

[巻頭言]

グローバル化と住宅

佐藤和男

三井不動産株式会社 顧問
財団法人日本住宅総合センター 理事

先ごろ、東京で開催された先進7カ国財務省・中央銀行総裁会議（G7）に、EU代表国の一員として出席するために来日されたホアキン・アルムニアさん（欧州委員会委員／経済・金融担当）の講演を聞く機会を得た。

講演の主題から離れ、氏の出身国スペインの住宅建設の状況に質問が集まったときのことである。スペインでは、「近年の年間住宅着工戸数は約80万戸であり、その内訳は、国内個人向け住宅45万戸、外国人向け投資目的35万戸」という思いがけない話題に接した。ちなみに、スペインの人口は4339万8000人（2005年）で、人口千人当たりの着工件数は17.5件（イギリス3.9件、USA6.1件、日本10.1件）、建設業の産業別就業人口割合（2005年）は12.4%（日本8.9%、USA7.9%）である。

2000年以降のスペインの住宅価格上昇率はOECD諸国中トップだとは聞いていたが、外国人用住宅による住宅投資の飛躍的拡大によって、経済全体の成長が促進されていたことを思い知らされ、まさに目からウロコが落ちた。いわばスペインは、住宅そのものを海外に開放して、生産革新によって高い成長を確保しているのだと思う。

滔々と進む経済のグローバル化の嵐の中で、居住財たる住宅もその域外ではなく、気候、生活条件、住宅の質さらには金融条件が揃えば、世界市場の中で価格が決定され取引されるような住宅マーケットが形成されることを、スペインの事例が示している。

日本はスペインとほぼ同じ緯度にあり、地理的に見て間違いなく居住に適した環境にある。そうだとすれば、住宅の広さや構造から環境まで、日本の住宅が世界の人々から選ばれる諸条件を整えて、グローバルスタンダードを達成することが、住宅にかかわる者としての究極の目標となるのではないだろうか。

目次●2008年夏季号 No.69

[巻頭言] グローバリゼーションと住宅 佐藤和男	1
[特別論文] 変貌する中国の住宅事情 砺波 匡	2
[研究論文] わが国の住替えに関する制度・政策の影響 瀬古美喜・隅田和人	12
[研究論文] 中古住宅市場における転売外部性の実証分析 岩田真一郎・山鹿久木	23
[研究論文] 社会資本の効率性と政府間財政移転 近藤春生	29
[調査研究レポート紹介] 住宅不動産税制の日英比較 高野幸大	36
エディトリアルノート	10
センターだより	40
編集後記	40

変貌する中国の住宅事情

砺波 匡

はじめに

オリンピックを直前に控え、この数年、中国の住宅事情は大きく変化してきている。私は2007年6月から再び北京で暮らしているが、前回の滞在時（2002年～2004年）に比べて信じられないほど開発の拡大が進み、以前は郊外と言われた場所が今や都心と称されている。そもそも北京の市民は、基本的に「小区（コミュニティ）」で完結する職住近接の生活を送っていたが、今は20～30kmの通勤も珍しくはなく、自家用車購入者が増えたため交通渋滞や駐車場不足、大気汚染の問題が発生している。住宅価格も数倍に跳ね上がり、東京の水準に近づきつつある。

以下、簡単ではあるが、北京を中心として、現在の中国の住宅事情や住宅政策について紹介したい。

住宅の基本的特徴

人口約13億人（世界第1位）、国土面積約960km²（同3位）の中国の住宅は非常に多様性がある。中国について私が常々感じているのは、平均値で語ることでできない国ということであり、数値などの解釈には注意が必要である。

近年の住宅変化の最たるものは建設量の拡大である。中国近代化の一つの節目とされる「改革開放」の始まった1978年には年間建設量が都市・農村で1億3800m²であったが、2006年には約10倍の13億1400m²となっている（中国では戸数統計が少なく面積表示が一般的である）。日本と比べて10倍強なのであまり違和感はないかもしれないが、世界の人口の5分の1が急速に

住宅建設・購入に向かっているわけで、消費される資源やエネルギーは史上空前といえることができる。

また、他国同様に都市化が住宅建設の圧力となっている。緩和されつつあるものの現在も戸籍による人口移動の制限が行なわれているが、事実上、北京や上海、深圳・広州などの大都市への集中は抑え切れていない。北京市では常住人口（有戸籍）約1200万人に対して流動人口（無戸籍）約500万人と報道されている。ただし、全国で見ると農村人口が56%と多数派であり、流入緩和の動きとあいまって今後も都市の住宅需要は強いのではないかという見方がある。

都市への人口の集中は、インフラ（住宅、道路、鉄道、上下水道等）の不足・アンバランスや膨大な開発がもたらす資源・エネルギー問題（石油、水、電気等）や環境問題（自然破壊、空気・水汚染等）を発生させている。北京市では2004年頃に自動車台数が200万台を超え、2007年には早くも300万台を突破した。また、貧しい農村から農民工（出稼ぎ労働者）として集まってくるという構図があるため、都市・農村間や都市内での格差拡大という社会問題も顕在化している。

中国では都市の土地は基本的にすべて国有で、開発者は、地方政府が行なう土地の競争入札に参加して土地使用権を取得する必要がある。その際、地方政府の総合計画にあっているか、資金計画や開発能力は十分か、などの審査がある。後述するが、住宅地開発の場合、最近では開発される住宅の一定割合は中低所得者向け住宅とすること、大型の住宅（90m²以上）の住宅は全体戸数の3割以下に抑えることなどが条件とされ

るようになった。

個別の住宅についても日本と中国では多くの点で異なっている。やや北京市に偏るが、ざっと列挙すると、中国の住宅には以下のような特徴がある。

- ①都市部ではほぼ共同住宅のみで一戸建は例外的である。農村には一戸建、連続建てが存在しているが、これらはあまり住宅政策の対象としては捉えられていない（注釈を加えないかぎり都市部の住宅しか指さないことが多い）。古い市街地では「胡同」とか「里弄」とか呼ばれる長屋形式の街なみがあるが、再開発によって少なくなってきたのが実態である。
- ②また、日本では1棟で建てられるマンションが多いが、中国では大きな1敷地の中に複数棟という開発が多く、全体を柵等で囲んで出入りを制限し、セキュリティを保っている。さらに大規模になると道路で囲まれたブロック全体が単位で、住宅のほか職場や利便施設、小学校などを含むものもあり、社区または小区（コミュニティ）と称されている。北京市など中国北方では暖房は社区単位、あるいはより広いエリアでの地域暖房が主な方式である。
- ③構造はほぼ鉄筋コンクリート造である。細かく言うと、柱、梁、床部分のみRCで、非耐力壁は一般的にレンガを積んで作られることが多い。ただし、近年は環境問題への配慮から禁止され、代替材料が求められている。一方、農村ではまだレンガ造が過半である。また、階段室型の高層住宅でもエレベーターが2台設置されている例が珍しくない。
- ④持借関係で見ると、新築住宅は基本的に分譲住宅のみで、日本で見られる木造賃貸アパート、公団賃貸住宅に類するものはない。統計上も賃貸住宅という分類はない。ただし、購入した個人が転賃することもあり、また投資用マンションもあるので、賃貸住宅市場は存在している。住宅は投資用資産として考えら



オリンピック公園（模型）

- れており、北京市での調査では2戸以上の住宅を有する人は13%と言われている。
- ⑤分譲される住宅は基本的に内装なしのスケルトン売りが一般的で、内装は購入者が自分で選んで発注する場合が多い。郊外にはホームセンターのような大規模な建材・内装センターがたくさん立地している。ただし、購入後個別に内装を行なうことは隣戸への騒音、はつり等による躯体への影響、（ドア・便器等最低限の内装はあるため）交換による資源の無駄使いが指摘され、近年では政府により内装付き住宅の普及が推奨されている。
 - ⑥土地は70年の使用権で建物は所有権を取得する。土地使用権については2007年に物権法が制定されたため、70年経過しても特別な事情がないかぎり更新されるという意見もあるが、先の話なので不確かな点が多い。
 - ⑦住宅に関する単位としては戸ではなく㎡がよく使用される。毎年の住宅建設量は㎡表示で発表されているので、毎年の建設戸数や中国全体での住宅戸数などは不明である。分譲される住宅価格も面積と㎡当たり価格で表示されている。面積についてはこれまで共用部分込みの数字であったが、最近では政府が専用面積で表示するよう指導している。
 - ⑧②で述べたような規模の大きな開発が多いこともあり、分譲後は「物業公司」と言われる管理会社が常駐して、居住者出入り等の警備、植栽手入れ、駐車場やエレベーター、地域暖

房施設、利便施設の管理から廊下の電球交換まで行なっている。企業社宅の管財課に近いイメージであり、日本のマンションの管理組合に相当する組織としては「業主管理委員会」がある。

これまでの住宅政策の経緯と背景

1949年に成立した中華人民共和国は共産主義の国家であり、50年代～70年代は住宅の公有化が進み、住宅は福祉的性格の資産として、建設や更新も政府投資の一環として行なわれ、いわば社宅のような存在であった。「社宅」から想像されるように、70年代後半には需給の偏りから数不足が生じ、また維持管理も不十分で老朽化が進んでいた。例えば3DKの住宅に、まったく見知らぬ3世帯が1室ずつで同居するというケースもあったと聞く。

1978年には「改革開放」が行なわれ、市場化が進められた。住宅もその例外ではなく、問題解決に向けた取組みが始まったが、80年代は深圳など一部地域に限って試行錯誤が行なわれていた。

90年代に入ると、その実績も踏まえて、住宅公積金という住宅金融システムや安居工程（現在の経済適用住宅）という住宅制度が全国規模で設けられるようになった。90年代半ばには公有住宅と称される社宅の住宅供給を中止し、住宅手当の支給への切り替え、家賃の引上げなどが実施され、締めくくりの政策として、1998年に公有住宅の大幅な譲渡（払い下げ）が実施された。

以後、2000年前後からは、住宅は市場で供給・購入するものという概念が普及・定着し、民間企業と個人の購入者が市場の住宅供給の主役となり、今日に至っている。2000年以降は中国経済の高度成長、都市化の推進（2020年には50%以上を目指している）もあり、不動産は信じられないほどの急成長を遂げている。

当初、住宅・不動産は中国経済発展の支柱として期待されていたが、最近では「バブル」が

懸念されるようになり、また中低所得者問題や環境問題が注目されるようになって、現在では抑制気味な住宅対策が講じられることが多くなってきている。

中国ではこれまで全国規模の住宅統計調査は行なっていないので、住宅や居住の実態がわかりにくいところがあるが、2005年に北京市が行なった住宅事情調査では、現在居住している住宅の種類については、払下げをされた公有住宅が35%で最も多く、次いで商品住宅（市場で取引される一般住宅）が23%となっている。

また、住宅規模も拡大しており、都市部の1人当たり住宅面積は1978年の6.7㎡から2005年には26.1㎡へと拡大している。アメリカの65㎡とは開きがあるが、日本の36㎡、イギリスの40㎡台と比較しても、国際水準に近づきつつあることがわかる。ただし、すでに指摘したように（前節⑦）、居住面積に共用部分が含まれている可能性が高いので単純な比較はできないかもしれない。

中国の住宅価格

中国はここ数年、10%前後の経済成長を遂げているが、住宅価格も「バブル」と称されるほどの上昇を見せている。実はしばらく前まで、住宅価格はGDPに比べて比較的安定していたが、都市や地域によって異なるものの、全国ベースで見ると2003年以降、北京市では2004年以降、年率20%を上回るような急激な上昇を見せている。さらに、住宅だけではなくオフィスビルや商業用ビルも同じような傾向にある。余談ながら、株価上昇はさらに激しく、2007年当初2000ポイント以下だった上海指数が2007年10月には6000ポイントを突破するまで上昇した（ただし2008年4月現在は3000に反落している）。

もう少し細かくみると、昨年前半までは、広州市や深圳市といった「珠江デルタ」地域で住宅価格が急激に上昇し、場所によっては前年比2倍の暴騰を見せたところもある。しかし、昨年後半以降、これらの地域の住宅価格は一転し

て下落に転じた模様で、今度は北京市でオリンピックに向けての道路や地下鉄の開業が続いたため、毎月10%前後の住宅価格上昇が伝えられた。ただし2008年に入ってからは、北京市でも住宅価格は下降気味に推移している。

このような現象を踏まえ、現在の住宅価格上昇が実需か否か、今後どのように推移するのかの議論も盛んである。住宅価格がすでに一般市民の手の届かない水準に至っていることや、売り惜しみや投機目的での購入が増えていることなどの状況はバブルを思わせるが、日本でも東京オリンピック前の所得倍増計画時には大都市で年率70%の地価上昇を経験したこともあるので、判断が難しいともいえる。

実際に、住宅価格がどのような水準で、どのような人が買えるのかについて試算してみよう。為替レートはおおむね1元=15円と考える。『中国統計年鑑』(2007年)によれば、2006年の住宅価格は全国平均で3119元/m²、北京市で7375元/m²である。戸当たり100m²とすれば、1戸当たりの住宅価格はそれぞれ31万1900元(約470万円)、73万7500元(約1100万円)になる。都市住民の平均可処分所得は全国平均で1万1759元、北京市は1万9978元なので、単純に住宅の年収倍率を求めると全国で約27倍、北京市で約33倍という結果になる。日本のバブルのピーク時でも約8倍で、政策として5倍に引き下げようとしたことから考えると、想像を超える水準である。なおかつ、これらの試算では中国の過半を占める農村部住民の所得(都市部の約3分の1)については考慮していない点も注意する必要がある。

実は都市住民にも所得格差が存在しているので、その観点を加えてみる。全国で最上位10%の年可処分所得は3万1967元で、最下位10%(3569元)の約9倍である。2000年にはこれが約2.5倍だったので、所得格差は拡大していることになる。最上位10%について全国平均住宅価格をみると年収倍率は約10倍であり、共稼ぎの可能性を考えれば住宅購入が視野に入ること



高層建物から見る北京の住宅地

になる。また、年可処分所得3万1967元を月収ベースで見れば3000元程度であり、そのレベルの市民は周囲にありふれているというのが個人的な実感であり、留学帰国者で大企業・外資企業などに勤めていて月収1万円を超えている人も少なくない。冒頭に述べたように、中国では平均値では実態を理解できない好例である。

それでも、なお疑問はいくつも残る。例えば、住宅購入者へのアンケートでは実際に年収数万円以上という高所得者が並ぶのであるが、先に挙げた統計数値と整合がとれないこと。大型住宅(百数十m²)ばかりが建設されて中小型住宅(90m²以下)が供給されないこと。中国では結婚を契機に住宅を購入する者が多いが、そのような若年者に資金やローン負担能力があるのかどうか(彼らからみれば日本のように40歳前後まで自宅を持たずに暮らすことが不可解のようである)、複数の住宅を所有している人が少なくないが、どのようにして取得して利用しているのか、などである。

それらについては十分なデータがないので、ここでは解答を見出すことはできないが、その代わりに、今年の流行語にもなった「房奴」について紹介しておきたい。「房奴」とは「住宅の奴隷」という意味で、住宅購入のために多額のローンを組み、給料の半分前後ないしそれ以上をローン返済にあてている人を揶揄した言葉である。通常、返済負担率は30%程度が限界といわれているので、賭けに近い行為で生活も食

うや食わず状態であろうと予想される。どのくらいの数の「房奴」がいるのか正確にはわからないが、流行語になるくらいなので、決して例外的な存在ではないと思われる。

現在の住宅政策

先に触れたように90年代以降の住宅政策は成長重視型だったが、最近の経済問題や社会問題を背景に、2007年夏以降、新たな住宅政策の方向が打ち出されている。それを一言でいうと「中低所得者対策重視」ということで、2007年8月1日に全国人民代表大会常務委員会で温家宝総理が「国務院による都市低所得世帯の住宅難に関する意見」（以下「意見」と省略）を採択した一連の政策を指す。

「意見」の中では、都市の最低所得世帯に対する住宅対策として「廉価賃貸住宅」を柱とする対策の強化を掲げ、その他に「経済適用住宅」や「商品住宅」への規制も打ち出している。

「廉価賃貸住宅」とは、いわば中国版公営住宅で、収入や現住居の水準に基づいて、住宅に困窮する住民を入居させるための賃貸住宅のことである。地方政府が予算を組むが、支援の手法の第1は対象世帯が住んでいる民間賃貸住宅への家賃補助、第2に現有の公有住宅への低家賃入居、第3に地方政府による直接建設および賃貸であり、日本の公営住宅政策とは優先順位が逆になっている。

北京市内で、今まで市政府が直接建設したものは高齢者・障害者優先の1団地のみである。制度対象となる入居者の要件は地方政府が各地の実情に合わせて定めることとされているが、生活保護受給世帯で現在の住宅が極めて狭いこと（例えば1人当たり5㎡以下）というものが多くようである。また、当該都市に戸籍を有することも要件とされるため、地方から職を求めて上京してきた人たち（先に述べた「流動人口」）は対象とならない。

