

「ラセット・システム」

稲本洋之助

東京大学名誉教授・弁護士
財団法人日本住宅総合センター 理事

借地借家法第23条に規定される建物譲渡特約付き借地権はどのように利用されるか。先行する取引慣行がまったくないところで、いわば理論的に許容可能な定期借地のバリエーションとして創り出されたものであるだけに、それは具体的に何も描かれていない《白いキャンバス》でしかなかった。その後いわゆる「つくば方式」と呼ばれる実験の中でこの仕組みが中核的な装置として取り入れられて注目を集めたが、これによってその定性的な評価が定まったのではない。23条は依然としてさまざまな創意工夫を自由に持ち込んでよい造形の間であるわけで、ここに新しい観点から関心を示す人々が現れるならば、大いに歓迎したい。

このように思っていたところに、「収益力が低下した賃貸マンションを全面的にリフレッシュして現在の居住者や第三者に分譲したい、については敷地利用権として23条の定期借地権を使いたいがどうか」という相談があった。築10年以上経過している賃貸マンションをリフォームによって新築に近い住み心地のものとし、それを30年間の家賃総額の現在価格よりも明らかに安い価格で分譲し、30年後にそれを時価で買い取るという提案で、仮にその《時価》がゼロでありうるとしても、立地条件がよいところでは確かな手ごたえがあるという。オーナーにとっては資産として収益力の落ちた不動産（アセット）を借家から借地に切り替えることで再起動（リセット）させるという趣向のようで、法23条がこれにかなりよく適合する仕組みになっていることにあらためて気づかされた。そこで、私はこれに《ラセット》という呼び名を与えることにしたが、なにか60代後半のわが存在にも通じるところがあるようで、不思議な気持ちでもある。

目次●2003年春季号 No.48

[巻頭言] 「ラセット・システム」	稲本洋之助	—1
[特別論文] 住宅性能と資産価値の維持	真鍋恒博	—2
[研究論文] 高齢者はなぜ差別されるか	中川雅之	—10
[研究論文] 商業用不動産の資産需要と供給の決定要因	吉田二郎	—23
[海外論文紹介] 都市と戦争	磯野生茂	—36
エディトリアルノート		—8
センターだより		—40
編集後記		—40

住宅性能と資産価値の維持

中古住宅の価値の維持をはかるには

真鍋恒博

1 中古住宅の役割

環境問題が今や不可避となり、資源保護と環境保護、とくに廃棄物抑制の面から、これまでのスクラップアンドビルドの時代は終わったと言われる。耐用年数の長い建物を建設し、できるだけ長期間使用する必要がある。

これまでのわが国では、住宅、とくに戸建住宅は、どちらかと言えば施主の個別要求に対応した「誂えもの」という意識が強く、用済みになったら更地にして引き渡す、という考えが強かったように思われる。しかし今後は、このような使い捨て型ではなく、不要になったら他の必要な人が引継いで住むという考え方、すなわち中古住宅が重要になってくる。

無論、環境問題対策に対しては中古住宅だけが解決策ではないが、本稿では問題点を中古住宅に絞って、この問題を考える際に必要と思われる事項を簡単にまとめてみる。

中古住宅が住宅市場で主たる位置を確保するに至らしめるためには、以下の各項目について検討する必要がある。

- ①長寿命化
- ②転用可能性・1：設計の汎用性
- ③転用可能性・2：可変
- ④中古住宅の性能評価
- ⑤流通システムの成立
- ⑥社会的背景：社会制度、社会通念

これらの局面ごとに、以下に概要を述べる。内容はいずれもすでにさまざまな立場の先達に

よって語られたことの繰り返しであるが、全体像を整理する手掛かりになれば幸いである。

2 長寿命化

中古住宅が市場で価値を維持するためには、一定期間の使用の後にもその性能を保っていること、すなわち長寿命化が前提となる。ただしこの場合の「寿命」には、物理的な劣化によって使用に絶えなくなる場合と、用途に合わなくなって使用に耐えなくなる場合とがある。両者を明確に区別する用語は定着していないようであり、前者を「物理的耐用性」、後者を「社会的耐用性」と言う場合や、両者を含めて「耐用性」と言う場合など、まちまちである。筆者は前者を「耐久性」、後者を「耐用性」と区別している。

劣化に対する「耐久性」確保の方法としては、劣化の原因となるもの（エネルギー・物質）の作用の防止、劣化しにくい材料・構法、劣化の回復（補修・交換・維持管理）、劣化の隠蔽（目立たない設計）、要求水準の低下（用途変更、価値観変更、我慢）といった共通の原理をあげることができる。

「耐用性」確保、すなわち要求水準や用途などの変化に対応することについては、あらかじめ陳腐化しにくく汎用性の高い設計にしておくことに加えて、要求・用途の変化に対応して改善・改造が容易であることが必要である¹⁾。

いずれに対しても、劣化・陳腐化しにくい建物であることと、維持保全補修改善が容易な設

計とそれを可能にする産業・流通等のシステムが必要である。

3 転用可能性・1：設計の汎用性

理想像としての土地付き戸建住宅

建物を長期間にわたって使用するためには、その間の要求（用途、法規、周辺条件等々）の変化に追従可能でなければならないが、設計の上ではまず、「汎用的な」建物であることが要求される。

これまでのわが国の住宅においては、土地付き住宅を所有することが当然の目標となっていた。その土地に建設される住宅は、当然ながら建て主の個別の要求に合わせた「誂えもの」であり、それが他の住人にとって住みやすいかどうかは問題ではなかった。

汎用性が価値を持つこと

しかし今後の長寿命社会では、中古住宅も一人前の住宅として認めていかざるを得ない。そのためには、個別の要求に合わせた誂えものの住宅ではなく、汎用性のある設計こそが価値を持つ、という価値観が認められる必要がある。中古の住宅から自分の要求に合うものを見つけて買って、必要な改造を施し（リフォームについては後述）、要求に合わなくなったら建て直すのではなく買い換えることが一般常識化することが必要である。

そのためには、住宅は転売が前提となるから、デザインにも機能にも、過度な個別要求対応はむしろ相応しくなく、いわば万人向けの商品価値の維持という観点から設計され、さらに日常的な維持保全行為も行なわれるべきであろう。

汎用向け商品とユーザーのニーズ

筆者は昨年転居したが、それに至るまで3年半にわたって住宅探しをしてきた。諸般の条件から探すエリアが限定され、住宅探しにはかなりの苦戦を強いられたが、その過程でわかったことは、（筆者が取得可能な条件では）戸建住

(真鍋氏写真)

まなべ・つねひろ

1945年生まれ。1968年東京大学工学部建築学科卒業。1973年同大学院博士課程修了。東京理科大学工学部建築学科教授。工学博士。建築構法計画学専攻。著書：『図解・建築構法計画講義』（彰国社）、『可動建築論』（井上書院）、『省エネルギー住宅の考え方』（相模書房）ほか。

宅は1階は日が当たらず黴が生え、2階は日が当たっても景色は見えず、北側斜線で大きくえぐられた3階は景色は見えても大半は隣家の屋根だけという事実である。建売り住宅では、現在、何だか軽い色の左官仕上や妙に凝った窓などちょっとデザイン的に恥ずかしいが、それよりも見えない部分はどうやって作られているかが不安である。中古住宅では設計・施工・維持保全の経歴が不明であり、どこまで傷んでいるか容易に判断が付かず、鼠やゴキブリが住み着いていそうで気味が悪い。たまたま建築家の設計した受賞経歴のある物件を発見したが、わが家のニーズには合わないため見送ったら、次に通った時はあっさり更地になっていて、2分割して売りに出していた（この問題は後述）。

都心部で土地付き戸建住宅にこだわるのが間違いと気付いてマンションを探すと、今度は3LDKまでしか売っていない。4人家族は3部屋では住めないという根本問題がマンション市場では完全に無視されていて、4LDK物件は希有であり、しかも大型物件になるほど部屋数は逆に減る。売れているものしか売らないという供給者側の消極姿勢の結果であり、ユーザー側も値段の壁の前でそういう根本矛盾にすっかり慣らされてしまっているのである。

今後の住宅の設計においては「汎用性」を重視する必要があるが、その際には、「住宅市場に現状で受け入れられているから汎用性がある」という安易な判断を下してはならない。

既存建物活用という方向性

昨今の集合住宅においては、自由設計をセー

ルスポイントとしたものや、コーポラティブハウスなど、ユーザーの個別要求に対応する物件が増えてきた。コーポラティブハウスという考え方自体は、わが国でも30年ぐらい前からあったと記憶するが、コーディネーターという業種が成立するようになったと見るや、大手デベロッパーもこの分野に進出するに至った。

個別の要求に対応した住宅が供給されること自体は、ユーザーにとってはありがたい風潮である。しかしこの傾向にも問題がないわけではない。立地条件と広さと価格だけで選ばざるを得ず、現実的にはプランの良さを吟味している余裕のないマンションは、しょせんプランや仕様はあてがいぶちであり、「永住型」などというキャッチフレーズがあること自体が証明するように、永住しようと思っている人は、(結果として永住せざるを得ない人は多いとしても)いまだ少数であろう。その反面、ある意味では万人向きであり、中古マンションでもそこそこ適当に改装すれば満足して住むことはできる。しかし、建設当初の家族構成や個人的嗜好に合わせすぎた設計では、他人にとって使いやすいものからは乖離して行かざるを得ない。

それに対して、既存の建物を前提として、それを時代で変化していく要求に合わせて、最少限の改造で使いこなしていくという方向が、今後の主要テーマたりうると思われる。

4 転用可能性・2：可変性

建物を「変えて」使っていくこと

建物が用途などの変化に対応できなくなった場合、取り壊して建て直すのではなく、既存の建物を改造して使い続けていくことが重要になってくる。そのためには、変化が必要な箇所は修理・交換が可能であり、また躯体はこうした改造に耐えるだけの丈夫さと広さが必要である。すなわち、躯体などの長寿命部分は高耐久とし、大型で余裕のある設計としておく。内装や設備部分は、劣化・陳腐化や要求変化が不可避であり、他の部分に影響を及ぼさずに更新可能とし

ておくのである。

建物各部の寿命を何段階かに設定したセンチユリーハウジングの考え方や、躯体と内装・設備を区分するSI住宅の考え方は、すでに以前から提案され、実施されている。これまでは一般の分譲マンションについては、設計変更お断りか、設計変更が可能であっても根本的なプラン変更などはできないのが一般的であったが、昨今では様子が変わってきた。しかし、現状のマンションデベロッパーのうたい文句である「SI住宅」や「自由設計」の本音は、要するに手間暇かけてユーザー個別対応をしたほうが総合的に儲かることにデベロッパーが気付いたにすぎない(儲からないとわかったらさっさと撤退するであろう)。これは「汎用性」を目標とした考え方とは正反対の「個性性」の追求にすぎない。真の意味でのSI住宅が普及することを望みたい。

新しいもののほうが安心

古いものより新しいもののほうが安心というのは、たしかに一理あり、新しい設備のほうが格段に機能・性能がすぐれている。前述の筆者の住宅さがしは、結論として新築マンションという選択になったが、内装についても、設備システムの機能・性能・維持保全性についても、以前のものに比べて格段の進歩である。建築関係者としてでなくても、最新の設備を体験したいと思うのはごく自然である。

ただし、古いものでも良いものは良いという場合もある。設備機器には流行のようなものもあって、たとえば照明器具のデザインに天井面じか付けのUFO型が流行すれば、どのメーカーもそれ一辺倒であり、もっと建築空間におとなしく納まる地味なタイプの器具を探そうと思っても、もはや生産されておらず、ユーザーには選択の余地がなくなってしまう。また住宅用給湯器は、現在ではほとんどすべて瞬間式になってしまい、貯湯式給湯器は現在は入手困難な状況だが、タンクに溜まった湯がなくなるまで

高温の湯がほとぼしり出る快感から貯湯式が止められないというユーザーもいる。設備機器や建築部品が性能的・価格的に合理的なものに進化することはありがたいが、あまりに1種類のみ限定されるのも困りものである。

古いものの価値観

また「古いものは良い」という価値観は、もっと重視されて良い。イギリスのとある町に住む知人が、自分の家は新しくまだ100年しか経ってない、あっちの建物は300年で羨ましい、と言っていたのは印象的だった。

昭和初期に建設されたぼろぼろのアパートに住んでいる知人が何人かいるが、彼らにとっては、建物の歴史的価値が日常的な環境条件に勝ったのである。いずれも建築関係の単身者である点からは、汎用性のある価値観とはとうてい言えないが、こうした価値観はもっと大切にされて良い。またこれらのアパートは、次々と取り壊される世田谷のお屋敷とは異なって、現在でもアパートとして経済的に成り立っているという点が、実は重要なポイントである。

リフォームで重視されるべき箇所

リフォームする場合に何を優先・重視するかは、重要である。しかし現実には予算の制約もあって、表面の化粧直しだけに終わる例が少なくない。ユーザーに対して的確な提案をすべき立場のリフォーム業者側も、知識不足のため正しい判断ができず、ユーザー側は言われるままにならざるを得ない。マンションのリフォームに関する資格制度もあるが、普及・周知の度は低いようである。

筆者が最近まで住んでいたマンションで、対照的なリフォーム事例があった。築20年にして永住覚悟で大改装をした住戸では、それまでの置き家具（おそらく嫁入り道具）を処分して造り付け家具とし、家族構成に合わせて部屋数を減らすという、マンションではごく標準的なリフォームであった。しかし、このマンションは

給水・給湯配管がコンクリートじか埋込みであったため改造は容易でなく、リフォームに際して配管には手を付けることができず、器具だけが交換された。

一方、別の住戸が同じ時期に売却されたが、ちょうど売出し期間内に給湯管の漏水と、さらに排水管の漏水が発生した。給湯管・給水管は床断熱層上にころばし配管で、その上からシンダーコンクリートが打設されていた。この二重床は、当時にすれば高級仕様であったかもしれないが、漏水箇所発見と修理にはコンクリートを延々斫るという苦労を強いられた。排水管に至っては、下階住戸の天井裏配管という、現在ではあり得ない設計であり、修理に際しては下階住戸の天井を剝がす必要があった。漏水に直接関わる下階住戸クロス張り替えには漏水保険が適用されたものの、配管修理には多大な費用が掛かった。その後、この住戸はマンション転売業者が購入し、リフォームしてから転売することになったが、その際のリフォームでは、あれだけ苦労して直した給湯管をあっさり捨てて、玄関外のパイプシャフトから新たに天井裏経由で給水・給湯管を引き直した。改装後はちょっと高級マンションとは言い難い内装となってしまったが、こうした表面的なこと（照明器具、家具、内装など）はどのようにでもなる。しかし配管については、これで当分は何ら心配はなく、故障しても今度はコンクリートを斫る必要はなく、下階住戸に影響が及ぶ前に発見・修理可能となった。このことは重要である。

上記の後者の例の場合、工務店を兼ねたマンション販売業者が買い取り、しかも空き家状態での工事であったため、自社施工で配管の根本治療が可能であった。しかし通常のリフォームでは、前者のような判断がごく一般的と思われる。中古住宅の性能・資産価値を維持するには、リフォームに際して何を優先するかが重要である。リフォームに関するこうした基本知識については、業者に対してもユーザーに対しても、周知・啓蒙を進めていかねばならない。

リフォームと用途変更

建物の用途変更（コンバージョン）が話題となっている。だぶついたオフィスビルを住宅に転用するという考え方である。わが国では新しい概念のように捉えられているが、ヨーロッパの都市住宅では、何百年も前から街並みはそのままの形で保持され、時代のニーズに合わせていろいろな用途に転用されている。また有名な美術館や博物館の多くは宮殿や修道院や要塞の転用であり、現代の設計から見るとはなはだ使い難いにもかかわらず、立派に美術館・博物館として使われている。つまり、建物が半永久的に存在するという前提では、こうした用途変更は当然のことなのである。

しかし、建物は用が済んだら壊して作り直すというのが、わが国の常識であり、環境問題が意識されるようになった現在でも、まだこの常識は抜け切っていない。コンバージョンが新しい概念として問題とされる背景には、建物がその用途に特化しすぎているという面、逆に言えば建物は用途に応じて最適なものをそのつどつくるという前提があると考えられる。

建築計画学の功罪

そういう面から建築学を見直してみると、建築計画学という学問分野の目的は、簡単に言えば「用途に合った建物を設計する」ことにほかならない。もっとも建築計画の研究分野は非常に多岐にわたって発展してさまざまな内容を持っており、一概に上記の目的だけとは言えず、これはある種の極論である。しかし、建物の空間を機能ごとに捉え、そこで行なわれる行為を分析し、それぞれの要求に対してもっとも合理的に解決する建築的手法を求めるとというのが、建物の実現に繋がるという面での建築計画学の目的であることに間違いはなからう。

ある機能を追求し、それに合う最適解を求めてそのとおりに建物を作った場合、他の機能が要求された場合には必ずしも最適解にはならない。建築計画学の研究が進むほど、より専門的な用

途目的を的確に満足する建築が実現し、その代わり他の用途にはまったく転用が効かないというのでは、将来を考えれば困るであろう。

5 中古住宅の性能評価

中古住宅の性能評価の内容

中古住宅の根本的な不安は、設備・仕様が古いことと、性能の劣化の程度が把握できないことである。古いこと自体は仕方がないことで、不足する機能は劣化した部材は更新すれば良い。しかし元の設計・施工の状況や、その後の維持保全の経歴は一般に不明であることが多く、これに対する不安はなかなか解消できない。中古住宅に安心して住むためには、その性能を正しく評価し保証する技術と制度が必要である。

当初建設の時点でいかに良好な設計がなされていて、安心できる現場管理状態で施工され、その後も適切に維持保全されてきたということは、中古住宅市場では十分に評価されるべきである。しかし現状では、場所・広さ・築年数だけで判断され、実際の価格は近所の類似取引例をうかがって値付けするのが実態であろう。

今後の中古住宅市場においては、こうした条件を適切に評価に折り込む必要があるが、そのためには性能評価のための技術・制度の整備がさらに必要である。既存住宅の診断技術、とくに非破壊診断技術や、設計・施工の状況の評価、維持管理状況や維持管理情報の管理状況の評価など、中古住宅の価値が正当に評価されるシステムが必要である。それによって、住宅の維持管理や街並みへの配慮などについても、転売時の価格維持というインセンティブが働くことが期待されよう。

