

省エネを定着させる住宅支援を

畑中 誠

東京建物株式会社代表取締役社長

東日本大震災による原発事故は、日本のエネルギー政策を根本から再考させ、国民全体にも意識の変化をもたらした。節電意識の高まりとともに自然エネルギーへの関心が深まり、住宅においてもLED照明や太陽光発電設備などが普及しはじめた。

震災以降も住宅購入意欲の底堅さに変わりはないが、住宅選定のポイントに大きく変化した点がある。耐震性能や地盤状況、災害に対する備えなど、安全・安心への関心と省エネに対する意識とがいつそう高まったことだ。

マンションや戸建などの住宅は、震災時には生命や財産を守るシェルターの役割も果たさなければならない。われわれディベロッパーは堅固で耐久性が高く大震災にも耐えられる住宅供給が大きな使命であると認識し、供給を続けてきた。

これからは、さらなる住宅の安全・安心に加え、省エネへのさまざまな配慮が必要とされる。住宅においては、複層ガラス（二重サッシ）などの断熱性能、節電型家電や節水機器などの省エネ仕様設備以外にも、自然通風を促す間取り・建物や家族が一緒にいる時間が多くなるような室内空間の創造など、居住者が省エネを苦痛に思わない仕掛け造りが必要だ。

居住者が年間を通して継続的に省エネに取り組むことは、CO₂削減に寄与することにもなり、結果、地球温暖化対策にも繋がる。したがって、個々のライフスタイルに応じたさまざまな省エネ対策にも対応できるよう、住宅版エコポイント制度やフラット35S金利優遇拡大措置などの継続実施のほか、省エネに貢献する造作設置や設備更新などいわゆるリフォームに対して、行政からの補助金・低利融資が積極的に行なわれることが、住宅の省エネ定着には必要である。

目次●2011年秋季号 No.82

[巻頭言] 省エネを定着させる住宅支援を	畑中 誠	—1
[特別論文] 不動産取引価格情報提供制度	山野目章夫	—2
[論文] 住宅価格ヘドニックモデルにおける時間効果、年齢効果および世代効果の分離	唐渡広志・モヴシュク・アレクサンダー・清水千弘	—12
[論文] 戸建て住宅地における形状からみた典型敷地の推定手法	浅見泰司・丹羽由佳理	—21
[論文] 欧米の金融規制改革が本邦不動産市場等に与える影響	小林正宏	—28
[海外論文紹介] 空間分位点ヘドニックモデルを用いた農業地価の分析	村上大輔	—36
エディトリアルノート		—10
センターだより	編集後記	—40

不動産取引価格情報提供制度

その導入論議を顧みる

山野目章夫

ある政策を実現しようとするとき、それをめぐって賛否があり、利害も錯綜するとき、たしかに反対意見の説得を省いて政策の採択を強行するということが可能である局面も、ないではない。たとえば、増税の適否を争点にして総選挙をし、増税賛成の党派が一議席でも反対派を上回るならば、増税反対論への説得を略して、増税策の採択を達することができる。

しかし、私たちが向き合っている政策課題は、ふつう、そのために総選挙をして欲しい、というような社会的なコストを要請する環境に恵まれることはない。もっと地味で、しかし社会生活において重要なイシューについて政策を実現するためには、反対意見との対話に相当のエネルギーを用いなければならないし、それもただ一所懸命にするという気概だけではダメで、説得の技術を要する。それは、公共性を実現する技術であるといってもよい。そう、「近代以降の統治は、宗教にかわって政治のはたらきを統合力の軸に据えて進められるようになった。共同的な信念にもとづく自然的な一体性・同質性ではなく、複数の異なる（しばしば対立の火種となる）共同性のあいだに人工的な関係をうちたてるはたらきのことを『公共性』と呼ぶならば、それ以外に、『社会』を積極的に支えるものはない」（那須耕介「政治的思考という祖型——政策学的思考はどこから出てくるのか」足立幸男編著『政策学的思考とは何か——公共政策学原論の試み』第8章、勁草書房、2005年、313頁）のである。

いま、不動産が実際に取引される際の当事者が授受した代金の額を政府が広汎に調べ、その調べた成果を公衆に情報として提供しよう、という政策の採用が問題提起されたとしよう。

これには、反対意見が出る。あるいは、賛成意見もあるが、そのニュアンスも同じではない。また、賛成か反対か、よくわからない議論もみられる。たとえば、こうである。

A 実際取引価格を公衆が知ることになったのでは、不動産流通の業がしにくくなり、反対である。

B 実際取引価格が開示されるならば、されない場合に比べ投資家からみて市場が透明になり、不動産投資が促進される。

C 開示される価格のなかには、取引の個別事情が影響する変則的なものもあり、それを開示することは、取引関係者に誤解を生じさせ、市場を混乱させる。

D 市民は、不動産市場が不透明なものであるイメージをもっており、マイホームを買う際などに、その不透明感が不安や悩みをもたらしている。

E 取引をした当事者は、自分たちが決めた価格を一般に晒して知られることには心理的抵抗感を抱くのではないか。

F 取引された価格が開示されるならば、それを活用し加工するなどして不動産情報を提供する新しい産業が生まれると予想される。

などなどと、甲論乙駁となったら、さて、どうしらいいか。悩みますね。守らなければならないルールが一つあり、どれ一つとして、ある意見を何も理由を添えないで斥けることはできない。それができるのは、私たちが強力な政治権力を手にしているときに限られ、そのようなことは想定することができない、という前提である。そして、もう一つルールを加えましょうか。上記のAからFの列挙は、閉じられた集合であり、これら以外の論拠を他から注入して説得をすることはできない、ということにしましょう。

以上の前提で、さあ、サロンでの談論が始まります。

序／取引価格情報提供制度とは何か

国土交通省のホームページを「土地・建設産業」→「不動産取引価格情報」と進むと、「土地総合情報システム」の「不動産取引価格情報検索」の画面に辿り着く。そこから入ってゆくと、日本の地図にクリックして、関心のある地域を次第にズーム・アップしてゆくことができる。やがて、目的とする地域で実際に取引がされた価格の一覧表示を目にすることが可能となる。

これが、不動産取引価格情報提供制度である。その特徴は、何よりも実際に取引がされた価格の情報を提供しているところに見出される。そこが、地価公示とも都道府県地価調査とも異なるところである。

導入されるまでに論議があった制度であり（後述1-1）、その成果として今日は一定の輪郭をもつ制度として安定的に運用されている（後述1-2）。論議があった、というのは、とりわけ誰のために導入されるものであるか、言い換えると何のために導入する制度であるか、について大きく分けて二つの方向がみられた（後述2-1）。そしてまた、制度導入に慎重であるべき

(山野目章夫氏 写真)

やまのめ・あきお

1958年福島県生まれ。東北大学法学部卒。現在、早稲田大学大学院法務研究科教授。国土審議会特別委員、マンション管理センター理事。著書：『物権法 第4版』（日本評論社）、『不動産登記法』（商事法務）など。

であるとする論議も、一様ではなかった（後述2-2）。2006年に導入されたこの制度が5年を経た今、それらを回顧しておくことは、この制度それ自体の今後の展望を可能とするほか、賛否のある制度を導入する際の論議の進め方や、導入した後に政策遂行上留意すべき点などについて、一般的な教訓も恵むにちがいない。

1 制度の概要と制度実現の前身

不動産取引価格情報提供制度の実現に向けての可視的な動きとして、たとえば立法府におけるものを拾うならば、そのクロノロジーは2004年に求められる。同年春の通常国会において、不動産鑑定制度の見直しを含む「地価公示法及び不動産の鑑定評価に関する法律を改正する法律」を審議して議決した衆議院国土交通委員会が、「地価の個別化の進行等による不動産市場の変化に伴い、実際の不動産取引価格に関する情報の提供が求められていることにかんがみ、取引価格情報を提供する仕組みの構築を含め、地価公示のあり方についての検討を行うこと」を政府に求めた（同年5月21日附帯決議）。

もっとも、この動きは、立法府において卒然と始まったものではない。行政府における伏線の動きは、まず、その前の年に見出される。2003年の国土審議会土地政策分科会の建議である。そして、そこに至るまで、じつは意外に長い歴史があって、そのゴールが、むしろ2003年と翌04年であった。

1-1 制度実現の前史

取引価格情報の開示に向けての具体的な提案がなされるまでの前史を思い切って少し大きく時間の幅をとるならば、まず、土地基本法（1989年）において「個人の権利利益の保護に配慮しつつ、国民に対し、土地の所有及び利用の状況、地価の動向等の土地に関する情報を提供するよう努めるものとする」という規定が設けられた（17条2項）。

ついで1997年に閣議決定された新総合土地政策推進要綱においては「有効利用に向けた土地取引の活性化のためには……土地情報の整備・提供等を進める」とされ、さらに1999年の土地政策審議会答申は、「実売価格の開示に関しては、まず、一般に存在するプライバシーや守秘義務に関する懸念を払拭することに努めるべきである。その上で、売り手側に偏在する実売価格に関する情報を集約して、売り手買い手のどちらにも偏らない中立的な形で、取引の関係者からの要請に応じて提供できるような仕組みを検討すべきである」（「土地政策審議会意見とりまとめ」1999年1月13日）と提言している。

今世紀に入り、2003年3月に閣議決定された「規制改革推進3か年計画（再改定）」において、都市再生分野における重点計画事項として、不動産市場の透明性確保のための不動産関連情報の一層の開示ということが掲げられ、また、住宅・土地関係の分野別措置事項として、インデックスを作成する民間の主体などが取引事例情報を十分に活用することのできる態勢を調えるべきことが謳われた。

やがて、このような伏線を経て、国土審議会土地政策分科会には、土地情報ワーキングが設けられ、不動産取引価格情報提供制度の実現に向けての具体的な方策の検討が本格化した。このワーキングの報告を受けてなされたものが、上記紹介の国土審議会の建議にほかならない。

そして、これが、この制度の具体的な実現に直接の決定的な契機を与えた。

1-2 導入された制度の概要

実現した不動産取引価格情報提供制度は、まず登記申請を契機として価格情報を収集する。収集された価格情報は、たとえば「みなもと市とくがわ〔17番地〕の土地が5300万円で売られた」という仕方でも開示される。カギカッコで包んだ地番は開示されないし、売買当事者の氏名は明らかにされない。

これは、上述の国土審議会土地政策分科会の建議が、「物件が特定できないように配慮した情報提供が、現時点では、最も国民の理解が得られやすい方法であると考えられる」としていたことによる。具体的には、まず、更地である土地の場合には、位置の概要、地目、取引時点、面積および取引価額（土地価格）の諸情報を収集して、一般に提供する。また、マンション（区分建物）の場合は、位置の概要、地目、取引時点、取引価額（総額）、上物の床面積および種類について、同様の手順がとられる。さらに、戸建の建物（非区分建物）が上物として所在する建付地の場合には、やはり位置の概要、地目、取引時点および面積を明らかにするほか、取引価額を示すものとされるが、これは、総額を示すことを原則としつつ、分離可能な場合は土地価格および上物価格を分けて提示し、さらに、上物の床面積や種類も明らかにすることとされている。

これらの情報を収集する端緒は、上述のとおり、登記異動情報である。すなわち、法務大臣の所管の下に置かれる法務局または地方法務局に配される登記官は、売買を原因とする所有権の移転の登記の申請を受理してこれを実行した場合は、これを登記異動情報として、土地鑑定委員会に提供する。同委員会は、異動情報の提

供を受けた不動産の取引の当事者に対しアンケートを実施し、これに対し回答のあった者に対しては、さらに専門家を派遣して調査に当たらせ、情報の正確を期する。専門家は、ふつう不動産鑑定士が充てられる。

2 導入賛成論と導入反対論の論理構造

これが、導入された不動産取引価格情報提供制度の概要であるが、その導入に至るまで、どのような論議があったか、それを次に概観することとしよう。

2-1 導入賛成論の論理構造

不動産の取引価格情報を収集して、それを公衆に提供する制度を導入することの効用については、いくつかのことが指摘された。

まず、いうまでもなく、この制度が今まで存在しなかったまったく新しい情報提供であり、市場参加者にとって非常に有益であるということがある。バブル崩壊以降、不動産市場は所有よりも利用を重視する実需中心に変化し、これにより地価の個別化が進んできた。このような変化に伴い、商業地では収益性を、また、住宅地では利便性を考慮し合理的に判断しようとする購入希望者や投資家が増えており、取引の際の判断材料として、より幅広く、詳細な不動産の価格情報が求められるようになってきた。

ここで考え込んでおかなければならないことは、市場にとっての効用とは、どの範囲の人を念頭に置いてのものであるか、という問いである。そして、この問いに対する答えは、すべての人ということではなければならない。不動産に投資する人たちのために、という視点は、たしかに重要である（頭書のB）けれども、そのみでは視点として足りない。

すべての市場参加者のために、という理念を確かめておくうえでは、つぎのような事実に思

いを致すことが有益である。2003年8月に国土交通省が実施した世論調査では、不動産取引に対して「難しそうでわかりにくい」「何となく不安」という人の合計が約8割にも達している（頭書のD）。このことから、不動産市場への不安感を軽減することが、市場活性化に不可欠であることは明らかであろう。ここで、全国に地点が設けられた場所についての地価公示に加え取引価格情報が開示されることになるならば、個人・事業者を問わず、市場参加者は多くのメリットを享受することになる。

個人の居宅であれ、事業用の事務所や店舗であれ、実際に不動産を売買しようとする市場参加者で、値付けや購入の参考に公示地価のみを頼りにする人はいない。売り手も買い手も、リアルタイムの価格情報を欲しいと感ずるのは当然のことである。その際、不動産業者にアドバイスを求める前に、あらかじめ得ておく必要のあるセカンド・オピニオンに当たるものが、実際の取引価格情報にほかならない。

このように考えてくると、なぜ実売価格情報の開示が必要であるか、それは、ヒトコトで言うならば、国民生活の基盤である土地について、情報の偏在を是正して、消費者が市場動向を適切に把握して取引に臨むことができる環境が調えられるべきであるし、また、そのようにして消費者の不動産市場への関心・信頼が喚起・醸成されることは、土地取引を活性化し、社会と経済の全体に良い効果をもたらす、ということにある。国民が不動産を危険なものと思っている限り不動産市場は活性化しない。地価の下落傾向が終息したときにも、そのことの市場による認知が遅れるといったことも危惧される（公示地価によったのでは判然としない地価の動向を知るうえで実売価格〔原文では実勢地価〕把握の重要性に焦点を置くメディアの論調として、「公示価格ではわからない伸びる駅・

沈む駅／首都圏 389 駅実勢地価』『週刊朝日』2003年5月30日号、およびその批評、「『伸びる駅』と『沈む駅』／亀和田武さんのマガジンウォッチ』『朝日新聞』6月1日附）。

なお、やはり制度導入の利点として説かれていることとして、不動産業界への影響ということがある。不動産実売価格が明らかにされることによる影響ないし業界の変化として、不動産の流通を扱う業は、国民が実売価格情報を手にしていることを前提として、情報の解釈や、より充実した情報を補充することに業務の中心が移り、情報産業への構造転換を促されることであろう。公的に提供される取引価格情報に加工や解釈を施して、個別・特殊な情報需要に応じてゆくことは、まさに民間の智恵にこそ期待される（頭書のF）。

2-2 導入反対論の論理構造

不動産取引価格情報提供制度の導入に対する反対論のなかには、まず、提供される実売価格情報が、かならずしも正常に形成された価格であるとは限らないにもかかわらず、正常価格と誤解される弊害がある、という意見がある（頭書のC）。しかし、正常価格とは限らない、という事実は、いったい、この制度に反対する側から出されることが自然な論議なのであろうか。この事実に向かい合うとき、解決の方向は、二つある。一方において、提供される取引価格情報が、かならずしも正常に形成された価格でないことがあるから、制度導入を見送り、不動産流通業の体質を温存したまま、国民に対し、業者の助言により取引をするのがよいと説く、という方向がある。他方において、取引価格情報提供の制度改良を求めつつ、構造転換を果たして情報産業に脱皮した業者が、専門的な見地から、その土地の特性に即した価格の理解を消費者に提供する、という在り方とであり、なにが

正解であるかは、自ずと明らかではないか。

つぎに、地価公示の制度との関係も問われる。地価公示は、都市計画区域を対象として、全国の数万地点の毎年1月1日時点の価格を年1回公表するものであり、即時性がないけれども定点について価格提示をしている。半面において、取引価格情報は、実勢価格をほぼリアルタイムに公表することができるが、取引がなければ情報は得られない。地価公示の制度があるから実売価格情報提供が不要である、とか、両者の役割分担が不明瞭であるという批判に対しては、どのように応えてゆくべきであろうか。

筆者は、この違いをよく胃の検査に喩えて説明してきた。年に一度の定期検診でバリウムを飲み、健康状態をチェックするのが地価公示。全体像の把握や過去との比較には適しているものの、これだけでは精密なところはわからない。対するに取引価格の情報は、まさに胃カメラによる診察のようなものであり、ある地点の状況をピンポイントで掴むことができ、地価公示とはその役割が大きく異なっている。したがって、これら両方を利用することで、さらに正確な不動産情報の把握が可能となる。

実際のところ、実売価格情報の提供が始まったことにより、ほぼ特性が同一と目される不動産の価格が大きく異なって提示されたり、公示地価と実勢価格の乖離が明らかになったりするという可能性は否定することができない。さらにいえば、まったく同じ不動産であっても、時期や売買の状況によって価格は変化してゆく。たしかに、複数の価格情報が存在することから、それらをどのように判断するかという解釈の必要性は増えるであろう。しかし、解釈の手間があるから情報が豊富になるのをやめよう、という議論はおかしい。これは、実売価格が正常価格と誤認されるという指摘に対しても同様である。

不動産取引価格情報提供制度に関しては、不動産の流通に関わる産業に従事する人々などから、「仕入れ値がわかると、売るときに買ったかかれてしまう」という反対意見が聞かれた(頭書のA)。制度導入時も今も、厳しい経済状況であるから、今日、明日の取引に支障を来すと心配する人も、たしかにいる。しかしその先に、市場拡大効果が生まれるとしたらどうか。どちらがプラスなのかを、少し長いタイムスパンで見守るよう求めてゆくことが必要であるかもしれない。一般の人たちが価格情報を通じて不動産を身近なものに思う世の中にならなければ、市場に将来はない。

国民のなかには、不動産市場の仕組もつ“わかりにくさ”を糧として商売がなされている、という印象を抱いている人が多い(頭書のD)。こうした印象を払拭するため、不動産業の側には、正面から、不動産取引価格情報提供制度をめぐる論議に立ち向かい、その安定的な実施に協力や理解を恵むことがあるならば、不動産業という産業も自体も、前向きに発展すると想像されるが、どうか。公示価格ばかり参考にしてマイホームを探す市民は、イメージすることができない。したがって、市民に提供されなければならないものは、不動産業者にアドバイスを求める際にあらかじめ得ておく必要のあるセカンド・オピニオンに当たる情報でこそある。