「経済適用住宅」とは、いわば原価主義による低価格の民間分譲住宅である。地方政府が土

地の入札を行なうときから計画されており、土地の原価での供給、開発負担金や各種税金を減免する一方で、ディベロッパーに指定価格での販売を義務づけるものである。立地にもよるが、周辺相場に比べて3割～5割前後安い価格で分譲されている。制度対象となる購入者には地方政府の定める要件があり、例えば平均以下の収入、平均以下の居住面積、戸籍所有者などであり、その他に再開発などによる立退き世帯も対象となっており、いわば補償金代わりに新築住宅を得るという流れが存在していた。

経済適用住宅は政策的に優遇された分譲住宅だが、これまでは転売等が自由であったため「意見」により5年間の転売禁止が条件とされた。ただし、自己居住は義務づけられていないため賃貸されているものも少なくないといわれている。

なお、「廉価賃貸住宅」と「経済適用住宅」は、制度的には90年代から存在しており、住宅のハコとしての内容は一般の住宅と大きな相違はなかった。その一因としては、先にも述べたようにスケルトン売りが主流だったために、広さ以外では差別化しにくかったことがある。なかには150㎡を超える経済適用住宅も存在していた。

また、民間開発の一般の住宅は「商品住宅」と呼ばれているが、最近の大規模化・高価格化を抑制するために、地方政府の指導により価格を一定以下に条件づけた「制限住宅」という商品住宅も提唱され登場している。北京市では面積も条件づけており、「両限住宅」と呼ばれている。経済適用住宅よりは高所得の階層向けという位置づけであるが、地方政府の裁量に任されている要素も多く、補助、分譲時の条件などの違いが必ずしも明らかではない。ただし、「廉価賃貸住宅」、「経済適用住宅」と「制限住宅」は、政策的には「保障性住宅」に分類され、住宅政策の大きなメルクマールになっている。

「意見」に基づいた具体的施策を整理すると以下ようになる。

- ①新規建設住宅のうち70%以上は面積90㎡以下に抑制する。経済適用住宅、廉価賃貸住宅はさらに引き下げる（一部では経済適用住宅は約60㎡、廉価賃貸住宅は約50㎡と言われている）。
- ②新規開発土地のうち70%以上は経済適用住宅などの保障性住宅に配分する。
- ③公積金の運用益のすべて、土地譲渡益の10%以上は保障性住宅の整備に充当する。
- ④経済適用住宅の5年以内の転売は原則禁止する。
- ⑤2軒目の住宅に対しては銀行融資の際の頭金を5割に引き上げるとともに公積金の適用を中止する。
- ⑥住宅困窮世帯の調査を実施し、リストアップを行なう。

①および②については、土地が公有であるため、先にも述べたように開発のための分譲（使用権分譲）の際に地方政府が民間開発業者に条件をつけることにより実現される。ただし、実際に視察に行くと、数百戸の住宅の面積がすべて100㎡～250㎡であったり、価格がとて高価だったりすることがかなりある。規制前に許可されていた物件であるとか、団地単位ではなく地区や全市単位あるいは年度を越えての70%だというような説明を受けるが、全体を俯瞰する資料がないので実態はつかみきれないのが実情である。

③と⑤にある「公積金」とは、公的な住宅貯蓄制度で、給料の1割前後が義務的に各地の管理センターに積み立てられ、住宅購入時に優遇された融資を受けられるというものである。地域で異なるようだが、1年以上の加入期間が条件で、住宅購入時に、銀行よりも1～2%低い5%前後の金利で数十万元（数百万円から1000万円超）の融資を受けられる。制度創設以来約10年を経て、累計で1.1億人超の労働者から資金を預かり、総額は1.6兆円を超えていると公表されている。一方で、手続き面の煩雑さなどからディベロッパーからは敬遠され、北京市の



高収益をうたう住宅広告

過半の分譲住宅で利用できないという話も聞く。

⑤の「2軒目の住宅」にも注意が必要である。中国では2軒目は自己居住用のセカンドハウスよりも投資用住宅であることが主で、若干の資金と借入れで新たに住宅を購入し、その住宅を賃貸し、家賃で資金が貯まれば、さらに新たに住宅を購入するようなケースである。したがって⑤は、借金をしてまで投資するという風潮を抑さえようという趣旨である。なお、夫婦別々で購入する場合や借金を完済した場合の扱いも議論されているが、この施策により市場のニーズが相当程度抑制され、2007年末から2008年初にかけての住宅価格下落に結びついたと伝えられている。

ところで、中低所得者向けの住宅対策は中国政府あげての課題となっているが、その推進のため建設部の組織および名称が2008年3月に変更された。新しい名称は「住宅・都市農村建設部」（原語「住房和城郷建設部」）で、趣旨は「住宅制度改革を推進し、住宅保障体系を確立し、廉価賃貸住宅を整備し、居住難低収入世帯を解決し、都市農村建設計画を統合し、都市化の健康的発展を促進するため設置する」と発表された。今回は他にも「環境保護部」や「交通運輸部」などいくつかの部が変更されており、中国の社会経済情勢を踏まえて組織の統一（「大部制」）を図る国务院機構改革の一環として実施されたものである。

その他の話題

最後に、最近関心の高い住宅の話題について2つ取り上げよう。

(1)省エネルギー住宅

今夏の洞爺湖サミットでも温暖化が最大のテーマであるが、現在中国は世界第2位のCO₂排出国となっている。中国では地球温暖化問題よりも国の成長を維持するための資源問題の視点から議論されることが多いが、冒頭にも述べたように、近年の住宅建設量は世界でも群を抜いており、そこで消費されるエネルギーは年々拡大の一途をたどり、エネルギー消費の約3割を暖房・空調、照明、炊事・給湯で占めると推計されている。最近の技術普及、制度制定は急速に進展し、現在ある50以上の建築省エネ関連の規則・技術基準類の約半分はこの5年以内に作られたものである。省エネ法も昨年改正され、別途公布された通知により全国的に50%削減、大都市では65%削減の住宅建設が掲げられている。

そのための具体的な技術の一つに太陽熱温水器がある。政府の推奨もあり、北のハルビンから南の広州に至るまで、新築の集合住宅の屋上・ベランダなどには太陽熱温水器のパネルが所狭しと並ぶ光景が目につく。1台・戸当たり工事費込みで数万円と日本に比べて圧倒的に経済的である。

また、断熱工事も普及しつつある。中国では一般的に外断熱が採用されており、外壁に発泡スチロール系の材料を貼り付けモルタルを塗った上にパネルで仕上げをする手法をよく見かける。ちなみに暖房は中国北部では地域暖房が主流であるが、負担を明確にして節約を図るために各戸に計量計を付ける取組みが進められている。床暖房も次第に普及しつつある。

(2)高齢者向け住宅

1970年代末から一人っ子政策をとってきた中国では、今後急激な高齢化が予想されている。2000年の統計では65歳以上の高齢化率は約7%

であるが、2030年代には20%を超えると予測されている。

バリアフリー住宅はすでに定着した概念となっており、オリンピック後に行なわれるパラリンピックの関係もあって、北京市内の公共建物、交通機関などでもバリアフリー対応が進められている。また近年は、中国各地で高齢者向け住宅・有料老人ホーム・リタイアメントビレッジの建設が行なわれている。日本と同様に居住環境やケアの内容もさまざまで、現在のところは比較的富裕階層向けの施設が多い。さらに、保険会社でもリバースモーゲージの商品化が実施されており、最近の報道では高齢者施設で入居者が現在所有する住宅を運用して費用を賄うサービスを手がける新たなビジネスが誕生したりしている。

おわりに

北京オリンピックのメイン会場は北京市の真北約8~12kmの公園内にある。2001年の開催決定時には周囲はまだ空地の多い場所だったと聞くが、現在は公園の北側まで一大住宅団地が広がっている。東南西方面も同様である。人口1700万人（常住+流動）を超える都市としては当然の広がりであるが、そろそろ輸送力が限界にきているという感じを受ける。中国全体で人口100万人以上の都市は117あるが、地下鉄・モノレールが開通している都市是北京、上海、天津、重慶、広州、深圳の6都市のみである。中国でも家族構成やライフスタイルが変化しつつあり、安定した住生活を確保するためには、今後の都市発展のポイントは公共交通機関の整備だと思われる。

追記：四川省大地震の発生

本稿の校正中に四川省大地震が発生したので、若干コメントを加えたい。

2008年5月12日午後2時28分頃（日本時間3時28分頃）、四川省の成都から西北西約100kmにある汶川県の地下約10kmを震源とするM7.8の

地震が発生した（19日に M8.0に修正）。1000 km以上離れている北京や上海でも感じた人がいるというほどの規模であった。被害の程度は日々増加して伝えられるが、5月19日現在、死者3万人、被災者300万人、滅失住宅100万戸という報道がされている。

汶川県は四川盆地に注ぎ込む岷川を遡った谷間の町である。かつて車で通ったことがあるが、平地が少なく高層建物もなかった集落と記憶している。また、小学校の倒壊など大きな被害を受けた都江堰や綿竹という都市は、川が四川盆地に流れ込む盆地の縁辺部に立地している。

今回の地域では基本的に戸建住宅はレンガ造が多いが、都市や集落などでは中層の住宅も増えてきており RC 造の建物も多い。ただし、壁まで鉄筋コンクリートとしているものは少なく、報道写真でみるかぎり、鉄筋は少なく瓦礫の山となっているものが多い。

中国では1976年に北京の西約200kmで発生した唐山地震が M7.8死者24万人を数えたが、今回の地震はそれ以来の規模である。中国の建物耐震基準は唐山地震を踏まえて強化され、現在は2001年に作成された「建築耐震設計規範」（原語「建築抗震設計規範」）が技術基準の中心となっている。地域ごとに設計上の想定震度（中国の震度は1～9）、加速度が定められており、今回の汶川県は震度7、加速度0.10gとされている。

算式については構造専門家によれば日本の耐震基準（変位を許容する1981年の新耐震基準）とは基本的な考え方が異なるので比較は困難ということであるが、要点が独立行政法人建築研究所のHPに掲載されているので関心のある方は参照いただきたい。（http://iisee.kenken.go.jp/net/seismic_design_code/china/china.htm）

また、この基準も都市の高層ビルには適用されるものの山村の小規模建物にまで適用されているかは未知数である。例外規定が設けられているわけではないのだが（あるかもしれない）、

(砺波氏写真)

となみ・ただし

1960年富山県生まれ。東京大学工学部都市工学科卒業。1982年建設省（現国土交通省）入省後、厚生省、島根県、鳥取県、建築研究所等に勤務。2007年6月から JICA 専門家として北京に2度目の赴任。現在は、中国建設部住宅産業化促進センターで住宅省エネルギーの技術プロジェクトに従事。

現場の裁量あるいは能力により相当幅があるのが実情である。また、設計では満たしていても施工の段階で異なったものになる場合も多いと聞く。

今後の復旧・復興に向けては、現在の震度想定などの基準は当然強化する必要がある。ただし、規定を変えただけでは実現が担保できないので、設計・施工のシステムや審査体制、資材流通、職人等の人材育成などを地域の経済力やレベルに合わせて考えなければならない。せめて病院や学校など多くの弱者がいる建物や、災害時に地域の防災拠点となる公共施設の耐震化は、行なう必要があろう。個人の住宅については今後もレンガ造が基本と思われるので、簡単・安価に補強する技術の開発・普及が求められる。日本からの技術支援については、理論面は一応揃っているのが実際にどのように建てられているのかといった管理運用面での協力が有効ではないかと思う。

地震発生後約1週間を経て、救急・医療などの緊急援助から少しずつ生存者の生活再建へ重点が移りつつある。家を失った被災者の住まいについても今後議論が本格化すると思われるが、その数はあまりにも多い。コスト、支援方法、スケジュールなど問題が山積している。

いずれにせよ、中国側からも日本は地震が多く経験が豊富で、ハード・ソフトを通じて学ばべき点が多いと期待されている。積極的交流により復旧・復興に貢献できれば、喜ばしいかぎりである。

日本では、持家、借家とも住宅の住替え率が海外と比較して低い。持家の住替え率が低いのは、もともと年収倍率で見た場合に住宅の価格が高いため、気軽に購入できないという事情がある。また、ソーシャルミックス（社会階層の融和）が進んでいて、地域的に社会階層的な住み分けが顕著でないため、社会的身分が変化しても住み替えるニーズは高くない。さらに、適切に維持管理して転売していくというより、「住みつぶす」という住行動が多いこともあり、立地や住宅自体に大きな問題が生じないかぎり、あまり住替える動機がないということもあろう。

他方、借家の場合には、継続家賃と新規家賃の差が生じやすい社会制度環境があるために、借家から借家に住み替える場合にも負担が大きいことが指摘できる。借家法がそのような環境形成に大きく影響していると言われている。

瀬古・隅田論文（「わが国の住替えに関する制度・政策の影響——譲渡損失繰越控除制度と借地借家法」）は、住替え率に譲渡損失繰越控除制度および借地借家法がどのような効果をもたらしているかについてハザード・モデルを用いて定量的に分析している。

譲渡損失繰越控除制度とは、所得要件・居住期間要件を満たした上で、前住宅のローン残高あるいは購入価額の小さいほうが売却価格を上回る分を3年間所得税から控除できる制度である。特に前住宅の購入後にバブル崩壊の影響な

どで大きく減価したような場合には、ローン残高が売却価額を大きく上回ることもある。そのような世帯にとって住宅の買い換えが容易になるように、導入された制度である。分析結果からは、ローン残高が住宅の価値を上回るような世帯では一般的には住み替えをとどまる傾向が見られたものの、この控除制度の適用要件を満たしている場合には、世帯の住替えを促進する効果があることが示されている。譲渡損失繰越控除制度については、まさに政策目的が表れているという実証結果となっている。

借地借家法については、一般借家の制度のもとでは正当事由がないかぎり家主からの契約解除の申し出をすることができず、また、家賃を値上げする場合に借家人が認めない場合には裁判所の判断を仰がねばならず、通常は市場新規賃料よりは低い水準でしか認められない。このため、借地借家法のもとでは、継続家賃が新規家賃に比較して低めになる傾向が見られ、そしてこのことは、長期に居住することで暗黙の借地借家法による家賃補助が借家人にもたらされることを意味することになる。分析の結果からは、新規家賃額に比べて継続家賃額が低いほど、住替え率を低下させていることが示されている。

手続きの面倒さも手伝って、普及がまだ十分でないが、定期借家制度が広がればこのような効果は薄らぎ、適正な住替え率になっていくものと期待される。定期借家

を取り入れている世帯で同じ分析をした場合に、住替え率に与える効果がどうかについての分析が待たれるところである。



住宅の売買においては、買い手は売り手に比して住宅の品質に関する情報量が少ないと言われている。情報が不完全であると、住宅の品質に即した価格付けがなされにくくなり、結果として良質な住宅の流通を阻害することになる。住宅品質確保法が制定された背景もここにあり、新築住宅については、重要な住宅品質については客観的な評価が可能な状況になりつつある。しかし、既存（中古）住宅市場においては、住宅品質の評価自体も不十分であり、情報の非対称性がいまだ大きい。また、既存住宅においては、それまでの住宅の扱い方や維持管理の投資状況で品質が大きく左右するにもかかわらず、買い手は目視によるチェックしかできないため、得られる情報が大きく限られる。このため、転売する直前に化粧直しの投資をすることが、しばしば観察される。

岩田・山鹿論文（「中古住宅市場における転売外部性の実証分析」）は、既存（中古）住宅が転売される場合の住宅投資行動を分析した。タイトルにもある「転売外部性」とは、住宅の維持管理投資が転売時の住宅価格に十分に反映されないために転売を考えていない持ち主よりも維持管理投資が過小になるというモラルハザード

の問題をいう。

このような傾向があるかどうかを分析するために、岩田・山鹿論文では、住宅の維持管理のための支出額を被説明変数とする住宅投資関数を推定している。その結果、転居意向のある世帯では投資額が有意に少ないことが示され、転売外部性の存在が明らかになった。また、リフォーム内容をさらに分析した結果、転売意向世帯では、化粧直しのなりフォームを行なう傾向が見られた。よって、理論と整合的な世帯における住宅投資行動があることが実証されたことになる。

理論上は、情報の非対称性があるために、これらの行動が発生することになる。ただ、仮に情報の対称性があつたとしても、転売する場合にはこれらの行動は見られるかもしれない。例えば、長く住むためには、自分の生活水準をあげるために長期的視野をもって投資するが、長くは住まないことがわかっていれば、売却価額とは関係せずに、そのような投資を慎む可能性は捨てきれない。理論の是非まで踏み込むならば、例えば既存住宅の品質評価を取り入れた住宅とそうでない住宅の比較を試みても良いかもしれない。また、既存住宅の品質として特にどのような項目についてどの程度明確にできれば、転売外部性が発生しにくいのかという知見も得られることが重要である。このような面ですらに研究を発展していけるとよいだろう。

●

効率的な社会資本の供給や維持管理は、これからの低成長社会においては重要な課題となっている。昨今問題になった道路特別会計の問題もこの延長上にある。また、道路に限らず、箱物の公共施設は、地方部でむしろ充実していることがしばしば指摘される。需要が都市部よりも低いことを考えれば、地方部では社会資本が非効率であることは、容易に想像できる。