「住宅カルテ」の記録保存

また、上記のような条件を適切に評価に折り込むためには、当初建設時点での諸般の記録や、その後の維持保全状況を、持ち主が変わっていても確実に記録するシステムを作ることが必要であろう。筆者のような記録マニアですら、

住宅の修理・改装などの維持保全行為について完全な記録は残していなかった。まして一般のユーザーにそれを期待するのは無理である。今後建設されるすべての住宅について、こうした記録が確実に残るような標準的なカルテのようなシステムが提案できないだろうか。

6 流通システムの成立

こうしてその価値が適切に評価されたとしても、その情報がスムーズに伝わって中古市場が形成されなければ、欲しい住宅もなかなか見つからないことになる。しかし不動産の取引については、週刊の住宅情報誌もあり、現状ですでにネットワーク化されていて、どの仲介業者に売却を依頼しても、いずれはネット検索でどの業者からでもアプローチ可能となっている模様である。したがって、この問題についてはさほど心配はない状況と思われる。ただし問題は供給される情報の内容である。上記のような本当に必要な情報が適切に伝達される必要がある。

7 土地私有と土地細分化

大規模地主の消滅

土地の細分化は、現状の地価からして「購入可能な金額」の上限というものがあって、地価の高いエリアでは細分化によって価格を下げざるを得ないのも、否定できない事実である。

しかし、面積の大きい良好な宅地が細分化される最大の理由は、相続の際の分割売却である。相続税制度の根柢は、富の集中の排除、すなわち平等主義のために持てる者から多くの税を徴収すべきという論理であり、これは所得税の累進税率と同じ考え方である。しかしその結果として、親から相続された土地は維持できず、土地は売らざるを得ず、市場性を考えると細分化して価格を下げないと売れない。かくして猫の額のような宅地が生まれる。本来1敷地であったところがいくつかの区画に分割され、道路に面しない奥の敷地は「敷地延長」(羽子板状)になってしまう。

大型物件の消滅に対しては、お屋敷を守る会などの動きはあってもしょせんは他人の財産であり、限界は見えている。相続税などの制度変更や文化財に対する経済的な支援策を講じないかぎり、よほどの幸運に恵まれた希有なケースを除いて、こうした運動は成功しないであろう。

土地の私有制度と資産価値

戦後の経済発展を支えてきたひとつの要素である土地私有制度自体を間違いとする考えもあろう。それこそ戦前は、都市部においては借地・借家のごく当たり前であり、条件の変化に応じて住み替えていくのは珍しいことではなかった。しかし富の集中を排すべく実施された税制の結果、大家・地主は消滅し、国民はこぞって土地・建物を所有するに至った。しかし、土地が値上がり続けるという経済成長は今や過去のものとなり、土地を所有してももはや資産価値が上がる見込みはなくなった。

土地の資産価値が増えなくなった以上、土地の私有は意味を持たなくなったとする考えもあろう。借地権や賃貸住宅は、今後は重要性を増すであろう。さらに極論として、土地の公有化という考え方も視野に含めた議論もあり得るかもしれない。

価値観の変化

こうした対応をいろいろ考えてみたものの、いずれも早急に解決できる問題ではない。これまでの価値観に代わる新しい価値観を前提としないかぎり、こうした問題の解決は難しいかもしれない。そして、長い歴史で形成されてきた「常識」あるいは「国民性」までも見直すことも必要になるかもしれない。

注

- 1) 耐久性・耐用性に関する構法計画学の考え方の詳細については、拙著『図解・建築構法計画講義』(1999年、彰国社)を参照されたい。

中川雅之論文「高齢者はなぜ差別されるか——賃貸住宅市場の実験・実証的分析」は、日本の賃貸住宅市場で、高齢者がどのような理由から差別的に扱われているかを分析した、たいへん興味深い論文である。これまでの著者自身による分析より柔軟な実証的手法を用いて、より豊富なデータで分析されている。

データ収集方法は、高齢者か非高齢者かという属性のみが異なる1組のペアを交互に不動産業者を訪問させて、そこで不動産業者の対応を調べるというものである。実証的手法としては条件付きロジットモデルと変量効果プロビットモデルが用いられている。

この研究においては、高齢者には非高齢者よりも少ない物件しか紹介されないという点が再確認されている。こうした事態がどのような理由から生じているかを、いくつかの代替的な仮説を用いて検証している。

コミュニティ選好仮説というのは、高齢者の身体的な弱点や他の入居者とのトラブルの可能性を根拠に、家主が高齢者の入居を好ましく思わないという仮説である。この代替仮説としての防災能力仮説とは、高齢者が防災上の能力に劣る点に注目して、家主は高齢者比率の高い地域では、その上昇を回避しようとするというものである。そのため、家主が、こうした高齢者の入居を好ましく思わない結果が、高齢者差別につながって

いるとされる。

そのほか、高齢者は将来の所得に不安があるとか、家賃滞納の心配が高いとかといった将来所得仮説、高齢者は居住期間が長期化する傾向があるといわれる居住期間仮説などが、高齢者を差別的に扱う原因であるとされ、これらの仮説がひとつずついねいに検証されている。

不動産業者ごとのデータを用いた推計では、防災能力仮説や居住期間仮説などが支持されるという結果になっている。しかし、夫婦用賃貸住宅に関する物件データの推計では、防災能力仮説は必ずしも支持されていないが、条件付きロジットモデルでは、防災能力仮説が支持されるという結果が得られている。

しかし、これらはいくぶん意外な結果である。防災能力仮説では、近隣の高齢者比率がデータとして用いられており、高齢者比率が高い地域では、高齢者を排除しようとする動機が働くということから、この仮説が提示されているのであるが、地域全体の防災能力はきわめて公共的な性格もっている。したがって、個々の家主にとって、高齢者の入居を制限しても、それが地域の高齢者比率を下げることによって、防災能力を高めるという効果はかなり小さいのではないだろうか。その意味で、防災能力仮説は理論的にはあまり支持されないと思われるのだが、結果はそうではない。

分析上の問題点としては、用いられた説明変数間の相関が高いという点が指摘される。たとえば、いま述べた高齢者比率と家賃はかなり高い相関を持っている可能性がある。高齢者が多く住んでいるところは、古い住宅が存在している可能性があり、その結果家賃が低くなっている可能性がある。

次に、内生性の問題がある。コミュニティ選好仮説のもとでは、高齢者を積極的にこの地域に導入することによって、高齢化が進展することになる。したがって、差別の再生産メカニズムと同じように、高齢者が一定の地域にどんどん流入することによって、高齢化がいつそう進行するという事態が発生する。そういう意味で、内生性の問題をチェックすべきである。

最後に、住宅政策との関連を考えると、こうした高齢者に対する差別に住宅政策の意義を見出すことができるかどうかという問題がある。著者も指摘するように、高齢者を積極的に公営住宅などに吸収すると、かえって公営住宅の居住者が高齢化して、ますます地域の高齢化が進むという事態が発生する。

実際に高齢者のセキュリティなどを考えると、高齢者に一定のサービスを保障するためには、そうでない非高齢者に比較してより多くの資源を必要とする。それはコストや価格の差になって、高齢者向けサービスの価格を上昇させることになるだろう。

逆にこのような価格差が生まれることによって、高齢者向けのサービスの供給が増加し、価格差が次第に解消していくというのが、市場のメカニズムである。このような点を十分考慮に入れて、住宅政策を考えるべきであるように思われる。

●

吉田二郎論文「商業用不動産の資産需要と供給の決定要因」は、日米の不動産市場について、従来の標準的なモデルでは説明できない現象が生じているかどうかを、実証的な観点から検証した論文である。従来の理論では、たとえばトービンのQ理論に示されるように、投資を説明する際には、Qは十分統計量としての意味があり、Qの情報さえ知っていれば十分であると考えられてきた。しかし、現実の金融市場や不動産市場では、むしろQ以外の要因が、有意な影響を及ぼしていることが次第に明らかになってきている。

吉田論文では、こうした理論的な展開を考慮に入れたうえで、とくにオプション理論との関連で、本来ならば価格に帰着するリスクが、価格とは独立に、不動産市場の需要や供給に影響を及ぼしているかどうかを検証している。その結果、不動産投資や不動産市場のモデルでは、従来型の単純な金融資産モデルを適用することはできず、情報面でのさまざまな要因を考慮した新しいモデルが構築されなければならない、という結論が

導かれている。

とくに、リアルオプションの投資モデルを用いて、構造的リスクやトータルリスクを説明変数として、不動産の供給および需要に影響を及ぼしている点が実証的に明らかになっている。トータルリスクというのは、不動産の収益に関するリスクを反映しており、データとしては、不動産企業の株式収益率の標準偏差が用いられている。構造的なリスクとしては、マーケット・ポートフォリオと不動産企業の株式収益率の共分散が用いられている。

ここで、トータルリスクは、資産価格を通じた影響とは独立に、供給スケジュールに対して負の影響を及ぼしていることが、明らかにされている。この点は、リアルオプションのモデルを用いなければ説明できない。こうした新しい理論的な展開を含めた不動産市場の分析はたいへん貴重であり、興味深いものと評価される。

もうひとつ興味深い結論は、資産の供給が不動産価格を上昇させるという結論である。不動産供給が増加すると、標準的な理論に従えば、その価格は低下するはずである。それにもかかわらず、実際には供給が価格を上昇させるという。こうした現象を説明するモデルとして、集積の経済、あるいは情報面での横並び効果、さらにフィナンシャル・アクセルレータ・モデルが報告されている。こうした実証的な発見は、バブルの発生

や崩壊のメカニズムを分析するうえで非常に重要である。もし供給が価格を上昇させるのであれば、その結果、さらに供給量が増加し、バブルが発生することになる。

ここでは、トータルリスクの変数として、不動産企業の株式収益率についての分散を用いる点に着目してみよう。最近の金融理論の展開によれば、最適な負債契約や法人企業の有限責任性に注目すると、より危険な投資を選択したほうが、株式価値が上がるといった事実が説明される。これはアセット・サブスティチューション問題と呼ばれている。こうした現象を前提にすると、銀行による貸し渋り現象を説明することもできる。

もし著者が指摘するように、借り入れ制約などの重要な制約要因が不動産企業にも存在するとすれば、ここで述べているトータルリスクの増大は、不動産事業が、よりリスクの高い投資ヘシフトしたと解釈することもできる。その結果、銀行などの貸し渋りが生じ、資金の借り入れが制約されるため、不動産業者の供給する不動産の供給にも影響を及ぼす可能性がでてくる。したがって、このリスクを分離して識別する必要がある。そのためには、投資プロジェクトに伴うリスクと不動産企業の株式リスクを識別するという、困難な問題を解決しなければならないことを意味する。 (FY)

高齢者はなぜ差別されるか

賃貸住宅市場の実験・実証的分析

中川雅之

はじめに

わが国の賃貸住宅市場では高齢者が差別的に扱われているとされ、2001年には、家賃保証制度、高齢者が入居できる住宅に関する情報の整備等を内容とした「高齢者の居住の安定確保に関する法律」が成立した。中川（2001）および中川（2002）においては、人種差別を検出するためにアメリカで発展した監査調査（audit study）¹⁾という手法を用いた、高齢者差別の分析が行なわれている。具体的には2001年に筆者が実施した、「高齢者か、非高齢者かという属性のみを異ならせ、他の属性はすべて一致させた2人1組のペア（ペアの構成者を以下では「監査者」という）を、交互に不動産業者を訪問させ、その対応を観察することで、差別の有無、原因を検定する」監査調査（以下「2001大阪 住宅監査調査」という）による分析が加えられている。

得られた結果は、「高齢者は非高齢者に比して30%程度過小な物件数しか紹介されていない」、「高齢者の将来所得が低下するリスク、入居期間が長期化するリスク、非高齢者のコミュニティ選好が、差別をもたらしている可能性がある」というものであった。しかし、その実験デザインは、「単身高齢者という単一の設定が監査者に対して与えられたため、一般性に乏しく、広範な仮説検定を行なえなかったこと」や「集められたデータが比較的狭い範囲のものであったため、仮説検定の際に十分な他の要因の

コントロールができなかったこと」などの点において、改善を要するものであった。また、高齢者の年齢については実年齢を回答させたため、60代前半の高齢者に関する傾向を強く反映する実証結果となった可能性がある。

本稿は、このような点に関して改善が加えられた新たな住宅監査調査に基づく報告であり、高齢者世帯全体への差別の有無と、広範な仮説検定による多様な原因の把握が行なわれている。

また本稿においては、高齢者差別の要因を特定化するために、いくつかの計量的な手法が用いられている。住宅監査調査データを用いた実証研究は、アメリカにおいて人種差別に関する豊富な先行研究がある。まず、この類型の研究の標準となったものとして、Yinger（1986）をあげることができる。Yinger（1986）では、1981 Boston Auditsのデータが用いられ、それぞれの監査者にとって入居可能であった物件数、見学可能な物件数に関する線形モデルによる仮説検定が行なわれている。

Yinger（1986）で検定されている仮説は、後の研究で繰り返し用いられるため、簡単に紹介する。不動産業者自身の偏見に差別の原因を求める不動産業者差別仮説、不動産業者の白人顧客の偏見に差別の原因を求める白人顧客差別仮説、不動産業者が黒人需要者の選好を予想した紹介を行なうため、結果として差別が発生しているとするマイノリティ選好仮説が検定されている。Yinger（1986）は、前二者が支持されるとしている。

その後 Roychoudhury and Goodman (1992)、Page (1995) により、住宅監査調査データの特徴をふまえた実証分析手法の改善が行なわれている。Ondlich, Stricker and Yinger (1998) は、本稿とより密接に関わっている。個々の不動産業者に特有の観察されない物件紹介能力などを処理するため、この論文では、Chamberlain (1980) で示された条件付ロジットモデルが用いられている。

本稿では、Yinger (1986) で用いられた線形モデルなどにより、高齢者差別の存在に関する検定が行なわれる。さらに、Ondlich, Stricker and Yinger (1998) で用いられた条件付ロジットモデルによって、差別の原因に関する仮説検定が実施され、変量効果プロビットモデルによる確認が加えられる。

得られた結論は以下のように要約できる。高齢者に対する入居差別は統計的に有意に観察された。また、高齢者の将来所得が変化するリスク、失火等のリスク、居住期間が長期化するリスクおよび住宅立地に関する選好、ならびに非高齢者のコミュニティに関する選好が高齢者の入居差別に影響を与えていることが示唆された。さらに高齢者の家族構成、年齢に応じて入居制限の様相が異なることが明らかになっている。

本稿は以下のように展開される。第1節において、用いられたデータおよび仮説検定手法が記述される。第2節では、わが国住宅市場における高齢者差別の有無が論じられる。第3節では、差別の要因に関して、検定の対象となった仮説、第4節は条件付ロジットモデルによる推計結果、第5節は変量効果プロビットモデルによる推計結果が報告される。最後に結論を示す。

1 仮説検定の手法

データ (「2002 大阪 住宅監査調査」)

本稿で用いられるデータは、筆者が2002年2月から3月にかけて大阪市および北摂地域において実施した住宅監査調査 (以下「2002 大阪 住宅監査調査」という) である。次節以降この

(中川氏写真)

なかがわ・まさゆき

1961年秋田県生まれ。1984年京都大学経済学部卒業。建設省住宅局住宅政策課建設専門官を経て、2001年大阪大学社会経済研究所助教授、2003年4月より国土交通省に復帰予定。

著書：『都市住宅政策の経済分析』(日本評論社)。

データを用いて、差別の存在および要因に関する仮説検定が行なわれる。既存研究と比較した本稿の分析上の特徴として、物件属性の詳細なコントロールを行なっている点があげられる。物件の属性と監査者に設定された属性をコントロールして、監査者の入居の可否を分析することで、監査調査法のデザインによっても除去できない、観察されない属性の相違 (将来所得、居住期間の長期化に関するリスクなど) に基づく、入居差別の原因の特定化が可能となる。

この点は「2001 大阪 住宅監査調査」を用いた中川 (2001) および中川 (2002) と同様である。しかし、この調査では、高齢者の年齢に関するコントロールが行なわれなかったほか、単身高齢者という設定だけが行なわれたため、一般性に乏しいデータしか得られなかった。また、不動産業者の担当者の属性、物件のエレベータの有無等のデータが収集されていないなど、比較的狭い範囲のデータ収集しかできなかった。このため、行ないうる仮説検定の範囲も限定されていた。「2002 大阪 住宅監査調査」においては、所得²⁾、家族形態 (単身または夫婦)、高齢者の年齢 (62歳、70歳、77歳) に関する設定を、広告物件に応じてその都度監査者に対して与えるという手法上の拡張を行なっている。また、不動産業者および物件に関する広い範囲のデータが収集されている。調査対象の不動産業者は、197と前回の約2倍に増えたが、対象地域などは変えていない。

差別の存在に関する検定手法

まず差別の存在については、差別比率による

記述と紹介物件数に関する線形モデルによる検定が行なわれる。

差別比率は、マイノリティを不利に扱った不動産業者の比率から、逆にマジョリティを不利に扱った不動産業者の比率を差し引いた、ネットの差別比率が用いられる。

また、紹介物件数に関する差別の存在について、以下の線形モデル、

$$Q_i^a = \alpha_1 + \beta_1 W_i^a + \lambda_i \quad (1)$$

を用いて、変量効果モデル (GLS) で検定する。ただし、 i は不動産業者、 a は監査者の訪問のインデックスである。ここでは2つのタイプの監査者の訪問、ひとつは高齢者による訪問 ($a=2$)、もうひとつは非高齢者による訪問 ($a=1$) が存在する。また、

Q_i^a : 不動産業者 i への訪問 a において、入居可能であると告げられた物件数

W_i^a : 不動産業者 i への訪問 a が高齢者によるものである場合は1、非高齢者である場合は0をとるダミー変数

λ_i : 誤差項

である。定数項は、非高齢者に対する平均紹介物件数、 β_1 は高齢者に対する紹介物件数の変化分であるため、差別が存在する場合、 β_1 に関する負の符号が予想される。