また、不動産業界では、今後、市民が実勢価格情報を手にしていることを前提として、その情報の解釈や、より充実したデータを補填することに業務の重点が移り、情報産業への構造転換が促されることになるであろう(頭書のF)。そして、構造転換を果たし脱皮した業者が、プロフェッショナルとしての専門的な見地から、その不動産の特性に即した価格の理解を消費者に提供するという在り方に変化することも期待

される。不動産取引価格公開制度は、こうして、不動産業界を情報化するきっかけになるかもしれない。

また、いままで論じてきたものとは少し異質であるが、実売価格情報を開示することはプライバシーの侵害にならないか、という議論もきかれた(頭書のE)。しかし実売価格情報が、個人の人格的内面に関わる情報であるプライバシー固有情報に当たるとは考えられない(横浜地判平成11年1月25日『判例タイムズ』1026号182頁参照。また、公共事業買収用地のための不動産鑑定評価書の情報公開に関する東京高判平成13年12月20日『判例時報』1802号49頁)。なお、実売価格情報が地番などにより土地を特定する仕方で提示される場合には、個人識別情報に当たると考えられるところ、個人識別情報は、その開示について、秘匿を求める利益を凌駕する公益が認められるときに、これを相当な手段で開示することは、一般に許容されている。

この制度を導入するにあたり政府が行なった意識調査の結果においても、6割の人が不動産取引価格情報提供制度の導入に賛成している。ふつうの市民は、自分が取引をした不動産の価格を知られて困る、とは感じない。

むしろ注意しておきたいことは、この論点に背負わされた政治的意味である。というのは、不思議であることとして、前述1-1の土地情報ワーキングの中間とりまとめ→同最終とりまとめ→国土審議会建議、と進んだ一連の経過のなかで、この論点については、繰り返し検討の内容を提示しているにもかかわらず、それらと正面から向き合うことがなされないまま、これもまた繰り返し、プライバシーの論議が不足しているとか、軽視しているとかいう挙証責任を回避する態度の論議がされた。

土地情報政策の歴史のなかで、私事を暴くものである、という論難は、常に障害となってきた

た。ルイ王朝末期に、土地が担保に入れられている様子が不鮮明であるため不動産の流通が妨げられている実状を案じた開明派の官房官僚たちが、土地抵当の公示を導入することの必要を説いたが、借財が明らかになることを嫌う家政上の理由から貴族が抵抗し、これが実現してゆくのは、革命を経てナポレオン法典成立の時期からあとを待たなければならなかった。今日、登記された抵当権から借財が露わになるから登記制度を廃すべきである、と唱える者はいないだろう。

仔細に観察するならば、一般の市民のなかにも、自分がした取引の価格を露骨には知られたくない、という素朴な秘匿欲求意識があることは、たしかである。しかし、それは、裏返して言うならば、露骨でない仕方で開示をするという工夫で克服することができる問題である。

結／取引価格情報提供制度をめぐる論議は何であったか

不動産取引価格情報提供制度に対する反対論は、まず、頭書のA、つまり、実際取引価格を公衆が知ることになったのでは、不動産の流通業がしにくくなる、ありていに言うならば、元値を晒しては商売にならない、という議論として提出される。これに対しては、何よりも、同じく頭書のD、つまり、市民が不動産市場に対し不透明なものであるイメージをもっており、マイホームを買う際などに、その不透明感が不安や悩みをもたらしている、ということを描いて応接してゆかなければならない。実売価格の情報を躊躇しないで開示することにより市場の透明性を向上させることによってこそはじめて、市民が安心して不動産市場を利用するようになり、市場が活性化するという議論の進め方である。

また、補助的な理由として、Fを掲げてもし

い。業界の反対といっても、世代が交代してゆくなれば、情勢は変化する。やがて若い世代が台頭するならば、ふるくからの価格情報の開示忌避の感覚から脱皮し、むしろ価格情報が開示されていることを前提として、それを活用し加工するなどして不動産情報を提供する新しい産業が生まれるということは、期待し難いことではない。

つぎに、不動産取引価格情報提供制度に対する反対論として、頭書のE、つまり、取引をした当事者が、自分たちが決めた価格を一般に晒して知られることには心理的抵抗感を抱くのではないか、ということは、ひとまず丁寧に対応しておく必要がある。ひとまず、というのは、この論点は、じつは、やや政治的な文脈で提起された疑いが濃い。不動産取引価格情報提供制度の導入が論議された当時、一般の市民から、プライバシーの観点で苦情や抗議が寄せられたことはない。この論点は、奇妙なことに、市民ではなく業界から出された。ふだん人権に関心を抱いて何か活動をしているようにはみえない業界から提起された問題提起は、そこで、しばしば言葉遣いが洗練されていない文章で語られた。一夜づけで勉強した受験生が書いた答案のような生硬な表現が散見されるのは、このためである。実際には、導入論議の当時に実施した意識調査を見る限り、国民意識は、この問題について頑強な抵抗感を示すというものではなかった。

そして、このことは、むしろ制度導入を推進する側に対し、いったい不動産取引価格情報提供制度を導入するのは、だれのためであるか、ということについての省察を促す契機を恵む。だれのためであるか、についての議論の立て方は、Dが主軸でなければならず、Bは、補助的な理由として位置づけられなければならない。市民のために、という、より政策的通用力が広

大であるほうの説明を選んでこそ、この制度は、安定した趣旨啓発が可能である。

これらのうち、Dについて言うならば、筆者は、しばしば、このことをヨーロッパの街角のある光景を喩えて持ち出して説明している。あまり日本ではみかけないが、デパートのエントランスなどで、建物に入ろうとすると、前に入った人がドアを少し開けていてくれる。そして、自分が入ったならば、やはり後の人のためドアを閉めないでおく。不動産取引価格情報提供制度は、これと同じ市民の互助にほかならない。自分がマイホームを買うときに、国土交通省のホームページで取引価格情報を得て助けられたのであるとするならば、自分が買ったときの情報も同省を通じて後の人の参考に供しようではないか、というメカニズムが期待される。

これとは異なり、投資家のため、というBの要請は、存外に脆い。制度導入論議の過程においても、いろいろな企業にインタビューすると、各社とも抱えている事情が複雑であり、同じ企業のなかで、不動産の開発を実際に手がけている部門は情報開示に消極的であるのに対し、不動産投資部門は、当然のことながら賛成に与する。結局、「弊社としては、まとまりませんでしたから、態度留保という記録にしてください」とか、「うちにインタビューしたこと自体なかったことにしてください」とか言う始末である。

こうした状況を見るならば、制度導入を安定的な説明を支えとして進めるためには、やはり国民の全体のために導入する制度である、ということ forcefully 示さなければならぬ。なるほど実売価格として開示される価格のなかには、取引の個別事情が影響する変則的なものもあり、それを開示することは、取引関係者に誤解を生じさせ、市場を混乱させるということが、あるかもしれない。そこから、頭書のCの反対論が

出てくるが、これは、制度の具体的な仕組み方というテクニカルな問題で克服してゆくことができる。現在においても、きわめて変則的な異常要素を希釈・除去して開示するための一定の工夫が行なわれているし、また、抜本的には、多少の変則的な要素があっても情報自体は率直に開示し、あとは、民間において、それを活用し加工するなどして不動産情報を提供する新しい産業が育つこと、つまりFの契機は、今後、おおいに期待されてよい。そのような産業の育成に向けての研究は、単に期待されているのみならず、その魁に当たるものが見られること¹⁾なども想起するならば、ここまで導入論議を検討してきた不動産取引価格情報制度のこれからは、けっして悲観すべきものではないと感ずる。

注

- 1) 東京都不動産鑑定士協会研究研修委員会「不動産取引価格情報を利用した日本の環境配慮型不動産の経済価値／東京のマンションによる実証」(共同研究シリーズⅢ-1、2011年)、また、同委員会「不動産の取引価格と公的地価指標の比較による情報提供法の検討／Webサービス『井上・TAREA地価情報提供システム』の開発」(共同研究シリーズⅠ-1、2011年)

本号の3本の論文は、住宅価格のヘドニックモデルにおける新推計方法を提示した論文、敷地の形状を厳密に推計する方法を提示した論文、欧米の金融規制改革が日本の不動産市場に与える影響を分析した論文と多岐にわたる。

●

唐渡・オレクサンダー・清水論文（「住宅価格ヘドニックモデルにおける時間効果、年齢効果および世代効果の分離」）は、これまでの先行研究では、注意深く識別されてこなかったヘドニック回帰式における時間効果、年齢効果および世代効果を、疑似パネルデータを用いて、それに一般化加法モデルを適用して、識別している。

ここで、時間効果とは、取引時点の価格への効果を指す。年齢効果は、建築後年数の価格への効果を指す。世代効果は、特定の竣工時点において生じる価格への影響である。この3効果は、取引年次＝建築後年数＋竣工年次という関係が成立しているため、通常の線形のヘドニック回帰モデルでは、完全な線形関係になっているゆえに、多重共線性によって、識別することが困難である。それゆえ、これまで、多くの論文では、世代効果は、無視されることが多かった。しかしながら、竣工年次が古い物件の多くは、修繕やメンテナンスが十分に行なわれており、取引される価格は、その影響を反映していると考えられる。そのため、竣工年次に関する固定効果を識別して価格を推計することが重要となるのである。

そこで、唐渡・オレクサンダー・清水論文では、一般化加法モデルを、独立変数の一部をスムーズに平滑化したセミパラメトリック法によって推計している。すなわち、時間効果、年齢効果、世代効果を表す変数のうちの複数を、未知パラメータに対して非線形な項にしている。その計算には、Woodが提案している一般化交差確認法を改良した Modified Generalized Cross-Validation (MGCV) アルゴリズムを利用している。

利用されているデータは東京都目黒区、大田区、世田谷区、中野区、杉並区および練馬区で、1990年から2008年までの期間に取引された戸建住宅である。掲載された情報のうち、成約事情によって情報誌から抹消された時点の価格情報を用いている。疑似パネルデータは、各区ごとに作成されている。

推定結果として、一般化加法モデルの推定において、スムーズに平滑化した世代効果は古い世代ほど高く、徐々に減少していく傾向があることが示されている。また世代効果を除外した価格指数は、そうでない価格指数に比べて下方にバイアスをもつことが明らかになっている。さらに、結合効果を含むモデルは、そうでないモデルに比べて統計的に好ましく、古い物件ほど修繕や改築などによって価値が高まっている可能性が示されている。

今後、本研究で得られている興味深い結果が、東京都以外の地域でも得られるかどうか、研究が拡張されることを期待する。

●

浅見・丹羽論文（「戸建て住宅地における形状からみた典型敷地の推定手法」）は、敷地形状に関する分析の基礎として、敷地形状距離という敷地形状を判断する場合の基礎概念を述べ、さらに、敷地形状距離の値を用いて、戸建住宅地における典型的な敷地形状を求める手法を構築している。

この手法を応用することによって、形状という点から敷地と街区の関係、さらには敷地と地域の関係性を分析することが可能になった。これまでの先行研究では、敷地の形状が経済的要因や社会的要因などと関連していることが示唆されている。ゆえに、敷地と関連する要因に基づいて形状を分析することは極めて意味のあることであり、ここで構築された手法を、敷地形状の比較や、標準宅地を定める際に利用することができる。具体的には、例えば、長方形の典型敷地が多いという事実があるとしたら、長方形の敷地のほうが不整形敷地よりも経済的利点を享受しているとみなせるので、敷地の不整形度は典型敷地からの図形距離に基づいて算出可能なので、より精緻な敷地評価をすることができることになる。

敷地とは、街区の細分化された土地単位である。敷地には様々な形状があり、形状によって敷地自体の価値は大きく変化する。そこで、敷地形状の表現を理論的に検討する必要性が出てくるが、そのために、浅見・丹羽論文では、形状比較の基本、すなわち、形状の

同一性や類似性に着目する。浅見・丹羽論文では、二つの敷地形状が同一であるということ、平行移動して二つの敷地が一致する場合と定義している。次に、二つの敷地形状が異なる場合の形状の差異に関する表現を考慮して、最終的に、敷地形状が同一である場合には0、大きく異なる場合でも1以下の値を取る敷地形状距離という概念を考案し、解説している。

次に、敷地形状から見た、敷地群の中での典型的な敷地を特定する方法について述べている。まず、一つの典型的な敷地形状を、中央値の考え方に基づいて、他の敷地形状との距離の和が最小になるような敷地形状と定義している。次に、それを拡張して、複数の典型的な敷地形状を求める方法も、考案している。

最後に、東京の戸建住宅の住宅地で、異なる特性を持つ六つのエリア、大田区田園調布、世田谷区梅が丘、世田谷区深沢1、中央区月島、世田谷区深沢2、世田谷区代田を対象として、各エリアからそれぞれ五つの典型敷地を推定した結果が示されている。

浅見・丹羽論文で言及されているように、図形間距離を用いることによって、不整形度が十分測定可能になれば、敷地形状を組み込んだ従来とは異なる新しい都市経済学の発展が可能となるであろう。今後の一層の研究の進展を期待する。

●

小林論文（「欧米の金融規制改革が本邦不動産市場等に与える影

響」）は、国際金融情勢という観点から、欧米の金融規制改革が日本の不動産市場に及ぼす影響を分析した示唆に富むものである。

「サブプライム問題」と呼ばれる第1フェーズと、リーマン・ブラザーズ破綻による世界的な金融危機という第2フェーズに大別される今回の金融危機の反省を踏まえて、欧米では、その再発を防止し、納税者を守るために、金融機関の規制を強化する改革が進行中である。

欧米の金融規制改革では、金融機関の財務体質の強化、監督体制の刷新、巨大な金融機関が破綻してもそれがシステミックリスクにつながらないように措置が検討されている。これは、金融機関と規制当局のリスク管理の甘さと、金融機関のバランスシート（資本、流動性）が問題だったという反省に基づいて提言されたものである。

代表例が、アメリカの「ドッド・フランク法」と、国際決済銀行（BIS）のバーゼル銀行監督委員会の「バーゼルⅢ」である。「ドッド・フランク法」の柱は、①「大き過ぎて潰せない（Too big to fail）」金融機関の終焉、②「ボルカー・ルール」やデリバティブ規制等のリスク管理の強化、③消費者保護の強化、④規制・監督体制の刷新と考えられる。

「バーゼルⅢ」では、資本と流動性の強化がクローズアップされており、資本については、①リスクベースの自己資本比率規制を補完することを目的としたレバレッジ比率規制（資本／総資産）の導

入と、②自己資本の量と質の改善が柱となっている。一方、流動性規制については、③30日間の厳しい流動性ストレスへの対応を可能とする流動資産の保有を求める流動性カバレッジ比率と、④運用資産の流動性リスクの度合いに応じて調達側の安定度を求める安定調達比率の導入が予定されている。

これらの金融規制改革においては、個別の金融機関の経営状態のみならず、金融システム全体の健全性を見る「マクロプルーフ」政策の重要性が、強調されている。

小林論文では、欧米の金融規制改革が、我が国の不動産市場に与える影響は、金融規制改革を通じて、欧米の実体経済がどのように反応し、それが日本の実体経済にどう作用して、最終的に日本の不動産市場の動向を左右するかといった間接的な経路のほうが、直接的な経路よりも、強いと述べている。

日米の住宅価格を、実質値、名目値の両方で比較しているが、小林論文では、アメリカの住宅バブルの崩壊のほうが、より深刻であるという見方が可能であると述べている。

また、金融システムの安定性という観点から、バーゼルⅢにおけるカウンターシクリカルな資本バッファの導入は画期的であると、評価している。

小林論文は、国際金融情勢を見据えて、今後の日本の不動産市場に関連する政策の方向性を示唆しており、きわめて興味深い。

(M・S)

住宅価格ヘドニックモデルにおける時間効果、年齢効果および世代効果の分離

セミパラメトリック法による推定

唐渡広志・モヴシュク-オレクサンダー・清水千弘

はじめに

住宅価格は取引時点の市場の影響を受ける。好景気のときには人々の所得が増えて住宅需要が増大し、価格が上昇する。また、建築後の時間が経過すると、住宅の素材や機器の物理的な劣化や新製品の登場による陳腐化が生じて、市場での価値が低下する。

ヘドニック・アプローチによって住宅価格を推定する場合に、上記のような取引時点の状況を表す経済変数や経年に応じた住宅の内部構造を正確に示す変数を直接利用することは少なく、固定効果やトレンド変数で代理する場合が多い。例えば、取引時点に関するダミー変数や建築後年数によってこれらをコントロールする。

これら二つの時間に関する効果に加えて、Coulson and McMillen (2008) は特定の竣工時点において生じる価格への影響（世代効果）を考慮したヘドニックモデルを検討している。しかしながら、同論文でも指摘されているように、取引時点、建築後年数および竣工時点の間には、「取引年次 = 建築後年数 + 竣工年次」という関係が成立するため、線形のヘドニック回帰モデルでは完全な線形関係が生じてしまう。したがって、多重共線性によって三つの効果（時間効果、年齢効果および世代効果）を識別することが困難になる。

人々のライフサイクル仮説を検証した Deaton and Paxson (1994) や Paxson (1996) の実証モデルにおいても、消費者の観察時点、

年齢、および生年に関わる効果を抽出するために、同様の識別問題に直面している。また、経済学以外の分野（例えば疫学や公衆衛生学）でも三つの効果に関する研究は数多くなされておられ、そのような分析モデルは Age-Period-Cohort Model として知られている（例えば、嚆矢は Frost 1939）。

Coulson and McMillen (2008) は、データを疑似パネル化した上で、McKenzie (2006) で提案されたノンパラメトリック法による second difference approach を利用して固定効果としての時間、年齢および世代効果の識別を行なっている。ただし、この手法はそれぞれの固定効果において、ある一時点だけ一定となる制約をおかない限り推定をすることができない。実はこの制約に置き方にはさまざまな組み合わせが考えられ、その中からどの制約を選ぶべきか、ということについて分析者の恣意性が残る。Fu (2008) は McKenzie の second difference approach の結果は制約の置き方によって安定しないことを、モンテカルロ実験によって示唆している。

そこで、Karato, Movshuk and Shimizu (2010) は、Coulson and McMillen (2008) のように制約を置かず、疑似パネルデータによるヘドニック回帰式に「一般化加法モデル」を適用して、時間、年齢および世代効果の識別を行なった。一般化加法モデルは独立変数の一部をスムージングしたセミパラメトリック法によって推定される。同論文は東京都23区のマンショ

