制の地域間格差の観点から検証する。まず、住宅供給の価格弾力性を推計することから始めよう。モデルは、

$$\log H_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \log P_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

である。ここで、変数 H_{it} は着工新設住宅戸数、変数 P_{it} は住宅販売価格指数 (実質)、 ε_{it} は誤差項である⁸⁾。データは市区別のパネルデータであり、変数の添え字は i 番目の市区における t 年の値を意味する。Green, Malpezzi, and

Mayo (2005) と同様に、同時性の問題を回避するため、説明変数の価格は前年の値を使っている。回帰係数の添え字 i は、市区ごとに異なる値をとることを意味している。

推計したコミュニティは90市区（東京都が45市区、その他の3県が45市）、推計期間は1986年から2004年までの19年間で、利用したのは年データである。次の段階で分析する資産税制・土地利用規制のデータセットの市区区分に合致させるため、①さいたま市については合併前の区分（したがって2001年までの16年分）を用い、また、②千葉市、横浜市、川崎市については、区レベルではなく、市全体で1区分とした。

ここで、利用データの限界について言及しておきたい。まず、被説明変数に用いた着工新設住宅戸数の細目は持家、借家、分譲、給与であり、マンションのみならず、戸建住宅や給与住宅の着工数も含めた数値である。したがって本節の推計は、住宅供給の制約要因を、これまでとはやや広い観点から分析することになる。これに対応する住宅販売価格には、前節と同様にマンション販売価格指数を用いる。その理由として、別途作成した戸建住宅販売価格の動向とマンション価格とから合成指数を作成することがデータ制約上困難であったこと、しかしながら、戸建価格とマンション価格の動向は概ね平行であったことが挙げられる。加えて、取引データから作成された価格指数には、本源的に観測誤差が存在する。以上の理由から、いずれの場合においても真の価格指数を作成することは困難であるため、以下の分析は、価格指数が観測誤差を含み、したがって推計結果に attenuation bias が生じていることを前提として議論を進めることにする。

住宅供給の価格弾力性

市区ごとに異なる価格弾力性を推計するために、(2)式を以下のように書き直す。

$$\log H_{it} = (\beta_0 + \zeta_{0i}) + (\beta_1 + \zeta_{1i}) \log P_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、係数 β_0 と β_1 はすべてのコミュニティ

表2—Random Coefficient モデルの推計結果

	回帰係数	標準誤差	z	P> z
β_1	0.174	0.0530	3.29	0.001
β_0	7.329	0.2260	32.43	0.000

注) サンプル数は1611、市区数は90である。

に共通する切片と勾配係数、他方で ζ_{0i} と ζ_{1i} はコミュニティごとの異質性を表す要因である。19年分の時系列データがあるので、市区ごとに(2)式を OLS 推計することも可能であるが、ここでは ζ_{0i} と ζ_{1i} が平均ゼロの2変量同時正規分布に従うことを仮定して Random Coefficient 法によって推計することとする。

推計結果は表2にまとめてある⁹⁾。弾力性 (β_1) の推定値は0.174、その標準誤差は0.0530であった。個別効果を加算したのちの弾力性については、1を超えるコミュニティがある一方、マイナスの弾力性を観測したコミュニティもあり、最大値は1.046、最小値は-1.622であった。5%の有意水準で、マイナスで有意な弾力性を得たコミュニティは、90市区のうち、中央区、千代田区、港区、江東区、渋谷区、文京区、台東区、品川区、新宿区の9区のみで、いずれも都心の地域に集中している¹⁰⁾。前述のように attenuation bias の存在が懸念されるため、推計された弾力性の値は、真の弾力性の値を過少評価している可能性がある点に注意されたい。しかし、本節での分析は弾力性のサイズよりもコミュニティ間の序列が焦点であるため、attenuation bias は以下の結論には影響しない。

土地利用の弾力性への影響

次に、資産税制と土地利用規制が住宅供給の価格弾力性にどのような影響を及ぼしているか、回帰分析によって検証した¹¹⁾。住宅供給の価格弾力性を被説明変数とし、この分布を説明する要因として、固定資産税、宅地における相続税・土地譲渡所得税、農地における相続税・土地譲渡所得税、借地借家法、土地の狭小性、容積率規制など、資産税制と土地利用規制に関する指標を用いた。また、回帰分析における資産

表3 一資産税制・土地利用規制と価格弾力性との関係
(被説明変数：価格弾力性)

	首都圏全体	東京都	東京都以外
固定資産税	3.625 ** (1.564)	6.088 ** (2.349)	-1.216 (2.328)
相続税・譲渡所得税(宅地)	-0.519 *** (0.175)	-0.423 (0.264)	-0.0840 (0.301)
相続税・譲渡所得税(農地)	0.0103 ** (0.00415)	0.0107 ** (0.00499)	0.00724 (0.00799)
借地借家法	-3.041 *** (0.793)	-4.329 *** (1.122)	-0.662 (1.081)
狭小な土地	0.702 *** (0.156)	0.800 *** (0.236)	0.0482 (0.283)
容積率	0.00731 (0.400)	-0.672 (0.558)	0.139 (0.575)
高齢化率	-6.842 *** (1.630)	-6.812 *** (2.369)	1.684 (3.499)
世帯密度	0.260 ** (0.105)	0.176 (0.146)	-0.0484 (0.219)
定数項	-2.120 * (1.221)	-1.924 (1.750)	0.427 (2.071)
サンプル数	90	45	45
決定係数	0.672	0.834	0.108

注) 括弧内の数値は標準誤差の値。アスタリスクの数は、それぞれp値を表す (**p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)。

固定資産税：宅地課税標準額÷宅地面積÷公示地価全用途平均、相続税・譲渡所得税(宅地)：(65歳以上の親族のいる主世帯のうち持家÷65歳以上の親族のいる主世帯数)／(主世帯のうち持ち家÷主世帯数)、相続税・譲渡所得税(農地)：農地面積÷市街化区域面積、借地借家法：1住宅当たり延べ床面積(借家)÷1住宅当たり延べ床面積(持家)、狭小な土地：戸建1住宅当たり敷地面積、容積率：道路幅員4m未満住宅総数÷住宅総数、世帯密度：市街化区域世帯数÷市街化区域面積、高齢者比率：65歳以上人口÷人口総数。各データとも1985年時点(ただし、住宅・土地統計調査からのデータについては1983年)のものを利用している。なお、各データの出所等、詳細については井上・清水・中神(2009b)を参照されたい。

税制と土地利用規制の影響をコントロールするために、世帯密度と65歳以上の人口割合を説明変数として加えている。これらの変数の定義については、回帰分析の結果とともに表3にまとめてある。

固定資産税は、その負担が小さいほど土地の有効利用を図ろうとするインセンティブを弱め、土地に対する資産需要を高める結果、住宅供給を価格に対して非弾力的にする可能性がある。表3によれば、全地域における弾力性に対する固定資産税の影響はプラスかつ5%水準で有意な値となっており、予想された結果となっている。また、サンプルを東京都だけに限ると固定資産税の影響は同じく5%で有意となる一方、東京都を除く地域では固定資産税の影響は有意

ではない。

次に、相続税と土地譲渡所得税の影響である。まず、宅地においては、土地を相続する可能性が高い世帯が多く居住する地域ほど土地の有効利用が進みにくく、住宅供給の価格弾力性を減ずる傾向にある。そこで、変数の値が大きいほど相続の可能性が高いと判断した。回帰分析の結果は、予想どおり符号はマイナスであり、1%水準で有意である。ただし、東京都に限ると符号はマイナスではあるが、その値も小さく有意さも落ちる。また、農地における相続税と土地譲渡所得税についても、相続税と土地譲渡所得税は土地の有効利用を妨げ、住宅供給を価格に対して非弾力的なものにする。そこで、農地面積の割合が小さいほど住宅供給の価格弾力性は小さくなると判断した。回帰分析の結果は、予想通り符号はプラスで、5%水準で有意である。東京都に限っても同様の結果が得られたが、東京都以外の地域ではその影響は有意なものではない。

借地借家法の影響を見るために、持家と借家の1戸当たりの延べ床面積の比率を説明変数として加えたところ、この比率が大きいほど、すなわち借地借家法の影響を受けやすい地域ほど、住宅供給を価格に対して非弾力的なものにしているという結果が得られた。しかも、サンプルを東京都に限るとその影響力はさらに大きなものになったが、サンプルを東京都以外に限った場合には有意には働かなかった。

