

# “いま人気のまち”と私

星野進保

財団法人日本住宅総合センター 評議員

“いま人気のまち”に住んで、かれこれ20年経つ。

遠景に富士、丹沢の山並み。近くにゴルフ場の濃い緑、神社仏閣の杜や雑木林の多彩な緑。春には、うめ、さくら、はなみずき、みもぎ、つつじ、しゃくなげ。うぐいす、ほととぎすの声にめじろ、しじゅうがら、こじゅけいの姿。このまちの売りは、こんな豊かな緑に、整然と区画された街路と瀟洒な屋並みである。

駅の開設が昭和49年、麻生区が昭和57年に多摩区から分区して20年。人口は分区時の9万6000人から平成14年には14万5000人と5割増。この間に、区役所、消防署、文化センター、スポーツセンター、大型商業施設、金融機関、ホテル、映画館、音楽学校、映画学校などが駅周辺地区を埋め、川崎市北部の新都心らしい姿に育った。このまち、なお発展途上にある。収容人口7000人余が予定される駅前緑地の開発、川崎駅と新百合ヶ丘駅を結ぶ川崎縦貫高速鉄道の計画など、なお新都心は膨張しそうだ。

すでに駅周辺はマイカー急増で混雑。散策派は豊かな緑とゆったりした歩道を、マイカー派は緑や歩道をけずってでも道路の拡幅やバイパスを。東京通勤派は縦貫鉄道に何の魅力もなく、鉄道過疎派には最優先の要求。

どこにでもある話かもしれない。が、“いま人気”のまちが、“あたりまえ”のまちになってしまうのか。世話にだけなっていて無関心だった私も、このまちの明日のために何かできないか、勉強会に入れてもらった。

---

## 目次●2003年夏季号 No.49

---

- [巻頭言] “いま人気のまち”と私 星野進保——1
- [特別論文] 抵当権法改正と不動産市場 丸山英氣——2
- [研究論文] 構造変化を考慮したヘドニック型住宅価格指数の推定  
小野宏哉・高辻秀興・清水千弘——14
- [研究論文] 市場メカニズムを通じた防災対策について  
山鹿久木・中川雅之・齊藤 誠——24
- [研究論文] 情報の不完全性と住宅保有の格差 廣野桂子——33
- [海外論文紹介] 住宅市場細分化の把握 崔 廷敏——40
- エディトリアルノート——12
- センターだより——44 編集後記——44

# 抵当権法改正と不動産市場

丸山英氣

## はじめに

担保法・執行法が大きく変わろうとしている。平成15年2月5日、法制審議会が担保・執行法制の見直しに関する要綱をとりまとめ、ほどなく国会を通過することとなろう。内容は、多岐にわたる。担保法の改正の中心は抵当権法である<sup>1)</sup>。ここでは抵当権法の改正のうち、抵当権の効力、<sup>てきりょく</sup>滌除、一括競売、短期賃貸借の4つを中心に、実体法のそれを論ずることにしよう<sup>2)3)</sup>。民事執行法への言及はここでは省略する。

抵当権法改正の内容を簡単に述べておこう。第1は、抵当権の効力の拡大を狙った改正である。抵当権実行の手續として競売のほか、強制管理類似の手續を創設して、賃料債権までその効力を拡大するものである。第2は、滌除制度の合理化である。その中心は抵当権者の増価競売での引受義務の廃止である。第3は、一括競売の拡大である。抵当権設定後、抵当地に第三者が建物を築造した場合であっても、その建物を抵当地とともに競売できるとするものである。第4は、抵当権実行の透明化である。その中心は短期賃貸借の事実上の廃止である。

改正の重点はいうまでもなく、第4の短期賃貸借の廃止である。占有権原のある占有者だけでなく、占有権原のない占有者の占有により、抵当権の実行が阻害され、抵当目的物の価格を減価させていたことは周知の事実であるが、こ

の改正によって抵当権実行手續がかなりの程度、透明化した。長期的にみると、第1の賃料など収益権への抵当権の効力が拡大し、抵当権実行手續として強制管理類似の手續が認められたほうが影響が大きいのではないかと推測される。また第2の滌除の合理化、第3の一括競売の拡大も、徐々に影響が出てこよう。

いずれの改正も、共通に認められるのは、抵当権の強化を狙っていることである。抵当権を強化することは、その対抗的権利を弱めることである。そこでこのような対抗的権利を弱めることが妥当であるかも検討される必要がある。

以下、改正の内容をみよう。ついで不動産市場への影響といったものを検討することにしよう。まずもっとも大きい改正である短期賃貸借から始める。

## 1 短期賃貸借の廃止

### 問題状況

民法では、抵当権法に後れて設定された賃貸借であっても、民法602条を超えない短期のものであれば、抵当権者（買受人）に対抗できるとしている（民法395条）。抵当権に後れる賃貸借は、本来、抵当権の実行によって消滅させられるはずであるが、そうすると抵当権が設定されている不動産は利用ができなくなる。そこで短期の賃貸借に限って、管理行為として保護することとした。しかし、設定者が全期間の前払賃料を受けるような場合、抵当権者に損害を与

えることになる。そこで、民法395条は但書で抵当権に損害を及ぼすべきときは賃貸借を解除できるとした（同条但書）。このように、この制度は、一方で短期に限って抵当権に対抗できるとしつつ、他方で損害が生じれば抵当権を解除できるという、いわば「矛盾に満ちた制度」であったのである<sup>4)</sup>。

事実、短期賃貸借の制度は、利用権者側には期間が短すぎるうえに登記をしなくてはならないので使いにくく、抵当権者側には濫用利用が多いことが指摘されている。そして近時は、後者の弊害が目立つようになってきている。すなわち、この制度が抵当不動産を安価で競落する手段として使われ、闇の勢力の資金源となっている。のみならず、根本的にはこの制度の存在が抵当権の実行に阻止的に働き、抵当権者に損害を与え、このことが抵当不動産の担保価値を下落させ、信頼を減少させていることが指摘されている（中間試案補足説明）。

これだけではない。居住権保護という名のもとに占有権原のない不法占有をも是認される風潮が、われわれの社会にあることを見逃してはならないだろう。たとえば、金融機関（銀行）が債務不履行におちいった高齢者の抵当権を実行して居住家屋を売却しようとするとき、それを阻止しようとする動きがジャーナリズムや一般市民の感情にないであろうか。高齢者保護とか、弱者保護は必要なことである。しかし、これを抵当権実行のプロセスの中で行なおうとすると、それ以外の利益者層（たとえば、暴力団、エセ同和など）にも力を与えることになることに注意すべきである。したがって、このような者の保護は、基本的に抵当権実行のプロセスの外でなす仕組みが必要である。民法は、取引の基本法であり、それを純化することが必要である。

抵当権の実行段階において、またその前段階

(丸山氏写真)

まるやま・えいき

1939年長野県生まれ。早稲田大学法学部卒業。横浜市立大学助教授を経て、現在、千葉大学法経学部教授。

著書：「物権法入門」（有斐閣）、「区分所有法の理論と動態」（三省堂）、「現代不動産法」（清文社）、「都市の法律学」（悠々社）ほか。

において、占有権原のない占有者をどう排除していくかが、平成にはいつてからの何回かの民事執行法改正であり（平成8年、平成10年の民事執行法の改正）、判例の変更であった（最大判平成11年11月24日民集53巻8号1899頁による、最判平成3年3月22日民集45巻3号268頁の変更）。このような努力にもかかわらず、執行妨害は除去されてはいない。そこで、短期賃貸借制度の廃止を含めた改革の提言が急速に勢いを増していたのである<sup>5)</sup>。

#### 中間試案

平成13年2月16日の法制審議会で、抵当権などの担保権およびその実行としての執行手続に関する諮問が決定され、担保・執行部会が設置された。約1年にわたる審議の後、平成14年3月に、中間試案がA B案として発表された<sup>6)</sup>。

A案は、短期賃貸借が濫用されているとともに賃借権も合理的に機能していないとし、抵当権に後れる賃借権は、その長短にかかわらず抵当権者（買受人）に対抗できないとする。これに対してB案は、抵当権に後れる賃借権も、一定範囲で抵当権者（買受人）に対抗できるとする。A B両案の差は、従来の一連の民事執行法の改正によって濫用的短期賃貸借が存在しなくなったか否かの認識から生じている。

中間試案に対する各界の反応は、A案が圧倒的に支持されたと伝えられている<sup>7)</sup>。

## 要綱

平成15年2月5日、法制審議会で決定した担保・執行法制の見直しに関する要綱では、短期賃貸借の制度は、原則的に廃止することにした。①抵当権に後れる賃貸借は、その期間の長短にかかわらず、抵当権者および買受人に対抗できない。②抵当権の登記後に登記された賃貸借は、これに優先するすべての抵当権者が同意し、その同意が登記されたときは、抵当権者および買受人に対抗できる。③抵当権者に対抗できない賃貸借により建物を占有する者に対しては、建物の競売によりその所有権が買受人に移転したときから3月間の明渡猶予期間を与えられる。

中間試案のA案を採用したことになる。A案が採用された理由は、今回の改正の最大の眼目が短期賃貸借という制度を廃止し、不動産競売を透明化することであったからである。短期賃貸借が濫用され、社会的に是認されない勢力の資金をつくりだす装置にもなっていることがかねてから指摘されていた。

①で短期賃貸借が廃止されても、②で生き残るのは具合が悪いとの批判もありえよう。しかし、すべての抵当権者が合意する賃借人は、たとえ対抗力がなくても、優良な賃貸借であることが予想されるから、買受人にとってもこのような賃借人にはむしろいてもらったほうがよいともいえる（このことは、不動産の本体がその収益力だという最近の考え方に通ずる）。また、③は不法占有者であっても、買受人に所有権移転した後3カ月間は明渡しを猶予しようというのである。短期賃貸借の実態に即した改正だといえよう。

これに対してB1案、B2案は、正常な短期賃貸借があるとの認識もとに、原状を維持し（B1案）、さらに保護を拡大するものである（B2案）。正常な短期賃貸借があり、建物賃借人は保護されるべきだとの基本はここでも維持

されるべきだとする。しかし、この考え方は短期賃貸借の実態をみておらず、パブリックコメントの圧倒的多数がこの制度を否定したことの意味を理解していない。実務を担当する者がほとんどの短期賃貸借が濫用的だとするのは重い。

B案の指摘で考慮に値するものは、A案では敷金返還請求権が保護されないということである。しかし、賃借権設定者（債務者）が倒産状態のとき、賃借人だけが優遇されて他の債権者より保護され、買受人から敷金を回収できるとする理由はない。賃借人は契約の相手方からのみ回収できるとする以外にない。

## 不動産執行妨害への対策

短期賃貸借という制度を、事実上廃止するという改革の意義は大きい。今回の改正では、このような実体法上の改革だけでなく、平成にはいつて行なわれてきた手続法の改革も引き続いて行なわれた。競売不動産を占有することで抵当権の実行を妨げ、競落価格をおし下げているからである。その内容はつぎのとおりである。

### (1)民事執行上の保全処分の強化

#### ①要件の緩和

(ア)債務者または不動産の占有者が、不動産の価格を減少する行為またはそのおそれのある行為（価格減少行為等）をするときは、執行裁判所は、差押債権者の申立により、買受人が代金を納付するまでの間、担保を立てさせ、または立てさせないで、その行為をする者に対し価格減少行為等を禁止し、または一定の行為を命ずることができるとした（民執法55条1項）。これらの執行裁判所の行為を保全処分という。平成8年法では、保全処分の対象が著しく減少する行為またはそのおそれがある行為としていたのを、著しくという文言を削除した。

(イ)債務者または不動産の占有者で占有権原を差押債権者などに対抗できない者が、価格減少

行為等をしたときは、執行裁判所は保全処分を発することができるとした（民執法55条2項）。平成8年法では、これらの保全処分の対象は、(ア)の命令に違反したとき、または(ア)の命令によっては不動産の価格の減少を防止することができないと認めるべき特別の事情があるとき、と限定していたが、その要件を削除した。(ア)(イ)によって、執行裁判所は保全処分を出しやすくなった。

### ②相手方の特定

①の(イ)の保全処分を発する場合、相手方を特定することが困難である特別の事情があるときは、執行裁判所は、相手方を特定しないで、その執行時の占有者を相手方として保全処分をすることができるものとした。占有者がつぎつぎに変わることがあると指摘されていたが、それへの対応である。

### ③公示命令

執行裁判所は、①の保全命令を発する場合に、保全処分が発せられることを執行官に公示させることができる。

### ④占有移転の保全処分の効力

(ア)①に基づいて相手方（無権原占有者）に対し、占有の移転を禁止し、占有を解いて執行官に引き渡すべき命令を内容とする保全処分が発せられ、執行されたときは、買受人は引渡命令に基づき、その保全処分が執行されたことを知って不動産を占有した者に対し、その引渡命令を執行することができる。知らないで占有を承継した者に対しても同様とする。

(イ)(ア)の保全処分の執行後にその不動産を占有した者は、その執行を知って占有したものと推定する。

(ウ)(ア)の引渡命令に基づき相手方以外の者に対する執行文を付与されたときは、その者は異議の申立で対抗できる権原で不動産を占有しており、または保全処分の執行を知らず、債務者

の占有の承継人でないことを理由とすることができる。

### (2)不動産の内覧

執行官は、(1)①(イ)の保全処分不動産を保管する場合、不動産の内覧を実施できる。担保権の実行による競売などにおいても、一般の不動産売買の過程に準じた措置をとろうとしたものである。

### (3)明渡し執行の実効性の向上

#### ①占有禁止の仮処分における債務者の特定

不動産の占有移転の仮処分命令は、債務者を特定しないで執行時の不動産占有者を債務者として発することができる。

#### ②承継執行文における承継人等の特定

引渡しまたは明渡しの請求権についての債務名義で、表示された当事者以外の者を債務者とする執行文を附与する場合には、執行文はその執行時の不動産占有を債務者とすることができる。