(唐渡広志氏 写真)	(モヴシュク・オレク サンダー氏 写真)	(清水千弘氏 写真)	<p>(左) からと・こうじ／1971年東京都生まれ。大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士(経済学)。現在、富山大学経済学部教授。</p> <p>(中) Oleksandr Movshuk／1968年ルツク(ウクライナ)生まれ。ウクライナ国立キエフ大学卒。大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士(経済学)。現在、富山大学経済学部准教授。</p> <p>(右) しみず・ちひろ／1967年生まれ。東京工業大学大学院理工学研究科博士課程中退。現在、麗澤大学経済学部准教授。</p>
------------	-------------------------	------------	---

ンを対象に分析を行ない、世代効果を除外した場合には、価格指数にバイアスが生じる可能性を示した。

本稿では分析の対象を戸建住宅とし、かつ Karato et al. (2010) では考慮しなかった地域別の固定効果を含めた一般化加法モデルに拡張して三つの効果の分離を行なう。

1 識別問題

例えば、次のような回帰モデルを考えよう。

$$P_i = b_0 + \alpha Y_i + \beta A_i + \gamma C_i + \mathbf{X}_i \mathbf{b} + u_i \quad (1)$$

ここで、 P_i は第 i 番目の住宅の対数価格、 Y_i は取引年次、 A_i は建築後年数、 C_i は竣工年次、 \mathbf{X} は住宅の特性や地理環境要因を含むベクトル、 $b_0, \alpha, \beta, \gamma, \mathbf{b}$ は対応する未知パラメタである。(1)式において $Y_i = A_i + C_i$ であるから、未知パラメタを推定することはできない。この線形関係を崩すには次の方法が考えられる。

[A] 定数項、 Y_i, A_i および C_i のうち一つを落とす。

[B] Y_i, A_i および C_i のうち一つまたは複数未知パラメタに対して非線型な項にする。

Sirmans et al. (2006) は約80本の米国を対象とした住宅価格分析に関する論文をサーヴェイし、多時点のデータを利用した論文のほとんどで、建築後年数または竣工年次を表す変数のどちらかを利用してはいるものの、両方を同時に扱ったものや、なんらかの非線型性を仮定した文献は一つもなかったことを報告している。すなわち、[A] の方法はヘドニック・アプローチを利用した多くの文献で見ることができ、[B] による解決はほとんど行なわれていない

可能性がある。

Y_i, A_i および C_i のうち一つを落とす場合、価格に対する効果がないのであれば問題ないが、意味がある場合には推定において除外変数バイアスをもたらす。前節で述べたように取引時点や建築後年数に関する情報は言うに及ばず、竣工時点に関する情報も重要である可能性がある。例えば、竣工年次の古い物件の多くは、取り壊されたり、新築住宅として生まれ変わったりする。しかし、一部の住宅は修繕やメンテナンスが十分に行なわれているがために、市場で取引されうる住宅として生き残っている可能性がある。

したがって、データとして観察される竣工年次の古い物件ほど、他の条件が等しければ、高い価格で取引されている可能性がある。修繕やメンテナンスに関する詳細な情報が利用できない場合、このことは分析者にとって致命的である。本稿は世代効果のコントロールが、このようなデータの悪条件を克服する上で役に立つことを示す。

2 疑似パネルデータによる推定モデル

2.1 推定モデル

先行研究と同様に、データを疑似パネル化して分析を行なう。取引年次が t 、建築後年数が j の地域 h における第 i 番目の住宅の対数価格を $P_{i,h(t,j)}$ とし、平均値を次のように定義する。

$$P_{t,j,h} = \frac{1}{n_{h(t,j)}} \sum_{i=1}^{n_{h(t,j)}} P_{i,h(t,j)} \quad (2)$$

ここで、 $n_{h(t,j)}$ は取引年次が t 年、建築後年数が j 年の地域 h における住宅の数を示している。

取引年次を $t=\{1, 2, \dots, T\}$ 、建築後年数を $j=\{0, 1, \dots, J\}$ とおくと、竣工年次のカテゴリ番号は $l=\{1, \dots, J+t-j, \dots, L\}$ と書くことができる。したがって t, j が与えられると、竣工年次のカテゴリ番号 l が自動的に決まる。

時間効果、年齢効果、世代効果および地域効果を含む固定効果モデルを次のように書く。

$$P_{t,j,h} = b_0 + \sum_{t=1}^T \alpha_t D_t^Y + \sum_{j=1}^J \beta_j D_j^A + \sum_{l=1}^L \gamma_l D_l^C + \sum_{h=1}^H \xi_h D_h^R + u_{t,j,h} \quad (3)$$

ここで、 $D_t^Y, D_j^A, D_l^C, D_h^R$ はそれぞれ取引年次、建築後年数、竣工年次および地域についてのダミー変数、 $\alpha_t, \beta_j, \gamma_l, \xi_h$ は固定効果、 $u_{t,j,h}$ は誤差項である（その他の住宅属性は省略している）。すべてのカテゴリに対するダミー変数を利用すると、次のような「ダミー変数の罍」

$$\sum_{t=1}^T D_t^Y = \sum_{j=1}^J D_j^A = \sum_{l=1}^L D_l^C = \sum_{h=1}^H D_h^R = 1$$

に陥るため、それぞれのカテゴリから一つ（例えば1番目の変数）を落とすのが一般的である。

しかしながら、Kupper et al. (1983) の定理 3.1 が示したように、そのような除外にも関わらず、取引年次、建築後年数および竣工年次間の線型関係は崩すことができない¹⁾。したがって、「ダミー変数の罍」を回避したとしても推定量は計算不能であり、依然として識別問題は解決できない。

多くの論文で用いられている回帰モデルは前節の [A] のように変数を除外した形で与えられる。それは次のように書ける。

$$P_{t,j,h} = \alpha_t + \beta_1 A_j + \mathbf{X}'_{t,j,h} \mathbf{b} + \xi_h + u_{t,j,h} \quad (4a)$$

$$P_{t,j,h} = \alpha_t + \gamma_1 C_l + \mathbf{X}'_{t,j,h} \mathbf{b} + \xi_h + u_{t,j,h} \quad (4b)$$

ここで、 β_1 と γ_1 は未知パラメタ、 $\mathbf{X}_{t,j,h}$ は(2)式と同様に定数項を含む集計された住宅の属性ベクトルである。時間効果 α_t は住宅の質をコントロールした価格指数を計測するために、(3)式と同様にダミー変数を利用する。 A_j や C_l を二次式や他の多項式で定式化したり、別の非線型項で特定化する場合もあるが、ここでは線型を考

える。また、地域の違いも(3)式と同じくダミー変数でコントロールする。

識別問題を解決するために [B] を考える。関数型を理論的に決定するのが困難である場合、特定の仮定を置かずにノンパラメトリック推定を利用すると便利である。(4a)式、(4b)式の代替モデルとして、われわれはノンパラメトリック項を含む次のような一般化加法モデルを提案する。

$$P_{t,j,h} = \alpha_t + s(A_j; \boldsymbol{\beta}) + \gamma_1 C_l + \mathbf{X}'_{t,j,h} \mathbf{b} + \xi_h + u_{t,j,h} \quad (5a)$$

$$P_{t,j,h} = \alpha_t + \beta_1 A_j + s(C_l; \boldsymbol{\gamma}) + \mathbf{X}'_{t,j,h} \mathbf{b} + \xi_h + u_{t,j,h} \quad (5b)$$

ここで、 $s(A_j; \boldsymbol{\beta})$ は A_j を三次のスプライン関数でスムージングしたノンパラメトリック項を示しており、 $s(C_l; \boldsymbol{\gamma})$ も同様である（スプライン関数の特定化は次節で説明する）。 $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma}$ はスプライン関数を構成する未知パラメタ・ベクトルである。さらに、(5a)式、(5b)式の代替モデルとして

$$P_{t,j,h} = \alpha_t + s(A_j; \boldsymbol{\beta}) + s(C_l; \boldsymbol{\gamma}) + \mathbf{X}'_{t,j,h} \mathbf{b} + \xi_h + u_{t,j,h} \quad (6)$$

$$P_{t,j,h} = \alpha_t + s(A_j; \boldsymbol{\beta}) + s(C_l; \boldsymbol{\gamma}) + s(A_j, C_l; \boldsymbol{\delta}) + \mathbf{X}'_{t,j,h} \mathbf{b} + \xi_h + u_{t,j,h} \quad (7)$$

を考える。 $s(A_j, C_l; \boldsymbol{\delta})$ は A_j と C_l の結合効果を示した非線型のスプライン関数である²⁾。

2.2 推定方法

一般化加法モデルにおけるスプライン関数 s の代表的な推定方法は backfitting アルゴリズムである (Hastie and Tibshirani 1990)。しかしながら、近年、Schimek (2009) は説明変数間の相関が高い場合には、backfitting は安定性に欠ける可能性があることを指摘している³⁾。

そこで本研究では Wood (2004, 2006a) が提案している一般化交差確認法 (Craven and Wahba 1979) を改良した Modified Generalized Cross-Validation (以下 MGCV) アルゴリズムを利用する。同手法は説明変数間に強い相関があったとしても、backfitting による推定より

安定している。また、データに最適な自由度を計測することができるので、より好ましいスプライン関数を推定することができる。

(5a)式、(5b)式、(6)式および(7)式の MGCV による推定方法について、次の単純化されたノンパラメトリック回帰モデルを用いて説明しよう。

$$P_i = s(z_i; \beta) + \varepsilon_i \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (8)$$

ここで、 s は変数 z_i のスプライン関数、 β はスプライン関数の未知パラメータ、 $E(\varepsilon_i) = 0$ 、 $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$ 、 $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 (i \neq j)$ である。Wood (2006a) によると s は三次スプライン関数で近似される。いま、 M 個の結節点において連続な三次スプラインを次のように定義する。

$$s(z; \beta) = \beta_0 + \beta_1 z + \beta_2 z^2 + \beta_3 z^3 + \sum_{m=1}^M \beta_{m+3} (z - \kappa_m)_+^3 \quad (9)$$

ここで、 κ_m は結節点の値であり、

$$(z - \kappa_m)_+ = \begin{cases} 0 & z \leq \kappa_m \\ z - \kappa_m & z > \kappa_m \end{cases}$$

である。所与の結節点に対して

$$\mathbf{Z} = [1 \quad z \quad z^2 \quad z^3 \quad (z - \kappa_1)_+^3 \quad \dots \quad (z - \kappa_M)_+^3]'$$

と説明変数ベクトルを定義すると、(8)式の行列表示は $\mathbf{P} = \mathbf{Z}\beta + \varepsilon$ と書ける。残差 2 乗和 $\varepsilon'\varepsilon$ を定義して、最小 2 乗法を適用すると β の推定量が得られるが、結節点の数がサンプル・サイズに等しい場合 ($M=n$) には、すべての観測点を曲線で補間しただけになり、自由度はほとんどなくなる。これを避けるために、最小化問題にペナルティ $\int s_{zz}(z)^2 dz$ を課す。ただし、 $s_{zz}(z)$ は (9) の二階微分である。 $\mathbf{S} = \int (\partial^2 \mathbf{Z} / \partial z^2)'$ ($\partial^2 \mathbf{Z} / \partial z^2$) dz と定義すると、 $\int s_{zz}(z)^2 dz = \beta' \mathbf{S} \beta$ と書けるので、対応するラグランジュ関数は

$$Q = (\mathbf{P} - \mathbf{Z}\beta)' (\mathbf{P} - \mathbf{Z}\beta) + \lambda \beta' \mathbf{S} \beta \quad (10)$$

となる。すなわち、乗数 λ が大きくなると線型回帰モデルに近づき、小さくなると補間曲線になる。したがって、残差 2 乗和の大きさとペナルティ項との間にはトレード・オフが生じるので、(10)式の最適化は関数 s の望ましい自由度を

選択させる。推定量は $\hat{\beta} = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z} + \lambda \mathbf{S})^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{P}$ である。

MGCV アルゴリズムにおいて最適な λ は次の一般化交差確認基準を最小化するように求められる。

$$GCV(\lambda) = \frac{n (\mathbf{P} - \mathbf{Z}\hat{\beta})' (\mathbf{P} - \mathbf{Z}\hat{\beta})}{\{n - v(\lambda)\}^2} \quad (11)$$

ただし、 $v(\lambda)$ は有効自由度であり、ハット行列のトレース $v(\lambda) = \text{tr}(\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z} + \lambda \mathbf{S})^{-1} \mathbf{Z})$ を示している。(11)式において λ と $v(\lambda)$ は相関している。 $\lambda \rightarrow 0$ のときペナルティ自体は何の影響も与えず、 $v \rightarrow +\infty$ なのでスプライン関数は補間曲線となり、 $\lambda \rightarrow +\infty$ ならば、 $v \rightarrow 0$ なのでスプライン関数は 1 次式に近づく。

その他のダミー変数や住宅属性変数を含む場合も(10)式で示すこともできる。また、複数のスプライン関数がある(6)式のケースや結合効果がある(7)式のケースは、スプライン関数の数に応じて制約条件が課される。詳細は Karato et al (2010) の付論に示した。

3 データ

本研究で利用するデータは、株式会社リクルートの情報誌である『週刊住宅情報』および『住宅情報タウンズ』に掲載された物件のうち、東京都目黒区、大田区、世田谷区、中野区、杉並区および練馬区において1990年から2008年までの期間に取引された戸建住宅である。掲載された情報のうち、成約事情によって情報誌から抹消された時点の価格情報を用いている。情報が不完全なものや異常値と思われるものを除いた物件数は16万3737件である。

表1に生データの記述統計を示す。ただし、 P : 対数価格 [万円]

$X1$: 対数床面積 [㎡]

$X2$: 対数土地面積 [㎡]

$X3$: 対数都心までの時間距離 [分]

$X4$: 対数最寄駅までの時間距離 [分]

$X5$: 対数全面道路幅員 [m]

である。また、建築後年数と竣工年の分布は表

表1—記述統計

	目黒区	大田区	世田谷区	中野区	杉並区	練馬区
観測値数	17,830	21,232	52,484	15,232	29,875	27,084
P	9.12	8.77	8.99	8.69	8.82	8.59
X1	4.59	4.50	4.63	4.41	4.58	4.62
X2	4.73	4.58	4.65	4.53	4.59	4.54
X3	2.42	2.89	2.58	2.39	2.56	2.71
X4	2.25	2.15	2.25	2.15	2.29	2.47
X5	4.68	4.92	4.75	4.10	4.44	4.60

2に示す。データの半数以上が建築後年数ゼロの新築であり、築20年以上の物件は全体の7%と少ない。

2節で述べたように疑似パネルデータを各区ごとに作成した。建築後年数の最大値が $J=42$ 、取引年次番号の最大値が $T=19$ であることから、竣工年次($l=J+t-j$)は1948年($l=1$)から2008年($l=61$)まで定義できるが、実際には1948年、1949年、1950年のデータは欠損している。疑似パネル化した後のデータサイズは、目黒区578、大田区666、世田谷区700、中野区629、杉並区683、練馬区718であり、合計で3974になる。

以下の節では、一般化加法モデルによって、時間効果、年齢効果および世代効果をすべて計測した結果を示す。

4 推定結果

4.1 年齢効果と世代効果

表3は(4a)から(7)までの推定結果を示している。どのモデルにおいても、時間効果はダミー変数の係数推定値で示されており、推定値はすべて1%水準で有意であった。また、変数のスムージングが行なわれている場合「Yes」、行なわれていない場合「No」と記している。推定されたスプライン関数を図1、図2、図3に示した。地域効果は練馬区を基準にしている。

表3の第1列目は世代効果を除外した(4a)式の推定結果である。年齢効果や住宅属性変数の係数推定値は期待どおりの符号で推定されている。

第2列目は年齢効果を除外し、代わりに線型

表2—建築後年数と竣工年の分布

竣工年次	建築後年数					合計
	0	1-9	10-19	20-29	30-43	
1950-1959	0	0	0	0	107	107
1960-1969	0	0	0	734	1,310	2,044
1970-1979	0	0	3,235	6,130	975	10,340
1980-1989	0	3,357	11,516	2,924	0	17,797
1990-1999	19,972	18,533	5,344	0	0	43,849
2000-2008	66,509	23,091	0	0	0	89,600
合計	86,481	44,981	20,095	9,788	2,392	163,737

の世代効果を入れた(4b)式の結果である。世代効果は有意に正であり、除外された(4a)式の年齢効果と同じ働きをしていることが予想できる。

第3列目は線型の世代効果に加え、スムージングした年齢効果を導入した(5a)式の結果である。(4b)式の結果と同様に世代効果は有意に正であるが、年齢効果はスプライン関数に吸収されている。図1のスプライン関数は平均値でちょうどゼロの値をとるように基準化されており、建築後年数の経過とともに年齢効果が下落することが示されている。縦軸の $s(\text{age}, 7.71)$ は有効自由度 $\nu(\lambda)$ が7.71のスプライン関数であることを示している。

第4列目は線型の年齢効果とスムージングした世代効果を導入した(5b)式の結果である。年齢効果は(4a)式よりも大きく、有意に負であるが、図2を見ると(5b)式の世代効果は正の傾きを持つ(4b)式や(5a)式とは異なって、古い年次で高く、新しい年次で低い傾向があり、年齢効果の単なる代理変数にはなっていないことがわかる。

第5列目は年齢効果と世代効果をどちらもスムージングしたモデル(6)式であり、図1、図2にその結果を示している。世代効果(図2)は(5b)式と比べて大きな違いが見られないが、年齢効果(図1)は(5a)式に比べて勾配がより急である。