土地の所有権が狭小であればあるほど土地の有効利用を阻害し、住宅供給に影響を及ぼす。そこで、1住宅当たりの土地面積を説明変数として加えた。期待されたように、この変数の値が大きいほど住宅供給を価格に対して弾力的にするという結論を得た。やはり、サンプルを東京都に限るとその影響力はさらに大きく有意な

ものであったが、サンプルを東京都以外に限ると有意ではなかった。

法定容積率を使いきれないままの状態にある土地も多い。その理由としてこれまでに説明してきた資産税制や借地借家法の影響は大きいと思われる。ここでは、法定容積率が有効に利用されない直接的な影響として、4m以下の道路に接する住宅戸数の割合を説明変数として加えた。4m以下の道路が多く存在する地域ほど土地の有効利用が進まず、住宅供給を価格に対して非弾力的なものにする。回帰分析の結果によれば、全地域、東京都、東京都以外、いずれの場合も有意ではなかった。

このように、資産税制と土地利用規制は、土地の有効利用を阻害し、住宅供給が価格に対して非弾力的なものになっていることを裏付けている。その影響は、1都3県のなかでも東京都を中心とする都心部で大きく、郊外ではそれほど影響を受けていないことがうかがえる。しかし、資産税制と土地利用規制は相互に影響し合っているので、それぞれの直接的な影響を見ることは容易ではなく、回帰分析を解釈する際には注意を要する。

むすび

「バブル」の生成から崩壊そして今日に至るまで、住宅価格が図1のようなゆっくりとした周期性をもって推移したのは、住宅所有の投機的な動機と住宅供給が価格に対して非弾力的であること、このふたつに拠るところが大きい。本稿は、この問題意識にたって、首都圏の市区別に作成されたマンション価格指数、マンション賃料指数、地価指数を用い、不動産価格には住宅に対する投機的な動機が反映されること、また住宅供給の価格弾力性が小さいこと、しかもこの原因が資産税制と土地利用規制によってもたらされていること、以上の3点を実証的に示した。

井上・清水・中神（2008）は首都圏住宅マンション市場における効率性の検定を行なってお

り、都心では短期的には効率的ではなく予想可能であるが、郊外のコミュニティのなかには短期的にも効率的であるという仮説を棄却できないコミュニティがあるという結論を得ている。本稿において、都心に近いコミュニティではbackward lookingな期待形成が、他方郊外のコミュニティではforward lookingな期待形成が観測される傾向にあったことは興味深い。また、住宅価格に関する不動産情報が住宅価格に反映されているとの結論を得たものの、残念ながら、それらがどのようなコミュニティ属性によって生まれてくるのかという点については分析していない。一方、資産税制や土地利用規制が住宅供給の価格弾力性に及ぼす影響も都心と郊外ではかなり異なる様相を呈している。これらの結果を踏まえ、またコミュニティの世帯構成の違いがもたらす住宅需要の変化を考慮しながら（例えば、清水・渡辺 2009を参照）、首都圏における住宅市場のダイナミックスのさらなる解析を進めたい。

*本稿は、井上・清水・中神（2008）にもとづきながら、実証分析の部分をさらに発展させたものである。プロジェクトを進めるにあたり浅見泰司教授とWheaton教授から、また住宅経済研究会で同論文の内容を報告した際に、参加者の方々から有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げます。

【付論】 Wheaton (1999) モデルの基本構造について

以下の非線形動学モデルを、定常状態の近傍で線形対数近似した式を用いてシミュレーションを行なった。図2、図3は、世帯人口の動態について、定常水準から10%の恒常的な増加が発生した場合を想定し、このショックが住宅市場のストック/世帯人口比率と住宅価格に与える影響を図示したものである。

【変数の定義】

内生変数： R_t = 賃料、 P_t = 住宅価格、 D_t = 住宅需要、 S_t = 住宅ストック、 C_t = 新規着工
外生変数： E_t = 世帯人口、 r = 利子率、 δ = 減価償却率
パラメータ： α_1 、 α_2 = スケールパラメータ、 β_1 = 需要の価格弾力性、 β_2 = 供給の価格弾力性、 n = 建築ラグ

【モデル】

住宅需要： $D_t = \alpha_1 E_t R_t^{-\beta_1}$

市場均衡の条件： $D_t = S_t$

住宅ストック調整： $S_t = (1 - \delta)S_{t-1} + C_{t-n}$

【外生変数・パラメータの設定値】

	Backward looking		合理的期待形成	
	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2
需要の価格弾力性 (β_1)	0.5	1.0	0.5	1.0
供給の価格弾力性 (β_1)	1.0	0.5	1.0	0.5
利子率 (r)	0.05			
原価償却率 (δ)	0.1			
建築ラグ (n)	5			

新規着工 : $C_t = \alpha_2 E_t[S_{t+n-1} P_t^{\frac{1}{1+r}}$

住宅価格の価格形成における仮定 :

(ケース 1) Backward looking な場合 : $P_{t+n} = \frac{R_t}{r}$
 (ケース 2) 合理的期待形成の場合 : $E_t(P_{t+1}) = P_t(1+r) - R_t$

注

- 以下の実証分析では、情報コストの影響は明示的に扱っていない。
- 本稿におけるシミュレーションモデルについては付論を参照されたい。
- マンション価格指数とマンション賃料指数については、Shimizu, Takatsuji, Ono and Nishimura (2007)に基づき、独自に作成したものである。また、地価指数についても独自に作成した。詳細は、井上・清水・中神 (2009a, b) を参照されたい。
- 72市区の内訳は、埼玉県が13、千葉県が8、東京都が40、神奈川県が11であった。具体的な市区名については、井上・清水・中神 (2009a) を参照されたい。
- 回帰モデルの詳細は、井上・清水・中神 (2009a) を参照されたい。
- 予想超過収益率の作成方法については、井上・清水・中神 (2009a) を参照されたい。
- 縦軸の最大値と最小値の間に信頼区間が収まっていない市区は、上尾市 (11219) と浦安市 (12227) である。
- 回帰モデルの詳細は、井上・清水・中神 (2009a) を参照されたい。
- 市区別に OLS 推定した弾力性は、90市区の平均値が0.189、標準偏差が0.476、最大値は1.257、最小値は-1.797であった。なお、OLS と Random Coefficient 法で計算した弾力性の相関係数は0.9933で、極めて相関が高いことが確認できている。
- 推計期間 (1986年から2004年) は、バブル崩壊後に約10年の長期にわたって生じた住宅価格の下降期を含んでいる。したがって、マイナスの弾力性を得た区については、住宅価格が下落した時期であっても、新規着工が続伸したことによる。
- 井上・清水・中神 (2008) は、資産税制と土地利用規制について整理している。

参考文献

井上智夫・清水千弘・中神康博 (2008) 「資産税制とバ

ブル」『財政政策と社会保障』(「バブルデフレ研究」第5巻、内閣府) 所収予定。
 井上智夫・清水千弘・中神康博 (2009a) 「不動産投資情報と住宅価格」 mimeo.
 井上智夫・清水千弘・中神康博 (2009b) 「土地利用と住宅供給」 in progress.
 清水千弘・渡辺努 (2009) 「日米における住宅価格の変動要因」『ファイナンス・レビュー』95号 (近刊).

Campbell, John and Robert Shiller (1989) “The Dividend Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, vol.1, pp.195-227.
 DiPasquale, Denise and William C. Wheaton (1994) “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices,” *Journal of Urban Economics*, vol.35 (1), pp.1-27.
 Green, Richard K., Stephen Malpezzi, and Stephen K. Mayo (2005) “Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources,” *American Economic Review*, vol.95 (2), pp. 334-339.
 Hamilton, Bruce and Robert Schwab (1985) “Expected Appreciation in Urban Housing Markets,” *Journal of Urban Economics*, vol.18, pp.103-118.
 Hodrick, Robert, and Edward C. Prescott (1997) “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 29(1), pp.1-16.
 Poterba, James M. (1984) “Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, vol.99 (4), pp.729-752.
 Shimizu, C., H. Takatsuji, H. Ono and K.G. Nishimura (2007) “Change in House Price Structure with Time and Housing Price Index,” *RIPESS (Reitaku Institute of Political Economics and Social Studies) Working Paper*, No.25.
 Wheaton, William C. (1999) “Real Estate ‘Cycles’ Some Fundamentals,” *Real Estate Economics*, vol.29 (2), pp.209-230.