差別の原因に関する検定手法

差別の原因に関する仮説検定では、不動産業者間の不均質性を処理するため、条件付ロジットモデルと変量効果プロビットモデルが用いられる。

(a) 条件付ロジットモデル

Ondlich, Stricker and Yinger (1998) で用いられている条件付ロジットモデルに、個々の物件の情報を加えたものが用いられる。まず不動産業者の特定の行動の有無を、以下のように特定化する。

$$\Pr(A_{ij}^a = 1 | W, X, Y) = F(\delta_2 W_i^a + \beta_2 X_i^a + \gamma_2 Y_{ij}^a + \beta_2' W_i^a X_i^a) \quad (2)$$

$$+ \gamma_2' W_i^a Y_{ij}^a + \alpha_2)$$

j は監査対象のインデックスであり、個々の監査対象は i というグループに属しているものとする。ここでは、 i という不動産業者および抱えている物件 j を示している。また、 a は(1)式と同様に、監査者の訪問のインデックスである。 A_{ij}^a は不動産業者が紹介を行なった場合には1、それ以外の場合は0をとるダミー変数である³⁾。 W_i^a は不動産業者 i への訪問 a が高齢者によるものである場合には1、非高齢者によるものである場合は0をとるダミー変数。 X_i^a は不動産業者 i への監査者の訪問 a に関するその他の説明変数ベクトルである。たとえば、不動産業者 i のオフィスの位置、監査者に応対した担当者の性別・年齢などがこれにあたる。 Y_{ij}^a は不動産業者 i が抱える物件 j に関する説明変数ベクトルであり、物件の家賃、建物年齢、構造などの属性がこれに該当する。また、 X', Y' はそれらの説明変数のうち差別に関連するものである。不動産業者 i ごとの観察できない特性を処理するため、Chamberlain (1980) に従い(3)式をロジットモデルで評価することにより、高齢者への差別に関する仮説検定を行なうことができる。

$$\begin{aligned} \Pr(A_{ij}^2 - A_{ij}^1 = 1 | A_{ij}^1 + A_{ij}^2 = 1) \\ ; (X^2 - X^1), (Y^2 - Y^1), X^2, Y^2) \\ = F(\delta_2 + \beta_2' X_i^2 + \gamma_2' Y_{ij}^2 \\ + \beta_2 (X_i^2 - X_i^1) + \gamma_2 (Y_{ij}^2 - Y_{ij}^1)) \end{aligned} \quad (3)$$

本稿では定数項で平均的な差別の程度を測定できるように、この式を変形した

$$\begin{aligned} \Pr(A_{ij}^2 - A_{ij}^1 = 1 | A_{ij}^1 + A_{ij}^2 = 1) \\ ; (X^2 - X^1), (Y^2 - Y^1), (X^2 - \bar{X}), (Y^2 - \bar{Y})) \\ = F(\delta_2' + \beta_2' (X_i^2 - \bar{X}') + \gamma_2' (Y_{ij}^2 - \bar{Y}') \\ + \beta_2 (X_i^2 - X_i^1) + \gamma_2 (Y_{ij}^2 - Y_{ij}^1)) \end{aligned} \quad (4)$$

によって仮説検定を行なっている。ただし、 \bar{X} と \bar{Y} は X および Y の平均、 $\delta_2' = \delta_2 + \beta_2' \bar{X}' + \gamma_2' \bar{Y}'$ である。上記のうち $(X_i^2 - X_i^1)$ は、応対した担当者が異なる場合にのみ0以外の値をとり、 $(Y_{ij}^2 - Y_{ij}^1)$ は高齢者に紹介された物件と非高齢者に紹介された物件の合計を不動産業者が抱え

ている全物件としているため常に0をとる。

(b)変量効果プロビットモデル

しかし、条件付ロジットモデルによる推定は、 $A_{ij}^0 + A_{ij}^1 = 1$ を条件とするため、大きな情報が失われる可能性がある。このため本稿では、個体間の不均質性を明示的に処理する二値選択モデルである、変量効果プロビットモデルによる推定を行なっている。具体的には(2)式を変形した

$$\begin{aligned} \Pr(A_{ij}^1=1|W, X, Y, (X^2 - \bar{X}), (Y^2 - \bar{Y})) \\ = F(\delta_3^0 W_i^0 + \beta_3 X_i^0 + \gamma_3 Y_i^0 + \beta_3^0 W_i^0 (X_i^0 - \bar{X}) \\ + \gamma_3^0 W_i^0 (Y_i^0 - \bar{Y}) + \alpha_3) \end{aligned} \quad (5)$$

を用いている。なお、(5)式においては、高齢者ダミーの係数によって平均的な高齢者が受ける差別のボリュームを明らかにすることができるようになっている。

2 高齢者差別の有無

本節では「2002 大阪 住宅監査調査」のデータを用いて、賃貸住宅市場における高齢者差別の有無およびその程度について記述する。まず、ネットの差別比率を表1に示す。高齢者のみにまったく情報が与えられないという極端な差別は、ほとんど生じていないものの、高齢者は過小な情報しか与えられない不動産業者に会う確率が、非高齢者に比べて約40%多い。高齢者のみに保証人の確認を行なう不動産業者に会う確率も同程度多い。これらの傾向は、「2001 大阪 住宅監査調査」とほぼ同じであり、2001年に高齢者居住安定確保法が施行されたものの、高齢者差別の存在、程度に関しては、大きな変化がいまだ表れていないことが示されている⁴⁾。

次に紹介物件数に関するGLSによる推計結果を(6)式で示す⁵⁾。

(紹介物件数)_{ai}

$$= 4.6954 - 1.5533 (\text{高齢者ダミー})_i \quad (6)$$

(0.2084***) (0.2317***)

$R^2=0.711$ 、サンプル数：394

***は1%水準で有意。

表1—2001年、2002年の住宅監査調査におけるネットの差別比率 (%)

	2002年	2001年
広告物件の入居可能性 ¹⁾	6.38	8.77
類似物件の入居可能性 ²⁾	7.61	6.09
紹介物件数 ³⁾	44.67	37.39
保証人に関する質問 ⁴⁾	43.15	43.95
年齢に関する質問 ⁴⁾	-0.51	0.92
職業に関する質問 ⁴⁾	-6.60	—
収入に関する質問 ⁴⁾	7.14	—
再度連絡の要請 ⁵⁾	3.55	5.31

- 注1) 非高齢者のみ広告物件に入居可能であった不動産業者の比率から、高齢者のみが入居可能であったものの比率を引いたもの。
 2) 1)と同様の作業を実施。
 3) 非高齢者への紹介物件が多かった不動産業者の比率から、高齢者への紹介物件が多かったものの比率を引いたもの。
 4) 高齢者のみに保証人に関する質問を行なった不動産業者の比率から、非高齢者のみに質問を行なったものの比率を引いたもの。
 5) 非高齢者のみに再度連絡の要請を行なった不動産業者の比率から、高齢者のみに要請を行なったものの比率を引いたもの。

カッコ内の数字は標準偏差であり、いずれの係数も1%水準で有意に0と異なっている。また、高齢者ダミーの符号は負であり、高齢者差別が存在するという仮説と整合的である。検出された差別のレベルをみると、非高齢者は平均4.70件の物件を紹介されているにもかかわらず、高齢者はそれよりも1.55件少ない、3.14件しか紹介されておらず、約33%の差が存在する。「2001 大阪 住宅監査調査」のデータを用いた中川(2001)の分析においても27%の差が観察されており、紹介物件数の差別に関しても、2001年と2002年の間でほとんど変化がない。

3 検定された仮説

以下では、高齢者差別の要因に関する仮説検定が行なわれる。まず当節では、検定の対象となる仮説が解説される。

日本では、エイジズムのような明確に偏見に基づく差別はあまり報告されていない。表2に整理された、賃貸住宅管理業者が回答した、高齢者が入居できない理由(「高齢者の入居に関する現況調査」日本賃貸住宅管理業協会、2000年4月、以下「高齢者アンケート調査」とする)をみても、むしろ高齢者の身体的、経済的特徴に基づいた統計的差別が行なわれている可能性が高い。中川(2001)および中川(2002)

表2 高齢者が入居できなかった理由

入居できなかった理由	業者数
体が弱くなったり、病気になった場合の対応が難しい	93
貸し手の希望だった	81
失火等、住宅の安全管理面で問題がある	68
保証人がいない	56
高齢者にあった構造、設備の物件が少ない	44
家賃滞納の心配がある	28
家賃が高齢者の希望に合わない	16
入居が長期化する傾向がある	10
他の入居者とトラブルを起こしやすい	4
規則を守ることにルーズである	1

出所)『高齢者の入居に関する現況調査』(2001)日本賃貸住宅管理業協会。

においては、「高齢者の将来所得が低下するリスク、入居期間が長期化するリスクならびに非高齢者のコミュニティ選好が高齢者への入居制限に影響を与えている」という仮説が、データにより支持されるという結論を得ている。これらの仮説は、高齢者アンケート調査に基づいて設定している。しかし「2001 大阪 住宅監査調査」は、単身高齢者という単一の属性設定に基づく調査であったため、表2で示された動機に関する網羅的な検定や、入居制限に影響を与えるさまざまな要因の十分なコントロールを行なうことができなかった。このため本稿では、表2の大部分の動機に対応して、高齢者差別を経済学的に説明する、『コミュニティ選好仮説』、『防災能力仮説』、『高齢者選好仮説』、『将来所得仮説』、『居住期間仮説』、『不動産業者仮説』という6つの仮説を立てて、「2002 大阪 住宅監査調査」のデータを用いてその検定を行なっている。なお、用いた説明変数とその内容は表3に示している。以下、各仮説について解説する。

コミュニティ選好仮説

高齢者アンケート調査では、「体が弱ったり、病気になった場合の対応が困難」という理由および「他の入居者とトラブルを起こしやすい」という理由があげられている。このアンケートの回答者は、賃貸住宅管理者であるが、これ

は既存の借主、潜在的な借主の意向をふまえたものと解することができる。『コミュニティ選好仮説』は、「身体上、生活習慣上の特徴から、高齢者の同一コミュニティへの居住が、既存または潜在的居住者に不効用をもたらすために発生する入居制限」を指す。

「適切な介護を受けられないまま身体状況が悪化」、「死亡」などの状況にいたる確率は、単身世帯において高く、加齢とともに増加することが予想される。このため、単身者を表す変数である「単身」および70歳という年齢の設定を指す「中期高齢者」、77歳という設定を指す「後期高齢者」に関する負の符号が予想される。

さらに、非高齢者の多いコミュニティほど家主は大きな不平に直面し、失う顧客も多いことが予想される⁶⁾。このため、この仮説は、物件が存する地域の高齢者率を表す「物件高齢者率」に関する正の係数を予想するが、同時に相対的に身体状況変化のリスクが高い中・後期高齢者に関しては、入居制限が「物件高齢者率」に関して感応的に反応することを予想する。

防災能力仮説

『防災能力仮説』は、「失火等住宅の安全管理面で問題」という理由に対応している。火災が発生した場合、家主、コミュニティの居住者は自らの資産を失うこととなる。

このようなリスクは、入居者が単身、中・後期高齢者であるほど高く、それに応じて入居制限の程度も高くなることが予想される。さらに、コミュニティの初期消火活動を考慮すれば、高齢者率が高い地域では、すでに延焼の危険性が高くなっていることが予想される。このような地域で失火のリスクが高い高齢者を受け入れることは、他の地域よりも大きな被害をもたらすため、現状以上の高齢者比率の上昇を回避しようとする動機が、既存の居住者または家主に発生する可能性がある。

このためこの仮説は、「物件高齢者率」に関する負の係数を予想するが、同時に相対的に失

表3—使用した説明変数

変数	内容
高齢者	監査者が高齢者であれば1、非高齢者であれば0をとるダミー変数 ¹⁾
単身	監査者の設定が単身であれば1、夫婦であれば0をとるダミー変数
中期高齢者	高齢監査者の設定が70歳であれば1、その他の場合は0をとるダミー変数
後期高齢者	高齢監査者の設定が77歳であれば1、その他の場合は0をとるダミー変数
男性不動産業者	監査者に対応した不動産業者の担当者が男性であれば1、その他の場合は0をとるダミー変数
若年不動産業者	監査者に対応した不動産業者の担当者が40歳以下と考えられた場合は1、その他の場合は0をとるダミー変数
家賃	物件の家賃(共益費込み)
畳数	物件の畳数
非RC	物件が木造、鉄骨造であった場合は1、鉄筋コンクリート造であった場合は0をとるダミー変数
最寄り駅距離	物件から最寄り駅までの徒歩距離
部屋階数	物件のある階数
エレベータ	建物にエレベータがある場合は1、ない場合は0をとるダミー変数 ²⁾
オフィス高齢者率	不動産業者のオフィスが存在する区市町村の高齢者率
物件高齢者率	物件の存する町丁目の高齢者率
男性不動産業者格差	高齢監査者の「男性不動産業者」から非高齢監査者のものを引いたもの
若年不動産業者格差	高齢監査者の「若年不動産業者」から非高齢監査者のものを引いたもの
区市町村	物件の存する区市町村に関するダミー変数

注1)「高齢者」は表7、表8で使用。

2) 調査では建物におけるエレベータの有無が判明しないもので、5階以上の建物については「エレベータあり」としている。

火のリスクが高い中・後期高齢者については、入居制限が「物件高齢者率」に関してより感応的であることを予想する。以上のように、コミュニティ選好仮説と防災能力仮説は、「物件高齢者率」に関して逆の符号を予想する。

高齢者選好仮説

『高齢者選好仮説』については、高齢者アンケート調査の「高齢者に合った設備、構造の物件が希少」という理由に対応している。家主が高齢者の選好を予想して、その予想に合致しない住宅を高齢者に紹介しないという仮説である。この場合、高齢者の選好に合致した住宅とは、広い面積、低層階、エレベータ付住宅⁷⁾および最寄駅に近い住宅などを想定している。

将来所得仮説

『将来所得仮説』は、高齢者アンケート調査にあげられている「家賃滞納の心配」に対応するものである。高齢者は非高齢者に比して、リストラの対象とされやすいこと、一度解雇された場合再就職が困難なこと、身体状況が変化しやすく正常な家賃支払が困難となる可能性がある

ることなどを背景としている⁸⁾。この仮説は、単身、中・後期高齢者および家賃の高い賃貸住宅ほど高い差別を予想する。さらに、このようなリスクが高い中・後期高齢者に関しては、家賃に関して入居制限が感応的に反応することが予想される。

居住期間仮説

『居住期間仮説』は、高齢者アンケート調査に示された「入居が長期化する傾向」という理由に対応するものである。この動機は、借地借家法の下で継続家賃の値上げが困難なことに関連している。

家主は長期居住者を入居させることに伴い、将来の家賃値上げの可能性を放棄しなくてはならないリスクを負う。家主は最大で賃貸住宅の耐用年数までの値上げの機会を放棄するため、入居時点における残存耐用年数が長いほど、つまり新築住宅、RC住宅など耐用年数の長い構造の住宅ほど強い入居制限が行なわれることとなる。

したがって「建物年齢」、「非RC」に関する正の係数が予想される。一方、高齢者の残存寿

表4 一各仮説が予想する符号

	コミュニティ 選好	防災 能力	高齢者 選好	将来 所得	居住 期間	不動産 業者
単身	< 0	< 0		< 0		
中期高齢者	< 0	< 0		< 0	> 0	
後期高齢者	< 0	< 0		< 0	> 0	
男性不動産業者						< 0
若年不動産業者						> 0
家賃 畳数			> 0	< 0		
非RC					> 0	
最寄り駅距離			< 0			
建物年齢					> 0	
部屋階数			< 0			
エレベータ			> 0			
オフィス高齢者率						> 0
物件高齢者率	> 0	< 0				
中期高齢者×家賃				< 0		
後期高齢者×家賃				< 0		
中期高齢者×建物年齢					< 0	
後期高齢者×建物年齢					< 0	
中期高齢者×物件高齢者率	> 0	< 0				
後期高齢者×物件高齢者率	> 0	< 0				
高齢者または定数項	< 0	< 0	< 0	< 0	< 0	< 0
男性不動産業者格差						< 0
若年不動産業者格差						> 0

不動産業者仮説

『不動産業者仮説』については、勤続年数が長く、家主と長期的な関係を保つ必要のある担当者ほど、マイノリティの入居に関して慎重な対応を示すとするものである。本稿では担当者の年齢、性別⁹⁾を説明変数として取り上げる。

さらに、高齢者コミュニティにオフィスを設置している不動産業者は、高齢者に対して寛容な業者であるとする仮説もこれに分類される。

表4にそれぞれの仮説ごとに、説明変数に関して予想される符号を示した。なお6つの仮説はすべて条件付ロジットモデルにおける定数項、変量効果プロビットモデルにおいて使用しているダミー変数「高齢者」に関して、負の符号を予想する。

4 条件付ロジットモデルによる推定結果

不動産業者ごとのデータについての推定結果

まず、不動産業者ごとのデータである「紹介物件数」(紹介物件数がもう一方の監査者よりも多い場合に $A_i^a=1$ 、それ以外の場合に $A_i^a=0$)、「保証人に関する質問の有無」(保証人に関する質問があった場合に $A_i^b=1$ 、それ以外の場合に $A_i^b=0$)を用いて、(4)式を推定した結果を表5に示す。報告されている係数は(4)式における高齢監査者の説明変数の係数(β_2)および監査者間の差異の係数(β_3)である¹⁰⁾。

表5 不動産業者ごとのデータの条件付ロジットモデルによる推計結果

	紹介物件数		保証人に関する質問	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
中期高齢者	0.0636	0.4935	4.5530**	2.2504
後期高齢者	-1.1103*	0.6370	5.2790*	2.9188
単身	-1.3994*	0.7699	6.5262	5.7224
男性不動産業者	-1.4548**	0.7038	—	—
若年不動産業者	-0.1845	0.7664	0.5545	5.8062
家賃	-0.2686	0.2225	4.5063*	2.3070
畳数	-0.0363	0.0679	-0.9793*	0.5365
非RC	0.5398	0.5140	-2.8374	2.9287
最寄り駅距離	-0.0382	0.0557	0.6025	0.3721
建物年齢	0.0258	0.0293	0.3545	0.2531
部屋階数	-0.0502	0.1389	0.3367	0.5392
エレベータ	0.3258	0.5350	-15.8138*	9.5780
オフィス高齢者率	4.3587	10.2548	373.5952**	166.9091
物件高齢者率	-9.3661*	5.5380	-24.5465	22.1910
男性不動産業者格差	1.1944*	0.7241	24.5556***	5.2068
若年不動産業者格差	0.9583	0.6058	10.0106*	5.9136
定数項	-1.4130***	0.2488	15.0287**	6.2908
データ数	142		91	
χ^2	25.66		35.96	