第6列目は年齢効果と世代効果をそれぞれスムージングし、その上で二つの結合効果を加えた(7)式の結果である。年齢効果(図1)は(6)式

表3—推定結果

	(4a)	(4b)	(5a)	(5b)	(6)	(7)
定数項	5.323 (0.0466)	-10.994 (0.3211)	0.060 (0.0014)	5.269 (0.0565)	4.973 (0.0557)	4.927 (0.0586)
D1991	-0.072 (0.0132)	-0.080 (0.0132)	-0.072 (0.0130)	-0.067 (0.0130)	-0.061 (0.0129)	-0.040 (0.0146)
D1992	-0.257 (0.0132)	-0.273 (0.0132)	-0.260 (0.0130)	-0.246 (0.0133)	-0.238 (0.0131)	-0.240 (0.0146)
D1993	-0.389 (0.0125)	-0.413 (0.0125)	-0.395 (0.0124)	-0.372 (0.0130)	-0.363 (0.0126)	-0.365 (0.0150)
D1994	-0.489 (0.0115)	-0.522 (0.0115)	-0.498 (0.0113)	-0.470 (0.0128)	-0.458 (0.0120)	-0.445 (0.0150)
D1995	-0.578 (0.0111)	-0.619 (0.0111)	-0.590 (0.0110)	-0.553 (0.0133)	-0.538 (0.0121)	-0.542 (0.0153)
D1996	-0.637 (0.0110)	-0.686 (0.0111)	-0.652 (0.0109)	-0.605 (0.0141)	-0.588 (0.0126)	-0.598 (0.0157)
D1997	-0.681 (0.0105)	-0.739 (0.0105)	-0.700 (0.0104)	-0.643 (0.0147)	-0.622 (0.0127)	-0.610 (0.0163)
D1998	-0.739 (0.0103)	-0.805 (0.0104)	-0.762 (0.0102)	-0.694 (0.0158)	-0.670 (0.0132)	-0.672 (0.0169)
D1999	-0.795 (0.0104)	-0.869 (0.0105)	-0.821 (0.0103)	-0.743 (0.0171)	-0.717 (0.0140)	-0.730 (0.0174)
D2000	-0.812 (0.0104)	-0.894 (0.0105)	-0.840 (0.0104)	-0.755 (0.0184)	-0.725 (0.0149)	-0.716 (0.0177)
D2001	-0.840 (0.0102)	-0.930 (0.0104)	-0.871 (0.0102)	-0.776 (0.0197)	-0.743 (0.0157)	-0.752 (0.0183)
D2002	-0.876 (0.0102)	-0.974 (0.0104)	-0.910 (0.0101)	-0.803 (0.0211)	-0.768 (0.0166)	-0.777 (0.0187)
D2003	-0.879 (0.0100)	-0.986 (0.0102)	-0.916 (0.0100)	-0.794 (0.0224)	-0.756 (0.0174)	-0.759 (0.0190)
D2004	-0.879 (0.0101)	-0.993 (0.0103)	-0.917 (0.0101)	-0.782 (0.0239)	-0.740 (0.0184)	-0.747 (0.0191)
D2005	-0.838 (0.0101)	-0.961 (0.0104)	-0.880 (0.0101)	-0.734 (0.0254)	-0.690 (0.0195)	-0.698 (0.0191)
D2006	-0.780 (0.0101)	-0.911 (0.0104)	-0.825 (0.0101)	-0.672 (0.0271)	-0.625 (0.0206)	-0.619 (0.0190)
D2007	-0.713 (0.0104)	-0.852 (0.0107)	-0.760 (0.0104)	-0.596 (0.0287)	-0.547 (0.0218)	-0.519 (0.0188)
D2008	-0.749 (0.0104)	-0.896 (0.0107)	-0.799 (0.0104)	-0.609 (0.0300)	-0.559 (0.0228)	-0.549 (0.0184)
Age	-0.008 (0.0002)	-	-	-0.015 (0.0016)	-	-
Cohort	-	0.008 (0.0002)	0.003 (0.0000)	-	-	-
s (Age)	No	No	Yes	No	Yes	Yes
s (Cohort)	No	No	No	Yes	Yes	Yes
s (Age,Cohort)	No	No	No	No	No	Yes
X1	0.490 (0.0118)	0.490 (0.0118)	0.495 (0.0116)	0.498 (0.0119)	0.502 (0.0118)	0.551 (0.0122)
X2	0.480 (0.0134)	0.480 (0.0134)	0.496 (0.0138)	0.499 (0.0157)	0.496 (0.0156)	0.421 (0.0158)
X3	-0.085 (0.0081)	-0.085 (0.0081)	-0.084 (0.0079)	-0.083 (0.0080)	-0.084 (0.0079)	-0.050 (0.0095)
X4	-0.083 (0.0086)	-0.083 (0.0086)	-0.085 (0.0084)	-0.081 (0.0085)	-0.083 (0.0085)	-0.061 (0.0087)
X5	0.014 (0.0019)	0.014 (0.0019)	0.014 (0.0018)	0.013 (0.0019)	0.013 (0.0019)	0.013 (0.0013)
目黒区	0.375 (0.0059)	0.375 (0.0059)	0.374 (0.0058)	0.373 (0.0060)	0.373 (0.0059)	0.422 (0.0088)
大田区	0.216 (0.0052)	0.216 (0.0052)	0.215 (0.0051)	0.215 (0.0052)	0.216 (0.0051)	0.202 (0.0082)
世田谷区	0.303 (0.0042)	0.303 (0.0042)	0.301 (0.0041)	0.301 (0.0042)	0.302 (0.0042)	0.325 (0.0078)
中野区	0.135 (0.0063)	0.135 (0.0063)	0.135 (0.0063)	0.136 (0.0063)	0.136 (0.0062)	0.175 (0.0089)
杉並区	0.188 (0.0040)	0.188 (0.0040)	0.188 (0.0040)	0.188 (0.0040)	0.188 (0.0039)	0.207 (0.0077)
Dev.Expl.	93.90%	93.90%	94.10%	94.10%	94.20%	89.60%
GCVscore	0.1531	0.1531	0.1488	0.1501	0.1480	0.0193
adj.R ²	0.99999	0.99999	0.99999	0.99999	0.99999	0.89407

注) サンプル・サイズは3974である。カッコ内は標準誤差を示している。推定値はすべて1%水準で有意である。変数のスムージングが行なわれている場合「Yes」、行なわれていない場合「No」と記している。説明変数の定義は、X1:対数床面積[m²]、X2:対数土地面積[m²]、X3:対数都心までの時間距離[分]、X4:対数最寄駅までの時間距離[分]、X5:対数全面道路幅員[m]、目黒区、大田区、世田谷区、中野区、杉並区は地域ダミー変数(練馬区を除いている)。Dev. Explは deviance explained、GCV scoreは(11)式の最適値、adj. R²は自由度調整済み決定係数。

とほぼ同じであるが、世代効果は(6)式と異なりほぼ線型である。図3の結合効果は、築年の浅い物件ほど年齢効果は高いが、世代の古い物件もまた高い世代効果が観察できることを示している。すなわち、古い物件ほど修繕や改築の可能性が高まること示している。

なお、住宅属性変数や地域効果の係数推定値

は(4a)式から(6)式までの値はほぼ同じであるが、(7)式だけは異なっている。また線型の世代効果を持つ(4b)式と(5a)式は、他に比べて切片の値が大きく低下する。

4.2 モデル選択

(4a)式から(7)式までの変数の入れ子関係を利

図1 一般化加法モデルによる年齢効果

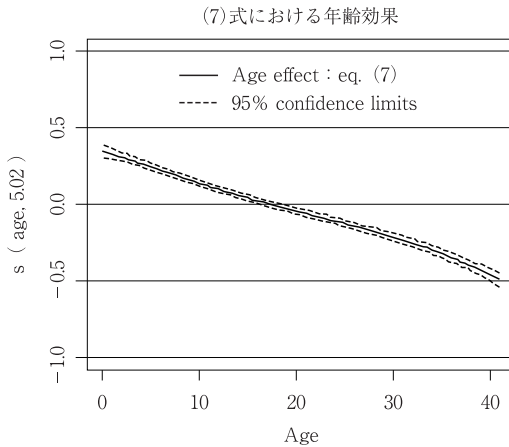
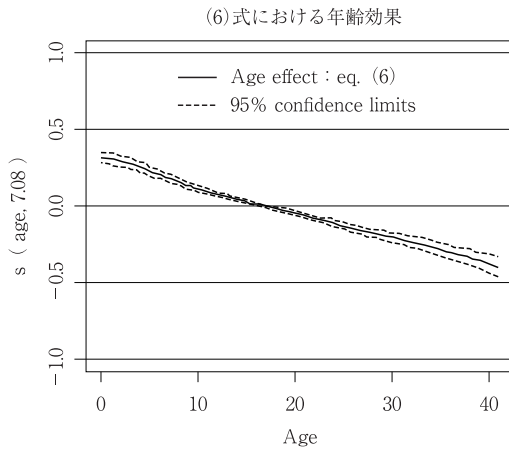
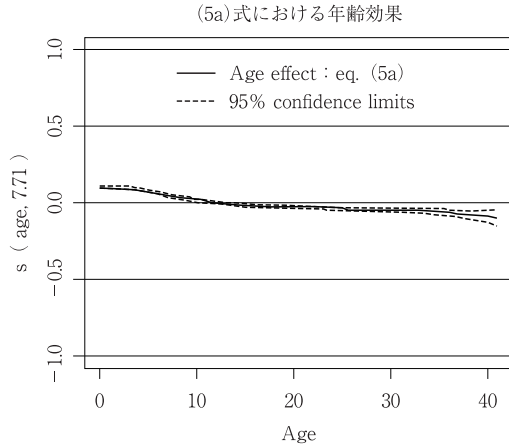
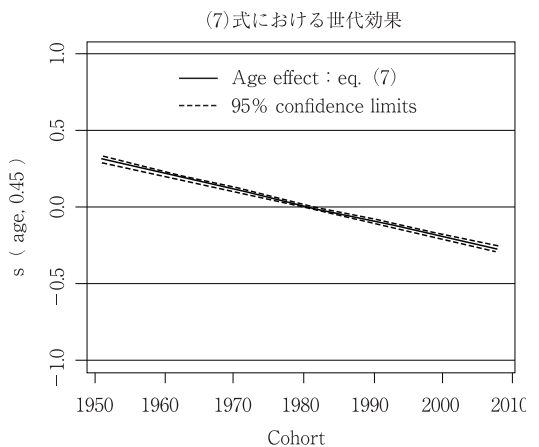
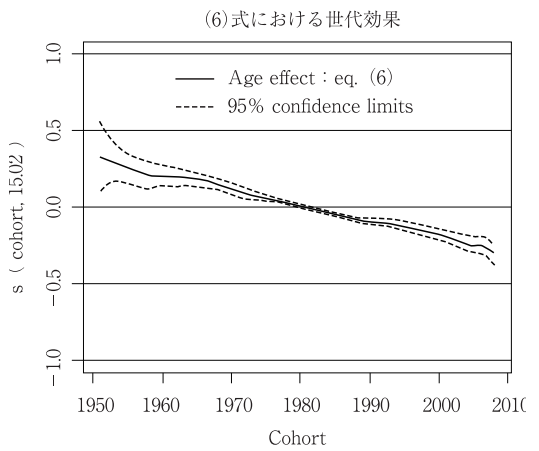
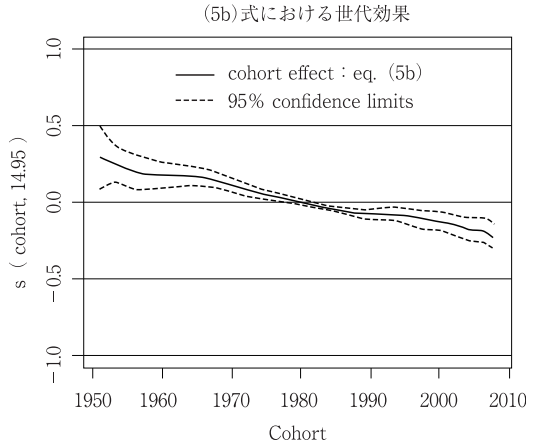


図2 一般化加法モデルによる世代効果



用して以下の仮説検定を行なう。

- [1] $H_0 : (4a), H_1 : (5a)$
- [2] $H_0 : (4a), H_1 : (5b)$
- [3] $H_0 : (4b), H_1 : (5a)$

- [4] $H_0 : (4b), H_1 : (5b)$
- [5] $H_0 : (5a), H_1 : (6)$
- [6] $H_0 : (5b), H_1 : (6)$
- [7] $H_0 : (6), H_1 : (7)$

図3 一年齢と世代の結合効果

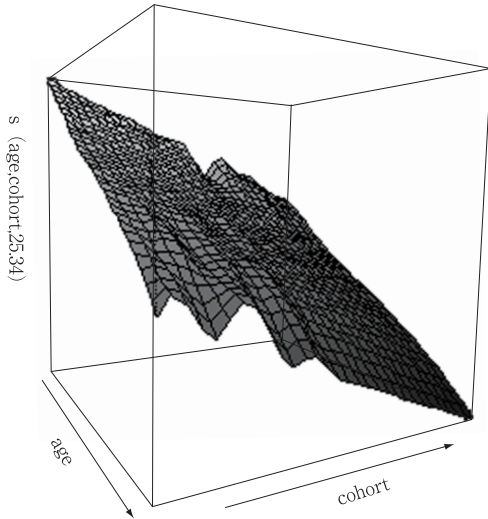


表4に結果を示した。例えば、[1]の検定はスプライン関数のパラメタに関して制約 $\beta_2 = \dots = \beta_M = \gamma_1 = 0$ を帰無仮説とする検定である。[1]、[2]の検定より(4a)式が、[3]、[4]の検定により(4b)式がそれぞれ棄却される。その対立モデルである(5a)式、(5b)式は[5]、[6]の検定では、(6)式において $\gamma_2 = \dots = \gamma_M = 0$ または $\beta_2 = \dots = \beta_M = 0$ の制約付きモデルが棄却される。最後に[7]の検定において、結合効果の係数がすべてゼロであるという帰無仮説は棄却される。

以上のことから、世代効果を除外する定式化は好ましくなく、また年齢効果と世代効果をスムージングした上で結合効果を導入することは定式化として好ましいと主張できる。

4.3 価格指数

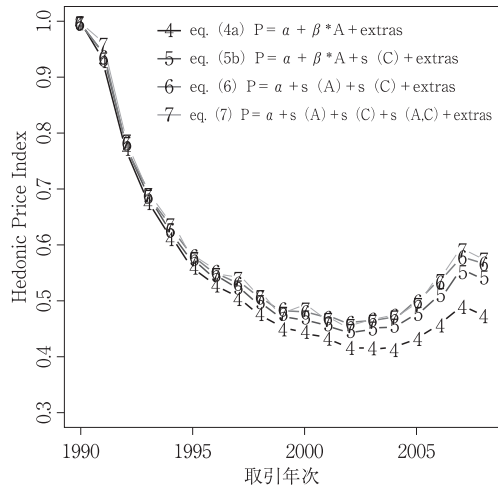
基準年0に対する t 年の価格指数は $I_t = \exp(P_{t,j,l} - P_{0,j,l})$ から計測できる。図4に1990年を基準年とした(4a)式、(5b)式、(6)式および(7)式の価格指数を示した。世代効果が除外された(4a)式の指数は相対的に低い値であり、仮に(7)式が真のモデルであるとする、平均で4.3%、最大で10.5%だけ下方にバイアスをもつ。(4a)式にスムージングした世代効果を追加

表4—モデル選択

	H_0	H_1	F 値	p 値
[1]	(4a)	(5a)	19.9	<0.000
[2]	(4a)	(5b)	8.3	<0.000
[3]	(4b)	(5a)	19.9	<0.000
[4]	(4b)	(5b)	8.3	<0.000
[5]	(5a)	(6)	4.3	<0.000
[6]	(5b)	(6)	11.6	<0.000
[7]	(6)	(7)	3008.8	<0.000

注) H_0 には帰無仮説、 H_1 には対立仮説となるモデルの式番号をそれぞれ記している。

図4—ヘドニック価格指数(練馬区)



した(5b)式の指数は(4a)式の指数に比べて高い値であるが、それでも(7)式と比較すると平均で1.5%、最大で4.4%だけ下方にバイアスをもつ。

まとめ

多くの論文では、世代効果は無視されることが多い。しかしながら、竣工年次の古い物件の多くは、修繕やメンテナンスが十分に行なわれている。さもないと、それは取り壊されて新築住宅や別の用途に利用されている可能性が高い。

したがって、データとして利用する取り壊されていない古い世代の物件ほど修繕や部分的な改築の影響を反映した価格で取引されている可能性がある。

竣工年次に関する固定効果を推定するためには、取引年次に関する時間効果および建築後年数に関する年齢効果との間で生じる線型関係を解決しなければならない。本研究は一般化加法モデルによる解決を提案した。

本稿は疑似パネルデータによるヘドニック回帰式に一般化加法モデルを適用して、時間効果、年齢効果および世代効果の識別を行なった。一般化加法モデルは独立変数の一部をスムージングしたセミ・パラメトリック法によって推定される。本研究は、その計算において Wood の MGCV アルゴリズムを利用した。

一般化加法モデルの推定において、スムージングした世代効果は古い世代ほど高く、徐々に減少していく傾向を示した。また、世代効果を除外した価格指数は、そうでない価格指数に比べて下方にバイアスをもつことがわかった。さらに、結合効果を含むモデルはそうでないモデルに比べて統計的に好ましく、古い物件ほど修繕や改築などによって価値が高まっている可能性を示している

注

- 1) 価格ベクトルを \mathbf{P} 、(3)式の各ダミー変数のうち一番目を除外した変数からなる(定数項を含む)デザイン・マトリックスを \mathbf{W} 、対応するパラメタ・ベクトルを $\boldsymbol{\xi}$ とおくと、(3)式に対応する線型回帰モデル $\mathbf{P} = \mathbf{W}\boldsymbol{\xi} + \mathbf{u}$ の推定量 $\hat{\boldsymbol{\xi}}$ は、正規方程式 $\mathbf{W}'\mathbf{W}\hat{\boldsymbol{\xi}} = \mathbf{W}'\mathbf{P}$ を解くことで得られる。しかしながら、 $\mathbf{W}'\mathbf{W}$ はフル・ランクの行列よりも階数が一つ少なく、逆行列が存在しない。
- 2) Wood (2006b) による tensor product を利用する。
- 3) 本論文において、取引年次、建築後年数および竣工年次の間には完全な線型関係があり、スムージングを行なったとしても、強い相関関係は消えない。また、backfitting は分析者が自由度を恣意的に固定するので、必ずしも最適なフィッティングを行なっている保証がない。

参考文献

- Coulson, E. N. and D. P. McMillen (2008) "Estimating Time, Age, and Vintage Effects in Housing Prices," *Journal of Housing Economics*, Vol.17, pp. 138-151.
- Craven, P. and G. Wahba (1979) "Smoothing Noisy Data with Spline Functions," *Numerische Mathematik*, Vol.31, pp. 377-403.