地震発生リスクと生活の質

直井道生・瀬古美喜・隅田和人

はじめに

わが国は世界的に見ても地震の多い国として知られている。1980年から2000年にかけてのマグニチュード5.5以上の地震発生回数を見ると、わが国は年平均1.14回の地震を経験しており、これは国連開発計画の調査対象となっている50カ国中4番目に多い数字になっている（UNDP 2004）。さらに、近い将来、首都圏直下地震など大規模な地震災害が発生する可能性が指摘されており、地震発生リスクの経済学的な評価は喫緊の課題であるといえる。

地震災害の評価としては、特定のケースについての被害想定を実施するといった取り組みがしばしばなされている。このような試みは、大規模な地震災害の発生に伴う直接的、間接的な被害額の推計という点で非常に有益な情報を提供する一方、個々の消費者が災害リスクをどのように認識し、評価しているかといった視点が欠けているように思われる。

これに対し、経済学では災害発生リスクなどの市場で取引されない（デイス）アメニティの価値を、格差補償モデルの枠組みで議論している。このような格差補償モデルの考え方は次のように説明される。いま各消費者がコストなしで自由に立地選択を行なっている状況を考えると、長期的な立地均衡では、各地域に居住することが無差別になり、アメニティの格差をちょうど埋め合わせるように賃金や地代が市場で調整されることになる。したがって、アメニティ

の格差は各地域の賃金と地代に帰着することになり、結果としてこれらの格差を計測することによって、アメニティの価値を間接的に計測可能であると考ええる。

このような格差補償モデルに基づく生活の質（Quality of Life: QoL）を分析した研究としては、Rosen（1979）、Roback（1982）、Blomquist、Berger and Hoehn（1988）をはじめとする蓄積がある。Blomquist（2006）に、これらの研究の概略が、要領よくまとめられている。また、わが国において上記のアプローチに基づきQoLの測定を行なった研究としては、加藤（1991）、赤井・大竹（1995）等が存在する。

本稿は、標準的な格差補償モデルの枠組みで地震発生リスクという地域アメニティの評価を行なったNaoi, Sumita and Seko（2007）の分析結果を紹介するとともに、主として地震保険市場との関連から、分析結果の再検討を行なうことを目的とする。

1 格差補償モデルと生活の質

本節では、格差補償モデルの基本的な枠組みを紹介する。

消費者は、合成財、住宅サービス、地域アメニティから効用を得るとする。簡単化のために、各消費者は1単位の労働を地域で供給し、それによって得られる賃金 w を合成財および住宅サービスの購入に充てるものとする。このとき、消費者の間接効用関数は、

$$v=v(w, p; a) \quad (1)$$

表1—アアメニティ変数の定義

変数	定義（出典, 年度）
市区町村単位の変数	
地震発生リスク 地震発生確率	今後30年以内に震度6弱以上の地震が発生する確率（『確率的地震動予測地図』2004）
行政・生活基盤 生徒・教員比率	中学校生徒数/教員数（『学校基本調査』2004）
非水洗化人口	非水洗化人口比率（%、『日本の廃棄物処理』2002）
都市公園数	人口1000人当たり都市公園数（『都市公園等整備現況調査』2003）
病床数	人口1000人当たり病院病床数（『医療施設調査』2003-2005）
社会経済要因 失業率	完全失業率（%、『国勢調査』2000）
財政力指数	財政力指数（『市町村別決算状況調』2003）
災害関連 火災件数	人口1000人当たり建物火災出火件数（『火災年報』2003）
交通事故件数	人口1000人当たり交通事故発生件数（『交通統計』2004）
犯罪件数	人口1000人当たり刑法犯認知件数（『犯罪統計書』2004）
人口集積 人口密度（市区町村）	住民基本台帳人口密度（人/km ² 、『住民基本台帳人口要覧』2003-2005）
都道府県単位の変数	
気象条件 平均気温	年間平均気温（℃、『気象年鑑』2003-2005）
気温年較差	月別平均気温の最高-最低（℃、『気象年鑑』2003-2005）
平均湿度	年間平均湿度（%、『気象年鑑』2003-2005）
降水量	年間総降水量（mm、『気象年鑑』2003-2005）
人口集積 人口密度（都道府県）	住民基本台帳人口密度（人/km ² 、『住民基本台帳人口要覧』2003-2005）

で表される。ここで、 p は住宅サービスの価格、 a は地域アメニティを表す。また、 a は効用を高めるような正の消費アメニティと、地震発生リスクのように効用水準を引き下げる負の消費アメニティの双方を含むものとする。

一方、企業は不動産と労働を組み合わせることで財を生産し、生産技術は収穫一定であるととする。このとき、企業の単位費用関数は、

$$c=c(w, p; a) \quad (2)$$

で表わされる。消費者のケースと同様に、 a は単位費用を引き下げる正の生産アメニティと、単位費用を引き上げる負の生産アメニティを含む。

立地（空間）均衡においては、消費者と企業の双方が立地を変える誘引を持たない状況が成立する。したがって、均衡においては立地場所にかかわらずすべての家計が共通の効用水準 u^* を達成し、単位生産費が単位生産価格に等しくなる。すなわち、任意の地域において、賃

金と住宅価格は、以下の条件を満たす。

$$u^*=v(w, p; a) \quad (3)$$

$$1=c(w, p; a) \quad (4)$$

さらに、(3)式を全微分することで、

$$f=v_a/v_w=h \cdot p_a-w_a \quad (5)$$

を得る。ここで、 h は住宅サービスの需要量であり、下付きの添え字は当該変数による偏微分を表す。一般に、 f はアメニティの暗黙価格と呼ばれる。(5)式の v_a/v_w は、アメニティ水準が変化したときの、効用水準を一定に保つような賃金の変化を表しており、アメニティ水準の限界的な評価額とみなすことができる。さらに、(5)式の右辺は、このようなアメニティの金銭的評価が、住宅サービス価格および賃金水準の限界的な変化によって表されることを示している。実証的には、ヘドニック価格関数の推計によって、地域アメニティと住宅サービス価格、賃金との関係を観察することで、 p_a および w_a を推計することになる。



(左) なおい・みちお／1978年東京都生まれ。慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士（経済学）。現在、慶應義塾大学経済学部特別研究講師。
 (中) せこ・みき／1948年神奈川県生まれ。慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。経済学博士。現在、慶應義塾大学経済学部教授。
 (右) すみた・かずと／1973年神奈川県生まれ。慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程単位取得退学。経済学博士。現在、金沢星稜大学准教授。

複数の地域アメニティが存在する場合、ある地域における QoL は、個々のアメニティの価値の総和として捉えることができる。便宜上、第 k 番目の地域アメニティを a_k で表し、(5)式と対応する暗黙価格を f_{a_k} で表すことにすると、QoL の指標は次のように定義される。

$$QoL = \sum_k f_{a_k} a_k \quad (6)$$

ここで、QoL は、地震発生リスクを含む地域アメニティの賦存量の和になっており、各アメニティは、その暗黙価格で加重されている。(6)式から明らかなように、QoL は、住宅市場と労働市場の双方における地域アメニティに対する総補償を表している。

2 データセットと変数

前節で述べたとおり、地域アメニティの金銭的評価に当たっては、住宅価格および労働賃金に関するヘドニック・モデルの推計が必要となる。以下の分析では、2004年度から実施されている慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) を用いて、ヘドニック・モデルの推計を行なった。KHPS の概要とデータセットの構築方法等に関しては、Naoi, Sumita and Seko (2007; 2009c) および直井・隅田・瀬古・森泉 (2007) を参照されたい。

住宅価格および労働賃金のヘドニック・モデルに共通して導入される地域アメニティ変数の一覧を表 1 に示した。

分析の焦点である地震発生リスクに関する指標は、「地震ハザードステーション」(独立行政法人防災科学研究所) において公開されている「今後30年間での震度 6 弱以上の地震発生確率」

を用いた。これは、「活断層型」・「海溝型」等の多数・多種の地震の発生とそれによる地震動の強さを確率的に推計することで、各地点における発生確率を計算したものであり、外生的な地震発生リスクの指標であるといえる。分析に当たっては、3次メッシュ単位で提供されているデータを市区町村単位で集計し、居住市町村に関する情報をもとに KHPS と接続した。

その他の地域アメニティ変数としては、生徒・教員比率や病院病床数などの行政・生活基盤、失業率などの社会経済要因、火災件数などの地震以外の災害関連変数、および人口集積、気象条件に関連する 15 変数を導入している。これらのアメニティ変数についても、原則として地震発生確率と同様、市区町村単位で KHPS と接続している。ただし、気象条件などのように市区町村単位で変数が得られないものについては、都道府県単位での接続を行なっている。また、人口集積に関する変数については、市区町村・都道府県のそれぞれのレベルにおける影響を考慮するため、双方の変数を導入して分析を行なった。