#### ③明渡しの催告

不動産の引渡しまたは明渡しの強制執行において、執行官は、債務者の不動産に対する占有を解いて債権者にその占有を取得させる期限を定め、その期限（引渡期限）および債務者がその不動産の占有移転を禁止されている旨を債務者の占有する不動産に公示することで強制執行を開始することができる。また執行官は、引渡期限前において、債務者以外の者が不動産を占有する場合であっても、その者に対する執行文を附与しないで強制執行を開始することができる。

## 2 強制管理類似の手続の創設

### 問題状況

民法は、一方で民法371条1項但書において、原則的に果実には抵当権の効力が及ばないとしつつ、他方で民法372条においては、先取特権に関する304条を準用して賃貸によって債務者

が受くべき金銭に対しても抵当権を行なうことができるとしている。そこで従来、賃料債権に抵当権の効力を及ぼすことができるかが、解釈上の問題となり、議論が分かれていたことは周知のとおりである<sup>9)</sup>。ところが近時、最高裁は、抵当権による物上代位の対象として賃料に及ぶことに踏み切った（最判平成元年10月27日民集43巻9号1070頁）。その後は、どの賃料に及ぶか、など判例の発展が続いている（最判平成12年4月14日民集54巻4号1552頁、最判平成14年3月28日民集56巻3号689頁）。このことは、抵当権の効力が事実上賃料に及ぶことを認めたことになる。しかし、登記の順位によって優先弁済を認める本来の抵当権効力と、差押えによって後順位抵当権者も弁済を受けられるとする先取特権秩序との間の整合性は、はかられていない。

のみならず、賃料が抵当権者に帰した場合、建物所有者（抵当権設定者）は建物の管理費を捻出できず、都市のあり方だけでなく最終的には抵当権者自身も不利益とならざるを得ない。そこで抵当権秩序と先取特権秩序の調整が必要とならざるを得ない。考えられる方策として、抵当権実行の手續として強制管理に類似する手續の創設がある。昭和54年に成立した民事執行法の立法過程において、抵当権実行の方法として強制管理類似の手續を導入すべきだとの意見があった。しかし、当時の抵当権観ではその効力は不動産の収益まで及ばないとされていたので見送られた、と伝えられている<sup>9)</sup>。

#### 中間試案

同部会の審議では、強制管理類似の制度をつくることには異論がなかった、と伝えられている<sup>10)</sup>。問題は、このような制度を設けるにしても、その仕組みをどうするか、抵当権に基づく賃料に対する物上代位の見直しの必要があるか、の2点である。前者については、A案は競売と

は別個独立の手續とする、B案は競売に付随する手續とする、の2案が提示された。後者については、A案は抵当不動産の賃料に対する物上代位と強制管理類似の手續について調整規定を設ける、B案は物上代位を認めない、の2案が提示された。

#### 要綱

要綱では、抵当権の効力について、抵当権実行の手續として強制管理類似手續を導入する。つまり、抵当権が収益にかかっていくことを正面から認めたわけである。この結果、抵当権の効力は不動産質権の内容と共通することとなった。

#### (1)強制管理類似の手續

①抵当権の実行の手續として、従来からの不動産競売のほかに、要綱は強制管理類似の手續（担保権に基づく強制管理）を創設する。そして不動産競売と担保権に基づく強制管理は、それぞれ独立して申立てることができるとする。抵当権の効力は、本来、抵当目的物を競売（売却）してその代金から優先弁済にあてるものである。しかし、判例のように抵当権に基づく物上代位によって賃料にかかっていくことができるとすると、実質的には、抵当権に収益的効力を認めることとなる。このことは、抵当権の支配力を拡大することになることに注意すべきである。従来の抵当権観によれば、設定者は、抵当権設定後も抵当目的物に対する使用利益権は失わず、自己使用することも他人の使用にゆだねることもできる。しかし今回の改正によれば、抵当権者が抵当権実行として担保権に基づく強制管理を選択した場合は、設定者のこの権利は奪われることになる。

②担保権に基づく強制管理による差押えの後には、①の結果として、担保権の効力が天然果実および法定果実に及ぶことになる（民法371条

参照)。そして、担保権に基づく強制管理の手続は、民執法93条以下の強制管理を準用するほか、所定の手続の準用（民執法181～183条）、適用がある（民執法194条）。

#### (2)物上代位と管理手続との調整

物上代位に基づく賃料などへの差押え、執行などの一連の強制執行は、個別にできるが、いったん抵当権に基づく強制管理の手続が開始された場合は、抵当権はこの管理手続の中で実現されることになる。すなわち、①賃借人など収益の給付義務を負う第三者に対し、強制管理または担保権に基づく強制管理（強制管理等）の開始決定の効力を生じたときは、賃料などその収益の給付請求権に対して、すでになされている手続の効力は停止される。ただし、金銭の強制執行の差押命令が第三債権者に送達されたような場合は、その手続は有効となる（民執法165条、143条、193条など）。②手続の効力の停止される時まで、これらの手続において差押え、仮差押えの執行または配当要求をした債権者は、強制管理等において、配当要求など格別の行為を要することなく当然に配当等を受けるべき債権者となる。

### 3 滌除の合理化

#### 問題状況

抵当不動産の第三取得者は、抵当権者にその承諾を得た金額を払渡し、または供託して抵当権を消滅させることができる（民法378条）。抵当権者は、第三取得者の提示した金額に不満なときは、その不動産を増価競売の申立をすることができる（民執法185条以下）。増価競売を行なったが、第三取得者が提供した金額より10分の1以上で売却することができなかつたときは、抵当権者自らが、その不動産を買い受けなくてはならない（民法384条2項）<sup>11)</sup>。

抵当権者からは、滌除は予期せぬ時期に不当

に安い金額で抵当権を消滅させる、増価競売の保証提供は負担が重いなど、制度そのものへの批判があり、また制度の濫用もあるとして、滌除の削除が主張されていた。しかし、抵当権の第三取得者からは、抵当権を第三取得者のイニシアティブで消滅させる唯一の制度であり、とくに被担保債権が抵当不動産の額を上回るような場合に必要だと主張されていた<sup>12)</sup>。

#### 中間試案

中間試案はつぎのA B両案を提示する。A案は、不動産の第三取得者のイニシアティブで抵当権消滅させる制度は必要であるとして滌除を残し、抵当権者の不利益を修正しようとするものである。修正は、いくつかある。滌除権者は抵当不動産の所有権を取得した者に限る。増価競売への熟慮期間を1カ月から2カ月に延長し、抵当権者が競売の申立をしたときは滌除の効果が生じない。増価競売で抵当権者は引受義務がない。抵当権者は抵当権実行通知を第三取得者にすることなく実行できる、などである。これに対してB案は、滌除制度を廃止し、第三取得者のイニシアティブで抵当権を消滅させる制度は設けないことにするというのである。

#### 要綱

中間試案のパブリックコメントは、A案とB案の支持が分かれたようである<sup>13)</sup>。同部会では、基本的にA案に基づいて要綱をつくったようにみえる。要綱によれば、滌除制度の合理化は以下のような内容である。

①滌除権者は、抵当不動産の所有権を取得した第三者だけとし、地上権、永小作権を取得した第三者は除くこととした。地上権、永小作権を取得するということは、事実上ないからである。

②抵当権者が抵当権を実行する場合、あらか

じめ第三取得者に抵当権を実行する旨の通知は要しない。滌除権者のほうから滌除することを通知することになる。

③第三取得者が滌除できる期間は、競売開始決定に係る差押えの効力が生ずるまでとする。抵当権実行通知を受けるまではいつでも可能だとするものを改める。

④(イ)抵当権者が第三取得者から滌除の申出を受けて抵当権を実行するとき、増価買受義務を負わないものとし、(ロ)その場合、抵当権者の競売申立て期間は2月とする。従来、1月であったものを改める。(イ)そして、この期間内に抵当権者が抵当権を実行しても買受の申出がなかったときは、第三取得者の申出を承諾したものとみなすとの擬制は生じないものとする。

滌除法の改正でもっとも重要な点は、この④であろう。第三取得者から滌除の申出を受け、抵当権者が抵当権を実行しても誰も買受の申出がないときは、抵当権は消滅しないということである。第三取得者が抵当権を消滅させようとするれば、自らが競落する以外にない。第三取得者には優先取得権（たとえば先買権）はない。第三取得者以外の者が適正な価格で競落して買受人となることも十分考えられる。

## 4 一括競売

### 問題状況

土地の抵当権者は、抵当権設定後に設定者が建物を築造したときは、土地とともに建物も競売できる（民法389条）。しかし、抵当権設定後、第三者が建物を築造したときは、土地のみを競売できるにすぎない<sup>14)</sup>。第三者に占有権原がある場合だけでなく、ない場合も、土地の抵当権者は一括競売できないとされている。いうまでもなく、土地の買受人はこのような建物の取去請求ができる（抵当権者自身も取去請求が物権的請求権によって可能であろう）。しかし、現

実は、このような取去請求は手続上の負担などから事実上の困難があり、そうになると売却代金下落や抵当権の実行そのものができなくなることがある。

### 中間試案・要綱

中間試案では、土地の抵当者は、抵当権設定役に建物が築造されたとき、土地とともに建物も競売できるものとする。ただし、建物の所有者が抵当地につき抵当権者に対抗できる占有権原を有するときは、この限りでないとする案が提示された。大方の意見もこれを是認し、要綱でもこの線でまとまった。

## 5 抵当権法改正と不動産市場

### 抵当権と他の権利との利害調整

抵当権を中心とした担保権を他の権利や利益の中でどう位置づけるかは、困難な問題である。それぞれの権利は社会で固有の位置というものがあると同時に、これらの権利は経済や社会の変化でそれ自体変化していくからである。したがって、基本法である民法がこれらの権利をどう位置づけるかも固定的なものもありえないであろう。

抵当権の効力、短期質貸借、滌除は、民法典の制定の頃から議論があり、とりわけ第二次大戦後そのあり方が問題とされることが多かった。そして、民法や民事執行法そして借地借家法などの改正の折に議論がなされてきたが、改正は実現しなかった（民事執行法の改正はなされた）。改正の実現が、銀行の力が落ちてきた時期、少なくとも銀行は企業の運命を握る唯一の勢力でなくなったときに実現したのは、「弱者保護」という一部の論者のきまり文句が効を奏したのであろうか。

銀行は、従来、果実に対して抵当権の効力が及ばないという原則に忠実であった。しかし、



いわゆるバブルがはじめて地価が下落しはじめた頃、先取特権という迂回路を通して抵当権の効力を拡大しようとし、最高裁はこれを認知した（前掲最判平成元年10月27日）。しかし、銀行はバブルの主演者であり、ドラマが失敗したときに迂回して賃料にまで抵当権の効力を及ぼそうというのはフェアとはいえない。最高裁のハンドルの切り方は誤っていたといえる。しかし、いったん切ったハンドルを逆にすることは、裁判官が事務局をあずかる法制審議会でできないとすれば、せめて他の利益と調整の場を裁判所の中でする仕組みをつくるべきだったのではないか。建物を維持管理し、都市を美しくしておく義務が社会的義務として在するのではないか。そのために銀行は遠慮することが必要だったのではないか。

これに対して短期賃貸借が廃止されたことは妥当といえる。この問題は、従来、正常な賃貸借は保護する必要がある、ということで実現しなかった。しかし、短期賃貸借問題は端的にいうと、市民的取引秩序から異質のグループの排除が議論されていたのである。借地借家法の正当事由条項のように、民法秩序と異なる要素をいれるとき、かならず現れてくる問題と共通している。可能な限り競売も、普通の売買に近づくことが仕組みをつくりときの重要なことである。正常な短期賃貸借権があるとしても、それを上回る弊害を消すことが社会的に求められていたのではないか。

一括競売も、建物を不法に占有する者の排除が要請された立法である。

また滌除では、全面的な廃止という銀行の要望はいれられず、部分的な修正にとどまった。滌除を廃止するという立法が実現すると、抵当権つきの不動産（建物および土地）の利用は事実上できなくなる。抵当権設定後の利用権の設定は不安定である。銀行がいつまでも抵当権を

実行しないし、はずもしないと（このような事態は過去にあった）、その不動産の有効利用は不可能となる。土地は抵当権者のみのために存するのではないのである。このような抵当権万能主義とでもいうような風潮がかなり強いのはどうしてであろうか。

同じような現象は、不動産へ商事留置権を認めるかどうかをめぐるでも存在する。銀行から融資を受けて土地を取得し、土地所有者はそのうえに抵当権を設定する。土地所有者は請負人（ゼネコン）に依頼してビルを建築したが、注文者（土地所有者）が倒産したとき、ゼネコンは請負代金をどう確保するかの問題が生ずる。ゼネコンはビルを引き渡さず占有している限り、所有権ないし留置権に基づいてビルの売却代金から優先弁済を受けられる。問題は、ゼネコンが土地に留置権を有するかどうかである。土地は銀行の抵当権がついており、留置権が成立しないとなるビルも処分できない可能性が出てくる。銀行は土地への留置権を明確に否定しろと主張する。しかし、ゼネコンの担保である不動産請負代金の先取特権は、工事着手前にその額の登記が要求されており（民法338条、使いにくい<sup>15)</sup>。そこで、銀行の主張とゼネコンの主張の両者が同時に立法されるべきことになる。不動産請負代金の先取特権の改正は銀行が反対し、商事留置権の改正はゼネコンが反対して、両方とも改正は実現されなかった。