なぜこのような非効率性が生じるのであろうか。都市部に比較すれば地方部では人口密度が低いために、面積当たりの利用需要は低くなる。そのため、都市部のほうが社会資本がより効率的に利用されることはある程度理解できる。ただ、効率的な国土運営の観点に立てば、密度に応じた社会資本の整備水準があつてしかるべきであり、それを超える整備をしているのは、何らかの歪んだ整備動機が生じているためと考えることもできる。

近藤論文（「社会資本の効率性と政府間財政移転——資本化仮説に基づく実証分析」）は、そのような地域別の社会資本の効率性に格差が生じている理由に迫る分析を行なった。特に、中央政府から地方政府に移転される地方交付税や国庫支出金の支出のされ方に着目し、その効果を分析している。

近藤論文では、定率補助金と定額補助金という2種類の補助の仕方を区別している。定率補助金とは整備経費の一定比率を国が補助

する方式であり、定額補助金とは整備経費とは関係なく一定額を補助する方式である。住宅の家賃補助などでも類似の議論がなされるが、定率補助方式では補助金を受け取った主体としては、価格が低くなったのと同等の効果をもつため、どうしても過大に整備してしまう動機を持つ。他方で、定額補助方式の場合には価格には関係がなく予算が増えただけの効果が発生するため、過大整備する動機は発生しない。

分析の結果、社会資本の量は地価に対して有意にプラスの影響を及ぼしており、理論と整合的な結果が得られている。また定率補助金の補助率が地代勾配に有意にマイナスの影響を及ぼしており、非効率性を助長する状況が実証された。地域別に比較してみると、東京を含む南関東で地代勾配が最も高く社会資本の効率性が高いことがわかる。他方で、南九州、北海道、東北などの地方では社会資本の地代勾配は低く、政府間財政移転の依存度が高いことが効率性の格差を生み出したことを示唆する結果を得ている。

この分析結果は、定額補助金となりがち南国から地方への補助方式を改めなければ、効率的な社会資本整備は達成されにくいことを意味する。近藤論文は、地方自治体の財政運営動機にも配慮した地方分権改革を進めるべきことを示唆していると言えよう。

(Y・A)

わが国の住替えに関する制度・政策の影響

譲渡損失繰越控除制度と借地借家法

瀬古美喜・隅田和人

はじめに

住替え率は、国際間で大きく異なるが¹⁾、日本は国際的にみても、住替え率の低い国として知られている。米国では1995年から2000年にかけての住替え率は50.4%であり²⁾、カナダでは、1996年から2001年にかけて41.9%であった³⁾。それに対して日本の場合は、1998年から2003年間の住替え率は24.1%であり、米国の2分の1以下の値となっている。また、日本における住替え率は最近ではさらに低下してきている。年平均住替え率は次の通りである⁴⁾。1968-1973年8.1%、1973-1978年7.5%、1978-1982年6.8%、1982-1988年6.2%、1988-1993年6.1%、1993-1998年5.8%、1998-2003年5.1%である。

市場経済における住宅市場が円滑に機能していれば、家計はライフサイクルの各段階で異なるタイプの住宅を必要とするので、そのつど、もっとも適した住宅に住替えられればよいことになる。しかし、実際には、住替えを妨げる制度的な要因などがある場合、円滑に住替えることができない可能性がある。特に、わが国では、持家住宅市場においても、借家市場においても、制度的、政策的な要因が、日本の住替え率を低くしている可能性がある。

わが国における住替えの研究として、移動費用に着目した瀬古(1995)があるが、本稿では、以上のような問題意識を背景として持ち家所有者と借家人に関連する制度・政策に焦点を当て、これらの政府による2つの政策の住替え率への

影響を調べる。

まず2004年に導入された持家所有者に対する住替え関連優遇税制である譲渡損失繰越控除制度に注目する。この所得税控除制度は、資産インフレから資産デフレに転換した日本経済の構造変化の下で、過剰住宅ローンを抱えた持ち家世帯の住替えを促進する目的で、創設された優遇税制である。周知のごとく、1980年代後半から日本では、世界でも類を見ないほどの住宅価格上昇と下降とを経験し、特に1990年代の住宅価格の低下により、多くの持ち家世帯は、住宅資産価値の低下を経験することになった。このような世帯は、バブル時に住宅を購入し、その後、購入した住宅価格が下落することにより、住替えようとしても、売却価格が購入価格を下回るという住宅資産制約があるために、円滑に住替えることができないと考えられる。この優遇税制は、そのような家計の住替えを促進するために導入された税制度である。

次に注目する制度・政策は、借家市場における借地借家法である。この法律は、第2次世界大戦中に借家人を保護するために作られた法律であるが、賃貸借家人に契約更新権と家賃の面で、強力な法的保護を与えているという特徴がある。この法律の存在により、家主が市場の状態に合うような家賃の値上げをすることは困難となっている。結果として、市場では家賃が上昇している状況でも、借家人は、同じ借家に継続的に住み続ければ、新たな借家に住替えた場合に支払う新規家賃よりも安い家賃を支払え

(瀬古氏写真)

せこ・みき

1948年神奈川県生まれ。1978年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。日本大学経済学部教授を経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。
著書：『土地と住宅の経済分析——日本の住宅市場の計量経済学的分析』（創文社）ほか。

(隅田氏写真)

すみた・かずと

1973年神奈川県生まれ。1997年慶應義塾大学総合政策学部卒業、2002年同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、金沢星稜大学経済学部准教授。
論文：「住宅価格変動の計量経済分析：バブル後の住宅価格変動と住宅政策」(博士論文)ほか。

ばよいことになるため、借家人の住替えを阻害することになっていると考えられる。

以上のわが国特有の制度・政策の住替えに与える影響を、日本全国をカバーする「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」の個票データを使い、ハザード・モデルを用いて分析した。

本稿の構成は次のようになっている。1節では、簡潔に日本経済の特徴と、住宅市場に関連する2つの政策についてまとめる。2節では、計量分析で用いられるモデルを議論する。3節は、分析に用いたデータについて議論する。4節では、持ち家サンプルに基づき、住替えに対する政策効果の分析結果を議論する。5節では、借家サンプルの場合に、借地借家法が住替えに及ぼした原因を議論する⁵⁾。

1 日本経済、住宅市場、そして住宅関連税制の概観

資産価格デフレーションの持ち家住宅市場への影響

1986年から、日本は世界に類を見ない地価や住宅価格の急激な上昇と下降とを経験した。この価格上昇期に住宅を購入した多くの家計は、その後の下落のために、資産価値の下落を経験することになった。バブルの頃に住宅を購入した多くの家計は多額の住宅ローンを抱えることになったのである。なかには、住宅価格の下落のために、ローン残高が住宅価格を上回るようになった世帯も存在する。例えば、2005年には、注文住宅を新規に購入した家計の64.4%がローンを借りている。また、直前の住宅が持ち家であり、かつ売却した人についてみると、75.0%

の家計が、以前の住宅を売却したときに、キャピタル・ロス⁶⁾を被っている⁶⁾。日本では、住宅金融はリコース(recourse)ローンにもとづいているために、資産価格の下落期には、借手は不動産における担保価値の下落から生じるリスクをすべて引き受けなければならない。そして借入額(元金と利子の合計)を完全に返済しない限り、住替えをすることは困難である。これらの借手の問題に対して、彼らの住替え(借家への住替えを含む)を容易にするために、政府は2004年に「譲渡損失繰越控除制度」を設けた。

この制度は、1998年に創設された持ち家から持ち家へ買換えた世帯を対象とした「居住用財産の買換えの場合の譲渡損失繰越控除制度」を拡張した制度である。1998年の制度では、1998年1月1日から2006年12月31日までに住宅を売却し、新たな住宅と買換え、かつ譲渡資産の住宅ローン残高が存在することが適用の条件であった。住宅ローン残高の存在は2004年に問われなくなったが、この制度では適応外であった借家に転居をした世帯をも適応対象としたものが、2004年に創設された「譲渡損失繰越控除制度」である。

この「譲渡損失繰越控除制度」は次のようなものである。2004年1月1日から2006年12月までに5年以上居住した持ち家を売却する時、ローン残高が売却価格より大きい場合、この差額をAとする。あるいは、売却した住宅の購入価格が前住居の売却価格より大きい場合、この差額をBとする。これらのAとBの小さいほうの金額を住宅購入後の3年間、所得税から控除できる制度である。ここでは、この譲渡損失繰

越控除制度の持ち家からの住替えへの影響を調べる。以下の分析の結果によれば、この税制は、住宅ローンに対する住宅価格の比率（以下、これを、LTV；Loan to Value Ratioと呼ぶ）が大きな世帯に対して、特に有効であったことがわかった。

資産制約が住替えに与える影響についてのいくつかの実証研究は存在する（Henley 1998, Chan 1996；2001, Lee and Ong 2005）が、これらの研究は、住宅資産制約の住替えへの影響を分析しているのみである。本稿は、資産制約を緩和するためにとられた政策が住替えに及ぼす影響を初めて分析したものである。

借地借家法の借家市場への影響

借地借家法は、わが国の借家市場に大きな影響を与えている。借地借家法は、家主による一方的な退去要求から、借家人を守る法的根拠を与え、裁判所による（暗黙の）家賃統制システムを作り出しているといえる。第2次世界大戦直後の極端な住宅不足と拡大した貧困の時代には、借地借家法は社会の安定と強調を保つ役割を果たしたが、現在は状況が大きく異なっている⁷⁾。

借地借家法の下では、現在の借家人の継続家賃は、同じ物件の新規契約家賃を越えることはできない。最初に借家人が借家に入居する時の新規契約家賃を、借家市場で決定される家賃（市場家賃）の水準に決定することは可能だが、続く契約更新時の継続家賃の値上げをする場合には、借家人が家賃の値上げを認めない場合、裁判所の判断を仰がなければならない。市場家賃が上昇している時期には、裁判所で認められる継続家賃は、市場家賃よりも低くなる⁸⁾。

さらに家主は、正当事由を証明することなしには、現在の借家人を追い出すことはできない。したがって家主は、裁判所に正当事由の存在を証明できなければ、契約終了時に契約更新を拒否できる権利を有していないのである。このために借家人は、同じ家賃で同じ借家に無制限で

住み続けることが可能なのである。

このような状況を踏まえて、借地借家法による家賃統制システムの借家人の住替えへの影響を分析するために、本稿では、まず家賃統制の恩恵を享受している借家人と、継続家賃よりも高い家賃を支払っている借家人とを識別している。そのうえで、借地借家法により結果として生じている暗黙の補助金額を求め、借家人の住替えに対する借地借家法の影響を分析した。

類似する既存研究として、住替えまでの居住期間と家賃統制の関係を検討した研究（Gyourko and Linneman 1989, Rapaport 1992 Simmons-Mosley and Malpezzi 2006, Munch and Svarer 2002）がある。これらは特定の地域を指定して家賃水準を直接統制するような明示的な家賃統制に関する研究である。

しかし、日本では前述のように借地借家法を通して、新規契約家賃は借家市場での市場家賃として決定されるが、契約継続時の継続家賃の上昇が認められない結果、市場家賃と継続家賃との間に差が生じ、この差が補助金の役割を果たしていると考えられる⁹⁾。そこで5節では、日本特有の暗黙の家賃統制の住替えへの影響を、暗黙の家賃補助尺度を求め分析を行なっている。

2 ハザード・モデルの定式化

本稿では、各世帯の入居時点から2006年までの持ち家世帯と借家世帯の住替えまでの時間の決定要因をハザード・モデルにより分析する。

まず、各世帯は生涯を通じての効用最大化に基づいて、居住期間や住替えのタイミングを決定すると仮定する。そして住替えの発生を、住替えハザード率によりとらえる。住替えハザード率 $h(t)$ は、 t 時点まで居住していた住居を次の瞬間に住替えする確率を表す。T を居住時間を表す確率変数とすると、ハザード率 $h(t)$ は次式で表される。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

t 時点における第 i 家計のハザード率は、第 j

説明変数 x_{ijt} を条件とすると ($j=1, \dots, k$)、次のように定式化される。

$$h(t|x_{ijt}) = h_0(t) \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1t} + \dots + \beta_k x_{ikt}) \quad (1)$$

ここで $h_0(t)$ はベースライン・ハザード関数とよばれる。この関数を明示的に定式化しないノンパラメトリック・モデルである Cox の比例ハザード・モデルと、 $h_0(t)$ を確率密度関数を利用して明示的に定式化するパラメトリック・モデルがある。後述のようなハザード率のシミュレーションを行なうためには、ベースライン・ハザード関数をパラメトリックに定式化するモデルのほうが便利なので、今回は後者のモデルを採用することにした。

パラメトリック・モデルとして、いくつかの候補を考えることができる¹⁰⁾。本稿では、持ち家サンプルと借家サンプルともに、ワイブル分布を採用している。ワイブル分布の場合、次のように定式化される。

$$h(t|x_{ijt}) = pt^{p-1} \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1t} + \dots + \beta_k x_{ikt}) \quad (2)$$

ここで p は推定されるべきパラメータを示している。

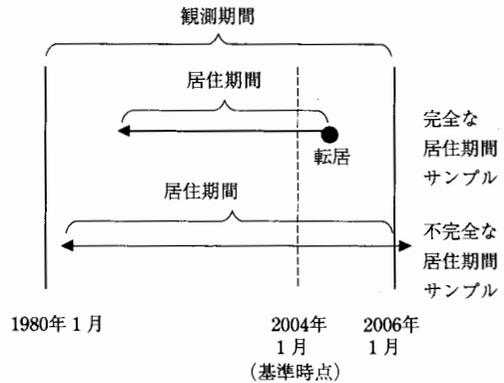
(2)式の説明変数の係数 β_j ($j=1, \dots, k$) は、説明変数のハザード率に与える影響を示す。正ならばハザード率を増加させ、負ならば逆である。説明変数には、住宅の種類や属性を示す変数、世帯主や地域を示す変数などが含まれる、多くの変数が時間に依存する変数となっている。

3 データ

KHPS データと居住期間の説明

住替えと結果として得られる居住期間は、家計の動学的最適化行動の結果として得られる。そこで、このような家計の行動を分析するためには、住替えが生じた時点のデータだけでなく、過去のデータも必要となる。本研究では、慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) が、パネル調査開始前に各世帯が現住居に入居した時の情報や、それ以前の住居に関する情報を使用す

図1—居住期間の説明



ることができるという利点を用いて、回顧パネル・データを作成し、分析用データ・セットとして使用している。

ここで分析に用いる KHPS について簡単に述べておく¹¹⁾。KHPS は慶應義塾大学経商連携21世紀プログラムにより収集されている。第1波の調査が2004年1月に実行されている。第2波は2005年1月、第3波は2006年1月に調査が行なわれた。第4波は2007年1月に調査が行なわれており、新たに1000世帯の標本が追加されている。

観測期間、居住期間、そして住替えイベントの定義の説明を図1で示した。観測期間は1980年1月から2006年1月までである。パネル調査の開始時点である2004年1月を基準時点として、それ以前に前住居、または現住居に入居した世帯を分析の対象としている。基準時点以降から2006年1月までに住替えた世帯を住替えイベントの生じた「完全な居住期間サンプル」(complete residential spell samples) としている。それに対して、住替えをせずに住み続けている世帯を「不完全な居住期間サンプル」(incomplete residential spell samples) とする¹²⁾。2004年1月から2006年1月までは、毎年パネル調査が実施されているので、各世帯の情報を得るのは容易であるが、2004年以前については、第2回調査で調べられている情報をもとにして遡っている。このようにすることにより3年分のパネル・データしか存在しなくとも、各時点

表1 変数定義

変数名	定義
event	1:2004-2006年の間に転居, 0:それ以外
spell	居住期間
世帯属性	
incomp	現住居での入居時点における実質所得 (10,000円, 2000年基準)
age	世帯主年齢 (年)
age 2	世帯主年齢の2乗
fsize	世帯人員数
住宅属性	
hp	実質持ち家一戸建て価格 (10,000円, 2000年基準)
hpgrsc3	実質持ち家一戸建て価格分布ラグ ((3)式, m=3)
rent	家賃指数 (2000年=100)
rentgrsc3	家賃指数分布ラグ ((3)式, m=3)
hage	築年数 (年)
rooms	部屋数
tenurep	前住居の所有形態, 1:持ち家, 0:借家
世帯主の労働市場関連変数	
reg	1:正規雇用, 0:その他
self	1:自営業, 0:その他
fam	1:家族従業者, 0:その他
change	1:転職をした場合, 0:otherwise
住宅ローン関連変数 (持ち家サンプルのみ)	
LTV	ローン/住宅資産価格比率 (Loan to value ratio) (4式)
LTVD0	1:0<LTV≤1, 0:その他
LTVD1	1:LTV>1, 0:その他
住宅税制関連変数 (持ち家サンプルのみ)	
taxdedc	1:譲渡損失繰越控除制度の適応可能世帯, 0:その他
借地借家法関連変数 (借家サンプルのみ)	
dirc	借地借家法による暗黙の補助率 ((5)式). この比が負の値をとる場合には0.
地域ダミー変数	北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州の各地域に該当する場合は1、それ以外はゼロ。