- Deaton, A. S. and C. Paxson (1994) "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," in *Studies in the Economics of Aging*, (ed.) D. Wise, University of Chicago Press, Chicago, pp. 331-357.
- Frost, W. H. (1939) "The Age Selection of Mortality from Tuberculosis in Successive Decade," *American Journal of Hygiene*, Vol.30, pp. 91-96.
- Fu, W. J. (2008) "A Smoothing Cohort Model in Age-period-cohort Analysis with Applications to Homicide Arrest Rates and Lung Cancer Mortality Rates," *Sociological Methods and Research*, Vol.36, pp. 327-361.
- Hastie, T. J. and R. J. Tibshirani (1990) *Generalized Additive Models*, Chapman and Hall-CRC, London.
- Karato, K., O. Movshuk and C. Shimizu (2010) "Semiparametric Estimation of Time, Age and Cohort Effects in an Hedonic Model of House Prices," *University of Toyama Working Paper*, No.256.
- Kupper, L. L., J. M. Janis, I. A. Salama, C. N. Yoshizawa and B. G. Greenberg (1983) "Age-period-cohort Analysis: An Illustration of the Problems in Assessing Interaction in One Observation per Cell Data," *Communication in Statistics, Theory and Methods*, Vol. 12, pp. 2799-2807.
- McKenzie, D. (2006) "Disentangling Age, Cohort, and Time Effects in the Additive Model," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 68, pp. 473-495.
- Paxson, C. (1996) "Saving and Growth: Evidence from Micro Data," *European Economic Review*, Vol. 40, pp. 255-288.
- Schimek, M. G. (2009) "Semiparametric Penalized Generalized Additive Models for Environmental Research and Epidemiology," *Environmetrics*, Vol. 20, pp. 699-717.
- Sirmans, G. S., L. MacDonald, D. A. MacPherson and E. N. Zietz (2006) "The Value of Housing Characteristics: A Meta Analysis," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 33, pp. 215-240.
- Wood, S. (2004) "Stable and Efficient Multiple Smoothing Parameter Estimation for Generalized Additive Models," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 99, pp. 673-686.
- Wood, S. (2006a) *Generalized Additive Models. An Introduction* with R, Chapman and Hall-CRC, Boca Raton, Florida.
- Wood, S. (2006b) "Low-Rank Scale-Invariant Tensor Product Smoothers for Generalized Additive Mixed Models," *Biometrics*, Vol. 62, pp. 1025-1036.

戸建て住宅地における形状からみた典型敷地の推定手法

浅見泰司・丹羽由佳理

はじめに

敷地とは、街区の細分化された土地単位である。敷地には様々な形状があり、形状によって敷地自体の価値が大きく変化することはよく知られている。そのため、敷地形状は都市経済学的にも重要なテーマである。例えば Asami, Fujita and Smith (1990) では、都市経済学を敷地の配置と形状を含んだ、より現実的な空間環境へと拡大することが望ましいと論じている。しかし、敷地形状の重要性は広く認識されながらも、本格的な研究はこれまで行なわれてこなかった。それは形状を分析することは経済学的に難しいからである。

敷地形状の分析については、都市部の敷地ではないが、農地については、興味深い研究の流れがある。Lösch (1940) はその先駆的な研究において、農地の形状の重要性を指摘し、六角形が最も効率的であるという結論を導いている。Lee and Sallee (1974) は、農場の運営コストを考慮に入れた上で形状の問題を再検討し、六角形よりも長方形のほうが優れていることを明らかにした。さらに近年では、Morgan and Bolton (2002) が均一に配置された生産の中心地を定めるうえで、六角形のパターンが有効であることを示している。

敷地の形状は、不動産価格の重要な決定要因として捉えられてきた (Asabere 1990; Peterson 1993; Wyatt 1997; Rinehart and Pompe 1999)。例えば Asabere and Harvey (1985)

は、整形な敷地には価格プレミアムがつくことを指摘し、また Asabere (1990) は不整形な形状の敷地の価値が整形な場合に比べて40%も低くなる可能性を示している。さらに Berliant and ten Raa (1988) は、敷地の形状に左右される効用関数の問題を論じた。近年では、田中・浅見 (2006) が戸建住宅の最適な市場セグメンテーションにおいて、敷地の形状が重要な要因となっていることを指摘している。

敷地形状の問題は、これまでの研究においても少ないながらも論じられてきた。例えば Colwell and Scheu (1989) は、コブ=ダグラス型関数をやや修正して、開発コストを表す複数の項を追加した関数を用いて敷地価値を予測する関数を導き出した。また、Maniruzzaman, Asami, and Okabe (1994) は、面積と周囲長により定義され形状指標を用いて、東京都世田谷区における敷地と街区の形状を分析した。また Asami (1995) は、日本の土地区画整理事業で用いられている評価方法に基づいた長方形区画の地価評価関数を提案した。Asami and Ohtaki (2000) は、敷地の形状と隣接道路の方向性から、敷地内に建てられる建物の形状を推定するモデルを開発した。その基本原理は、二つの敷地の形状が類似しており、隣接道路の方向が同一であれば、各敷地の住宅の位置と形状は類似するというものである。敷地の形状の類似指標¹⁾を構築することにより、敷地の一部分が住宅に占められる確率から、建物の形状を予測している。ただ、上記の研究は長方形に限定し、

特定の形状指標を用いているだけで、すべての敷地形状に有効な分析がなされているとは言い難い。

敷地の形状は地価に大きな影響を及ぼすものの、これに焦点を当てた研究はほとんど行なわれていない理由の一つとして、一般的に受け入れられる敷地形状を記述する方法自体が欠如している点を指摘できる。例えば、土地評価において、敷地形状は主な要因として理解されているものの、「整形」、「やや不整形」、「不整形」といった質的な分類しか行なわれていないのが現状である。また、先行論文で用いられている敷地形状に関する指標は、極めて限定的である²⁾。間口と奥行の長さなどの形状指標は長方形の敷地にのみ適用でき、一般の形状の敷地には適用できない。

敷地形状の表現について、理論的に検討するためには、形状比較の基本に立ち戻ることが重要だろう。形状比較の基本は、形状の同一性や類似性に着目することである。どのような敷地同士は形状が同じなのか、あるいは似ているのかを検討するのである。本稿では、その取り組みの出発点として、Asami and Niwa (2008) で提唱された敷地形状間の距離の概念を解説する。また、その概念を用いて、Asami and Niwa (2008) で開発された、敷地形状から見た、敷地群の中での典型的な敷地を特定する方法を述べる。

1 敷地形状間の距離

どのような場合に二つの敷地形状が同じであると言えるだろうか。

数学的には、形状が同一であるというのは、相似な場合を言う。例えば、Small (1996) は、「データセットのうち位置、規模、方向に関する情報を除いた残りの情報をそのデータの形状(shape)という。二つのデータセットが同じ形状であるというのは、剛体運動と拡大縮小により、片方のデータセットが他方と一致する場合である。」(Small 1996, p. 6) と述べている。

しかし、敷地形状を考えた場合には、相似な敷地が同じ機能を持つとは言えず、そのような形状同一性の概念は不動産評価においては有益ではない。敷地形状が同一というのは、敷地の持つ形に起因する機能性が同一と見なせる場合を言うほうが実際上有益である。そこで、あえて、敷地形状に限った形状同一性の概念を考えることにする。

敷地というのは、一定の広がりがあり、その中で特定の活動が行なわれることが想定されている。その大きさが大きいほど、様々な活動を許容できる。そのため、大きさが違う場合には、敷地形状は異なると考えたほうがよいだろう。また、敷地の方向は極めて重要であり、例えば、同じ長方形の敷地でも、南北に細長い敷地と東西に細長い敷地は、その機能性においてかなり異なる。そのため、敷地の規模および方向についての情報は保持した情報を敷地形状とするほうがよい。以上のことから、二つの敷地形状が同一であるというのは、平行移動して二つの敷地が一致する場合を言うこととする。

次に、二つの敷地形状が異なる場合の形状の差異をどのように表せばよいだろうか。

まず、二つの敷地の敷地形状が同じならば、二つの敷地の重心を重ねた場合に、二つの敷地は一致することに注意しよう。すると、重心を一致させた場合にどのような差異があるかを見ることで、二つの敷地形状の違いを表現できることとなる。

図1は実線で描かれた敷地Xと破線で描かれた敷地Yの重心を点Gに重ね合わせた場合を示している。XとYの積集合 $X \cap Y$ および和集合 $X \cup Y$ は図1の右側の灰色で示すような部分になる。

XとYが同一敷地形状であるならば、この二つにずれはなく、 $X \cap Y = X \cup Y$ となる。一般の場合には、 $X \cap Y \subseteq X \cup Y$ が成り立つ。よって、この違いの部分に着目すればよさそうである。二次元の図形Xの面積を $A(X)$ で表すことにすると、面積の違いは、

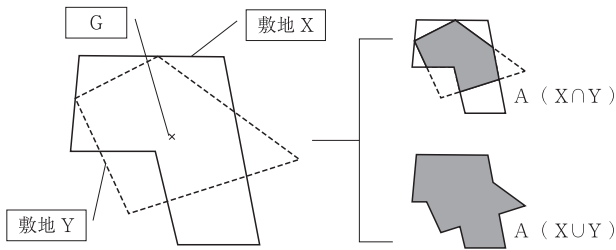
(浅見泰司氏 写真)

あさみ・やすし
1960年東京都生まれ。東京大学工学部卒。ペンシルヴァニア大学大学院地域科学専攻, Ph.D.。東京大学助手、講師、助教授を経て、現在、東京大学空間情報科学研究センター教授・センター長。著書：『住環境：評価方法と理論』（編著。東京大学出版会）ほか。

(丹羽由佳理氏 写真)

にわ・ゆかり
1979年愛知県生まれ。東京大学大学院新領域創成科学研究科社会文化環境学専攻, 博士（環境学）。柏の葉アーバンデザインセンターディレクター、早稲田大学助手を経て、現在、東京理科大学理工学部建築学科助教。著書：『まちづくりの百科事典』（分担執筆。丸善）

図1—敷地Xと敷地Yの重ね合わせ



$A(X \cup Y) - A(X \cap Y)$ である。この差は面積であるため、形状の異なる二つの敷地の規模が大きくなれば、この差はいくらでも大きくなる。敷地形状の特質として、二つの異なる敷地形状があったとしても、都市的な土地利用では、敷地規模が大きくなるほど同じような活動を内包できるようになるため、形状の違いは敷地の経済価値ほどにきいてこなくなるという現実がある。そのため、面積で表現する関数よりは、相対的な面積の違いで表現するほうが適切であると思われる。

そこで、大きいほうの面積で割った $D(X,Y) = [A(X \cup Y) - A(X \cap Y)] / A(X \cup Y)$ を X、Y の敷地形状距離と定義する。この距離は、敷地形状が同一の場合は0となり、大きく異なる場合でも1以下の値となる。

実際には、これを距離と呼ぶには、距離の公理を満たす必要がある。距離の公理とは、距離関数が非負となること ($D(X,Y) > 0$)、距離0の場合に同一となること ($D(X,Y) = 0 \Leftrightarrow X = Y$)、対称性を満たすこと ($D(X,Y) = D(Y,X)$)、三角不等式が成り立つこと ($D(X,Y) + D(Y,Z) \geq D(X,Z)$) の4条件である。このうち最初の3条件は定義より成り立つことはほぼ自明である。

三角不等式については、Asami and Niwa (2008) で満たされることが証明されている。

2 典型的な敷地形状の意義

都市計画において、敷地は区画の基本単位であり、これに関する知見はさまざまな角度から蓄積されてきた。日本の敷地は一般的に長方形であり、この形状で戸建て住宅が効率よく配置される。例えば日本土地区画整理協会（1978）が提案した土地区画整理事業における標準的な敷地は、奥行が間口の1.5倍である長方形の敷地である。間口の狭い敷地は、接道の長さが短いため、道路空間を節約でき、住宅用の敷地により多くの空間を割くことができるという利点を持つ。一方、間口が広い敷地は、隣接道路からのアプローチやガレージへのアクセスの自由度が高いという利点がある。奥行が間口の1.5倍という形状は、相反するこれらの二つの傾向の現実的な妥協から経験的に得られたものであろう。

都市内地域の物的環境を説明する際には、典型的な敷地イメージとその土地利用、建物、世帯層などが用いられてきた。これらの要素は、当該地域の状況を説明するうえで重要な役割を果たす。例えば日本におけるミニ戸建開発は、小規模な戸建住宅、一般的には面積が50~70㎡程度の規模の区画に建てられた2階もしくは3階建ての戸建住宅の開発として説明される。この場合、典型的な敷地は50~70㎡の戸建住宅の敷地ということになる。現実には、地域には様々なタイプの敷地が存在すると考えられるが、

典型的な敷地は都市問題を明確に提示するものとなる。

典型的な敷地は、税基盤の重要な決定要因でもある。日本では、公示地価に基づいて土地に関する固定資産税が定められる。税額を決めるにはまず対象不動産の評価額を定めなくてはならない。評価額を判断するにあたり、まず「路線価」を定める。路線価は、地域における標準的な宅地の単位面積当たりの地価である。地価は、標準的な宅地と評価対象となっている宅地の比較から判断される。このため、標準的な宅地の特定が重要となるのである。

また評価プロセスでは、地区の等級レベルが価格決定要因となる場合もある。他の要因が一定である場合、高級な地区の地価は高い傾向にある。高級かどうかを判断するためにも、地区における典型的な敷地に関する情報は重要である。

さらに住宅地開発では、街区を複数の敷地に細分化することがある。細分化する場合には、敷地形状は街区の形状に左右され、このとき異なる形状の街区における敷地形状がどうなるかという問題がある。街区が長方形であれば、細分化された敷地も長方形になる傾向が高く、街区が不整形である場合には、細分化された敷地もまた不整形な形状となる可能性が高いと思われるかもしれない。これを検証するにも典型的な敷地形状を求めることが有効である。

そこで以下では、典型敷地を求める方法を提示し、それを実際の住宅地に適用してみる。

3 典型的な敷地形状の定義

多くの敷地形状の中から、典型的な敷地形状を取り出すという操作は、集団の中から代表値を得る操作と類似している。統計的な代表値としてよく用いられる概念は、平均値、最頻値、中央値の三つである。

平均値とは、集団に含まれる個体の属性値をすべて足して個体数で除した値である。これを敷地形状に当てはめた場合には、敷地形状の属

性値として、何らかの形状指標を用いることが考えられる。例えば、敷地形状が何角形であるかというのは形状指標の一つである。四角形4個、五角形6個の集団の場合には、平均して4.6角形となる。しかし、平均値である4.6角形を敷地形状として表すことはできない。このように一般に複数の形状指標を用いて、平均値を求めた場合に、その平均値に合った敷地形状が得られるとは限らない。平均値操作として、ほかには、形状を重ねていき、重なる割合をもって平均値とする方法がある。この場合には、敷地形状が存在確率として表されることとなる。しかし、具体的な敷地形状としては、定まらない。

このように、平均という操作は、敷地形状の代表値を求めるという場合には、あまりふさわしくない操作であると言える。

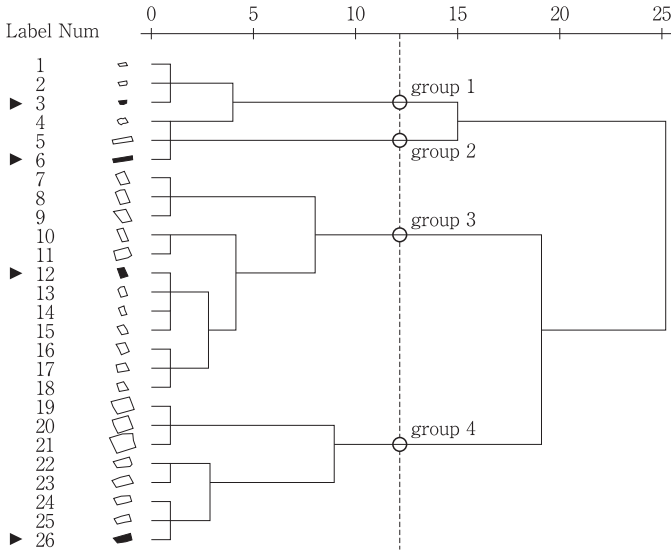
最頻値とは、集団に含まれる個体の中で、属性値の中で最も頻度が多いものを言う。四角形4個、五角形6個の集団の場合には、五角形が最頻値となる。敷地形状をより厳密に記述するには、形状指標も増やさねばならない。そうすると厳密に見れば敷地形状がすべて違うことが多く、最頻値自体を求めることが無意味となる。そのため、敷地形状の最頻値という考え方にも問題がある。

中央値とは、集団に含まれる個体の中で、他の個体との属性値の差が最小となるものを言う。この概念の利点は、個体間の距離が与えられれば、それだけで中央値は求められるという点である。1節で敷地形状距離を定義したため、これを用いれば中央値は必ず求めることができる。この点が他の代表値の概念と比して大きな利点となる。

そこで、以上の考察から、中央値の考え方に基づいて、求めた敷地形状を典型的な敷地形状と定義することにする。

n 個の敷地形状の集合 ($i=1, \dots, n$) の中で、典型的な敷地形状 k は、

図2—複数の典型的な敷地形状（典型的な敷地形状を黒色で示す）



$$\sum_{j=1}^n D(k, j) = \min_i \left[\sum_{j=1}^n D(i, j) \right]$$

を満たす k と定義する。すなわち、他の敷地形状との距離の和が最小になるような敷地形状である。

4 複数の典型的な敷地形状の定義

一つの典型的な敷地形状を求める方法を拡張すると、複数の典型的な敷地形状を求める方法が得られる。

例えば、あるクラスに男20名、女20名いたとして、性別の違いがある時に1、ないときは0という性差で属性の違いを評価すると、典型的な一人をどのように選ぶと、クラスの半分は異なった性になってしまう。もしも、その二人を典型として、それぞれ性差の小さい方をたして和をとったものを最小化することを考えれば、男女1名ずつを典型と選べばよくなる。

同じ考え方を敷地形状に当てはめると、敷地二つを選び、そのほかの敷地形状について、敷地形状に近いほうの和を最小化すればよい。

n 個の敷地形状の集合 ($i=1, \dots, n$) の中で、二つの典型的な敷地形状 k_1, k_2 は、

$$\sum_{j=1}^n \min [D(k_1, j), D(k_2, j)] \\ = \min_{i_1, i_2} \left\{ \sum_{j=1}^n \min [D(i_1, j), D(i_2, j)] \right\}$$

を満たす k_1, k_2 と定義する。

この考え方は、3個以上の典型敷地にも拡張することができる。 m 個の典型敷地の場合には、典型的な敷地形状 k_1, \dots, k_m は、

$$\sum_{j=1}^n \min [D(k_1, j), \dots, D(k_m, j)] \\ = \min_{i_1, \dots, i_m} \left\{ \sum_{j=1}^n \min [D(i_1, j), \dots, D(i_m, j)] \right\}$$

を満たす k_1, \dots, k_m と定義すればよい。

この考え方を実際に適用した例を図2に示す。図2の左側に示す26個の敷地形状を敷地形状が近いものからつなげて樹形図として表現している。各グループは、形状

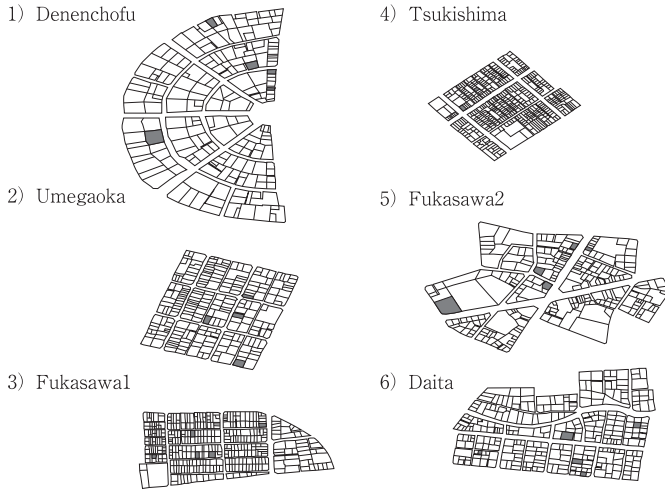
特徴が似ている敷地で構成されていることが見て取れる。四つの典型的な敷地形状を選ぶと、敷地形状番号3, 6, 12, 26の四つとなる。それぞれ、グループ内では代表的な形状になっていることがわかる。