民事立法過程が業界の利益の主張の場となっているのである。立法が実現しない場合、利害調整は裁判所が担うことになる。やむをえないというべきだろうか。

#### 不動産市場への影響

これらの改正が不動産市場にどのような影響を及ぼすか。注意すべきは、不動産市場は売買やその媒介などの取引だけでなく、建設をめぐ

る市場もあり、賃貸借をめぐる市場もあり、管理やリフォームなどをめぐる市場もあるということである。

まず売買などの典型的不動産市場である。従来、競売は特殊な売買であり、法律上や事実上のリスクがあるため、一般の人がその市場に参加することに無理があった。その最大の原因がわけのわからない占有者の存在である。従来からの一連の民事執行法の改正や、今回の短期賃貸借の廃止は、競売を普通の市民も参加できる通常の不動産取引へ近づける措置であった。短期賃貸借は占有権原のある占有であり、この制度がなくなることで、競売も通常の不動産取引に一步近づいたことになる。しかし、競売では売主の瑕疵担保責任がないなど普通の取引と異なるところも残っている（民法570条但書）。競売ゆえにやむをえないものもあるので、まったく普通の売買とするのは困難があるであろう。

建設市場では滌除の改正の意義は大きい。滌除という制度が不可欠な場として、①取得した再開発用地の一筆に抵当権が設定されていた場合、②マンションでの建替え賛成者が非賛成者に対して売渡請求したとき（区分法63条4項）、その区分所有権等に抵当権が設定されていた場合、③借地権設定者が借地権者から建物買取請求を受けたとき（借地借家法13条1項）、その建物に抵当権が設定されていた場合、があげられていた（中間試案捕捉説明参照）。改正の結果、起業者（①）、建替え参加者（②）、土地所有者（③）に抵当権の設定されている部分の取得は保障されなくなった（もっとも、従前での抵当権者が増価競売に移行したときも同様の結果となる可能性はあった）。しかし、これらの者は競売に参加でき、第三者は目的物を競落することに利益がそれほどあるとはいえないので、買受人となることができるといえよう。問題なのは、むしろ一般の抵当不動産である。たとえ

ば、ディベロッパーがある地域を再開発しようとして、その一部の抵当土地を取得しても、つねに買受人となることができないことかもしれない。この場合も、買受人となった者から高額の販売代金を積んで取得する、という通常の不動産取引によって取得する、ということになるのか。

賃貸借市場では、抵当権付きの賃貸マンションで、抵当権が実行されたとき、借家人の居住が保護されるかである。一般には、この建物を買受人は賃貸マンションとして競落するであろう。その場合は抵当権者の合意が得られるであろう。買受人が異なった目的で競落する場合は、買受後の3カ月の猶予期間しか居住できないことになる。個々のケースでは、やっかいな問題も生じようが、不動産市場の透明化のやむをえない結果として受忍する以外にないであろう。

管理市場では、物上代位による抵当権の効力の賃料までの伸長がそもそも問題である。先に述べたように、少なくともバブル以前は、銀行は債務者の債務不履行には抵当目的物を競売すればよいと考えていたことは疑いが無い。その後のバブル崩壊による不動産価格の下落と、不動産の価値を収益によって算定する発想が、抵当権の効力を賃料に及ぼすことを正当化ならしめた。そのことは是認できるとしても（とくに後者の理由）、賃料すべてを抵当権者である銀行が取得するのではなく、賃料の発生する不動産の維持管理に一定額の金銭を残す仕組みが考えられないであろうか。抵当権者と設定者だけの利害調整だけでなく、借家人そして都市のまちなみというような「共」ないし「公」の利益が調整する仕組みを考えることは、担保・執行部会という場では無理だったのであろうか。

## 6 残された課題

従来の金融は、不動産に抵当権を設定して銀

行から融資を受けるのが通常の姿であった（間接金融）。しかし最近は、いわゆる「不動産の証券化」など異なった手法による金融が拡大している（直接金融）。これらをめぐる法制度はまだ十分に姿を現しているとはいえない。将来の金融のあり方を考えれば、銀行による融資とならんで新しい方法での金融が盛んになると思われる。このような金融のあり方は、担保法というわくを超えて民法全体から検討されるべきである<sup>16)</sup>。これらの課題解決に早急な立法の着手が必要である。

## 注

- 1) 抵当権法以外の領域での改正もある。まず①雇人給料の先取特権がある。民法308条の雇人の先取特権の被担保債権の種類および範囲を商法295条と同じ内容とするものである（民法308条）。②指名債権を質権の目的とする場合、その債権につき債権証書があるときでも、証書の交付を質権の効力発生要件としないとするものである（民法363条）。
- 2) 抵当権法では、この4つのほかに根抵当権の改正がある。①根抵当権者は、担保すべき元本の確定を請求することができ、②その場合、元本確定登記は、根抵当権者が単独で申請することができる。③取引の終了などで担保すべき元本が生じないこととなったことは、根抵当権の担保すべき元本の確定事由にはならないものとする（民法398条ノ20第1項第1号削除）。
- 3) 民事執行法の改正では、つぎの3つがある。①占有屋などによる不動産執行妨害への対策、②強制執行の確保、③そのほかとして(イ)動産競売について、債権者が担保権の存在を証する文章を提出して競売開始の申立ができる。(ロ)差押禁止財産を見直す、などがある。①については短期貸借のところで言及する。民事執行法の改正で影響の大きいのは、②である。まず、間接強制の範囲の拡大である。(イ)物の引渡債務についても間接強制の方法で行なえる。代替執行も間接強制によって行なうこともできる。つぎは(ロ)財産開示手続を設けることである。債権者の申立て債務者は一定の場合に裁判所に出頭して自己の財産を開示しなくてはならず、これを拒んだときは罰則に課される。最後は(ハ)小額定期給付の履行確保で、扶養などの定期金については弁済期未到来のものについても差押えができることとした。
- 4) 短期貸借の問題状況については、丸山（1997）、391頁参照。
- 5) 司法制度改革審議会意見書（平成13年6月12日）、総合規制改革会議「規制改革推進に関する第一次答申」（平成13年12月11日）、鈴木・福井・山本・久米（2001）など。なお、これらの動向については、平野（2002）、6頁参照。
- 6) この中間試案については、吉田（2002）、19頁参照。
- 7) 谷口・筒井・小粥・野村・松井（2002）、45頁参照。
- 8) 丸山（1997）、365頁参照。
- 9) 高橋（2002）、29-30頁参照。
- 10) 谷口・筒井・小粥・野村・松井（2002）、47頁参照。
- 11) 滌除については、丸山（1997）、401頁参照。
- 12) 滌除を経済効率という側面から検討するものとしては、森田（2002）、36頁参照。
- 13) 谷口・筒井・小粥・野村・松井（2002）、48頁参照。
- 14) 一括競売については、丸山（1997）、390頁参照。
- 15) これらの問題については、丸山（2001）参照。
- 16) 道垣内・小野・加藤・グロンディン・平野・森田（2003）、2頁参照。

## 参考文献

- 鈴木禄彌・福井秀夫・山本和彦・久米良昭（2001）『競売の法と経済学』信山社出版。
- 高橋眞（2002）「強制管理」『ジュリスト』No.1223、29-35頁。
- 谷口園惠・筒井健夫・小粥太郎・野村雅之・松井信憲（2002）「担保・執行法制の見直しに関する要綱中間試案に対する各界意見の紹介」『旬刊 金融法務事情』No.1651、45-52頁。
- 道垣内弘人・小野傑・加藤宣・ロバート.F.グロンディン・平野双葉・森田宏樹（2003）「座談会・資金調査手法の多様化と新しい担保制度」『ジュリスト』No.1238号、2-37頁。
- 平野裕之（2002）「執行・実行妨害」『ジュリスト』No.1223、6-18頁。
- 丸山英氣（1997）『物権法入門』有斐閣。
- 丸山英氣（2001）「建物請負人による敷地への留置権——利益考量再考」『民事研修』No.531、12-25頁。
- 森田修（2002）「滌除」『ジュリスト』No.1223、36-43頁。
- 吉田克己（2002）「短期貸借保護制度改正の方向」『ジュリスト』No.1223、19-28頁。

本号の3つの論文は、日本の住宅土地経済研究の新しい潮流を示唆している点で興味深い。3論文は、まずどれもが実際のデータを用いた計量分析である。住宅土地経済研究では、草創期にはデータの不足を理由に、単なる理論分析にとどまり、分析結果の検証がなされないことが多かったことを想起すると隔世の感がある。これはここ10年余の間の驚異的なデータ蓄積とその利用可能性の広がりによって可能になったのである。

また、3つの研究は、不動産という多様な資産の価格変化をとらえるために、共通してヘドニック法を用いている。情報通信技術による急速な品質変化に対応するために、経済分析の他分野でもヘドニック法が採用されるケースが多くなっているが、住宅土地経済分析もそうした経済分析全体の流れと無関係ではないことを示している。

さらに分析内容も、不動産価格インデックス作成をより精緻化するための手法開発（小野・高辻・清水論文）から、不動産価格から地震リスクの市場評価をとらえそれを制度設計に応用しようとする試み（山鹿・中川・齊藤論文）、そして不動産市場における情報の偏在で情報強者と情報弱者でどれだけ格差が生じていたかの分析（廣野論文）と、多岐にわたって、日本の住宅土地経済研究の深まりや広がりを見せるものに

なっている。



**小野宏哉・高辻秀興・清水千弘**論文（「構造変化を考慮したヘドニック型住宅価格指数の推定」）は、野心的な論文である。上述したように、財や不動産を「性質の集まり」と考え、異質な財や不動産につけられる市場価格を、こうした「個々の性質に対する価格の和」として考えるヘドニック法は広く利用されるようになった。しかしこうしたヘドニック法を、長期にわたる価格指数にあてはめる場合には、大きな問題を含んでいることがよく知られている。それはヘドニック法で考える、「個々の性質に対する価格」が時間を通じて変化する可能性であり、さらには財や不動産の価格を説明にする「性質の集まり」が変化する可能性である。実際、この2つの種類の変化は、ある程度のタイムスパンをとると、しばしば起こることが、さまざまな分野で経験的によく知られているのである。

不動産価格も例外ではない。というよりも他の財価格よりも不動産価格において、この2つの変化の影響が大きいことが経験的に知られている。とはいえ、その量的な影響は、今までデータの制約から調べられることがなかったといっている。

これに対して小野・高辻・清水論文では、1989年4月から2003年3月までの15万9000件にのぼる月

次の膨大なデータを用いて、その影響を不動産価格インデックス作成という立場から定量的にとらえている。対象時期はバブルの絶頂とその崩壊、その後の長期低落の時期であり、その期間で変化がなかったとは考えにくい。

しかしながら、変化を許容する形で推計された不動産インデックスは、取引現場の「実感」とはほど遠いばらつきの大きさを示している。これは「実態」にできるだけ近い価格の動きを示さなければならぬ不動産価格インデックスとしては、望ましくない。そこで小野・高辻・清水論文では、実践的な手法として「一定の期間を推定期間にとり、複数の期にまたがってモデルを推定」し、それを時間の進行に伴って逐次的に行ない、得られた結果を接続することで不動産価格インデックスを得る、という「接続型指数」を提案し、実際に計測している。

きわめて実用的な問題であり、実際、今後REIT等不動産金融証券市場が発達するに従って、重要度を増してくると思われる不動産インデックス計測の問題に正面から取り組んだこの論文の先見性は高く評価できるだろう。もちろん、まだ分析は荒削りであり、他の方法との比較が十分になされていないなどの問題は抱えるが、今後の発展の楽しい論文となっている。



山鹿久木・中川雅之・齊藤誠論文(「市場メカニズムを通じた防災対策について」)は、地震リスクに対する経済主体の態度は、最終的には不動産の賃貸料や土地の価格に反映される、という経済学の基本的な考え方に則って、地震リスクの地価への影響の時系列変化を把握し、それによって防災対策に対する含意を示そうとする、オーソドックスな手堅い論文である。

山鹿・中川・齊藤論文は、東京都が公表している地震危険度データに注目する。このデータは一般に公表されており、当然のことながら地価形成に影響を与えているはずである。そこでとくに「建物倒壊危険度」に注目し、それが家賃や土地価格に独立してどのように影響を与えているかを、ヘドニック地価関数、ヘドニック賃貸料関数を推計することで明らかにしている。

得られた結果からみると、経済主体の地震リスクに対する態度が変遷していることがよくわかる。1980年代は地価への地震リスクの影響はあまり明確でないかあるいは小さかったが、阪神・淡路大震災の前後にはそれが明確に無視できない大きさとなる。しかし、その後は次第に影響が減少していることがわかる。また賃料関数の推計では、地震リスクの影響が明確に出ている。とくに、新耐震基準と地震リスクの議論は示唆的である。山鹿・中川・齊藤論文では、

得られた結果から、旧耐震基準で建てられた建物を新耐震基準にする誘因が存在するかを考察しているが、その結果によれば、現行耐震改修補助では耐震改修が全般的には起こらないが、とくに危険度の高い地域では起こる可能性があることが示唆されている。

地価として取引価格でなく、鑑定価格である公示地価を用いているために、市場価格に反映された経済主体の評価ではなく、単に鑑定士の評価基準を表しているのにすぎない可能性を否定できないことや、地震リスクの影響が阪神・淡路大震災の直後ではなく、直前に最大になっているなど、疑問が残るところも散見される。しかし骨太の経済モデルで、地震リスクの経済的影響を見事に明らかにしたこの論文は、今後の研究のひとつのあり方を示す重要な貢献と言ってよいだろう。

●

廣野桂子論文(「情報の不完全性と住宅保有の格差」)は、情報が不完全で偏在しているとき、情報を持った買い手が情報を持たない買い手に比して、どの程度の経済的優位性を持っているか、という問いから出発する。まず基準として完全情報のもとでの価格を考える。不完全情報のもとでは、情報を持った買い手は、この完全情報価格より安く買えるはずであり、それが情報強者の優位性である。

廣野論文では、完全情報価格と、

不完全情報を利用して情報強者が有利に買う場合の購買価格の乖離を計測する方法を、いくつかの強い仮定の下に導出する。さらに、それを1983年から1993年の年初データに応用し、具体的に情報強者の優位性がどの程度のものであったかを調べている。