における住替え行動を捉えることが可能となる。

$$\sum_{i=0}^m \frac{m+1-i}{(m+1)(m+2)/2} y_{t-i} \quad (3)$$

住替えの決定要因

住替えの決定要因として使用した変数を表1にまとめた。主な変数はKHPSの調査結果から直接利用したが、以下では、KHPSの調査結果を加工して作成した変数について述べる。

住宅価格の期待変化率は、次のように作成している。家計は過去の住宅価格変化率をもとにして、将来の住宅価格の動きを予想すると考え、後ろ向きの期待形成を仮定した。そこで、Fisherの簡便法(Dhrymes 1971、養谷 1997)に基づく次のような分布ラグで表されると仮定した。

ここで y_t は t 期における住宅価格変化率である。ラグの長さは、利用不能となるデータ数を最小限に抑えるために $m=3$ としている。この分布ラグの特徴は、過去の価格変化率の影響が線形で減少することである。

住宅資産制約の住替えに及ぼす影響を分析するために、次の変数を作成している。ローン残高と住宅資産価値の比を示すLTV (Loan to Value Ratio) である。

$$LTV = \frac{\text{住宅ローン残高}}{\text{住宅価格}} \quad (4)$$

ここで分母の「住宅価格」は居住開始時点における購入価格に基づいている。土地と建物の

両方を購入している場合には、これらの合計として、この住宅価格の変化率が、先に言及した各都道府県の平均住宅価格変化率に等しいと仮定して、この変化率を利用して居住開始後の毎年の住宅価格を計算している。

分子の「住宅ローン残高」はKHPSの第3回(2006年1月)で調べられているローン残高と返済額の情報をもとにして、元利均等返済を仮定して毎年の返済額が2006年の金額に等しいと仮定して計算されている。日本では元利均等返済が最も一般的な返済方法であることに加えて、返済期間が25から35年と長期にわたる。そのため1980年以降ローンで住宅を購入している多くの家計は、2006年でもローンを保有している可能性が高い。以上のような想定に基づき、毎年の「住宅ローン残高」を「2006年1月住宅ローン残高+2006年1月のローン返済額×各年の居住年数」のように計算している。ただし、ローンのない世帯についてはLTV=0としている。

またハザード率とLTVの間の非線形関係を捉えるために、LTVダミー変数も作成した。ローンのない世帯を基準としたカテゴリカル・ダミー変数である。LTVD0はLTVが1以下の世帯は1、それ以外は0をとる。LTVD1はLTVが1より大きい世帯、つまり負の資産価値を持つ世帯を示している。これらのダミー変数は、住替えハザード率に対して負の影響を持つと考えられる。これらの係数は、ローンがない世帯との差を表している。

2004年1月に創設された譲渡損失繰越控除制度の対象となる世帯を示すダミー変数(taxdedc)は次のようにして作成している。この所得控除制度を受けることができる条件は、住宅を売却した年の年間所得が3000万円未満であること、売却した住宅に5年以上居住していたこと、である。taxdedcは、2004年1月以降にこれらの条件を満たす持ち家世帯の場合に1をとるダミー変数である。この変数は、正の符号条件を持つことが予想される。

次に、借家から借家への住替えの場合にサンプルを絞り、借地借家法が借家世帯の住替えを抑制していたかどうかを調べる。借地借家法により生じた暗黙の補助金額の影響を調べるために、次の変数dircを作成した。この変数は、暗黙の補助額の継続家賃に対する比として定義される。

$$\begin{aligned} \text{dirc} &= \frac{\text{借地借家法による暗黙の補助額}}{\text{継続家賃}} \\ &= \frac{\hat{r}_{\text{mit}} - \hat{r}_{\text{cit}}}{\hat{r}_{\text{cit}}} \quad (5) \end{aligned}$$

ここで分母の継続家賃 \hat{r}_{cit} は、現住居に入居した時点から継続して支払っている家賃と定義している。t年の継続家賃を求めるために、t-1年に借家に入居した世帯のサンプルを集めた。これらの借家世帯のt年の継続家賃はt-1年の入居時における新規家賃に等しいと仮定している。t-1年の対数変換した家賃を、部屋数、築年数、地域ダミー変数、t-1年を示すダミー変数に回帰している¹³⁾。

推定されたモデルを基礎にして、t年の継続家賃の予測値 \hat{r}_{cit} が推定されている¹⁴⁾。これらの値は、一般的な借家契約期間が2年間であることを反映して2年間同じ値となるように変換されている。

(5)式の分子で使われている市場家賃 \hat{r}_{mit} は、次のように計算されている。借家世帯を入居年別に次のように5グループ(1980-1984年、1985-1989年、1990-1994年、1995-1999年、2000-2005年)に分類した¹⁵⁾。各グループごとに家賃を、部屋数、築年数、地域ダミー変数、入居時点ダミー変数に回帰している¹⁶⁾。これらの推定結果を用いて入居年ごとの市場家賃が予測されている。これらを用いて、借地借家法による暗黙の家賃補助率(dirc)を計算している。補助率に焦点をあてているため、負になる場合は0としている。

最後に、地域差を考慮するために、8地域の地域ダミー変数(北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州)を利用している。

表2 持ち家からの転居ハザード関数推定結果

変数	係数	z	ハザード率
age	-0.277	-2.21 **	0.758
age2	0.003	2.88 ***	1.003
age×incomp	0.000	-0.27	1.000
age×fsize	-0.004	-0.29	0.996
age×hage	-0.001	-1.63 +	0.999
fsize	0.283	0.5	1.327
hp	0.000	-0.5	1.000
hpgrsc3	-16.834	-2.46 **	0.000
rent	0.042	0.6	1.043
rentgrsc3	-30.000	-1.21	0.000
rooms	-0.240	-0.68	0.787
reg	0.330	0.61	1.391
self	-4.346	-3.46 ***	0.013
change	1.920	2.45 **	6.823
LTVD0	-5.944	-5.08 ***	0.003
LTVD1	-21.522	-34.57 ***	0.000
tenurep	1.390	1.8 *	4.014
taxdedc	0.759	1.11	2.136
LTVD1×taxdedc	17.332	13.06 ***	3.4E+07
定数項	-2.276	-0.24	
p	2.415	4.15 ***	
世帯数		429	
転居世帯数		16	
観測値数		3768	
対数尤度		-20.9	

注) 有意水準: ***は1%, **は5%, *は10%, +は15%。

地域ダミー変数の推定結果は省略されている。

出所) Seko and Sumita (2007a), Table 4.

次に主な変数の特徴について述べておく。持家サンプルについて、ローンのない世帯(LTV=0)は全体の1.3%に過ぎず、 $0 < LTV \leq 1$ の世帯は82.8%であり、 $LTV > 1$ の世帯は15.8%存在する。LTV別の住替え世帯の割合を見ると、LTVの低い世帯ほど住替えする傾向が見られる。LTVがゼロより大きく1以下の世帯のLTV平均は0.51である。そして譲渡損失繰越控除制度に該当する世帯の割合は18.8%であった。LTVが1を超える世帯のLTV平均は8.44である。このうち譲渡損失繰越控除制度に該当する世帯の割合は8.38%であった。

次に、借家サンプルについてである。暗黙の補助額を受けている世帯($dirc > 0$)の割合は、($0 < dirc < 0.5$)のサンプルの占める割合58.8%、($dirc \geq 0.5$)のサンプルの占める割合5%

なので、全体で63.8%にも達する。 $dirc$ の大きなグループのサンプル($dirc \geq 0.5$)は、3つのグループの中でも他の借家への住替えが最も少なく(1.18%)、居住期間は最も長く(12.8年)、世帯主年齢も高く(46.9歳)、築年数も最も古い(30.7年)。これらの大きな $dirc$ を示している世帯は、近畿地方(36.5%)と九州地方(37.6%)に集中している。以上より借家借家法の恩恵を受けている世帯は長く、同じ借家に留まる傾向が見られることがわかる。

4 譲渡損失繰越控除制度の持ち家世帯住替えへの影響

持ち家からの住替えのハザード関数の推定結果

持ち家からの住替え(持ち家から持ち家、持ち家から借家を含む)のワイブル・ハザード関数の推定結果が表2にまとめられている。

この結果から、持ち家住宅価格上昇期待を示す変数(hpgrsc3)の係数は負であり、5%水準で有意である。しかし、持ち家住宅価格の係数は有意ではない。これは持ち家世帯が住宅価格上昇を期待している場合には、住替えをしない傾向を示していると解釈できる。この傾向は欧米の研究(Chan 2001, Henley 1998)では観察されない結果であり、日本の持ち家住宅市場の特徴を示していると考えられる。

LTV関連の変数として、LTVダミー変数LTVD0とLTVD1を分析に用いている。これらのダミー変数はハザード率とLTVとの間の非線形関係を捉えるために使われている。これらの変数の係数は住宅ローンのない世帯との差を示している。LTVD0とLTVD1はともに負で1%水準で有意である。これより住宅ローンが存在する場合には、住替えハザード率は低下することがわかる。

労働市場関連の変数は、転職を示すダミー変数(change)が正で有意であった。これより、転職は住替えを促す傾向があることがわかる。一方、世帯主が自営業の場合には、負で有意であることから、持ち家に留まる傾向があること

がわかる。

次に、どの世帯がこの控除制度の恩恵を得ているかを調べるために、LTV ダミー変数と譲渡損失繰越控除制度の適応世帯を示すダミー変数との交差項を含むモデルを推定した。この交差項は1%水準で有意であった。係数の大きさより、控除制度の適応されるLTVの大きな世帯

のLTVD1の係数は -4.19 ($=-21.522+17.332$)、控除制度の適応されない場合のLTVD1の係数は -21.522 であるので、この控除制度はLTVが1を超えるような負の住宅資産をもつ世帯の住替えに有効であることを示している。

世帯主年齢と建物の築年数の交差項($\text{age} \times \text{hage}$)の係数は負で、15%ではあるが有意である。このことは世帯主が年齢をとり、建物も古くなるに連れて、所有者の住替え率は低下することを意味している。

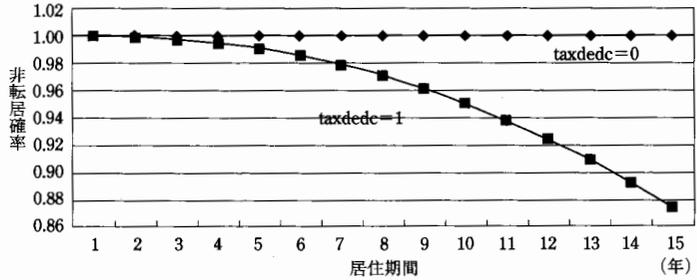
以上の結果を要約する。LTVが正の世帯は住替えをしない傾向が見られたが、LTVが1を超える世帯で、譲渡損失繰越控除制度の適応条件に該当する世帯はこの優遇税制によって住替えが容易になっていることが明らかとなった。

譲渡損失繰越控除制度の持ち家世帯住替えへの効果

推定結果を用いてシミュレーションを行なった。このシミュレーションでは、次のケースを想定している。世帯主年齢は40歳、入居時点の実質所得は700万円、世帯主は正規雇用として勤務、世帯人員数は5人、築年数は8年、部屋数は5部屋、そして住宅は関東地方に位置している。実質住宅価格、実質住宅価格期待変化率、実質家賃、実質家賃期待変化率はすべて持ち家住宅価格の全標本の平均値に等しいと仮定している。

図2には、 $LTV > 1$ ($LTVD1 = 1$) の場合の税控除の効果を示されている。税控除が適応さ

図2—LTV>1の場合の譲渡損失繰越控除制度の持ち家からの非転居確率への影響



出所) Seko and Sumita (2007a), Figure 5.

れる場合 ($\text{taxdedc} = 1$) とそうでない場合 ($\text{taxdedc} = 0$) とを比較している。税控除が適応されないと、非転居確率はほとんど1のままだが、税控除が適応される場合には、非転居確率は毎年低下していくことが分かる。このことから譲渡損失繰越控除制度はLTVの大きな世帯の住替えを容易にしていることがわかる。

5 借地借家法の借家世帯の住替えへの影響

借家世帯住替えハザード関数の推定結果

この節では、借地借家法が借家世帯の住替えに影響を及ぼしているか否かを検討する。借家の契約更新時の継続家賃と市場家賃とを明確に区別し、借地借家法の効果を前述のdircにより計測している。

表3はdircを用いた借家から借家への住替えに関するワイブル・ハザード関数の推定結果である。借家から持ち家のケースを除いているのは、住替え先が持ち家の場合には、住替え後のdircを用いることができないためである。

借地借家法の暗黙の補助率dircの係数は負で10%水準で有意である。これより、借地借家法による暗黙の補助が借家世帯の住替えを抑制していることが示唆される。また実質住宅価格指数の係数は有意ではないが、実質家賃指数の係数は正であり1%水準で有意である。また実質家賃上昇率の期待値の係数は負であり1%水準で有意となっている。これは家賃水準が高いときにはハザード率は高まるが、将来の家賃上

表3 一借家世帯から借家世帯へのワイブ・ルハザード関数の推定結果

変数	係数	z	ハザード率
age	-0.238	-1.84 *	0.79
age2	0.003	2.00 **	1.00
fsize	0.106	0.26	1.11
age×incomp	0.000	1.25	1.00
age×fsize	-0.006	-0.62	0.99
age×hage	-0.001	-1.37	1.00
hp	0.001	1.19	1.00
hprsc3	5.583	1.54 +	265.88
rent	0.138	2.70 ***	1.15
rentgrsc3	-57.332	-3.03 ***	0.00
dirc	-3.370	-1.95 *	0.03
rooms	0.818	6.76 ***	2.27
reg	1.225	2.06 **	3.41
self	0.447	1.07	1.56
fam	-0.049	-0.06	0.95
change	1.424	2.62 ***	4.16
定数項	-20.061	-2.86 ***	
p	2.231	7.46 ***	
世帯数		231	
転居世帯数		50	
観測値数		1714	
対数尤度		-85.4	

注) 有意水準: ***は1%, **は5%, *は10%, +は15%。

地域ダミー変数の推定結果は省略されている。

出所) Seko and Sumita (2007a), Table 5.

昇が予測される時には、住替えハザード率は低くなることを示している。これより、dircの結果と併せて考慮すると、家賃を低く抑えている借地借家法は、借家世帯の住替え率を低くしている原因となっていると考えられる。

労働市場関連の変数については、転職ダミー変数 (change) の係数は正で有意である。これにより、持ち家世帯の場合と同様に、借家世帯の場合も転職は、住替えに影響を及ぼす重要な要因であることがわかる。また正規雇用であれば、住替えハザード率は高まることもわかる。

世帯主年齢の2乗の項は、持ち家世帯の場合と同様に、正で有意であり、年齢が高くなるにつれて、住替えハザード率が上昇する傾向がある。

借地借家法の借家世帯の住替えへの影響

次に異なる dirc の値別に、同じ借家に留ま

る非転居確率を求めるシミュレーションを行なう。これらのシミュレーションは、次の仮定の下で行なわれている。世帯主年齢は35歳、世帯主は正規雇用として勤務し、現住居に居住しはじめた時の実質所得は4000万円、世帯人員数は4人、住居の築年数は8年であり、関東地方に立地している。実質住宅価格、実質住宅価格変化率の期待値、実質家賃、実質家賃変化率の期待値は、全借家居住世帯の平均値に等しいと仮定している。

シミュレーションは dirc を補助額がゼロから、補助額が継続家賃と等しい1まで、0.1きざみで増やすことにより行なわれている。この結果が図3に示されている。dirc の増加とともに非転居確率は1に近づくことがわかる。借地借家法による暗黙の補助額が増えるに従い、住替えの機会費用が増加することになり、住替え確率が低下することが示唆される。

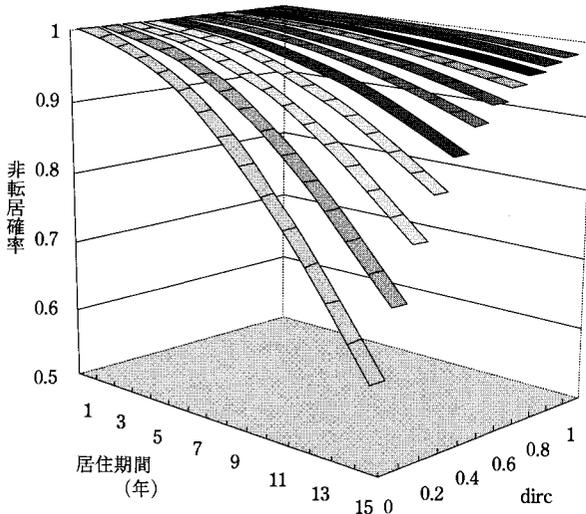
おわりに

日本は住替え率の低い国として知られている。最近の日本経済の深刻な資産価格低下の影響と、借地借家法を通じた家賃統制の影響により、住替え率は以前よりも低下している。本稿では、慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) を用いて、住替えハザード関数を推定し、持ち家世帯を対象とする譲渡損失繰越控除制度と借家世帯への借地借家法の影響を調べた。その結果、これらの2つの制度は住替えに対して、それぞれ有意な影響を与えていることが明らかになった。

持ち家からの住替えについては、譲渡損失繰越控除制度は持ち家所有者の資産制約を緩和し、とくにLTVが1を上回るような負の住宅資産をもつ世帯の住替えを容易にしていることがわかった。しかし、この税制の適応条件、例えば5年間居住しているという要件を緩めると、優遇税制の適応条件を満たす世帯がさらに増えると考えられる。

また借家からの住替えについては、現行借地借家法による継続家賃への抑制は、借家世帯に

図3 一暗黙の家賃補助の借家からの非転居確率への影響
[dirc(0(0.1)1)]



出所：Seko and Sumita (2007a), Fig. 6

補助額を支給する役割を果たし、これにより借家からの住替えの機会費用を高めることにより、借家世帯の現在の借家居住期間を長引かせ、住替え率を低下させていたと考えられる。

借家市場には、2000年3月に新たな居住形態として「定期借家権付き借家」(定期借家)が導入されている¹⁷⁾。この定期借家での契約では、賃貸契約の更新が家主と借家人の相互の合意に基づいて行なわれ、家主が市場状況に合わせた家賃を提示できる。継続家賃の裁判所による暗黙の家賃統制の影響を受けないこの定期借家の導入により、将来の住替え率の拡大を促進することができると考えられる。

住替え率を高めることにより、住宅市場での調整として、価格調整だけでなく、数量調整が働くような環境を整えることにより、住宅価格の変動を抑えることが可能となるのではなかろうか。

注

1) Long (1991) は先進国間の住替え率の違いを分析している。Strassmann (1991) は住宅市場における規制と住替えの国際比較をしている。Angel (2000) の Table A. 25 (p. 372) は、1990年における53カ国

の主要都市の住替え率を示している。Harsman and Quigley (1991) の Table 1-5 はヨーロッパとアメリカの年間住替え率を示している。

2) U.S. Census 2000 Analyzed by the Social Science Data Analysis Network (http://www.censusscope.org/us/s48/chart_migration.html)

3) Statistics Canada Releases 2001 Census Mobility Data.