5 手法の適応事例

東京の戸建住宅が卓越した住宅地のなかで、異なる特性をもった六つのエリアを取り上げ、典型敷地の推定を行なった。大田区田園調布、世田谷区梅が丘、世田谷区深沢1（深沢3丁目他）、中央区月島、世田谷区深沢2（深沢6丁目他）、世田谷区代田を対象として、各エリアからそれぞれ五つの典型敷地を推定した結果を図3に示す。上側の図は、五つの典型的な敷地形状の位置を示し、下側の図はそれぞれの典型的な敷地形状に最も近い敷地をすべて重ね合わせたものである。

田園調布および深沢2は、長方形から隔たり、極めて多様であるため、典型グループにおける敷地の向き（方位）も非常に多様となっている。一方、梅ヶ丘、深沢1および月島といった計画開発エリアでは、典型グループにおける敷地の乖離が小さく、敷地形状のバリエーションが限定されている。特に街区形状がほぼ長方形とな

図3—6 地区の典型的な敷地形状



1) Denenchofu					
2) Umegaoka					
3) Fukasawa1					
4) Tsukishima					
5) Fukasawa2					
6) Daita					

っている梅ヶ丘および月島では、典型敷地との乖離はかなり小さい。また、代田のように街区内に不整形性をもたらす要因（北沢川の存在）があると、敷地形状のバリエーションが大きくなっている。このことは、街区の不整形度が典型敷地から数値化できることを示唆しており、都市解析における街区の類型化に有用な手法となると考えられる。

経済的利点を享受していることが示唆される。その場合、敷地の不整形度は典型敷地からの図形間距離に基づいて算出することができ、より精緻な敷地評価に用いることができるだろう。

伝統的な都市の土地利用理論によれば（Fujita 1989）、住宅地が位置する場所（例えば中心業務地区（CBD）からの距離）に左右されると仮定されている。しかし、敷地形状を考慮すると一般的な土地利用理論を大きく修正する

おわりに

敷地の形状は、土地の経済的価値を判断する際の重要な要因であるにもかかわらず、形状を適切に扱うことの難しさから、十分な分析がなされてこなかった。本稿では、敷地形状に関する分析の基盤として、敷地形状距離という敷地形状を判断する場合の基礎概念を述べた。また、敷地形状距離の値を用いて、戸建住宅地における典型的な敷地形状を求める手法を構築した。この手法を応用することにより、形状という点から敷地と街区の関係、さらには敷地と地域の関係性を分析することが可能となった。

先行研究では、敷地の形状が経済的要因や社会的要因などさまざまな要因と関連していることを示唆している。したがって、敷地と関連する要因に基づいて形状を分析することは有意義であり、本稿で開発した手法は、敷地形状の比較や、標準宅地を定めるうえで用いることができる。例えば、長方形の典型敷地が多いという事実からは、長方形の敷地が不整形敷地よりも経

必要が出てくる。図形間距離を用いることにより、不整形度が十分測定可能になれば、敷地形状を組み込んだまったく新しい都市経済学を発展させることが可能となる。この方向性は、不動産科学の基盤を構築していくうえで、検討に値するものであると思われる。

注

- 1) 本稿で述べる敷地形状距離は、Asami and Ohtaki (2000) により開発された類似指標をベースにしている。
- 2) 広く用いられている指標は、敷地の間口と奥行き長さである。Colwell and Scheu (1989)、Asami (1995)、Asami and Maniruzzaman (1996) を参照されたい。

参考文献

- Asabere, P.K. (1990) "The Value of a Neighborhood Street with Reference to the Cul-de-sac," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 3, pp. 185-193.
- Asabere, P.K. and B. Harvey (1985) "Factors Influencing the Value of Urban Land: Evidence from Halifax-Dartmouth, Canada," *Real Estate Economics*, Vol. 13(4), pp.361-377.
- Asami, Y. (1995) "Evaluation of the Shape of Residential Lots in Land-readjustment Projects," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.25, pp.483-503.
- Asami, Y., and K. M. Maniruzzaman (1996) "A Statistical Test of the Critical Shape Hypothesis for Residential Lots," *Environment and Planning B*, Vol. 23, pp.575-590.
- Asami, Y. and T. Ohtaki (2000) "Prediction of the Shape of Detached Houses on Residential Lots," *Environment and Planning B*, Vol.27, pp.283-295.
- Asami, Y., M.Fujita and T. E. Smith (1990) "On the Foundations of Land Use Theory: Discrete versus Continuous Populations," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 20, pp.473-508.
- Asami, Y., and Y. Niwa (2008) "Typical Lots for Detached Houses in Residential Blocks and Lot Shape Analysis," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 38, pp.424-437.
- Berliant, M. and T. ten Raa (1988) "A Foundation of Location Theory: Consumer Preference and Demand," *Journal of Economic Theory*, Vol. 44, pp. 336-353.
- Colwell, P.F. and T.Scheu (1989) "Optimal Lot Size and Conguration," *Journal of Urban Economics*, Vol. 26, pp.90-109.
- Fujita, M. (1989) *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lee, D.L. and T. Sallee (1974) "Theoretical Patterns of Farm Shape and Central Place Location," *Journal of Regional Science*, Vol.14, pp.423-430.
- Lösch, A. (1940) *The Economics of Location*, translated by Woglom, W.H. and W.F.Stolper, (1954) Yale University Press, New Haven.
- Maniruzzaman, K.M., Y. Asami and A.Okabe (1994) "Land Use and the Geometry of Lots in Setagaya Ward, Tokyo," *Theory and Applications of GIS*, Vol. 2(1), pp.83-90.
- Morgan, F. and R. Bolton (2002) "Hexagonal Economic Regions Solve the Location Problem," *The American Mathematical Monthly*, Vol.109(2), pp. 165-172.
- Peterson, K. (1993) "Spatial Decision Support Systems for Real Estate Investment Analysis," *International Journal of Geographical Information Systems*, Vol.7, pp. 379-392.
- Rinehart, J.R. and J. J. Pompe (1999) "Estimating the Effect of a View on Undeveloped Property Values," *Appraisal Journal*, Vol.67, pp. 57-61.
- Small, C. G. (1996) *The Statistical Theory of Shape*, Springer, New York.
- Wyatt, P.J. (1997) "The Development of a GIS-based Property Information System for Real Estate Valuation," *International Journal of Geographical Information Science*, Vol. 11, pp. 435-450.
- 田中麻理・浅見泰司 (2006) 「都心および近郊における住宅市場構造の比較に関する考察」『都市住宅学』第55号, 16-21頁.
- 日本土地区画整理協会 (1978) 「区画整理土地評価基準(案)」日本土地区画整理協会.

欧米の金融規制改革が本邦不動産市場等に与える影響

小林正宏

1 金融規制改革の背景

サブプライム問題に端を発した金融危機の結果、2009年の世界経済は戦後初めてのマイナス成長となった。先例のない大規模な金融・財政政策の発動で、世界経済は回復の途上にあるが、金融危機の反省を踏まえ、再発を防止し、納税者を守るため、金融機関の規制を強化する改革が欧米で進行中である。その代表例が、アメリカで2010年7月21日に成立した「2010年ドッド・フランク ウォール街改革および消費者保護法 (Dodd-Frank Wall Street Reform and Consumer Protection Act of 2010、以下「ドッド・フランク法」と表記)」である。また、国際決済銀行 (BIS) のバーゼル銀行監督委員会の資本・流動性規制についても、強化の方向で合意に至っている (いわゆる「バーゼルⅢ」)。

今回の金融危機は、大別すると、「サブプライム問題」と呼ばれていたフェーズと、リーマン・ブラザーズ破綻による世界的な金融危機という二つのフェーズに分類できる。第1段階においては、2001年の同時多発テロ後のFRBによる金融緩和やグローバル・インバランス (世界的な経常収支不均衡) による過剰流動性がアメリカの住宅価格高騰をもたらし、それが安易な審査と危険な住宅ローンを蔓延させ、消費者保護の欠如、市場関係者のモラルハザードが問題を増幅させた。サブプライムローンの多くは投資銀行等の手により証券化され、世界中の投資家に販売された。ファニーメイ等の Agency

の MBS と異なり、これらの証券化商品は流動性が低く、かつ、優先劣後構造により、原債権の信用リスクが投資家に移転する仕組みとなっていた。2006年にアメリカの住宅バブルが崩壊し、差押が急増した結果、サブプライムローンを担保とした証券化商品の価格も暴落し、アメリカの住宅市場というローカルな問題が、世界の金融市場の問題へと変質していった。

2008年9月のリーマン・ブラザーズ破綻に端を発する世界金融危機の第2段階においては、影の銀行システムを中心とした過小資本、その裏返しとしての高いレバレッジを効かせた投資と市場性資金への依存の結果、流動性の蒸発がソルベンシー危機、そしてカウンターパーティーリスクの感染へとつながっていった。そして、金融仲介機能の不全が、实体经济を縮小させる結果となった。

金融システムの安定化のため、大量の流動性供給や公的資本注入等の対策が講じられたものの、アイルランド等の一部の国では銀行システムが経済規模に比較して巨大であったため、銀行支援が即財政悪化へとつながり、欧州の一部の国では金融危機がソブリン危機へと転化していった。欧州では国により事情は異なるが、本稿執筆時点では、欧州のソブリン危機はまだ収束していない。

欧米における金融規制改革では、総じて、金融機関と規制当局のリスク管理の甘さと、金融機関のバランスシート (資本、流動性) が問題だった、という反省のもと、金融機関の財務体

図1—欧州主要国の財政収支対 GDP 比

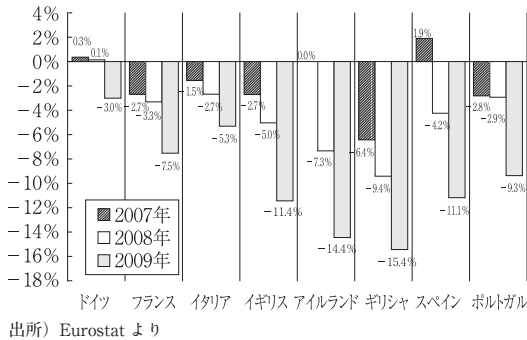
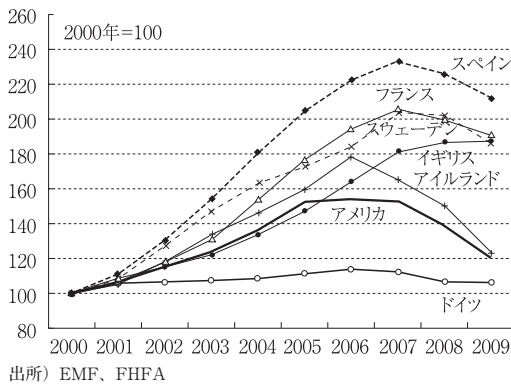


図2—欧米の住宅バブル



(小林正宏氏 写真)

こばやし・まさひろ

1965年福岡県生まれ。東京大学法学部卒。住宅金融公庫入庫後、海外経済協力基金マニラ事務所駐在員、ファニーメイ特別研修派遣などを経て、現在、住宅金融支援機構住宅総合調査室主席研究員（海外市場担当）。著書：『通貨で読み解く世界経済ドル、ユーロ、人民元、そして円』（中央公論新社）ほか。

できる資産がある場合には、リコースが可能な州ではリコースを強化するよう、ファニーメイは金融機関に指示を出しており、従来のような安易な戦略的デフォルトは困難になる可能性も指摘されている。また、アメリカのノンリコースに対しては、ヨーロッパの金融界は非常にネガティブに捉えており、ヨーロッパではリコースだから住宅価格が下落しても延滞率はさほど上昇しない、とむしろリコースであることを前向きに評価する声が多い。

2 金融規制改革の内容

前述のとおり、アメリカでは2010年7月21日にドッド・フランク法が成立し、大恐慌以来となる抜本的な金融規制改革が実現する運びとなった。その中で柱となるのは、①「大き過ぎて潰せない（Too big to fail）」金融機関の終焉、②「ボルカー・ルール」やデリバティブ規制等のリスク管理の強化、③消費者保護の強化、④規制・監督体制の刷新と考えられる。

当時の上院銀行委員長と下院金融サービス委員長の名前を冠しているように、民主党が両院で多数を占めたなかで成立したものの、法案成立後の2010年10月の中間選挙で民主党が大敗し、下院では共和党が多数を占めるに至り、実施細則の制定が遅れている。しかし、住宅バブル・金融危機の再発を防止するという基本路線はなお命脈を保っており、逆に、それが不動産市場には重石となっている。特に、住宅ローンを巡る顧客説明の強化や、証券化商品に対する規制の強化は、消費者向けの信用の再開を阻害して

質の強化と併せて、監督体制の刷新も提言されている。また、巨大な金融機関が破綻してもそれがシステムリスクにつながらないようにな措置も検討されている。

なお、ややマイナーな論点ではあるが、アメリカで住宅ローンのデフォルト率が高まった理由の一つに、住宅ローンが実質的にノンリコースであった点も指摘されている。契約上、「住宅価格が債務残高を下回った場合に、担保物件を放棄すれば返済が免除される」といった条項があるわけではないが、一部の州では、抵当権実行後に不足金（Deficiency）が発生した場合でも、個人資産からの回収を禁止しているところ（カリフォルニア州等）もあり、また、金融機関においても、デフォルトした債務者から他の資産を差し押さえて回収を継続することがコスト対比で非現実的であったことから、「事実上」ノンリコースであった。

ただし、今回の金融危機を踏まえ、他に回収

いるとの批判が根強い。

ドッド・フランク法はアメリカの国内法であるが、金融システムが複雑化し、国際的に規制の収斂（Convergence）が推進されているなか、他国にも同様の規制を導入する圧力となることは避けられない。実際、ガイトナー財務長官は、2010年9月22日の議会証言で、各国が同じ土俵で競える（Level Playing Field）よう、他国にも要請していくことを表明している。

一方、いわゆるバーゼルⅢにおいては、資本と流動性の強化がクローズアップされている。このうち、資本については、①リスクベースの自己資本比率規制を補完することを目的としたレバレッジ比率規制（資本／総資産）の導入と、②自己資本の量と質の改善が柱となっている。自己資本については、損失の吸収力の高い普通株（Common Equity Tier1）を中核に据え、その比率を段階的に2%から4.5%に引き上げ、かつ、資本保全バッファとして2.5%が上乘せされる（合計2%→7%へ）。一方、流動性規制については、③30日間の厳しい流動性ストレスへの対応を可能とする流動資産の保有を求める流動性カバレッジ比率と、④運用資産の流動性リスクの度合いに応じて調達側の安定度を求める安定調達比率の導入が予定されており、基本的枠組みについては2010年のソウル・サミットで合意済みである。さらに、2011年7月19日には、地球規模で活動するシステム上重要な銀行（G-SIBs）に1～2.5%の追加資本を要求する市中協議書が発出された。本邦メガバンクを含む28行程度が対象となると見込まれている。なお、証券化商品のリスクウェイトについても、従来より不利な扱いとなっている。

政治的な影響をもちに受けたドッド・フランク法はどちらかと言えば金融機関の行為規範を是正する、定性的なアプローチを取っているのに対し、バーゼルⅢはより実務的に、資本と流動性という定量的な枠の中で、銀行の行動を型にはめることで、リスクテイクを抑止しようとしている、と評価できる。

3 日本への影響

これらの金融規制改革においては、個別の金融機関の経営状態のみならず、金融システム全体の健全性を見る「マクロプルーデンス」政策の重要性も強調されている。資産価格変動のなかでも経済に対する影響度の大きい不動産価格は、今後、より注意深くモニターされる可能性が高い。その意味で、ホットマネーの流入が期待し難い環境になってきていると見られる。これは、アメリカの金融機関の米国内不動産市場に対する融資に限らず、かつてファンドが一棟買いで日本の不動産市場に資金供給を行なったような状況も再現し難くなることを示唆している。

ただし、本邦不動産市場への影響を考えるうえで、欧米の金融機関が日本の不動産市場へのエクスポージャーをどう変動させるか、という直接的な経路よりは、金融規制改革を通じて、欧米の実体経済がどのように反応し、それが日本の実体経済にどう作用して、最終的に本邦不動産市場の動向をどう左右するか、といった間接的な経路のほうが強いように感じる。これは計量モデルで分析した結果ではないが、仮に金融規制改革が所期の目的どおり、金融システムの健全性の回復に寄与し、それが翻って実体経済の強化に貢献するような結果をもたらせば、アメリカ経済の力強い回復に伴う対米輸出の増加、そして日米金利差拡大による円安・ドル高により、輸出企業を中心とした本邦企業の業績回復にも寄与し、心理面の改善が資産価格にもポジティブな影響を及ぼす可能性はあると期待したい。

なお、日本の住宅価格については、バブル崩壊後は一貫して下落を続けたというイメージがあるが、2005年頃から2007年頃にかけては、首都圏を中心に、比較的堅調に推移した。また、不動産価格は名目値に注目されがちであるが、消費者物価指数で割り引いた実質住宅価格で見ると、デフレが継続した日本においては、名目

図3 一日米実質住宅価格

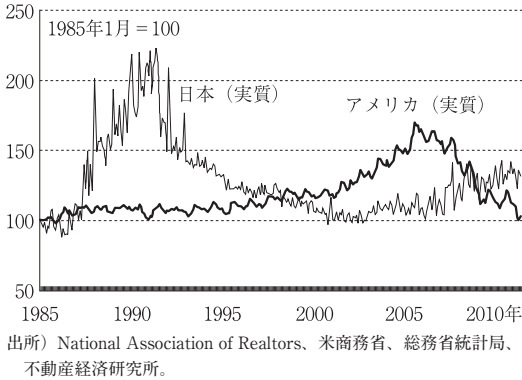
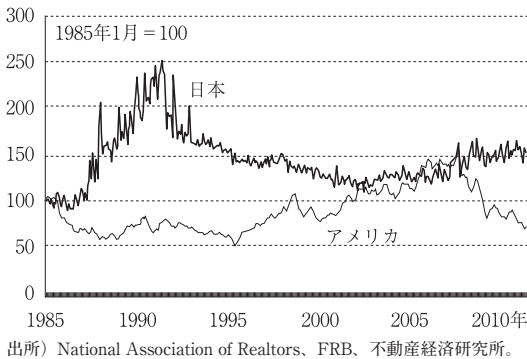