その実証分析の結果によれば、情報強者の優位性は、最大で完全情報価格の1割から2割を超えるという。無視できないほどの大きさの数字であることは一目瞭然である。

廣野論文では、具体的に情報強者の有利性を計測するために、さまざまな強い仮定をおいており、それが1983年から1993年の間の日本不動産市場に現実にあてはまっていたかどうかは疑問がある。しかしながら、情報強者の優位性の程度、という今まで日本においては誰も正面から考察することのなかったトピックを取り上げ、その計測方法の筋道を明確にし、そして現実のデータにあてはめて実際に計測した点は、高く評価できる。ただ、著者も認めているように、いくつかの強い仮定の現実妥当性には疑問符が付くことも事実である。今後、こうした制限的な仮定をはずして、より妥当な仮定の下に、この重要な研究を著者が発展させていくことを望みたい。

(KN)

# 構造変化を考慮したヘドニック型住宅価格指数の推定

東京都区部・中古マンション市場（1989～2003年）

小野宏哉・高辻秀興・清水千弘

## 1 本稿の目的

不動産金融市場が発達するなかで、不動産価格の変動を適切に把握しようとする要求が、ますます高くなってきている。一般に、経済市場においては、異時点間における財・サービスの価格の変化を捉えるために価格指数が作成される。価格指数は、特定の財・サービスの価格の基準時価格に対する比として定義され、その場合、異時点間において同じ品質の財・サービスの価格を比較することが原則である。しかし、時間的経過の中で市場に現れる財・サービスの品質が変化する場合、その原則を厳密に履行することは困難になる。むしろ何らかの方法で品質の差異を調整し、同等の品質に置き換えたものについて価格比をとるという工夫が必要となる。

とりわけ、多様な属性で構成され消費者の選好がそれら属性の評価に左右される財・サービスでは、そうした品質調整の価格指数が必要となる。われわれが本稿で対象とする住宅価格指数は、その典型的な事例のひとつである。

とくに、住宅を含む不動産の場合には、同質の財は存在しておらず、継続反復して同質の住宅を取りあげて、その価格を市場で観測するということができないという特性を持つ。これを「同質の財が存在しない特殊性」と呼ぶ<sup>2)</sup>。また、住宅（とくにマンション）では、技術進歩が比較的早く時間の経過とともに「品質が変化する」。プライバシーに配慮して壁厚やスラブ

厚が厚くなる、フローリングの形式がより遮音性の高いものになる、床暖房・システムキッチン・セキュリティシステムなどの設備がより充実する、などである。

こうした「同質の財が存在しない特殊性」や「品質の変化」がもたらす問題に対処しつつ住宅価格指数を作成する方法として、リピートセールズ法とヘドニック価格法とがある。リピートセールズ法は、同一物件の住宅が市場で繰り返し売買される事例に着目してその価格系列を調べる手法である。同一物件をとりあげることで「同質の財が存在しない特殊性」を回避している。しかし、わが国ではリピートセールズ事例からなる実用的なデータベースが存在せず、かつ、不動産をとりまく都市環境の更新速度が速いために、この方法による価格指数の作成は困難である。

一方、ヘドニック価格法は、まず住宅価格(p)の形成要因を住宅の属性に求める。つまり、都心までの通勤時間、周辺環境、床面積、設備の状況、建築年数などの一群の住宅属性(消費者の立場で言えば選好指標)を説明要因(z)として、住宅価格を説明する回帰式を統計的に推定する。理論的には、消費者がそれら選好指標を評価しながら住宅を求め、かつ住宅供給者がそれら属性からなる住宅を供給しようと、互いに最適化行動をとった結果成立する市場均衡の下での住宅の市場価格関数( $p=p(z)$ )を推定したことになる(金本1997)。これをヘドニック価格関数という。これを用いて、特定の

(小野氏写真)

(高辻氏写真)

(清水氏写真)

おの・ひろや (左)

1981年東京大学大学院理学系研究科博士課程満期退学。工学博士(東京工業大学)。麗澤大学国際経済学部教授。

たかつじ・ひでおき (中央)

1977年東京工業大学大学院理工学研究科修士課程修了。麗澤大学国際経済学部教授。

しみず・ちひろ (右)

1994年東京工業大学大学院理工学研究科博士後期過程中退。(株)リクルート住宅総合研究所勤務。

属性(z)を持つ住宅に着目して、つまり同等の品質の住宅について、異時点間で価格を比較するのがヘドニック価格法である。

したがって、品質調整を行なうことを前提に構造が変化することも含まれ、品質調整方法としてヘドニック価格法を利用するには、計量経済学における「構造変化」への対応を同時に解決していかなければならない。

この方法を中村(1996)は、制約型と非制約型の2つに整理している。制約型は、ヘドニック型住宅価格指数の推定において、住宅価格形成要因としての「駅までの距離」や「築後年数」などに対するパラメータを固定し、時間ダミーによってのみ価格変化を捉えるタイプ、非制約型は住宅価格形成要因に関するパラメータの係数の変化を前提とするタイプである。

しかし、実際のデータを用いて継続的に指数を推定するうえで、たとえば住宅価格の構造がまったく変化しないという仮定は強すぎ、月次指数の場合には、毎月ランダムに推定係数が変化していくという前提も想定しづらい。そこで、高辻・小野・清水(2002)またはOno, Takatsuji and Shimizu(2003)では、接続型指数(Overlapping Period Hedonic Model: OPHM)として推定していくことを提案している。OPHMとは、一定の期間長を推定期間にとり、複数の期にまたがってモデルを推定することで逐次的変化の過程にある回帰係数を推定する方法である。

本稿は、制約型指数・非制約型指数の問題点を再整理するとともに、Ono, Takatsuji and Shimizu(2003)で提案された接続型指数

(OPHM)の統計的特性をより詳細に検討する。

## 2 ヘドニック型住宅価格指数の推定

### データベースの構築

本稿の分析は、高辻・小野・清水(2002)を出発点としている。データベースについても、そのデータを拡張して整備したものである。まず、主な情報源として、リクルート社の情報誌『週刊住宅情報』に掲載された中古マンションの価格情報を用いた。同情報誌では、品質情報・募集価格(asking price)に関する情報が週単位で提供されている。そこには、初めて情報誌を通じて市場に登場してから成約などにより抹消されるまでの履歴情報が含まれている。そのうち重要なのは、市場に登場した際の掲載時売出し価格(first offer price)、情報誌から抹消された時点での価格(推定購入価格、以下、「成約抹消価格」と呼ぶ: first bid price)、さらにサンプル的に収集された成約(売買)価格(transaction price)の3つの情報である。

最初の掲載時売出し価格は、市場価格ではなく売り手の希望価格である。一方、成約価格そのものは、不動産取引の特殊性である「売り進み」や「買い急ぎ」の個別事情が一部に作用していることが考えられる。そこで、モデルの被説明変数となる価格として、『週刊住宅情報』に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成約抹消価格を用いることにした。情報誌から抹消された時点の価格は、逆オークション的に情報誌を通じて品質と価格に関する情報を発信し、買い手が登場するまで価格を下げていく過程での最初の購入希

表1 分析データ一覧

変数	項目	単位
最寄駅までの距離 (WK)	最寄駅までの時間距離 (徒歩時間+バス時間)	分
都心までの接近性 (ACC)	最寄駅から、1998年時点における乗降客数上位40駅に対する昼間時における乗換え時間を含む鉄道乗車時間の乗降客数による加重平均*	分
専有面積 (FS)	マンション専有面積 (『週刊住宅情報』記載面積)	m <sup>2</sup>
築後年数 (BY)	抹消日-建築日	年
バルコニー面積 (BS)	バルコニー面積 (『週刊住宅情報』記載面積)	m <sup>2</sup>
総戸数 (NU)	同一マンション内の総戸数	戸
市場滞留時間 (RT)	『週刊住宅情報』に掲載された日時から抹消された日時までの市場に滞留した時間とした。	日
管理費 (MC)	管理費	円/月
徒歩圏ダミー (WD)	最寄駅までの時間距離にバス時間がない場合を徒歩圏とする。徒歩圏1、それ以外：0	(0, 1)
1階ダミー (FF)	1階の物件：1、それ以外：0	(0, 1)
最上階ダミー (HF)	最上階の物件：1、それ以外：0	(0, 1)
南向きダミー (SD)	開口部が南：1、それ以外：0	(0, 1)
南向き系ダミー (SD2)	開口部が南・南西・南東：1、それ以外：0	(0, 1)
鉄筋鉄骨コンクリートダミー (TK)	鉄筋鉄骨コンクリート造：1、その他(鉄筋コンクリート)：0	(0, 1)
住宅金融公庫融資可能ダミー (KD)	住宅金融公庫融資可能物件：1、その他：0	(0, 1)
沿線ダミー群 (RD <sub>i</sub> (i=0, …, I))	i番目の該当沿線：1、その他：0。沿線は、『週刊住宅情報』の掲載基準に準じた首都圏110沿線について作成。	(0, 1)
行政区ダミー群 (LD <sub>j</sub> (j=0, …, J))	j番目の該当行政区：1、その他：0	(0, 1)
時点ダミー群 (TD <sub>k</sub> (k=0, …, K))	k番目の該当時点：1、その他：0	(0, 1)

注) 乗降客数の第1位は新宿駅であり、上位40駅の中には、品川・池袋・渋谷などの山手線主要ターミナル駅のほかに、横浜、川崎、千葉、大宮などの主要駅または柏などの中核駅が含まれる。そのため、『週刊住宅情報』に掲載があった首都圏1848駅×40=7万3920鉄道ネットワークデータベースを構築した。同データベースは、半年ごとに更新される。

表2 中古マンション価格データの要約統計量

	平均値	標準偏差	最低	最高
中古マンション価格 (万円)	3,750.46	1,802.19	1,000.00	9,998.00
最寄駅までの距離 (分)	7.64	4.23	1.00	20.00
都心までの接近性 (分)	25.22	4.98	16.31	77.53
専有面積 (m <sup>2</sup> )	55.34	17.93	15.00	120.00
築後年数 (年)	14.10	7.00	1.00	35.00
市場滞留時間 (日)	87.99	85.43	1.00	700.00

注) n=15万8955。1989年4月~2003年3月。

望価格である。買い手の付け値のなかでの上位価格という性格はあるものの、取引(成約)価格情報と比較して取引に伴う個別事情を含まない点で相対的に競争的な市場価格であると考えられる。

作成されたデータベースの項目を表1に示す。データベースの作成方法は、高辻・小野・清水

(2002)にくわしい。

以上の項目に対応する分析対象データ群は、東京都区部において1989年4月から2003年3月までの間に収集された成約抹消価格のうち、専有面積が15m<sup>2</sup>以上120m<sup>2</sup>未満、築後年数が35年以内の15万8955件のデータからなる<sup>3)</sup>。価格モデルの推定は、1月を単位とした月次系列データを168期用いた。

この要約統計量を表2に示す。

### 構造制約型指数・非制約型指数の特徴

2種類のヘドニック価格モデルのうち、構造制約型モデルの基本形は(1)式のとおりである。説明変数である住宅属性等(z)としては、専有面積(FS)、最寄駅からの距離(WK)、都心までの接近性(ACC)、築後年数(BY)、バルコニー面積(BS)、その他の建物属性(BC<sub>h</sub>)、立地特性としての沿線ダミー(RD<sub>i</sub>)、行政区



ダミー (LD<sub>j</sub>) をあげた。さらに説明変数には、時間ダミー (TD<sub>k</sub>) を付け加えている。この時間ダミーの回帰係数 (a<sub>12k</sub>) が、その他の品質を表す変数と独立な中古マンションの価格指数を表すことになる。このモデルを、t=1, …, T の T 期にわたってプーリングしたデータを用いて推定したものが、構造制約型モデルである。

$$\begin{aligned} \log RP_g = & a_0 + a_1 \log WK + a_2 \log ACC \\ & + a_3 \log FS + a_4 \log BY + a_5 \log BS \\ & + a_6 \log NU + a_7 \log NR + a_8 RT \\ & + \sum_h a_{9,h} \cdot BC_h + \sum_i a_{10,i} \cdot RD_i \\ & + \sum_j a_{11,j} \cdot LD_j + \sum_k a_{12,k} \cdot TD_k + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

RP<sub>g</sub>: g 種類の住宅価格

FS: 専有面積

WK: 最寄駅までの距離

ACC: 都心までの接近性

BY: 築後年数

BS: パルコニー面積

NU: 総戸数

BC<sub>h</sub>: その他建物属性 (h=0, …, H)

RD<sub>i</sub>: 沿線ダミー (i=0, …, I)

LD<sub>j</sub>: 行政区区ダミー (j=0, …, J)

TD<sub>k</sub>: 時間ダミー (k=0, …, K)

本稿では、住宅価格のうち中古マンション価格 (g) だけを扱う。

一方、構造非制約型モデルの基本形は、構造制約型モデルから時間ダミーを取り除いた形になっている ((2)式)。これを各期ごとのデータを用いて期別に推定することになる。本稿では、月単位を 1 期とみて 168 期あるので、全部で 168 本のモデルが推定される。

$$\begin{aligned} \log RP_g = & a_0 + a_1 \log WK + a_2 \log ACC \\ & + a_3 \log FS + a_4 \log BY + a_5 \log BS \\ & + a_6 \log NU + a_7 \log NR + a_8 RT \\ & + \sum_h a_{9,h} \cdot BC_h + \sum_i a_{10,i} \cdot RD_i \\ & + \sum_j a_{11,j} \cdot LD_j + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、構造非制約型指数の作成方法においても、2つの指数が作成できる。モデルに採択する説明変数を固定し、ヘドニックモデルの回

帰係数の変化だけを認める指数 (モデル固定非制約指数: 以下、「非制約 1 型」とする) と、モデル自体の変化も許す指数 (モデル非固定非制約指数: 以下、「非制約 2 型」とする) である。