4) これらの数字は、「平成15年住宅・土地統計調査」に基づく。

5) 本論文は瀬古・隅田 (2006) を発展させた Seko and Sumita (2007a) の分析を加筆・修正し、要約したものである。より詳細な分析結果については、Seko and Sumita (2007a) を参照のこと。

6) 国土交通省『平成18年住宅市場動向調査』。ただし、この調査は、平成17年に、住宅を購入した世帯に関する調査であり、われわれの分析で用いたデータとは、対象が異なることに、注意すべきである。

7) Iwata (2002) p. 126.

8) 金本 (1997) 146頁、Iwata (2002) p. 126など。

9) このような家賃統制は、Turner and Malpezzi (2003) で示されている「家賃上昇率に関する規制」に似ている。しかし、ここでは家賃上昇は物価上昇などには関係していない。

10) 候補としたベースライン・ハザード関数は、指数分布、ワイブル (Weibull) 分布、ゴンペルツ (Gompertz) 分布、対数正規分布、対数ロジスティック分布である。これらのモデルを最尤法で求め、得られた AIC を最小にするモデルを選択した。

11) 詳しくは樋口・慶應義塾大学経商連携21世紀 CEO (2005、2006) と樋口・瀬古・慶應義塾大学経商連携21世紀 CEO (2007、2008) を参照されたい。

12) 打ち切りサンプル (censored sample) とも呼ばれる。

13) このモデルの推定結果は、著者に請求されたい。

14) $t-1$ 年の家賃をもとにしてモデルを推定しているため、 t 年の契約更新家賃を予測する際には、築年数と入居時点ダミー変数を1年ずつずらしている。

15) 本来ならば入居年ごとのモデルを推定したいのだが、サンプル数を十分確保できない年があるので、5グループにしている。

16) これらのモデルの推定結果は、著者に請求されたい。

17) 関連する研究として Seko and Sumita (2007b) がある。

参考文献

- Angel, S. (2000) *Housing Policy Matters: A Global Analysis*, Oxford University Press.
Chan, S. (1996) "Residential Mobility and Mortgages," *Regional Science and Urban Economics*, 26,

- pp. 287-311.
- Chan, S. (2001) "Spatial Lock-in: Do Falling House Prices Constrain Residential Mobility?" *Journal of Urban Economics*, 49, pp. 567-586.
- Dhrymes, P. J., (1971) *Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation*, Holden-Day.
- Gyourko, J. and Linneman, P. (1989) "Equity and Efficiency Aspects of Rent Control: An Empirical Study of New York," *Journal of Urban Economics*, 26, pp. 54-74.
- Harsman, B. and Quigley, J. (1991) *Housing Markets and Housing Institutions: An International Comparison*, Kluwer Academic Publishers.
- Henley, A. (1998) "Residential Mobility, Housing Equity and the Labour Market," *The Economic Journal*, 108, pp. 414-427.
- Iwata, S. (2002) "The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length," *Journal of Housing Economics*, 11, pp. 125-151.
- Lee, N. J. and Ong, S. E. (2005) "Upward Mobility, House Price Volatility, and Housing Equity," *Journal of Housing Economics*, 14, pp. 127-146.
- Long, L. (1991) "Residential Mobility Differences among Developed Countries," *International Regional Science Review*, 14, pp. 133-147.
- Munch, J. R. and Svarer, M. (2002) "Rent Control and Tenancy Duration," *Journal of Urban Economics*, 52, pp. 542-560.
- Rapaport, C. (1992) "Rent Regulation and Housing Market Dynamics," *American Economic Review*, 82, pp. 446-451.
- Simmons-Mosley, T. and Malpezzi, S. (2006) "Household Mobility in New York City's Regulated Rental Housing Market," *Journal of Housing Economics*, 15, pp. 38-62.
- Seko, M. and Sumita, K. (2007a) "Effects of Government Policies on Residential Mobility in Japan: Income Tax Deduction System and the Rental Act," *Journal of Housing Economics*, 16(2), pp. 167-188.
- Seko, M. and Sumita, K. (2007b) "Japanese Housing Tenure Choice and Welfare Implications after the Revision of the Tenant Protection Law," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35, pp. 357-383.
- Strassmann, W. P. (1991) "Housing Market Interventions and Mobility: An International Comparison," *Urban Studies*, 28, pp. 759-771.
- Turner, B. and S. Malpezzi (2003) "A Review of Empirical Evidence on the Costs and Benefits of Rent Control," *Swedish Economic Policy Review*, 10, pp. 11-56.
- U.S. Census Bureau (2007) The 2007 Statistical Abstract (<http://www.census.gov/compendia/statab/>)
- 金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社。
- 瀬古美喜 (1995) 「移動費用を伴う住替え、居住形態、立地の同時選択」『季刊住宅土地経済』1995年春季号、10-19頁。
- 瀬古美喜・隅田和人 (2006) 「第3章：現行借地借家法・譲渡損失繰越控除制度は人々の転居を容易にしたか」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズムII：税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2005) 『日本の家計行動のダイナミズムI：慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2006) 『日本の家計行動のダイナミズムII：税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2007) 『日本の家計行動のダイナミズムIII：経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編 (2008) 『日本の家計行動のダイナミズムIV：制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会。
- 蓑谷千風彦 (1997) 『計量経済学』多賀出版。

中古住宅市場における 転売外部性の実証分析

岩田真一郎・山鹿久木

はじめに

中古住宅市場において、買い手は市場にでている住宅の品質を正確に知ることは難しい。住宅の質は、建てた時の品質にもよるが、その後の居住者の住宅の扱い方や維持管理投資の水準によって大きく影響される。買い手にとって、住宅のこれらの情報が観察不可能、もしくは十分観察できないのであれば、逆選択問題やモラルハザードの問題がおこってくる。

Chinloy (1978) は、住宅には観察できない部分があることを前提に、Akerlof (1970) のいうレモンの住宅所有者が、住宅を修理せずに転売するため、中古住宅市場では品質の悪い住宅（レモン）が良質の住宅（ピーチ）を駆逐するという逆選択問題が発生すると述べている。Harding, Miceli and Simarns (2000) は、売り手の住宅の扱い方が観察できなければ、たとえ住宅を丁寧に扱ってもそれが住宅価格に完全には反映されないため、住宅の転売を考えている売り手の維持管理投資が、転売を考えていない持ち主のそれよりも過小になると指摘している。彼らは、この情報の非対称性によるモラルハザードの問題を転売外部性と名づけている。さらに彼らは、2年から3年以内に住宅の転売を考えている住宅所有者の住宅の維持管理投資額と、転売を考えていない住宅所有者の維持管理投資額を比較し、転売外部性の可能性について実証分析を試みたが、転売外部性は統計的に有意には支持されなかった。彼らは、転売外部

性が観察できなかったのは、売り手が転売直前に住宅の見た目をよくしようと観察可能な投資（化粧直しの投資）を行なうためだと解釈している。

そこで本稿では、転売外部性が住宅の維持管理投資に与える影響を、国土交通省が行なった『平成15年住宅需要実態調査』を利用して検証する。さらに、Harding, Miceli and Simarns (2000) で述べられているように、近い将来に転売を考えている世帯は、化粧直しの投資を行なう傾向になるのかどうかを検証する。また、これらの検証を、各世帯は転居するかどうかを内生的に決定できるため、転居するかどうかの内生性を考慮した推定モデルによって分析を行なう。

本稿は、Iwata and Yamaga (2007) を加筆修正したものである。Iwata and Yamaga (2007) では、転売外部性が維持管理投資額に与える影響を理論モデルで分析しているが、本稿ではそれを論じない。この点についてはIwata and Yamaga (2007) を参照されたい。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、日本の中古住宅市場について、簡単に述べており、また第2節、第3節では使用するデータについてみている。第4節では、住宅の投資関数の推定が、第5節では内生性を考慮したモデルの推定が行なわれる。また第6節で住宅のリフォーム内容と転売外部性の関係が実証されている。

1 日本の中古住宅市場

『国土交通白書』（平成16年版）は中古住宅市場の国際比較を紹介している。それによれば、日本の全住宅取引量に占める中古住宅取引戸数の割合は11.8%で、アメリカの76.1%、イギリスの88.2%、フランスの71.4%に比べると極めて少ない。山崎（1997）は、日本の中古住宅の取引割合が少ないのは、アメリカなどに比べて維持管理投資に関する履歴情報が整備されていないためであると述べている。

2 中古住宅に関するデータ

前節で述べたように、日本の中古住宅市場は極めて未整備である。日本で中古住宅市場について調査されているものの一つに『住宅需要実態調査』がある。この調査は国土交通省が行なっているものであり、5年ごとに全国を対象として行なわれるクロスセクション調査であり個票データである。平成15年調査では、約10万世帯が抽出されている。この調査では、住宅や世帯に関することのほか、住環境の評価や今後の住み替えや改善の意向、さらには最近5年間における維持管理投資（リフォーム）を行なったかどうか、行なった場合いくら支出したかなど、細かくたずねている。

3 データ

本稿では、日本の中古住宅市場において、転売外部性が存在しているのかどうかの実証分析を行なう。具体的には、近い将来に転居するかしないかの意思の差が、住宅の投資行動に影響を与えているかどうかを、居住者の住宅への維持管理のための支出額を被説明変数とする住宅投資の関数を推定することにより、実証する。

データは第2節で説明した『平成15年住宅需要実態調査』を用いる。その調査の中で維持管理投資を実行し、かつ維持管理投資額を回答しているサンプルを用いる。ただし、持ち家であっても共同住宅の場合は、共有部分が存在する。

表1 変数の平均値／最頻度帯

変数名	平均値 / 平均帯
投資額（万円）	483.0
転売ダミー	0.01
敷地面積（m ² ）	53.38
居室室数	6.7
建物構造ダミー	
木造	0.92
SRC	0.04
その他	0.04
建築年度（年）	1971-1980
世帯人数（人）	3.7
世帯主年齢（歳）	55.7
建築年度（年）	1971-1980
東京都区部ダミー	0.02
大都市（12都市）ダミー	0.08
その他地域ダミー	0.90
サンプル数	3195

共有部分への投資は、居住者は積極的に行なわない、あるいは行なう必要がない場合が多いため、本稿の実証目的である転売外部性とは別に、共有地の問題による維持管理投資の歪みが発生する可能性がある。そこで本稿ではサンプルを一戸建ての持ち家に限定して分析を行なっている。

その他、維持管理投資を説明する変数として、『住宅需要実態調査』から(1)住宅の特性と立地を説明する変数、(2)居住者の所得や家族構成といった世帯の特徴を表す変数を採用している。表1にそれらの変数の記述統計量を報告している。表1では変数の平均値あるいは最頻度帯を示している。われわれのデータベースにおいて転居の意向があるサンプルは45であった。

表1にあるように、推定モデルの被説明変数である住宅への投資額は、平均値が483万円であった。

説明変数として、(1)住宅の特性を表す変数としては、敷地面積、部屋数、建物構造、建築年度を用いた。建築年度に関して最もサンプルが多い階層は1971年から1980年に建築された住宅であった。

次に、(2)世帯に関する変数としては、入居年度、世帯人数、世帯主の年齢、世帯の所得、を

(岩田氏写真)

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。

採用している。建築年度に関しては、サンプルが最も多い階層は、1971年から1980年であった。所得階層は、500万から600万円の階層に比較的集中する傾向がみられる。

4 住宅への投資関数の推定

第3節のデータを用いて、住宅に対する投資モデルを推定する。まず、Harding, Miceli and Sirmans (2000)に基づいて、次のような住宅のメンテナンスに対する支出関数を推定する。

$$M_i = X_i b + a R_i + e_i$$

M_i は投資額対数値、 X_i は世帯や住宅の特性ベクトルを表し、 R_i は転居する意思がある世帯のダミー変数である（以後転居ダミー）。 b と a は推定パラメータ、 e_i は誤差項である。

これを OLS 推定した結果が表2の左の列である。転居ダミーの係数値はマイナスで推定されているが有意ではない。また同様のモデルの推定を Median Regression によっても行なっている。Median Regression は一般に異常値や分散の不均一性に対する頑健性が高いとされている推定モデルであり、今回の被説明変数である投資額のデータにおいても、転居しないグループで相当高い額への分布があり、異常値の影響を受けている可能性が高いと考えられるためこの推定方法による検証も行なった。

Median Regression における転居ダミーの係数はマイナスに10%水準で有意に推定された。このことは、転居する意向がある世帯は、転居

表2-住宅投資モデルの推定結果：被説明変数=ln(投資額)

	OLS		Median Regression	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
定数項	2.698 ***	(0.521)	2.566 ***	(0.703)
転居ダミー	-0.121	(0.148)	-0.378 *	(0.198)
住宅価格	-0.025	(0.117)	0.010	(0.158)
建築年度	0.056 ***	(0.015)	0.047 **	(0.020)
敷地面積	0.000 **	(0.000)	0.000	(0.000)
部屋数	0.086 ***	(0.014)	0.085 ***	(0.019)
SRC構造	0.015	(0.093)	-0.094	(0.125)
その他の構造	-0.064	(0.093)	-0.169	(0.125)
世帯主年齢	0.003	(0.002)	0.005 *	(0.003)
世帯人数	-0.034 ***	(0.013)	-0.033 *	(0.018)
世帯所得	0.031 ***	(0.006)	0.029 ***	(0.008)
入居年度	-0.066 ***	(0.011)	-0.081 ***	(0.015)
東京都区部	-0.006	(0.164)	-0.016	(0.219)
大都市	0.027	(0.071)	-0.003	(0.096)
Adj.R ² /Pseudo R ²	0.07		0.04	
N	3195		3195	

- 1) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。ただし括弧内は標準偏差である。
- 2) R²は、OLSに関してはAdj.R²、Median Regressionに関してはPseudo R²である。

しない世帯に比べて住宅の維持管理に関する投資額が少ないことを表しており、転売外部性の存在が確認されたことを意味する。

5 内生性の検証

第4節の推定モデルにおいて、転居ダミーの内生性の問題が疑われる。この点に関して本節で検証を行なう。本節では treatment effects model により内生性の検証を行なう。このモデルは次のように定式化される。推定される投資額関数を、

$$y_i = X_i \beta + \delta R_i + \epsilon_i$$

とする。ただし y_i は対数投資額、 X_i は投資額に影響を与える説明変数ベクトル、 R_i は転居

する (treatment) かどうかを示す内生ダミー変数である。転居するかどうかの決定は、観察されない変数 R_j^* の大きさによりなされる。 R_j^* は観測される変数ベクトル W_j と誤差項 u_j に依存し、次のように定式化され、

$$R_j^* = W_j \gamma + u_j$$

$$R_j = \begin{cases} 1 & \text{if } R_j^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

である。ただし ε と u は平均0、共分散行列、

$$\begin{bmatrix} \sigma & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$$