住宅価格のヘドニック・モデルに使用する被説明変数としては、Blomquist, Berger, and Hoehn (1988) および Blomquist (2006) の方法に倣い、借家居住者については実際に支払っている家賃額を、持ち家居住者については居住している住宅の価格から計算された帰属家賃額を用いた。持ち家居住者に関しては、所有する一戸建てもしくはマンションの固定資産税評価額に対して、共通の資本還元率 (7%) を用いて月額単位での帰属家賃を計算した¹⁾。

家賃関数の推定に当たっては、前述のアメニティ変数のほか、居住する物件の属性として、居住室数、庭の広さ、建物階数、居住階数（マンション・アパートのみ）、築年数、最寄りの駅・バス停までの徒歩所要時間を説明変数として導入した。これらに加えて、推定においては住宅の建て方、所有関係、居住地域・都市規模、調査年度に関するいくつかのダミー変数もモデルに含めている。

一方、ヘドニック賃金関数に当たっては、KHPS から得られる給与支払額および労働時間に関する情報をもとに、時間当たりの賃金率を計算し、被説明変数として用いた。

KHPS では、従業地に関して、(1)同一市区町村で就業、(2)同一市町村以外の同一都道府県内で就業、(3)他都道府県で就業という区別がなされている。ヘドニック賃金関数の推定に当たっては、従業地におけるアメニティを KHPS にマッチさせる必要があるため、今回は、同一都道府県に従業地があるサンプルに限定して分析を行なった²⁾。なお、同一都道府県内の他市区町村で就業しているサンプルに関しては、居住地の市区町村別アメニティ水準は就業先のアメニティ水準と一致しない。そのため、賃金関数の推定に当たって、これらのサンプル対してはアメニティ水準の都道府県単位での平均値を利用した³⁾。

賃金関数の推定に当たっては、前述のアメニティ変数のほか、対象者の年齢およびその2乗項、配偶関係（有配偶＝1）、最終学歴（中学校、高校<基準>、専門学校、短大、大学・大学院）、経営組織（個人事業、非営利法人、営利企業、官公庁<基準>）、雇用形態（正規）、勤続年数およびその2乗項、企業規模（4人以下、5-29人、30-99人、100-499人、500人以上）、労働組合への加入等の属性を用いた。これらに加えて、推定では居住地域・都市規模および調査年度に関するコントロールした。

上記の各変数がすべて観察されるサンプルを利用した結果、ヘドニック家賃関数の推定に用

いられるサンプルは4399、ヘドニック賃金関数の推定に用いられるサンプルは6336となった。

3 地震発生リスクと生活の質

3.1 実証モデル

ヘドニック価格関数の推計に当たっては、分析の被説明変数である家賃および賃金水準と、地域アメニティ変数との間の非線形的な関係を考慮し、次のような Box-Cox 変換を行なったモデルを採用した。

$$y_i^{(\lambda)} = a_i \beta + x_i \gamma + \varepsilon_i \quad (7)$$

ここで、 i は家計を表す添え字であり、 y_i は被説明変数（家賃もしくは賃金）、 a_i は家計 i が居住する市区町村（もしくは都道府県）におけるアメニティ変数、 x_i はそれ以外の住居・対象者属性である。また、 λ は Box-Cox 変換パラメータであり、

$$y_i^{(\lambda)} = \frac{y_i^\lambda - 1}{\lambda} \quad (8)$$

である。(8)式は、特殊ケースとして $\lambda=1$ のとき線形モデルを、 $\lambda=0$ のとき対数線形モデルを含む定式化になっている⁴⁾。

3.2 ヘドニック・モデルの推計結果

(7)式の定式化のもとで、家賃および賃金に関するヘドニック価格関数の推計を行なった結果が表2に示されている。前述のとおり、家賃関数の推計に当たっては住居属性を、賃金関数の推計に当たっては対象者属性をそれぞれ追加的な説明変数として導入しているが、推計結果を省略している⁵⁾。

推計結果の解釈に移る。まず、地震発生確率は家賃水準を引き下げ、賃金水準を引き上げることが確認された。格差補償モデルを前提とすれば、この結果は地震発生リスクが消費者および企業の双方にとっての負の地域アメニティであることと矛盾しない⁶⁾。地震発生リスクが不動産価格に負の影響を与えるという事実は、いくつかの先行研究でも観察されている。Nakagawa, Saito and Yamaga (2007; 2009) は、東

表2—推計結果

説明変数	家賃 <係数>	賃金 <係数>
地震発生確率	-7.780 *	0.043 +
平均気温	-1.018 *	0.387
気温年較差	-0.776 +	0.386
平均湿度	-0.271	-0.004 **
降水量	0.003	0.058
生徒・教員比率	0.262	0.007 **
非水洗化人口	-0.132 *	-0.827 *
都市公園数	-1.511	0.017 **
病床数	0.945 +	-0.003
失業率	-0.354	-0.006 +
財政力指数	15.122 **	0.009
火災件数	-14.798 *	0.089 *
交通事故件数	0.343	-0.003 *
犯罪件数	0.178	0.412
人口密度（市区町村）	0.001 *	-0.070 **
人口密度（都道府県）	0.002 **	0.052
λ_1	0.326 **	-0.100 **
サンプルサイズ	4399	6336
対数尤度	-52851.3	-51218.3

注) **, *, +はそれぞれ推計された係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。係数に関する仮説検定はすべて尤度比検定に基づく。 λ はBox-Cox変換のパラメータの推計値。居住地域、市群規模、調査年度、住居・個人属性に関する推計結果は省略。アメニティ変数以外の説明変数は以下の通り。【家賃関数】：居住室数、庭の広さ、建物階数、居住階数（マンション・アパート）、築年数、最寄りの駅・バス停までの徒歩所要時間、住居の建て方（一戸建て、テラスハウス、マンション、アパート、その他）、住宅の所有関係（持ち家、賃貸）。【賃金関数】：年齢、年齢の2乗、配偶関係（有配偶=1）、最終学歴（中学校、高校（基準）、専門学校、短大、大学・大学院）、経営組織（個人、非営利、営利、公務）、雇用形態（正規）、勤続年数、勤続年数の2乗、企業規模（4人以下、5-29人、30-99人、100-499人、500人以上）、労働組合への加入。

京都の地震ハザードマップの情報を用いて、地震発生に伴う建物倒壊リスクが家賃および地価に負の影響を与えることを報告している。また、Naoi, Seko and Sumita (2009b) は、本研究と同様のリスク指標を用い、特に周辺地域における実際の地震発生後には、これが持ち家住宅の自己評価額および借家の家賃に負の影響を与えることを報告している。

この結果に基づいて、地震発生リスクの社会的費用（暗黙価格×地震発生確率の平均値）を求めると評価額は約7万（円／年）となる⁷⁾。

その他のアメニティ変数について、病院病床数、財政力指数、人口密度（都道府県）といった要因は、家賃水準を引き上げ、賃金水準とは

明確な関連を持たない。格差補償モデルを前提とすれば、こうした要因は消費者にとっての正のアメニティとして働く一方、企業にとっては生産コストの引き上げ要因となっていることが示唆される。また、人口集積に関する要因としては、市区町村レベルでの人口密度も、同様に家計の消費アメニティとして働いていることが示される。

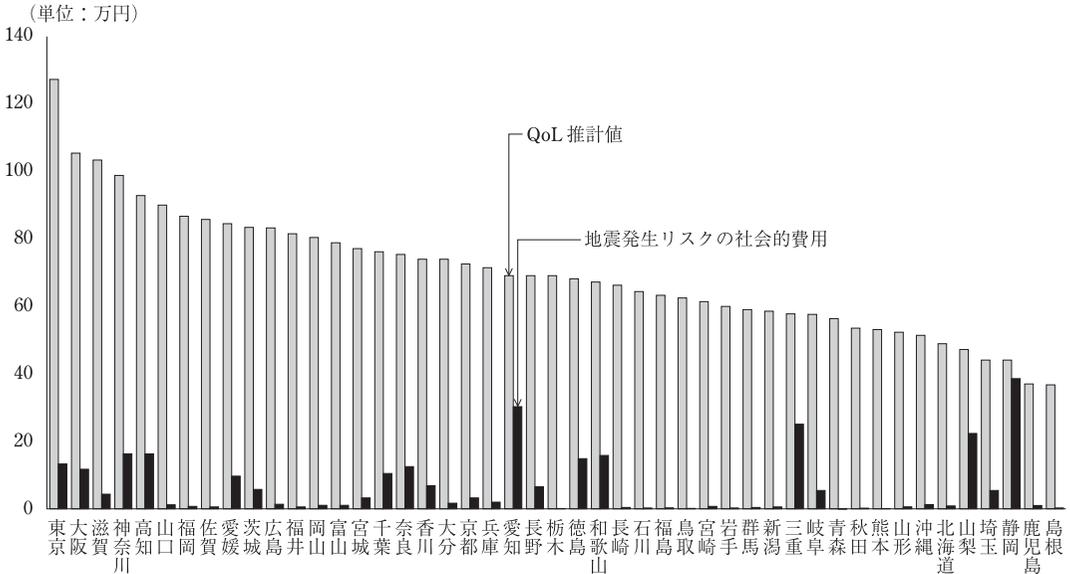
一方で、年間平均気温、気温年較差、教員1人当たり生徒数、都市公園数といった要因は、消費のデイスアメニティとして働いていることが示唆された。さらに、家賃および賃金に与える影響の符号から、このうち、前二者は生産アメニティとして、後二者はデイスアメニティであることが示唆される。これらの結果は、おおむね直観と整合的なものであるが、一部については解釈に注意が必要である。たとえば、都市公園数は消費・生産の双方に関するデイスアメニティであるとの結果であるが、公園整備の財源の一部が地方の一般財源によって賄われている状況下では、都市公園の整備状況は、部分的には租税負担を代理する変数として機能している可能性がある⁸⁾。