具体的には、本稿での出発点は、1989年 4 月となるため、同時点において推定されるモデルは、「非制約 1 型」または「非制約 2 型」ともに同じである。ただし、「非制約 1 型」では 1989年 5 月以降において、1989年 4 月のモデルを、そのまま固定し、投入するデータだけを変化させるものであり、「非制約 2 型」では 1989年 5 月以降において、モデルそのものに採択される変数をも自由にして、インデックスを作成していくものである。

#### 構造制約型指数・非制約型指数の推定

構造制約型指数を、東京都区部について推定した結果を表 3 に示す。モデルの推定精度は、自由度調整済み決定係数でみるかぎり 0.875 であり、ほぼ良好といえる。

次に、構造非制約型モデルを推定した。その説明変数に、全期間に共通する特定の住宅属性値を代入して、仮想的な品質をもつ各期中古マンションの価格を推定した。これをもとに基準時点に対する価格指数を算出することにより構造非制約型価格指数とした。

制約型指数と非制約型指数 1 型および 2 型を比較すると (図 1)、非制約型指数は 1 型および 2 型ともに「指数の変動が大きい」という点が大きな特徴として注目される。また、若干ではあるが、推定された各指数の対前期変動率の標準偏差および変動係数を比較すると、回帰係数だけでなくモデルの構造変化も許した非制約 2 型の変動が大きいことが確認される (表 4)。

この変動の大きさは、現実の価格の動きについてのわれわれの実感から乖離しているように思われる。なぜなら、この指数でみて大きく下落している期について、現実特定の品質の住宅について価格が大きく下落したという経験は

表3 一制約型ヘッドニック価格関数・推定結果：都区部（1989年4月～2003年3月）

変数	係数	t-値	変数	係数	t-値
定数項	6.544	374.024	東急世田谷線	-0.097	-12.717
駅までの距離	-0.050	-74.200	小田急線	-0.037	-8.117
専有面積	0.955	732.055	京王井の頭線	0.009	1.971
築後年数	-0.217	-306.170	京王新線	-0.131	-32.435
アクセシビリティ	-0.383	-71.230	西武新宿線	-0.061	-15.221
1階ダミー	-0.025	-17.173	西武池袋線	-0.104	-23.184
南向き	0.009	9.587	東武東上線	-0.097	-19.770
駅までの距離×バス圏ダミー	-0.048	-33.010	埼京線	-0.167	-23.750
鉄筋鉄骨コンクリート	0.009	9.223	高崎線	-0.107	-17.351
市場滞留時間	0.016	35.238	東武伊勢崎線	-0.075	-13.950
鉄道ダミー			常磐線快速	-0.044	-7.239
山手線	-0.002	-0.482	京成押上線	-0.118	-18.478
銀座線	0.072	13.149	京成本線	-0.089	-14.578
丸ノ内線	-0.018	-5.744	北総・公団線	-0.121	-1.902
日比谷線	0.029	6.721	総武線快速	-0.057	-12.131
東西線	-0.032	-7.603	京葉線	-0.035	-4.039
千代田線	-0.020	-4.487	行政区区ダミー		
有楽町線	-0.052	-13.199	千代田区	0.267	45.920
半蔵門線	-0.056	-6.718	中央区	0.032	7.570
南北線	-0.056	-7.363	港区	0.147	42.759
都営浅草線	-0.056	-12.289	新宿区	0.030	9.374
都営三田線	-0.084	-19.102	台東区	-0.262	-55.686
都営新宿線	-0.053	-11.807	墨田区	-0.278	-61.405
都営大江戸線	-0.014	-2.723	江東区	-0.272	-67.622
新交通ゆりかもめ	-0.318	-2.674	品川区	-0.032	-8.266
東京モノレール	-0.123	-14.975	目黒区	0.041	9.837
都電荒川線	-0.086	-2.907	大田区	-0.041	-9.196
りんかい線	-0.324	-1.925	世田谷区	0.073	17.061
京浜急行本線	-0.189	-38.340	渋谷区	0.153	41.673
空港線	-0.185	-21.814	中野区	-0.025	-6.256
京浜東北線	-0.055	-10.858	杉並区	-0.007	-1.748
東海道本線	-0.052	-0.309	豊島区	-0.076	-20.502
相模鉄道線	0.136	0.809	北区	-0.177	-33.757
東急池上線	0.005	0.923	荒川区	-0.351	-81.834
東急目黒線	-0.046	-7.232	板橋区	-0.170	-42.058
東急多摩川線	-0.013	-2.045	練馬区	-0.067	-15.733
東急大井町線	0.004	0.747	足立区	-0.388	-85.400
東急東横線	0.022	4.742	葛飾区	-0.335	-62.163
東急新玉川線	0.047	3.778	江戸川区	-0.236	-49.442

注) Adj.R<sup>2</sup>=0.875, n=15万8955。

図1 一制約型指数と非制約型指数（1989年4月=1.0）

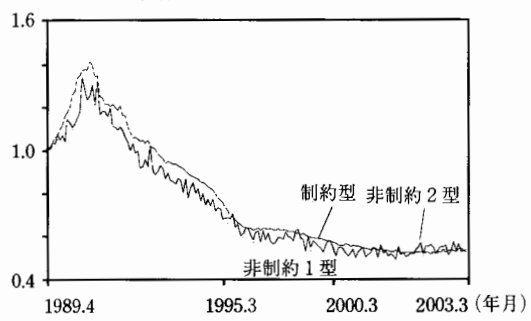


表4 一対前期変動率の要約統計

	制約型	非制約1型	非制約2型
平均	-0.004	-0.003	-0.003
標準偏差	0.015	0.049	0.051
変動係数	-4.178	-17.441	-19.452

ない。また、この指数が示すように毎月のように価格が大きく変化することは現実には想像しがたいからである。

「指数の変動の大小」は、われわれが「指数の優劣」を評価する視点としてアприオリに持っているものではない。しかし、非制約型指数は、構造変化がある場合の有力な指数化法である。仮にそれを実用化するとすれば、このような過剰とも思える変動を正当化するだけの理由を見つける必要がある。さもなければ、こうした変動は統計的推測の過程で何らかの事情がもたらしたものと考え、逆にそうした変動が現れないような価格指数の作成方法を検討する必要

がある。

そこで、この非制約型指数の変動の大きさに注目して、指数の優劣という観点をいったん離れて、まずはその背景を探ってみることが必要であろう。

図2は、非制約型指数2型として推定された期別の168本の推定式についての、各期のサンプル数と自由度調整済み決定係数を示したものである。

まず、決定係数は、1991～1992年の期間でやや説明力が悪く0.80前後であるが、それを除けば0.85～0.90であり、総じて良好である。サンプル数は月により倍以上の差がある。かといってサンプル数と決定係数との間に目立った相関は見られない。つまり、決定係数はサンプル数に左右されているわけではない。

決定係数の説明力が悪い期間（1991～1992年）について図1の非制約型価格指数2型を見ると、指数の変動が大きい個所が見受けられる。しかし、説明力が悪い期間においてのみ指数の変動が大きいわけではなく、説明力が高い期間においても指数の変動が大きい個所が出現している。つまり、「指数の変動の大きさ」は、モデルの説明力によってもたらされるものではないことがわかる。

### 3 構造変化を考慮した住宅価格指数： OPHM接続型指数の提案

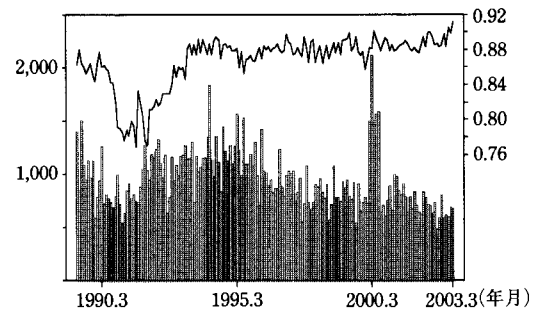
#### 指数作成における構造変化問題

前節の分析においては、制約型モデルでは、期ごとに回帰平面が平行的にシフトする。それに対し、非制約型モデルでは、期ごとに回帰平面の勾配も変化する。よって、モデルの説明力の差が指数の精度に大きな問題をもたらさないのであれば、回帰平面の勾配の差が価格指数の算定に大きな影響をもたらす可能性がある。

このような回帰係数の変化に関する問題は、構造変化への対応問題と同義となる。

「最寄駅までの距離」や「専有面積」などの住宅の立地特性や住宅の属性に対する需要者の

図2—非制約型指数2型の推定精度



選好は、時間的経過の中で変化する。また税制などの制度の改正やその他の外的ショックにより、住宅選択の行動様式もまた変化する。これらは価格モデルの回帰係数の変化として現れる。こうした構造変化を検出するには、一般にはブレイクポイントを境にしてその前後で別々に回帰モデルを推定し、それらの回帰係数の相等性テストをしてやればよい。これを「構造変化テスト」という。

われわれのケースでは、構造変化テストに際し次のような問題が生ずる。特定の外的ショックが既知でその時点をブレイクポイントとしてみなせるのであれば、その前後の期間に焦点を絞って構造変化テストをすればよい。しかし、われわれが扱うデータが月次データであり、厳密には外的ショックの発生した月がブレイクポイントなのか、その影響が浸透する2、3カ月後がブレイクポイントなのかは必ずしもアプリオリに特定できない。つまり、特定すべきブレイクポイントが未知である。しかも、全期間を通じていくつブレイクポイントがあるかも未知である。さらに、テクニカルな問題と関連するが、月ごとに誤差分散が不均一であることが予想され、かつその分散は未知である<sup>4)</sup>。

われわれの目的が、精度の高い価格指数を推定するということであるため、このようにブレイクポイント、またはその回数が未知な場合における構造変化テストの問題は、全期間を複数のブレイクポイントで区切って推定される回帰モデル群の代替案集合のなかからもっとも適切

なものを選択せよ、というモデル選択の問題に帰着するといってもいいであろう。ブレイクポイントを多くすれば、回帰モデル群全体としての当てはまりはよくなるかもしれないが、全体として多数の説明要因を必要とする。そのため、当てはまりと説明要因の数との代替関係に着目して、適度の当てはまりと適度の数の説明変数という観点から評価することにすれば、モデルの選択基準としてはAICなどの情報量基準が適用できる<sup>5)</sup>。

### 構造変化への対応とOPHMの提案

通常、構造変化モデルの推定は、ブレイクポイントで観測データをいくつかの期間に分けて、それぞれの期間ごとの観測データを用いてモデルを推定するというものである。つまりブレイクポイントで前後の接続性を断ち切ることになっている。そのため、構造変化が逐次的に生ずるという仮定の下では、その方法がかえって逐次的変化の過程にある回帰係数を捕捉しにくいものになっている。むしろ自然な着想として、あたかも移動平均を求めると同様に、一定の期間長を推定期間にとり、複数の期にまたがってモデルを推定することで逐次的変化の過程にある回帰係数を推定する方法が考えられる。

すなわち、 $\hat{a}_t$ を推定する場合、ある一定の $\tau$ 期だけさかのぼった $t-\tau+1$ 期から $t$ 期までの観測データ（プーリングデータ）に基づいて回帰係数を推定する方法である。推定のためのモデルは、

$$\hat{y}_t = \hat{X}_t \hat{a}_t + \hat{u}_t \quad (3)$$

と定式化できる。ここで、

$$\hat{y}_t = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-\tau+1})$$

$$\hat{X}_t = (X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-\tau+1})$$

$$\hat{u}_t = (u_t, u_{t-1}, \dots, u_{t-\tau+1})$$

である<sup>6)</sup>。これに次の操作を適用する。

- ①  $t = \tau - 1$ を初期とする。
- ②  $t - \tau + 1$ 期から $t$ 期までの観測データをもとに(3)式のモデルを推定する。
- ③  $t + 1 \rightarrow t$ として次の期へ進み②を繰り返

す。これを現時点まで繰り返す。

一定の $\tau$ 期を推定期間として観測データが重複して使用されることになるが、そのことが逐次的に変化する構造の推定を可能にする要点になっている。構造変化モデルのようにブレイクポイントで接続性を断ち切るのではなく、むしろその前後を接続して構造の逐次的な変化を捉えるという方法である。

このモデルを接続型モデル（Overlapping Period Hedonic Model:OPHM）、また $\tau$ 期間のことを「重複推定期間」と呼ぶことにする。今回われわれがとった方法は、このOPHMによる推定である。なお、最終的に作成した価格指数は、このOPHMに対して、次に述べる構造制約型指数の作成方法を適用して作成したものである。

われわれが採用したOPHMに対してこの構造制約型指数の作成方法を適用する。OPHMは、ある一定の $\tau$ 期間に関して言えば、構造制約型モデルである。したがって、上と同様にして、 $\tau$ 期間あるうちの $\tau-1$ 個の期について時間ダミーを用いれば、それに対応するダミー係数がその $\tau$ 期間における価格指数として推定される。ところがOPHMでは、 $\tau$ 期間の適用を1期ずつずらしてモデルを推定することになる。その場合の指数の接続をどのように行なうかが、ひとつのポイントである。

$t$ 期のOPHMは、次のように表される。

$$\hat{y}_t = \hat{X}_t \hat{a}_t + \hat{u}_t \quad (4)$$

ここで、

$$\hat{y}_t = \begin{bmatrix} y_{t-\tau+1} \\ \vdots \\ y_{t-1} \\ y_t \end{bmatrix}$$

$$\hat{u}_t = \begin{bmatrix} u_{t-\tau+1} \\ \vdots \\ u_{t-1} \\ u_t \end{bmatrix}$$

$$\hat{a}_t = \begin{bmatrix} a_{t-\tau+2} \\ \vdots \\ a_{t-1} \\ a_t \\ b_t \end{bmatrix}$$

ただし  $(\tau-1+K \times 1)$

$$\tilde{X}_t = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & X_{t-\tau+1} \\ 1 & 0 & 0 & & 0 & X_{t-\tau+2} \\ 0 & 1 & 0 & & 0 & X_{t-\tau+3} \\ \vdots & & & \ddots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & & 0 & X_{t-1} \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & X_t \end{pmatrix}$$

