

[巻頭言]

住宅政策の今後の展開

由木文彦

国土交通省住宅局長

わが国は、少子高齢化・人口減少の急速な進展という構造的な転換点を迎えています。

近年の社会経済情勢の変化を踏まえ、本年3月に閣議決定された新たな住生活基本計画では、「居住者」「住宅ストック」「産業・地域」の3つの視点から、国民それぞれのニーズに合った住生活を提供するとともに、安全・良質で安心できる住環境を実現できるよう、取組を推進することとしています。

まず、若年・子育て世帯や高齢者が安心して暮らすことができる住生活の実現に向け、子育て世帯向けリフォームや三世帯同居・近居等の促進を図るとともに、サービス付き高齢者向け住宅の整備促進等に取り組みます。さらに、住宅の確保に特に配慮を要する方の居住の安定確保に向け、住宅セーフティネットの機能強化等に取り組んでいきます。

また、住宅が資産として次の世代に承継されるよう、長期優良住宅化リフォームの推進等により既存住宅の質の向上を図るとともに、インスペクション等の活用により、良質な既存住宅が適正に評価され、安心して取引される環境の整備に取り組みます。併せて、急増する空き家については、利用できるものは利用し、除却すべきものは除却するという考えのもと市区町村の取組を支援します。

さらに、強い経済の実現に向け、住生活産業の成長を促進するとともに、質の良い居住環境やコミュニティ形成を促進し、住宅地の魅力の維持・向上に取り組めます。

こうした取組を着実に推進し、国民一人ひとりが真に豊かさを実感でき、安全で魅力ある住生活の実現を図って参ります。

目次●2016年秋季号 No.102

| | | |
|------------------------------------|---------|-----|
| [巻頭言] 住宅政策の今後の展開 | 由木文彦 | —1 |
| [特別論文] 住宅を時間軸で考える | 深尾精一 | —2 |
| [論文] アジアの住宅価格と海外資本流入、為替制度、資本規制との関係 | 大野早苗 | —10 |
| [論文] 親の介護を誰がするか？ | 小川光・古村聖 | —20 |
| [論文] 建築基準法規制強化が既存建築物の増築・建替えに与える影響 | 野原邦治 | —28 |
| [海外論文紹介] 住宅価格と既婚女性労働力参加の因果関係 | 平河茉璃絵 | —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 |

住宅を時間軸で考える

住宅の長寿命化はほんとうに必要なか

深尾精一

既存住宅の将来予測

まず、図1を見ていただきたい。これは、筆者がセンター長を務めている、一般財団法人ベターリビングのサステナブル居住研究センターの研究成果として発表したもので、2020年、2030年のわが国の住宅ストックの状況予測を、人口ピラミッドに倣い、「築年ピラミッド」として表わしたものである。縦軸が築年、すなわち建設後の年数であり、横軸は該当する住宅の戸数である。右側に木造、左側に非木造と、分けて表示しており、それぞれに戸建てと共同建てが含まれている。

このような予測は容易ではなく、住宅の減失率の推計などにはいくつかの仮定が入っており、今後の新規建設戸数は、近年の趨勢からの予測であるが、今後の世帯数の予測から求められる必要住戸数と比較すると、的外れな推計ではなさそうである。

このグラフからわかることは、わが国は超高齢化社会が到来するが、同時に、超高齢住宅ストック社会になるという事実である。

そもそも、このような推計となる理由の一つとして、わが国の住宅の寿命は、すでにかなり長いものになっていることがある。日本の住宅の寿命が25年であるとか30年であるとか言われたのは、主に戦後から1970年頃までに建設された住宅に関する統計をもとにしたものであり、1970年代が過渡期で、1980年以降に建設されたものは、半減期がすでに50年近くと推測されて

いる。非木造の共同住宅について言えば、1970年以降の建設のものの寿命は50年を超えているとあってよい。現在、国が進めている施策の一つに、長期優良住宅制度があるが、そのベースとなっているセンチュリー・ハウジング・システムの研究を当時の建設省が行なったのは1980年からの5年間であり、それ以前の住宅が、長期耐用性の観点からみるとかなり問題を含んでいたための研究であった。いわゆる新耐震設計法と呼ばれる現行の耐震基準の基本的な部分の施行は1981年であるから、耐震性などの物理的性能に関しても、このころがターニングポイントであったと言ってよい。そして、それからすでに35年が経過しているのである。

図1の2030年、すなわち14年後の形は、2030年の人口ピラミッドの予測の形と驚くほど似ている。もし、高齢者が築年の長い住宅に住んで、若年層が新しい住宅に住むとすれば、全体のバランスとしてはフィットしているときえ言えるのである。高齢になると、住環境の変化への対応は難しくなるし、若者はつねに新しいものへの変化を求めるものであるから、暴論ではない。ただ、この図からわかるように、築年ピラミッドの高さは、人口ピラミッドの高さより2~3割低いのである。あと少し長寿命化を図り、住宅の寿命がそこに住む人間の寿命と同じ程度になればよいのではないだろうか。

二百年住宅は現実的か

住宅はもっと長持ちすべきであるという意見

もあるであろう。30数年前にセンチュリー・ハウジング・システムの開発が行なわれたときは、部品群ごとに耐用年数型というものを設定して、短い耐用年数のものを取り換えるときに、長い耐用年数型のものを傷めないで（道連れ工事を少なくして）交換できるようにしようというのが基本的な考え方であった。そして、その際の躯体の耐用年数は60年型とされたのである。それは、最低でも50年はもつように設計し、しっかりと維持管理をすれば100年はもつようなものを60年型と設定したのであり、それが百年住宅と言われるようになった経緯である。

百年住宅を目指すというのは新味がないということで、200年を目指そうという動きもあったが、それはむしろ、無責任なのではないかと筆者は考えている。そもそも、将来の技術の進歩に関して50年を超えて予測することは困難であるし、生活のしかたがどのようになっているかも想像がつかないであろう。そのなかで、変化の度合いを予測するとすれば、過去に遡って変化を見てみるべきである。

日本の住宅の造り方を大きく変えたものに、アルミサッシがある。昭和40（1965）年に本格的に始まったアルミサッシの導入は、その気密性の高さで瞬く間に日本の住宅を変え、掃除の

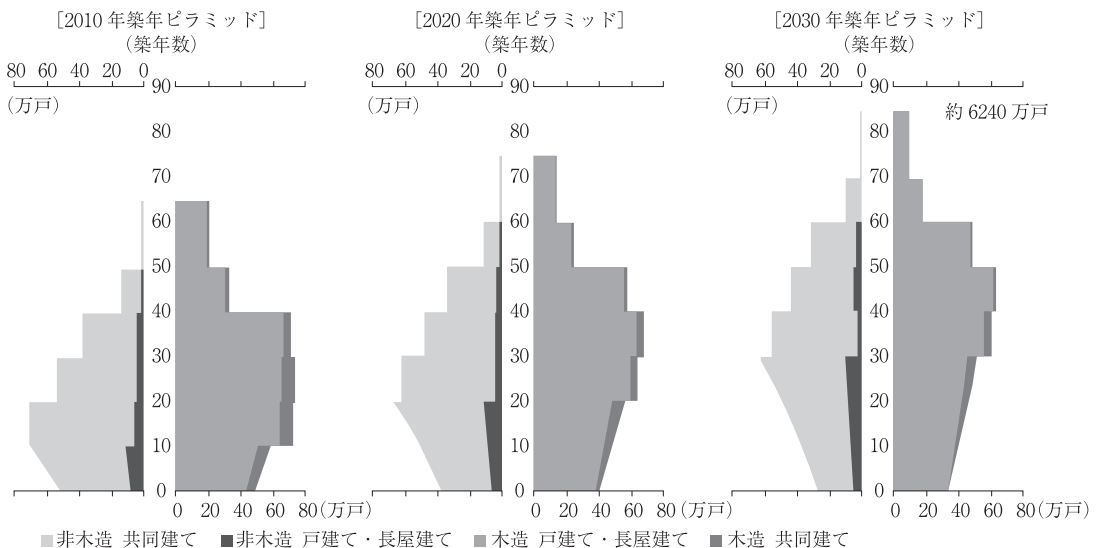
(著者写真)

ふかお・せいいち
1949年東京都生まれ。東京大学卒。同大学院博士課程修了。東京都立大学助教授、同教授（大学改組により首都大学東京教授）を経て、現在、首都大学東京名誉教授。専門は建築構法学。主な作品：「実験集合住宅 NEXT21（協働）」「繁柱の家」など。主な著書：「住まいの構造・構法」（放送大学教育振興会・2004年）など。

仕方まで変えてしまった。雑巾がけをする中間領域の縁側を不要にしてしまったのである。

しかし、その変化でさえ、そのサッシに入っている板ガラスの出現ほどは大きな変化ではない。わが国で板ガラスの本格的な生産が始まったのは明治42（1909）年で、住宅に普及するのは昭和に入ってからである。ということは、百年前にはわが国のほとんどの住宅にはガラスがなかったのである。いくら伝統的な住宅の造り方が住まいとして好ましいと言っても、現在、ガラスのない住宅を建てる人は皆無であろう。筆者は団塊の世代であり、子供の頃にはアルミサッシはなかったから、アルミサッシのない住宅の住み方は想像することができる。しかし、ガラスのないところでの住み方は想像することができない。このことが、住宅の寿命は人間と

図1—住宅の築年ピラミッド



同じ程度が望ましいのではないかと筆者が考える理由の一つである。

ともかく、「高齢住宅」をどのように使いこなすか、ということがこれからの住宅の課題であることは間違いない。

既存の住宅ストックの課題

今世紀に入ってから、特にここ数年の間に建設された住宅は、開口部には複層ガラスが使われはじめ、木造住宅に関して言えば、断熱化とそれに付随する外壁構法の耐久性の向上策等によって、質の向上が図られ、快適な住生活の場を提供するものとなっている。しかし、2030年の段階での既存ストックの過半の住宅は、熱環境一つをとっても、このままでは十分快適なものとは言えない。しっかりと断熱され、その内側にある程度の熱容量のある空間の快適さは、夏冬ともに素晴らしいのであるが、既存の住宅に住む大半の高齢者は、その良さを知らず、エアコンやストーブに頼った温度コントロールをしているのではないだろうか。

これは、省エネルギーのために断熱化をすべしということが強調されてきたため、快適さの度合いがあまり語られてこなかったことにもよるのであろう。わが国の温暖な地域においては、冷暖房費はそれほど大きな問題ではなく、特に既存ストックの断熱改修によって負荷の低減を図っても、費用対効果からすると、改修は進まないであろう。

このため、近年では、健康な暮らしを営むために、特に高齢者のヒートショック等に起因する住宅内事故を低減するために、住宅の断熱化等を進めようとする動きが盛んになってきている。このことは、望ましい動きであるが、健康上の問題だけでなく、日常の快適性の重要性を、より訴求すべきではないだろうか。

わが国の戸建住宅の特性

そのような改修・リフォームの機運が高まり、性能的な向上が図られたとしても、既存住宅ス

トックの活用には、課題が多い。

住宅の寿命が人間のそれとほぼ同じになったとして、生まれてから一生、同じ家に住む人はそれほど多くはないであろう。いたとしても、その家に住む世帯のなかでの立場は大きく変化するから、その家に満足した形で住み続けられるかどうかは疑問である。そこで問題となるのが、わが国の住宅の造り方の特性、広く言えばこの100年、狭く言えばこの50年の特徴である。それは、新築時に高度にカスタマイゼーションを行なって家を建てるという仕組みであり、その結果の顧客満足度の高さが、世界的に見ても特殊な「住宅産業」を成立させたのである。それは、いわゆるハウスメーカーによる住宅に限ったことではなく、工務店が造る注文住宅においても、建築家が設計する住宅においても、同じように見られる特徴である。

そのことは、日本の木造住宅の造り方が室町時代以降、かなりシステムティックに整備され、自由な間取りを構成する構法として成立してきたものが、大正から昭和初期にかけて、一般的な住宅の建設に広く取り入れられるようになったことと無関係ではない。さらにその生産システムが、近年の狭小な敷地にも対応できるものであったため、建売住宅も含めて、カスタマイズされた住宅によってストックが蓄積されてきたのである。

間取りの決定に居住者が容易に参加できるということに代表されるこの仕組みは、顧客満足度を高める手法として、プレファブ住宅・ツーバイフォー・在来木造を問わず、取り入れられてきた。その結果、他人の建てた住宅は「中古住宅」ということになっているのである。

カスタマイゼーションの是非

一方、共同住宅に関して言えば、公共集合住宅はもちろんのこと、区分所有法による分譲マンションに関しても、高額の特異な物件を除いて間取り等はあらかじめ決定されており、カスタマイズできる範囲は仕上げやキッチン設備等

に限られている。いわゆるお仕着せである。そのことに対して、わが国では不満や物足りなさを感じる居住者や研究者が多く、二段階供給方式などの開発が試みられてきた。高額なマンションを買うのに、どうして戸建注文住宅のような、希望に合わせた間取りのものが手に入らないのだという思いからである。

いわゆる SI 住宅、スケルトンとインフィルを分離する考え方は、耐用年数の異なる設備配管や設備部品などを躯体に埋め込まないという考え方であると同時に、間取りが自由になるシステムであるとも受け取られている。国際的には、スケルトンではなく、サポートとインフィルの分離という考え方が、「オープンビルディング」として追求されてきたが、共感をもつ建築関係者は世界的に存在していても、現実の集合住宅の建設として実例がいくつかあるのは、日本・オランダ・フィンランドくらいである。新築時のカスタマイゼーションと建設後の維持管理の柔軟性とを同時に求めた SI 住宅は、前者については広がりを見せていない。

その背景には、集合住宅が供給されている市場において、カスタマイゼーションによる顧客満足度の向上がそれほど必要とされていないということがある。そして転売時には、極端にカスタマイズされた住戸は、それが当初よりレベルの高いものになっていても、売りにくいということもある。もちろん、そのことは、リフォームのしやすい躯体という SI 住宅の特長を否定するものではないが、カスタマイゼーションの是非という問題の難しさでもある。

しかし、繰り返しになるが、戸建住宅の分野では、間取りを中心としたカスタマイゼーションが、極めて有力な供給手法として取られてきた。そしてそれが、既存住宅ストックの活用にとって、避けて通ることのできない重荷となっているのである。つまり、新築時に建て主の希望に合わせて極度にカスタマイズされた住宅は、その他の住まい手にとっては、他人の希望に合わせて作られたものと映るのである。また、そ

のカスタマイゼーションが間取りを中心に行なわれていて、その平面設計の結果が住宅の立面を構成するというのも、貧しいといわれる日本の戸建住宅地の景観の特徴となっている。

一方で、これだけ顧客満足度の高い住宅生産の仕組みを構築している国は他にはなく、その結果として住宅のレベルは確実に向上してきた。住宅のカスタマイゼーションが良いことなのか問題のあることなのかは、永遠の課題である。

既存住宅の流通

わが国は、既存住宅の流通が米国に比べて極端に少なく、それがストックを活用すべき時代において、大きな課題だと言われている。しかし、カスタマイズされて建設された住宅を入手しようとしたときに、新築時と同じような満足度を顧客に求めることはかなり難しい。そのことを解決しなくては、流通促進は図れないであろう。そもそも、「中古住宅流通」の促進と言っている時点で、ストックの捉え方が間違っているのである。

米国の戸建住宅団地の多くは、十分な広さと性能を有した建売住宅であり、その外観の改修などは、規約によって厳しく制限されている。コミュニティと呼ばれる戸建団地の住宅群は、持ち主が構成するアソシエーションが、日本のマンションの管理組合のように機能しており、顧客の住宅購入は、どの住宅を選ぶかということよりも、どの住宅団地・コミュニティを選ぶかという判断で行なわれているようである。そうすると、既存住宅ストックの流通は、わが国でもマンションの住戸の流通がある程度行なわれるようになってきているように、抵抗なく行なわれるのであろう。

となると、日本における戸建住宅ストックの流通は、かなり難しい課題であり、購入者の顧客満足度をどのように高めるのかという仕組みの構築が不可欠である。リフォーム等によってその促進を図るのは簡単なことではない。ホームインスペクションの普及等によって、流通時

の不安をなくそうというのはある程度有効な方向であるが、それはあくまでもマイナス要因を減らそうということであり、新築時のような顧客満足度を高める仕組みとはならない。

流通時の顧客満足度を高めるための有力な手段となりそうなのは、一部で始まっている情報技術を駆使したマッチングによる顧客満足度の獲得である。極めて多くの選択肢の中から、自分の要望に適した物件を見出すことができるとすれば、その満足度は相当なものとなるであろう。しかし、その満足度は、新築時に行なわれている注文への対応に比べれば、高いとはいえないであろう。既存住宅の流通を促進するための、顧客満足度に関する方策は、今後探求すべき大きな課題である。

ストックとしてのマンションの課題

いわゆるマンションと呼ばれる分譲集合住宅は1970年代以降急速に増えはじめ、現在では都市部の主要な住宅ストックとなっている。すでに述べたように、それらはいまだほとんど除却・建て替えが行なわれていないが、かなりのストックが問題を抱えはじめている。その課題の多くは、さまざまな状況にある区分所有者が、共同で適切な維持管理を行なうことの難しさなどの、ソフトな仕組みに関することであるが、それらに関する議論は専門の方々に譲るとして、本稿では、共同住宅のハードな面に関して述べてみたい。

1980年代初期に、当時の建設省によって、いわゆるセンチュリー・ハウジング・システムの開発研究が進められていたころ、民間マンションでは浴室が工場生産のユニットで造られるようになっていたが、それらのマンションは浴室ユニットの交換のことを考えて設計されてはいなかった。しかし、マンション全体の寿命、耐用年数と浴室ユニットの耐用年数は当然異なるから、将来のユニットの交換は必須である。そのような将来の配慮を十分につくした設計をすべきであるというのがセンチュリー・ハウジン

グ・システムの考え方の根幹であった。そして、集合住宅に必須の縦配管、特に汚水・雑排水の排水経路を、下階の住戸の内部に設けないことが主張された。

当時のセンチュリー・ハウジング・システムの考え方は、長期優良住宅制度などに引き継がれ、現在の戸建住宅のレベルは、当時目指したものの、もしくはそれ以上のものとなっているが、この集合住宅の排水経路については、いまだに当時の目標に届いていないものがほとんどである。しかし、今後、共同住宅のリノベーションが本格化するにあたって、このことは大きな障害になるのではないかと筆者は考えている。特に、区分所有法によっている分譲マンションでは大きな問題であろう。

マンションストックの将来については、超高層住宅の将来を危惧する声が聞こえるが、この排水経路に関しては、超高層集合住宅は優等生である。これは、超高層の場合、上層部と下層部では間取りだけでなく、住戸割まで変えることが普通であるため、住戸内に縦排水経路を取ることができないためである。新築時の市場原理で設計が決まっていることによる結果であるが、マンションストックの今後に立ちはだかる壁は、かなり高いと言わざるをえないであろう。