3.3 QoLと地震発生リスクの社会的費用

前節の推計結果に基づいたQoLと地震発生リスクの社会的費用の推計結果を図1に示す。これらの結果は、推計に必要なアメニティ変数が利用可能な全国2136市区町村における市区町村別の推計値を、都道府県別の平均として集計し、QoLの推計値にしたがって順位づけたものである⁹⁾。

結果として、全体の順位としては東京都が約130（万円／年）となり47都道府県の中で最上位となった。また、全体の傾向としては、相対的に人口規模の大きい大阪府や神奈川県などが上位に入る結果となっている。これは、人口集積を示す要因である人口密度（都道府県・市区町村）が、いずれも正の消費アメニティとして働き、QoL推計値の水準を押し上げた結果で

図1 一都道府県別 QoL 推計値と地震発生リスクの社会的費用



注) 都道府県別 QoL の推計値は、アメニティ変数が利用可能な市区町村別 QoL (全国2,136市区町村) の平均値。

あると考えられる。

しかしながら、このような傾向の中において、愛知県や静岡県などの都道府県の QoL 推計値は比較的下位にとどまっている。この結果は、両県における人口集積のプラスの影響を、地震発生リスクによるマイナスの影響が相殺した結果であると考えられる。こうした結果は、わが国における地域別 QoL の水準の規定要因として、地震発生リスクが相対的に大きな比重を占めていることを裏付けるものであろう。

図1の結果からは、地震発生リスクの社会的費用に、非常に大きな地域差があることが見て取れる。以下では、主として地震保険市場との関連に焦点を当てて、推計された社会的費用の地域差について論じる。

そもそも、地震災害のリスクが保険市場において内部化されている（地震によって生じた被害が保険によって完全に補償される）状況下では、発生リスクの違いは保険料率に帰着し、地域における家賃や賃金水準には何らの影響も及ぼさないとはいえない。すなわち、このような状況では、地震発生リスクの社会的費用には地域差が存在しないことになる。したがって、図1で示された結果は、地震保険市場における何ら

かの不備を示唆することになる。

周知の通り、わが国の地震保険に対しては、発生時の被害認定の基準や、料率設定の基準となるリスク評価の妥当性など、さまざまな問題が指摘されている。以下では、このなかでも特に後者の地震リスクの評価と料率設定の問題に焦点を当てて、分析結果の再検討を行なう。図2は、地震保険料率の各等区分ごとに、都道府県別の社会的費用（対数値）と地震保険加入世帯割合をプロットしたものである¹⁰⁾。図2から明らかになる点として、第1に、同一等区分に分類される都道府県の中でも、地震発生リスクの社会的費用には大きな格差が存在し、地震保険市場においてリスクに応じた価格付けがなされていない現状が見て取れる。第2に、一律の保険料率が設定されている同一等区分内であっても、地震発生リスクの社会的費用と保険加入世帯割合の間には明確な正の相関がみられる¹¹⁾。リスクの異なる地域に対して同一の保険料率が適用されている状況下では、実質的にはリスクの低い地域からリスクの高い地域への地域間補助（cross-subsidization）が存在することになり、結果として地震リスクの低い地域の消費者は地震保険に加入する誘因がなく

なり、リスクの高い消費者だけが地震保険を購入することになると考えられる。これによって、非加入者が直面する家賃および賃金水準に対して地震発生リスクの社会的費用が帰着することになる。したがって、政策的には地震発生リスクの再評価とこれに応じた保険料率の設定が、望ましい選択肢となりうる。

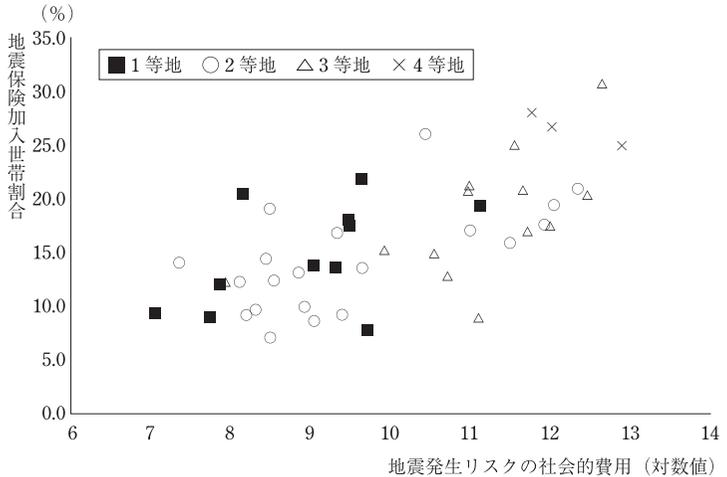
おわりに

本稿では、標準的な格差補償モデルの枠組みで地震発生リスクという地域アメニティの評価を行った Naoi, Sumita and Seko (2007) の分析結果を紹介するとともに、主として地震保険市場との関連から、分析結果の再検討を行なった。

家賃および賃金水準に関するヘドニック・モデルの推計の結果、地震発生リスクは家計にとっての負の周辺環境（ディスアメニティ）として認識されていることが明らかになった。さらに、都道府県別の QoL 推計値との比較からは、QoL の水準の規定要因として、地震発生リスクが相対的に大きな比重を占めていることが確認された。

加えて、推計された地震リスクの社会的費用と地震保険加入割合の関係を見ると、同一の保険料率が設定されている都道府県内であっても、両者の間には明確な正の相関が観察されることが明らかになった。これは、地震保険料率に関して実質的な地域間補助が存在していることを示唆する。リスクの異なる地域に対して同一の保険料率が適用されている状況では、相対的に低リスクの地域における保険料率は実質的に割高になり、こうした地域の消費者は地震保険に加入する誘因が小さくなる。結果として、高リスクの消費者のみが選択的に保険市場に残ることになり、全体の費用を押し上げている可能性がある。このような問題に対処するための政策

図2—地震発生リスクの社会的費用と地震保険加入世帯割合



的なオプションとして、より細分化されたリスク評価と、これを反映した保険料率の設定が期待される。

*本稿は、住宅経済研究会で報告した論文を加筆修正したものである。参加者の方々からの有益なコメントに感謝する。また、分析に用いた「慶應義塾家計パネル調査」は、慶應義塾大学大学院経済学研究科／商学研究科・京都大学経済研究所連携グローバルCOEプログラムより提供を受けている。

注

- 1) ここでは、久恒・福井 (2006) による推定結果を参考に、資本還元率を7%とした。実際には一戸建てとマンションでは異なる資本還元率が成立している可能性があるものの、ここでの資本還元率の設定は、最終的な推定結果にはそれほど大きい影響を与えないことを確認している。
- 2) これは、前述の(1)および(2)に該当するサンプルのみを利用していることに相当する。ただし、データを見るかぎり、都道府県をまたいで通勤を行なっているサンプルは全体の10%弱に過ぎない。
- 3) この操作が分析結果に与える影響を検討するために、同一市区町村内で就業しているサンプルに限定した推計も行なったが、推計結果が大きく変わることはなかった。
- 4) 推計結果に基づく尤度比検定からは、 $\lambda=0$ および $\lambda=1$ のいずれの制約付きモデルについても、棄却されることを確認している。
- 5) これらの変数に関する詳細な推計結果に関しては Naoi, Sumita and Seko (2007) を参照されたい。また、係数の仮説検定に関して、Box-Cox 変換されたモデルにおける標準誤差は、変数の測定単位に依存するため、ここでは標準的な t 検定に代えて、個別変数についての尤度比検定の結果を報告している (Spitzer 1984)。