ただし  $(n_{t-\tau+1} + \cdots + n_{t-1} + n_t \times \tau - 1 + K)$

いま、 $t$ 期のOPPHMが推定され、そこから時間ダミー係数  $\hat{a}_{t-\tau+2}, \dots, \hat{a}_{t-1}, \hat{a}_t$  が推定されたとする。これらは、基準時を  $t-\tau+1$ 期とした、 $t-\tau+2$ 期、 $\dots$ 、 $t-1$ 期、 $t$ 期の価格指数である。このとき、

$$\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1} \quad (5)$$

という量に着目すると、これは  $t$ 期と  $t-1$ 期との価格指数の差を表している。これを、全期間を通じた価格指数における、 $t$ 期の指数  $\text{Lindex}_t$  と  $t-1$ 期の指数  $\text{Lindex}_{t-1}$  との差として定義することにする。すなわち、

$$\text{Lindex}_t - \text{Lindex}_{t-1} = \hat{a}_t - \hat{a}_{t-1} \quad (6)$$

である。これを用いて全期間の価格指数は、次のようにして逐次的に作成されることになる。

- ①いま、 $t-1$ 期までの価格指数  $\text{Lindex}_{t-1}$  が求められているものとする。
- ②  $t$ 期に新たな観測データが得られる。
- ③それを加えて、 $t-\tau+1$ 期から  $t$ 期までの観測データを用いて接続型モデルを推定する。
- ④  $t-\tau+2$ 期から  $t$ 期までの時間ダミーに対応する時間ダミー係数  $\hat{a}_{t-\tau+2}, \dots, \hat{a}_{t-1}, \hat{a}_t$  が得られる。
- ⑤ここから、 $\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}$  を用いて、

$$\text{Lindex}_t = \text{Lindex}_{t-1} + (\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}) \quad (7)$$

として  $t$ 期の価格指数  $\text{Lindex}_t$  を求める。

#### OPPHMの推定期間 $\tau$ によるパラメータの推移

OPPHMを推定するにあたり、重複推定期間  $\tau$  のとり方がひとつのポイントになる。

そもそも重複推定期間を設けるのは、月次で区切るとその時点の観測データに固有の偏りがあったとき、それが回帰係数に反映して構造変

化と識別しがたい影響をもたらすため、それを避けたいという理由からであった。偏りの背景は現段階では明確ではない。しかしたとえば、市場に物件が出回る際の季節特性ぐらひは排除したい。つまり、人々の移動の多い時期とそうでない時期などである。よって最低でも重複推定期間としては、全季節をカバーする意味で1年間はみしておく必要がある。

また、構造変化が生じた場合、それが1カ月という単位で市場に浸透するとは考えにくい。構造変化が浸透するまでの調整期間が存在するはずである。重複推定期間としては、その調整期間をカバーする長さであることが必要であろう。

逆に、重複推定期間を長く取りすぎることは、構造変化を見過ごすことになる。その意味では構造変化がないものとみなせるだけの期間が重複推定期間として適切であろう。

そこで、本稿では、 $\tau$  を12カ月から36カ月へと変化させて、推定されるインデックスの変化も調べ（図3）、その回帰係数の勾配の変化を観察した（図4～図7）。

12カ月と36カ月の場合を比べて、インデックスの推定値にほとんど差異は認められない。非制約型とOPPHMの差が、その大きさもパターンも圧倒的に大きいことが確認できる。

インデックスの上昇・下降両局面で大きな偏りが見られないことを勧察すると、最適なこの基準は、推定値の誤差に求めることが適当である。この点を回帰係数の安定性に着目して検討する。

回帰係数の勾配に対しても緩やかに変化を許したOPPHMは、非制約型指数と比較して、インデックスが安定したことがわかる。

各回帰係数の変化に着目してみると、非制約2型においては（非制約1型でも同様の動きをしているが）、各回帰係数ともに大きく乱高下しているが、OPPHMの回帰係数の変化を中心として一定の方向に動いていることが確認される。また、「重複推定期間  $\tau$ 」を長く取るほど

図3—OPHMと非制約型指数の比較（1989年4月=1.0）

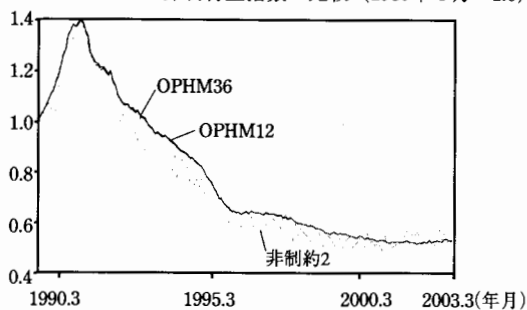


図4—回帰係数の推移：都心までの接近性

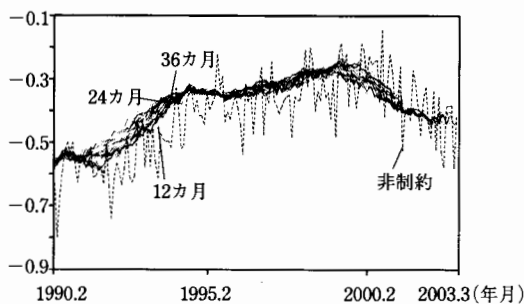
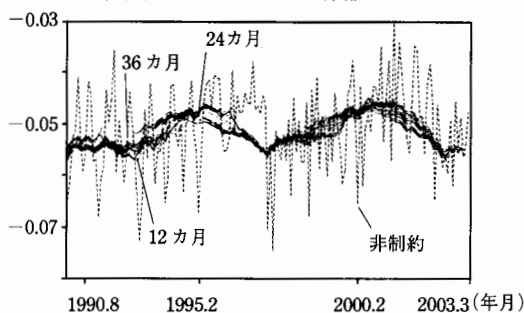


図5—回帰係数の推移：駅までの距離



に、ラグを伴いながら各回帰係数が変化していることが観察された。

### まとめ

本稿は、ヘドニック型の住宅価格指数の推定上におけるもっとも大きな統計問題のひとつである「構造変化問題」への対応方法を示した。

一連の考察から、次のことが明らかになった。

まず、ヘドニック型住宅価格指数の伝統的な分類である「制約型指数」と「非制約型指数」との比較においては、

①制約型指数では構造変化問題には対応できず、長期指数として作成していくには、時間の経

図6—回帰係数の推移：専有面積

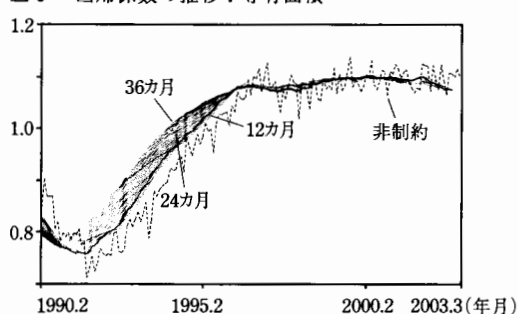
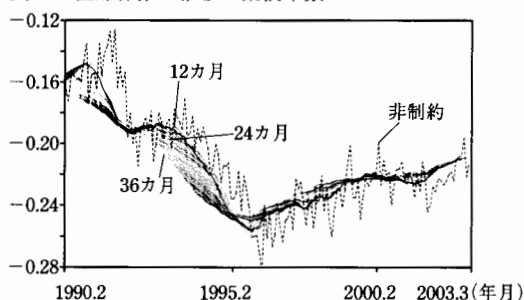


図7—回帰係数の推移：築後年数



過とともにインデックスが真の指数から乖離する可能性がある。

②非制約型指数では、パラメータの変化だけを許す非制約1型とモデルの変化をも許す非制約2型のいずれにおいても、指数が不安定となることがわかった。

そのようななかで、緩やかに回帰係数の変化を許すOPHMを提案し、

③OPHMは、制約型指数とほぼ同じ動きをするとともに、非制約型指数と比較して、指数の乱高下がない安定した指数として推定された。

④重複推定期間 $\tau$ を変化させることで、指数そのものは変化しないが、 $\tau$ が大きくなるほどに回帰係数の変化に時間的なラグ構造が存在することが確認された。

このようなことから、ヘドニックインデックスの各変数に対する回帰係数は、時間とともに変化している、つまり構造変化が起きていることが確認され、その問題に対して、適切に対応していくことの必要性が理解されるとともに、提案されたOPHMにおいては、最適な $\tau$ を

どのように決定していくのかという問題が残された。

つまり、 $\tau$ は、1カ月とした場合には非制約型指数となり、その場合には、指数・回帰係数ともに安定しない。一方、 $\tau$ を大きくとりすぎると時間的なラグを持つこととなる。

不動産金融市場が発達し、インデックスの回帰係数等の要因変化による価格変化を分析しようとするマルチファクターモデルなどへの応用が期待されるなかで、この問題への対応は、実務的にはきわめて重要な課題となってきた。

このような問題への対応としては、OPHMのほかカルマンフィルターやベイズ的推定法の援用も考えられる。今後の課題としたい。

#### 注

- 1) 本稿は、リクルート住宅総合研究所が公表しているRRPI (Recruit Residential Price Index)の作成における「構造変化問題」に対する基礎研究である。同指数の推定上においては、不均一分散への対応などが行なわれており、公表指数と本稿での指数は、必ずしも一致しない。RRPIは、リクルート社のホームページ (<http://www.isize.com>) のほか、Bloomberg、ロイター、クイックなどで閲覧可能である。
- 2) 金本 (1997) は、住宅財の特徴として、必需性、耐久性、重要性、多様性と住宅市場の薄さ、生産における規模の経済性、情報の非対称性、取引費用の重要性の7つの特性を指摘している (97-99頁)。
- 3) 本稿では、回帰係数の変化に着目して分析していくことを目的としている。そのため、はずれ値・異常値などが存在する場合は除去する必要があるし、できるかぎり同質なデータ群として分析していくほうが好ましい。西村・浅見・清水 (2002) では、構造変化テストを行なうことで、標準物件として25㎡より大きく、85㎡以下のものとして定義している。ここでは、より一般的な市場を表すインデックスとしての性格を前提とすることから、はずれ値・異常値を除去することだけを念頭におき、専有面積・築後年数の制約を緩やかに与えた。表2を参照されたい。
- 4) 多変量のBehrens-Fisher問題を招ずる。
- 5) このような問題に対して、Garcia and Perron (1996) では、2回構造変化が起こるもののブレイクポイントが未知である場合に対しての構造変化テストの方法を提示している。Johan and Perron (1998) は構造変化の回数が、ブレイクポイントとともに未知のケースに対応している。高辻 (2001) はこの一連の研究に、分散が均一であることを前提に、離散

時間用ダミー変数群を用い、AICに基づき探索的に分析する方法を提示した。この方法は、バブル前後にブレイクポイントが2個存在することを前提として、類似データでも検証された (Nishimura and Shimizu 2003)。

6)  $x', A'$  でそれぞれベクトル  $x$ , 行列  $A$  の転置を表す。

#### 参考文献

- Garcia, A. R. and P. Perron (1996) "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts," *Review of Economics and Statistics*, Vol.78, pp.111-125.
- Johan, B. and P. Perron (1998) "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, Vol.66, No.1, pp.47-78.
- Nishimura, K. G. and C. Shimizu (2003) "Distortion in Land Price Information: Mechanism in Sales Comparables and Appraisal Value Relation," The University of Tokyo, CIRJE-F-205.
- Ono, H., H. Takatsuji and C. Shimizu (2003) "Overlapping Period Hedonic Model Index in a Second-hand Housing Market," forthcoming.
- 金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社。
- 高辻秀興 (2001) 『SASによる構造変化テスト』mimeo。
- 高辻秀興・小野宏哉・清水千弘 (2002) 「構造変化のある価格関数を用いた品質調整済住宅価格指数の接続法」『麗澤経済研究』第10巻第2号、103-134頁。
- 中村良平 (1996) 「住宅市場におけるマンション価格形成と収益率に関する研究」財団法人第一住宅建設協会。
- 西村清彦・浅見泰司・清水千弘 (2002) 「不完全情報のコスト」西村清彦編著『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社。

# 市場メカニズムを通じた 防災対策について

地震リスクに関する実証研究からのインプリケーション

山鹿久木・中川雅之・齊藤 誠

## はじめに

『建設白書』（2000年、国土交通省）では、わが国は「その位置、地形、地質、気象などの自然条件から、地震、火山噴火、台風、豪雨、豪雪等による災害や渇水が発生しやすい国土」であり、また「阪神・淡路大震災では脆弱な国土の姿が明らか」になったことが指摘されている。このようなことから、わが国においては、これまで規制、プロジェクト、消費者への補助など、さまざまな防災対策が講じられてきた。

しかし、国や地方自治体の防災対策は、家計や企業の合理的なリスク回避行動を前提とするか否かによってその方向性は大きく異なる。もし、リスク回避行動を前提とするならば、災害リスクに関する情報開示、リスク回避行動と誘因両立的な保険制度の整備、外部性の評価とそれに基づく消費者への補助など、市場メカニズムを通じた防災対策が基本となる。一方、それが前提とされないならば、公共事業による計画的な市街地整備や規制に政策の機軸を置かれざるをえない。

そこで本稿では、自然災害として地震を取り上げ、地震災害リスクが地価や家賃といった不動産価格にどう反映されているのかを計測することで、家計や企業の危険回避行動を分析する。

地震災害リスクに関する情報が与えられた場合に危険回避的な家計や企業は、①地震災害リスクの高い地域での立地を回避し、②所与の地震災害リスクに対しては耐震性能の高い建造物

を建築する。前者の危険回避行動は、地震災害リスクを伴う土地への需要が低下することから、当該リスクの大きさは地価低下の程度として表れる。後者については、与えられた立地のもとで耐震構造を伴う建造物への防災投資が行なわれ、当該住宅の家賃に反映されるであろう。