団地型集合住宅というストック

一方、マンションとは異なる日本の集合住宅の系譜に公共集合住宅があり、そのかなりものものが団地型の集合住宅として建てられている。この団地の住宅の寿命をどう考えるか、どのようにストックとして活用していくかも、かなり難しい課題である。例えば、UR都市再生機構が日本住宅公団として発足したのが昭和30(1955)年であるが、初期の30年代に建設されたものは建て替えが進んでいる。それに対し、1970年代前後に建てられた、メインストックと呼ばれているものは、近い将来に築後50年を超えることになるが、建替えるのも困難な状況であり、構造性能などの物理的耐久性に関しては、

さらに使い続けることが可能とされている。また、それを実行するための準備が進められている。しかし、URのストックも地域によってその置かれている状況は千差万別であり、活用の難しい住宅も少なくない。この問題は、それだけで重要なテーマであり、本稿で扱うには大きすぎるが、ここではいくつかの課題を指摘しておきたい。

その一つは、ストックのキャパシティと呼ばれる問題である。リノベーションの際などに、どのようなことが可能であるかを示す指標であるが、公共集合住宅のかなりを占める4・5階建ての中層壁式構造住宅は、その構造方式によって耐震性は担保されているものの、かなり制約の大きな躯体であり、住戸の中の壁梁などが自由なリフォームを妨げる要素になっている。さらに、階高が2.6mなどと、極端に低いため、その梁下寸法も低いのが実態である。一方、若い人々の身長は、それらのストックが建設されたときに比べて、確実に高くなっている。高齢化が進んでいる団地の今後の活性化のためには、さまざまな年齢層のミックス居住が望ましいが、その点からも、団地型集合住宅のストック活用は課題が多いと言わざるを得ない。

となると、団地のすべての住棟を活かすのではなく、残すべきものは残し、他は除却したり建替えたりすることによって、更新を図ることが考えられよう。しかし、そこで立ちほだかっているのが、団地として建てられているという事実である。個々の住棟が接道していなくても、一つの団地として敷地が構成されていれば、一団地認定という手法で建設が可能となる建て方であり、それが「団地」を形成してきたのである。その結果、団地は緑が多く、子供たちが安全に遊べる空間が広がっており、それが団地の最大の魅力であるとされている。別の見方をすると、団地の建設時に、自治体に負担をかけることができないので、公の道路などをできるだけ減らして建てたのである。その結果、年を経て、団地の中の一棟だけを建て替えようとして

も、他の住棟を含めて手続きが必要となるという仕組みになっており、それがさまざまな制約となっている。

おわりに

以上みてきたように、一口に住宅ストックの寿命と活用といっても、今後増えるものも含めて、わが国の住宅ストックはきわめて多様である。その多様さは、構造種類・生産方式に関しても多様であるだけでなく、それぞれが、時間軸上での変化が大きいものとなっている。この、わが国特有の条件に対して、どのような解を見出していくかは、われわれに課せられた大きな課題である。

特に、木造を中心とする戸建住宅と、鉄筋コンクリート造を中心とする共同住宅との間に、構法の共通性が少ないことも、わが国特有の状況である。例えば、北米西海岸の共同住宅には木造のものが多く、その構法は、戸建住宅の日本で言うところのツーバイフォーと共通したところが多い。また、ヨーロッパの集合住宅はコンクリートブロックなどの組積造で建設されているものもあって、それらは戸建の造り方と共通している。そのような状況のなかでは、住宅の維持保全の手法も共通するものが多く、特にそれを支える生産組織の融通性が高い。一方、わが国は高度成長期の大きな市場を前提として、戸建とマンションの生産組織がまったく独立して形成されてきた。これからの減少社会において、その二つの組織を別々に維持していくことは、大きな負担となろう。

一方で、ストックの活用のための方策を探ることは、ソフト面・ハード面を含めて、個別解を探る作業である。そうすると、そのことに向かい合う人材の育成こそが、この課題を解く鍵なのであり、住宅ストック活用社会に求められることであろう。

市場がグローバル化することで国際的な金融市場が国内の住宅価格変動にも影響を及ぼすようになった。今後の住宅政策を考えていくうえでも、その影響を的確にとらえることが重要になっている。

大野論文（「アジアの住宅価格と海外資本流入、為替制度、資本規制との関係」）は、中国、香港、韓国、台湾、シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシアの8カ国を対象に、資本流入が住宅市場に与える影響を分析している。まず、海外資本がアジア諸国の住宅市場に流入する経路として、直接的経路と間接的経路があるとしている。直接的経路は非居住者がアジアの住宅を取得することにより海外から資本が流入する経路、間接的経路は海外資本の流入がマネタリーベースの増大を誘発させて資本が住宅市場に流れる経路である。海外からの住宅の直接取得は限られるために、効果は限定的とも言われるが、間接効果も考えると有意な影響があるかもしれない。また、通貨価値上昇の回避策としての為替介入が外貨準備を増加させ、国内の流動性の増大を通じて資産価格インフレ・バブルのリスクを高める可能性がある。

分析結果から、所得水準が上昇すると住宅価格も上昇すること、資本取引の自由化が進んでいる国のほうが住宅の伸び率が高くなることより、自由化が進んでいる国のほうが海外資本の流入規模が拡

大し住宅市場に流入した外国資本によって住宅価格が押し上げられていることを示唆している。また、為替変動を許容しない為替政策を実施している国において住宅価格の上昇傾向が示されている。アジア通貨の先高予想と住宅価格の上昇にも正の関係がある。これらから、国際流動性の増大を背景にアジア向け海外資本の流入が増大し、それがアジアの住宅価格を押し上げてきた可能性があると言える。

ただ、大野論文で指摘しているように、分析は主として住宅価格の需要要因を扱っており、建設コストなどの供給要因は含まれていない。また、各国の住宅融資動向の影響も加味する必要がある。

アジア諸国は住宅価格が急騰した要因を、非居住者による住宅投資が原因と判断し、住宅投資を抑制する資本規制が行なわれたが、間接的経路を通じた効果があるために、規制の効果は限定的である。大野論文の分析結果は、住宅価格を制御する政策当局にとって、おおいに参考になるのではないかと思われる。



少子高齢化社会に入り、高齢者介護は社会の大きな重荷となっている。日本は世界的にも長寿国として知られているが、健康である年数である健康寿命が必ずしも十分に延びておらず、介護期間が長期化する傾向にある。また、子どもの数が減っているために、親の

ケアに対する子どもの負担がより増大している。今後、財政的に厳しくなるなかで、高齢者介護に対する社会的な支援も限られてくることを考えると、介護問題はますます深刻になるだろう。

日本では家族が介護者となることが多い。特に、長男は家を継ぐという意識もあってか、同居しているケースも多く、結果として長男夫婦が介護にあたることも多くなる。しかし、欧米では長男以外が介護を行なうことも多いという。

小川・古村論文（「親の介護を誰がするか？：兄弟間所得格差と居住地選択」）は Konrad らの研究を拡張し、伝統や慣習によらず、経済的誘因に基づく兄弟の意思決定の結果として、長男が主たる介護者になることをどのように説明できるのかという問題に挑戦している。まず、高齢の親と成人した兄弟からなる家族を想定し、自分の消費財と親の介護総量からなる効用関数を子どもが持つと仮定する。次に、長男、次男、親の順に線分上に立地点を定め、子と親が離れているほど、介護のための費用がかかるものとする。

そして、兄弟の所得差があることを仮定して、4つの均衡パターンがあることを示している。次男の所得が長男よりもかなり大きいときは、次男が親と同居して親の面倒をすべてみる。逆に長男の所得が次男よりもかなり大きいときは、長男が親と同居して親の面倒

をすべてみる。

次男の所得が長男よりも若干多いときは、兄弟とも親と同居し、両方が親の面倒をみる。

長男の所得が次男よりも若干多いときは、長男が親と同居して中心点に立地し、次男が端点に立地し、長男がより多めに親の面倒をみる。

このモデルの背後にあるのは、親の介護を相手に押しつける戦略的行動であるが、効用関数に親の介護量が含まれていることわかるように、完全な利己的プレーヤーではない。

小川・古村論文の中でも紹介されているように、第一子のほうが親のかける教育費が高く、結果として長男のほうが次男よりも若干所得が高くなるとすれば、長男が親と同居し次男が遠くに立地するという均衡となるが、ステレオタイプ的な日本の家族像を示しているところが興味深い。

介護の問題をモデル化する際には、遺産動機に着目する方法もある。また、姉妹を入れるとどうなるかなど、まだまだ拡張の余地は多い。拡張されたモデル分析の続編を是非拝読したい。

●

建物が建てられてから建築基準法が改正されたり、都市計画変更がなされたりした場合などに、新たな規制のもとでは許容されない状態になることがある。これを既存不適格という。既存不適格は合

法であるが、増築等を行なう際は、適法状態に修正しなければならない。結果として、既存不適格建築物は、長くその状態を存置する傾向が出てくる。

野原論文（「**建築基準法規制強化が既存建築物の増築・建替えに与える影響**」）は、規制強化して既存不適格になった建物について、増築等の凍結効果の計量分析を行っている。具体的には「形態不適格となった場合、増築等の件数は大きく減少する」、「旧耐震基準の建物となった場合、増築等の件数は減少しても大きなものではない、または増加する」という2つの仮説を検証している。

川崎市の容積率等の規制が導入された時期および耐震基準が強化された時期の前後3年間に新築された3階以上の商業系用途の建築物を対象としている。それぞれについて、増築や建替えの履歴を調べ、また、既存不適格であるかどうかを判定した。その結果、1804棟のデータを集めている。

分析の結果、形態不適格になると、築後30年以内に増築される建築物の割合は約7割減少し、旧耐震の場合、築後30年以内に増築される建築物の割合は約9割増加することを示している。また、形態不適格になると、築後30年以内に建替えられる割合は約6割減少し、旧耐震の場合、築後30年以内に建替える割合は約5割増加することを示している。どちらも仮説を支

持する結果である。

この結果をもとに、野原論文は、次のように結論付けている。すなわち、形態不適格となった建築物の増築等が行なわれないということは、形態不適格の状態が改善されず、建築物周囲に対する負の外部性が長期間にわたって解消されない状況にあることを意味する。そして、形態規制が建築物周囲に対する負の外部性をコントロールするものであるという規制本来の性質を鑑みると、既存の建築物を当該基準に適合するよう誘導する方策として、規制ではないより適切な方策に改善する余地がある。

また、耐震性についても、建築物の耐震性を外部性対策という観点で見ると、建築主の私的便益に応じた改善のみでは社会的に望ましい改善水準から見て過小に留まってしまうとして、現行の規制方策の改善を提言している。具体的な提言内容としては外部性に相当する対価を求めることを示唆している。

現行の既存不適格に関する仕組みは、建築状態を新築時にしかモニターできないと考えられていた時代の制度をそのまま引きずっている。現在は、航空写真や航空レーザー測量などの建築後もモニターできる仕組みが整ってきており、野原論文でも提言しているように、そろそろ制度改正すべきではないだろうか。 (Y・A)

アジアの住宅価格と海外資本流入、為替制度、資本規制との関係

大野早苗

はじめに

国際的な流動性の不動産価格に与える影響が懸念されている。2000年初頭のITバブル崩壊の緩和措置として実施された金融緩和策、また世界的に展開された信用創造を経て、国際的流動性は拡大の一途をたどり、不動産価格の上昇はアジア諸国でも見られるようになった。サブプライムローン問題が顕在化すると世界的な信用収縮が起こったが、2008年以降は主要各国が前代未聞の大規模な量的緩和策を実施し、世界全体の流動性は再び急拡大した。こうした国際的な流動性の動向に呼応するように、住宅価格変動のサイクルが世界的な現象として発生している。2008年以降、アジアの住宅価格は再び上昇したが、同時にアジア向け資本流入も増大していた。

住宅バブルの崩壊は金融機関のバランスシートを毀損し、マクロ経済に甚大な影響を及ぼす。これは1998年のアジア金融危機で各国がすでに経験したことだが、当時と異なるのは、中国でも徐々に資本自由化が進み、海外資本流入が増加しつつあったことである。

アジア各国はそれぞれ独自の為替政策や資本規制を採用しているが、いずれの国も為替変動を抑制させる為替政策を採用しており、その反映として外貨準備が累増している。これまで、多くのアジア諸国は輸出主導で経済成長を実現してきたが、その一方で自国通貨を人為的に割安な水準に誘導しているとの批判もある。成長

著しいアジア諸国にとって、資本移動を規制しながら金融政策の独立性と為替相場の安定を保つ政策を採ることは、3つの政策目標を同時に成立させることはできないという国際金融トリレンマの観点に合致したものである。

Aizenman and Jinjarak (2008) は住宅価格と経常赤字に正の関係がみられると指摘しているが、正の相関関係の根拠としては過剰消費が挙げられる。しかし、アジア諸国のように経常黒字国であるにもかかわらず住宅価格が上昇していた国も存在する。さらに、アジアの一部には経常収支が黒字であるにもかかわらず金融収支も黒字化するという双子の黒字を抱える国もあった。このことは、アジア通貨が過小評価されており、将来、アジア通貨が増価すると予想する市場参加者がアジアへの投機を拡大させていたことを暗示しており、投機資金の一部が住宅市場にも流れていた可能性がある。

これに該当する典型的な国が、まず膨大な外貨準備を抱える中国であるが、他のアジア通貨についても増価期待が形成されていた可能性があり、また外貨準備も累増している。さらに、他のアジア諸国の為替レートと人民元レートとの連動性が高まる傾向が見られるが、その背景として中国のプレゼンスの高まりが挙げられる。マレーシアは中国が2005年に管理フロート制への意向を表明した直後に自らも管理フロート制への移行を発表している。また、ドルペッグ制を採用している香港が人民元への連動性を高めるのではないかと憶測も絶えない。こうした

状況を勘案すると、人民元の先高予想は他の通貨の増価を連想させるかもしれない。こうした見方をサポートする現象として、人民元高予想が顕著になったと予想される時期にアジア各国への資本流入が急増する傾向がみられる（大野2009）。

海外資本がアジア諸国の住宅市場に流入する経路として、直接的経路と間接的経路が挙げられる。直接的経路は非居住者がアジアの住宅を取得することにより海外から資本が流入する経路である。間接的経路とは、海外資本の流入がマネタリーベースの増大を誘発させ、資本が住宅市場に流れる経路である。アジア諸国は、程度の差こそあれ、いずれの国も為替介入を実施しており、その反映として外貨準備が急増してきた。また、為替介入は原則的には不胎化されるが、為替介入の規模が膨大であれば、不胎化政策が不完全化し、為替介入がマネタリーベースの増大として漏洩し、銀行融資の増大をもたらす可能性がある。すなわち、通貨価値の上昇を回避するために実施した為替介入が資産バブルをもたらす可能性がある。

非居住者が購入する住宅は、都市部の高級住宅など、アジア国内の住宅市場のほんの一部にすぎない。したがって、非居住者の住宅投資がアジアの住宅市場に与える影響は、存在しても限定的であり、アジア諸国の全般的な住宅価格の上昇は経済成長といったファンダメンタル要因によるものとの主張もある。

しかし、上述したように、間接的経路を経由した海外資本流入の住宅市場への影響を考慮すると、海外資本流入の影響は無視できない規模で及んでいる可能性もある。水際には住宅投資以外の形態で海外資本が流入していたとしても、巡り巡って海外資本が住宅市場に流入していたかもしれない。オフショア市場を抱えるシンガポールと香港を除いたアジア諸国の資本自由化は緩やかなペースで進んでおり、また外資系金融機関による過剰な外貨建て債務が懸念される状況ではない。しかし、根強い通貨先高予想に

(著者写真)

おおの・さなえ
1970年茨城県生まれ。一橋大学商学部卒。同大学院商学研究科博士後期課程単位取得。博士(商学)。高千穂大学商学部助教授などを経て、現在、武蔵大学経済学部教授。著書：『アジアの住宅価格に関する検証：国際金融のトリレンマの観点から』（共著、日本評論社）ほか。

裏付けされた海外資本流入と急増する外貨準備を念頭におくと、アジアの住宅価格の上昇がどのような要因に起因しているのかを検証することは重要といえる。

本稿では、中国、香港、韓国、台湾、シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシアの8か国を対象に、資本流入が住宅市場に与える影響を分析する。その際に、国際金融のトリレンマにおける選択肢である資本規制、為替政策に着目し、資本規制の強度や為替変動の伸縮性と住宅価格との関係、あるいはアジア通貨の先高予想との関係について検証する¹⁾。

アジアの住宅価格に対する海外資本流入の影響を分析した研究には、Kim and Yang (2008) や Tillmann (2013) などがある。これらの先行研究とは異なり、本研究は海外資本流入が住宅価格に及ぼす影響を、国際金融のトリレンマとの兼ね合いで分析している。為替レートの安定化、自由な国際的資本取引、自律的な金融政策（および国内価格の安定）の3つの政策目標を同時に達成させることは不可能であり、いずれか2つの政策目標を選択すれば、残りの政策目標は犠牲にせざるをえない。アジア諸国には自由な資本取引を制限している国が多いが、それでも資本取引は自由化の方向にある。資本取引の自由化が進むなかで人為的な為替政策を採用すれば、国内では住宅価格を含めた価格の安定化が犠牲になる可能性がある。こうした観点から資本市場の開放度と為替レートの伸縮性を明示的に扱い、海外資本流入が住宅価格に及ぼす影響とどのように関連するかを検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節で

は本稿の実証分析に用いる資本市場の開放度の指標、為替変動と通貨の先高予想に関する指標について概観する。第2節では、アジアの住宅価格に対する海外資本流入の影響に関するパネル分析を行なう。最後に、結論を述べる。

1 アジア諸国の資本市場の開放度、為替レートの伸縮性、将来の為替予想

1.1 資本市場の開放度

本節では、3つの資本市場の開放度の指標を提示する。まずは、法定上の (*de jure*) 資本規制の指標である。先駆的な研究としては Grilli and Milesi-Ferretti (1995) や Mody and Murshid (2005) などがあり、各種の資本規制項目に関するダミー変数より市場開放度指標を作成している。さらに、Chinn and Ito (2008) は資本規制の有無を示す指標に関して主成分分析を実施し、第1成分から市場開放度の指標 (KAOPEN) を作成した。KAOPEN は資本収支勘定に関する規制だけではなく經常収支勘定の規制、為替規制、並行為替レートの有無をも包含した指標となっており、かつ規制の有無だけではなく市場開放度の強度も表している。

第2の指標は事実上の (*de facto*) 資本規制の指標である。まず、Lane and Milesi-Ferretti (2007) は対外資産と対外負債の総和の対GDP比を市場開放度の指標として採用した。さらに、Ito and Kawai (2012) は Lane and Milesi-Ferretti (2007) の指標を拡張し、グロスの資本取引量として対外資産と対外負債の和から外貨準備を差し引いたものを使用し、その対GDP比および対貿易量比の平均を市場開放度の指標と定義している。ここで、Ito and Kawai (2012) の指標を MOPEN と表記すると、以下ようになる。

$$\begin{aligned} \text{MOPEN}_{i,t} &= (\text{TALGDP}_{i,t} + \text{TALTRADE}_{i,t}) / 2 \\ \text{TALGDP}_{i,t} &= (\text{Total External Assets}_{i,t} \\ &\quad + \text{Total External Liabilities}_{i,t} \\ &\quad - \text{Official Reserve Assets}_{i,t}) / \text{GDP}_{i,t} \\ \text{TALTRADE}_{i,t} &= (\text{Total External Assets}_{i,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &+ \text{Total External Liabilities}_{i,t} \\ &- \text{Official Reserve Assets}_{i,t}) \\ &/ (\text{Export}_{i,t} + \text{Import}_{i,t}) \end{aligned} \quad (1)$$