注) *, **, ***は、推定された係数がそれぞれ10%、5%、1%水準で有意。

命が長いほど、長い入居期間が予想されるため、この動機に基づく入居制限は、前期高齢者において相対的に強く観察され、同時に「建物年齢」に関して感応的であることが予想される。

「紹介物件数」は、負で有意な定数項が得られており、高齢者には平均的に少ない物件が紹介されていることが示されている。また「後期高齢者」、「単身」、「物件高齢者率」、「物件高齢者率」に関して有意な負の係数が得られているが、これらはすべて『防災能力仮説』と整合的である。また「男性不動産業者」についての負の係数は、『不動産業者仮説』と整合的である。

「保証人に関する質問」については、たとえば正で有意な定数項が得られているが、ネガティブな質問であるため、逆の符号による評価が必要である。「中期高齢者」、「後期高齢者」に関する正で有意な係数は、身体状況の変化のリスクが高い者が、保証人の確認を求められることを示し、「家賃」に関する有意な正の係数は、家賃が高い物件ほど保証人の確認を求められやすいことを示している。これらは双方とも、『将来所得仮説』と整合的である。「男性不動産業者格差」に関する正の係数は、『不動産業者仮説』と整合的である¹¹⁾。

媒介物件ごとのデータについての推定結果

不動産業者が抱えている個々の賃貸住宅への入居の可否を、(4)式で推計した結果を表6に示す。なお、ここでは高齢者と非高齢者に紹介された物件の合計が、属性に関するリクエストに合致した、不動産業者が抱えている全物件であるとしている。

定数項は、単身用賃貸住宅で負で有意に検定されており、高齢者が平均的に物件を紹介されない傾向が存在することを示している。夫婦用賃貸住宅の定数項は負だが有意でない。以下、

表6 一全媒介物件データの条件付ロジットモデルによる推計結果

	単身用賃貸住宅		夫婦用賃貸住宅	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
中期高齢者	-1.0738	0.7234	2.3335	2.1179
後期高齢者	-2.4908***	0.7970	4.8186**	2.1404
男性不動産業者	-0.2018	0.9864	-8.4755***	3.0228
若年不動産業者	-0.2178	0.7400	4.0985	10.4355
家賃	0.1224	0.4132	-0.8211	0.9759
畳数	0.1215	0.0754	-0.2348	0.1588
非RC	1.4366**	0.5722	0.5568	0.8649
最寄り駅距離	-0.1491**	0.0725	-0.1207	0.0970
建物年齢	0.1163**	0.0581	-0.0383	0.1331
部屋階数	-0.0692	0.1368	0.3008	0.3144
エレベータ	0.8228	0.5741	-0.0463	1.0472
オフィス高齢者率	-25.7850	25.7159	-98.5582	68.8461
物件高齢者率	5.5523	7.6038	27.2149	40.0643
中期高齢者×家賃	0.1712	0.5234	1.2449	0.9095
後期高齢者×家賃	0.1283	0.4392	0.6508	1.0894
中期高齢者×建物年齢	0.0805	0.0885	0.1272	0.1597
後期高齢者×建物年齢	-0.1329*	0.0712	-0.0101	0.1671
中期高齢者×物件高齢者率	-30.1607**	12.5783	20.5163	41.3727
後期高齢者×物件高齢者率	-10.7418	9.7672	-0.8697	44.8130
男性不動産業者格差	-1.1154	0.8036	4.8308*	2.6858
若年不動産業者格差	-0.8745	0.9655	0.9681	1.3639
定数項	-0.9986**	0.4354	-1.5459	1.0443
データ数	178		116	
χ^2	52.67		73.73	

注1) *、**、***は、推定された係数がそれぞれ10%、5%、1%水準で有意。

2) 報告している変数のほか、区市町村ダミーを使用している。

実証結果を仮説ごとに評価する。

まず『コミュニティ選好仮説』および『防災能力仮説』について検討する。前述のとおり「物件高齢者率」および、それと中・後期高齢者ダミーの交差項について、両仮説は逆の符号を予想する。単身用賃貸住宅では、「後期高齢者」、「中期高齢者と物件高齢者比率のクロス項」において負で有意な係数を得ている。『防災能力仮説』が示唆するように、一定以上の高齢者率の上昇を避けようとする家主の意向が働いていることが示唆されている。ただし、前期高齢者を基準とした係数である『物件高齢者率』の符号は正であり、中・後期高齢者についてのみ、『防災能力仮説』が支持、あるいは同仮説と矛盾のない結果が得られている。

一方、夫婦用賃貸住宅においては、防災能力仮説を支持する結果は得られていない。単身高齢者は高齢者夫婦に比して、慎重な火元の確認を行なえない場合があることを勘案すれば、リスクの高い単身高齢者の集積を回避する動機が

表7 不動産業者ごとのデータの変量効果プロビットモデルによる推計結果

	紹介物件数		保証人に関する質問	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
高齢者	-1.1490***	0.1753	1.5191***	0.2523
中期高齢者	-0.1399	0.2668	0.3173	0.2918
後期高齢者	-0.6644**	0.3228	0.3087	0.3073
単身	-1.0733**	0.5206	1.2029*	0.6254
男性不動産業者	-0.9719**	0.4396	0.1574	0.5541
若年不動産業者	0.1414	0.4409	-0.4665	0.5217
家賃	-0.1817	0.1560	-0.0800	0.1814
畳数	-0.0365	0.0456	0.0745	0.0522
非RC	0.6305*	0.3802	0.6280	0.4298
最寄り駅距離	-0.0478	0.4081	-0.0195	0.0451
建物年齢	0.0297	0.0219	0.0299	0.0267
部屋階数	0.0281	0.0913	0.0558	0.1000
エレベータ	0.3414	0.3825	-0.2002	0.4230
オフィス高齢者率	0.0850	7.3684	9.3508	8.6889
物件高齢者率	-7.5745**	3.7137	-3.6248	3.8323
定数項	-1.9674	1.2521	-0.5381	1.8275
データ数	342		342	
wald χ^2	82.33		46.89	

注) *、**、***は、推定された係数がそれぞれ10%、5%、1%水準で有意。

強く働くと考えることで、この結果は整合的に解釈できる。むしろ高齢者夫婦の「物件高齢者率」および「中期高齢者と物件高齢者率の交差項」の正の符号は、前述の前期単身高齢者において示された結果とともに、中川（2002）で支持された『コミュニティ選好仮説』と同様の方向の差別が、高齢者夫婦と前期単身高齢者にもたらされている可能性を示唆する。この点は変量効果プロビットモデルの結果報告の際、再度確認される。

さらに単身用賃貸住宅については、「最寄駅への距離」に関して負で有意な係数が得られている。これは利便性の高い駅前の住宅が、高齢者に対して紹介されやすい傾向を示しており、『高齢者選好仮説』と整合的である。さらに「非RC」、「建物年齢」に関する正の有意な係数、「後期高齢者と建物年齢のクロス項」の負の有意な係数は、すべて『居住期間仮説』と整合的である。

最後に夫婦用賃貸住宅において、「男性不動産業者」に関して有意な負の係数が得られているが、この結果は『不動産業者仮説』を支持している。

条件付ロジットモデルを用いて検定された実

証結果は、以下のように整理できる。

- ①不動産業者ごとのデータによって検定を行なった「紹介物件数」、「保証人に関する質問」については、『不動産業者仮説』がともに支持された。なお、前者については『防災能力仮説』、後者については『将来所得仮説』も支持された。
- ②不動産業者の抱える個々の単身用賃貸住宅のデータを用いた検定では、『高齢者選好仮説』および『居住期間仮説』が支持された。また、中・後期単身高齢者に関しては、『防災能力仮説』が支持、または同仮説と矛盾のない結果が得られた。

- ③夫婦用賃貸住宅においては、『不動産業者仮説』が支持された。

5 変量効果プロビットモデルによる推定結果

前節で報告された条件付ロジットモデルによる推計は、 $A_{1j} + A_{2j} = 1$ を条件としているため、大きな情報が失われている。具体的には1384件ある物件中、使用できたのは単身用178件、夫婦用116件であった。このため本節では、より大きなサンプルを利用できる変量効果プロビットモデルを使用した推計結果を報告している((5)式)。

不動産業者ごとのデータについての推定結果

「紹介物件数」、「保証人」に関する質問についての推計結果を表7に示す。「紹介物件数」に関しては、「高齢者」の係数が負で有意に推定され、平均的に差別が存在することを示している。また、(4)式の推定結果と同様に「後期高齢者」、「単身」、「男性不動産業者」、「物件高齢

者率」に関して有意な負の係数が推定されている。このほか、「非RC」について有意な正の係数を得ている。これらの係数の符号はいずれも、『防災能力仮説』、『居住期間仮説』、『不動産業者仮説』と整合的である。

保証人については、「高齢者」で有意な正の係数が得られており、平均的に差別が存在することを示している。このほか、「単身」についても正で有意な係数が得られている。「中期高齢者」、「後期高齢者」、「家賃」で有意な結果が得られていないが、前2者については、(4)式の推定結果と符合が同一である。

媒介物件ごとのデータについての推定結果

単身用賃貸住宅、夫婦用賃貸住宅についての実証結果を表8に示す。単身用賃貸住宅においては、負の「高齢者」の係数が得られているが有意ではない。また(4)式の推定結果と同様に「後期高齢者」、「非RC」、「最寄駅距離」、「建物年齢」、「中期高齢者と物件高齢者率のクロス項」が有意に推定されている。さらに「中期高齢者」、「後期高齢者と物件高齢者率とのクロス項」も有意に負で推定されているため、補強された形で『高齢者選好仮説』、『居住期間仮説』および中・後期高齢者に関する『防災能力仮説』が支持されている。なお、「後期高齢者と建物年齢のクロス項」は有意な係数が得られていないが、符号は同一である。

夫婦用賃貸住宅については、負で有意な「高齢者」の係数が得られており、平均的な意味で差別が存在することを示している。また、条件付ロジットモデルと同様に、『不動産業者仮説』と整合的な、「男性不動産業者」に関する有意

表8 一全媒介物件データの変量効果プロビットモデルによる推計結果

	単身用賃貸住宅		夫婦用賃貸住宅	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
高齢者	-0.1689	0.1430	-1.0419***	0.2028
中期高齢者	-0.5861**	0.2497	0.1554	0.3107
後期高齢者	-0.4797**	0.2261	0.3286	0.3411
男性不動産業者	-0.3551	0.4077	-2.2090***	0.5286
若年不動産業者	0.0908	0.3534	-0.3534	0.5343
家賃	0.0244	0.2035	0.0499	0.1960
畳数	0.0327	0.0394	-0.0436	0.0491
非RC	0.5755**	0.2844	0.6856*	0.4135
最寄り駅距離	-0.0659*	0.0356	-0.0612	0.0410
建物年齢	0.0545**	0.0272	0.0206	0.0352
部屋階数	-0.0237	0.0721	-0.0086	0.0805
エレベータ	0.3518	0.3214	0.0786	0.4137
オフィス高齢者率	-10.9175	11.4800	-25.8862	17.8443
物件高齢者率	2.2095	3.7309	9.0525	5.9827
中期高齢者×家賃	-0.1285	0.2049	0.2524	0.1821
後期高齢者×家賃	-0.0780	0.1684	-0.4457**	0.2203
中期高齢者×建物年齢	-0.0169	0.0313	0.0406	0.0392
後期高齢者×建物年齢	-0.0364	0.0272	-0.0772*	0.0406
中期高齢者×物件高齢者率	-11.6924**	4.8908	-0.5071	6.0871
後期高齢者×物件高齢者率	-7.8324**	3.9004	15.7213*	8.2082
定数項	1.5062	1.6469	-4.1817	2.9926
データ数	612		449	
wald χ^2	177.11		281.94	

注1) *, **, ***は、推定された係数がそれぞれ10%、5%、1%水準で有意。

2) 報告している変数のほか、区市町村ダミーを使用している。

な負の係数が得られている。条件付ロジットモデルによる推計では支持されなかった『居住期間仮説』については、「非RC」、「後期高齢者と建物年齢の交差項」において、同仮説と整合的な有意な結果が得られ、『将来所得仮説』と整合的な「後期高齢者と家賃のクロス項」の負の係数も得られている。さらに高齢者夫婦については、「後期高齢者と物件高齢者率のクロス項」が正で有意に得られており、「物件高齢者率」の正の符号とともに、『コミュニティ選好仮説』と矛盾のない、あるいはそれを支持する結果を得ている。

このように、変量効果プロビットモデルを用いることで以下のことを確認できた。

- ①不動産業者ごとのデータである「紹介物件数」からは、『防災能力仮説』、『居住期間仮説』、『不動産業者仮説』が支持された。
- ②単身用賃貸住宅に関する個々の物件データからは、『高齢者選好仮説』および『居住期間仮説』が条件付ロジットモデルと同様に支持

表9—仮説が予想する符号と検定された有意な係数の符号

	仮コ	仮防	仮高	仮将	仮居	仮不	L紹	L保	L単	L夫	P紹	P保	P単	P夫
単身	-	-		-			-				-	-		
中期高齢者	-	-		-	+			-					-	
後期高齢者	-	-		-	+		-	-	-	+	-		-	
男性不動産業者						-	-			-	-			-
若年不動産業者						+								
家賃				-				-						
畳数			+					+						
非RC					+				+		+		+	+
最寄り駅距離			-						-				-	
建物年齢					+				+				+	
部屋階数			-											
エレベータ			+					+						
オフィス高齢者率						+		-						
物件高齢者率	+	-					-				-			
中期高齢者×家賃				-										
後期高齢者×家賃				-										-
中期高齢者×建物年齢					-									
後期高齢者×建物年齢					-				-					-
中期高齢者×物件高齢者率	+	-							-				-	
後期高齢者×物件高齢者率	+	-											-	+
高齢者または定数項	-	-	-	-	-	-	-	-	-		-	-		-
男性不動産業者格差						-	+	-		+				
若年不動産業者格差						+		-						

注1) 仮コはコミュニティ選好仮説、仮防は防災能力仮説、仮高は高齢者選好仮説、仮将は将来所得仮説、仮居は居住期間仮説、仮不は不動産業者仮説を指す。

2) L紹、L保、L単、L夫は、条件付ロジットモデルを使用した、紹介物件数、保証人に関する質問、単身用賃貸住宅、夫婦用賃貸住宅のデータを用いた検定結果を示す。

3) P紹、P保、P単、P夫は、変量効果プロビットモデルを使用した、紹介物件数、保証人に関する質問、単身用賃貸住宅、夫婦用賃貸住宅のデータを用いた検定結果を示す。

4) 検定結果については、10%水準以上で有意に検定されたもののみを報告している。

5) 保証人に関する質問については、ネガティブな質問であるため、得られた符号と逆のものを報告している。

された。また、中・後期高齢者について『防災能力仮説』が支持されることも同様である。

③夫婦用賃貸住宅に関する個々の物件データからは、条件付ロジットモデルと同様に『不動産業者仮説』が支持されるが、これに加えて『居住期間仮説』、『コミュニティ選好仮説』、『将来所得仮説』が支持された。

この結果と、前述の条件付ロジットモデルによる検定で得られた結果により、とくに、コミュニティと高齢者差別の関係についてまとめると、「中・後期単身高齢者については『防災能力仮説』が支持される一方で、前期単身高齢者および高齢者夫婦については、『コミュニティ選好仮説』と矛盾のない、あるいは同仮説が支持される結果を得た」とすることができる。

おわりに

本稿では、「2002 大阪 住宅監査調査」により得られたデータを使用して、物件属性を詳細にコントロールすることにより、高齢者の入居制限の原因に関する仮説検定が行なわれた。実証分析には条件付ロジットモデルおよび、変量効果プロビットモデルが使用された。表9として各仮説が予想する符号条件と、検定された有意な係数の符号の総括表を示している。仮説検定の結果をまとめれば、以下ようになる。

- ①高齢者の将来所得が変化しやすいという特徴、居住期間が長期化する傾向があるという特徴を背景として差別が行なわれているとする結果を得た。
- ②高齢者の選好を予想して不動産業者は物件を

紹介するとする高齢者選好仮説についても、最寄り駅からの距離について、有意な結果を得ることができた。

③家主との長期的な関係を維持する必要がある、不動産業者の男性担当者において入居差別が行なわれやすいとする結論も得られた。

④コミュニティと差別の関係については、家族形態、年齢に応じて、差別の態様が異なることが判明した。つまり、中・後期単身高齢者については『防災能力仮説』と、前期単身高齢者および高齢者夫婦については『コミュニティ選好仮説』と矛盾のない、あるいは同仮説を支持する結果が得られた。

本稿と中川（2001）、中川（2002）において報告された2度にわたる住宅監査調査の結果により、「賃貸住宅市場で高齢者差別が存在するということ」および「入居者の選択に関する統計的な差別により、高齢者への入居差別のかなりの部分を説明できるということ」が、明示的に示された。経済合理的な仮説により、高齢者への入居差別が説明されるという検定結果は、政策的対応は入居制限そのものの縮小を目標とするのではなく、外部性または分配上の評価を経た目標、手段の選択が必要であることを示唆している。対応すべき問題点として、まず「特定グループに属する人々のサーチコストの増大に伴う分配上の問題」をあげることができる。政策的な介入の前提となる、この追加的コストの評価にあたっては Yinger（1997）が参考になる。

現在、高齢者の入居制限に関連して執られている政策には、①公営住宅、高齢者優良賃貸住宅など高齢者を優先して入居させる住宅の整備、②高齢者の入居が可能な住宅に関する情報の普及、③家賃保証制度による高齢者の家賃滞納リスクの軽減などがある。またこのほかに、定期借家権の普及が重要な政策課題となっている。これらの政策は、基本的には入居制限に伴う分配上の問題を解決する効果を有するものと考えられるが、経済合理的理由、たとえば高齢者の