- 6) 比較静学の詳細は、Naoi, Sumita and Seko (2007) を参照。
- 7) これは、(5)式で定義される暗黙価格について、家賃については12(カ月)、賃金については年間の平均総労働時間を乗じることで年単位の換算し、これを地震発生確率のサンプル平均値と掛け合わせることで求められた評価額である。
- 8) 格差補償モデルの枠組みで行政サービスの価値を計測する場合の問題点については Gyourko and Tracy (1991) 等を参照。
- 9) 地震発生リスクは消費のディスアミニティであるため、推計値は負の値を取るが、比較のための便宜上、図1ではその絶対値を表記している。
- 10) 原則として、わが国の地震保険料率は都道府県別に設定がなされており、最も料率の低い1等地から最も料率の高い4等地までの4区分が設定されている。なお、2007年10月に料率改訂が実施されているが、図2では分析のサンプル期間とあわせて、旧料率体系にしたがって結果を報告している。
- 11) わが国の地震保険市場における保険料率設定と家計の保険加入の関係を分析した研究としては、たとえば Naoi, Seko and Sumita (2009a) を参照。

参考文献

- 赤井伸郎・大竹文雄 (1995) 「地域間環境格差の実証分析」『日本経済研究』No.30、94-137頁。
- 加藤尚史 (1991) 「生活の質の地域間格差」『日本経済研究』No.21、34-47頁。
- 直井道生・隅田和人・瀬古美喜・森泉陽子 (2007) 「地震発生リスクを反映した生活質指数による地域間格差の経済分析」樋口美雄・瀬古美喜(編)『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』慶應義塾大学出版会。
- 久恒新・福井康子 (2006) 「わが国8大都市におけるキャップレートの把握」『住宅土地経済』No.59、32-39頁。
- Blomquist, G.C., M.C. Berger, and J.P. Hoehn (1988) "New Estimates of Quality of Life in Urban Areas," *American Economic Review*, vol.78(1), pp.89-107.
- Blomquist, G.C. (2006) "Measuring Quality of Life," in R. Arnott and D. McMillen (eds.) *A Companion to Urban Economics*, Boston: Blackwell Publishing.
- Gyourko, J. and J. Tracy (1991) "The Structure of Local Finance and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, vol.99(4), pp.774-806.
- Nakagawa, M., M. Saito, and H. Yamaga (2007) "Earthquake Risk and Housing Rents: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area," *Regional Science and Urban Economics*, vol.37(1), pp.87-99.
- Nakagawa, M., M. Saito, and H. Yamaga (2009) "Earthquake Risks and Land Prices: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area," *Japanese Economic Review*, vol.60(2), pp.208-222.
- Naoi, M., K. Sumita, and M. Seko (2007) "Earthquakes and the Quality of Life in Japan," *Journal of Property*

- Research*, vol.24(4), pp.313-334.
- Naoi, M., M. Seko, and K. Sumita (2009a) "Community Rating, Cross Subsidies and Underinsurance: Why So Many Households in Japan Do Not Purchase Earthquake Insurance," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, forthcoming.
- Naoi, M., M. Seko, and K. Sumita (2009b) "Earthquake Risk and Housing Prices in Japan: Evidence Before and After Massive Earthquakes," *Regional Science and Urban Economics*, forthcoming.
- Naoi, M., K. Sumita, and M. Seko (2009c) "Does Earthquake Risk Influence the Quality of Life in Japan," in Hammond, E.P. and A.D. Noyes (eds.) *Housing: Socioeconomic, Availability and Development Issues*, New York: Nova Science Publishers.
- Roback, J. (1982) "Wages, Rents, and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, vol. 90 (1), pp. 257-78.
- Rosen, S. (1979) "Wage-based Indexes of Urban Quality of Life," in P. Mieszkowski and M. Straszheim (eds.) *Current Issues in Urban Economics*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Spitzer, J. J. (1984) "Variance Estimates in Models with the Box-Cox Transformation: Implications for Estimation and Hypothesis Testing," *Review of Economics and Statistics*, vol.66(4), pp.645-652.
- United Nations Development Programme (2004) *Reducing Disaster Risk: A Challenge for Development*, New York: John S. Swift Co.

【調査研究レポート】

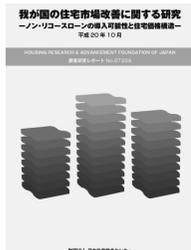
我が国の住宅市場改善に関する研究

日本住宅総合センター刊

A4、210ページ

平成20年10月

定価3800円（税込：送料340円）



住宅履歴情報の蓄積や長期耐用住宅に関する各種優遇措置をその内容とする、長期耐用住宅等整備促進法が閣議決定された。もともと、現行の住生活基本計画においては、既存住宅流通の促進を大きなテーマとしてとらえ、既存住宅の流通シェアを13%から平成27年には23%に向上させるという目標を掲げている。これは、アメリカで78%、イギリスで89%に上っている既存住宅流通のシェアがわが国で著しく低いという現状認識に基づいている。このように、良質な住宅ストックを形成してその維持管理と流通を通じて、国民の居住水準を向上させようという狙いをもった政策が急ピッチですすめられようとしている。

一連の調査研究では、このような政策的な意図がある程度実現した場合の住宅金融システムを検討するために、①住宅金融債権を住宅資産によって保全することが可能か、②住宅資産価格を長期的に観察、推計する技術として何かふさわしいか、というテーマを扱っている。これは、わが国では既存住宅の品質に関するプライシングがうまく機能していないのではないか、という問題意識から、現状の正確な把握を目指したものである。そして調査研究レポート「建築後年数の経過が住宅価格に与える影響」では、マンションを中心にわが国ではじめての本格的なリピートセールス法を適用できるデータベースを整備して、住宅の資産価格の経年変化を分析した。

本調査研究においては、マンションに限定されていた分析を戸建住宅に拡張するとともに、従来の資産価格推定において考慮されてこなかった、

居住者属性やリフォーム履歴を考慮した調査を行った。特に長期耐用住宅との関連では、リフォーム履歴が住宅資産価格に与える影響をマイクロデータに基づいて分析した初めての試みが行なわれており、実務的にも非常に有用な調査結果が得られている。

さらに、米英両国の関連機関へのヒアリングを行なうことで、両国の住宅金融システムの把握も行なっている。このため、長期耐用住宅が普及したストック型社会において求められる、住宅金融システムをはじめとした制度インフラについて、広いインプリケーションを得ることができた。



本報告書においては、まず第1章において、わが国の既存住宅市場が非常に未成熟な市場となっている原因について、簡単な考察を行ない、ストック型社会を実現するために求められる制度インフラに関する鳥瞰的な議論を行なっている。第2章では、アメリカ・イギリスにおける住宅ローンの実態について記述している。特に、アメリカで利用されていると言われているノン・リコースローンの実態について詳細な調査報告を行なっている。第3章では住宅資産価格の経年変化の把握を個人属性やリフォーム履歴を考慮して行なった分析結果を報告している。また、戸建て住宅における築後経過年数効果による価格下落についても分析を行なっている。さらに第4章では、ストック型社会のソフトなインフラの重要な要素である住宅価格指数について都区部と関西圏を対象とした試算結果を報告している。本章では、従来から利用されてきたヘドニック価格指数のみではなく、リピートセールス法による価格指数の推計も行なっており、わが国での住宅価格指数の分析方法として今後の利用が期待される。第5章はまとめであり、参考資料として、米英の政府機関・GSE等へのヒアリングの議事録を掲載している。サブプライム関係の内容についても触れているため、この点について興味がある方はお読みいただきたい。

(K・H)

居住地の選択

Bayoh, I., E.G. Irwin and T.C. Haab (2006) "Determinants of Residential Location Choice: How Important Are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central City Locations?" *Journal of Regional Science*, vol.46, pp.97-120.