第3の指標として以下の指標を用いる。Edison and Warnock (2003) は S&P 社と International Finance Corporation (IFC) が公表している株式時価総額のデータを用いて、以下のような外国人所有に関する規制 (foreign ownership restriction: FOR) の指標を作成した。

$$\text{FOR} = 1 - \text{MC}^{\text{IFCI}} / \text{MC}^{\text{IFCG}} \quad (2)$$

ここで、 MC^{IFCG} は S&P 指数採用銘柄の時価総額であり、 MC^{IFCI} は S&P 指数採用銘柄のうち流動性が高く非居住者でも投資可能な部分の時価総額である。したがって、FOR が高ければ、株式市場の開放度は低いと判断する。

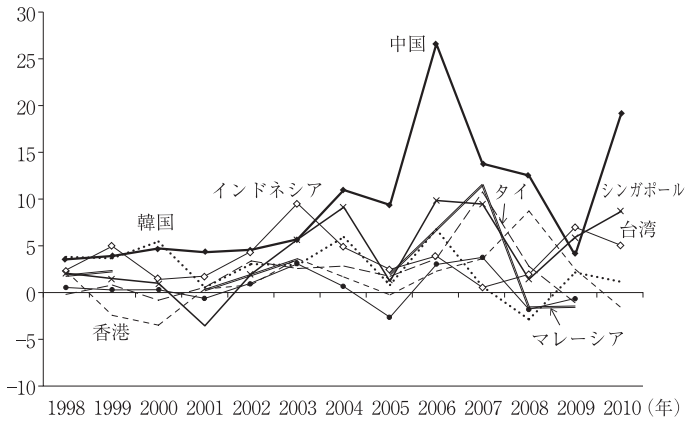
なお、KAOPEN と MOPEN は金融資本市場の全般的な開放度を示す指標であるのに対し、FOR は株式市場の開放度を示す指標である。外国人投資家が新興国に投資するルートはいくつか存在するが、概して、それらに課される規制の強度は均一ではない。そこで、KAOPEN および MOPEN と FOR の指標が住宅価格に及ぼす影響を比較することで、規制を掻い潜る海外資本流入の影響に関して分析する²⁾。

1.2 為替レートの伸縮性と為替予想

アジア諸国には資本取引に対して規制を課している国が多いが、その表裏一体の現象として、為替変動を抑制させる為替制度を採用している。また、表面的には為替変動が観察されなくても、当該国通貨に対して強い売買圧力がかかり、当該国通貨の変動を回避させるために大規模な為替介入が実施されていれば、国内経済に与えるインフレ圧力 (ないしはデフレ圧力) も異なる。例えば、經常収支も金融収支も黒字である国では当該国通貨に対する強い増価圧力が存在しているはずだが、通貨の増価を許容しなければ、為替介入が実施される。その結果、当該国の外貨準備が大幅に増加することになる。

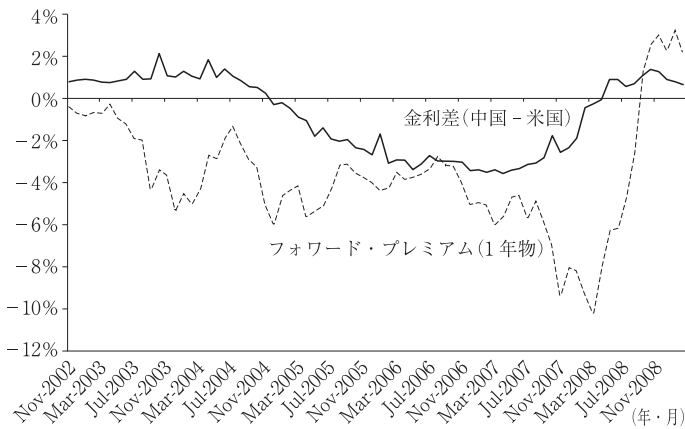
こうした通貨に対する増価圧力 (あるいは減

図1 アジア諸国のEMP指数



出所) Datastream と CEIC から収集したデータを用いて筆者作成。

図2 米ドルに対する中国人民元のフォワード・プレミアムと米中金利差



出所) Datastream と CEIC から収集したデータを用いて筆者作成。

価圧力) を測るものとして、IMF (2007) などが EMP (Exchange Market Pressure) 指数を考案している。EMP 指数は以下のように定義される。

$$EMP_{i,t} = \frac{1}{\sigma_{\Delta\%er_{i,t}}} \Delta\%er_{i,t} + \frac{1}{\sigma_{\Delta res_{i,t}}} \Delta res_{i,t}$$

$$\text{where } \Delta\%er_{i,t} = \frac{er_{i,t} - er_{i,t-1}}{er_{i,t-1}}$$

$$\Delta res_{i,t} = \frac{NFA_{i,t} - NFA_{i,t-1}}{MB_{i,t-1}} \quad (3)$$

ここで、 $er_{i,t}$ は参照通貨に対する通貨 i の t 時点での名目 2 国間為替レートである。また、 $NFA_{i,t}$ は i 国の公的対外純資産、 $MB_{i,t}$ は i 国のマネタリーベースである。また、 $\sigma_{\Delta\%er_{i,t}}$ と $\sigma_{\Delta res_{i,t}}$ はそれぞれ為替変化率およびマネタリーベースに対する公的対外純資産の階差の標準偏差であ

る。

図1 はアジア 8 か国の EMP 指数を示している。8 か国の中で、とりわけ中国が高い数値を示しており、2003 年から 2004 年の時期や 2005 年から 2006 年にかけての時期、さらに 2009 年から 2010 年にかけて EMP 指数が上昇している。中国は事実上のドルペッグ制を採用しているが、当時は人民元に強い増価圧力がかかり、通貨当局が増価圧力を緩和するために為替介入を実施していたことが窺える。また、この時期には、中国以外のアジア諸国の EMP 指数も上昇する傾向がみられる。アジア諸国には、米ドルないしは人民元に対する本国通貨の変動を抑制させる傾向がある。したがって、人民元の増価圧力が高まっている時期には他のアジア諸国にも増価圧力が高まり、他のアジア諸国も為替介入により本国通貨の増価を回避させるよう試みていたことが示唆される。

双子の黒字が発生していた一因

として、アジア通貨に対する先高予想の可能性が考えられる。図2 は米ドルに対する中国人民元のフォワード・プレミアムと米中金利差を示したものである。カバー付き金利平價が成立する状況では両者は一致するはずだが、中国では資本規制が存在するために、裁定取引は不完全となり、両者は乖離する。そこで、金利差では説明できないフォワード・レートの人民元高を人民元の先高予想ととらえてみる。

図2 を見ると、2004 年や 2007 年など、中国向け資本流入が拡大した時期に、金利差以上に人民元のフォワード・プレミアムが拡大している。こうしたフォワード・プレミアムの動きから、中国向けの海外資本流入が拡大した背景として人民元の先高予想の存在が推察される。

2 実証分析

2.1 分析モデル

以下では、海外資本流入がアジアの住宅価格に与える影響を検証する。まずは、以下のような推計式を想定する。

$$\begin{aligned} d(\ln \text{price}_{i,t}) = & \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}d(\ln \text{gni}_{i,t-1}) \\ & + \alpha_{i,2}d(\text{ir}_{i,t-1}) + \alpha_{i,3}\text{OPEN}_{i,t-1} + \alpha_{i,4}\text{FXV}_{i,t-1} \\ & + u_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 $\text{price}_{i,t}$ は t 時点における i 国の住宅価格を示す。 gni と ir はそれぞれ賃料の代理変数としての名目 GNI と名目金利である。 OPEN および FXV は資本市場の開放度と為替レートの伸縮性を表す変数である。 $\ln X$ は変数 X の対数值であり、 d は 1 階の階差オペレーターである。最後に、 u は残差を表す。ちなみに、住宅価格の動学的性質を考慮し、残差は AR (1) に従うと想定する³⁾⁴⁾。

まず、所得の増大は住宅需要を増加させ、金利の上昇は住宅需要を低下させると考えられることから、係数 $\alpha_{i,1}$ と係数 $\alpha_{i,2}$ はそれぞれ正、負の符号をとると考えられる。また、資本市場の開放度の指標として KAOPEN や MOPEN を用いた場合に、係数 $\alpha_{i,3}$ の符号が正の値を示せば、市場が開放的である国のほうが資本流入は促進することから住宅価格の上昇が顕著になると解釈できる。また、 FOR は株式市場の開放度の指標であるが、 FOR を用いた場合に係数 $\alpha_{i,3}$ の符号が負の値を示せば、株式市場が閉鎖的な国では住宅投資が代替的手段として選択され、住宅価格の上昇が促されると解釈される。最後に、係数 $\alpha_{i,4}$ が負の値を示した場合、為替変動が抑制されている国のほうが住宅価格は上昇しやすいことになるが、これは為替介入によるインフレ効果と解釈できる。大規模な為替介入を実施する場合には不胎化政策が不完全化し、マネタリーベースの増大によって増加した国内流動性が住宅市場に漏洩していると考えられる。

次に、海外資本流入と制度要因の相互作用を考察するために、以下の推計式を想定する。

$$\begin{aligned} d(\ln \text{price}_{i,t}) = & \beta_{i,0} \\ & + \beta_{i,1} d(\ln \text{gni}_{i,t-1}) + \beta_{i,2} d(\text{ir}_{i,t-1}) \\ & + (\beta_{i,3-0} + \beta_{i,3-1} \text{OPEN}_{i,t-1} + \beta_{i,3-2} \text{FXV}_{i,t-1}) \\ & \times d(\text{finflow}_{i,t-1}) + v_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 finflow は海外資本流入額の対 GDP 比である。本稿では、海外資本流入額の変数として銀行の対外債務残高と IMF 国際収支統計の金融収支に関する各資本流入項目の合計額を用いる。その意図は、非居住者による住宅購入の効果のみならず、直接投資や証券投資によって流入した海外資本が為替介入を経てアジアの住宅市場に流入する間接的経路による効果をも包含した海外資本流入の住宅価格への効果を検証するためである。

係数式 $\beta_{i,3-0} + \beta_{i,3-1} \text{OPEN}_{i,t-1} + \beta_{i,3-2} \text{FXV}_{i,t-1}$ は海外資本流入と住宅価格との関係を表すが、ここでは海外資本流入と住宅価格の関係が市場開放度と為替変動の指標に依存すると想定する。まず、係数 $\beta_{i,3-0}$ が正值であれば、海外資本流入の増大が住宅価格を上昇させることになる。また、市場開放度の指標として FOR を導入した場合に係数 $\beta_{i,3-1}$ が負値を示せば、株式市場が閉鎖的である国のほうが海外資本流入の増大により住宅価格が上昇する傾向が強いことになる。すなわち、株式市場が閉鎖的な国では、住宅投資が代替的手段として選択され、海外資本が住宅市場に流入したと解釈される。最後に、係数 $\beta_{i,3-2}$ が負値を示せば、為替変動を抑制させる為替政策を実施する国のほうが海外資本流入の増大から住宅価格の上昇につながりやすいことを意味している。海外資本流入の増大により生じた増価圧力を為替介入によって緩和させれば、為替介入の大規模化により不胎化政策が不完全化し、住宅市場へのマネーの漏洩を促進させるためである。

アジア諸国向けの海外資本流入が増大した一因として、アジア通貨の増価期待の存在が考えられる。とりわけ双子の黒字が発生していた国では外貨準備が累増しているが、そもそも資本流入が増大する背景には将来の増価期待が絡ん

であり、通貨の増価圧力を抑制するために為替介入を実施している状況にあると推察される。

そこで、将来の増価期待と住宅価格との関係を、以下の推計式に基づいて検証する。

$$d(\ln \text{price}_{i,t}) = \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1}d(\ln \text{gni}_{i,t-1}) + \gamma_{i,2}d(ir_{i,t-1}) + \gamma_{i,3}\text{EPC}_{i,t-1} + w_{i,t} \quad (6)$$

ここで、EPC はアジア通貨の増価予想を示す指標である。本稿では、アジア通貨の増価予想の指標として、米ドルに対するアジア通貨のフォワード・プレミアム、フォワード・プレミアムと金利差の格差、および EMP 指数を用いる。EPC としてフォワード・プレミアム（フォワード・プレミアムと金利差の格差および EMP 指数）を用いた場合に係数 $\gamma_{i,3}$ が負値（正值）で推計された場合には、アジア通貨に対する増価予想が住宅価格の上昇の裏付けになっていたと解釈される。

最後に、以下の推計式について検証する。

$$d(\ln \text{price}_{i,t}) = \delta_{i,0} + \delta_{i,1}d(\ln \text{gni}_{i,t-1}) + \delta_{i,2}d(ir_{i,t-1}) + \delta_{i,3}\text{VIX}_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

ここで、VIX は米 CBOE が S&P500 を対象とするオプション取引のボラティリティを元に算出し、公表している指数である。

そもそもアジア向けの海外資本流入が増大する時期には国際的な流動性も拡大している可能性が高いが、国際的な流動性の多寡はマーケット・ボラティリティとも密接に関連すると考えられる。潤沢な流動性が供給されている状況では、活発な取引が行なわれていることからマーケット・ボラティリティが低下するが、2008年のリーマン・ショックのように、流動性が枯渇し、売り手に対して買い手が極端に減少するような状況では売買が成立せず、マーケット・ボラティリティが高騰する。国際流動性の多寡が VIX に反映されているとの前提にたてば、係数 $\delta_{i,3}$ は負値を示すものと予想される。

2.2 実証結果

以下では、推計式(4)から推計式(7)に関する推計結果を示す。推計では2001年から2010年まで

のアジア8か国からなるパネルデータを用いている。推計に用いたデータは、ISI Emerging Markets の *CEIC data*、Thomson Reuters の *Datastream* を用いている。また、インドネシアの住宅価格指数は Bank Indonesia より入手している。なお、住宅価格指数としては、高級住宅とみなされるカテゴリーの価格指数を用いている。また、台湾については住宅ローン金利を採用し、それ以外の国については住宅ローン金利が入手できなかったため、銀行貸出金利を使用している。

市場開放度指標に関して、KAOPEN は著者のホームページよりダウンロードした。FOR は S&P/IFC よりリリースしている時価総額データより計算した値を用いている。また、MOPEN は(1)式に基づいて計算した値を採用した。為替レートの伸縮性の指標としては、3カ月物為替オプションのインプライド・ボラティリティの年間平均、および Reinhart and Rogoff (2004) が作成している事実上の (*de facto*) 為替制度指標（以下では RR 指数と呼ぶ）を用いた。RR index は著者のホームページにて公開されており、そこから15分類の指標 (*fine classification*) を入手した。

為替予想の変数として、本研究では米ドルに対するアジア通貨のフォワード・プレミアム、およびフォワード・プレミアムと金利差の格差を用いている。フォワード・プレミアムについては1米ドル当たりのアジア通貨の為替レートに関して3カ月物の直先スプレッド率を年換算して計算した。金利差はアジア金利から米ドル金利を差し引いたものだが、金利は年換算した3カ月物のマネーマーケット金利を用いている。金利差からフォワード・プレミアムを差し引き、乖離部分を金利差では説明できないアジア通貨の先高予想とみなしている。フォワード・プレミアムを為替予想として用いる場合にはその数値の下落がアジア通貨の先高予想を示し、金利差とフォワード・プレミアムの乖離部分を為替予想として用いる場合にはその数値の上昇がア

ジア通貨の先高予想を示すことになる。EMP 指数については(3)式に基づいて計算した数値を採用している。

推計式(4)に関する結果が表1である。まず、GNI 伸び率と住宅価格伸び率の間における正の関係が確認でき、所得水準が上昇すると住宅価格も上昇することがわかる。また、市場開放度との関係に関しては、指標として MOPEN や KAOPEN を用いた場合には正值の係数が、指標として FOR を用いた場合には Case 4 で係数が有意で負の値が得られている。以上より、まず、資本取引全般について自由化が進んでいる国のほうが住宅価格の伸び率が高くなる傾向が確認される。すなわち、自由化が進んでいる国のほうが海外資本の流入規模が拡大し、住宅市場に流入した外国資本によって住宅価格が押し上げられていた状況が窺える。また、株式市場が閉鎖的である国のほうが住宅価格は上昇しやすい傾向も示唆されており、非居住者による株式投資が制限されている場合には代替的手段として住宅投資が選択されていた可能性が考えられる。さらに、為替レートの伸縮性との関連については、インプライド為替ボラティリティ、RR 指数のいずれを用いてもマイナスの係数が得られており、特にインプライド為替ボラティリティを用いた場合には有意性も確認される。したがって、為替変動を許容しない為替政策を実施している国のほうが住宅価格が上昇する傾向が示されている。

表2は推計式(5)に関する結果を示している。表2においても、GNI 伸び率と住宅価格伸び率の正の関係が示されている。また、海外資本流入の対 GDP 比との関係に関しては、資本流入総額、銀行対外債務のいずれを用いた場合も、係数 $\beta_{i,3-0}$ は正值で推計されている。まず、海外資本の流入が増大すると住宅価格の伸び率が上昇する傾向が確認できる。また、制度変数との相乗効果をみると、FOR と資本流入総額の交差項の係数が負値で有意、インプライド為替ボラティリティと銀行対外債務の交差項の係数

が負値で有意である。

表1より、まず、市場開放度が高いほど住宅価格が上昇する傾向が確認された。この結果より、資本取引に関する制約が少ない国のほうが海外からの資本の受け入れが増大し、その一部が住宅市場にも流入していた可能性が示唆される。また、表2より、海外資本流入と住宅価格伸び率との正の関係も確認され、表1で示された市場開放度との正の関係と整合的な結果が得られている。ただし、資本取引に関する制約の強度はあらゆる資本取引に関して均一ではなく、ある資本取引項目に対して厳格な制約が課されている状況では、相対的に規制が緩い資本取引項目に資金が流れる可能性も考えられる。FOR は株式市場に関する規制の強度を示す指標だが、非居住者の株式取引に関する制約が厳しい国では住宅価格が上昇しやすい傾向が示された。さらに、海外資本流入が住宅価格に及ぼすインパクトは株式市場に対して厳格な規制が課される国のほうが大きいことも示された。

制度要因として為替制度と住宅価格との関係にも着目したが、表1では為替変動を抑制させる為替政策を採用している国のほうが住宅価格の上昇が顕著となり、また表2では海外資本流入が住宅価格に及ぼす影響は積極的な為替介入を実施している国のほうが大きくなるとの結果が示された。程度の多寡はあれ、アジア諸国では為替変動を抑制させる為替制度を採用している国が多いが、海外資本流入の増大による影響を放置すれば、自国通貨の増価を招くことになる。そこで、通貨当局は為替介入を実施することになるが、為替介入の規模が大規模化すれば不胎化政策は不完全化し、増大したマネタリーベースが住宅市場に漏洩する可能性がある。本稿の結果は国際金融のトリレンマと整合的であり、資本移動を許容する下で為替レートの安定化を図れば、物価の安定が犠牲になることを示唆している。