表10—家族形態、年齢別差別比率 (%)

	単身用 賃貸住宅	夫婦用 賃貸住宅	計
前期高齢者	12.45	24.12	17.18
中期高齢者	25.64	18.57	22.57
後期高齢者	31.51	16.00	24.62
計	22.94	19.33	

注) 不動産業者の全物件数に関して、非高齢者のみが入居可能であった物件の割合から、高齢者のみが入居可能であったものの割合を引いたもの。

将来所得に関するリスクや居住期間に関するリスクが高齢者差別に影響しているとする実証結果は、定期借家権の活用や②、③に示された政策が効果的であることを示唆する。さらに本稿の分析は、表10に示すように、高齢者差別の態様が、家族形態、年齢に応じてさまざまであることから、きめの細かい制度設計が必要であることを示唆する。入居制限が強く、分配上の対応の必要性が高いのは、単身の後期高齢者である。

また、高齢者住宅政策の制度設計にあたっては、高齢者差別とコミュニティの関係に対する注意深い配慮が求められる。従来の分配上の政策を単純に執行した場合、高齢者コミュニティへの集中が促進されてしまう可能性もある。高齢者の集中居住がもたらす外部性については、工学的な知見と連携した学際的な評価が必要であるが、検討すべき政策としては、「マイノリティ比率が低い地域に居住した場合にのみ支給される、アメリカの Moving Opportunity Demonstration で用いられたバウチャーのような分散促進的な分配政策」と、「福祉サイドによる高齢者訪問等福祉と連携したコミュニティでの高齢者受け入れ体制の充実」などが考えられる。一方、このような政策によっても、失火等のリスクを原因とする中・後期高齢者への差別は、大きく改善されない可能性がある。この場合、福祉との連携を強化した公共住宅の活用が有効である。

* 本稿の作成にあたり、大竹文雄教授（大阪大学）から貴重なコメントをいただいた。さらに、

西村清彦教授（東京大学）をはじめ、住宅経済研究会に参加された方々から有益なコメントをいただいた。これらの方々に厚く御礼申し上げる。なおこの研究は、文部科学省科学研究費から基盤研究(C)（課題番号13630054）の助成を受けている。

注

- 1) 西村清彦氏をはじめ多くの方から「『監査調査』という名称が、筆者が行なった調査の性格を、正確に表現していないのではないか」という指摘をいただいた。たしかに、Fair Housing Act 等反差別法の執行のモニタリングという位置づけを持たない場合、この名称は必ずしも適当なものではない。このため、本稿で述べられる当調査法に関する広い議論、および各機関での使用法などを見定めたうえで、名称も再検討されることが適当である。ただし本稿では、筆者がすでにいくつかの論文でその名称を使用していることなどをふまえて、暫定的に Audit Study の直接的な訳である「監査調査」という名称を使用する。
- 2) 調査では監査ごとに所得の設定が行なわれたが、今回の調査対象であるサーチの初期の段階では、不動産業者から監査者に対して所得額に関する質問はほとんどの監査において行なわれなかった。このため後述の実証分析では、設定された所得を説明変数として使用していない。
- 3) 不動産業者ごとの紹介物件数の多寡や特定の質問の有無を監査対象とする場合には、被説明変数は A_i^j となり、説明変数から Y_{ij} が除かれる。ここでは個々の物件を監査対象とした場合のモデルを示している。
- 4) 「職業に関する質問」、「所得に関する質問」に関しては、データの収集方法を変えているため比較できない。
- 5) R^2 に関しては不動産業者のダミーを入れた OLS のものを報告している。
- 6) このほか、非高齢者コミュニティの家主は、高齢者の入居管理に習熟していないため、身体状況が変化した際の適切な対応を行なえない可能性がある。
- 7) バリアフリー住宅に関する情報を得ることを調査で試みたが、ほとんどの住宅でその情報を得ることはできなかった。
- 8) ただし「2002 大阪 住宅監査調査」のデザインにおいては、非高齢者は大阪大学に勤務する公務員、高齢者は年金生活者（所得の設定が高い場合は、これに加えて他の地域にサブリースしている賃貸住宅を保有しており、安定的な収入がある）という設定を行なっているため、解雇のリスクは除外されており、身体状況変化に伴う生計費の圧迫のリスクだけを反映する調査のデザインが採用されている。
- 9) 「2001年賃金構造基本統計調査報告」（厚生労働省）によれば、10～99人の規模の企業で15年以上勤続している男性労働者の割合は27%であるのに対して、女性労働者のそれは17%となっている。

- 10) ここで物件データは、広告物件に関するものを用いている。不動産業者ごとのデータに関する推計はサンプルが限定されるため、後述の表6および表8に記載している全物件に関する推計の際に用いられる、区市町村ダミー、高齢者の年齢と「家賃」、「建物年齢」、「物件高齢者率」のクロス項はこの推計では用いられていない。
- 11) そのほか、「オフィス高齢者率」、「若年不動産業者格差」において有意な係数が検出されているが、仮説との関係は必ずしも明らかでない。

参考文献

- Chamberlain, G. (1980) "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *The Review of Economic Studies*, Vol.47, pp.225-238.
- Ondrich, J., A. Stricker and J. Yinger (1998) "Do Real Estate Brokers Choose to Discriminate?: Evidence from the 1989 Housing Discrimination Study," *Southern Economic Journal*, 64(4), pp.880-901.
- Page, M. (1995) "Racial and Ethnic Discrimination in Urban Housing Markets: Evidence from a Recent Audit Study," *Journal of Urban Economics*, 38, pp.183-206.
- Roychoudhury, C. and A. C. Goodman (1992) "An Ordered Probit Model for Racial Discrimination through Fair Housing Audits," *Journal of Housing Economics*, 2, pp.358-373.
- Yinger, J. (1986) "Measuring Racial Discrimination with Fair Housing Audits: Caught in the Act," *The American Economic Review*, Vol.76, No.5, pp.881-893.
- Yinger, J. (1991) "Acts of Discrimination: Evidence from the 1989 Housing Discrimination Study," *Journal of Housing Economics*, 1, pp.318-346.
- Yinger, J. (1997) "Cash in Your Face: The Cost of Racial and Ethnic Discrimination in Housing," *Journal of Urban Economics*, 42, pp.339-365.
- 中川雅之 (2001) 「監査調査法による賃貸住宅市場における高齢者差別の実証分析」『都市住宅学』No.35、21-26頁。
- 中川雅之 (2002) 「高齢者集中居住の分析」『都市住宅学』No.39、19-24頁。

商業用不動産の資産需要と供給の決定要因

吉田二郎

はじめに

本稿は、商業用不動産の資産市場に焦点を当て、日米のデータを用いて構造モデルによって実証的に資産需要と資産供給の決定要因を探るものである。問題意識は、金融市場と異なる不動産資産市場特有の構造が、需要と供給にどのように影響しているのかを把握することである。

供給に関しては、主にリアル・オプションに基づく設備投資モデルの検証を行ない、オプション・モデルを支持する結果を得た。具体的には、とくにトータル・リスクが資産供給に対して重要な影響をもつこと、またその影響には継続的なラグ構造があることが確認された。

需要に関しては主に、①供給は需要に対し、空間市場を経由するルートとは別に直接の正の効果を持つこと、②需要に対してシステムティック・リスク（以下構造的リスク）がマイナスに、トータル・リスクがプラスに影響していること、③過去の需要決定要因の推移が現在の資産需要に影響していること（経路依存性）が確認された。確認された現象については、説明しうる既存の理論モデルを考察した。

不動産投資に対して金融資産の理論を適用する議論が多いが、この研究により不動産市場特有の構造が不動産の資産需要と資産供給に対して現実に大きく影響していることが確認された。不動産投資および不動産資産市場のモデルには単純な金融資産モデルを適用することはできず、不動産市場の特性を包含する資産価格モデルが

求められる。

なお本稿は、日本の資産供給に関する Yoshida (1999) および日米の需要に関する Ott, Riddiough, Yi and Yoshida (2001) を要約したものである。以下では、不動産市場の特性のレビュー、資産供給・需要の決定要因とモデル、データ、推計結果・議論の順に論を進める。

1 不動産市場

不動産の資産市場は、金融資産の市場とはいくつかの点で大きく異なっている。まず、不動産は個別性が強く、また取引を一元化する証券取引所のような機構は存在しないため、Wheaton (1990) や Williams (1995) が強調するように、相対取引の相手を検索する費用（検索費用）は無視できない要素となる。

次に、通常不動産投資家は資本制約に直面しており、外部からの資金調達を必要としている。また、資産の分割が困難なため、十分なポートフォリオ分散がなされていないことが多い。

また、不動産の資産供給には長期にわたる建設期間が必要となる。日本の商業用不動産で約2年の建設期間を要するのは通常であり、アメリカでも大規模な商業用不動産の供給には2年以上を要する (Wheaton 1987)。

不動産市場における二元性、すなわち、空間市場と資産市場の相互依存的な関係も重要な特性である。不動産市場は、床に対する需要と供給からなる空間市場と、投資対象としての資産市場から構成されており、この2つの市場が相

互に作用しながら均衡としての賃料、資産価格、資産新規供給量が決定される¹⁾。

これら、分散した市場、情報の非効率性、投資家の分散不足、外部資本への依存、長期の建設期間、市場の二元性といった特性は、不動産市場におけるブームとその崩壊をもたらす要素と考えられている。金融資産市場と異なる特性の存在は、実物資産には独自の理論が必要であることを示唆しているが、実物資産の特性を正面から捉えて需要と供給をモデル化した研究は多くない²⁾。本稿は、商業用不動産の資産市場を実証的に調べることにより、実物資産市場のモデル化に取り組むものである。

2 モデル

供給推計

資産供給すなわち設備投資のモデルとしては、ミクロの「NPVルール」およびマクロのトービンの q を含む新古典派のモデルが代表的である。新古典派の投資モデルでは資産価格と資産の取替えコストが供給スケジュールを完全に決定する (Jorgenson 1963, Tobin 1969)。しかし、Dixit and Pindyck (1994) が主張するとおり、トービンの q モデルでは暗黙のうちに投資タイミングに関して選択肢がまったくないか、あるいは投資支出が完全に回復可能であると仮定している。

リアル・オプションに基づく投資モデルは、上記の仮定を緩める³⁾。設備投資が不可逆 (支出撤回不可能) で、投資タイミングにフレキシビリティがある場合、設備投資とは投資オプション (投資タイミングに関する選択肢) を行使する (選択肢のひとつを選ぶ) ことにほかならない。投資する以前は投資オプションが存在するが、実際に投資を行なうと実物資産を獲得する代わりにそれまで存在していたオプションは消滅する。

金融におけるオプションとは、対象資産を買う／売ることのできる権利 (義務を伴わない) で、投資オプションと同じ条件付請求権の一種

表1 一資産供給スケジュールに対する各変数の影響

	新古典派モデル	オプション・モデル
トータル・リスク	$\partial C / \partial \sigma = 0$	$\partial C / \partial \sigma < 0$
構造的リスク	$\partial C / \partial \sigma_{r,M} = 0$	$\partial C / \partial \sigma_{r,M} > 0$
金利	$\partial C / \partial r = 0$	$\partial C / \partial r > 0$
成長率	$\partial C / \partial g = 0$	$\partial C / \partial g < 0$

である。したがって、リアル・オプション投資モデルでは、金融オプションに関する理論⁴⁾を設備投資決定に適用する。

リアル・オプション投資モデルが新古典派モデルと端的に異なる点は、トータル・リスクが投資に与える影響である。新古典派のモデルでは、収益のリスクは資産価値を通じてのみ投資決定に影響し、とくに影響は構造的リスクに限られ分散可能な個別リスクは影響しない。リアル・オプション投資モデルでは、資産価値を通じた影響⁵⁾に加えて、個別リスクを含むトータル・リスクが資産価値と独立に設備投資に対して負の効果を持つ。投資オプション価値は設備投資における機会費用であるが、投資オプション価値はトータル・リスクの増加関数であるため、高いトータル・リスクは高い機会費用を意味するからである。

オプション投資モデルが緩める仮定は、不動産にとってきわめて重要である。まず不動産開発を投資オプションの行使と捉え、また同時に開発前の土地の価値をオプション価値として評価することができる (Titman 1985, Williams 1991)。さらに多くの場合、開発後の不動産には再開発オプション (Childs, Riddiough and Traintis 1996など) などが自動的に付随している。また、土地利用問題を投資オプションによりモデル化することも可能である (Capozza and Helsley 1990など)。

設備投資の実証モデルでは金利、賃料の期待成長率、構造的リスク、トータル・リスクは資産価格に織り込まれているとして誘導形の供給関数に入れないことが多い⁶⁾。本稿では、リア

ル・オプション投資モデルが予測する影響（表1）について検証するため、資産価値に加え金利、賃料期待成長率、構造的リスク、トータル・リスクを説明変数とする。

したがって、本稿では需要と供給が同時決定されるなかで、各変数が価格を通さずに独立した影響を供給に与えるモデルとした。建設コスト (K) は需要式には入れず、収入 (R) は供給式には入れていない。投資家は建設コストに基づいて価格を決定する市場支配力は持っていないと考えられ、また収入は価格以外の経路で供給に影響するとは考えられないからである。Holland, Ott and Riddiough (2000) は、同様の手法でアメリカの資産供給に関するモデル推計を行なっている。記号の説明は表2を参照。

$$P = f_D(C, R, r, g, \sigma_{P,M}, \sigma) \quad (1a)$$

$$C = f_S(P, K, r, g, \sigma_{P,M}, \sigma) \quad (1b)$$

需要推計

需要に関する推計では、資産需要の説明要因として、収入と金融市場の変数だけでなく、資産供給が直接影響を与える可能性も考慮する。

金融資産の価格理論では無限の価格弾力性（水平な需要曲線）を仮定することが多い。金融資産は、数多くの代替的資産とともに取引所で集中的に取引される（したがって情報の入手が容易である）ため、この仮定も妥当と考えられる。

しかし、不動産は、強い個別性、分散した相対取引、資本制約・分散不足の投資家、などの特徴を持つうえに、新規資産供給が他の既存資

表2 各記号の説明

記号	説明
P	不動産資産（建設後）の価格
C	新規資産供給量
R	収入（賃料）の水準
r	安全資産利子率
g	収入（賃料）期待成長率
$\sigma_{P,M}$	資産市場の均衡により決まる安全資産利子率に対するリスク・プレミアム（構造的リスク）
σ	不動産資産の収益に関するトータル・リスク
K	建設コスト水準

(吉田氏写真)

よしだ・じろう

1970年岩手県生まれ。1992年東京大学工学部卒業。同年、日本開発銀行に入行。1999年M I T修士課程修了（不動産経済）。現在、カリフォルニア大学バークレー校博士課程在籍中。論文：“Effects of Uncertainty”ほか。

産に対して正負両方の外部効果を持つため、無限の価格弾力性を仮定することは困難である。

また、空間市場における契約の不完備性⁷⁾により、供給サイドの情報が空間市場の変数には十分に反映されず、結果としてモデルに供給変数を加えることで説明力が向上する可能性もある。

さらに、ノイズのある合理的期待の枠組みでは新情報による証券価格変化と取引量の関係が指摘されている (Easley and O'Hara 1992など)。実物資産についても、観察される新規資産供給により価格に関する非公開情報が明らかになっていくモデルが提示されている (Grenadier 1999)。供給に関する情報は、標準的な値付けファクターを補完する可能性がある。

したがって、本稿では資産市場の均衡に関する2つのモデルを設定した。モデル1では、資産市場においては資産価格が新規供給を決めるのでありその逆ではないという仮定に基づき、需要関数に新規資産供給を含めない⁸⁾。モデル2では先験的な制約を付さず、需要と供給が同時決定されるなかで供給が賃料とは独立した影響を需要に与えるモデルとした。

需要推計モデル1：

$$P = f_D(R, r, g, \sigma_{P,M}, \sigma) \quad (2)$$

需要推計モデル2：

$$P = f_D(C, R, r, g, \sigma_{P,M}, \sigma) \quad (3a)$$

$$C = f_S(P, K, r, g, \sigma_{P,M}, \sigma) \quad (3b)$$

いずれのモデルでも、資産価格 (P) は収入 (賃料) の水準 (R) および資本還元率に依存する。資本還元率は、安全資産利子率 (r)、賃料の期待成長率 (g)、資本市場の均衡により

表3—資産供給データ

データセット1	データセット2	データセット3
1974～1998年 四半期・実質	1982～1998年 月次・実質	1986～1998年 月次・名目*
不動産業新設投資額の対数 (データ：内閣府経済社会総合研究所民間企業資本ストック)	民間・非居住の建築着工面積の対数 (データ：国土交通省建築着工統計)	民間・非居住の建設総合統計(出来高ベース)の対数 (データ：国土交通省)

注) 1986年以降のインフレ率からすれば、名目値を用いる問題は比較的小さいと考えられる。

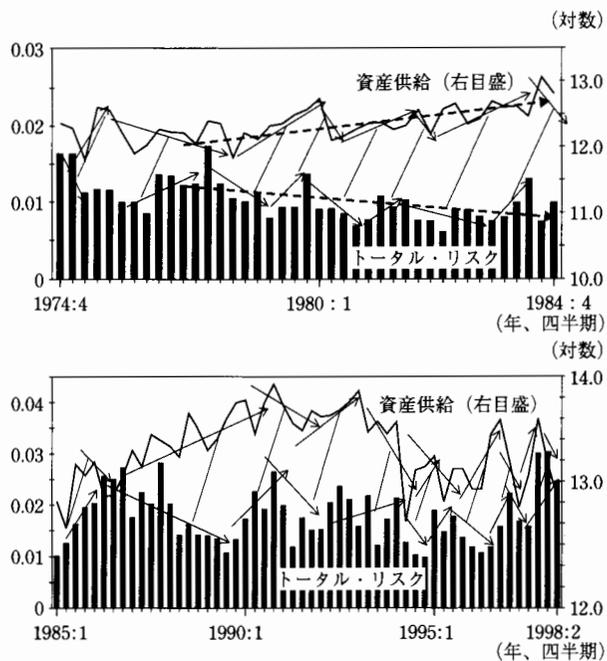
決まるリスク・プレミアム(構造的リスク： $\sigma_{P,M}$)に依存する。さらに、モデルには収益のトータル・リスクを含める。これは、資本制約に直面し十分な分散を図っていない投資家は、値付けに個別リスクを反映させる可能性があり(Merton 1969, Heaton and Lucas 2000)、また既存不動産に付随している再開発オプションなどの価値がトータル・リスクの水準に依存するからである(Childs, Riddiough and Traintis 1996など)。