居住地選択分析の重要性と先行研究

数年後には、団塊の世代が年金の受給年齢に達するという社会状況下において、居住地選択分析の重要性が高まっている。かつては親子での同居も多く、高齢者の介護もある程度は家族が担ってきたが、近年は世帯の核家族化・小規模化によって介護サービスの社会化が進んできており、高齢期に介護サービスの充実した地域や利便性の高い地域への住み替えが増加する可能性がある。今まで、高齢者はあまり住み替えないということが定型化された事実とされてきたが、今後はその傾向が変化することが予想され、高齢者の居住地選択行動を分析することが重要になってきている。

また、GDPの2倍に達する公的債務残高を抱える日本では、今まで以上に効率的に公共財の供給を行なっていくことが求められているが、公共財は非市場財であるため、その経済価値を正確に評価することは難しい。非市場財の価値の測定は、資本化仮説に基づいたヘドニック法による分析が広く行なわれてきた。しかし、ヘドニック法を用いた分析は多くの仮定に依存した手法であるため、近年では海外を中心に、より緩やかな仮定の下で分析が可能である離散選択モデルを用いて、非市場財の価値の測定が行なわれるようになってきている。

離散選択モデルを用いた居住地選択分析の嚆矢といえる Friedman (1981) は、アメリカ・サンフランシスコの個票データを用いて条件付ロジットモデルの推定を行ない、それほど大きな効果は有していないものの、地域属性が居住地の選択に影響を与えていることを確認している。同様に、居住地選択に関する初期の研究である Quigley (1985) でも、生徒1人当たりの教育支出の増加が、居住地選択確率を上昇させることが確認されている。それ以外にも、

Nechyba and Strauss (1998) や Bhat and Guo (2004) など、先行研究が蓄積されてきている。

1 Bayoh, Irwin and Haab (2006)の問題意識

Bayoh, Irwin and Haab (2006) も、離散選択モデルを用いた居住地選択分析の系譜に連なる研究である。Bayoh, Irwin and Haab (2006) の問題意識は、郊外化の「自然発展 (natural evolution) 理論」と、「荒廃からの逃避 (flight from blight) 理論」の検証である。

郊外化の「自然発展理論」とは、所得やライフサイクル、交通手段の変化といった要因によって郊外化が進展するという考え方である。郊外化が自然発展によるものであれば、それらは効率的な郊外化だと考えられる。例えば Margo (1992) は、センサスデータを用いた分析によって自然発展によって郊外化が生じていることを明らかにしている。

一方、郊外化の「荒廃からの逃避理論」とは、住み替えが、質の低い地域環境を避けることを目的として行なわれるという考え方である。郊外化が主として荒廃からの逃避によって引き起こされているのであれば、外部性によって郊外化が進展していることを意味しており、非効率的な郊外化になっていると言える。Cullen and Levitt (1999) は家計（とりわけ高所得、白人の、18歳以下の子どもがいる家計）は犯罪率に反応することを示しており、これは荒廃からの逃避を示す証拠である。Bogart and Cromwell (2000) は学校の質が家計の居住地選択に大きな影響を及ぼしていることを示している。South and Crowder (1997) は、郊外化の一部は、高所得者が低所得者から離れたという欲求によるものと分析している。そのほかにも荒廃からの逃避を示す研究は数多く発表されている。

このように、郊外化が自然発展によるものなのか、

それとも荒廃からの逃避によるものなのかは、郊外化を評価する上で非常に重要な視点であるが、これらは相互に排他的なものではないため、区別することは難しい。しかし、離散選択モデルを用いた分析は自然発展の要素と荒廃からの逃避の双方を同時に分析が可能であるため、双方の理論の検証に格好の分析手法である。実際、Nechyba and Strauss (1997) は、コミュニティ変数と個人変数を居住地選択モデルの中で組み合わせることで、家計間の異質性のコントロールを行なっている。

しかしこれらの先行研究では、地方政府支出を除外していたり、係数の相対的な大きさを比較していなかったりと、分析に問題を有しており、自然発展と荒廃からの逃避の検証ができていない。そこで Bayoh, Irwin and Haab (2006) では、離散選択モデルを用いて、居住地選択行動における自然発展理論と荒廃からの逃避理論の妥当性を検証している。

2 モデル

モデルは、ランダム効用理論に基づく一般的な条件付ロジットである。ランダム効用理論では、効用関数が次のように特定化される。

$$U_{nj} = V_{nj} + \varepsilon_{nj}$$

ここで U_{nj} は第 n 番目の個人が、選択肢 j を選んだときの効用であり、効用は観測可能な効用 (V_{nj}) と観測不可能な要因 (ε_{nj}) からなると仮定されている。 V_{nj} には、自然発展を表す個人属性と、荒廃からの逃避を表す地域属性の双方が考慮されている。このとき、選択肢 j が選ばれる確率 P_{nj} は以下のよう記述することができる。

$$P_{nj} = \Pr(U_{nj} > U_{ni}) = \Pr(V_{nj} - V_{ni} > \varepsilon_{ni} - \varepsilon_{nj})$$

ここで、観測不可能な要因が極値分布に従うとすると、条件付ロジットの枠組みによってモデルを推定することが可能となる。

3 データ

分析に用いられたデータはオハイオ州コロンバスの中心地、フランクリンに居住する持家居住者の個票である。この地域は、44の行政区に分かれており、約10の郊外地区が存在している。データはオハイオ

州立大学とクリーブランド州立大学によって収集されたものである。

分析に当たっては、1995年においてフランクリン内で転居した家計のデータを用いている。分析に利用した変数は、大きく分けて①公共サービス・財政変数、②消費機会・就業アクセシビリティ、③住民の社会経済特性、④所得・ライフサイクル特性の4種類である。④のみが家計の特性を表す変数であり、①～③はコミュニティの特性を表す変数である。

公共サービス・財政変数として、その地域の安全性を表す代理変数として総犯罪数を考慮している。この数値は、居住地の選択にマイナスの影響を及ぼすと考えられるため、予想される符号条件は負である。また、公立学校の質を表す代理変数として、その地域の英語と数学の平均テストスコアを用いている。最後に、行政区内の租税負担の代理変数として、固定資産税率を分析対象としている。

消費機会を表す変数としては、地域内の1人当たり小売店数を考慮している。また就業アクセシビリティを表す変数として、地域内の1人当たり事業所数と、ダウンタウン中心部への通勤時間を分析対象としている。

住民の社会経済特性として、まず平均家計所得を分析に含めている。他の条件が一定であれば、地域内の平均所得の高い場所ほど居住地として選好される確立が高まると考えられるため、予想される符号条件はプラスである。また、年間所得が1万5000ドル以下の家計の比率と、7万5000ドル以上の家計の比率を考慮している。また、地域の物理的特性を表す変数として古い住宅(1970年以前に建築されたもの)の比率を、人口集中度をコントロールする変数として人口密度を、そして居住費用を表す変数として分析に加えている。最後に、所得・ライフサイクル特性を表す変数として、所得と就学子ども数を分析に加えている。

4 推定結果

地域属性の推定結果は表の通りである。個人属性については紙幅の関係から割愛している。地域属性に着目して分析結果を整理すると以下の通りとなる。

表1—推定結果（コミュニティ変数）

地域特性変数	推定値	標準偏差	p値
学校の質（平均テスト点0-100）	0.353	0.086	0.000
犯罪総数	-0.001	0.0004	0.015
地方固定資産税（1000ドル）	-0.045	0.022	0.042
学区の固定資産税（1000ドル）	-0.095	0.051	0.061
通勤時間（分）	-0.456	0.108	0.000
1人当たり事業所	0.198	0.066	0.003
1人当たり小売店	-0.136	0.032	0.000
1人当たり所得	0.0008	0.00035	0.025
1万5000ドル以下の所得家計の割合	8.162	7.699	0.289
7万5000ドル以上の所得家計の割合	-41.127	13.804	0.003
住宅価格の中央値(10万ドル)	5.459	3.575	0.127
人口密度	0.006	0.003	0.068
1970年以前に建てられた住宅割合	-19.286	4.184	0.000

注) 従属変数：コミュニティ地域；N=824。繰り返し回数：10；繰り返しの方法：ニュートン-ラフソン法。制約なし対数尤度：-1895.474；制約付き対数尤度 2334.568，当てはまりの度合い（McFaddenによる尤度比指標）： $1-L_r/L_u=0.1184$ IIA 検定(自由度 1 の 5%水準のカイ自乗分布の臨界値は3.84)：0.759

表2—自己弾力性

変数	都市	都市に近い郊外・高所得	都市に近い郊外・低所得	都市から遠い郊外・高所得	都市から遠い郊外・低所得
学校の質	3.68	0.86	0.14	2.16	0.96
総犯罪数	-0.20	-0.05	0.00	-0.12	-0.05
地方税	-0.34	-0.08	-0.01	-0.20	-0.09
学区税	-0.42	-0.10	-0.02	-0.25	-0.11
1人当たり所得	2.09	0.49	0.00	1.22	0.54
1970年以前の住宅割合	-0.76	-0.18	0.00	-0.45	-0.20
1人当たり事業所数	0.40	0.09	0.01	0.23	0.10
通勤時間	-0.98	-0.23	-0.04	-0.53	-0.26
家計の収入*	-0.09	0.02	-0.01	-0.01	-0.02
子供の数*	-0.44	0.00	-0.11	-0.01	-0.04