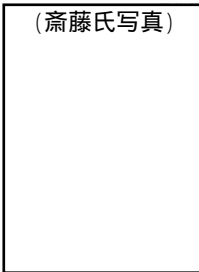
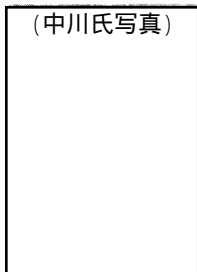
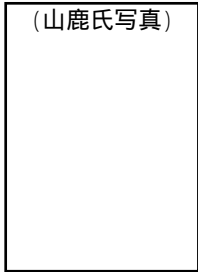
筆者らは、東京都が公表している地震危険度データを用いて、山鹿・中川・齊藤（2002a）で、①の意味での危険回避行動の検証を、および山鹿・中川・齊藤（2002b）において②の意味での危険回避行動を検証している<sup>1)</sup>。本稿では、これらの2つの論文で示された実証結果に加えて、建物構造ごとの築年数が家賃に与える影響など属性変数のより詳細なコントロールを行なった、新たな実証結果を用いて、都市防災対策の方向性を総合的に記述することとする。

以下、第1節において基本的な分析の枠組みが示され、第2節では地価関数を用いた消費者の立地選択行動の分析、第3節では家賃関数を用いた消費者の建物構造の選択行動の分析が行なわれる。得られた結論は、合理的な防災対策として、家計や企業の自然災害リスクに対する危険回避行動を前提に、その危険回避行動に対して規律を与える制度設計を強く勧めるものとなっている。

## 1 分析の枠組み

以下、東京都が公表している地震危険度データを用いて、ヘドニック・アプローチによる分析が行なわれる。本節では、地価関数、家賃関





やまが・ひさき (左)  
1973年京都府生まれ。2001年大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。2001年6月より筑波大学社会学系専任講師。  
なかがわ・まさゆき (中央)  
1961年秋田県生まれ。1984年京都大学経済学部卒業、建設省入省。現在、国土交通省大臣官房付。  
さいとう・まこと (右)  
1960年愛知県生まれ。1983年京都大学経済学部卒業、1992年マサチューセッツ工科大学経済学 Ph.D。現在、一橋大学大学院経済学研究科教授。

数の推定において採用されている共通の分析の枠組みを解説する。

### 地震危険度

東京都では、昭和50年（1975年）以降おおむね5年ごとに地域危険度が測定、公表されている。とくに平成10年（1998年）3月に公表された「地震に関する地域危険度測定調査報告書（第4回）」（以下「地域危険度調査」）においては、5段階の地震危険度が町丁目ごとに測定され、ホームページでも公表されている<sup>2)</sup>。

この調査は、被災ポテンシャルを地域間で比較することを目的としており、その地域危険度は、特定の地震や時点を想定しない、年間を通じて平均的な危険度合を表す指標である。

具体的には、地域危険度は、地震が起こった場合の震動による物的危険性を評価した「建物倒壊危険度」、火災による物的危険性を評価した「火災危険度」、震動による人的危険性を評価した「人的危険度」、火災による人的危険性を評価した「避難危険度」の4つの指標によって構成され、全町丁目が比較的 안전한地域である危険度1から、危険度の増加に応じて5段階のランクに分類されている。

このうち後の3つの指標は、通常地価および家賃にプラスの影響を与えると考えられている人的集積、商業集積を危険度の増加要因として扱っているため、それぞれの危険度指標の地価および家賃に対する影響が過小に評価される可能性がある。このため本稿では、これら4つの危険度のなかでも「建物倒壊危険度」（以下、建物危険度とする）を地震リスクを表す指標と

して用いている。

### ヘドニック・アプローチ

この危険度指標が、不動産価格にどのような影響を与えているかを分析するための手法として、ヘドニック・アプローチを用いる。

土地や住宅市場を対象としたヘドニック・アプローチは、地価や住宅価格を被説明変数とし、これを説明する環境質などの非市場財の変数を当該地域の属性変数として含め、市場価格関数を推定したうえで、そのパラメータから環境質の評価をするものである<sup>3)</sup>。

本稿で推定する地価関数や家賃関数は、以下のようなヘドニック価格関数として表すことができる。

$$P_i = h(H_i, X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{Mi}) \quad (1)$$

$P_i$  は、地価関数であれば第  $i$  地点の地価、家賃関数であれば第  $i$  物件の家賃、 $H_i$  は当該地点の建物危険度、 $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{Mi}$  はその地点に関する  $M$  種類の土地や住宅の属性を表す変数である。

続く第2節、第3節では、(1)式を具体的に特定化した地価関数、家賃関数とその推定結果を報告していく。

## 2 地価への影響の検証

家計や企業が危険回避的であれば、地震災害リスクの高い地域での立地を回避するため、当該地域における地震リスクの大きさは地価低下の程度として表れる。

本節は、立地選択を通じた地震リスクに対する危険回避行動について、地価関数を推定する

表1 地価関数の推定で使用するデータの説明

変数	内容
地価(円)	1㎡当たりの公示地価
建物危険度	危険度レベル1~5
時間距離(分)	東京駅までの鉄道による所要時間距離 (2000年の鉄道ダイヤによる)
道路距離(m)	鉄道駅までの道路距離
容積率(%)	建物の延床面積の敷地に対する割合
ガス	ガス事業からガス供給が可能な場合は1、 そうでない場合は0をとるダミー変数。
水道	水道事業により給水されている場合などには1、 そうでない場合は0をとるダミー変数。
下水道	標準地が下水道法に基づく処理区域内にある 場合などには1、そうでない場合は0をとる ダミー変数。
用途区分	都市計画法における住居地、工業地、商業 地などの土地利用の用途規制。
地方自治体 路線	地価測定値が属している自治体ダミー変数 最寄り駅が属する路線ごとのダミー変数

注) 建物危険度のデータ年度は1998年、時間距離のデータ年度は2000年、それ以外は地価公示の各サンプル年度に一致。

ことにより、実証的に検証していく。

#### データ

地価関数の被説明変数である地価データは地価公示データを用いる<sup>4)</sup>。サンプル年度は原則、5年ごとのデータを利用する。さらに、サンプルは分析時において最新であった2001年度を加える一方、阪神・淡路大震災が1995年であるため1994年、1996年という震災前後のデータを利用している。したがって、サンプル年度は1980年、1985年、1990年、1994年、1996年、2000年、2001年である。

表1に示すように説明変数には、第1節で述べた建物危険度に加えて、東京駅までの時間距離、最寄り駅までの道路距離、容積率、ガス・水道・下水に関するダミー、用途区分ダミー、地方自治体ダミー、路線ダミーのデータを採用している。東京駅までの時間距離はヴァル研究所の「駅すばあと」により計算し、各時点共通の値とした。

以上のデータを、1998年に公表された建物危険度データにマッチングする。このような7時点のクロスセクション・データを用いることにより、危険度分布が地価分布に反映する割合を

時系列的に比較することが可能となる<sup>5)</sup>。

#### 地価関数の特定化

関数形は(1)式を以下のように特定化する。

$$\ln P_i = \alpha + \beta_M D_{M_i} + \beta_H D_{H_i} + \sum_m \gamma_m \ln X_{m_i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2)式は、(1)式のヘドニック価格関数を対数線形化している。P<sub>i</sub>は第i地点の地価、X<sub>m<sub>i</sub></sub>はその地点に関するM種類の土地や住宅の属性を表す変数である。ε<sub>i</sub>はi.i.d.の誤差項、α、β、γ<sub>m</sub>はパラメータである。

また、第1節の5段階の危険度を3段階に再分類している。危険度1の地域を危険度L、危険度2の地域を危険度M、危険度3、4、5の地域を危険度Hとしている。そのうえで危険度Lを基準として危険度Mと危険度Hについて定数項ダミー変数D<sub>M</sub>、D<sub>H</sub>を作成し、加えている。このため、これらのダミー変数によって危険度レベルごとに地価に与える影響を推定することができる<sup>6)</sup>。

#### 推定結果の解釈

1980年、1985年、1990年、1994年、1996年、2000年、2001年の7時点のクロスセクション・データを用いて、(2)式の地価関数をOLS推定した結果を表2に報告している。

すべての年度について「都心までの時間距離」と「最寄り駅までの道路距離」の係数は1%水準で有意にマイナスで推定されており、期待される符号と一致している。容積率の係数は1%水準で有意にプラスであり、容積率が高いほど地価が高いという結果を得ている。他の説明変数についてはここで推計係数を報告していないが、それらの推定結果は既存実証研究の結果と一致している<sup>7)</sup>。

建物危険度Hの係数β<sub>H</sub>は、すべての年度でマイナスに推定されているが、1980年は10%水準で1985年も5%水準でしか有意でない。しかし、1990年以降は、1%水準で有意となっている。ただし、時系列的な係数値の変化をみると、

表2—(2)式の地価関数による推定結果

	1980年	1985年	1990年	1994年	1996年	2000年	2001年
建物危険度M	0.017 (0.0207)	0.009 (0.0197)	0.012 (0.0196)	-0.003 (0.0135)	-0.008 (0.0114)	-0.008 (0.0117)	0.002 (0.0122)
建物危険度H	-0.050* (0.0278)	-0.069** (0.0274)	-0.107*** (0.0273)	-0.121*** (0.0186)	-0.105*** (0.0152)	-0.096** (0.0159)	-0.092*** (0.0167)
時間距離	-0.274*** (0.0457)	-0.255*** (0.0488)	-0.294*** (0.0495)	-0.283*** (0.0353)	-0.298*** (0.0295)	-0.339*** (0.0303)	-0.227*** (0.0290)
道路距離	-0.109*** (0.0070)	-0.078*** (0.0065)	-0.077*** (0.0067)	-0.070*** (0.0046)	-0.072*** (0.0040)	-0.080*** (0.0042)	-0.079*** (0.0043)
容積率	0.270*** (0.0314)	0.382*** (0.0385)	0.484*** (0.0394)	0.517*** (0.0268)	0.448*** (0.0224)	0.435*** (0.0237)	0.461*** (0.0247)
定数項	11.125*** (0.5116)	10.458*** (0.4701)	12.693*** (0.3513)	12.179*** (0.2795)	11.449*** (0.2995)	11.677*** (0.2747)	10.766*** (0.2454)
Adj. R <sup>2</sup>	0.894	0.919	0.939	0.935	0.926	0.906	0.901
F 値	104.34	138.62	197.29	129.00	257.23	205.60	192.77
サンプル数	1,467	1,484	1,589	2,526	2,841	2,870	2,833

注1) \*\*\*, \*\*, \*は、推定された係数がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。( )内は標準偏差。

2) F値は、定数項以外の係数がすべてゼロであるという帰無仮説に基づいた検定統計量を示す。

3) その他の変数として、表には示していないが、表1に示されているガス・水道・下水道ダミー、用途区分別ダミー、地方自治体ダミー、路線ダミーはすべて加えて推定されている。

危険度Lと危険度Hとの格差は、1994年をピークとしてその後縮小している<sup>8)</sup>。

上の推定結果で確認された、地震危険度の地価への影響に関する時系列的な変化の実態上の背景は、次のように考えることができる。

まず、家計や企業の地震災害に対する意識の変化の影響が考えられる。「防災に関する世論調査」(2000年、東京都)によれば、東京都で大地震に対して不安を感じている人の割合は、1984年に73.3%、1989年に83.3%、1995年に85.5%、1999年に84%という推移を示している。このように、地震災害に対する都民の認識の変化と、地震危険度に関する感応度の時系列的な傾向とがほぼ一致していることがわかる。

すなわち1980年代前半は、住民の地震災害に対する意識が低かったものの、1980年代後半から1990年代前半に地価が高騰する過程では住民の意識も高まり、それに伴って地価が地震危険度を強く反映するようになっていく。

さらに推定結果を注意深くみると、この間の地価上昇は年度ごとの定数項格差に強く表れていない一方で、地震危険度に対する感応度( $\beta_H$ )が上昇している。すなわち、危険度の低い地域の地価上昇に比べて危険度の高い地域の地価上昇が小さかったことが示唆されている。1980年

代後半の地価上昇期は、建物危険度をより強く反映する形で起こったと考えることができる。

なお、1990年代後半は、住民の意識も地震危険度に対する地価の感応度も低下する傾向にある。これは、阪神・淡路大震災以降の都市の防災対策の充実によって、とくに地域危険度の高い地域に居住している者の被害期待値を引き下げたことの影響を考えるとできるかもしれない<sup>9)</sup>。

#### 地震保険市場と地価

地震災害リスクの地価への反映の度合いは、リスクそのものの大きさばかりでなく、保険市場や公的制度によって地震災害リスクが十分にシェアリングされているかにも依存している。もし、地震リスクが完全に保険されていれば、地価は地震が当該土地にもたらすであろう平均被害損失分しか低下しない。しかし、保険的なメカニズムが効果的に機能せずに、家計や企業の物的・人的資本が地震リスクに大きくさらされていれば、家計や企業は、平均被害損失額にリスク・プレミアムを上乗せして地価を割り引くであろう。

この点について齊藤(2002)では、現況の自然災害保険システムの制度的な実態を明らかに

し、自然災害リスクのシェアリングが十分にされていないことを述べている。また、山鹿・中川・齊藤(2002a)では実証的な分析を行なっている。そこでは、地震災害リスクと地価評価の関係を簡単な危険回避行動モデルによって記述し、表2の推定結果(2000年度の危険度Lと危険度Hとの地価格差比率の9.6%)と地震災害発生確率や相対的危険回避度などに関する妥当な想定値を用いることで、家計や企業のリスクプレミアムを推定している。その結果、幅広い想定に関しても、0以上1以下の理論モデルの予想と整合的なリスクプレミアムが観察されることが示されている。つまりわが国では、保険的なメカニズムが効果的に機能せずに、家計や企業の一定の物的・人的資本が地震リスクにさらされていることが示唆されている。