モデル2では、需要式(3a)式において資産価格(P)は、供給式(3b)式で内生的に決まる資産供給およびその他の変数に依存し、また供給式(3b)式において資産供給量(C)は、資産価格およびその他の変数に依存している。供給関数(3b)式は、不動産開発者の行動を表し、採用する変数は供給推計に関する(1b)式と同様である。供給推計と同様に、建設コスト(K)は供給式にのみ、収入(R)は需要式にのみ入れる。

標準的モデルが予測する資産価格(P)への影響は、次のとおりである。

- ①資産供給(C)、建設コスト(K)、トータル・リスク(σ)は影響しない。
- ②賃料(R)、賃料の期待成長率(g)は正の効果(需要曲線を上にシフト)。
- ③安全資産利子率(r)、構造的リスク($\sigma_{P,M}$)は負の効果(需要曲線を下にシフト)。

図1—観察される資産供給とトータル・リスク



3 データ

検証の対象は地域特性を超えた構造的要因であるため、モデル推計には集計データを用いる。

供給推計

日本の資産供給について3つの異なるデータセットを用いる(表3)。

資産供給以外のデータは表4の日本を参照(頻度と実質/名目は資産供給データに一致させた)。データに関する詳細な議論はYoshida(1999)を参照されたい。

モデル推計に先立ち、観察される資産供給(折れ線)とトータル・リスク(棒)を比較したのが図1である(上が1974～1984年、下が1985～1998年。いずれも四半期)。1980年代までは資産供給がトータル・リスクの変化に1～2年遅れて、1990年代では3～6カ月遅れて、逆方向に変化している様子がおおよそ確認される。

需要推計

日本は1973年第1四半期～1998年第4四半期、

表4—需要推計に利用したデータの概要

	日 本	アメリカ
資産価格 (P)	不動産株価指数 (実質) の対数 (四半期、価値ウェイト、GDP デフレーターを用いて実質化。データ：東京証券取引所)	REIT 価格指数 (実質) の対数 (エクイティ REIT、四半期、価値ウェイト、CPI を用いて実質化、データ：NAREIT)
資産供給 (C)	不動産業新設投資額 (実質) の対数 (建設コスト・デフレーターを用いて実質化。データ：内閣府経済社会総合研究所民間企業資本ストック)	建設着工面積の対数 (データ：F.W. Dodge)
建設コスト (K)	非住宅総合建設工事費デフレーター (実質) の対数 (GDP デフレーターで実質化。データ：国土交通省)	面積当たり商業用不動産建設コスト (実質) の対数 (CPI を用いて実質化。データ：F.W. Dodge)
賃 料 (R)	賃料指数 (実質) の対数 (賃料指数は、MTB-IKOMA 不動産投資インデックスにおけるインカム・イールドと資産価格指数の積。GDP デフレーターにより実質化)	賃料指数 (実質) の対数 (賃料指数は NAREIT の名目配当利回りと名目 REIT 価格指数の積を CPI により実質化)
安全資産利子率 (r)	10年国債指標利回り (実質) (期待インフレ率として翌期の GDP デフレーターを用いて実質化。データ：データストリーム)	10年財務省債券 (実質) (期待インフレ率として CPI の変化率を用いて実質化。データ：Federal Reserve Board statistics)
期待成長率 (g)	実質 GDP 成長率	実質 GDP 成長率
構造的リスク ($\sigma_{P,M}$)	不動産株式収益率と市場収益率 (TOPIX) との共分散 (日次の価値加重平均の収益率を用いて四半期ごとの共分散を算出し年率化。データ：東京証券取引所)	エクイティ REIT 収益率と市場収益率との共分散 (日次の価値加重平均の収益率を用いて、四半期ごとの共分散を算出し年率化。データ：CRSP データ)
トータル・リスク (σ)	不動産株式の日次収益率の標準偏差 (共分散の計算と同様の方法)	エクイティ REIT の日次収益率の標準偏差 (共分散の計算と同様の方法)

アメリカは1972年第1四半期～1998年第4四半期の期間の四半期データを用いた。データの概要は表4のとおりである。詳細な議論は Ott, Riddiough, Yi and Yoshida (2001) を参照されたいが、いくつかの変数についてだけ簡単にふれたい。

資産価格には、鑑定ベースの不動産価格指数が内包する平滑化などの問題を排除するため、また資産価格に株価を用いることの有効性が示されているため (Quan and Titman 1999)、不動産投資企業の株価を用いる。安全資産利子率には、不動産投資の非流動性と投資期間の長さおよびデータ入手可能性の理由から長期政府債を用いる。賃料の期待成長率には、床需要が経済活動の総体で決まることから、実質 GDP 成長率を用いる。

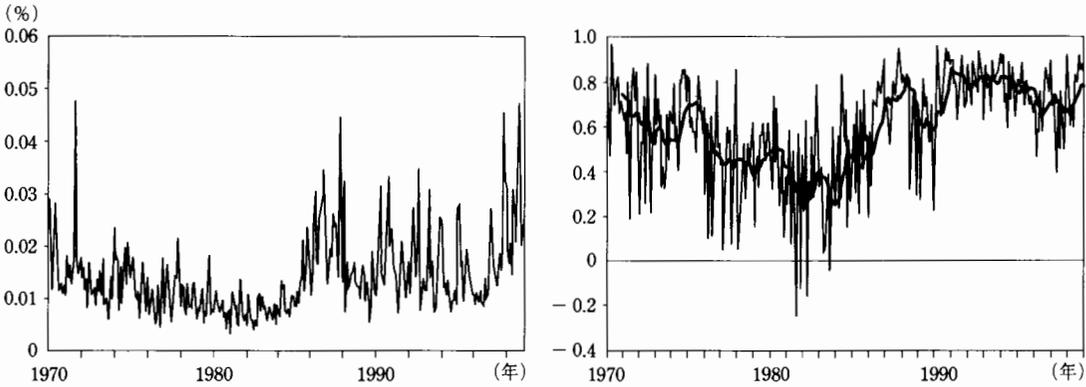
また、供給・需要いずれの推計についても、過去の変数がラグをもって影響する可能性を織り込む。標準的資産価格モデルには過去の変数を必要としないものも多いが、たとえば、投資機会が予期せぬ変化をする場合は、状態変数の推移が投資家に有用となる場合があるし

(Merton 1973)、ノイズのある合理的期待のモデルからも経路依存性が導かれている。データを見ると、構造的リスクとトータル・リスクの水準が時期によって大きく異なっており、投資機会の変化がうかがえる (図2)。

データは、ADF テストの結果、大部分の変数について非定常性を棄却できなかったが、一階の階差では非定常性は棄却された。Engle and Granger (1987) の方法により共和分のテストを行なうと、被説明変数 (C, P) と説明変数 (ラグを含む) との間に共和分は確認されなかった。したがって、バイアスのないパラメータ推計を行なうために非定常データについて一階の階差をとる必要があるが、推計結果の意味を変えないように定常データについても階差をとる⁹⁾。

また、経路依存の可能性を許容するため説明変数にはラグを含めるが、分布ラグ・モデルでは被説明変数と誤差項はすべての期において無相関である必要があることから、被説明変数 (階差) を当期から2年ラグまでの説明変数 (階差) の関数として定式化する。ただし、(1

図2 ー日本の資産収益のトータル・リスク（左）と不動産収益と市場収益の相関（右）



b)式および(2b)式に当期の成長率の階差(Δg)は含めず、また、(1a)式、(2)式および(3a)式の質料(R)には当期とラグに加え1期のリードを含める¹⁰⁾。

さらに、需要推計の(3a)式で内生化する資産供給(C)について、2種類の定式化を行なう。ひとつは、観察される建設データが市場に新しい情報を提供していると仮定するもので、当期の資産供給が内生的に当期の資産価格を決めるようにする。その際、他の説明変数同様に過去の資産供給変数も有効である可能性から8四半期までのラグも外生変数として含める。

もうひとつは、不動産開発プロセスは建設データが観察されるずっと以前からスタートしているため、建設データが観察される以前に資産供給情報が市場に伝わっていると考えられるものである。この場合、資産供給のリードが内生化する。本稿では、商業用不動産の建設期間が通常2年間であると仮定し8四半期のリードとした。したがって、この定式化ではラグとあわせて最長16四半期の資産供給データを含める¹¹⁾。

結果として、各モデルは下記のとおりととなる。ここで、 $\alpha_1, \dots, \alpha_6$ および β_1, \dots, β_6 は、適切な期の説明変数に係る係数のベクトルで、 $\delta_1, \delta_2, \dots$ は季節ダミーである。供給推計および需要推計モデル2の推計は二段階最小自乗法により行なう。

供給推計モデル1：データセット1（四半期）

$$\begin{aligned} \Delta P(t) = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) \\ & + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-7) \\ & + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-7) \\ & + \alpha_4 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-7) \\ & + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-7) \\ & + \alpha_6 \Delta C(t, \dots, t-7) + \Delta \varepsilon_{P(t)} \end{aligned} \quad (4a)$$

$$\begin{aligned} \Delta C(t) = & \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-7) \\ & + \beta_2 \Delta K(t, \dots, t-7) \\ & + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-7) \\ & + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-7) \\ & + \beta_5 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-7) \\ & + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-7) \\ & + \beta_7 \delta_1 + \beta_8 \delta_2 + \beta_9 \delta_3 + \Delta \varepsilon_{C(t)} \end{aligned} \quad (4b)$$

供給推計モデル2：データセット2, 3（月次）

$$\begin{aligned} \Delta P(t) = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-23) \\ & + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-23) \\ & + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-23) \\ & + \alpha_4 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-23) \\ & + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-23) \\ & + \alpha_6 \Delta C(t, \dots, t-23) + \Delta \varepsilon_{P(t)} \end{aligned} \quad (5a)$$

$$\begin{aligned} \Delta C(t) = & \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-23) \\ & + \beta_2 \Delta K(t, \dots, t-23) \\ & + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-23) \\ & + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-23) \\ & + \beta_5 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-23) \\ & + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-23) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \beta_7 \delta 1 + \beta_8 \delta 2 + \beta_9 \delta 3 + \beta_{10} \delta 4 \\
& + \beta_{11} \delta 5 + \beta_{12} \delta 6 + \beta_{13} \delta 7 + \beta_{14} \delta 8 \\
& + \beta_{15} \delta 9 + \beta_{16} \delta 10 + \beta_{17} \delta 11 \\
& + \Delta \varepsilon_{C(t)} \quad (5b)
\end{aligned}$$

需要推計モデル 1 :

$$\begin{aligned}
\Delta P(t) &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) \\
& + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_4 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_6 \Delta \varepsilon_{P(t-1)} + \Delta \varepsilon_{P(t)} \quad (6)
\end{aligned}$$

需要推計モデル 2-1 : 当期資産供給内生化

$$\begin{aligned}
\Delta P(t) &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) \\
& + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_4 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_6 \Delta C(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_7 \Delta \varepsilon_{P(t-1)} + \Delta \varepsilon_{P(t)} \quad (7a)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta C(t) &= \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_2 \Delta K(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-8) \\
& + \beta_5 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_7 \delta 1 + \beta_8 \delta 2 + \beta_9 \delta 3 + \Delta \varepsilon_{C(t)} \quad (7b)
\end{aligned}$$

需要推計モデル 2-2 : 8 期リード資産供給内生化

$$\begin{aligned}
\Delta P(t) &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) \\
& + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_4 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) \\
& + \alpha_6 \Delta C(t+8, \dots, t-8) \\
& + \alpha_7 \Delta \varepsilon_{P(t-1)} + \Delta \varepsilon_{P(t)} \quad (8a)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta C(t+8) &= \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_2 \Delta K(t+8, \dots, t)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-8) \\
& + \beta_5 \Delta \sigma_{P,M}(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) \\
& + \beta_7 \delta 1 + \beta_8 \delta 2 \\
& + \beta_9 \delta 3 + \Delta \varepsilon_{C(t)} \quad (8b)
\end{aligned}$$

4 結果

どの期の説明変数を方程式に含めるかは自由度修正 R² 最大化の基準により決定した。結果として最終的にはモデルに含まれない変数が存在する。結果の表には係数と標準誤差の合計を記載している。したがって変数が含まれても異なる期で符号が逆のために合計では有意とならない場合がある。

供給推計

まず、トータル・リスクが資産供給に与える影響を見る (表 5)。すべてのセットで係数の符号は負で、オプション・モデルと整合的である。とくにセット 1 とセット 2 では 1%水準で有意であり、セット 3 でもラグに対しては有意な結果となっている。トータル・リスクは、資産価格を通じた影響をコントロールしたうえで、供給スケジュールに対し直接負の影響を与えている、すなわち供給曲線を左にシフトさせていることを表している。

係数の水準は、1 標準偏差のトータル・リスク増加が投資を四半期で 19%、月次で 3%減らす効果を持っていることを示している。これは、不動産の日次収益率のリスクが 1 ポイント増大すると、投資が四半期で約 40%、月次で 5%減少する水準であり経済的にも十分な意味を持っている。トータル・リスクが資産供給に与える大きな影響は、オプション・モデルの端的な特徴であり、推計結果はこの点と整合的である。

トータル・リスクと資産供給の間のラグ構造は、図 1 の観察結果と整合的で、セット 1 (1974 年以降・四半期) ではとくに、2 期、4 期ラグ、セット 2 (1982 年以降・月次) では 1

表5 商業用不動産の供給決定要因（日本）（被説明変数： $\Delta C(t)$ ）

定数項	予想符号	[セット1]	[セット2]	[セット3]
		1974年第4四半期～ 1998年第2四半期 ：実質	1982年4月～ 1998年11月 ：実質	1986年2月～ 1998年11月 ：名目
ΔP (資産価格)： 当期・ラグ合計	+	0.403* (0.250)	—	-0.0195 (0.00339)
ΔK (建設コスト)： 当期・ラグ合計	-	-0.00480 (0.0307)	-0.0160 (0.0150)	0.250*** (0.0832)
Δr (金利)： 当期・ラグ合計	+	-0.325 (2.47)	-0.940 (1.80)	0.720 (0.519)
Δg (成長率)： ラグ合計	-	3.19 (3.43)	10.2*** (2.19)	5.70*** 1.09
$\Delta \sigma_{PM}$ (構造的リスク)： 当期・ラグ合計	+	919** (390)	—	21.1 22.7
$\Delta \sigma$ (トータル・リスク)： 当期・ラグ合計	-	-37.8*** (12.1)	-4.71*** (1.66)	-0.492 (0.524)
R^2		0.76	0.84	0.98
修正 R^2		0.67	0.79	0.98
標準誤差		0.16	0.05	0.02
ダービン・ワトソン		2.10	2.00	1.95

注) 被説明変数は、商業用不動産資産供給の対数の階差。()内は係数の標準誤差。*は10%有意、**は5%有意、***は1%有意を表す。修正 R^2 最大化の基準によりモデルに含める変数を選択。第1例は資産供給に不動産業新設投資額（データ：内閣府経済社会総合研究所民間企業資本ストック）、第2列では民間・非居住の建築着工面積（データ：国土交通省建築着工統計）、第3列では民間・非居住の建設総統計（出来高）（データ：国土交通省）を用いた。季節ダミーの係数は省略。

期、4期、7期ラグ、セット3（1986年以降・月次）では2期、4期ラグが有意であった。ラグ構造が短期化しているのは、とくに1990年代に入ってから建設業の供給過剰・競争激化の環境下で建設期間が短期化しているためと考えられる。

価格の効果はいずれのモデルでも正で、セット1とセット3ではそれぞれ10%、1%水準で有意だった。しかし経済的には、資産価格の1標準偏差の上昇が四半期で6%、月次で2%の投資増加につながるのみである。新古典派モデルでは、価格が投資を決める第1の要素であるが、推計結果は少なくとも短期的には価格が第1の供給決定要因ではない可能性を示唆している。あるいはGrenadier (1996) が示す、戦略的オプション行使の結果の「不況がもたらす投資ブーム」のケースが、新古典派モデルで想定する「通常の」ケースと混じっている可能性もある。そうであるとすると、今回の弱い結果はオプション・モデルと非整合的ではない。

金利・構造的リスク・成長率について、新古

典派モデルは供給への直接効果を認めないが、オプション・モデルは比較的弱い影響を予測している (Dixit and Pindyck 1994)。したがって、オプション・モデルでも効果が十分に強くない場合は有意な結果を示さない可能性があるが、今回の推計では総じてこれらの変数について有意な効果が認められなかった。

金利はいずれのセットでも有意な結果を示さなかった。これはオプション・モデルを強く支持する結果ではないが、少なくとも新古典派モデルとは整合的である。

構造的リスクはオプション・モデルで正の効果を持つ。セット1では2%水準で有意の正の効果、セット3では正の効果だが有意ではなかった。セット1によれば、1標準偏差の構造的リスク増大は四半期で投資を10%促進する¹²⁾。なお、構造的リスクとトータル・リスクの係数の符号が逆であることは、リスクを適切に峻別する重要性を示唆している。

期待成長率は、オプション・モデルの負の予想に対して、セット2、セット3で1%水準で

表6 一商業用不動産の需要決定要因 (アメリカ) (被説明変数: $\Delta P(t)$)