*ワージントン学区で基準化している。

①公共サービス・財政変数は有意でかつ期待される符号条件を満たしている。高い犯罪発生率と固定資産税率は、居住地選択に有意なマイナスの効果を有しているが、学校の質は有意なプラスの効果を有している。

②消費機会・就業アクセシビリティについては、通勤時間と1人当たり事業所数が有意なプラスの係数となっている。1人当たり小売店数は予想に反してマイナスの係数となっているが、これは混雑効果の代理変数になった可能性がある。平均所得は有意なプラスとなっているが、高所得者比率はマイナスである。

③人口の社会経済特性については、人口密度は有意なプラスになっている。これは集積の経済が働

いている、もしくは人々は単純に人口の多い地域を選択するというを示している。

推定結果から「自然発展理論」と「荒廃からの逃避理論」を検証すると、個人属性と地域属性は、居住地の選択にそれぞれ有意な影響を与えていたため、郊外化は、双方の要素が相まって進展してきたことがわかる。しかし、係数の大きさを見ると、学校の質の自己弾力性が非常に大きい一方で、所得の自己弾力性はあまり大きな効果を有していない。つまり、居住地の選択に大きな影響を与えているのは個人属性よりも地域属性であり、自然発展と荒廃からの逃避を比較すると、後者のほうが郊外化に与えるインパクトが大きくなっているといえる。

以上の分析結果を踏まえると、現在の郊外化は非

効率なものになっている可能性が高く、中心地への公共財供給を増加させることなどによって、郊外化に歯止めをかけることは、一定程度正当化され得るものだと考えられる。

5 日本への示唆

日本では、信頼性の高い個票データの利用可能性が低かったため、現在まで、居住地選択行動の実証分析はあまり蓄積されてこなかった。しかし冒頭でも述べたように、居住地選択行動を実証的に解明していく必要性は、日本においてこそますます高まっていくだろう。

また、日本の都市政策を考えていくうえで、Bayoh, Irwin and Haab (2006) で検証された「自然発展理論」と「荒廃から逃避理論」について、どちらが日本の郊外化に影響を与えていたのかを検証することは、郊外化の効率性を判断し、今後のあるべき都市政策のかたちを構築するうえで、不可欠な作業だと言える。

参考文献

Bhat, C. R. and J. Guo (2004) "A Mixed Spatially Correlated Logit Model: Formulation and Application

- to Residential Choice Modeling," *Transportation Research Part B*, vol.38, pp.147-168.
- Bogart, W.T. and B.A.Cromwell (2000) "How Much is a Neighborhood School Worth?," *Journal of Urban Economics*, vol.47, pp.280-305.
- Cullen, J.B. and S.D.Levitt (1999) "Review of Economics and Statistics," *National Tax Journal*, vol.81, pp. 159-169.
- Friedman, J. (1981) "A Conditional Logit Model of the Role of Local Public Services in Residential Choice," *Urban Studies*, vol.18, pp.347-358.
- Margo, R. (1992) "Explaining the Postwar Suburbanization of Population in the United States: The Role of Income," *Journal of Urban Economics*, vol. 31, pp. 301-310.
- Nechyba, T. J. and R. P. Strauss (1998) "Community Choice and Local Public Services: A Discrete Choice Approach," *Regional Science and Urban Economics*, vol.28, pp.51-73.
- Quigley, J.M. (1985) "Consumer Choice of Dwelling, Neighborhood and Public Services," *Regional Science and Urban Economics*, vol.15, pp.41-63.
- South, S.J. and K.D.Crowder (1997) "Residential Mobility between Cities and Suburbs: Race, Suburbanization, and Back-to-the-city Moves," *Demography*, vol.34, pp. 525-538.

小林庸平

三菱UFJ リサーチ&コンサルティング
経済・社会政策部 研究員

投稿論文募集

本誌では住宅・土地に関連する経済学的な研究論文を募集しています。

[投稿規定]

1. 投稿論文の内容は、住宅・土地に関連する経済学的研究の成果とする。
2. (1)本誌への投稿は、他誌に未投稿のものに限る。
(2)原稿は日本語で、おおむね12,000字以内とする。
(3)投稿者は、プリントアウトした原稿 (A4) 2部、データファイル (MS Wordまたはテキストファイル) を送付すること。なお、原稿・データファイルは返却しない。
(4)採否については、6カ月以内に審査委員会 (学識経験者数名で構成) により決定し、採否を含む審査結果は速やかに投稿者に通知する。なお、原稿については、投稿者に一部修正を求めることがある。
(5)投稿者の氏名・所属・連絡先 (電話番号・メールアドレス) を明記すること。
3. 原稿の送り先・問い合わせ先
財団法人 日本住宅総合センター 住宅経済研究会事務局
〒102-0083 東京都千代田区麹町4-2 麹町4丁目共同ビル10階
TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

●新刊リポートのご案内

『UJI ターン・二地域居住の実態と今後の展望』

財団法人日本住宅総合センター刊
定価1800円(税込)

UJI ターン・二地域居住の促進は、都市居住者にとって、豊かな自然の享受と居住形態の多様化による、ゆとりある生活を実現する有効な手段である。しかし、現状では、UJI ターン・二地域居住の実現を妨げるさまざまな要因により、必ずしも円滑な移転・移住が進んでいない。本リポートは、UJI ターン・二地域居住の推進策を検討するために、日本住宅総合センターが、国土交通省の指導と協力のもと、三菱総合研究所と共同で実施した調査研究の成果を取りまとめたものである。

調査に当たっては、移住希望者

の求める情報や支援を把握するため、既存調査結果のサーベイに加えて、実際に UJI ターン・二地域居住を行なった移住者等に対してアンケートを行なった。その結果、物件の有無、修繕などの必要の有無、地元リフォーム業者の斡旋などの情報が不足していること、また、移動に際しては、「前住宅の処分」が大きな問題となっていることが明らかになった。

さらに、移住者の受け入れに成功している地方公共団体を対象に、情報提供や生活サポート等の定住・交流促進施策についてのヒアリングを行なった。その結果、地元の人々が地域資源を再認識する契機になるなど、移住者の受入れに対して好意的な意見がある一方で、移住希望者のイメージと実際の移住環境との間に落差があることなどの指摘がなされた。

これらの結果に基づいて、本リ

ポートでは、移住希望者のニーズと供給サイドの定住・交流促進支援のギャップを解消するため、転入先の魅力を増す要因と転出を容易にする要因の2つの側面から、望まれる施策を提案している。

個人にとっては、より豊かな住生活を実現するための手段として、地方自治体にとっては、地域振興・活性化の有効な政策ツールのひとつとして、UJI ターン・二地域居住は大きな注目を集めているテーマであり、読者各位の関心に即してご活用いただければ幸いです。

●お詫びと訂正

2009年春季号、海外論文紹介（「銀行信用の決定に不動産価格の果たす役割」）に誤りがありました。お詫びして以下のように訂正いたします。原文表題（p.36）

（正）“The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries”
著者名（p.39）

（正）横溝 剛

編集後記

6月中頃、南大東島と北大東島を訪れた。沖縄本島から東へ約400キロの海上に浮かぶ2つの島へは、那覇空港から琉球コミューターの39人乗りDHC-8で約1時間。南北大東島間は15分で結ばれている。古来、琉球人の中で「フウアガリ島」（はるか東の島）として知られていた2つの島は、明治30年代に八丈島の人・玉置半右衛門によって開拓された。北大東島は燐鉱、南大東島はさとうきびで栄え、昭和初期には北大東島2700人、南大東島4000人の人口を擁

していたが、現在は北大東島570人、南大東島1260人となっている。

南北大東島とも道路は整備され、それぞれ信号機が1つずつ、「教育」用に設置されている。両島内はともにサトウキビ畑でおおわれているが、人びとの住まい方は大きく異なっている。北大東島にはほとんど集落がなく、人びとはまさに「散居」状態。一方、南大東島では南西部の在所が中心地で、役所や郵便局、ホテルや飲食店、数軒のスナックなどが立ち並んでいる。 (h)

編集委員

委員長——中神康博
委員——浅田義久
中川雅之
吉田あつし

季刊 住宅土地経済

2009年秋季号（第74号）

2009年10月1日 発行

定価750円(内消費税35円) 送料180円

年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行—(財)日本住宅総合センター

東京都千代田区麹町4-2

麹町4丁目共同ビル10階

〒102-0083

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。