最後に、推計式(6)、(7)の結果を表3に示す。Case 1から Case 3までが推計式(6)に関する結果

表1—住宅価格の決定要因（市場開放度や為替レートの伸縮性との関係）

被説明変数：住宅価格指数成長率

| | (Case 1) | (Case 2) | (Case 3) | (Case 4) | (Case 5) | (Case 6) | (Case 7) | (Case 8) | (Case 9) | (Case 10) | (Case 11) |
|--------------------------|------------|----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 定数項 | 0.043 | -0.032 | 0.036 ** | -0.018 | -0.042 | -0.055 | 0.044 ** | 0.002 | -0.018 | -0.059 | 0.005 |
| GNI成長率 (-1) | 0.581 ** | 0.164 | 0.156 | 0.811 *** | 0.481 | 0.692 ** | 0.196 | 0.669 *** | 0.703 *** | 0.231 | 0.297 |
| 金利階差 (-1) | 0.385 | 0.909 | 0.366 | 0.268 | 0.619 | -0.349 | 0.374 | -0.229 | 0.276 | 0.917 | 0.408 |
| FOR (-1) | 0.044 | | | -0.142 * | | | | | -0.015 | | |
| MOPEN (-1) | | 0.028 * | | | 0.016 | | | | | 0.028 * | |
| KAOPEN(-1) | | | 0.025 | | | 0.088 *** | | | | | 0.013 |
| インプライド為替ボラティリティ (-1) | -0.007 *** | -0.003 | -0.003 * | | | | -0.002 | | | | |
| RR指数 (-1) | | | | -0.004 | -0.001 | -0.003 | | -0.002 | | | |
| Adjusted R ² | 0.083 | 0.202 | 0.067 | 0.116 | 0.057 | 0.140 | 0.090 | 0.129 | 0.153 | 0.233 | 0.120 |
| Durbin-Watson statistics | 2.093 | 2.051 | 2.059 | 1.884 | 2.076 | 1.828 | 2.032 | 1.752 | 1.950 | 2.051 | 1.940 |

注) (-1)は1期ラグ変数であることを表す。***, **, *はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。残差項はAR(1)を想定し、横断的不均一性分散を考慮したうえでのt値に基づいて有意性を判定している。

表2—住宅価格と海外資本移動との関係

被説明変数：住宅価格指数成長率

| | (Case 1) | (Case 2) | (Case 3) | (Case 4) | (Case 5) | (Case 6) | (Case 7) | (Case 8) | (Case 9) | (Case 10) |
|---------------------------------------|------------|----------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|-----------|----------|-----------|
| 定数項 | 0.019 | 0.029 ** | 0.044 *** | 0.045 *** | 0.022 | 0.003 | -0.008 | 0.035 | 0.037 * | 0.050 * |
| GNI成長率 (-1) | 0.309 ** | 0.250 ** | 0.224 * | 0.220 * | 0.548 ** | 0.527 ** | 0.633 *** | 0.087 | 0.128 | 0.049 |
| 金利階差 (-1) | -0.181 | -0.050 | -0.190 | -0.082 | -0.093 | -0.145 | -0.155 | 1.303 * | 1.137 * | 1.236 ** |
| 資本流入総額 (-1)/GDP (-1) | 108188 *** | 89989 * | 106481 *** | 89384 * | 92802 | 82993 | 80514 * | | | |
| FOR (-1)*(資本流入総額 (-1)/GDP (-1)) | | | | | -1582555 ** | -1624335 ** | -1522383 ** | | | |
| 為替ボラティリティ (-1)*(資本流入総額 (-1)/GDP (-1)) | | 10564 | | 10942 | -9371 | -103 | | | | |
| 銀行対外債務 (-1)/GDP (-1) | | | | | | | | 44403 ** | 26748 | 45361 ** |
| 為替ボラティリティ (-1)*(銀行対外債務 (-1)/GDP (-1)) | | | | | | | | -12733 ** | | -13475 ** |
| 為替ボラティリティ (-1) | | | -0.002 * | -0.002 *** | -0.004 | | | | -0.001 | -0.002 |
| Adjusted R ² | 0.298 | 0.265 | 0.261 | 0.258 | 0.211 | 0.222 | 0.295 | 0.252 | 0.192 | 0.242 |
| Durbin-Watson statistics | 2.114 | 2.209 | 2.211 | 2.221 | 2.215 | 2.221 | 2.086 | 1.990 | 1.978 | 1.983 |

注) (-1)は1期ラグ変数であることを表す。***, **, *はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。残差項はAR(1)を想定し、横断的不均一性分散を考慮したうえでのt値に基づいて有意性を判定している。

表3—住宅価格と通貨の先高予想、VIXとの関係

被説明変数：住宅価格指数成長率

| | (Case 1) | (Case 2) | (Case 3) | (Case 4) |
|----------------------------|----------|----------|------------|-----------|
| 定数項 | -0.010 | -0.007 | -0.011 | -0.007 |
| GNI成長率 (-1) | 0.359 | 0.393 ** | 0.443 ** | 0.458 *** |
| 金利階差 (-1) | -0.067 | 0.391 | 0.045 | -0.222 |
| EMP (-1) | 0.003 | | | |
| フォワードプレミアム (-1) | | | -0.717 *** | |
| 金利差 (-1) - フォワードプレミアム (-1) | | | | 0.223 |
| VIX成長率 (-1) | | | | -0.055 ** |
| Adjusted R ² | 0.204 | 0.225 | 0.205 | 0.226 |
| Durbin-Watson statistics | 1.796 | 1.694 | 1.765 | 1.687 |

注) (-1)は1期ラグ変数であることを表す。***, **, *はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。残差項はAR(1)を想定し、横断的不均一性分散を考慮したうえでのt値に基づいて有意性を判定している。

であり、Case 4が推計式(7)の結果である。

Case 2でフォワード・プレミアムの係数が有意であり、符号条件も満たしている。すなわち、先渡為替市場においてアジア通貨の先高予想が形成されている場合に住宅価格の上昇が顕著になるとの結果が得られている。金利差とフォワード・プレミアムの乖離部分およびEMP指数を用いた場合には有意性は確認されないが、符号条件は満たし

ている。そもそも、アジア向けの資本流入が増大する背景としてアジア通貨の先高予想が考えられる。とりわけ、双子の黒字をかかえる国では強い増価圧力が存在していたはずであり、増価圧力は為替介入によって吸収されていたことになる。逆に、こうした人為的な為替政策が根強い増価期待を醸成させ、海外資本流入を促進させていたとも考えられる。

アジア向けの海外資本が増大する時期には国際的な流動性が増大していた可能性が高い。主要国の金融緩和政策に加えて、金融機関による積極的な信用創造により国際金融市場における流動性が拡大し、その一部がアジアに向かったとも考えられる。潤沢な流動性が供給される時期には、活発な取引によりマーケット・ボラティリティも低位で安定するが、2008年のリーマン・ショック時のように、国際的流動性が縮小し、市場全体が売り一色に傾く状態になると、マーケット・ボラティリティは高騰する。

表3ではVIXと住宅価格伸び率の負の関係が示されている。VIXが国際的な流動性の動向を反映しているとの前提にたてば、国際流動性の増大を背景にアジア向け海外資本の流入が増大し、それがアジアの住宅価格を押し上げてきた可能性が推察される。

3 結論

本稿で得られた結果は以下の通りである。

まず、海外資本流入の増大が住宅価格の上昇を促す関係が示された。これは、外国人によるアジアの住宅取得だけでなく、直接投資や証券投資などを含めたあらゆる形態の海外資本の流入に対し、アジアの通貨当局が為替介入で対応した結果を表しているのかもしれない。こうした仮説を裏付けるものとして、為替変動を抑制させるほど住宅価格が上昇する関係も示された。また、アジア通貨の先高予想と住宅価格には正の関係が存在することも示された。

次に、資本市場の開放度が高いほど、住宅価格が海外資本流入の動向に左右されやすくなる

傾向も示唆された。一方、あらゆる資本取引に対して一律に規制が課されているわけではなく、規制の強度が相対的に緩い資本取引項目が存在する。本稿では、株式市場が閉鎖的である国では代替的投資手段として住宅投資が選択されていたことを示唆する結果が得られた。

さらに、住宅価格とVIXとの間には負の関係が示された。世界の株式市場のボラティリティが安定している時期にはインターバンク市場においても資金調達容易になると考えられる。こうした状況下では国際的な流動性が拡大し、その一部がアジアの住宅市場にも流入していた事態が推測される。

最後に、本研究の課題、および政策的インプリケーションについて述べたい。

本研究では海外資本流入の影響に焦点を当てたが、住宅価格に対しては住宅融資の動向も大きな影響を及ぼしているはずである。本研究では海外資本流入の間接的経路を念頭におくことで、海外資本流入の増大がアジア国内の住宅融資につながる可能性も含めて議論を展開したが、住宅融資は海外資本流入の影響だけではなく、当然のことながら金融機関の貸出行動に大きく依存する。こうした住宅融資の動向がアジア各国の住宅価格に及ぼす影響を検証することは今後の課題としたい。

世界金融危機の発生時における主要各国の大胆な金融緩和政策の実施により過剰流動性が世界的現象として顕在化したが、この頃より香港やシンガポールをはじめとするアジア諸国の住宅価格が急騰した。こうした事態に対応するために、アジアの政策当局は非居住者による住宅投資を狙い撃ちする政策を打ち出した。資本規制が投機的な住宅投資に及ぼす効果を見極めることも重要だが、海外資本流入の間接的経路を通じた効果の存在を考慮すると、非居住者による住宅取得のみを対象とした規制強化には限界がある。そもそも海外資本流入が増大した背景には国際的な流動性の拡大やアジア通貨の先高予想があったことを考慮する必要がある。

中長期的にみれば、アジア諸国の資本自由化はさらに推進するはずであり、それ故、より柔軟な為替制度の導入は避けがたい。資産市場を含めた国内物価の安定化と為替レートの安定化のバランスを如何に維持するかが肝要である。

注

- 1) 本稿は、Ohno and Shimizu (2015) を修正したものである。
- 2) 高橋 (2005) は、非居住者にとって、住宅は相対的に制約の緩い投資対象であったと指摘している。中国は厳格な資本規制を課しているが、資本逃避の回避を目的に、特に資本流出規制が厳しかった。また、株式投資については適格外国機関投資家に限定されているが、住宅については個人でも投資が可能であった。そこで、将来の人民元高予想も背景に、直接的経路を経由した海外資本の住宅市場への流入が拡大していた可能性がある。ただし、2000年代中盤には非居住者による住宅投資を制限する強化策が打ち出され、外国人投資家による住宅投資が事実上不可能になった。
- 3) (4)式では、説明変数が住宅価格に影響を及ぼまでの時間を考慮して、説明変数としては1期ラグ変数を用いている。
- 4) 本文で採用されている系列相関モデルの他に、1期ラグ被説明変数を説明変数に追加した状態依存モデルも採用して分析した。Anderson and Hsiao (1981) の操作変数法により推計したところ、本文と同様の推計結果が得られている。

参考文献

- Aizenman, J., and Y. Jinjark (2008) "Current Account Patterns and National Real Estate Markets," NBER Working Paper Series, No. 13921.
- Anderson, T. W., and C. Hsiao (1981) "Estimation of Dynamic Models with Error Components," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, pp. 589-606.
- Chinn, M. D., and H. Ito (2008) "A New Measure of Financial Openness," *Journal of Comparative Policy Analysis*, Vol.10(3), pp.309-322.
- Edison, H. J., and F. Warnock (2003) "A Simple Measure of the Intensity of Capital Controls," *Journal of Empirical Finance*, Vol.10(1), pp.81-103.
- Grilli, V., and G. M. Milesi-Ferretti (1995) "Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls," IMF Staff Papers, Vol.42(3), pp.517-551.
- International Monetary Fund (2007) "Managing Large Capital Inflows," *World Economic Outlook*, October, Chapter 3, pp.105-134.
- Ito, H., and M. Kawai (2012) "New Measures of the Trilemma Hypothesis: Implications for Asia," ADBI

Working Paper Series, No. 381.

- Kim, S., and D. Y. Yang (2008) "The Impact of Capital Inflows on Emerging East Asian Economies: Is Too Much Money Chasing Too Little Good?" ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration, No. 15.
- Lane, P., and G. M. Milesi-Ferretti (2007) "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004," *Journal of International Economics*, Vol.73(2), pp.223-250.
- Mody, A., and A. P. Murshid (2005) "Growing Up with Capital Flows," *Journal of International Economics*, Vol.65, pp.249-266.
- Ohno, S. and J. Shimizu (2015) "Do Exchange Rate Arrangements and Capital Controls Influence International Capital Flows and Housing Prices in Asia?" *Journal of Asian Economics*, Vol.39, pp.1-18.
- Reinhart, C. M., and K. Rogoff (2004) "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.119(1), pp.1-48.
- Tillmann, P. (2013) "Capital Inflows and Asset Prices: Evidence from Emerging Asia," *Journal of Banking and Finance*, Vol.37, pp.717-729.
- 大野早苗 (2009) 「アジアの住宅市場における海外資本流入の影響：為替政策と資本規制の観点からの考察」『武蔵大学論集』第57巻第1号、1-35頁。
- 高橋守 (2005) 「海外不動産投資」http://blog.livedoor.jp/max_squash/

親の介護を誰がするか？

兄弟間所得格差と居住地選択

小川 光・古村 聖

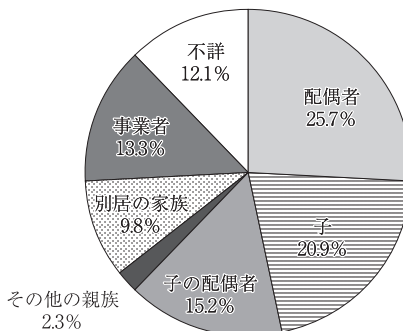
はじめに

年老いた親の面倒を誰がどのような形で見るのか？ わが国が直面する社会経済環境の変化に伴って、親の介護形態のあり方が問われている。老後の親のケアが問題となってきたのにはいくつかの要因が挙げられる。

第一の要因は、長寿化である。日本では、平均寿命の延びに比べて健康寿命の延びが小さく、健康に問題を抱える期間が延びる傾向にある（『厚生労働白書』平成26年）。このことは、高齢の親の介護問題が長期化することを意味する。第二の要因は、少子化である。兄弟姉妹の数が減少することによって、親のケアに係る子ども一人当たりの負担が相対的に重くなる。特に、若年世代ほど生涯所得が低くなる傾向が続いていることは、子どもたちの世代にとって親の介護問題の深刻化に拍車をかけている¹⁾。第三の要因は、財政の逼迫である。2000年に介護保険制度が施行されて以来、これまで家族が家庭内で担ってきた介護を、税と保険料によって賄われる財源をもとに社会全体が担っていくものとして介護の社会化が進められた。他方で、税収の伸び悩みを原因にした財政逼迫化が進み、どこまでを社会化できるのかという問いが発せられるようになってきた。

わが国では、介護の社会化を進めてきた一方で、依然として介護の場面での家族の役割は大きい。図1に示されている厚生労働省の報告によれば、要介護者を主としてケアしている主要

図1—主たる介護者（平成22年）



出所) 厚生労働省「平成22年国民生活基礎調査（介護の状況）：要介護者等との続柄別にみた主な介護者の構成割合」

介護者のうち最も多いのは配偶者であり、全体の25%を占めている。続いて、子が21%、子の配偶者が15%となっている。別居の家族（10%）とあわせると全体の75%が家族を主たる介護者としており、事業者を主たる介護者に行っているのは13%にすぎない。

家族が主たる介護者になるとき、その重要な役割を担うのが子どもたちである。兄弟姉妹（以下では、男女の違いに言及することなく兄弟と表現する）がいない一人っ子の場合、その子どもが主たる介護者になるのが自然である。他方で、兄弟がいる場合は、事情が複雑になる。兄弟の間で誰が主として高齢の親の面倒を見るのかという問題が生じるのである。

この問題に対して、現実には興味深い事実を提供している。西洋と東洋で異なる傾向を示しているのである。例えば、Konrad et al. (2002) はドイツのデータをもとに、長男以外の兄弟が

(著者写真)

おがわ・ひかる
1970年東京都生まれ。名古屋大学経済学部卒。同大学院経済学研究科博士課程修了。名古屋大学大学院教授等を経て、現在、東京大学公共政策大学院教授。論文：“Capital Mobility ; Resource Gains or Losses? How, When, and for Whom?” *Journal of Public Economic Theory*, 2016 (共著) など。

(著者写真)

こむら・みづき
1986年愛知県生まれ。金城学院大学文学部卒。名古屋大学大学院経済学研究科博士課程修了。名古屋大学高等研究院特任助教などを経て、現在、武蔵大学経済学部准教授。論文：“Fertility and Endogenous Gender Bargaining Power,” *Journal of Population Economics*, 2013, など。

親のケアを行なう傾向があるという見解を示している。この傾向は、使用データの期間を変えてドイツを対象に分析を行なった Reiner and Seidler (2009) やアメリカを対象に分析を行なった Maruyama and Johar (2016) などによっても示されている。逆に、McLaughlin and Braun (1998) や Liu and Kendig (2000) は、中国などを例に挙げ、東洋において長男が主たる介護者になる傾向があることを示唆している。日本においても、平均的に見れば長男が主たる介護者になる傾向があるといえよう。通常、介護を行なう場合には同居する傾向がある。主たる介護者を見るのに、親との同居率を代理変数としてみてみれば、長男が親と同居する割合が高い。例えば、廣嶋 (1991) では親と同居する割合は年々低下しているものの、いつの時代も長男が他の兄弟に比べて親と同居する割合が高いことを示している²⁾。

高齢の親のケアを兄弟のうち、いずれが行なうのか。この問いに答えるためのひとつのアプローチを示したのが Konrad et al. (2002) である。彼らは、長男と次男の間の戦略的相互依存関係から、次男が親の主たる介護者になる理論モデルを提示した。彼らの先駆的な研究は少なくとも2つの点で重要な意義を持つ。第一は、親の介護を行なうという意思決定と、親と同居するのか、あるいは親と別居するのかという居住地選択を関連付けるモデルを提示していることである。ふるさとに親を残して都会で働く子どもというひとつの典型的な例を出すまでもなく、親の介護をどこでどのように行なうかは、

「距離」という空間的要素が強く関係してくる問題であり、それをホテリングの立地モデルを用いて解析することに成功している。第二は、実証研究で示されている次男が主たる介護者になるという事実を説明するモデルの提示を行なっている点である。単に、慣習や文化といった非経済的要因ではなく、経済的動機に基づく兄弟の意思決定の結果として、次男が介護者になるという均衡を導いたのである。

Konrad et al. (2002) の研究は、後続する研究を多く生み出す先駆けとなった。他方で、彼らの研究は確かに、西洋諸国で観察される傾向をうまく説明しているが、先に述べたように、東洋、とりわけ東アジアで観察されるような、長男が主たる介護者になるという状況を説明するには至っていないことになる。