図4 一日米住宅価格 (円換算)



値よりも堅調に推移したと考えられる。実際、1985年1月を100として指数化して日米の実質住宅価格を比較すると、日本（首都圏マンションの㎡単価）はアメリカ（中古住宅販売価格中央値）よりも高いという結果になる。

逆に言えば、アメリカの住宅バブルの崩壊はより深刻であるという見方も可能である。アメリカの住宅価格は名目値でピークから3割程度下落しており、これ自体は大恐慌時と同じレベルであるが、大恐慌時は消費者物価も25%程度下落したのに対し、今回は消費者物価が下落していないことから、大恐慌時よりも深刻だ、という論調も見られる。

物価上昇率の差は購買力平価を通じて外国為替相場にも影響を及ぼすことに鑑み、より単純な比較として、日米の名目住宅価格について、円換算して、同様に指数化すると、プラザ合意後の急激な円高の影響もあるとは言え、やはり

表1 信用補完構造等

	Agency MBS	民間MBS
発行体	ファニーメイ等	投資銀行等
信用補完	外部信用補完 (ラップ保証)	内部信用補完 (優先劣後構造)
信用リスク	発行体	投資家 →5%は発行体へ
ALMリスク	投資家	投資家

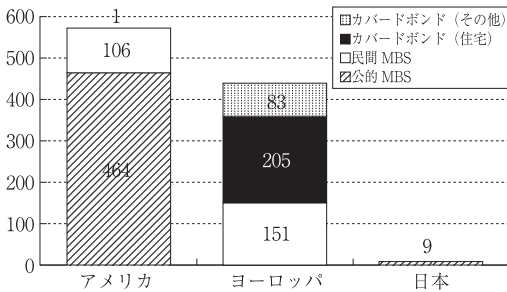
足下では日本（首都圏）の住宅価格のほうがアメリカよりも高い。

もちろん、アメリカの住宅が相対的に安いからといって、日本人が日本の住宅を売却してアメリカの住宅を買うといった裁定行動に出るわけではない。住宅は不動産であり輸入できない。福島原発事故を受けて、福島の人が首都圏へ、あるいは首都圏の人が関西や九州へ避難することはあっても、アメリカに家を買って逃げるのはごく少数であろう。まして、アメリカの住宅価格の先行き不透明感が強く、円高基調も根強いなか、ドル建てのアメリカの不動産に円の金融資産を投入するには二重のリスクがある（逆に、反転すれば大きな利益となる機会でもある）。しかし、資本の移動は自由であり、実際、グローバル・インバランスがアメリカの不動産バブルの一要因であったとFRBのバーナンキ議長は主張している。ある意味、そのような人、資本、財の移動の容易性の格差にこそ、インバランスの根源があるのかもしれない。ユーロ圏の問題も、本質的には、国際金融のトリレンマが存在するなかで、言語という障壁が労働市場の弾力性を損ない、最適通貨圏が実現されていない点にあるとも言える。

4 証券化市場への影響

金融規制改革の証券化市場への影響としては、リスク保持（Retention）の義務化や、バーゼルⅢにおけるリスクウエイト等、投資家にとって不透明な要素がまだ強く、アメリカでもMBS市場はAgencyが独占している状況が続いている。証券化を信用補完構造で分類した場

図5—カバードボンドとMBSの市場規模（2010年末）
（兆円）



注1) 為替は、1ドル=87.7817円、1ユーロ=116.4073円で換算。
 2) 日本のMBS残高については、民間分の統計がないため、機構MBSの残高のみを掲載。
 出所) ECBC、FRB、AFME、住宅金融支援機構

合、外部信用補完モデルである Agency MBS の世界では、バブル崩壊でファニーメイ、フレディマックが巨額の損失を蒙り、2011年2月11日に米財務省が両社を段階的縮小・廃止する方針を発表したところだが、ポスト GSE の米住宅金融市場の将来像を描いた3案の中には、実質的に現行スキームとあまり変わらない案も含まれている。一方、内部信用補完が主流だった民間の証券化市場は壊滅的状態が続いており、さらに、融資時の書類審査等に係るレプワラ（表明保証）問題に端を発した Put-back（買戻し請求）問題により、信認がさらに低下しており、回復のメドが立っていない。

そうしたなかで、カバードボンド（Covered Bond）に着目した議論が最近、日本でも沸きあがりつつある。カバードボンドは欧州では240年の歴史を持ち、住宅ローン等の資金調達手段として広く活用されている。銀行の信用力と資産の信用力という、ハイブリッドな性格を有し、銀行破綻時には、カバードボンドの投資家は、担保資産からの優先弁済を受けられるのに加え、万一不足が生じた場合は、残額について一般債権としてその他の債権者と同順位（パリパス）で配当参加できる点（デュアル・リコース）が特徴である。

サブプライムローンを中心とした証券化では、住宅ローン債権がオフバランス化されるため、リスクが投資家に移転することから、杜撰な審

査を行なうというモラルハザードを誘引したことに加え、真の債権者が証券化ヴィークルに移転しているため、返済困難に陥った債務者に柔軟な条件変更を行なうことができないという問題が指摘されるのに対し、カバードボンドはこれらの問題がない点が評価されており、アメリカ、カナダ、オーストラリアでも、カバードボンド法制の導入が検討されている。アメリカでは、2008年7月に米財務省と連邦預金保険公社（FDIC）がカバードボンドのガイドラインを出したが、2010年以降、共和党のスコット・ギャレット下院議員（現在は下院金融サービス委員会資本市場・GSE 小委員会の委員長）が数次にわたり、カバードボンドを法制化する法案を提出している。直近では、U.S. Covered Bond Act of 2011（H.R.940）が下院金融サービス委員会で6月22日に可決された（下院本会議、上院での審議日程は未定）。

ただし、発行銀行が破綻した場合、預金者を含む一般債権者に比して、カバードボンドの投資家に対して優越的な弁済を認めるものであり、過度の投資家保護とならないかが、アメリカを中心とした新参国での議論の争点となっている。欧州のカバードボンドの場合、多くは法律により、発行銀行破綻時は資産が分離され（Asset Segregation）、破綻前には発行銀行のバランスシートに計上されていた資産の倒産隔離が確保される仕組みとなっているが、日本で同様の効果を契約上措置しても、譲渡担保と看做され、会社更生法が適用となった場合に別除権を行使できなくなるリスクが完全には排除できない。このため、制度的安定性を求める投資家の立場からすれば、法的枠組みの整備が望ましいということになるだろうが、一般法である会社更生法に「穴を空ける」のは相当にハードルが高い。個別法で措置する場合でも、法体系の整合性の観点から同様の問題がある。

また、カバードボンドも魔法の杖ではない。欧州では2009年6月に公表された ECB による600億ユーロの買い支えで市場が安定化した事

図6—アメリカの住宅ローン残高対 GDP 比

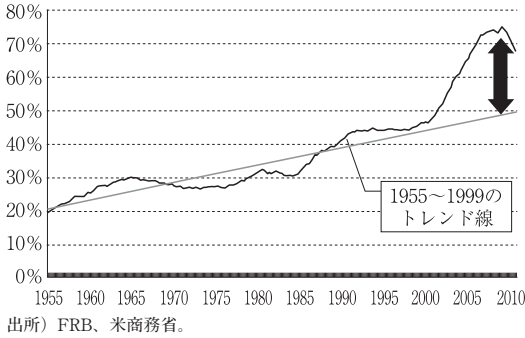
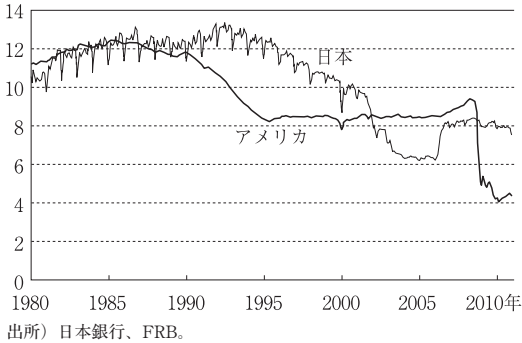


図7—日米の貨幣乗数

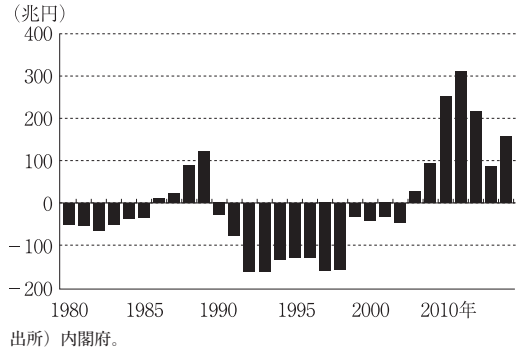


実を忘れてはならない。さらに、ソブリン危機が広がるなか、銀行を支える国の信用力に、カバードボンドのスプレッドも影響を受けている。これまで、カバードボンドは240年の歴史のなかでデフォルトの実績がないが、今後、銀行の破綻処理が一般化してくれば（Resolution Regime）、クレジット物としてより、Rate Productsとして、より証券化に近い評価を受ける可能性もある。バーゼルⅢでも、一定に有利な扱いとはなっているものの、国債よりは低い扱いとなっているなか、国債そのものの評価が揺れている環境においては、銀行への支援も期待し難くなり、それが発行体の信用力というデュアル・リソースの片方を揺るがす可能性は排除できない。

5 金融システムの安定性

金融システムの安定性という観点からは、バーゼルⅢにおけるカウンターシクリカルな資本バッファの導入は画期的と言える。

図8—日本の企業部門の資金余剰



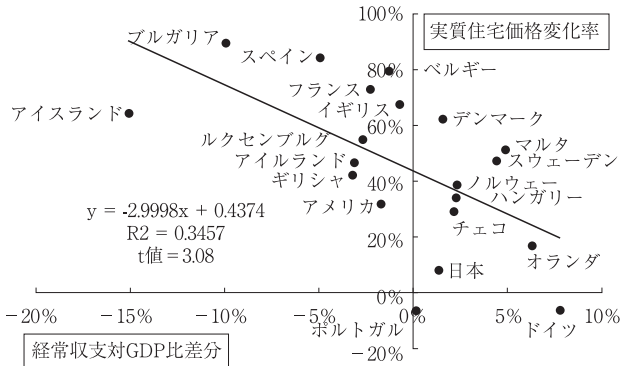
従来、銀行は「晴れた日には傘を貸して、雨になると取り上げる」と批判されるように、融資行動には景気循環増幅効果（プロシクリカリティ）がある点が問題視されてきた。今回の案は、スペイン中銀がダイナミック・プロビジョニングと呼ばれる、好況期には高い引当金を要求して、不況期に取り崩すメカニズムを導入したものがモデルになっているが、具体的な指針策定は各国の当局に委ねられている。

アメリカの住宅ローン残高の対 GDP 比を見ても、2000年代に入り、トレンド線から大きく乖離していったのは明白だが、どこまで乖離したらどの程度の追加資本を要求するのか、というトリガー設定は容易ではない。早く引き締めて景気を冷やすと、必ず批判を浴びる。

そもそも、銀行システムの金融仲介機能が先進国においては低下してきており、金融規制改革を推進しても、資金がより成長力の高い分野に適切に配分されるか、という点については懐疑的な見方もある。日米とも貨幣乗数は長期的に低下基調にあり、特に日本においては、銀行の貸出残高がまったく伸びないなかで、預金ばかりが積み上がっている。

FRBの実施した国債の大量買い入れ、いわゆる量的緩和第2弾（QE2）の評価についても、見解が分かれている。日本型のデフレへの転落を防止し、株価を中心とした資産効果により景気回復にも一定に貢献したと評価する見解に対し、实体经济の下支えには効果がなく、むしろ過剰流動性の供給により原油や穀物等の一次産

図9—経常収支と実質住宅価格

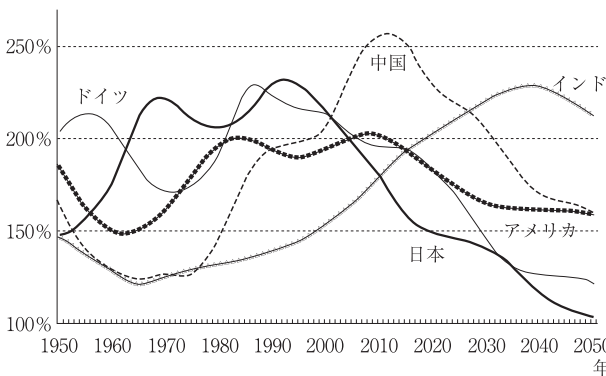


注) 住宅価格は2000年から2006年への伸び率がCPIで実質化、経常収支/GDPは2000年と2006年の差。
出所) EMF、IMF、FRBより

品の価格高騰を招き、負の影響のほうが大きかったという見解も存在する。

日本の法人部門のバランスシートを見ると、バブル崩壊後しばらくは借入が高止まりしたが、90年代後半以降は借入残高の縮小が続く、足下では潤沢な手元流動性を確保しており、中央銀行が流動性を供給しても、それが信用創造には繋がり難い構造となっている。その根本の原因はデフレそのものにあり、物価が下落基調にある間は長期的に見れば購買力平価に収斂していく為替相場に鑑み、円高基調が続くことになり、日本経済の圧迫要因が続くことになる。

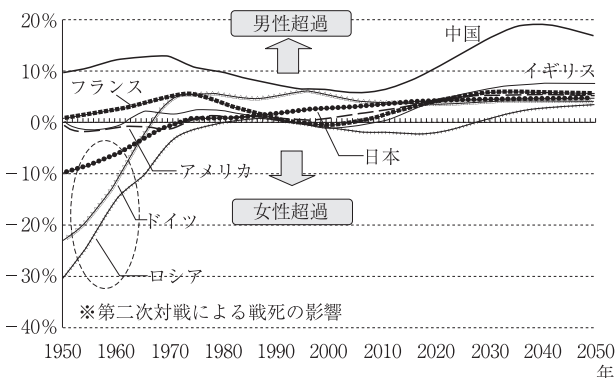
図10—人口ボーナス



出所) United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2009). World Population Prospects: The 2008 Revision, CD-ROM Edition. より

今回の金融危機に連なる2000年代前半の時期においては、経常収支赤字の国において、住宅価格が高騰するという現象が多く観測された。このようなグローバル・インバランスは結果的には持続可能ではなかったが、経常収支が赤字ということは、マクロ的には、国内の貯蓄よりも投資のほうが多いことを意味し、住宅バブルのような時期には、強い内需によって海外からのファイナンスが必要であることを示唆している。

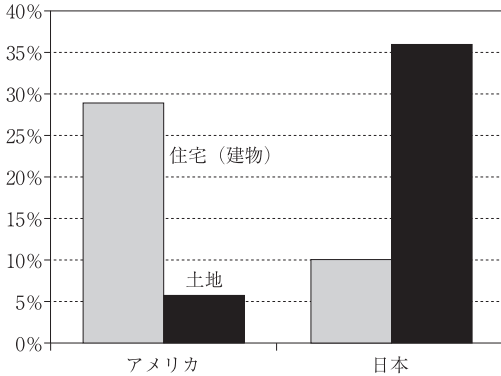
図11—適齢期の男女人口構成比格差



出所) 図10に同じ。

例外は中国で、巨額の経常収支黒字を継続しながらも、住宅価格が高騰を続けている。これは、中国が外国為替市場において、人民元の相場を一定範囲にとどめるために市場介入し、人民元安に誘導することで、対米輸出の黒字を継続しつつ、介入により得たドル資金を不胎化しないために、国内金融市場に過剰流動性が発生して、不動産バブルが発生している可能性を示唆している。中国の中央銀行である中国人民銀行は、2010年6月19日に人民元相場の弾力化を表明したが、その後も人民元の対米ドル相場の上昇幅は限定的で、少なくとも、円と比較すると、対ドルの上昇幅は小さく、日本の中

図12—日米の純資産に対する住宅の構成比



注) 2009年。家計部門のみ。
資料) 米商務省、内閣府

国との価格競争力にもマイナスに影響している。

ただ、その中国も1979年に導入した一人っ子政策の影響で、人口構造に大きな変動が近づいており、これまでのような高度成長が持続するか疑問視する向きもある。生産年齢人口の従属人口に対する比率の高い時期を人口ボーナス期と呼び、一般的には、そのような時期には経済活動も活性化するとされ、日本の場合、高度成長期とバブル期に二つのコブができていた。アメリカも2000年代前半の住宅バブルの時期はベビーブーマーのジュニアによる住宅取得が旺盛だったと言われる。

日本では、少子高齢化の進行により、90年代以降は人口「オーナス」に転じたが、中国も2010年代中盤には人口ボーナスがピークに達すると見込まれている。農村部から都市部への人口流入等、単純に日米とは比較できないものの、今後留意が必要であろう。

さらに深刻な問題は、一人っ子政策の影響で、男子が選好されたため、今後、適齢期の男性が女性を大きく上回り、結婚が困難になると見込まれていることで、それが社会不安につながるおそれも懸念されている。

いずれにせよ、当面の国際金融情勢としては、欧米の金融規制改革が本邦不動産市場に大きなマイナスの影響を及ぼす可能性は低いものの、プラスに作用する要素も少ないと見るべきであろう。

東日本大震災からの復興需要が今後顕在化する場合でも、震災前の構造的な問題を抱えた状態に戻すのではなく、新しい付加価値を創造して、次の世代への成長の基盤を構築することが求められている。本邦不動産市場においても、土地ではなく、建物の価値が評価される市場の発展が望まれる。金融によるミニバブルで一息つくことも期待し難いなか、内生的な市場活性化策が求められることになる。

*本稿において、意見に係る部分は執筆者個人のものであり、住宅金融支援機構のものではない。

参考文献

- Basel Committee on Banking Supervision, "Consultative Document Global Systemically Important Banks: Assessment Methodology and the Additional Loss Absorbency Requirement" July 2011.
- Ben S. Bernanke, "The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit" March 10, 2005.
- Ben S. Bernanke, "Monetary Policy and the Housing Bubble" January 3, 2010.
- BIS "The Group of Governors and Heads of Supervision reach broad agreement on Basel Committee capital and liquidity reform package" July 26, 2010.
- BIS "Group of Governors and Heads of Supervision announces higher global minimum capital standards" September 12, 2010.
- Financial Crisis Inquiry Commission "Financial Crisis Inquiry Report" January 27, 2011.
- The Library of Congress "Dodd-Frank Wall Street Reform and Consumer Protection Act".
- US Department of the Treasury "Reforming America's Housing Finance Market A Report to Congress" February 11, 2011.
- 小林正宏・中林伸一『通貨で読み解く世界経済 ドル、ユーロ、人民元、そして円』（中央公論新社、2010年）
- 小林正宏・大類雄司『世界金融危機はなぜ起こったのか』（東洋経済新報社、2008年）
- 白川方明「我々はテール・リスクにどのように対応すべきか」（日本銀行、2011年6月27日）

空間分位点ヘドニックモデルを用いた農業地価の分析

Kostov, P. (2009) "A Spatial Quantile Regression Hedonic Model of Agricultural Land Prices," *Spatial Economic Analysis*, Vol.4, pp.53-72.