需要の決定要因	ΔC なし	$\Delta C(t)$ 内生化	$\Delta C(t+8)$ 内生化
	1974年第2四半期～ 1998年第4四半期	1974年第3四半期～ 1998年第3四半期	1974年第3四半期～ 1996年第4四半期
定数項	—	—	0.0079 (0.0077)
ΔR (賃料): 1期リード、当期、ラグ合計	0.275 [6] (0.190)	0.417 [7] (0.278)	0.513** [7] (0.258)
Δr (金利): 当期、ラグ合計	-6.146*** [3] (1.568)	-4.066** [3] (1.892)	-1.946 [6] (2.097)
Δg (成長率): 当期、ラグ合計	2.239*** [5] (0.758)	1.684** [7] (0.822)	-0.108 [3] (0.224)
$\Delta \sigma_{P,M}$ (構造的リスク): 当期、ラグ合計	0.375 [5] (2.237)	-5.353*** [3] (1.484)	-7.559*** [6] (1.412)
$\Delta \sigma$ (トータル・リスク): 当期、ラグ合計	-2.336*** [5] (0.679)	-0.169 [6] (0.894)	1.672*** [4] (0.459)
ΔC (資産供給): 当期、リード、ラグ合計	—	0.118 [5] (0.110)	0.457** [14] (0.231)
ρ	—	0.275** (0.128)	0.503*** (0.133)
R^2	0.539	0.654	0.871
修正 R^2	0.397	0.489	0.761
ダービン・ワトソン	1.77	2.04	1.83

注) 被説明変数は、商業用不動産価格の対数の階差。 ρ は残差における一階の自己回帰係数。()内は係数の標準誤差。*は10%有意、**は5%有意、***は1%有意を表す。修正 R^2 最大化の基準によりモデルに含める変数を選択。[]内は結果として含めた当期・ラグ変数の数。第1列は需要が完全に価格弾力的であるという仮定、第2列は需要が当期の資産供給の関数と仮定、第3列は需要が8期リードの資産供給の関数と仮定。

有意な正の結果を示している。これは、モデルにおける成長率が恒久的な成長率であるのに対し、今回利用しているGDP成長率が一時的な収入の変化を捉えている可能性がある。たとえば、収入に一時的な成長がある場合、投資を待つオプションの価値が減り、駆け込み投資が実施される。逆に、成長率の低下が一時的であると認識されている場合には(1990年代の日本はこの状況と思われる)、様子見によって投資は進まない。この場合には、推計結果はオプション・モデルと非整合的ではない。

建設コストは、いずれのモデルも負の効果を予想している。結果はセット1、セット2で負の符号となったが有意ではなく、セット3では1%水準で有意に正となった。データを詳細に見ると、建設コスト変数の符号が実質と名目で大きく異なっている。名目と実質で符号が大きく違っているのは建設コストだけであり、インフレ率の影響が名目ベースのセット3にのみ強く出ている可能性がある。また、資産供給と建設コストのデータミスマッチの可能性もある。

Somerville (1999) が強調するように、資産供給推計の際にマイクロ・データにより建設コスト指標の適切な品質調整を行わないと、弱い実証結果しか得られないことがある。

アメリカにおける同様の供給推計であるHolland, Ott and Riddiough (2000) でもおおむね本稿と同様の結果が得られている。すなわち、トータル・リスクの強い正の効果、金利、構造的リスク、資産価格、建設コストに関する弱い効果、成長率(GDP利用)に関する弱い正の効果である。

トータル・リスクに関してオプション・モデルを強く支持する負の効果が見られること、構造的リスクについて弱い支持を示していること、資産価格・成長率については戦略的オプション行使や一時的変化を考慮したオプション・モデルと整合的であることから、推計結果は全体としてオプション・モデルを支持するものであると結論してよさそうである。しかし、より決定的な結論を出すには、マイクロ・データを用いるなどよりきめ細かな検証が求められる。

表7 一商業用不動産の需要決定要因 (日本) (被説明変数: $\Delta P(t)$)

需要の決定要因	ΔC なし	$\Delta C(t)$ 内生化	$\Delta C(t+8)$ 内生化
	1975年第1四半期～ 1998年第3四半期	1975年第2四半期～ 1998年第3四半期	1975年第2四半期～ 1996年第4四半期
定数項	0.0058 (0.0053)	0.0055 (0.0054)	—
ΔR (賃料): 1期リード、当期、ラグ合計	1.476*** [7] (0.164)	1.325*** [7] (0.169)	1.175*** [8] (0.185)
Δr (金利): 当期、ラグ合計	-0.695 [1] (0.535)	-1.411 [2] (0.909)	-2.539** [3] (1.174)
Δg (成長率): 当期、ラグ合計	0.077 [5] (1.489)	1.154 [4] (1.556)	0.695 [4] (1.698)
$\Delta \sigma_{PM}$ (構造的リスク): 当期、ラグ合計	-5.384*** [3] (1.115)	-5.668*** [3] (1.184)	-7.837*** [5] (1.773)
$\Delta \sigma$ (トータル・リスク): 当期、ラグ合計	1.649*** [3] (0.402)	1.650*** [3] (0.432)	3.076*** [4] (0.656)
ΔC (資産供給): 当期、リード、ラグ合計		0.160** [2] (0.067)	0.258* [12] (0.152)
ρ	-0.528*** (0.100)	-0.527*** (0.103)	-0.569*** (0.121)
R^2	0.797	0.810	0.871
修正 R^2	0.742	0.751	0.778
ダービン・ワトソン	1.80	1.74	1.67

注) 被説明変数は、商業用不動産価格の対数の階差。 ρ は残差における一階の自己回帰係数。()内は係数の標準誤差。*は10%有意、**は5%有意、***は1%有意を表す。修正 R^2 最大化の基準によりモデルに含める変数を選択。[]内は結果として含めた当期・ラグ変数の数。第1列は需要が完全に価格弾力的であるという仮定、第2列は需要が当期の資産供給の関数と仮定、第3列は需要が8期リードの資産供給の関数と仮定。

需要推計

推計結果には興味深いディテールが数多くあるが、詳細の議論はOtt, Riddiough, Yi and Yoshida (2001)に譲り、ここでは表6、表7の主要な結果のみ議論したい。まず、いくつかの細かな相違はあるものの両国の結果は極めて整合的である。実際、両国の産業構造の違いからすれば結果は驚くほどの一致を示しており、結果は重要な構造的要因を反映していると考えられる。主要な結果は次のとおりである。

(a) 資産供給のもつ直接の正の効果

修正 R^2 を比較すると、日米ともに ΔC なし $\rightarrow \Delta C(t)$ 内生化 $\rightarrow \Delta C(t+8)$ 内生化と適合度が上がっている。また、日本で $\Delta C(t)$ および $\Delta C(t+8)$ を、アメリカで $\Delta C(t+8)$ を内生化した場合、資産供給が有意に正となっており、最適なリード期間については2国間で差があるにしろ、資産供給は資産価格に対し少なくとも短期的には直接の正の効果を持っていると言える。両国でほぼすべてのリードが採用されており、

供給が統計上観察される以前に投資家は資産供給情報を(過去の資産供給情報とあわせて)価格付けに反映させていると考えられる。また、供給変数の導入によって、他の変数の推計結果も大きく影響を受けており、他の変数の需要効果を考える際にも供給をコントロールする必要性が示唆されている。

一般的理解と相反するこの供給と価格の間の正の関係は、いくつかの解釈が可能である。第1は、集積の経済(Rauch 1993など)や補完性(Cooper 1999)、すなわち不動産の間に補完的關係が存在する場合の収穫増による解釈である。

第2は、不完全情報および市場マイクロストラクチャーによる解釈で、とくにGrenadier (1999)の「横並び開発」は説得力がある。情報の少ない開発者が、情報をもつ開発者の行動を観察することで資産需要に関する認識を修正し「横並び」の開発を行なうモデルで、この場合供給増(減)が資産価格上昇(下落)をもたらし、さらに上昇(下落)した資産価格が開発

を促進（抑制）するというモメンタムが生じる。とくにプロセスの初期では投資の変化が資産価格の変化に先んずる。このモデルで資産供給量は、観察されない需要についての情報を含むという点で、市場マイクロストラクチャー（Easley and O'Hara 1992など）における取引量と類似の役割を果たしている。

第3は、金融市場の不完全性および信用チャネルによる解釈である。たとえば金融市場において、エイジェンシー・コストによって生じるFinancial Accelerator（Bernanke, Gertler and Gilchrist 1996）、担保価値ベースの信用枠が作り出す信用サイクル（Kiyotaki and Moore 1997）、ファンド・マネージャーが自己の評価を傷つけないためにとる集団的投資行動（Scharfstein and Stein 1990）などの不完全性が存在し、そのため外部資本の獲得可能性が開発者および投資家にとって同様に変化する場合、資産供給動向が外部資本のコストや獲得可能性に関する情報を伝達して資産需要に影響する可能性がある。

この供給と価格の正のフィードバックは、不動産市場におけるブームと崩壊および不動産の還元利回りに関するパズル¹³⁾を理解するのに役立つ。正のフィードバックにより、より大きなブームと崩壊が生じ、また「価格-収入比率」が建設ブームとともに高まるからである。

(b) 2種類のリスク変数の重要性

供給の当期・リードを含めるに従い、構造的リスクおよびトータル・リスクの効果は強くなり、 $\Delta C(t+8)$ 内生化的の場合、両国で1%水準で有意である。これは、資産価格づけにおける二次モーメントの重要性（Merton 1973）を示している。また、構造的リスクが資産価格に負の効果を持つのにに対し、トータル・リスクは正の効果を持っている。構造的リスクの符号は予想されたとおりであるが、トータル・リスクが直接の効果を持つことは標準的資産価格理論の予想と異なっている。トータル・リスクの正の

効果についていくつかの説明がありうる。

まず、トータル・リスクが将来の資産供給動向に関する情報を含んでいる可能性である。供給推計で見たとおり、トータル・リスクの増大はその後の投資抑制を意味する。結果として、賃料（R）、成長率（g）の変数が捉えていない長期的な賃料上昇に関する情報を含んでいる可能性がある。その場合、資産供給の価格に対する効果のうち、長期的な負の効果をとータル・リスクが捉え、それと補完的な正のフィードバック効果を資産供給（C）が捉えていると考えられる。

第2の可能性は、使用中の不動産に付随している再開発オプションなど成長オプションの価値の変化である（Childs, Ott and Riddiough 1996など）。トータル・リスクの増大はこれらオプション価値を増大させる結果、不動産の価値を増加させる。

第3は、トータル・リスクが情報到達の頻度を反映している可能性である。価格情報が非対称または不完全である場合、情報の到達頻度が高まると、情報を持つ者と持たざる者の差が少なくなり（Wang 1994）、また情報獲得コストが減少するため（Childs, Ott and Riddiough 2001）、資産価格は上昇する。

(c) 価格決定要因の過去の経路の重要性

いずれの変数についても2つ以上のラグが含まれている。とくに、賃料はいずれのモデルでも6~8期、供給は $\Delta C(t+8)$ 内生化的モデルで5~8期のラグを含んでいる。これは、投資機会が頻繁に変化する場合、あるいは市場が不完全である場合に、過去の価格決定要因を利用することで価格推計が改善されるという主張（Merton 1973, O'Hara 1997）を支持するものである。または、経済における補完性による正の外部効果がモメンタムを生み出しているため（Cooper 1999）と考えることもできる。

おわりに

本稿で、需要・供給の間の正のフィードバック、供給・需要双方における二次モーメントの重要性、リスクの種類を峻別する重要性、リード・ラグ変数の有効性など、標準的モデルとは異なる重要な結果が得られた。

今後データ制約の解消によって、さらに詳細な研究を進めることが可能となる。建設コストに関してはマイクロ・データを用いて品質調整を行なうことでより詳細な分析が可能となる。長期の実質契約賃料や空室率のデータを利用できるようになれば、空間市場と資産市場を明示的に分離してモデル推計することが可能となる。また本稿で提示した、供給と需要の正のフィードバック、トータル・リスクと価格の正の関係、経路依存性などを説明しうる複数のモデルを峻別することも今後の課題である。今回データポイント数の問題から実施できなかったが、金融市場を明示的にモデルに組み込み金融市場の不完全性の影響を検証すること、および期間を区切って構造変化を検証することなども有益な結果をもたらすと考えられる。

* 本稿の執筆過程で、Tim Riddiough、Bill Wheaton、アジア不動産学会・AREUEA・住宅経済研究会の参加者の方々との議論から多くの示唆を得た。記して感謝したい。

注

- 1) 教科書としての解説はDiPasquale and Wheaton (1996) などに詳しい。
- 2) Williams (1993, 1995) は、有限の価格弾力性、投資家の制約など不動産市場の特性を包含した均衡モデルを、Grenadier (1996, 1999, 2002) は戦略的オプション行使を核とする均衡モデルを展開している。
- 3) 代表的教科書としてDixit and Pindyck (1994) などがあげられる。
- 4) 代表的なものとしてBlack and Scholes (1973)、Cox, Ross and Rubinstein (1979) などがあげられる。
- 5) オプション・モデルでは、資産の再開発オプションなどの価値も考慮するため、資産価格もトータル・リスクに影響される。
- 6) 不動産における適用例としてWheaton (1987) などがあげられる。
- 7) たとえば、現実の賃貸契約期間の種類は限定的で、供給サイドの影響を完全に反映しうる賃料の期間構造は存在しない。また、空間市場に対するデリバティブ市場も存在しない。
- 8) この場合、資産供給に関する情報は空間市場の均衡賃料に完全に反映されている (DiPasquale and Wheaton 1996)。
- 9) 階差を過大にとることによる問題は、過小な階差の問題より相当軽いことが知られている (Stock and Watson 1988)。
- 10) 予備的分析の結果、2年以上のラグは概して影響していないことからラグを2年までとする。ただし、推計の結果説明力の弱い期は最終的に含まれないことがある。当期資産供給は当期GDPの構成要素であるため、当期GDP成長率を当期資産供給の説明変数とすることはできない。賃料については、理論上1期先の期待賃料を資本還元したものが当期の資産価格を決めることから1期リードの賃料を含める。
- 11) この場合供給式(3b)式では、内生化した資産供給が金利など非建設変数のリードの影響を受けないよう、建設コスト(K)を除いてリードを含めない。
- 12) 他方、高い構造的リスクは低い資産価格を経由して投資に負の効果を持つことから、均衡資産供給量への効果は不確定である。
- 13) 理論的には、「価格-収入比率」の変化は資産供給サイクルと逆であるべきだが、実際にはサイクルが重なっている (Wheaton 1999など)。

参考文献

- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1996) "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *Review of Economics and Statistics*, 78, pp.1-15.
- Black, F. and M. Scholes (1973) "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81, pp.637-654.
- Capozza, D. R. and R. W. Helsley (1990) "The Stochastic City," *Journal of Urban Economics*, 28, pp.187-203.
- Childs, P. D., T. J. Riddiough and A. J. Triantis (1996) "Mixed Uses and the Redevelopment Option," *Real Estate Economics*, 24, pp.317-339.
- Childs, P. D., S. H. Ott and T. J. Riddiough (2001) "Valuation and Information Acquisition Policy for Claims Written on Noisy Real Assets," *Financial Management*, 30, pp.45-75.
- Cooper, R. W. (1999) *Coordination Games: Complementarities and Macroeconomics*, Cambridge University Press.
- Cox, J. C., S. A. Ross and M. Rubinstein (1979) "Option Pricing: A Simplified Approach," *Journal of Financial Economics*, 7, pp.229-263.

- DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1996) *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice-Hall Inc..
- Dixit, A. K. and R. S. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.
- Easley, D. and M. O'Hara (1992) "Time and the Process of Security Price Adjustment," *Journal of Finance*, 47, pp.577-606.
- Engle R. F. and C. W. J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, pp.251-276.
- Grenadier, S. R. (1996) "The Strategic Exercise of Options: Development Cascades and Overbuilding in Real Estate Markets," *The Journal of Finance*, 51, pp.1653-1679.
- Grenadier, S. R. (1999) "Information Revelation Through Option Exercise," *The Review of Financial Studies*, 12, pp.95-129.
- Grenadier, S. R. (2002) "Option Exercise Games: An Application to the Equilibrium Investment Strategies of Firms," *The Review of Financial Studies*, 15, pp.691-721.
- Heaton, J. and D. Lucas (2000) "Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk," *Journal of Finance*, 55, pp.1163-1198.
- Holland, A. S., S. H. Ott and T. J. Riddiough (2000) "The Role of Uncertainty in Investment: An Examination of Competing Investment Models Using Commercial Real Estate Data," *Real Estate Economics*, 28, pp.33-64.
- Jorgenson, D. (1963) "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, 53, pp.247-259.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997) "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105, pp.211-248.
- Merton, R. C. (1969) "Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: The Continuous-Time Case," *Review of Economics and Statistics*, 51, pp.247-257.
- Merton, R. C. (1973) "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 41, pp.867-887.
- O'Hara, M. (1997) *Market Microstructure Theory*, Blackwell Publishers Corp..
- Ott, S. H., T. J. Riddiough, H. Yi and J. Yoshida (2001) "On Demand: Cross-Country Evidence from Commercial Real Estate Asset Markets," Proceeds from 2001 AREUEA International Real Estate Conference.
- Quan, D. C. and S. Titman (1999) "Do Real Estate Prices and Stock Prices Move Together? An International Analysis," *Real Estate Economics*, 27, pp. 183-207.
- Rauch, J. E. (1993) "Does History Matter Only When It Matters Only a Little? The Case of City-Industry Location," *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp.843-867.
- Scharfstein, D. S. and J. C. Stein (1990) "Herd Behavior and Investment," *American Economic Review*, 80, pp.465-479.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1988) "Variable Trends in Economic Time Series," *Journal of Economic Perspectives*, 24, pp.147-174.
- Somerville, C. T. (1999) "Residential Construction Costs and the Supply of New Housing: Endogeneity and Bias in Construction Cost Indexes," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18, pp.43-62.
- Titman, S. (1985) "Urban Land Prices under Uncertainty," *American Economic Review*, 75, pp.505-514.
- Tobin, J. (1969) "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, pp.15-29.
- Wang, J. (1994) "A Model of Competitive Stock Trading Volume," *Journal of Political Economy*, 102, pp.127-168.
- Wheaton, W. C. (1987) "The Cyclic Behavior of the National Office Market," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 15, pp.281-299.
- Wheaton, W. C. (1990) "Vacancy, Search and Prices in a Housing Market Matching Model," *Journal of Political Economy*, 98, pp.1270-1292.
- Wheaton, W. C. (1999) "Real Estate 'Cycles': Some Fundamentals," *Real Estate Economics*, 27, pp.209-230.
- Williams, J. T. (1991) "Real Estate Development as an Option," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 4, pp.191-208.
- Williams, J. T. (1993) "Equilibrium and Options on Real Assets," *Review of Financial Studies*, 6, pp. 825-850.
- Williams, J. T. (1995) "Pricing Real Assets with Costly Search," *Review of Financial Studies*, 8, pp.55-90.
- Yoshida, J. (1999) "Effects of Uncertainty on the Investment Decision: An Examination of the Option-Based Investment Model Using Japanese Real Estate Data," Masters Thesis, MIT.