に基づく二変量正規分布である。もし ε と u に相関が認められれば、OLS 推定において上方へのバイアスが存在することになる。

この転居するかどうかの意思決定のモデルに、新たに2つの変数を追加している。1つは、住宅およびそのまわりの環境に対して、居住者の評価のデータであり、もうひとつは中古住宅市場で売却した場合の住宅の予測価格のデータである。前者の評価のデータについては、『住宅需要実態調査』の中で、住宅およびそのまわりの環境に対して、居住者の評価をたずねているものがある。データは4つの階級に分けられた質的変数であり、1が満足度が最も高く、4が最も低いという順序づけがされている。

利用するデータでは、連続変数のものは対数に変換して推定を行ない、その推定結果を表3にまとめた。

これによれば、敷地面積や部屋数の係数値がプラスで推定されており、より広い住宅は維持管理投資額が大きいことがわかる。また所得水準が高い世帯ほど、投資額が高いことも示された。また、建築年度が古い建物ほど、投資額が大きいこともわかった。

転居ダミーの内生性を考慮したモデルでは、転居ダミーの係数は有意にマイナスで推定された。このことから、将来住宅を転売しようとしているグループの投資額が、転売を考えていないグループのそれより統計的に有意に低いことが明らかになった。

表3—Treatment Effects Modelによる住宅投資支出関数の推定結果

	係数	Z値
投資額		
定数項	2.616 ***	(0.159)
転居ダミー	-1.305 ***	(0.279)
建築年度	0.052 ***	(0.011)
敷地面積	0.000 **	(0.000)
部屋数	0.084 ***	(0.010)
SRC構造	0.002	(0.085)
その他の構造	-0.063	(0.092)
世帯主年齢	0.003	(0.002)
世帯人数	-0.038 ***	(0.013)
世帯所得	0.032 ***	(0.006)
入居年度	-0.061 ***	(0.011)
東京都区部	0.009	(0.141)
大都市	0.054	(0.066)
転居ダミー		
定数項	-3.751 ***	(1.417)
住宅価格	0.010	(0.247)
住宅の評価	0.351 ***	(0.088)
近隣環境の評価	0.210 **	(0.083)
所得	0.046 **	(0.022)
世帯人数	-0.121 **	(0.051)
世帯主年齢	-0.008	(0.007)
入居年度	0.123 ***	(0.035)
東京都区部	0.425	(0.388)
大都市	0.517 ***	(0.170)
ρ	0.53	
δ	0.99	
LR test ($\rho = 0$)		7.9
N		3195

注) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。ただし括弧内は標準偏差である。

表3の下半分は、転居するかどうかの意思決定の推定モデルになるが、データとして、住宅や近隣環境への満足度のデータをこの転居の意思決定のモデルに追加している。

表3によると、これらの係数がプラスで推定されていることから、住宅や近隣環境により強く不満をもつ世帯は、近い将来に転居しようと考えている傾向にあるということがわかった。また所得水準が高い世帯は、転居する可能性が高いことがわかった。

6 リフォーム内容と転売外部性

『住宅需要実態調査』では、リフォームの工

事種別をたずねている。具体的には最近5年間にリフォームを行なった世帯を対象にリフォームの工事種別として、「増築」、「改築」、「模様替え・修繕など」の3つのうち、いずれを行なったかを質問している。

『住調』では、「増築」とは住宅の床面積を増加させる工事、「改築」とは住宅の一部を取り壊し、取り壊した面積内で改めて住宅部分を建築する工事、「模様替え・修繕など」は、内装の模様替え、屋根のふき替え、間取りの変更、設備の改善など床面積を増加させたり住宅の一部を取り壊したりせずに行なう工事であると記されている。本節で用いたサンプルに関しての記述統計量を表4に報告しているが、それによると66.43%が「模様替えや修繕など」を選択していることがわかる。

この増築、改築、模様替えという3つの選択肢のうち、増築や改築には、建物の構造等にかかわる部分が含まれ、模様替えよりも、比較的、目に見えにくい工事が多く含まれる。一方、模様替えのほうは、トイレや台所、内装といった目でみてすぐわかる工事内容が多く含まれている。

岩田・山鹿(2005)では、平成15年度の住宅需要実態調査の個票データを用い、住宅の転売を行なうかどうかの意思決定が、住宅のリフォームの種類にどのような影響を与えているのかを、多項ロジットモデルを用いて検証している。

そしてその結果、転売を考えている世帯は「模様替え・修繕など」を選択する可能性が、転売の予定がない世帯に比べて高いことが実証されている。具体的には、「増築」や「改築」を選択する確率は、転売しない世帯のほうが高いのに対して、「模様替え・修繕など」を選択する確率は、転売予定の世帯のほうが約17%高いことがわかる。

そこで本稿では、岩田・山鹿(2005)では考慮されていなかった内生性を考慮したモデルを用いて同様の分析を行なう。そのために、まず増築、改築と模様替えの2つのグループに分け

表4—過去5年間におけるリフォームの種類割合

増築	16.02%
改築	17.54%
模様替え・修繕など	66.43%

表5—Bivariate Probit Modelによるリフォーム選択モデルの推定

	係数	Z値
化粧直シダミー		
定数項	0.645 ***	(0.211)
転居ダミー	1.828 **	(0.835)
建築年度	0.000	(0.000)
敷地面積	-0.038 ***	(0.013)
部屋数	0.319 ***	(0.121)
SRC構造	0.294 **	(0.132)
その他の構造	0.006 **	(0.002)
世帯主年齢	-0.090 ***	(0.018)
世帯人数	0.001	(0.008)
世帯所得	-0.049 ***	(0.015)
入居年度	0.053 ***	(0.016)
東京都区部	0.166	(0.196)
大都市	0.167 *	(0.098)
転居ダミー		
定数項	-3.671 **	(1.534)
住宅価格	-0.037	(0.270)
住宅の評価	-0.004	(0.007)
近隣環境の評価	-0.143 ***	(0.054)
所得	0.046 **	(0.023)
世帯人数	0.136 ***	(0.037)
世帯主年齢	0.312 ***	(0.097)
入居年度	0.222 **	(0.089)
東京都区部	0.466	(0.396)
大都市	0.531 ***	(0.179)
λ	-0.33	
LR test ($\lambda=0$)		7.9
N		3195

注) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。ただし括弧内は標準偏差である。

なおし、模様替えを行なった世帯と転売の意思との関係を実証する。

推定モデルとしては、第5節のモデルと同様のモデルであるが、投資額を決める関数が、リフォーム選択のプロビットモデルになる。模様替えを選択した世帯を1とするダミー変数である。

転売ダミーの内生性は引き続き考慮することとし、推定モデルはBivariate Probit Modelを用いた。推定結果を表5に報告している。

これをみると、転居ダミーの係数がプラスで推定されていることより、近い将来に住宅を売却して転居しようとしている世帯は、化粧直しのようなリフォームを行なう傾向にあることがわかった。このことは、Harding, Miceli and Sirmans (2000) の結論と整合的であった。

おわりに

本稿では平成15年度の『住宅需要実態調査』を用いて、日本の中古住宅市場における転売外部性の影響を実証研究した。すなわち住宅の維持管理投資額が、将来住宅を転売しようとしているグループと転売を考えていないグループでどのように異なるかを検証した。その結果、将来住宅を転売しようとしているグループの投資額が、転売を考えていないグループのそれより統計的に有意に低いことが明らかになった。

日本の中古住宅市場では、転売外部性により維持管理投資が過少になっている可能性があることが明らかになった。また、さらに将来住宅を転売しようとしているグループは、比較的観察しやすいリフォームを行なう傾向にあり、建物の構造部分などに対する、観察が難しいところへの投資は行なう傾向が少ないということもわかった。そして、上記の問題について住宅を転居し転売するか否かの内生性の問題を考慮したモデルで推定した。

本稿で分析したように転売外部性は、転居し、住宅を再販売することを不利にする。これらの外部性をとりのぞくシステム作りや整備が日本の住宅市場には必要と考えられる。

謝辞

住宅経済研究会に出席くださった先生方から、多くの有益なコメントをいただいた。ここに感謝申し上げたい。また、本稿は文部科学省科学研究費補助金（課題番号：15730116、20730143）の助成を受けている。

参考文献

Akerlof, G. A. (1970) "The Markets for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism," *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), pp. 488-500.

Chinloy, P. (1978) "Depreciation, Adverse Selection and Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, 5(2), pp. 172-187.

Harding, J., T. J. Miceli and C. F. Sirmans (2000) "Do Owners Take Better Care of Their Housing than Renters?" *Real Estate Economics*, 28(4), pp. 663-681.

Iwata, S. and H. Yamaga (2007) "Resale Externality and Used Housing Market," *Real Estate Economics*, 35(3), pp. 331-347.

岩田真一郎・山鹿久木 (2005) 「住宅所有者の転売とリフォーム」『都市住宅学』No.51、23-28頁。

山崎福寿 (1997) 「中古住宅市場の機能と建築コスト」『季刊住宅土地経済』第26号、10-19頁。

社会資本の効率性と 政府間財政移転

資本化仮説に基づく実証分析

近藤春生

はじめに

わが国では、社会資本の効率性に関する研究が1990年代以降、精力的に行なわれてきた。経済学的な手法に基づいた実証分析の主な問題意識は、マクロレベルでは、わが国の社会資本の整備水準が効率的な水準にあるのかを明らかにすることにあり、セミマクロのデータを用いた研究では、社会資本の配分が地域間・分野間に最適に配分されているかを規範的な観点から、検証することにあつたと考えられる。

岩本（2005）が整理しているように、これまでの実証分析において、マクロレベルで見た場合の社会資本は、最適水準と比較した場合の効率性に関して一致した結論が得られていないのに対し、地域別で見た場合には、都市圏の社会資本が過小（もしくは地方部の社会資本が非効率）であり、分野別で見た場合には、第1次産業関連の社会資本が過大（もしくは第3次産業関連の社会資本が効率的）であるとの結論で一致しているといえる。

しかし、地域別の社会資本の効率性に格差が生じている理由については、これまで必ずしも十分に検討されていない。そこで、本稿では簡単な理論モデルに基づく実証分析を行なうことによって、社会資本の効率性に見られる地域間の差を説明する要因について事実解明的に分析することにしたい。本稿では、社会資本の効率性に差が生じる理由として、中央政府から地方政府への財政移転（地方交付税、国庫支出金）

の効果に着目する¹⁾。

これは、わが国における公共投資の多くは地方政府が主体となって実施されているが、その財源の多くを中央政府からの財政移転に頼っており、政府間財政移転である補助金は地方政府の行動を通じて、地域別の社会資本の効率性に差を生じさせる大きな原因となっている可能性があるためである。

社会資本の効率性を評価する実証分析の手法としては、社会資本を含んだ生産関数を推定するもの（生産関数アプローチ²⁾）と社会資本の便益がその地域の地代に帰着するという資本化仮説を前提するもの（資本化仮説アプローチ³⁾）とがあるが、本稿では後者を用いることとする。これは、資本化仮説と地方公共財の効率性に関する理論分析が従来から行なわれており、政府間財政移転の効果について考慮する場合もモデルの拡張が容易であることと、わが国の社会資本のうち多くのシェアを占める生活基盤（社会資本）の性質を考慮すると、家計の効用最大化行動を前提とする資本化仮説アプローチは、より理論モデルと整合的に実証分析の結果を解釈できると考えられるためである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第1節では、簡単な理論モデルを提示し、社会資本の資本化と補助金の効果について整理する。第2節では、前節での理論分析に基づき、実証分析を行なう。そして、最後に分析結果をまとめ、結論を述べる。

1 理論モデル

本稿では、社会資本の資本化に関する実証分析を行なうが、はじめに簡単なモデルを用い、地方公共サービスとしての社会資本が地代に反映されること（社会資本の資本化）と資源配分の効率性の関係、および政府間財政移転（定額補助金、定率補助金⁴⁾の地代に対する効果について説明する⁵⁾。

任意の地域に居住する家計は同質的であり、合成財 x 、住宅財 h 、およびその地域の社会資本 G から効用を得るものと仮定し、効用関数を $U(x, h, G)$ と表す。

まず、家計の予算制約式は以下のように書ける。

$$x + Rh = y - \tau \quad (1)$$

ここで、所得を y 、一括固定税額を τ 、地代を R で表すことにする。所得は外生であると仮定する。家計は費用ゼロで他地域への移住が可能（開放地域の仮定）であるとすれば、効用水準は地域間で等しくなるから、以下を満たす。

$$U(x, h, G) = \bar{u} \quad (2)$$

また、地方政府は一括固定税 τ 、定額補助金 L 、定率補助金（補助率を θ で表す）を財源として、社会資本整備のための費用 G を賄うとすると、地方政府の予算制約式は以下の通りとなる。（当該地域人口を N とする）

$$N\tau + L = (1 - \theta)G \quad (3)$$

まず、租税負担を考慮しない場合の、社会資本を限界的に増やしたときの地代への影響を地代勾配と呼び R_G と表すことにすると、(1)~(3)式を全微分し、 $d\tau = 0$ として整理すれば、以下のように計算できる。

$$R_G = \frac{U_G}{hU_h} \quad (4)$$

さらに、土地市場の均衡条件、 $Nh = \bar{H}$ (\bar{H} : 当該地域において利用可能な土地面積合計) を(4)式に代入すると、

$$R_G \bar{H} = N \cdot \frac{U_G}{U_h} \quad (5)$$

が得られる。つまり、(5)式は、地域全体で評価した社会資本から得られる限界便益（限界粗便益⁶⁾）が、地代勾配に等しくなることを意味しており、社会資本の便益が地代に反映される（資本化する）ことが確認できる。

次に、政府間財政移転の地代もしくは地代勾配への影響を見る。租税負担の効果も合わせて考えると、(1)~(3)式を用いることで、社会資本と地代の関係は以下のように計算できる。

$$\bar{H} \frac{dR}{dG} = N \cdot \frac{U_G}{U_x} - (1 - \theta) \quad (6)$$

つまり、当該地域の地代を最大化するように社会資本を供給していれば ($dR/dG = 0$)、Samuelson 条件を満たすという意味で、社会資本の供給は効率的になることがわかる。ただし、このことは当該地域にとっての最適性であり、大域的な（つまり、国全体の）効率性を意味するものではないことに注意が必要である。したがって、ここでは、社会資本の限界粗便益（地代勾配に対応）をもって、効率性を評価するものとする。

そこで、ベンチマークとして地代が最大化されているケースを考えると、社会資本の効率性（地代勾配）と定率補助金との関係は、(5)、(6)式から、以下のように書ける。

$$R_G \bar{H} = 1 - \theta \quad (7)$$

つまり、補助率 θ の引き上げは、当該地域にとっての社会資本整備にかかる限界費用を下げるので、地方政府の社会資本への投資額を増やす効果を持つ。結果として、当該地域で整備された社会資本の限界粗便益も低下する（地代勾配の傾きは緩くなる）ことがわかる。

一方、定額補助金が地代に与える影響は、当該地域の社会資本の水準が効率的である（つまり、Samuelson 条件を満たす）とき⁷⁾、

$$\bar{H} \frac{dR}{dL} = 1 \quad (8)$$

と表すことができ、定額補助金の増加は通常、所得効果によって、当該地域の地代を引き上げる効果を持つことが確認できる。

したがって、補助金の地代（勾配）に与える影響は次のようにまとめられる。すなわち、定率補助金の補助率の上昇は、最適水準における投資水準の増加を通じて地代勾配を引き下げる効果を持ち、定額補助金の増加は通常、地代を引き上げる効果を持つ。以下では、地代の代理変数として地価を用いることとし、地価関数の推定により実証分析を行なう。

2 実証分析

社会資本の資本化（基本推定）

まず、基本推定として、政府間財政移転の効果を考慮しないモデルによって、社会資本の資本化について確認する。実証分析の手法としては、資本化仮説の検証⁹⁾に古くから用いられている、ヘドニック・アプローチを利用し、社会資本を説明変数として含む以下のような地価関数の推定を行う⁹⁾。

$$P_i = \alpha + \sum_j \beta_j KG_{ij} + \gamma_1 T_i + \gamma_2 DEBR_i + \gamma_3 KP_i + \sum_k \delta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (9)$$

ここで、 i は地域を表すインデックス、 P は地価¹⁰⁾、 KG は社会資本の水準、 T は地方の租税負担に関する変数、 $DEBR$ は地方債比率、 KP は民間資本ストックの水準、 X は地価に影響を与える所得水準やアメニティ（地域施設、気象条件）に関する変数など、地域の特性をコントロールする変数を表すものとする。したがって、社会資本の限界租便益（＝地代勾配）は β に対応する。なお、 α は定数項、 ε_i は攪乱項を表す。

ここで、 KG として各地域における社会資本ストック額（実質）を用いるが、分野による資本化の程度の違いを見るために、生活基盤の社会資本と産業基盤の社会資本をそれぞれ説明変数に入れたモデルと、両者を足し合わせたもの（統合と呼ぶことにする）を説明変数に入れたモデルの2つを推定する¹¹⁾。

また、租税負担（ T ）を表す変数としては、固定資産税の実効税率（固定資産税収・土地分÷土地の資産額）を用い、地方債比率

(近藤氏写真)