はじめに

土地・不動産の価値を計測する方法論であるヘドニック・アプローチは、Rosen (1974) によってミクロ経済理論と整合する理論展開がなされて以来大きく発展し、国内外問わず、膨大な研究蓄積がある。

近年においては、土地・不動産データの空間的な特性、特に、データ相互の空間的な依存性を明示的に考慮したヘドニック・アプローチである空間ヘドニック・アプローチの研究が進展しつつある（例えば、Kim et al. 2003）。一般に、空間的な依存性を無視することはパラメータ推定値のバイアスを招く。したがって、空間ヘドニック・アプローチを適用することは、パラメータを正しく推定するために重要である。

一方で、ヘドニック・アプローチではモデルの非線形性を適用すべきであることが、多くの既存研究で指摘されている。例えば、Ekeland et al. (2004) は、モデルの非線形性がヘドニックモデルの一般的な性質であることを指摘している。また、Rosen (1974) は、ヘドニックモデルが線形であるという仮定は非常に限られた状況でしか成り立たないことを指摘している。

関数形（非線形関数を含む）を柔軟に選択することのできるセミパラメトリックなモデルに分位点回帰（Quantile regression）モデル（Koenker and Bassett 1978）がある。ここで、分位点とは、昇順に並べられたデータを、等量に k 分割した際に生じる $(k-1)$ 個の分割点のことである。分位点回帰モデルとは、被説明変数の分位点ごとにパラメータを変化させることのできる柔軟なモデルであり、同モデルをヘドニック・アプローチに適用することで、

例えば、「価格の低い不動産の市場ではアクセシビリティが重要であるが、価格の高い不動産の市場ではアクセシビリティがそれほど重要でない」といった、価格帯ごとの不動産の異質性を考慮した関数形の選択ができる。しかしながら、一般に、分位点回帰モデルは空間的な依存性を考慮しないため、そのことがパラメータ推定値のバイアスを招く可能性がある。

以上を踏まえ、Kostov (2009) では、空間的な依存性を考慮した分位点回帰モデルを構築し、同モデルの有用性を実証的に検証した。

1 モデル

空間ヘドニック・アプローチで用いられる代表的なモデルに、(1)式に示す空間ラグモデル（例えば、LeSage and Pace 2009）がある。

$$y = \rho W y + X \beta + u \quad (1)$$

ここで、 y は被説明変数ベクトル、 W は空間重み行列と呼ばれるデータ間の空間的な近接性を表す行列、 X は説明変数行列、 u は攪乱項ベクトル、 ρ はパラメータ（スカラー）、 β はパラメータベクトルであり、(1)式の右辺第一項は被説明変数間の空間的な依存性、右辺第二項はトレンドを表す。

パラメトリックなモデルとして定式化された従来の空間ラグモデルにおいて、 u は独立同分布、すなわち、各データ観測点の攪乱項が、独立かつ同一の分布に従うことが仮定されるものの、後者は強すぎる仮定であることがしばしば指摘されている（例えば、Kelejian and Prucha 2009）。それに対し、近年、セミパラメトリックなモデルとしての空間ラグモデルの定式化が試みられている。セミパラメトリックな空間ラグモデルは、 u に分布を仮定する必要がなく頑健である（例えば、Basile and Gress 2005）。

表 1—説明変数

説明変数	概要
Land-quality score	土地の肥沃さを表す得点 (最高1点、最低7点の7段階評価)
Drainage score	水はけの良し悪しを表す得点 (最高1点、最低10点の10段階評価)
Dairy cows per hectare	1ヘクタール当たりの乳牛数
Potential site	建築物の建設が可能な領域の有無
Access to road	最寄りの道路までの距離
Distance to urban area	最寄りの都市域までの距離
Acreage	面積

Kostov (2009) で、空間ラグモデルに分位点回帰モデルを援用したセミパラメトリックなモデル(2)式)をヘドニック・アプローチに適用した。

$$y = \rho(\tau)Wy + X\beta(\tau) + u \quad (2)$$

ここで、 τ は分位点ごとに与えられるパラメータであり、 ρ 、 β を τ の関数 $\rho(\tau)$ 、 $\beta(\tau)$ で与えることで、空間的な依存性の強さとトレンドの強さを分位点ごとに与える。以下では、(2)式を空間分位点回帰モデルと呼ぶこととする。

(2)式のパラメータの推定には、Instrumental Variable Quantile Regression (IVQR)法(Chernozhukov and Hansen 2006)が適用できる。

2 実証分析

分析の概要

農地価格を被説明変数としたヘドニック・アプローチに空間分位点回帰モデルを適用することで、その有用性を検証する。対象地域は北アイルランドとし、1996年9月から1999年6月の間に取引の行われた197のデータを用いる。説明変数は表1に示す各変数である。また、空間重み行列Wの各要素は取引地点間のユークリッド距離2乗の逆数で与える。

Kostov (2009)の実証分析では、以上の変数を(1)式に投入することで構築される従来の空間ラグモデル(SLM)、および(2)式に投入することで構築される空間分位点回帰モデル(QSLM)を比較する。なお、QSLMは、分位点をデータごとに与えたう

えで(例えば、下から10番目の価格のデータは10/197分位点)、IVQR法を用いてパラメータ推定を行なう。SLMのパラメータ推定手法は2段階最小二乗法(2SLS: Two-Stage Least Squares)を用いる。

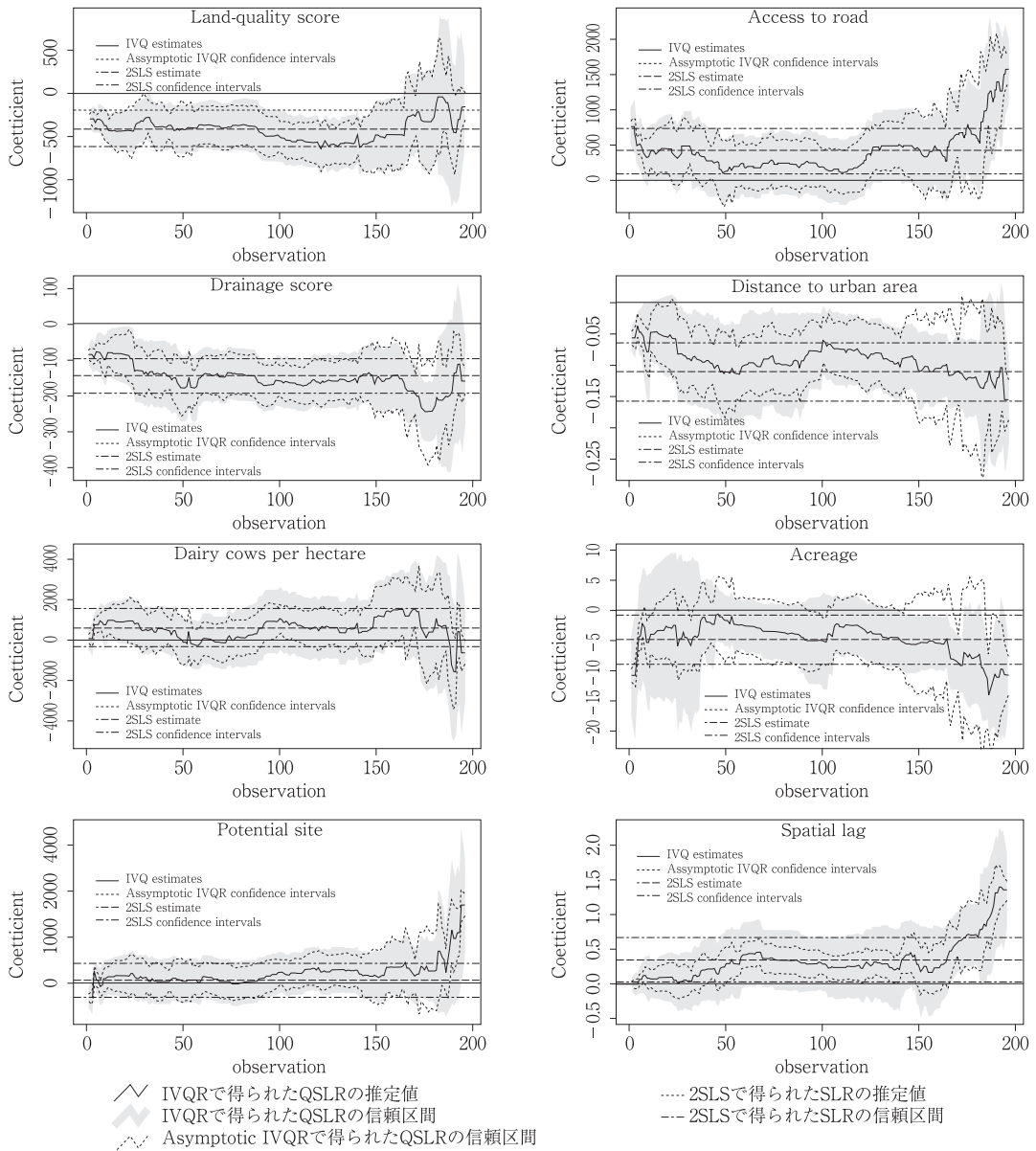
分析の結果

両モデルのパラメータの推定結果を、横軸を昇順に並べられたデータ(すなわち分位点)、縦軸をパラメータ推定値としたグラフ上にプロットする(図1)。

各パラメータの推定結果を要約すると以下の通りである。Land-quality scoreは、SLMでは全データに対して有意な負の効果を持つと推定されたものの、QSLMでは、高い価格帯を除く全データに対して有意な負の効果を持つと推定された。Drainage scoreもまた、SLMでは全データに対して負の効果を持つと推定されたのに対し、QSLMでは、高い価格帯の一部のデータを除く全データに対して負の効果を持つと推定された。Dairy cows per hectareは、両モデルで有意とならなかった。Potential siteもまた、SLMでは有意とはならないものの、QSLMでは、価格の高い一部のデータについて有意な正の効果が確認された。Access to roadは、SLMでは、全データについての有意な負の効果が推定されたものの、QSLMでは低い価格帯と高い価格帯のデータのみについて、有意な正の効果が検出された。

Distance to urban areaは両モデルについて有意な負の効果を持つと推定され、さらにQSLMの推定結果からは、価格の高い土地ほど、同変数による効果が強くなることが示唆された。Acreageは、SLMでは、全データについて有意な負の効果を持つと推定されたのに対し、QSLMでは、高い価格帯のデータのみについて有意な負の効果が検出された。最後に、 ρ は、SLMでは全データについて有意な正の効果を持つと推定されたのに対し、QSLMでは、高い価格帯のデータのみについて ρ が有意な正の効果が推定された。有意と推定された各変数の

図1—パラメータ推定値のプロット（横軸：昇順に並べられたデータ、縦軸：推定値）



推定値の符号はいずれも直感に整合する。

QSLMの推定結果より、各変数による効果が価格帯ごとに異なること、特に、高い価格帯のデータに対する推定値と、それ以外のデータに対する推定値が異なる傾向を示していることが確認された。したがって、対象地域の農地地価の市場は、(i)価格

帯の高いデータの市場と、(ii)それ以外のデータの市場の二つから構成されている可能性がある。

そこで、(i)と(ii)の両市場の差異の有無を検定するために、(i)を表す0.95分位における推定結果、(ii)を表す0.5分位の推定結果または0.05分位における推定結果との差異の有無を、ワルド検定を用いて

表2—0.95分位のモデルとの比較

	0.5分位の モデル	0.05分位の モデル
	t 値	t 値
Joint test	2.691 ***	2.996 ***
Individual test		
Drainage score	0.85	3.499 ***
Dairy cows per hectare	0.37	0.409
Potential site	0	0.052
Access to road	7.706 ***	3.233 ***
Distance to urban area	1.227	1.234
Acreage	0.81	0.593
Spatial lag (ρ)	3.748 ***	5.926 ***

注) ***は1%, **は5%, *は10%水準で有意であることを表す。

検定した(表2)。表2のJoint testはモデル間の差異、Individual testは各変数からの効果の差異を表す。Joint testの結果、(i)0.95分位における推定結果と、(ii)0.5分位・0.05分位における両推定結果の間には1%水準の有意な差異が確認された。また、Individual testの結果、Spatial lag (ρ)は(i)と(ii)の両推定値との間に10%水準の有意な差異が見られた。以上より、対象地域の農地価格の市場は、(i)価格帯の高い地価の市場と(ii)それ以外の価格帯の地価の市場から構成されていることが示唆された。図1より、市場(i)の地価は空間的な依存性を持ち、市場(ii)の地価は空間的な依存性を持たないことが示唆される。

以上に示した分析より、価格帯ごとの地価の構造の差異を考慮することのできるQSLMは、土地・不動産市場の構造をより正しく表現するモデルとして有用であるとの示唆を得た。

まとめ

Kostov (2009)では、空間ラグモデルに分位点回帰モデルを援用した空間分位点回帰モデル(QSLM)をヘドニック・アプローチに適用した。QSLMは、空間的な依存性を考慮するとともに、価格帯ごとの土地・不動産の差異を考慮した柔軟な関数形を選択ができる。また、QSLMはセミパラメトリックなモデルであり、攪乱項の分布の仮定に

分析の結果が依存しない点で頑健である。

農地価格を対象とした実証分析では、高い価格帯とその他の価格帯とで地価の構造(特に、空間的な依存性の強さ)が異なること、およびQSLMを用いることで、そのような価格帯ごとの性質の違いが考慮されることを確認した。

今後、空間的な従属性・異質性を考慮した、より柔軟なセミパラメトリックモデルを構築していくことは、ヘドニック・アプローチをより精緻に行なうために有用であると示唆される。

参考文献

- Basile, R. and B. Gress (2005) "Semi-parametric Spatial Auto-covariance Models of Regional Growth Behavior in Europe," *Region et Developpement*, Vol. 21, pp. 93-118.
- Chernozhukov, V. and C. Hansen (2006) "Instrumental Quantile Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 127, pp.491-525.
- Ekeland, I., J. Heckman and L. Nesheim (2004) "Identification and Estimation of Hedonic Models," *Journal of Political Economy*, Vol.112, pp.S60-S109.
- Kelejian, H.H. and I.R. Prucha (2009) "Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroscedasticity Disturbances," *Journal of Econometrics*, Vol.157, pp.53-67.
- Kim, C.W., T.T. Phipps and L. Anselin (2003) "Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach," *Journal of Environmental Econometrics and Management*, Vol.45, pp.24-39.
- Koenker, R. and G. Bassett (1978) "Regression Quantiles," *Econometrica*, Vol.46, pp.33-50.
- LeSage, J. P. and R. K. Pace (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall/CRC.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Markets and Implicit Prices: Product Differentiation and Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp.34-55.

村上大輔

筑波大学システム情報工学研究科博士後期課程

●新刊リポートのご案内

『空家の地域特性と空家長期化要因に関する分析——第7回空家実態調査(国土交通省)結果を踏まえて』

『調査研究リポート』No.09301

平成23年9月刊

定価：1800円（税込）

平成18年度に策定された「住生活基本計画（全国計画）」においては、「ストック重視」「市場重視」の視点に立って国民の住生活の安定・向上を図ることとされているが、そのためには良質な住宅ストックの形成と適切な維持管理、円滑な流通を支える住宅市場の環境整備が重要であり、全国で約756万戸とされる空家（「平成20年住宅・土地統計調査」総務省）についても居住者のニーズに対応した住み替え等の円滑化を図る上で重要な役割を果たすことが期待さ

れている。

5年ごとに実施されている住宅・土地統計調査は、原則として世帯調査（住んでいる世帯に着目した調査）であり、住んでいる世帯のいない空家については住宅の外観のみから調査するにとどまり、空家の規模、設備、建築年等の外観からでは判断できない状況や当該住宅の所有者の属性等は十分に把握・分析されていない。このような状況のなかで、国土交通省住宅局は、空家の実態把握と分析を行なうことを目的に「平成20年住生活総合調査」（国土交通省住宅局）の調査区（「平成20年住宅・土地統計調査」の調査区の一部）から抽出した空家サンプルを対象とした「第7回空家実態調査」を平成22年3月に実施し、同年6月にその結果を公表している。

本調査は、国土交通省報告書と、総務省統計局が整備している「政

府統計の総合窓口（e-Stat）」を通じて公表されている「第7回空家実態調査」の集計データを活用・再加工することによって、特に空家の外観特性を明らかにしつつ、空家継続期間が長期化する要因に関して、募集状況別、地域別、所有者の属性別、建物の属性別といった視点で検討と分析を深めることを主眼に実施したものである。

「第7回空家実態調査」では、調査対象地域として大都市に加え地方圏の空家の状況の類推的把握が試みられている。分析の結果、大阪府および東京40km以遠で、低層高密度木造住宅が空家としてデッドストック化している状況が確認された。最終章では空家の活用、空家離脱促進を実現するための課題の抽出と政策展開の方向性について総括している。

編集後記

賃貸借契約における更新料を支払うという契約条項が有効か、それとも消費者契約法第10条に違反し無効かが争われた『更新料裁判』に関し、7月15日、更新料条項は有効という最高裁判決が出た。

賃貸住宅居住者の自分にとって更新料は嫌悪の対象だが、この判決に賛成する。消費者契約法10条は長文だが、信義則（民法1条2項）に反して消費者の利益を一方的に害する契約条項は無効とする等を内容としている。更新料は契約条件・契約書に示され、支払の額・時期とも契約前にわかる。無効主張の理由に信義

則違反が登場することに個人的には違和感がある。

消費者契約法施行当時（13年4月）、某不動産業界団体では実務マニュアルを作ったが、10条はじめ、事業者の言動で消費者が誤認した場合に契約取消し（4条）等、抽象的規定内容で重大効果が生じる各条項の拡大適用を会社法務担当者は危惧していた。過去には、10条を根拠に更新料条項を無効とした下級審判決も出た。あまり過度な消費者保護は経済活動の阻害要因ともなる。

契約は守るのが原則と今回あらためて示されたと思う。（T.N.）

編集委員

委員長——瀬古美喜

委員——浅田義久

金本良嗣

中川雅之

季刊 住宅土地経済

2011年秋季号（第82号）

2011年10月1日 発行

定価750円（内消費税35円）送料180円

年間購読料3,000円（税・送料共）

編集・発行——財団法人住宅総合センター

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——精文堂印刷株式会社

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。