伝統や慣習に寄らず、経済的誘因に基づく兄弟の意思決定の結果として、長男が主たる介護者になることをどのように説明できるだろうか。本稿は、Konrad et al. (2002) の研究を拡張することによって、この間に答えることを目的としている。本稿で着目するのは、兄弟の差異である。Konrad et al. (2002) では、兄弟の違いを居住地選択のタイミングに求めていた。すなわち、兄のほうが弟よりも、親元に住み続けるのか、あるいは親元から離れて居住するかについて、弟よりも早い段階で決定するという想定である。兄弟間の年齢差があることから、十分に妥当な仮定であり、そこから興味深い結論を導いている研究であるが、果たして兄弟間には、それ以外に大きな差異はないのだろうか。仮に

あるとした場合に、それが兄弟の意思決定にどのような影響を与えるのだろうか。

本稿で取り上げる兄弟の差異は、兄弟間での所得格差である。外国のデータを用いた Behrman and Taubman (1986) や Black et al. (2005) らの研究では、兄のほうが弟に比べて教育年数が長く、かつ平均的に見て所得も高い傾向があることを示している。同様の傾向は、日本においても見られている。例えば、橋木・八木 (2009) は、長男であることは学歴を大きく高める効果を持つという結果を示しているし、小野 (2015) も、親の教育期待度は1人目の子どもより、出生順が遅い子どもに対するほうが低いという結果を提示している。また、ベネッセ・朝日新聞・東京大学の共同研究によれば、2人目の子どもへの学校外教育費を1とすると、1人目の子どもへのそれは1.1であるという結果を得ている³⁾。さらに、保田(2008)は、1975年以降、第1子の学歴が高い割合は26%、第2子の学歴が高い割合は19%で推移していることを明らかにするなどしている。そして、Fontaine et al. (2009) や Reiner and Siedler (2009) が示すところでは、本人の特性だけでなく、兄弟との特性の違いが本人の介護参加に影響を与えるとしており、兄弟間の差異と介護形態の関係を理論的に分析する意義が見て取れるのである。

そこで本稿では、Konrad et al. (2002) の研究を兄弟間で所得格差がある状況に拡張した分析を行なう。この拡張によって、彼らが示していた西洋的な介護形態、すなわち、次男が親と同居して主たる介護者になるという均衡だけでなく、東洋的な介護形態、すなわち、弟は親元を離れる代わりに、長男が高齢の親と同居して主たる介護者になるという均衡を導くことができる。この結果から、必ずしも文化や慣習によらずに、所得で表される兄弟間の差異が介護形態に影響を与えることが示されることになる。

本稿の構成は以下の通りである。1節では、実証研究を中心に介護形態を明らかにした先行研究を簡単に整理しておく。2節では Komura

and Ogawa (2016) の研究内容を紹介し、兄弟間の所得格差が均衡における介護形態に与える影響を考察する。さいごに、結果をまとめるとともに若干の政策含意を述べることにする。

1 誰が主たる介護者になっているか

親子の居住地選択と兄弟間の介護負担の問題を経済学の枠組みの中で分析する研究は Konrad et al. (2002) によって始まったといつてよいであろう⁴⁾。彼らは、長男が弟よりも先に居住地の選択を行なうという有利性を生かすことで、弟に介護負担を押し付けることを意図して親から離れた場所に戦略的に居住地選択を行なうという理論仮説を提示した。そのうえで、その仮説をドイツのデータ (German Aging Survey 1996) によって実証し、長子が親から離れた場所に戦略的に居住することを確認している。

その後、German-Socio-Economic Panel (ドイツ) の1991年、1996年、2001年のデータを用いて、彼らの見解を再検討する研究が Rainer and Siedler (2009) によって発表されている。それによれば、親と同居したり近所に住んだりしている割合は、長子で47.8%、次子で53.7%となっていること、また、親の居住地と異なる町やそれ以上に遠方に住む割合が、長子で33.8%、次子で29.6%となるなど、確かに次子が主たる介護者になる傾向がみられるものの、これらの差は統計的に有意な結果とはいえないとしている。そのうえで、Konrad et al. (2002) が示した長男が次男よりも先に居住地選択を行なう優位性を弟が事後的に打ち消す行動をとる可能性を示すことによって、長子の戦略的優位性に懐疑的な見解を示している。

Konrad et al. (2002) の検証をさらに進めた研究に Maruyama and Johar (2016) がある。彼らは、兄弟の相対的な特性で介護分担が変わる結果に関する実証研究の包括的なサーベイをしたうえで、アメリカの Health and Retirement Survey を用いて、介護をするという行動に伴う外部性の性質と大きさ、介護提供量が

過小か過大か、親子・兄弟間のゲームの構造や均衡の性質、先導者の利益の大きさや家族ごとの異質性を明らかにするなど、多面的に兄弟の介護分担について考察することを試みている。分析の結果から、彼らは介護活動には確かに正の外部性があり、非協力的な兄弟の戦略的行動により、相手の介護提供に対するただ乗り効果が発生し、介護が過小に行なわれていることが明らかになっている。

上記3つの研究は、西洋において弟が主たる介護者になる傾向を指摘しているのに対し、アジアの国々に観察される現象を文化的なものによって説明する試みが、社会学的な文献でなされている。たとえば、Liu and Kendig (2000) は、東洋の国々では儒教の教えに倣い長男が親の介護の責任を負うという点について言及している。また、McLaughlin and Braun (1998) も、東アジア諸国において長男が高齢の親の介護負担を行なう傾向があるとしている。特に、儒教調和や団結、家系の存続を重要視する国として日本と中国を例に挙げており、こうした価値観が、結果として文化や規範としての年功序列を生み出し、高齢者の介護は子どもが、とりわけ長男が主たる権限と責任を持つという考えにつながっていると指摘している。

日本を対象に、兄弟による介護の分担問題を量的に分析する研究も存在する。Kureishi and Wakabayashi (2010) は、「家族についての全国調査 (1998-2003年)」におけるデータを用いて、一人っ子 (27.8%)、長子 (20.5%)、長子以外の子ども (14.3%) の順番で両親と同居しており、長子のほうが次子以降の子どもよりも親と同居する傾向が強い点に着目している。そして、日本において親が長男と同居する傾向が強い理由として、長男が、両親に自分の幼少の子どもの世話をしてもらうことを期待しているという仮説を提示し、その理論仮説を支持する実証結果を得ている。

さらに、Wakabayashi and Horioka (2009) は、「1998年家族についての全国調査」の記述

統計では、親に2人以上の子どもがいる場合、長男が親と同居する割合が43.7%と比較的高い数値を示していることをもとに、日本で長男が高齢の親と同居する要因について考えられるいくつかの仮説の検証を行なっている。具体的には、高齢の親が家や家業を継ぐ子どもに遺産を与えるとする「王朝仮説」、高齢期に面倒を見てもらえる子どもに遺産を与えるとする「利己的ライフサイクル仮説」、高齢の親が子どもに対し利他的であり、特に病弱であることなどを理由に稼得能力が低い子どもに多くの遺産を与えるとする「利他的親仮説」、そして社会的規範や伝統によって親と子どもの関係が決まると考える「社会的規範仮説」である。

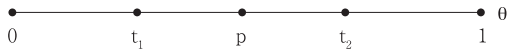
彼らは、どのモデルも一定程度の説明力を見せつつも、他のモデルに比べると利他的親モデルの説明力が低い傾向を明らかにしている。さらに、誰が親と同居するのかという問題に対して、子どもが受ける教育水準が影響を与えることを指摘している。

長子が親の介護を行なう状況は、大まかな傾向として東洋で観察されるものであるとしたが、長男が親の介護を行なう状況は、ヨーロッパで観察されることもある。Fontaine et al. (2009) は、親の介護分担を兄弟間の特性の違いによって決まることを理論的に提示し、ヨーロッパ10カ国を対象にした Survey of Health Aging and Retirement in Europe の2004年データを利用して分析している。分析の結果は、高齢の親は他の子どもに比べて長子に介護を頼る傾向を示しており、儒教や慣習など、宗教、文化的要因にとらわれず、洋の東西を問わずに観察される状況を議論する必要性を示唆している。

2 兄弟間格差と介護形態：モデル分析

成人した子どもの居住地選択と高齢の親に対する介護の分担問題を考えてみよう。ここでは、居住地選択と戦略的な介護分担問題に焦点を絞るため、性差を分析から除外し、男性の兄弟の問題として考える。

図2 一親と子どもの居住地選択



いま、高齢の親と、この親に対して利他的な二人の成人した子ども ($i=1,2$) から構成される家族を考えよう。長男を $i=1$ 、次男を $i=2$ と表すことにする。子ども i の効用関数は以下のとおりである。

$$U_i = x_i^\alpha G^{1-\alpha}$$

子ども i は私的消費財 x_i と親が子どもから受ける介護の総量 G から効用を得ると想定している。ここで、 $1-\alpha$ は子どもの親への利他性の度合いを示す。仮に、 $\alpha=1$ であれば、子どもはまったく利他的な選好をもたず、 $\alpha=0$ のときには自分の消費から効用を得ることなく、親の介護のみから満足を得る状況を意味する。子ども i が親に提供する介護量を g_i として、親が受ける介護の総量については、兄弟がそれぞれ提供する介護量を足し合わせたものとする ($G=g_1+g_2$)⁵⁾。

子どもと親は居住地を選択する。それぞれが居住地として選択可能な空間を $\theta \in [0,1]$ とする。 t_1 と p を子ども i と親の居住地とし、居住地移動に際する費用はないものとする。図2は子ども二人と親の居住地の関係を一つの例として示したものである。

子ども i の予算制約式は以下のように与えられるとする。

$$y_i = x_i + (1+T_i)g_i$$

ここで y_i は子ども i の所得であり、 $T_i \equiv |t_i - p|$ は子ども i と親の居住地の距離を表している。所得 y_i は外生変数であるが、居住地 t_i は子ども i が選択できる。仮に子ども i が親と同居することを選択すれば $T_i=0$ となる。子ども i と親の居住地が最も離れる場合は $T_i=1$ となる⁶⁾。

親と子どもの意思決定は以下の順序でなされるとしよう。

第1段階：長男 ($i=1$) が居住地 t_1 を選択する

第2段階：次男 ($i=2$) が居住地 t_2 を選択する

第3段階：親が居住地 p を選択する

第4段階：長男と次男が、それぞれ、親へ提供する介護量 g_i を決定する

それぞれの決定から導かれる均衡は、部分ゲーム完全均衡として求められる。そのため、第4段階における子どもの効用最大化行動を考えると、子ども i が提供する介護量を以下のように得ることができる。

$$g_i = \frac{(1-\alpha)y_i}{1+T_i} - \alpha g_j$$

この式から、子ども j が提供する親への介護量が増えれば、子ども i は自らが提供する介護量を減らす行動をとることがわかる。すなわち、子どもは、もう一人の兄弟が提供する親への介護にフリーライドする誘因を持つことになる。以下では、 $\alpha=0.5$ として表記を単純化したうえで、得られる均衡を描写していこう。

上式のもとでは、均衡において子どもから提供される介護量は、子どもと親の居住地間の距離 T_i と子どもの所得 y_i の大きさによって、以下の3つに類型化される。

- (i) 長男のみが親へ介護提供する ($g_1 > 0, g_2 = 0$)
- (ii) 次男のみが親へ介護提供する ($g_1 = 0, g_2 > 0$)
- (iii) 長男、次男ともに親へ介護提供する ($g_1 > 0, g_2 > 0$)

上記(i)-(iii)ごとに子どもと親の居住地選択を分析すると、均衡における居住地および介護提供量が得られることになる。その結果は、兄弟間の所得比 ($\beta \equiv y_2/y_1$) を横軸にとって、図3にまとめられている。以下では、兄弟間の所得格差に着目しながら、どのような均衡が生じるのかを見ていこう。

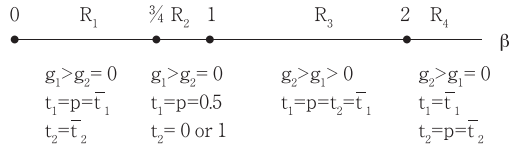
はじめに、R4の領域を見てみよう。これは、次男の所得が長男に比べて十分に大きい兄弟を想定した場合の均衡を表す。ここでは、次男が親と同居 ($t_2=p$) して、親の面倒をすべて次男がみる ($g_1=0, g_2>0$) という状態になって

おり、Konrad et al. (2002) が示した均衡と同じものが導かれている。この状況になる理由は、以下のように説明できる。

第4段階において、兄は親への介護提供を行なうのに十分な所得をもっておらず、すべての介護提供が弟によって行なわれる。第3段階で親は、長男と次男のどちらに面倒を見てもらうかと考えるわけであるが、上記のことを予想できるために、次男に面倒を見てもらうことを望む。なぜならば、子どもの予算制約式からわかるように、親と子どもが離れて住むと、その分だけ介護提供のコストがかさみ、子どもによって提供される介護量が減少してしまうことを読み込むためである。そうすると、第2段階において、居住地を選択する次男は、どこに居を構えても親が自分に介護を期待して、自分の居住地に移動してくることを予想できる。加えて、長男からの介護提供が期待できない。そのため、次男としてはどこに居住しても、長男からの介護提供を促すことができないので、 $\theta \in [0,1]$ のどこに居住することも無差別となる（図3では、便宜上、次男の居住地点を \bar{t}_2 と表記している）。長男は、親が次男と同居する行動をとること、また、次男が親の面倒をすべて見ることを予想できるので、第1段階において、自らがどこに居住することも可能となるのである（図3では、便宜上、長男の居住地点を \bar{t}_1 と表記している）。

R4の領域とまったく逆の帰結が生じるのが、長男の所得が次男に比べて十分に大きいR1の領域である。ここでは、弟の所得があまりに低いため、次男による介護提供がまったく期待できない。そのため、親は第三段階の居住地選択において、長男と同居することを希望する。次男は、自らが親の面倒を見ないこと、親が長男と同居して、結果として長男が親の面倒をすべて見ることを予想できるので、第2段階の居住地選択は、どこに居を構えても無差別となる。そして、第1段階における長男の居住地選択も同様に、どこか特定の居住地点を希望することはない。なぜならば、どこに居住したとしても、

図3—均衡のターン ($\beta = y_2/y_1$)



親が自分と同居し、次男からの介護提供は期待できないためである。

次にR3の領域を見てみよう。ここは、次男のほうが長男に比べて所得が高いが、その差はそれほど大きくない状況を表している。このとき、兄弟ともに親への利他性を有しているので、提供する介護量としては所得の高い次男のほうが長男よりも大きくなるが、長男も一定程度の介護提供を行なう状態にある。兄弟ともに介護提供を行なうが、所得の高い次男のほうがその提供量は大きいので、第3段階において、親は次男と同居することを希望する。第2段階において、次男は親が自らと同居し、自分が親の面倒を見ることになることを予想できるので、長男にも介護分担してもらい、自分の負担量を減らすことを望む。長男により多くの介護提供を行なってもらうためには、親と長男の居住地距離で表される介護コストを下げればよい。そのために、自らが親とともに長男の居住地へ移動することで、長男により多くの介護負担をしてもらうことが可能になる。そうすると、第1段階において長男は、どこに居住地を構えても無差別となる。なぜならば、弟と親が必ず自分の居住地に移動してくることを予想できるためである。

最後に、長男のほうが次男に比べて若干所得が高いR2の領域を見てみよう。ここでは、R3の領域とは逆に、提供する介護量としては所得の高い長男のほうが次男よりも大きくなるが、次男も一定程度の介護提供を行なう状態にある。このとき、親はより介護提供量が大きい長男と同居することを望む。R3のときと同様に、親と同居する長男は、次男にも介護負担してもらい、自らの負担を小さくする誘因を持つ。したがって、長男はその居住地選択において、次男

が居住する場所へ親とともに移動しようとする。ところが、次男は、長男の居住地選択を見てから自らの居住地を選べるので、常に、長男（および親）の居住地から離れた地点に移動してしまう。長男と同じ居住地点を選択すると、自らも介護負担を行わなければならない一方で、長男の居住地から離れるほど、長男による介護提供にフリーライドできるためである。結果として、なるべく自分（と親）から離れようとする弟の行動を読み込んで、その差が最小となる地点0.5に長男と親が居住し、そこから最も離れた地点0もしくは1に弟が居住することになる。

以上をまとめると、Konrad et al. (2002) が示した均衡、すなわち次男が主たる介護者になるという状態は、兄弟間の所得格差を考慮した場合、次男の所得が長男に比べて十分に高い場合には、依然として生じることになる。他方で、長男のほうが次男に比べて所得が十分に高い場合には、長男が居住地をどこにするかによって次男の介護提供にフリーライドできるというアドバンテージを利用することができなくなり、結果として、所得の高い長男との同居を希望する親の行動を受けて、長男が親と同居し、親の面倒を見ることになるのである。

まとめ

本稿では、誰が高齢の親の介護を行なうのかという問いに対する研究を整理し、そのうえで、先行研究で十分な考慮がなされてこなかった兄弟間の差がもたらす影響をとらえるための理論研究を提示した。

ドイツをはじめ複数の西洋諸国では、次男以降の子どもが親の主たる介護者になる傾向があるというデータを踏まえて、それを説明する理論を Konrad et al. (2002) が提示している。しかし、それらでは、東洋諸国で見られる事実、すなわち、長男が老後の両親の面倒を見る傾向があるという点を説明できていないことになる。長男が主たる介護者になるということを、介護

をしてもらうために財産を残すという戦略的遺産動機、あるいは、そのほかの慣習、伝統、規範といったもので説明することは可能であろう。しかし、Konrad et al. (2002) の研究と同じ立場で、すなわち、慣習や伝統といった要因に頼ることなく、経済的誘因に基づいて、長子が親の主たる介護者になるということを説明することはできないか。それに対する一つの回答を提示したのである。

本稿で導かれる結論で主要な役割を果たすが、兄弟間の所得格差である。Konrad et al. (2002) が、次男以降の子どもが主たる介護者になるとする結論を導くのに重要な役割を果たしているのが、自分以外の兄弟による介護提供にフリーライドするための戦略的な居住地選択動機が存在である。兄弟の中で最初に居住地を選択できる長子が、戦略的に親元から離れることによって、その後に意思決定を行なう次男以降の兄弟たちが、親元にとどまらざるを得ない状況を作り出し、もって、彼らが提供する介護供給にフリーライドできるというものである。本稿で示したのは、長子が最初に居住地選択を行なうことから得られるそのような優位性（利益）が発揮できるのは、兄弟間の異質性を意思決定の順に限定したときのみであることである。長子の所得に比べて、弟たちの所得が低く、一定水準に満たないときには、彼らによる親への介護提供が十分にできない状態となることが予想できる。そのような場合、長子が弟たちの介護提供にフリーライドすることができず、むしろ、自らが主たる介護者になるほうが、利他性を持つ子どもの身からすると効用が高くなるという状態が生じる。その場合、主たる介護者として介護負担のコストをなるべく低くしようとする長子は、親元に居住し、自らが親の面倒を見ることになる。この時は、弟が長子の介護提供にフリーライドすることになるのである。