こんどう・はるお

1981年福岡県生まれ。2003年慶應義塾大学経済学部卒業。2005年慶應義塾大学大学院経済学研究科経済学専攻修士課程修了。慶應義塾大学経済学部研究助手、財務省財務総合政策研究所研究官を経て、現在、西南学院大学経済学部講師。

($DEBR$)¹²⁾は、地方債の水準が資本化している可能性を考慮して説明変数に加えた。固定資産の実効税率の符号条件は通常の租税価格と同じくマイナスに、地方債比率は、原則的には、将来の税負担と考えることができるので、理論的には地方債比率は租税負担と同様に地価に対してはマイナスの影響を持つことが期待される。

そのほか、地価に与える地域属性をコントロールする変数として、所得水準（1人当たり県内総生産）、人口密度、持ち家比率を、地域のアメニティ（気象条件等）をコントロールする変数として、日照時間、降雪日数、建物出火件数をそれぞれ用いることにした。これらのコントロール変数のうち、家計の購買力に相関する所得水準、良好な生活環境の代理変数となる日照時間は正の符号を、悪い生活環境の代理変数となる降雪日数、建物出火件数は負の符号をとることが予想される。

推定結果は、表1（(a)社会資本・分野別、(b)社会資本・統合）に示すとおりである。推定に用いるデータはすべて、都道府県単位であり、クロスセクションデータを5カ年分（1980、1985、1990、1995、2000年度）プールしたパネルデータを用いている。

また、地価関数の推定に当たって計量経済学的に注意すべき点として、社会資本整備に関する内生性の問題がある。そこで、内生変数のラグ変数と地域属性を操作変数として用いた操作変数法（IV）により推定するとともに、操作変数の妥当性をテストする過剰識別制約検定の結果（検定統計量 および P 値）についてもあわせて示している¹³⁾。なお、固定効果について

表1-地価関数の推定結果（基本推定）

(a)社会資本・分野別

被説明変数：地価（住宅地）

説明変数	係数	t 値
定数項	5.660 **	6.602
社会資本（産業基盤）	0.020	0.330
社会資本（生活基盤）	0.196 *	2.263
固定資産税実効税率	-2.861 **	-4.041
地方債比率	-0.013	-0.889
民間資本	-0.006	-0.175
建物火災出火件数	-0.004 **	-3.279
日照時間	0.071 **	5.535
降雪日数	-0.002 **	-5.599
所得水準	0.196 **	5.114
人口密度	0.078 **	4.208
持ち家比率	0.001	0.590
推定法	IV	
過剰識別制約検定 [P 値]	8.140 [0.087]	
標本数	235	
R ²	0.749	

(b)社会資本・統合

被説明変数：地価（住宅地）

説明変数	係数	t 値
定数項	5.406 **	6.382
社会資本（統合）	0.253 **	5.242
固定資産税実効税率	-2.909 **	-4.227
地方債比率	-0.018	-0.184
民間資本	-0.013	-0.381
建物火災出火件数	-0.004 **	-3.287
日照時間	0.070 **	12.615
降雪日数	-0.001 **	-4.116
所得水準	0.187 **	3.611
人口密度	0.065 **	3.133
持ち家比率	0.001	0.736
推定法	IV	
過剰識別制約検定 [P 値]	7.895 [0.162]	
標本数	235	
R ²	0.752	

注1) () 内はWhiteの一致性のある標準偏差を用いて計算したt値。

2) 係数の**は1%有意水準で有意、*は5%水準で有意、+は10%水準で有意であることを示す。

は時間方向のみを考慮した。

推定結果を見ると、分野別の社会資本を用いたモデルでは、生活基盤がプラスに有意（5%水準）になっているのに対し、産業基盤の社会資本の係数は統計的に有意となっていない。この結果からは、生活基盤の社会資本ほうが、産業基盤よりも社会的な便益が高いように見える。ただし、社会資本の変数は互いに強く相関しており、多重共線性により係数が不安定になっている可能性がある。

その一方で、両者を足し合わせた社会資本（統合）は、地価に対して強くプラスに有意となっている。その他、租税負担に関する変数、地方債比率、また地域属性を表す変数も、想定とほぼ整合的な結果になっており、決定係数も0.75程度と高いことから、モデル全体の信頼性も高いと考えられる。そこで、以下では、係数の安定性を考慮して、生活基盤と産業基盤の社会資本を足し合わせた統合ベースでの社会資本ストックデータを説明変数に含めた地価関数を用いて、政府間財政移転の効果について実証分析を行なう。

社会資本の資本化（政府間財政移転の効果）

上のモデルで示したように、政府間財政移転（地方交付税、国庫支出金）が地代（勾配）に影響を与えているかどうかについて明らかにするために、(9)式を拡張した以下の地価関数を推定する。

$$\begin{aligned}
 P_i = & \alpha + \beta_{KG} K_{G_i} + \beta_{SM} \cdot (K_{G_i} \times SMGT_i) \\
 & + \beta_{SL} \cdot (K_{G_i} \times SLAT_i) + \psi SLAT_i \\
 & + \gamma_1 T_i + \gamma_2 DEBR_i + \gamma_3 KP_i \\
 & + \sum_k \alpha_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (10)
 \end{aligned}$$

ここで、SMGTは国庫支出金補助率¹⁴⁾、SLATは地方交付税交付団体ダミー（交付団体=1）を表し、 β_{SM} 、 β_{SL} はそれぞれ、社会資本ストックと補助率、交付団体ダミーとのクロス項にかかる係数を表す。

つまり、定率補助金は均衡における地代勾配を下げる効果を持つので、補助率×社会資本のクロス項の係数が負に有意に推定されるか否かによって、実際に補助率の差が地代勾配に影響を与えているかが判断できる。したがって、定率補助金である国庫支出金補助率とのクロス項の係数 β_{SM} の符号条件はマイナスになる。また、

表2-地価関数の推定結果（政府間財政移転の効果）

被説明変数：地価（住宅地）

説明変数	モデルⅠ		モデルⅡ	
	係数	t値	係数	t値
定数項	7.215 **	5.986	5.200 **	6.476
社会資本（統合）	0.273 **	5.869	0.491 **	6.968
社会資本（統合）×補助率	-0.234 **	-3.289	-0.234 **	-3.333
社会資本（統合）×交付団体ダミー			-0.183 **	-2.777
交付団体ダミー	-0.012	-0.101	1.557 **	2.961
固定資産税実効税率	-3.231 **	-4.605	-3.163 **	-4.551
地方債比率	-0.002	-0.313	0.0002	0.033
民間資本	-0.041	-0.106	-0.032	-0.940
建物火災出火件数	-0.003	-1.555	-0.003 †	-1.768
日照時間	-0.011	-0.521	0.001	0.040
降雪日数	-0.002 **	-5.047	-0.002 **	-4.529
所得水準	-0.059	-0.990	-0.083	-1.454
人口密度	0.043 *	2.173	0.007	0.384
持ち家比率	-0.003 *	-2.572	-0.003 *	-2.508
推定法	IV		IV	
過剰識別制約検定 [P値]	9.891 [0.195]		8.468 [0.293]	
標本数	235		235	
R ²	0.768		0.769	

注1) () 内はWhiteの一致性のある標準偏差を用いて計算したt値。

2) 係数の**は1%有意水準で有意、*は5%水準で有意、†は10%水準で有意であることを示す。

（少なくとも名目的には）定額補助金である地方交付税については、所得効果から地価の上昇をもたらすので、交付団体ダミーにかかる係数 ψ はプラスになる。しかし、わが国の地方交付税については、地方債の交付税措置により、定率補助金化しているという指摘がなされており、近年の実証分析においても「地方交付税の定率補助金化」を示唆する結果が得られている¹⁵⁾。そこで、この交付税の定率補助金としての効果を捉えるために、交付税ダミーについても社会資本とのクロス項を説明変数に追加することで対処する。したがって、地方交付税が定額補助金として機能していれば ψ がプラス、一方、定率補助金として機能していれば β_{SL} がマイナスに推定されることになる。

基本推定と同じサンプル、推定方法（操作変数法¹⁶⁾、時間方向固定効果）によって推定した結果をまとめたものが表2である。「地方交付税の定率補助金化」を考慮して、社会資本と交付税ダミーのクロス項を含むモデル（モデルⅡ）と、含まないモデル（モデルⅠ）の2つを

推定している。

これによると、いずれのモデルで見ても、社会資本の地価に対する影響はプラスに強く有意となっていることと、定率補助金の補助率が地代勾配にマイナスに有意な影響を与えていることが確認できる。また、定額補助金の効果については、「定率性」を考慮しないモデルⅠでは、交付団体ダミーが有意にはなっていないが、「定率性」を考慮して、社会資本とのクロス項を説明変数に含めたモデルⅡにおいては、クロス項がマイナス、交

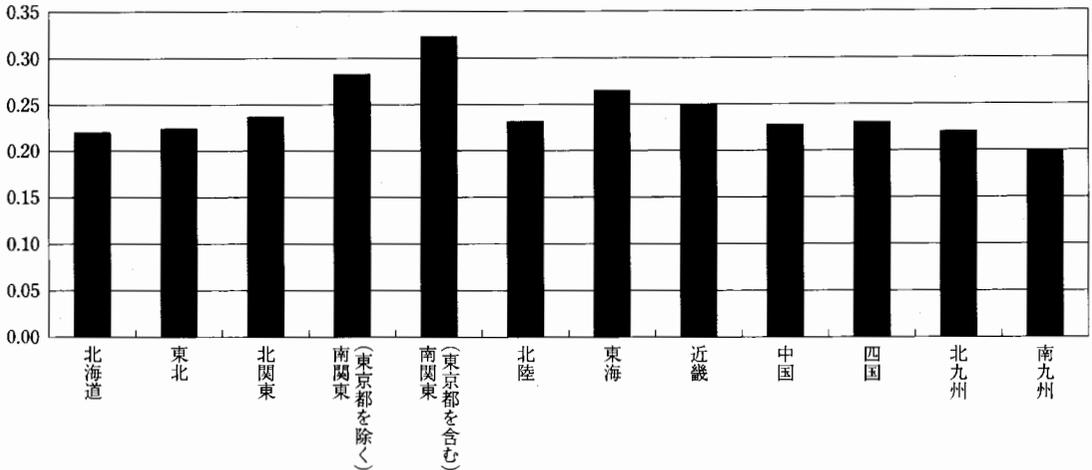
付団体ダミーがプラスに有意となっており、地方交付税が（部分的であるにせよ）定率補助金化していることを反映していると考えられる。

なお、地方債比率、および所得水準を含む、地域の特性をコントロールする変数については、基本推定では概ね符号条件を満たしていたものの、政府間財政移転の効果を考慮したモデルでは、ほとんど有意になっていない。このことは、追加した補助率、交付団体ダミーとのクロス項とこれらの変数が相関していることによる可能性がある¹⁷⁾。

モデルⅡの推定結果を元に、都道府県ごとに地代勾配を計算し、地域ブロックごとに平均して、棒グラフにしたものが図1である。

これによると、地代勾配が高い地域は、三大都市圏に対応する南関東、東海、近畿であり、なかでもサンプル期間において一貫して不交付団体であった東京都（もしくは東京都を含む南関東）の地代勾配はきわめて大きい。一方で、南九州、北海道、東北などはおしなべて地代勾

図1 社会資本の地代勾配



配が小さく、社会資本の効率性が低いことを意味している。この結果は、アプローチは違うものの、生産関数を用いて、社会資本の生産性を地域別に推定した吉野・中島（1999）などの結果とほぼ整合的なものになっており、地域間の社会資本の効率性の格差は政府間財政移転への依存度の違いが影響を与えてきた可能性がある。

まとめ

これまで多くの実証分析により、社会資本の生産性および効率性が地域間で異なることが、中央政府による公共投資政策に対して含意を与えるものとして、規範的な観点から指摘されてきた。これらに対し、本稿では、政府間財政移転と地方政府の役割に着目して、社会資本の効率性における地域差を説明する要因として、政府間財政移転を考慮し、事実解明的な理論・実証分析を行なった。実証分析の結果から、データの限界はあるものの、定率補助金（国庫支出金と「定率化」した地方交付税）への依存度（補助率）が高い地域ほど、地代勾配が低くなっており、社会資本の効率性を低下させた可能性があることがわかった。

また、地価関数の推定結果を用いて、地域ブロック別の地代勾配を計算すると、これまでの先行研究の結果とほぼ整合的な結果になっていることが確認された。

以上のことから、これまで実証分析により明らかにされてきた社会資本の効率性の地域差は、すべてではないにせよ、中央政府による地方政府に対する財政移転が社会資本の効率性を歪めてきた可能性があり、地方分権改革で議論されている、地方交付税を含めた政府間財政移転のスリム化は、非効率な社会資本整備を防ぐうえで重要であるといえる。

付録 データの出典

- ・地価（住宅地）：国土交通省『公示地価』。
- ・固定資産税実効税率、地方債比率：総務省『地方財政統計年報』『都道府県決算状況調』より加工。
- ・社会資本ストック、民間資本ストック：（財）電力中央研究所社会経済研究所『電中研社会資本ストックデータ』『電中研民間資本ストックデータ』。なお、分野別社会資本ストックについては、「12目的別社会資本ストック額」の計数を用いて、産業基盤＝道路（国県道）＋道路（公団等）＋港湾・空港、生活基盤＝道路（市町村道）＋公園・自然公園・下水道＋上水道＋社会保険・社会福祉施設・学校・病院として、それぞれ算出した。
- ・建物火災出火件数、日照時間、降雪日数、持ち家比率：総務省『社会生活統計指標』。
- ・人口：総務省『住民基本台帳人口要覧』。

- ・面積：国土地理院『全国都道府県市区町村別面積調』。
- ・県内総生産：内閣府『県民経済計算』。
- *本稿を作成するにあたり、金本良嗣東京大学教授をはじめとする住宅経済研究会の先生方から、多くのコメントをいただいたことに感謝したい。言うまでもなく、残された過誤は筆者の責任である。

注

- 1) 一部の先行研究で明らかにされているような、公共投資や補助金配分に関する政治経済学的要因を否定するものではない。
- 2) 例えば、吉野・中野 (1994)、岩本・大内・竹下・別所 (1996)、吉野・中島 (1999)、井田・吉田 (1999) などが挙げられる。
- 3) 例えば、田中 (1999)、三井・林 (2001) などが挙げられる。
- 4) わが国の政府間財政移転制度においては、地方交付税が (一般) 定額補助金、国庫支出金が (特定) 定率補助金に分類される。
- 5) 以下のモデルは、金本 (1997) の第 6 章のモデルを拡張したものである。
- 6) ここで、“限界粗便益”とは、租税負担を考慮しないグロスの限界便益を意味する。
- 7) 社会資本の供給水準が効率的でなくても、定額補助金が社会資本の増加に結びつかないケース ($dG/dL = 0$) では、同じ結果が成立する。
- 8) たとえば、Oates (1969) が挙げられる。
- 9) ヘドニック・アプローチは、住宅市場の需給が安定し、均衡状態への調整がスムーズに行なわれると考えられる、局所的な市場での分析に適している手法であるといえる。しかし、本稿で扱うような、都道府県レベルでも、長期的には、住民の移動によって、地域間の効用水準が等しくなり、社会資本の水準の (地域間) 差異が地価に反映することは考えられるので、この手法を用いることに一定の合理性があるといえる。
- 10) 地価としては、公示地価による住宅地の都道府県平均地価を用いている。公示地価の観測点は、各地域内で一様に分布しておらず、都市部に集中している可能性があることに注意が必要である。ただし、本稿で分析対象とする産業基盤、生活基盤の社会資本ストックの効果については、都道府県間で観測点の選択に著しいバラツキがないかぎり、特に問題なく検出できると考えられる。
- 11) 社会資本 (民間資本) ストックのデータは、(財) 電力中央研究所の社会経済研究所が作成する「電中研社会資本 (民間資本) ストックデータ」を用いることとした。また、規模の効果をコントロールするために、社会資本については、面積で除したものをを用いている。
- 12) 「地方債比率=各期の地方債残高÷法人住民税を除いた地方税収と地方譲与税の和」として定義した。

- 13) 操作変数として、社会資本、地方債比率および所得水準の 1 期ラグ、2 期ラグ、固定資産税実効税率の 2 期ラグ、65 歳以上人口比率、昼間人口を用いた。
- 14) ここでは、「国庫支出金 (普通建設事業費支出金) ÷ 普通建設事業費」として定義している。本来、社会資本ストックに対応した資金負担内訳に基づき、補助率を定義する必要があるが、1 次資料として利用可能なものがないため、ここでは便宜的にこの定義を用いた。
- 15) たとえば、土居・別所 (2005) 参照。
- 16) 操作変数として、社会資本 (クロス項含む)、地方債比率、交付団体グミーおよび所得水準の 1 期ラグ、2 期ラグ、固定資産税実効税率の 2 期ラグ、65 歳以上人口比率、昼間人口を用いた。
- 17) 近藤 (2008) では、本稿とほぼ同様の理論モデルに基づいて、都市レベルのデータを用いた地価関数の推定を行なっている。都市レベルでは、社会資本の (ストック) データが利用できないため、フローである地方歳出 (普通建設事業費) を用いているが、定性的には本稿とほぼ同様の結果が得られている。