都市と戦争 都市構造にテロリズムが及ぼす影響

Glaeser, E. L. and J. M. Shapiro (2002) "Cities and Warfare: The Impact of Terrorism on Urban Form," *Journal of Urban Economics*, 51(2), pp.205-224.

はじめに

2001年9月11日、ニューヨークで2機の飛行機が世界貿易センタービルに突入し、ツインタワーが倒壊した。同時に5つの周辺ビルも倒壊し、ニューヨークのダウントウンエリアは大きく変貌してしまった。犠牲者は3500人を超え、マンハッタン島における全オフィススペースの3.6%に相当する1345万平方フィートのオフィススペースが失われた。さらに、9月11日以降、郵便物による一連の炭疽菌攻撃や相次ぐテロの警告は、アメリカに大きな衝撃と恐怖を与えた。

では、これら攻撃は、ニューヨークやアメリカの都市にどのような影響を与えるのか。将来の都市構造に対して一般的にどのような効果をもたらすのか。Glaeser and Shapiro (2002) は、戦争と都市構造についての経済的関係、および、これらが現代の危機においてどれほど重要であるかを考察している。

まず、戦争が都市化に与える4つの効果について説明する。その後、安全性と都市化に関するクロスカントリー分析を行ない、戦争やテロが都市化にどのような影響を与えるのかを見る。また、2つの世界大戦における、ベルリン、ロンドンおよびパリの発展に戦争が与えた影響や、イスラエルとロンドンにおけるテロの影響を見る。最後に、ニューヨークの今後を考察している。

1 戦争と都市

この節では、戦争と都市に関する経済的関係について、歴史的観点から概説する。人類の歴史において、戦争は都市の発展に大きく影響を及ぼしたが、それは時代、場所、状況によって異なってきた。ここでは、戦争が都市にもたらす効果を4つをあげる。

効果1：セーフハーバー効果

第1の効果は、歴史的に都市が、外部からの攻撃

に対しセーフハーバー（避難場所）としての性格を持っていたことである。多くの住民の存在は攻撃に対する強力な対抗策となりうるため、少数の人々が個別に散在する村落よりも、人々が1カ所に固まって生活する都市のほうが有利であった。ヨーロッパの都市は、中世の封建君主によって補強され、それが市民にとってのシェルターとして機能した。

城壁も、歴史上、都市にとって重要であった。1871年の普仏戦争では、プロイセン軍は皇帝ナポレオン3世を捕らえたにもかかわらず、城壁のためにパリを容易に攻略できず、戦況が膠着した。都市の城壁は、それ自体が規模の経済性をもつ。都市を城壁に囲まれた円形都市であると仮定すると、都市を囲むために必要な1人当たりの城壁の長さは、都市規模が拡大するにつれて減少する。

効果2：ターゲット効果

セーフハーバー効果は、外部からの攻撃に対する防御の性格を表していたが、大きな都市は逆に標的としてもより魅力的となる。これが、戦争と都市との相互作用における第2の効果である。

歴史的混乱期において、大都市が縮小してしまう現象は、このような略奪者の存在によって説明ができる。ローマ帝国時代に発展した大都市は、その後中世に至る混乱期にたび重なる略奪によって多くが衰退し、ローマ自体も、800年における人口は最盛期の10%以下にまで低下した。30年戦争では、1620年から1650年の間にドイツのマールブルグは11回占領され、人口が半減した。

9月11日のテロも、アメリカでもっとも集積したエリアに対する攻撃であり、ターゲット効果の一例である。このような集積に対するテロの存在は、都市集積のリスクを引き上げる。

効果3：輸送コスト効果

第3の効果は、輸送コストを上昇させる効果であ

表1—危機が都市化と都市形態に与える影響（1968～1977年）

	被説明変数	
	1978年都市人口比率	Log(1+1977年以降に建設された500フィート以上のビル数)
テロの有無（ダミー：1968～1977年）	6.7622*	-0.0617
テロの犠牲者（1968～1977年）/1973年人口	0.0047	0.0009
Log(1+テロ事件数：1968～1977年)	2.3375*	-0.0710
1985年における軍事要員/労働力人口	1.0784	0.0301
政府の危機数（1968～1977年）	1.3425	-0.1218
粛清・追放数（1968～1977年）	2.3752	-0.4245
クーデター数（1968～1977年）	12.5111	-0.4295
暴動数（1968～1977年）	0.4635	-0.0058
1968～1977年中の内戦の割合	0.3496	-0.2349
対外戦争の有無（ダミー：1968～1977年）	3.0516	-0.0443
1968～1977年の対外戦争の割合	2.5362	0.3128

注）*は5%有意。説明変数には1973年のlog(1人当たりGDP)とlog(人口)を含む。

出典）World Bank（2001）、Gerometta（2001）、Mickolus（1984）、Easterly and Levine（2001）、Barro and Lee（1994）より作成。

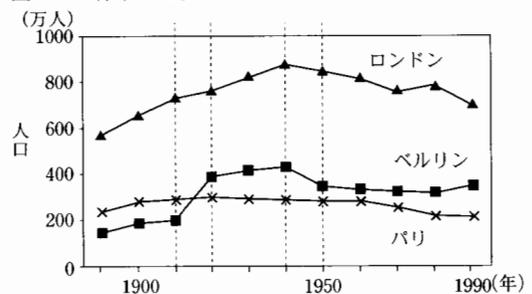
る。

戦争時、輸送コストが上昇する理由には、次の3つが考えられる。第1は、移動や輸送を行なう人々は城壁に守られず、危険な状態に置かれてしまうからである。中世における交通の衰退はこれによるものである。第2は、戦争によって輸送システムが破壊されると、復旧に時間を要するからである。9月11日のテロにおいては、世界貿易センター下のパストレイン（地下鉄）駅が崩壊し、ダウンタウンにおける交通は現在でも大きな打撃を受けている。第3は、交通手段そのものがターゲットとなるためである。タンカー、飛行機、鉄道などは、それ自体が標的となってきた。第1次世界大戦中、客船ルシタニア号はドイツの潜水艦によって沈められた。

アメリカにおいて、打撃を受けた輸送システムは、航空と郵便である。多発テロによる飛行機に対する恐怖と、安全対策のためのコストの上昇によって、航空旅客はおよそ20%減少した。炭疽菌による攻撃は、郵便のコストを押し上げた。

Krugman（1991）が言うように、輸送コストの上昇は2つの正反対の効果をもつ。発展の初期段階では、高い輸送コストは資源立地の誘因を高め、都市化を抑制する。逆に、現代社会においては、高い輸送コストはより一層の都市集中をもたらす。なぜなら、互いに接近することによって、輸送距離を短くすることが重要になるからである。航空サービス

図1—3 都市の比較



に対するリスクや遅延によって、また郵便サービスの問題によって、長距離の経済的関係が維持できなくなれば、大都市への集中はより魅力的となる。

効果4：建物の破壊

4番めは実際の破壊である。ここでは、ターゲット効果と区別するために、建物の破壊による効果は過去のものに限定し、将来のリスクは含めないこととする。

長期的な視点に立てば、建物の破壊による影響はそのエリアが再建されるかどうかにかかっている。この場合、再建する費用に対し、需要が十分でない場合は、問題は深刻となる。

2 テロが都市構造に与える影響の実証分析

この節では、戦争と都市構造の関係に対する実証的証拠を提示する。この節の目的は、戦争などの破

表2 エルサレムとテルアビブの比較 (1948~1998年)

	エルサレム			テルアビブ		
	1948年	1998年	平均成長率	1948年	1998年	平均成長率
人口 (1000人)	87.1	717.0	0.042	305.7	1138.7	0.026
人口密度	159.5	1099.7	0.037	1834.0	6659.3	0.026
イスラエル全体に占める割合 (%)	10.2	11.9		35.7	18.8	

注) 平均成長率は、 $(\log(1998\text{年の値}) - \log(1948\text{年の値})) / 50$ 。
 出典) Central Bureau of Statistics (1954, 2000)

壊行為が都市への集積を促進するのか、阻害するのか、を明らかにすることである。

安全性と都市に関するクロスカントリー分析

表1では、都市化の度合と高層ビルの本数、そしてテロや国内外のさまざまな危機要因について、クロスカントリー分析を行なっている。1列目では、1978年の都市人口比率を被説明変数にとり、 $\log(1\text{人あたりGDP})$ や $\log(\text{人口})$ とともに、各種の要因を説明変数において回帰分析を行なった。

結果、1列目においては、テロの有無に関するダミーやテロ事件数に対して、正の有意な係数が得られた。すなわち、統計的には、セーフハーバー効果がターゲット効果を上回ることが確かめられた。ただし、都市化の進展がテロを招いたとする逆の因果関係も容易に考えることができるため、この結果は強固なものとは言えない。

2列目においては、テロは摩天楼の数に対して影響を与えないという結果が得られた。これは、テロによって摩天楼の建設が抑制されるという直感とは異なるものである。だが、高層ビルは都市計画や規制といった、経済的ではない側面で建設が決定されることも多く、影響がないと結論づけることには注意を要する。

2つの世界大戦におけるヨーロッパの都市

次に、2つの世界大戦における、ベルリン、ロンドン、パリの人口の変動を図1に示し、戦争が都市に与える影響について考察する。

第1次世界大戦においては、ベルリンが大きく人口を伸ばしている。これは、ドイツの東方からの圧力がタンネンベルクでの勝利によって縮小し、ドイツの他地域と比較してベルリンに対する危機が薄れ

たためである。ロンドンやパリでは影響が小さかったことが見受けられる。

第2次世界大戦では、ベルリンは逆に大きな減少を見ている。1940年に433万人いた人口は、1946年には318万人まで減少した。これは、大量の爆撃による死者と、ベルリンから外へ移住した人々によるものである。ロンドンも、ベルリンほどではないが、およそ40万人の人口が減少した。

これらから、戦争は都市人口に影響を与えることがわかる。しかし、これらの戦争の規模と比較すれば、ニューヨークのテロの規模は非常に小さいものである。

都市に与えるテロの影響

次に、都市に与えるテロの影響を見るために、イスラエルとロンドンの人口変化を見る。

イスラエルでは、エルサレムとテルアビブを比較する(表2)。テロが多発するエルサレムに比べ、テルアビブは比較的安全であるが、1948年から1998年までの成長率を比較すると、エルサレムのほうが大きく伸びていることがわかる。これは、テロの影響に比べ、観光や都市の重要性のほうが人口変化に大きく影響したからであると考えられる。

IRAによるロンドン市内での爆弾テロは、1970年代半ばから行なわれるようになった。ここで、表3を見ると、それ以前からロンドンの人口が減少していることがわかる。また、テロの継続にもかかわらず、1980年代からはロンドンの人口は上昇に転じている。

これを見るかぎり、テロの影響によって都市の人口が減少するとは言いがたい。しかし、Enders, Sandler and Parise (1992) は、1974年から1988年にかけて、西ヨーロッパではテロの影響で観光客が

表3 インナーロンドンの人口

年	人口(1000人)
1951	3679
1961	3481
1971	3060
1981	2550
1991	2627
1999	2817

減少していることを示している。つまり、テロが都市の人口にマイナスの影響を与えるとは言いがたいが、観光に対してはマイナスの影響を与えるのである。

3 ダウンタウンの将来

以上を総合すると、テロがアメリカ全体の都市に与える影響は、とても小さいと考えられる。しかし、ニューヨークに限定すれば、短期的な影響は深刻であった。では、ニューヨークに対するテロの長期的な影響はどうであろうか。

この考察のためには、まず、マンハッタンの地域的特性についてみる必要がある。マンハッタンは、大きく分けて、ミッドタウンとダウンタウンに分けられる。両方のエリアはマンハッタンにおける41%の雇用シェアを持つ。これは、ニューヨーク市5区の26%にあたる。9月11日のテロの物理的な影響は、このうちダウンタウンのみにもたらされたものである。

両地域は互いに正のスピルオーバーを持っていると考えられているが、現在のところ、ダウンタウンの破壊によって、ミッドタウンへのオフィスの移転が相次いでいる。

ミッドタウンはダウンタウンに匹敵する知識スピルオーバーの効果をもち、消費への近接性もダウンタウンに引けを取らない。また、ダウンタウンと比較した際のミッドタウンの相対的重要性は、第2次世界大戦から継続的に上昇しつづけている。1950年にはダウンタウンのほうが就業者を多く有したが、現在ではミッドタウンが3倍の就業者を有する。

一方、ダウンタウンは、これまでもしばしば沈滞化していた。世界貿易センタービル自体、エリアを活性化するために助成を受け建設されたものである。

今後も、大規模な助成が行なわれないうえ、ダウンタウンからミッドタウンへの移転が加速することが予想される。

では、大規模な助成はダウンタウンに行なわれるべきなのであろうか。この問題を考える際には、無論、9月11日のテロによる被害に対する助成という点を考慮する必要がある。しかし、助成は被害者に与えられるべきで、場所に与えられるべきではない。テロによって職や家族を失った人々は、政府による補助を受ける資格を正当に有する。しかし、場所に対する補助は、立地選択にゆがみを生じさせるため、望ましくない。

ダウンタウンエリアは、以上のように、相対的重要性が低下している。これまでの隆盛は政府の助成によるものであり、2001年9月11日のテロ事件から1年を過ぎた現在、より大規模な補助をダウンタウンに与え、再建する必要性は、疑わしいものになってきている。

参考文献

- Barro, R. J. and J.-W. Lee (1994) "Data Set for a Panel of 138 Countries," National Bureau of Economic Research, <http://www.nber.org/>.
- Central Bureau of Statistics (1954, 2000) *Statistical Abstract of Israel*, Jerusalem.
- Easterly, W. and R. Levine (2001) "International Political Database," Harvard CID-World Bank DataMart, <http://paradocs.pols.columbia.edu/datavine/>.
- Enders, W., T. Sandler and G. F. Parise (1992) "An Econometric Analysis of the Impact of Terrorism on Tourism," *Kyklos*, 45(4), pp.531-554.
- Gerometta, M. (2001) "Hot 500 Database," Provided by Personal Correspondence.
- Krugman, P. R. (1991) "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, 99, pp.483-499.
- Mickolus, E. F. (1984) "International Terrorism: Attributes of Terrorist Events, 1968-1977 (ITER-ATE 2)," Inter-university Consortium of Political and Social Research Dataset, No.7947.
- World Bank (2001) World Development Indicators CD-ROM, Washington, DC.

(磯野生茂/東京大学大学院経済学研究科博士課程)

●近刊のご案内

『工務店協同化等実態調査』

定価2,600円(税込み)

わが国の戸建て住宅の約3分の2を占める在来木造住宅の主要な担い手は中小工務店である。このような工務店の経営実態に関する基礎データを整備し、定期的に更新していく意義は大きい。

工務店の経営実態に対しては、これまで平成7年度、平成12年度に「工務店経営実態調査」(国土交通省)が行なわれているが、建築基準法の性能規定化に伴う関連建築基準の見直し、「住宅の品質確保の促進等に関する法律」の制定など、経営環境が大きく変化した現時点での協同化の実態については把握できていない。

そこで本調査では、平成7年度の「住宅フランチャイズチェーン実態調査」(財団法人住宅保証機

構)に基づく工務店の協同化の実態に関する基礎データの更新に加え、住宅市場をめぐる大幅な環境変化に対応していくために合理化工法のノウハウや規格仕様部材の活用に積極的に取り組む工務店のグループへの参画状況などを重点的に調査した。

回答グループの組織形態はVC(ボランティアチェーン)28グループ、FC(フランチャイズチェーン)11グループ、事業協同組合11グループであり、このうち1980年代以降に設立されたグループが69.0%を占める。また、資本提携があるグループは36.7%であり、このうち45.5%は住宅メーカー系であった。

加盟工務店についてみると、「加盟会員数30社以上」のグループが増加し、平均加盟会員数は197.5社で前回調査の2.1倍となっている。また年商規模「5億円以

上(32.5%)」、年間供給戸数「16戸以上(34.8%)」の規模の大きい工務店の加盟が中心であるが、近年は規模の小さい工務店の加盟も増加傾向にある。

工務店への主な支援メニューとしては、「営業・販促支援」「情報・研修支援」「生産・施工支援」「設計・開発支援」であり、商品として「高断熱・高气密住宅」「高耐震・高耐久住宅」「健康住宅」などを用意し、設計では合理化工法の開発を行ない、施工ではプレカット部材の活用を行なっている。

住宅性能表示制度への対応は、「住宅型式認定を取得(予定含む)」が44.2%であり、瑕疵担保責任10年義務化への対応は、「工事に関しては工務店対応」が46.4%であった。なお、グループの将来展開は「同様の組織を展開」が70.0%を占めた。

編集後記

立春を過ぎて一日おきに寒暖が変わる不安定な天気が続きました。曇り空の下で強風に揺れる木々の枝や市街地の電柱の頂に止まって四囲を見回しているカラスの様子を眺めながら、緊張と不安を増しているイラク情勢に思いを馳せてしまいます。

それでも雛の節句に春一番が吹いて、翌日にはからりと空が晴れ上がりました。啓蟄を過ぎれば餌の虫を求めて鳥の動きも盛んになり、朝のさえぎりも急に賑やかになることでしょう。近くの公園の梅林では紅白

の花が五分咲きで、さわらびの萌え出ずる季節が始まりました。

こうした自然の時の流れと絡まり、情報化とグローバル化が時代の潮流となって、市場経済の力が浸透しつつある反面、それに対する反応も激化しているようです。市場社会が高度情報ネットワークと重合して、各地の出来事が瞬時に影響を及ぼし合う世界を生み出しました。それは日常生活でも実感されていて、住生活も住宅市場もその例外ではないと思うのです。(M)

編集委員

委員長——山崎福寿
委員——吉野直行
森泉陽子
西村清彦

季刊 住宅土地経済

2003年春季号(通巻第48号)

2003年4月1日 発行

定価(本体価格715円+税) 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
東京都千代田区麴町5-7
紀尾井町TBR1107 〒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——精文堂印刷所