以上のメカニズムに基づけば、誰が親の面倒を見るかという問題に対する答えは、長子がどこまで先導者の優位性を発揮できる環境に置か

れているかということによってくる。ただし、ここでは介護問題を兄弟の居住地選択と関連付けて分析するための理論モデルを提示している段階にとどまっている。それによって、兄弟間の所得格差が先導者の優位性の利用可能性に影響を与えるという理論仮説を提示しているわけであるが、そのほかにも、さまざまな要因が考えられるであろう。そのなかには、政府による直接、間接的な介護支援政策も含まれるかもしれない。本稿では、政策面での議論は行っていないが、何が居住地選択に影響を与える要因となりうるかという検討と併せて、望ましい介護形態、およびそれに近づくための政策に関する理論的検討が今後必要とされるであろう。

* 本研究は公益財団法人かんぽ財団平成25年度の助成による成果、および（独）経済産業研究所におけるプロジェクト「少子高齢化における家庭および家庭を取り巻く社会に関する経済分析」の成果の一部をまとめたものである。

注

- 1) 例えば、増島他（2009）は、2005年時点で15歳のコーホートの生涯所得は、2005年時点で65歳のコーホートの生涯所得よりも割引現在価値で換算して36%低くなるという推計を行なっている。
- 2) 例えば、1980-84年の間に結婚した兄弟のある子どものうち、長男が親と同居している割合は40.6%、次男が親と同居している割合は18.5%であった。
- 3) ベネッセ・朝日新聞社・東京大学「学校教育に対する保護者の意識調査2008」。
- 4) 兄弟間の介護分担に関する研究の包括的なサーベイとしては、中村・丸山（2012）を参照されたい。
- 5) 具体的には、 g_i を子どもが親と面会（親を訪問）する回数と考えればよい。
- 6) ここでは労働供給を外生に与えているので、 y_i は非労働所得であると解釈し、子どもが得る所得は居住地などに依存しないと仮定している。

参考文献

- 小野ルチヤ（2015）「親の教育投資におけるきょうだい間差別：子どもの数・出生順・性別に着目して」『同志社政策科学研究』第16巻2号、37-51頁。
- 橘木俊詔・八木匡（2009）『教育と格差——なぜ人はブランド校を目指すのか』日本評論社。
- 中村さやか・丸山士行（2012）「子から親への世代間移転についての研究動向」『経済研究』第63巻4号、318-332頁。

- 廣嶋清志（1991）「近年における親との同居と結婚」『人口問題研究』第47巻3号、53-70頁。
- 増島稔・島澤諭・村上貴昭（2009）「世代別の受益と負担——社会保障制度を反映した世代会計モデルによる分析」内閣府 ESRI Discussion Paper, No.217。
- 保田時雄（2008）「教育達成に対するきょうだい構成の影響の時代的变化」『大阪商業大学論集』第4巻2号、115-125頁。
- Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes（2005）“The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120(2), pp. 669-700.
- Behrman, J. R., and P. Taubman（1986）“Birth Order, Schooling, and Earnings,” *Journal of Labor Economics*, Vol.4(3), pp.121-145.
- Fontaine, R., A. Gramain, and J. Wittwer（2009）“Providing Care for An Elderly Parent: Interactions among Siblings?” *Health Economics*, Vol.18(9), pp. 1011-1029.
- Komura, M. and H. Ogawa（2016）“The Prodigal Son: Does the Younger Brother Always Care for His Parents in Old Age?” IZA DP No. 9732.
- Konrad, K. A., H. Kunemund, K. E. Lommerud, and J. R. Robledo（2002）“Geography of the Family,” *American Economic Review*, Vol.92(4), pp.981-998.
- Kureishi, W., and M. Wakabayashi（2010）“Why Do First-Born Children Live Together with Parents?” *Japan and the World Economy*, Vol.22(3), pp.159-172.
- Liu, W. T., and H. Kendig（2000）“Critical Issues of Caregiving: East-West Dialogue,” Liu, W. T., and H. Kendig (eds), *Who Should Care for the Elderly?*, World Scientific Publishing Co.
- Maruyama, S., and M. Johar（2016）“Do Siblings Free-Ride in ‘Being There’ for Parents?” *Quantitative Economics*, forthcoming.
- McLaughlin, L. A., and K. L. Braun（1998）“Asian and Pacific Islander Cultural Values: Considerations for Health Care Decision Making,” *Health & Social Work*, Vol.23(2), pp.116-126.
- Rainer, H. and T. Siedler（2009）“O Brother, Where Art Thou? The Effects of Having a Sibling on Geographic Mobility and Labour Market Outcomes,” *Economica*, Vol.76(303), pp.528-556.
- Wakabayashi, M., and C. Y. Horioka（2009）“Is the Eldest Son Different? The Residential Choice of Siblings in Japan,” *Japan and the World Economy*, Vol.21(4), pp.337-348.

建築基準法規制強化が既存建築物の増築・建替えに与える影響

野原邦治

はじめに

建築基準法では、建築基準法令の改正または都市計画の決定・変更が行なわれた場合、既存の建築物についてはいわゆる「既存不適格」という状態を認めることで、ただちにはこれら改正等の後の規制に適合させることを求めず、次に増築等を行なう際に、改正等の後の規制に適合させることを求める仕組みとなっている。

この仕組みは、既存の適法な建築物が法令の改正等により違反建築物として扱われることとならないよう配慮されたものであるが、一方で、この規制の仕方には、「増築等を行なうまでは既存の建築物に対策を講じなくてもよいため、災害リスクや外部不経済が放置される」こと、および「増築等を行なう場合には強化後の規制に適合させる対策も行なわなければならないため、増築等が行なわれにくくなる」ことといった弊害が考えられる。

本稿は、このような問題意識に基づき、現行の規制の仕方が既存不適格となった建築物の増築等に与える影響について、経済学的な理論分析を行なうとともに、建築確認の情報等をもとにした計量分析手法により検証するものである。

まず、第1節で既存不適格の制度を整理するとともに、この制度が増築等に与える効果（凍結効果）について定義し、第2節では、建築主にとっての増築等の費用と便益という観点から、既存不適格に対する現行の規制の仕組みのもとでは増築等が行なわれにくくなることを理論的

に示す。第3節および第4節では、理論的に示されたことが実際の増築等の市場で起こっていることを、建築確認の情報等をもとにした計量分析手法により実証する。最後に実証結果を踏まえた考察と現行制度の課題を整理する。

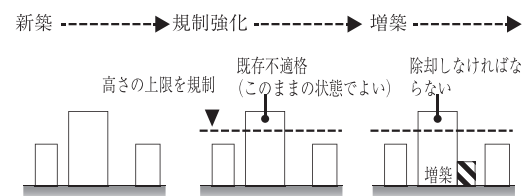
なお、既存不適格の増築や建替えを扱った先行研究としては、米野（2001）、大澤・中井・中西（2011）、水谷（2012）、があるが、これらはいずれも現行制度の下で技術的になされた工夫についての事例研究であり、本研究のような、規制強化が既存不適格の増築・建替えに与える影響を定量化して分析するものはこれまでない。

1 建築基準法の既存不適格制度と規制強化による既存不適格建築物の増築等の凍結効果

1.1 既存不適格制度の概要

建築基準法における既存不適格の仕組みは冒頭で述べたとおりであるが、具体的には、例えば図1のように、ある時点で高さの上限が規制されると、既存の建築物のなかにはその上限を超えるものが現れるが、この建築物は「既存不適格」として、当面はそのままの状態であり

図1—規制強化に伴う既存不適格発生と増築の際に必要な対策



される。しかし、ある時期に同図斜線部分のような増築をしようとする、増築だけではなく高さの上限を超えた部分の除却も併せて行なわなければならない。

1.2 規制強化による既存不適格建築物の増築等の凍結効果

既存不適格となった建築物は増築等が行なわれにくくなるということは、これまでもさまざまな場面で言及されてきた。

建築関連法制度の基本小委員会報告書『良好な建築と住環境の質を達成するための建築関連諸制度のあり方』¹⁾では、増築等の機会を捕らえて行なわれる規制の仕組みの下で「大規模な遡及を逃れるために、あえて既存不適格のまま使用し続けることによる弊害が数多く見られる」としている。

都市住宅学会シンポジウム『コンバージョンとまちづくり』報告²⁾では、パネリストの和泉洋人氏が「増改築をすることになった瞬間に、全て合わせると。猛烈な金がかかる（中略）これが、コンバージョンに対する凍結効果を持っている」としている。

本研究では、建築基準法令の改正等で規制が強化され既存不適格となった場合に増築等が行なわれなくなることを、規制強化による既存不適格建築物の増築等の凍結効果として論じる。

2 凍結効果に関する理論分析と仮説³⁾

2.1 形態不適格の建築物の場合の凍結効果

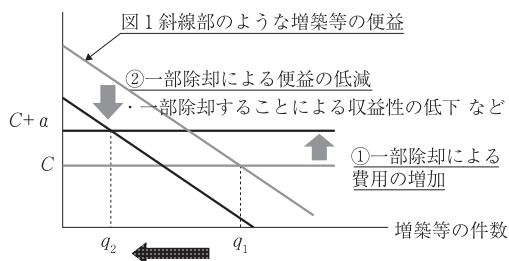
形態不適格（形態規制〈容積率、建ぺい率または高さ規制〉に対する不適格）の建築物となると、前述の図1のように次に増築等を行なう場合には、建築物の一部を除却する等の対策を併せて行なわなければならない。

この場合に、増築等の実施にどのような影響が現れるかを分析したものが図2である。図1で示した斜線部分のような増築等に加え、建築物の一部を除却する等の工事を併せて行なわなければならない場合、建築物の一部を除却する

(著者写真)

のはら・くにはる
1980年福岡県生まれ。大阪大学工学部地球総合工学科建築工学コース卒。大阪大学大学院工学研究科建築工学専攻修了。国土交通省入省、都市局まちづくり推進課係長、住宅局建築指導課課長補佐などを経て、現在、国土交通省国土政策局総合計画課課長補佐。

図2—形態不適格の建築物の場合の増築等の件数の減少
便益・費用



ための費用が追加的に必要となり（図2の①）、収益を生みだす床が減少し収益性が低下するため便益が低減（図2の②）する。その結果、増築等の件数は q_1 から q_2 に減少する。

2.2 旧耐震基準の建築物となる場合の凍結効果

旧耐震基準の建築物の場合、例えば図3のように斜線部分の増築をしようすると、既存の建物について耐震性の調査を行ない、その結果その時点での耐震基準に満たなければ、耐震化等の対策をしなければならない。

この場合に、増築等の実施にどのような影響が現れるかを分析したものが図4である。図3で示した斜線部分のような増築等に加え、建築物の耐震化等を行なわなければならない場合には、耐震化のための費用が追加的に必要となる（図4の①）。一方、耐震化することで建物の安全性が高まり、収益性の向上が見込まれることから、便益については増加する（図4の②）。その結果、増築等の件数は q_1 から q_2 に減少するか、または q_1 から q_2' に増加する。

以上2.1および2.2から、2つの仮説、すなわち、仮説①「形態不適格となった場合、増築等

図3 旧耐震基準の建築物の増築の際に必要な対策

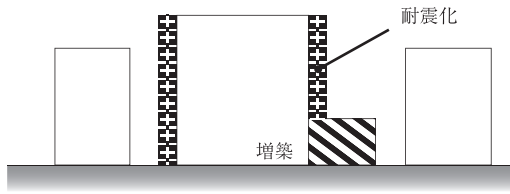
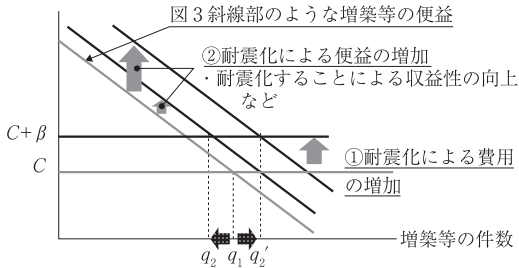


図4 旧耐震基準の建築物の場合の増築等の件数の減少・増加

便益・費用



の件数は大きく減少する」、仮説②「旧耐震基準の建物となった場合、増築等の件数は減少しても大きなものではない、または増加する」が導かれる。

3 凍結効果に関する実証分析方法

3.1 分析データの作成

実証分析では、形態不適格または旧耐震基準であることが増築等に与える影響を明らかにするが、そのためには、個々の建築物が増築等を行なっているか否か（＝個々の建築物の増築等の履歴）、個々の建築物が形態不適格か否か（＝個々の建築物の不適格状況）といった情報が必要となる。入手可能な情報にはこのような情報がないため、(1)個々の建築物の増築等の履歴の調査と(2)個々の建築物の不適格状況の把握の調査を行ない、これらの情報を分析データと

図5 建築計画概要書の情報（イメージ）

| ID | 処分年月日 | 地名地番 | 工事種別 | 主要用途 | 敷地面積 | 建築面積 | 延べ面積 | 延べ面積計 | 回数 | 高さ | ... |
|----|----------|-------------|------|------|-------|-------|--------|--------|----|------|-----|
| 1 | 1971/1/1 | 〇〇123 | 新築 | 店舗 | 300.0 | 170.0 | 550.0 | 550.0 | 3 | 12.0 | ... |
| 2 | 1991/3/1 | 〇〇123 | 増築 | 店舗 | 350.0 | 50.0 | 50.0 | 600.0 | 3 | 12.0 | ... |
| 3 | 1973/6/1 | △△456 | 新築 | 事務所 | 300.0 | 170.0 | 550.0 | 550.0 | 4 | 15.0 | ... |
| 4 | 1993/1/1 | △△456-2 | 新築 | 事務所 | 280.0 | 150.0 | 750.0 | 750.0 | 5 | 20.0 | ... |
| 5 | 1993/7/1 | △△456の一部 | 新築 | 事務所 | 100.0 | 60.0 | 300.0 | 300.0 | 5 | 20.0 | ... |
| 6 | 1995/2/1 | △△455、456-1 | 新築 | 事務所 | 400.0 | 360.0 | 1500.0 | 1500.0 | 7 | 25.0 | ... |

表1 抽出された建築物（調査対象建築物）の数

| 新築時期 | 行政区 | | | | | 計 |
|------|-----|-----|-----|-----|-----|------|
| | 川崎 | 幸 | 中原 | 高津 | 多摩 | |
| i | 171 | 62 | 131 | 73 | 44 | 481 |
| ii | 150 | 71 | 115 | 100 | 70 | 506 |
| iii | 257 | 109 | 208 | 156 | 87 | 817 |
| 計 | 578 | 242 | 454 | 329 | 201 | 1804 |

注1) 高津区および多摩区から分区した宮前区および麻生区は、それぞれ高津区および多摩区に含めて計上している。
2) 延べ面積、階数等の情報がないものは除いている。

して作成する必要がある。

(1) 個々の建築物の増築等の履歴の調査

① 調査対象

調査対象とする建築物は、川崎市⁴⁾の容積率等の規制が導入された時期（1973年12月25日）および耐震基準が強化された時期（1981年6月1日）の前後3年間に新築された建築物⁵⁾で、階数3以上⁶⁾の商業系用途⁷⁾のものである。

② 調査方法

これらの調査対象建築物を、川崎市から入手した建築計画概要書の情報（図5）から抽出する（図5の場合、ID1とID3）。抽出された調査対象建築物のサンプル数を表1に示す。

次に、抽出された調査対象建築物の個々の増築等の履歴を調査する。建築計画概要書の情報は、例えば同じ敷地で増築、建替え（新築）が行なわれていたとしても別々の情報となっており、そのままでは増築等の履歴がわからない。そこで、建築計画概要書の情報（図5）に含まれる地名地番をもとに、次の手順で調査を行なった。

図6—ブルーマップ等による図上調査（イメージ）

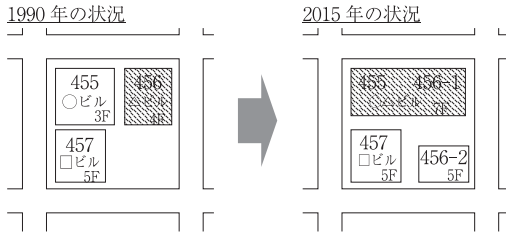
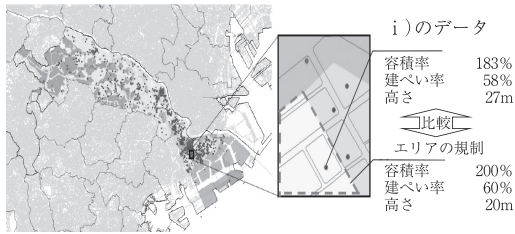


図7—調査対象建築物と都市計画の空間情報の重ね合わせおよび形態不適格の判定（イメージ）



〈増築の履歴の把握〉

- ・ 建築計画概要書の情報をもとに、抽出された調査対象建築物と同一地番または類似の地番⁸⁾で工事種別が「増築」のものを抽出。
- ・ 増築後の延べ床面積の合計が、調査対象建築物の延べ床面積に増築の増床分を加えたものであることを確認し、当該増築が、調査対象建築物の増築であると判定。

〈建替えの履歴の把握〉

- ・ 調査対象建築物の地名地番等⁹⁾をもとに、ブルーマップで立地状況を確認（図6）。
- ・ 立地状況（建物規模、名称または階数）が変わっている場合、建替えられたと判断し、建替え後の地番を確認。
- ・ 建築計画概要書の情報（図5）の中で、建替え後の地番と整合的な新築の情報を確認し、これが調査対象建築物の建替えであると判定（図6のケースでは、地番456に建築されていた建物が地番455および456-1に建築される建物に変わっていることがわかる。このことをもとに図5を見ると、ID3がID6の建物に建替えられたと判定できる）。

図8—不適格類型別 増築を行なった建築物の割合（累積）

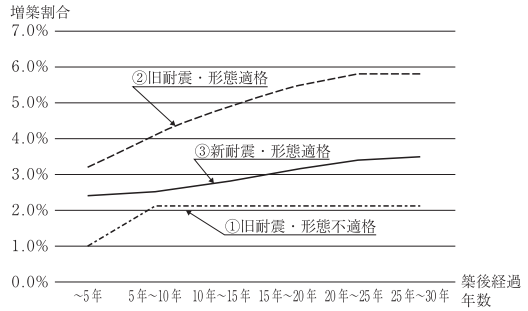
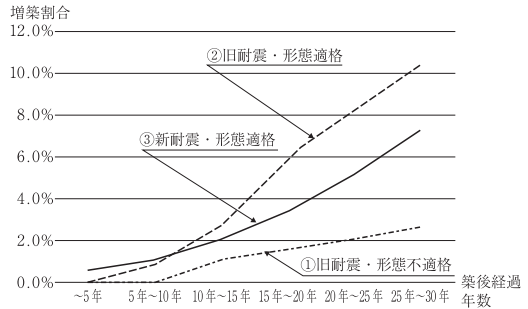


図9—不適格類型別 建替えを行なった建築物の割合（累積）



(2)個々の建築物の不適格状況の把握

次に、調査対象建築物が形態不適格であるか否かを把握する。まず、川崎市で容積率、建ぺい率、高さの規制が導入された1973年12月25日の都市計画決定時の都市計画図等¹⁰⁾を ArcGIS でトレースし、容積率、建ぺい率および高さの制限値の情報を空間情報として整備した。これに、(1)で作成した履歴データを重ね合わせ¹¹⁾、調査対象建築物の属性情報（容積率、建ぺい率および高さ）と空間の属性情報（容積率、建ぺい率および高さの規制値）を比較することで形態不適格状況の把握を行なった（図7）。