参考文献

- Oates, W. E. (1969) "The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis" *Journal of Political Economy*, 77 pp.957-971.
- 井田知也・吉田あつし (1999) 「社会資本の部門別生産力効果」『日本経済研究』38、107-129頁。
- 岩本康志 (2005) 「公共投資は役に立っているのか」大竹文雄編『応用経済学への誘い』日本評論社、115-136頁。
- 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正 (1996) 「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『フィナンシャル・レビュー』41、27~52頁。
- 金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社。
- 近藤春生 (2008) 「地方財政の資本化に関する実証分析——都市データを用いた検証」貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編『分権化時代の地方財政』中央経済社。
- 田中宏樹 (1999) 「日本の公共投資の経済評価——ヘドニック・アプローチによる事業分野別投資便益の計測」『フィナンシャル・レビュー』52、42~66頁。
- 土居丈朗・別所俊一郎 (2005) 「地方債の交付税措置の実証分析——元利補給は公共事業を誘導したか」『日本経済研究』51、33-58頁。
- 三井清・林正義 (2001) 「社会資本の地域間・分野別配分」『社会科学研究』52、3-26頁。
- 吉野直行・中島隆信 (1999) 『公共投資の経済効果』日本評論社。
- 吉野直行・中野英夫 (1994) 「首都圏への公共投資配分」八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社。

住宅不動産税制の日英比較

はじめに

2007年7月、(財)日本住宅総合センターより、イギリス住宅税制研究会編著『イギリスの住宅・不動産税制』が刊行された。

本書は、(財)日本住宅総合センター研究部編著『ドイツの住宅・不動産税制』(2005年6月)、同センター研究部編著『フランスの住宅・不動産税制』(2006年2月)に続く、同種の企画の一冊である。

(財)日本住宅総合センターが、わが国の住宅・不動産税制に対する議論に貢献すべく、「諸外国における不動産税制との比較研究」を行ってきた経緯については、本書「刊行によせて」(宮繁護理事長執筆)からも知ることができる。

イギリスに関しては以前にも、『イギリス住宅税制』(1996年5月)が刊行されているが、同書の「はしがき」にあるように、「イギリスで一般納税者向けに書かれている住宅税制の解説書(Tolley's Tax Planning for Private Residences)の翻訳作業を基礎として」いたため、住宅・不動産税制にあまりにも特化した内容となり、イギリスの租税制度についての基礎的な知識が十分でない場合には、理解が必ずしも容易ではないという憾みがあった。

その意味で、本書では、先行業績である上記のドイツ、フランスのものとは異なり、住宅・不動産に係る税制を意識しながらも、内容をそこに特化させずに、イギリスの租税制度の基本的仕組みがどのようになっているかということを説明することにかなり力点がおかれている。先行業績よりも頁数が多くなっているのもそのことによるものである。

また、先行のドイツ、フランスの業績が(財)日本住宅総合センター研究部編著の形式をとっているのに対して、本書ではイギリス住宅税制研究会編著の形式をとった上で、目次においても各章の執筆者名を明示することとしている。

それは以下の理由によるものである。すなわち、本書の刊行に至る経緯については、本書「まえがき」に記述があるが、「平成12年度において欧米4か国の住宅税制に関する文献、資料を収集し、統一した編集方針のもとに国別の『原文資料集』を作成」することに始まる。その後各執筆者が「住宅関係税制の『解説資料素案』を作成し、これをもとに執筆者との度重なる検討会を行なったが、執筆者全体での検討会を行なうことができなかったため、最終的な執筆内容についての責任は執筆者各自が負うべきであるという配慮によるものである。

いずれにしても、イギリス税制について丁寧に解説した図書は従来ほとんどないということを考えると、住宅・不動産税制に特化していないということが本書の価値を損なうものではないと解される。

1 税務行政組織の概要

税務行政組織に改正があったことは重要な点である。すなわち、従来イギリスにおいては、直接税と間接税とで組織を異にし、直接税に関する賦課・徴収事務を内国歳入庁(Inland Revenue)が、間接税に関するそれを関税消費税庁(Her Majesty's Colloquial Customs and Excise)が、それぞれ管轄していたが、2005年4月18日に両組織が歳入関税庁(Her Majesty's Revenue and Customs)に統合されたことは重要な点である。

2 所得税

所得税はイギリスの租税制度における基幹税であり、所得税の税収が租税収入全体に占める割合が高いという点が、間接税の比率の高い他の欧州諸国と比較して特徴的な点である。

また、所得税と区別してキャピタル・ゲインについてはキャピタル・ゲイン税が別に課されることとされているところも特徴的な点である。

そして、2004-2005課税年度まで、所得区分においてスケジュール制が採られていたことがもう一つの特徴的な点であったが、この点については、2005-2006課税年度からこの制度が廃止され、不動産所得、事業所得、国外所得、雇用所得、利子・配当所得、その他の所得という所得区分が用いられることとされている。

損益通算の制度が設けられており、事業所得の計算上生じた損失は当該課税年度の他の所得と損益通算することが認められているが、不動産所得の計算上生じた損失については、翌課税年度に繰り越したうえで、翌課税年度の不動産所得と損益通算することとされている。

損益通算後の総所得金額に対して、基礎控除、障害者控除、社会保険料控除等の所得控除を適用した後で、10%、22%、40%の三段階の超過累進税率で課税される。

課税単位については、以前は夫婦単位主義が採用されていたが、1990-1991課税年度以降個人単位主義に移行している。

3 キャピタル・ゲイン税

イギリスにおいてキャピタル・ゲインに対して課税することとされたのは比較的近年になってからのことである。短期保有の資産からのキャピタル・ゲインに所得税を課すようになったのは1962年であり、その制度が1971年に廃止された後、1979年にキャピタル・ゲイン税法 (Capital Gains Tax Act 1979) が、1992年にキャピタル・ゲイン課税法 (Taxation of Chargeable Gains Act 1992) が制定され、これらの法律によりキャピタル・ゲインに対する種々の規定が統合されることとなった。

上述のように、イギリスでは所得税とは別枠で、キャピタル・ゲインに対してキャピタル・ゲイン税を課すという二元的制度が採られており、わが国のように資産の保有期間に応じて、長期保有の資産と短期保有の資産とで税額計算の仕組みを区別するという制度は採られていない。

キャピタル・ゲイン税の計算構造は、①譲渡価格から取得価格を控除することにより総利得を算出し、

②総利得から控除することの認められている経費、特別控除 (annual exemption) (2006-2007課税年度については、8800ポンド) および繰り越されてきた譲渡損失を控除することにより純利得を算出する。そして、③純利得から物価調整控除 (Indexation allowance) を控除することにより、課税利得を算出する。④税率については、当該課税年度の所得税の段階税率が適用される。その際、当該課税年度の課税所得に、キャピタル・ゲイン税の課税利得を上積とした場合の段階税率が適用される。

相続税の課税対象である贈与に対する繰延控除、事業用資産の贈与に対する軽減措置、個人が営業権を譲渡した場合に適用される廃業控除が法定されているほか、所有の期間を通じて個人の主たる住居であった資産を処分した場合のキャピタル・ゲインは非課税対象とされている。この主たる住居に対する非課税の対象になるのは、敷地については、通常0.5ヘクタールである。

4 相続税

イギリスの相続税では、遺産税方式が採用されている。イギリスの相続税法のもとにおける相続税は贈与税と相続税を包含するものであり、贈与、生前のみなし贈与および遺産に対して課税され、死亡に際して移転する資産または生前7年以内に行なわれた贈与の累積額の総額のうち課税最低限 (基礎控除) である30万ポンド (2007-2008年度) を超える部分に40%の比例税率で課税される。贈与に対しては、相続の場合の半分の税率、すなわち20%で課税される。

遺産税方式であるから、贈与の場合の主たる納税義務者は贈与者等であり、相続の場合には人格代表者である。

イギリスの相続税は、生前および死亡に際して行なわれる資産の移転のうち課税対象になるもの (課税贈与) に対して課されるが、その際、価値の移転は贈与者の価値の減少で把握される。

移転する財産の価値に課税されるが、贈与者等が相続税を負担した場合には財産の総額は移転した財産そのものの価額分だけでなく、相続税によっても

減少することになる。上述の税率は移転した価値の総額（税込み価額）に対するものであるから、ネットの税抜き価額に対する税額計算をする場合には、それぞれ25%（=20/80）（贈与の場合）、66.66%（=40/60）（相続の場合）の税率が適用されることになる。上述の税率に代えて、移転した財産の税抜き価額に対して25%または66.66%の税率を適用して税額計算を行なうことをグロッシング・アップと呼んでいる。

また、生前7年間の贈与について累積課税方式が採用されているから、課税贈与に係る相続税額の計算は、当該贈与に先立つ7年間の課税贈与の累積額に対する税額と当該贈与も含めた累積額に対する税額を算出し、後者から前者を控除した金額が当該贈与に対する相続税額となる。相続に際する相続税額の計算は、被相続人が死亡前7年間に行なった課税贈与と被相続人の死亡により課税贈与となった潜在的免税贈与（potentially exempt transfer）に対する税額とこれらの贈与額に非課税贈与に該当する財産および負債その他の控除項目を控除した正味の相続財産を加えた合計額に対する税額を計算し、後者から前者を控除した金額が当該相続に対する相続税額となる。

そして、不動産の評価は地区価格査定官（district valuer）の査定に基づいて行なわれ、相続財産に含まれる不動産が被相続人の死亡から4年以内に売却された場合で、当該売却額が評価額を下回ったときには当該売却価格により評価される。

5 付加価値税

1973年に導入された付加価値税は、EU諸国のそれと同様の多段階消費税であり、国内において業として行なわれる財の取引および役務の提供、ならびにEU加盟国および域外諸国からの財の引き取りおよび役務の受領に対して課税される。

付加価値税の課税上、財の取引および役務の提供は課税供給と非課税供給に区別され、課税供給に対する税率は2005-2006課税年度において標準税率17.5%、軽減税率5%およびゼロ税率に分かれているが、ゼロ税率の適用がイギリス付加価値税の特徴

となっている。

そして、年度内の課税売上が2005-2006課税年度で6万ポンドを超える事業者は、付加価値税の納税者として歳入関税庁に登録しなければならない。この基準に満たない事業者は任意に登録をすることができる。

課税事業者は、課税期間内の売上金額に対する付加価値税の総額から仕入れに関して負担した付加価値税の総額を控除した差額を納税する。当該差額がマイナスになる場合には、当該差額は還付される。インボイス方式が採用されているため、納付税額の計算はインボイスに基づいて行なわれる。

非課税供給は、不動産、郵便事業、教育等15のグループからなる。土地に関する権利の設定移転は非課税であるが、新築住宅等適格建物の売却および長期貸借権の設定はゼロ税率の適用対象であり、新築の非適格の建物の売却は標準税率の適用対象である。また、不動産および投資用の金取引については、事業者が課税対象とすることを選択することにより、仕入税額控除を行なうことができる。

6 印紙税・土地等取引税

不動産についての印紙税制度に代わる制度として、2003年財政法4章および5章により土地等取引税（Stamp Duty Land Tax）が創設され、当該規定は2003年12月1日より施行されている。

この税は、その名称に“Stamp Duty”の表現が用いられてはいるが、文書に対して課税するものではなく、取引の申告と申告納税制度を採用するものであり、印紙税と呼ぶことはミスリーディングだとされているものである。それゆえ本書でも執筆者は、「実態に則し」土地取引税との訳語を用いている。

この改正の主たる目的は、「従来の印紙税の方式に倣いつつ、かつ税率の引上げを伴うことなく、土地等の取引からより多くの税収を得るという点にある」（217頁）と説明されている。

納税者は買受人、つまり、課税対象となる権利を取得した者である。

課税対象は土地取引であり、土地取引とは土地および土地上に存する不動産権等課税対象となる権利

の取得である。

課税標準は譲渡対価であり、ここで「譲渡対価とは、買受人またはその関係者が、直接的または間接的に、取引の目的物 (subject-matter) として与えた金銭または金銭等物 (money's worth) をいう」(220頁)。また、「賃貸借の場合、課税標準は賃貸料相当額 (rental value) であり、「賃料相当額は、賃貸期間に支払われる賃貸料の割引現在価値」である (220-221頁)。税率は、居住用不動産、非居住用不動産、またはその混合用途不動産で区分されており、例えば、居住用不動産の場合、譲渡対価6万ポンド以下0%から50万ポンド超4%まで4段階である

さらに、課税標準が課税最低限 (居住用不動産の場合12万5000ポンド) に満たない場合、土地等取引税は課税されない。

7 不動産の占有にかかわる税

(1) ビジネス・レイト

店舗、オフィス、倉庫、工場など非居住用不動産の占有について事業者に対して課される税で、地方自治体が最終税額を確定し徴収する税である。日本

の地方譲与税に類似する性格の国税である。

非居住用不動産には課税評価額が設定されており、この課税評価額に基づいて税額が算定される。

そして、課税評価額については、5年ごとに評価替えが行なわれるが、評価替えにより税額が激変しないように税率で調整されることとされている。

(2) カウンシル・タックス

居住用不動産の保有または占有に対して住民にもっとも身近な地方自治体が課する地方税であり、地方自治体が提供する行政サービスの財政的基盤のひとつである。本税の納税者は、原則として当該不動産の居住者であり、「居住者とは、当該不動産に、唯一の主たる住居として住む18歳以上の者をいう」(245頁)。

以上、本書の内容をごく簡単に紹介したが、日英両国の場合に限らず外国の税制との比較はそう容易にできるものではない。詳細は本書を参照していただきたいが、本書の内容がイギリスの税制について研究を進めていくにあたり、その端緒を開くものとなれば幸いである。

(高野幸大／東洋大学法学部教授)

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研究的成果とする。
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 東京都千代田区麴町4-2 麴町4丁目共同ビル10階
TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

●近刊のご案内

『建築後年数の経過が住宅価格に与える影響』

本調査は、住宅価格の変化を正確に描写するための技術の開発を目的としたものである。そして、その手法上の特徴は以下の3つの点に集約することができる。

1. 住宅価格の変化を描写するための、物件データベースを整備している。そのなかには、新築時および転売時のマイクロデータのそろったものが含まれており、このことにより、わが国で初めての大規模なリピートセールス法が適用可能なデータベースが整備されている。
2. 住宅価格水準およびその変化を描写するために、先行研究の徹底的なサーベイと、それらの手法を用いたわが国の不動産市場の網羅的な評価が試みられている。具体的には、これまでは

ヘッドニック法によってのみ分析されることの多かったわが国の住宅価格水準とその変化について、リピートセールス法、ノンパラメトリック、セミ・パラメトリックな手法など豊富な手法による描写が行なわれている。

3. 住宅価格の変化について、年齢効果、マクロな影響、パラメータの変化など、系統的な検討が加えられている。このことにより、住宅価格の変動をコントロールできるリスクとそうではないリスクに区分することが容易になるため、家計の住宅取得行動、金融機関の住宅ローンの貸し出し行動に関して不確実性を減少させるインフラが構築されている。

住宅取得、住宅金融をめぐる環境は大きく変化しようとしている。耐震構造偽装事件などにより生じた二重ローン問題をきっかけに、住宅ノンリコースローンへの関心が高まっている。リバースモーゲ

ージや住宅を組み入れた不動産流動化商品などの新たな金融技術が普及するためには、住宅価格を測定する系統的技術の開発が不可欠である。しかし、中古住宅市場が未発達であったり、不動産売買情報が広く公開されていなかったりするため、リピートセールス法が適用可能なデータベースを構築するのに大きな費用がかかり、異なる手法間のパフォーマンス比較や実務への適用可能性が検討されたことは、これまでにない。わが国でも適用可能な住宅価格評価技術の確立は、避けることのできない課題といえる。

今後、この報告書における知的インフラが、まずは研究用にそしてビジネスの場面でも広く活用されることを期待したい。また、継続調査として、海外におけるノンリコースローン等の現状について現在調査中である。継続調査の報告書についてもご期待いただきたい。

編集後記

この5月、自然の猛威がアジアを襲った。2日の夜から3日にかけて巨大サイクロンがミャンマーを直撃した。243人の死者がでたという国営放送の報道がなされたのは1日遅れの4日で、その後、被災者240万人、死者7万人を超えるという尋常ならざる被害を受けたことが明らかになった。

それから10日後の12日午後、中国の四川省で大地震が起きた。報道される被害は日に日に増えつづけ、死者・行方不明者は8万人を越え、1

万以上の学校が倒壊し、約1500万人が避難生活を送っているという。続発する余震やダム決壊による二次災害なども危惧されている。

本号の「特別論文」では、オリンピックを控えた中国（とりわけ北京）の住宅事情を、JAICA職員として現地に駐在する砺波匡氏にご執筆いただいた。その校正刷りの遣り取りのさなかに四川省大地震が起きた。まさに偶然のことだったが、急遽依頼して、現地報告を加筆していただいた。(h)

編集委員

委員長——浅見泰司
委員——中神康博
森泉陽子
吉田あつし

季刊 住宅土地経済

2008年夏季号（通巻第69号）

2008年7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——財団法人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。