3.2 分析データの概観

3.1節で作成された分析データを単純集計すると、調査対象建築物の総数は1804棟であり、このうち築後30年以内に増築されたものが約4.8%、建替えられたものが約8.4%である¹²⁾。また、既存不適格等の類型は「①旧耐震・形態不適格」「②旧耐震・形態適格」「③新耐震・形態適格」の3類型¹³⁾あり、それぞれ分析データの約10.4%、約44.3%、約45.3%を占める。

図10—仮説①および仮説②と分析①および分析②との関係

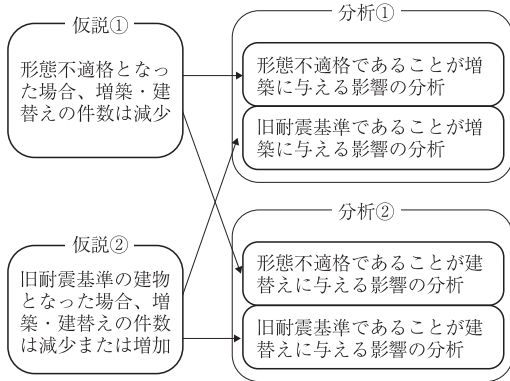


図8は、この3つの不適格類型別に増築を行なった建築物の割合を、横軸を築後経過年数として累積で見たものであり、図9は、建替えについて同様に見たものである。いずれも、②と③の比較から、旧耐震は新耐震よりも増築・建替えされる割合が高い傾向が見られ、①と②の比較から、形態不適格は形態適格よりも増築・建替えされる割合が低い傾向が見られる。

3.3 回帰分析

3.2節で見た傾向は、分析データの単純集計であり、形態不適格または旧耐震という要因だけでなく、増築・建替えに与えると考えられる他の要因（立地など）も含む結果として表れている。そこで、形態不適格または旧耐震という要因が増築・建替えに与える影響をより精緻に分析し、2.2節後段で挙げた2つの仮説を検証するため、回帰分析を行なう。

推定モデルは、築後30年以内の増築、および建替え（いずれもダミー変数）をそれぞれ被説明変数とするプロビットモデルとする。

分析は、被説明変数に応じ、分析①（形態不適格または旧耐震基準であることが増築に与える影響）と分析②（形態不適格または旧耐震基準であることが建替えに与える影響）に分けて行なう。なお、仮説①および仮説②と、分析①および分析②との関係は図10のとおり。

推定式を以下に、基本統計量を表2に、被説

表2—基本統計

| 変数名 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------------|---------|----------|--------|----------|
| 築後30年以内の増築ダミー | 0.048 | 0.214 | 0 | 1 |
| 築後30年以内の建替えダミー | 0.085 | 0.279 | 0 | 1 |
| 形態不適格ダミー | 0.101 | 0.302 | 0 | 1 |
| 形態不適格(途中で適格)ダミー | 0.003 | 0.053 | 0 | 1 |
| 旧耐震ダミー | 0.547 | 0.498 | 0 | 1 |
| 最寄り駅からの距離 | 521.069 | 395.130 | 19.287 | 3059.951 |
| RC造ダミー | 0.419 | 0.494 | 0 | 1 |
| 商業系用途地域ダミー | 0.551 | 0.498 | 0 | 1 |
| 延べ床面積 | 683.916 | 1876.542 | 39.015 | 41515.61 |
| 階数 | 3.677 | 1.270 | 3 | 14 |

注) いずれの変数も観測数は1804である。

明変数および説明変数の説明を表3に示す。

〈分析①の推定式〉

$$\text{Prob(築後30年以内増築ダミー}=1)$$

$$=\text{Prob}(y^* > 0)$$

$$y^* = \alpha + \beta_1(\text{形態不適格ダミー})$$

$$+ \beta_2(\text{形態不適格(途中で適格)ダミー})$$

$$+ \beta_3(\text{旧耐震ダミー})$$

$$+ \beta_4(\text{最寄り駅からの距離})$$

$$+ \beta_5(\text{RC造ダミー})$$

$$+ \beta_6(\text{商業系用途地域ダミー})$$

$$+ \beta_7(\text{延べ床面積}) + \beta_8(\text{階数}) + \epsilon$$

$$\text{Prob(築後30年以内建替えダミー}=1)$$

$$=\text{Prob}(y^* > 0)$$

$$y^* = \alpha + \beta_1(\text{形態不適格ダミー})$$

$$+ \beta_2(\text{形態不適格(途中で適格)ダミー})$$

$$+ \beta_3(\text{旧耐震ダミー})$$

$$+ \beta_4(\text{最寄り駅からの距離})$$

$$+ \beta_5(\text{RC造ダミー})$$

$$+ \beta_6(\text{商業系用途地域ダミー})$$

$$+ \beta_7(\text{延べ床面積}) + \beta_8(\text{階数}) + \epsilon$$

4 凍結効果に関する実証分析結果

4.1 分析①形態不適格または旧耐震基準である

ことが増築に与える影響の推定結果

推定結果は表4のとおりである。

表3—使用する変数の内容と出典

| 変数 | 内容 | 出典 |
|-----------------|---|--------------------------------|
| 築後30年以内の増築ダミー | 築後30年以内に増築している場合：1 築後30年以内に増築していない場合：0 | 川崎市の建築計画概要書の情報等から作成(4.1節参照) |
| 築後30年以内の建替えダミー | 築後30年以内に立て替えている場合：1 築後30年以内に立て替えていない場合：0 | 同上 |
| 形態不適格ダミー | 容積率、建ぺい率または高さで不適格の場合：1 容積率、建ぺい率、高さのいずれも適格の場合：0 | 同上 |
| 形態不適格(途中で適格)ダミー | 容積率、建ぺい率または高さで一旦形態不適格となるが、その後の規制緩和により不適格でなくなった場合：1 容積率、建ぺい率または高さで不適格のままの場合：0 | 同上 |
| 旧耐震ダミー | 旧耐震基準で建てられた建築物(81/5/31以前)の場合：1 新耐震基準で建てられた建築物(81/6/1移行)の場合：0 | 同上 |
| 最寄り駅からの距離 | 最寄り駅から調査対象建築物までの距離(単位：メートル) | GISデータ(国土数値情報) |
| RC造ダミー | 鉄筋コンクリート造の場合：1 鉄骨造または木造の場合：0 | 川崎市の建築計画概要書の情報 |
| 商業系用途地域ダミー | 用途地域が、商業地域または近隣商業地域の場合：1 上記以外の用途地域の場合：0 | 川崎市の都市計画図をGIS上でトレースし作成(4.1節参照) |
| 延べ床面積 | 建築物の延べ床面積の合計(単位：平方メートル) | 川崎市の建築計画概要書の情報 |
| 階数 | 建築物の地上階数 | 同上 |

表4—分析①の推定結果

被説明変数：築後30年以内の増築

| 変数名 | 係数 | 標準誤差 |
|-----------------|-------------|---------|
| 形態不適格ダミー | -0.53968** | 0.22474 |
| 形態不適格(途中で適格)ダミー | 0.73760 | 0.65068 |
| 旧耐震ダミー | 0.31531*** | 0.11653 |
| 最寄り駅からの距離 | 0.00001 | 0.00014 |
| RC造ダミー | 0.26272** | 0.11911 |
| 商業系用途地域ダミー | -0.20453* | 0.11877 |
| 延べ床面積 | 0.00016*** | 0.00003 |
| 階数 | -0.06880 | 0.05142 |
| 定数項 | -1.73944*** | 0.21163 |
| 観測数 | 1,804 | |

注) **、*、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

形態不適格ダミーを見ると、5%水準で統計的に有意に負の値が推定された。このことは「形態不適格となった建築物は築後30年以内に増築される確率が低くなる」ことを意味する。

旧耐震ダミーを見ると、1%水準で統計的に有意に正の値が推定された。このことは、「旧耐震基準となった建築物は築後30年以内に増築される確率が高くなる」ことを意味する。

RC造ダミーを見ると、5%水準で統計的に有意に正の値が推定された。このことは、鉄筋コンクリート造の場合は、鉄骨造または木造の

場合よりも増築される確率が高いことを意味する。一方、後述する分析②では、鉄筋コンクリート造の場合は、鉄骨造等の場合よりも建替えられる確率が低いことが示されていることから、この結果は、「鉄筋コンクリート造の建築物は、鉄骨造等の建築物と比べ、建替えられにくく、増築が選ばれる傾向がある」ことが示されたものと考えられる。

商業系用途地域ダミーを見ると、10%水準で統計的に有意に負の値が推定された。このことは、商業系用途地域の場合、他の用途地域よりも増築される確率が低いことを意味する。一方、後述する分析②では、商業系用途地域の場合は、他の用途地域の場合よりも建替えられる確率が高いことが示されていることから、この結果は、「商業系用途地域では、他の用途地域と比べ、増築されにくく、建替えが選ばれる傾向がある」ことが示されたものと考えられる。

延べ床面積を見ると、1%水準で統計的に有意に正の値が推定された。このことは、延べ床面積が大きな建築物ほど増築される確率が高いことを意味する。

次に、推定結果から得られる推定式をもとに、

「形態不適格になった場合に築後30年以内に増築される確率」および「旧耐震の場合に築後30年以内に増築される確率」を推計する。推計にあたっては、推定式の変数に、形態不適格ダミーおよび旧耐震ダミー以外の変数についてはそれぞれサンプルの平均値（表2の基本統計量で示す平均値）を代入し、形態不適格ダミーおよび旧耐震ダミーについては0と1の組み合わせにより、3.2節で述べた3つの類型（「①旧耐震・形態不適格」「②旧耐震・形態適格」および「③新耐震・形態適格」）に対応させ代入した。これにより、他の変数を平均値で固定し、形態不適格ダミーおよび旧耐震ダミーのみを変動させた比較を行なうことができる。

推計の結果、築後30年以内に増築される確率は、「①旧耐震・形態不適格」では1.75%、「②旧耐震・形態適格」では5.84%、「③新耐震・形態適格」では2.98%となった。①と②の推計結果の比較から、形態不適格になると、築後30年以内に増築される建築物の割合は約7割減少（5.84/100件が1.75/100件に減少）することがわかる。また、②と③の推計結果の比較から、旧耐震の場合、築後30年以内に増築される建築物の割合は約9割増加（2.98/100件が5.84/100件に増加）することがわかる。

4.2 分析②形態不適格または旧耐震基準であることが建替えに与える影響の推定結果

推定結果は表5のとおりである。

形態不適格ダミーを見ると、5%水準で統計的に有意に負の値が推定された。このことは、「形態不適格となった建築物は、築後30年以内に建替えられる確率が低くなる」ことを意味する。

旧耐震ダミーを見ると、1%水準で統計的に有意に正の値が推定された。このことは、「旧耐震基準となった建築物は築後30年以内に建替えられる確率が高くなる」ことを意味する。

RC造ダミーを見ると、1%水準で統計的に有意に負の値が推定された。このことは、分析

表5—分析②の推定結果

被説明変数：築後30年以内の建替え

| 変数名 | 係数 | 標準誤差 |
|-----------------|-------------|---------|
| 形態不適格ダミー | -0.53804** | 0.21102 |
| 形態不適格(途中で適格)ダミー | - | - |
| 旧耐震ダミー | 0.22199** | 0.09147 |
| 最寄り駅からの距離 | -0.0002 | 0.00013 |
| RC造ダミー | -0.32868*** | 0.10470 |
| 商業系用途地域ダミー | 0.22626** | 0.09931 |
| 延べ床面積 | -0.00002 | 0.00004 |
| 階数 | -0.01353 | 0.05007 |
| 定数項 | -1.3172*** | 0.18966 |
| 観測数 | 1,799 | |

注) **、*、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。
形態不適格(途中で適格)ダミーは、形態不適格ダミーとの多重共線性があるため除いて分析している。

①の同ダミーの推定結果で述べたとおりである。

商業系用途地域ダミーを見ると、5%水準で統計的に有意に正の値が推定された。このことは、分析①の同ダミーの推定結果で述べたとおりである。

次に、推定結果から得られる推定式をもとに、分析①と同様の変数設定により「形態不適格になった場合に築後30年以内に建替えられる確率」、および「旧耐震の場合に築後30年以内に建替えられる確率」を推計する。

推計の結果、築後30年以内に建替えられる確率は、「①旧耐震・形態不適格」では3.49%、「②旧耐震・形態適格」では10.12%、「③新耐震・形態適格」では6.72%となった。①と②の推計結果の比較から、形態不適格になると、築後30年以内に建替えられる割合は約6割減少（10.12/100件が3.49/100件に減少）することがわかる。また、②と③の推計結果の比較から旧耐震の場合、築後30年以内に建替える割合は約5割増加（6.72/100件が10.12/100件に増加）することがわかる。

4.3 実証分析のまとめ

実証分析の結果、仮説①について、形態不適格となった場合、築後30年以内に増築される割合が約7割、建替えられる割合が約6割減少することが確かめられた。また、仮説②について、

旧耐震基準の建物となった場合、築後30年以内に増築される割合が約9割、建替えられる確率が約5割増加することが確かめられた。

5 まとめ

本研究の結果から、形態不適格となった建築物は、築後30年以内の増築、建替えともに減少することが明らかとなった。増築等が行なわれないということは、形態不適格の状態が改善されず、建築物周囲に対する負の外部性（交通混雑、日照・通風の阻害など）が長期間にわたって解消されない状況にあることを意味する。既存不適格状態の改善のための規制が、既存不適格状態の改善を阻害する市場の反応を生んでいるということになる。

このような実態を踏まえると、既存の建築物の周囲に対する負の外部性をより適切にコントロールする方策を検討することが必要であろう。

また、旧耐震基準の建築物は、築後30年以内の増築、建替えともに増加することが明らかとなった。このことは、耐震化することの便益（私的便益）が耐震化の費用を上回る場合があるためと考えられる。一方、建築物の耐震性を外部性対策（地震時に倒壊することなどにより建物周囲へ危害を及ぼすことを防止する性質のもの）という観点で見ると、建築主の私的便益に応じた改善のみでは社会的に望ましい改善水準から見て過小に留まってしまう。このことからすると、現行の規制方策には、社会的に望ましい改善水準へと誘導する方策に改善する余地があるといえよう。

注

- 1) 社団法人日本建築学会（2009）36頁。
- 2) 都市住宅学会シンポジウム報告（2004）8頁。
- 3) 以降の理論分析においては、規制がもたらす外部性を明示的には考慮していない。つまり、以下に述べる便益とは私的便益を指す。しかし、増築等により社会的な便益を発現させることが制度の目的であるため、増築等が凍結されることは厚生上の損失をもたらしていると考えられる。
- 4) 関東、近畿、九州の7県市にヒアリングを行ない、調査に必要な資料（1971年以降の建築計画概要書の

- データなど）が最も揃っている川崎市を対象とした。
- 5) 規制強化により既存不適格となったもの、旧耐震基準のものを抽出するため。具体的な調査対象期間は、(i)1971年1月1日から1973年12月24日、(ii)1976年1月1日から1978年12月31日、(iii)1981年6月1日から1984年5月31日。新築された時期については、建築確認処分の年月日をおおよそその新築の着工時期として扱っている。
 - 6) 防火地域等による規制の影響を極力排除するため。
 - 7) 主要用途が事務所または店舗である（またはこれらを含む）建物。なお、住居系用途については、合意形成の問題が増築等を困難にしている影響が大きく別途検証が必要であると考えられるため、本研究では扱わないこととした。
 - 8) 建築後の分筆などで地番に支号（枝番）が付くケースがあるため。
 - 9) 建築後に地名地番に支号（枝番）が付くケースなどがあるが、その場合には建築主等氏名（建物名称となっている場合が多い）、階数、建築面積も取り扱う。
 - 10) それ以降の主な改定時（1987年9月29日および1996年5月10日）の都市計画図
 - 11) この際、調査対象建築物の位置情報を取得することが必要となる。本研究では、総務省統計局および統計センターが提供する地理情報システム（jSTAT MAP）を用いて建物毎の緯度・経度情報を取得した。取得した位置情報の精度が市・字レベルのものは、ブルーマップをもとに修正を行なった。
 - 12) 分析データは建築確認の情報をもとに作成されたものであるため、無届けでなされた増築等については含まれていない。
 - 13) 「新耐震・形態不適格」の類型は存在しない。なぜなら、新耐震基準の導入後のサンプル抽出期間に形態不適格が生じる都市計画の変更がないため。

参考文献

- 大澤昭彦・中井検裕・中西正彦（2011）「高度地区における既存不適格建築物の建替え救済措置の実態に関する研究」『日本建築学会計画系論文集』第76巻、第668号、1911-1918頁。
- 社団法人日本建築学会（2009）「建築にかかわる社会規範・法規特別調査委員会」建築関連法制度の基本小委員会報告「良好な建築と住環境の質を達成するための建築関連諸制度のあり方」
- 逐条解説建築基準法編集委員会（2012）『逐条解説 建築基準法』ぎょうせい。
- 都市住宅学会シンポジウム報告（2004）「特集 既存建築ストックの住宅へのコンバージョン」『都市住宅学』45号、3-12頁。
- 水谷龍一（2012）「耐震性向上を伴う総合的改修における建築関連法規制への設計対応に関する研究 その2」『日本建築学会大会学術講演梗概集』2012（建築計画）1079-1080頁。
- 米野史健（2001）「ダウンゾーニングで生じた既存不適格マンションへの対応に関する考察」『都市計画学会学術研究論文集』第36号、457-462頁。

住宅価格と既婚女性労働力参加の因果関係

William R. Johnson (2014) "House Prices and Female Labor Force Participation," *Journal of Urban Economics*, Vol.82, p1-11.

はじめに

アメリカでは、住宅価格と既婚女性の労働力参加には正の相関があることが明らかになっている。しかし、因果関係の方向については、住宅価格が既婚女性の労働力参加に影響を与えているケースと、既婚女性の労働力参加が住宅価格に影響を与えているケースの両方を考えることができる。つまり、住宅価格が高くなれば今までの生活水準を維持するために既婚女性が働きに出る必要があるし、共働き世帯は都心に住めば通勤費の節約になるので、結果として共働き世帯の多い都心の住宅価格は上昇する。

この因果関係の方向について実証したのが、Johnson (2014) である。Johnson (2014) は、既婚女性の労働力参加も住宅価格も内生的に決まると考え、これら2つの要因について操作変数を用いて因果関係の方向を検討した。以下では、その概要を説明する。

理論的枠組み

理論的枠組みは以下の通りである。ここでは、次の①～⑩の条件を仮定する。

- ①各都市は分離していて、それぞれの都市の中心点に雇用がある。
- ②都市内の世帯数は固定。
- ③労働者は自宅から中心点まで通勤する。
- ④すべての世帯は夫と妻の2人で構成される。
- ⑤夫は必ず労働をするが、妻は労働の有無を選択することができる。
- ⑥居住地と妻の就業選択は同時に決定される。
- ⑦夫と妻の賃金率は同一である。
- ⑧都市部の各世帯は賃金率のみが異なり、その他の選好は同一である。
- ⑨各世帯は住宅を建てるのに、1単位の面積を借

りなければならない。

⑩すべての世帯は、地代と通勤費用を除いた正のネットの所得を得る（参加制約）。

居住地と既婚女性の労働供給は、以下の予算制約と世帯の効用関数をもとに決定される。

$$U(H, c) = \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma} \exp(\phi_1 H) - \phi_2 H \quad (1)$$

$$c = w^m + w^f H - R(r) - \alpha r (w^m + w^f H) \quad (2)$$

ここで、 c は住宅を含む消費財、 w^m は夫の賃金、 w^f は妻の賃金を表す。 H は妻が働く場合は1、それ以外は0をとる乗数である。 $R(r)$ は地代関数、 r は中心点から居住地までの距離である。また、 $\alpha r (w^m + w^f H)$ は通勤費用である。 α は通勤速度に対して負の影響を与えるパラメータで、通勤スピードが速いほど通勤費用は低くなる。さらに、 ϕ_1 、 ϕ_2 、 γ は選好のパラメータである。各世帯は、(2)式を所与として(1)式を最大にするように消費の決定と妻の就業選択を行なう。(1)、(2)式より、中心地からの最適な距離 r の一階の条件は以下の通りである。

$$R'(r) = -\alpha (w^m + w^f H) \quad (3)$$

(3)式より、共働き世帯はより中心地に近い場所に居住し、夫のみが就業する世帯は中心地から遠い場所に居住することがわかる。

各世帯が妻の就業の有無を決める際には、共働きの場合の効用と夫のみが就業する場合の効用を比較し、高いほうを選択する。妻が就業する場合には、以下の不等式が成り立つ。

$$\frac{[(w^m + w^f)(1 - \alpha r_1) - R(r_1)]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \exp(\phi_1) - \phi_2 > \frac{[(w^m)(1 - \alpha r_0) - R(r_0)]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (4)$$

r_1 は妻が就業した場合の中心地から居住地までの最適な距離、 r_0 は妻が就業しない場合の中心地から居住地までの最適な距離である。同一の都市に共働

き世帯と夫のみが就業する世帯が存在する場合、(4)式の不等式が等式になるような賃金が存在する。そのような賃金を w^* とする。

いま、都市の中に N 世帯が住んでいると仮定し、都市内で受け取られる最も低い賃金を \underline{w} 、最も高い賃金を \bar{w} とする。このとき、ある賃金 w を受け取る世帯数は(5)式のような賃金の確率密度関数で表される。ただし、賃金の範囲は \underline{w} から \bar{w} の間である。

$$f(w) \quad [\underline{w}, \bar{w}] \quad (5)$$

土地は住宅を建てる以外にも、機会費用 a で農業など他の用途に使うことができる。夫のみが就業する世帯の場合、通勤費用を共働き世帯よりも安く抑えることができるため、都市の境界線に居住する。ここで、都市圏を円として考える。都市の中心地から境界線までの距離を \bar{r} とすると、各世帯は住宅を建てるのに1単位の土地を借りるので、都市内の人口は $N = \pi \bar{r}^2$ 、 $\bar{r} = \sqrt{\frac{N}{\pi}}$ となる。ただし、都市間では地理的な要因や建築物の規制によって建物を建てることのできる土地の広さが異なる。ここで、 θ を建物を建てることのできる土地の割合だとすると、都市の中心地から境界線までの距離は以下のように書き直すことができる。

$$\bar{r} = \sqrt{\frac{N}{\theta\pi}} \quad (6)$$

さらに、 w^* の賃金を受け取る世帯が住む中心地からの距離を r^* であるとする。このとき、 r^* よりも内側に共働き世帯が住み、 r^* よりも外側に夫のみが就業する世帯が住む。 $1 - F(w^*)$ が賃金を w^* 以上受け取る世帯の割合だとすると、 r^* は(7)式のように表現できる。

$$r(w^*) = \sqrt{\frac{N[1 - F(w^*)]}{\theta\pi}} \quad (7)$$

また、(3)式より r^* での付け値地代関数は次の通りである。

$$R(r^*) = a + \alpha \int_{r^*}^{\bar{r}} F^{-1}(1 - \frac{\theta\pi r^2}{N}) dr \quad (8)$$

Johnson (2014) では、以上のモデルの中の ϕ_2 と θ について検討している。 ϕ_2 は妻が働くことで生じる世帯の効用の減少分であるが、(4)式より ϕ_2 が高いほど妻が働くことで世帯の効用の減少分が大きくなる。よって、既婚女性の労働力参加は減少する。ま

た、 θ は先述の通り建物を建てることのできる土地の割合である。(8)式より、 θ の値が大きいほど地代は安くなる。また、(7)式より、 θ の値が大きいほど中心地から r^* までの距離は短くなる。これは、既婚女性の労働力参加が減少することを意味する。つまり、このモデルでは因果関係の方向についてどちらの方向からの効果も考えられる。

実証分析手法とデータ

因果関係の方向を実証するために、Johnson (2014) では操作変数法による2つの推定を行なっている。1つは、住宅価格から既婚女性の労働力参加への影響を検討するための推定である。都市部における平均通勤時間と住宅価格の内生性をコントロールするために、都市水準での地理的な特性を操作変数として用いている。もう1つは、既婚女性の労働力参加率から住宅価格への影響を検討するための推定である。既婚女性の労働力参加の内生性をコントロールするために、第二次世界大戦での各都市の男性の死亡率を操作変数として用いている。女性の労働力参加の操作変数として用いる変数は、女性の労働力参加や所得に影響する一方で、住宅価格には直接影響しないことが必要である。Johnson (2014) では、第二次世界大戦での各都市の男性の死亡率は長期的に女性の労働供給に影響を与え、その一方で住宅価格には直接影響しなかったことから女性の労働力参加の操作変数として採用している。

使用データは the 2000 Census Public Use Micro Sample (PUMS) の世帯のサンプルである。この中でも、都市部に居住する、世帯内に配偶者が存在する21~65歳の既婚女性のサンプルの1%を使用した。記述統計量は表1の通りである。

実証結果 I

まず、住宅価格から既婚女性の労働力参加への影響の分析結果をみていこう。ここで、住宅の質を調整するために、住宅価格には Rosenthal-Chen house price index と Olsen house price index を用いている。また、先述した住宅価格と平均通勤時間の操作変数には、建築可能な土地の割合と傾斜地の割合を使用している。被説明変数には既婚女性の労

表1—記述統計量

| 都市水準の変数 | 平均(標準偏差) | 個人水準の変数(N=203974) | 平均(標準偏差) |
|---|---------------|-------------------|---------------|
| Rosenthal - Chen house price index standardized (N=297) | 0 (1) | 教育水準 高校 | 0.257 (0.44) |
| Olsen house price index standardized (N=329) | 0 (1) | 大学中退 | 0.301 (0.46) |
| 建築可能な土地の割合 (N=283) | 0.925 (0.158) | 大学 | 0.306 (0.46) |
| 勾配20%以上の傾斜地の割合 (N=93) | 0.07 (0.111) | 労働力参加 | 0.679 (0.46) |
| 平均通勤時間(最短) (N=295) | 22.5 (3.7) | 5歳以下の子供数 | 0.30 (0.60) |
| 女性の労働力参加率 (%) (N=277) | 58.0 (5.4) | 他の家族の所得(1000\$) | 63.76 (66.57) |
| フルタイム労働の平均所得(男性)(1000\$) (N=275) | 36.4 (4.7) | 妻の賃金所得(1000\$) | 20.97 (29.19) |
| フルタイム労働の平均所得(女性)(1000\$) (N=275) | 25.7 (3.4) | 都市部の失業率(2000年4月) | 3.62 (1.64) |
| 第二次世界大戦における男性の死亡率(N=348) | 0.454 (0.068) | | |

注) Rosenthal-Chen house price index と Olsen house price index は標準化している。

表2—住宅価格が既婚女性の労働力参加に与える影響の推定

| | 被説明変数：既婚女性の労働力参加 | | | | 被説明変数：既婚女性の所得 | | | |
|---------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1)Probit | (2)IVProbit | (3)Probit | (4)IVProbit | (1)Tobit | (2)IVTobit | (3)Tobit | (4)IVTobit |
| 高校 | 0.461*** (0.020) | 0.457*** (0.009) | 0.462*** (0.019) | 0.460*** (0.010) | 13.3*** (0.67) | 13.3*** (0.25) | 13.2*** (0.66) | 13.3*** (0.26) |
| 大学中退 | 0.717*** (0.017) | 0.716*** (0.008) | 0.720*** (0.017) | 0.717*** (0.012) | 21.2*** (0.94) | 21.4*** (0.29) | 21.19*** (0.92) | 21.44*** (0.27) |
| 大学 | 0.936*** (0.017) | 0.936*** (0.010) | 0.936*** (0.017) | 0.938*** (0.011) | 35.9*** (1.51) | 36.4*** (0.37) | 35.85*** (1.5) | 36.45*** (0.30) |
| 5歳以下の子供の数 | -0.405*** (0.011) | -0.405*** (0.005) | -0.404*** (0.011) | -0.405*** (0.006) | -8.13*** (0.30) | -8.15*** (0.17) | -8.14*** (0.30) | -8.15*** (0.14) |
| 他の世帯員の所得 (×10 ⁻⁶) | -2.7*** (0.17) | -2.68*** (0.05) | -2.71*** (0.17) | -2.68*** (0.05) | | | | |
| 他の世帯員の所得 (×10 ⁻³) | | | | | -0.031*** (0.006) | -0.031*** (0.002) | -0.031*** (0.0058) | -0.031*** (0.003) |
| 都市部の失業率 | -0.025*** (0.006) | -0.026*** (0.002) | -0.024*** (0.006) | -0.027*** (0.002) | -0.702*** (0.168) | -0.737*** (0.06) | -0.662*** (0.16) | -0.741*** (0.06) |
| Rosenthal - Chen house price index | 0.002 (0.013) | -0.032*** (0.004) | | | 1.10*** (0.39) | -0.02 (0.14) | | |
| Olsen house price index | | | 0.015 (0.012) | -0.041*** (0.006) | | | 1.44*** (0.271) | -0.043 (0.17) |
| 平均通勤時間 | -0.008*** (0.003) | -0.002 (0.002) | -0.011*** (0.004) | -0.002 (0.004) | 0.023** (0.009) | 0.377*** (0.08) | 0.097 (0.09) | 0.39*** (0.09) |
| 標本数 | 196831 | 192295 | 196831 | 192295 | 196831 | 192295 | 196831 | 192295 |

注) どちらのモデルでも、(1)、(3)の()内は都市部に関するクラスタ標準誤差。(2)、(4)の()内はブートストラップ標準誤差。***、**はそれぞれ有意水準1%、5%の水準で統計的に有意であることを示す。

働力参加だけでなく、既婚女性の所得も用いて検討している。

被説明変数に既婚女性の労働力参加をとった場合の推定結果は表2の左側の通りである。(1)と(3)は平均通勤時間と住宅価格を説明変数に入れてプロビットモデルで推定した結果である。(1)と(3)の違いは回帰に用いた住宅価格の指数であり、(1)では Rosenthal-Chen house price index、(3)では Olsen house price index を用いている。推定の結果、世帯やそ

他の都市部の労働供給の決定要素をコントロールしたあとでも、有意ではないが住宅価格は既婚女性の労働力参加に正の効果を与えることがわかった。

一方、(2)と(4)では(1)、(3)の平均通勤時間と住宅価格指数を先述した都市水準の地理的な特性を操作変数として用いた推定結果である。その結果、Rosenthal-Chen house price index も Olsen house price index も既婚女性の労働供給を増加させる効果を持たないことが明らかとなった。それどころか、推定された

表3—既婚女性の労働力参加が住宅価格に与える影響の推定

| | Rosenthal-Chen index | | Olsen index | |
|----------------|----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 女性の労働力参加率 | 0.024 (0.077) | - | -0.077 (0.067) | - |
| 女性の平均所得 | - | 0.051 (0.157) | - | -0.173 (0.186) |
| 男性の平均所得 | 0.086** (0.037) | 0.073 (0.074) | 0.124*** (0.032) | 0.169** (0.08) |
| 建築可能な土地の割合 | -1.98** (0.87) | -1.82*** (0.40) | -1.11* (0.66) | -1.64*** (0.38) |
| 勾配20%以上の傾斜地の割合 | 2.75*** (0.63) | 2.52*** (0.49) | 1.76*** (0.63) | 2.48*** (0.64) |
| 標本数 | 231 | 231 | 257 | 257 |

注) () 内はロバスト標準誤差。***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

係数はどちらのケースでも正から負になっている。特に、住宅価格が女性の労働力参加に正の効果を与えるという仮説は強く棄却される。

表2の右側では、被説明変数に既婚女性の所得を用いて、トービットモデルで推定している。(1)、(3)では住宅価格と平均通勤時間を用い、(2)、(4)では操作変数を用いて推定した結果が示されている。(1)、(3)については住宅価格の係数が有意に正であるので、住宅価格の上昇は既婚女性の所得を増加させる効果を持つ。このことは、住宅価格の上昇によって女性がより長く働くようになることで所得が上昇する、もしくは教育以外の投資を行なうことによって女性が自身のスキルを向上させ、1時間当たりの所得を上昇させている可能性が考えられる。しかし、(2)と(4)の推定では住宅価格の係数は有意ではなく、符号も逆転している。

実証結果II

次に、既婚女性の労働力参加率から住宅価格への影響の分析結果をみていこう。既婚女性の労働力参加の操作変数として、各都市の第二次世界大戦での男性の死亡率を用いている。

結果は表3の通りである。女性の労働力参加率の係数の推定値も所得の係数の推定値も有意ではない。ただし95%信頼区間の上限に注目すると、労働力参加については0.17、所得については0.36の正の効果がある。このことから、95%信頼区間で考えた

場合は既婚女性の労働力参加が住宅価格に正の効果を与えている可能性を無視することはできない。

さらに、Johnson (2014) では都市間のデータの代わりに、時間を通した都市内のデータを用いて既婚女性の労働力参加に対する住宅価格の変化の効果を計算している。そのために、1980年代から1990年代の都市部のデータと固定効果モデルの推定量を使って、女性の労働力参加 (female LFP) に対する住宅価格の変化率 (%ΔHouseprice) を回帰した。その結果は、以下の通りである。

$$\% \Delta \text{Houseprice}_{i,t}$$

$$= 2.04 \text{femaleLFP}_{i,t-1} - 0.408 \text{Decade90s} - 0.471 \quad (9)$$

ラグ付の女性の労働力参加の標準誤差は2.83である。よって、既婚女性の労働力参加と住宅価格の間に関係がないという仮説は棄却できないが、平均の効果は正であり、その大きさも無視できるほど小さいものではないことがわかる。

おわりに

Johnson (2014) では、既婚女性の労働力参加率と住宅価格の間の正の相関関係に着目し、その因果関係を明らかにすることを試みた。既婚女性の労働力参加の操作変数を各都市の第二次世界大戦時の男性の死亡率、住宅価格の操作変数を各都市の地理的な要因として回帰した結果、住宅価格から既婚女性の労働力参加に与える影響はあまりないものの、女性の所得に対しては影響を与えることが示唆された。また、既婚女性の労働力参加から住宅価格への影響も有意な結果ではなかったが、正の効果は無視することはできない。以上から、住宅価格が既婚女性の労働力参加に影響を与えるというよりも、既婚女性の労働力参加が住宅価格に影響を与える可能性のほうが大きいと言える。

平河茉璃絵

一橋大学大学院経済学研究科修士課程

●新刊書のご案内

『住宅産業の円滑な海外展開を支援するビジネスライブラリー2〈モンゴル・ベトナム編〉』

「調査研究レポート」No.14314
平成28年3月刊
本体価格：3700円+税

わが国では、すでに人口減少社会に入り、近い将来世帯数についても減少するとされている。新築住宅着工戸数についても、リーマンショック後の急激な落ち込みからは若干持ち直しているものの、かつての規模は期待できないなど、わが国の住宅産業は戦略的抜本的な再構築が求められている。

他方、海外、特に今後成長が見込まれ、新規の投資意欲が高い中進国等においては、わが国の住宅産業の持つ技術力、設計・施工能力、管理能力、品質、経験は高く評価されており、現地のプロジェクト実施に当たって協力を要請される事例は多い。

しかしながら、実際に海外に進出しようとしても、現実にはさまざまな障壁（法規制やローカルルールの存在、商慣習の違い、税制や環境対策等の予想外の経費の発生、コネクションの不足等）に遭遇し、プロジェクトが予定どおりに進展しないケースが散見される。また、こうしたリスクを嫌悪して企業が海外進出に二の足を踏むことも多い。

海外進出を円滑に進めるためには、情報収集やコネクションの形成が重要である。しかし、それらを個々の企業がそれぞれ取り組むことは、非効率であるだけでなくリスクや困難が伴うものである。フロントランナーには困難が伴うが、フロントランナーが得た貴重な経験や知見を国ごとのビジネスライブラリーとしてとりまとめ、共有化することで、後に続くプロジェクトへの円滑な参入が図られる。

特に、実際に現地に入り、政府（地方行政）や現地の企業体、関係団体等との折衝を通じて得ら

れる情報は、インターネットを通じて収集できる情報とは比較にならない貴重な示唆、教訓を提供するものである。本レポートはモンゴルおよびベトナムにおけるこうした情報を整理したものであり、ミャンマー・中国編に続く、ビジネスライブラリー第2弾である。実際には、以下の項目にそって現地調査を行なっている。

・わが国の住宅産業が諸外国に進出するに当たっての障壁、課題等に関して、法律の運用ルール、商慣習の違い、物資の調達等に関する問題点 等

・円滑に海外へ進出するために把握しておくべき事項として、現地組織に関する情報、キーパーソンやコンタクトポイントの存在、相手国の日本企業に対する期待・ニーズ、プロジェクト推進に係る手続きの流れに関する情報 等

本調査が、今後ますます増加するであろう住宅産業の海外進出のための基礎資料として活用されることになれば幸いである。

編集後記

リオ・オリンピックが閉幕した。寝不足の日々から解放される安堵感と、祭りが終わった寂寥感。多様な種目での日本人選手の活躍に元気をもらった。

印象に残った競技はたくさんあるが、個人的には男子陸上400mリレーに感動した。黒人選手の活躍が当然の短距離種目の中で、アジア人が銀メダルを取れたことにとても驚かされた。また、あまり議論されていないが、男子レスリング57キロ級で銀メダルに終わった樋口選手の決勝戦も別の意味で印象に残った。どちらも、4年後の東京オリンピックで

のさらなる活躍を期待したい。

さて、4年後は東京でオリンピックが開催される。閉会式での東京大会のプレゼンテーションは、ドラえもんや安倍マリオが登場し、さらにはプロジェクションマッピングによる演出によって、次回大会に期待を持たせてくれた。4年後の東京大会でどの競技を観戦しようかと早速考え始めているのは私だけではないだろう。今後、さまざまな場面で4年後の東京大会を盛り上げていくと思われるが、一般人である自分もそのブームに相乗りして楽しませてもらうつもりだ。 (K・H)

編集委員

委員長——浅見泰司
委員——浅田義久
中川雅之
山崎福寿

季刊 住宅土地経済

2016年秋季号（第102号）

2016年10月1日 発行

定価 [本体価格715円+税] 送料別

年間購読料 [本体価格2860円+税] 送料込

編集・発行——公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

電話：03-3264-5901

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

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。