### 3 家賃への影響の検証

建物が備えるべき耐震性については、1981年6月に建築基準法が改正され、耐震基準の強化が行なわれた。1982年以後の建物はこの新耐震基準にそって建てられている。旧耐震基準に基づいて建てられた建築物の耐震対策は、都市の防災上非常に重要な課題であるが、建物の耐震化はあまり進んでいない<sup>10)</sup>。

国は、建築物の耐震化を進めるための法制度を整備し<sup>11)</sup>、平成14年(2002年)度から住宅の耐震改修に対する補助を実施しているが、補助の交付にあたっては、行政庁が耐震改修を実施すべき地区と住宅を指定し、勧告を行なうことが要件となっている。

しかし、耐震改修等の建築物の耐震化投資が、地震災害リスクから自分の資産を防護する消費者の危険回避行動であることをふまえば、耐震化投資の外部性を評価し、それに基づく一般的な補助制度によって耐震化投資の促進を図る政策が合理的である。

もし、家計や企業が危険回避的であれば、所与の地震災害リスクに対しては、与えられた土地のもとで耐震構造を伴う建造物への防災投資

が行なわれる。その結果、当該リスクの大きさは住宅価格(家賃)に反映されるであろう。

本節では、この意味での地震リスクに対する危険回避行動について、家賃関数を推定することにより、実証的に検証していく。

#### データ

推定する家賃関数の被説明変数である賃貸物件の家賃のマイクロデータは、リクルート(2002)より2002年1月末に採取したものをを用いている。対象物件は、東京都に立地している民営の賃貸住宅で、マンションあるいはアパートとして掲載されている物件である<sup>12)</sup>。サンプル数は8万2516件である。

家賃に影響を与えられとされる属性変数のデータとして、リクルート(2002)から物件の最寄り駅までの徒歩あるいはバスの所要時間、月額家賃(管理費込み)、床面積、築年数、物件の階数、建物構造、建物種別、所属地方自治体のデータを得た。

建物構造としては、鉄骨、鉄筋鉄骨、木造の3種類に分類した。軽量鉄骨とされている物件は鉄骨に、鉄筋コンクリートとされている物件は鉄筋鉄骨に含んでいる。

都心までの時間距離および地域危険度のデータは、第2節と同様のものが用いられている。表3にこれらのデータをまとめている。

#### 家賃関数の特定化と推定結果

関数形は(1)式を以下のように特定化する。

$$\ln R_i = \alpha + \beta H_i + \sum_n \gamma_n \ln X_{ni} + \varepsilon_i \quad (3)$$

$R_i$ は第*i*物件の家賃、 $H_i$ は当該地点の建物危険度、 $X_{ni}$ はその物件に関する*N*種類の家賃の属性変数をそれぞれ表している。(3)式は、(1)式のヘドニック価格関数を対数線形化している。ただし、危険度変数  $H_i$  は対数をとらない。 $\varepsilon_i$  は i.i.d. の誤差項、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma_n$  はパラメータである。

また、定数項  $\alpha$  に関しては、旧耐震基準に

表3 家賃関数の推定で使用するデータの説明

変数	内容
家賃(円)	月額管理費込みの家賃
建物危険度	危険度レベル(1~5)
バス(分)	最寄り駅からサンプル地点までバスを使う場合の所要時間
徒歩(分)	最寄り駅または最寄りバス停から物件までの徒歩時間
時間距離(分)	東京駅までの鉄道による所要時間
床面積(m <sup>2</sup> )	物件の床面積
築年数(年)	建築されてから何年目を示す変数(新築は1年目)
物件階数	当該物件が存在する階数
1階	物件が1階にあれば1、それ以外の場合は0をとるダミー変数。
建物構造	物件の構造を鉄骨、鉄筋鉄骨、木造の3分類に分け、それぞれについて1か0をとるダミー変数。
建物種別	マンションとアパートを区別するダミー。それぞれについて1か0をとるダミー変数。
新耐震基準	新耐震基準に基づいた建物(1982年以後に建築)なら1、それ以外の場合は0をとるダミー変数。
地方自治体路線	地価測定値が属している自治体ダミー変数 最寄り駅が属する路線ごとのダミー変数

基づくアパートとマンション、新耐震基準に基づくアパートとマンションの4種類が別々に推定され、危険度の係数 $\beta$ に関しては、旧耐震基準の鉄骨造、鉄筋鉄骨造、木造、新耐震基準に基づく鉄骨造、鉄筋鉄骨造、木造の6類がそれぞれ別々に推定されるようにダミー変数で処理している。また、建物構造ごとの築年数の影響など、山鹿・中川・齊藤(2002b)よりも詳細な属性のコントロールを行なっている。

このような特定化により、定数項が、アパートまたはマンションを示す建物種別に旧耐震基準と新耐震基準の物件ごとに推定され、危険度が家賃に与える影響も、建物構造別に新耐震基準と旧耐震基準の物件ごとに推定される。(3)式をOLS推定した結果を表4で報告している。

表4によると、最寄り駅までのバスあるいは徒歩の時間距離、都心までの時間距離、床面積、階数、1階ダミーの係数はどれも期待される符号と一致し、1%水準で有意に推定されている。

建物構造別に推定した築年数の係数は、鉄筋鉄骨の係数が絶対値でもっとも小さく、築年数の影響が他の木造や鉄骨造に比べて受けにくい

表4 (3)式の家賃関数の推定結果

変数	係数	S. E.
定数項 (旧耐震アパート)	8.903***	0.1603
定数項 (旧耐震マンション)	8.962***	0.1602
定数項 (新耐震アパート)	9.001***	0.1602
定数項 (新耐震マンション)	9.066***	0.1602
危険度×鉄骨	-0.008***	0.0026
危険度×鉄筋鉄骨	-0.009***	0.0019
危険度×木造	-0.026***	0.0027
D・危険度×鉄骨	-0.005**	0.0025
D・危険度×鉄筋鉄骨	0.003*	0.0019
D・危険度×木造	0.036***	0.0028
バス	-0.075***	0.0015
徒歩	-0.031***	0.0008
時間距離	-0.095***	0.0033
床面積	0.731***	0.0011
築年数(鉄骨)	-0.038***	0.0009
築年数(鉄筋鉄骨)	-0.033***	0.0006
築年数(木造)	-0.037***	0.0012
階数	0.052***	0.0013
1階ダミー	0.019***	0.0018
Adj. R <sup>2</sup>	0.918	
F値	6986.35	
サンプル数	82,516	

- 注1) \*\*\*、\*\*、\*は、推定された係数がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。  
 2) 表中Dは新耐震ダミー変数を表す。  
 3) F値は、定数項以外の係数がすべてゼロであるという帰無仮説に基づいた検定統計量。  
 4) その他の変数として、表には示していないが、地方自治体ダミー、路線ダミーはすべて加えて推定される。

ことが推定された。

定数項の大小関係をみると、アパートよりマンションの家賃のほうが定数項で高く、かつ旧耐震基準の物件に比べて新耐震基準の物件のほうが高いことが統計的に有意に推定された。つまり、新耐震基準にそった耐震構造への投資が、家賃水準を全般的に高めていることが明らかにされた。

構造別の建物危険度の係数 $\beta$ についてみると、旧耐震基準に基づいた住宅に関する係数は有意でマイナスに推定されている。係数の絶対値の大きさでは、木造が一番大きく、鉄筋鉄骨と鉄骨がそれに比べて小さい。つまり、建物危険度は旧耐震基準に基づいた物件の家賃に対して、強くマイナスの影響を与え、そして、耐震

表5 一新・旧耐震基準別予測家賃の比較

	予測家賃 (万円)		
	新基準	旧基準	差
危険度1地域	7.53	6.54	1.01
危険度2地域	7.60	6.36	1.25
危険度3地域	7.67	6.19	1.49
危険度4地域	7.74	6.02	1.72
危険度5地域	7.81	5.87	1.94

注) (2)式に木造、墨田区、駅からの距離9分、都心までの距離30分、面積30㎡、1階、築22年という数値を外挿して得た家賃とその新・旧基準別住宅間の比較。

強度がもっとも弱いと考えられる木造の物件ほど、地震危険度を強く反映している。

次に新耐震基準に基づく物件の建物危険度に関する係数をみる。新耐震ダミーとのクロス項の係数は、鉄骨、鉄筋鉄骨に関しては5%や10%水準でしか有意に推定されておらず、これらの構造の物件については、耐震性の評価について、旧耐震基準に基づく物件から大きな改善はみられない。

一方、木造に関しては、有意にプラスに推定されている。F検定によると、新耐震ダミーと危険度のクロス項の係数(0.036)と旧耐震に関する危険度係数(-0.026)の和が有意水準1%で統計的に有意に正である。すなわち、新耐震基準に基づいた木造住宅の地震危険度の感応度はプラスになるという結果を得ている<sup>13)</sup>。

以上の分析から、旧耐震基準の住宅について危険度の高い地域の家賃が比較的安全な地域に比べて低くなっていること、さらに耐震基準の導入による耐震化投資が家賃の水準を全般的に高めていることが明らかにされた。つまり建物構造の選択に関しても、消費者や企業の危険回避的な行動が実証的に示されている。

#### 家主の耐震化投資の評価

表4の推定結果をもとに木造アパートの予測家賃を、耐震基準別、危険度別に計算することで、築年数という質を考慮した場合においても、新耐震基準の住宅が高く評価されていることを具体的に示す。モデルケースとして墨田区に立地し、最寄り駅からの距離が9分、都心までの

時間が30分、居住室面積30㎡、築22年目、部屋の階数は1階の木造アパートを想定する。計算結果を表5に示している。

この表5の家賃の差額をもとに、耐震化投資が家主にとって収益的な投資であるかについて、簡単な評価を行なう。

具体的には、新耐震基準に合致した構造の住宅とすることによって得られる住宅資産の増分と、そのために必要な改修費用を比較することで、「耐震化投資が収益的か」を評価する。評価基準の指標としては、純現在価値(NPV)を用いる。耐震化投資によって得られるm期末までの便益の総現在価値と費用との差を、

$$NPV = \sum_{t=1}^m \frac{Y_t}{(1+i)^t} - C \quad (4)$$

と表したときに(t期の不動産からの純便益は $Y_t$ 、割引率は $i$ 、耐震改修費用は $C$ )、 $NPV \geq 0$ であれば、耐震化投資が家主にとって収益的となる。以下の収益性評価において、各変数を次のように想定している。

耐震化投資による純収益 $Y_t$ は、耐用年数までの残存期間を通じて一定で、耐用年数に至った段階で賃貸住宅は滅失するものとする。なお、耐震改修は住宅の耐用年数には影響せず、耐震性のみを向上させるものとする。耐用年数については、国民経済計算から算出される42年を採用している。

以下の分析では、築22年目の住宅をモデルケースとして用いているため、残存期間は20年となる。したがって(4)式では $m=20$ である。割引率 $i$ は、1987年から1999年の平均実質モーゲージ金利である0.0352(民間住宅ローン金利から消費者物価上昇率を控除したもの)を採用する。耐震化投資のコスト $C$ は、住宅の個別の状況によって大きく異なり、網羅的なデータも存在しないため、基本的には『密集住宅地における耐震改修の推進に向けて』(2001年、国土交通省)で示された平均耐震改修費用300万円(1戸当たり)を用いる。

表5の家賃の差額をもとに、(4)式の純現在価

値基準に基づいて、評価を行なった結果を表6に示している。木造アパートにおける耐震改修の便益を、平均的な改修費用300万円、比較のために掲げた改修費用100万円と比較する。

表6によると、第i列の耐震化費用が300万円で補助がまったくないケースについては、家主にとっての純収益がほとんどの場合で負となっており、耐震化投資のコストを回収することが困難である。ただし、危険度5地域における耐震改修については、30.27万円の収益が見込まれる。平成14年度から講じられている耐震改修補助率である7.7%の補助を講じた第ii列のケースにおいても依然、危険度1から3の地域では収益的ではないことがわかる。

このように、現行程度の耐震改修補助があれば、耐震改修の全般的な促進を図ることは困難であるものの、危険度の高い地域の耐震化投資について限界的な意味で影響を与えるケースも存在することが示された。

一方、表6の第iii列および第iv列では、改修費用を100万円と想定した場合の分析を行なっている。このケースであれば、補助の有無にかかわらず、すべての危険度の地域で、耐震化投資が収益的であるという結果を得た。

以上のように、耐震改修に伴う耐震性能の向上の度合いがもっとも大きい木造住宅について、危険度5地域における投資が収益的であるという結果は、効果の大きい耐震化投資の実施を消費者が高く評価していることを示していると考えられる。

## おわりに

本稿でみてきた実証研究をふまえると、消費者が立地場所や建物構造の選択に関して危険回避的に行動していることが実証的に示された。第1節で述べたように、消費者や企業の危険回避行動を前提とするならば、合理的な防災対策とは、危険回避行動に対して規律を与える市場メカニズムを整備することである。

このため、もっとも基本となる政策は、地震

表6 木造アパートの耐震改修におけるNPV(万円)の値

	改修費300万円		改修費100万円	
	i	ii	iii	iv
補助率 (%)	0	7.7	0	7.7
危険度1地域	-128.06	-104.96	71.94	79.64
危険度2地域	-87.20	-64.10	112.80	120.50
危険度3地域	-48.04	-24.94	153.66	161.36
危険度4地域	-8.89	14.21	192.81	200.51
危険度5地域	30.27	53.367	230.27	237.97

注) 網掛け部分は家主にとって収益的でないケースである。

災害リスクに関する情報開示により、適切な危険回避行動を促すことである<sup>14)</sup>。しかし、第2節の分析においては、家計・企業の人的・物的資本が地震災害リスクにさらされている結果、一定のリスクプレミアムを上乗せした評価が行なわれていることが示されている。また、阪神・淡路大震災の経験を通じて、道路閉塞の防止等耐震化投資には大きな外部性が存在することが知られている。

さらに第3節の分析で示されたように、危険度が高い地域における耐震化投資のように収益的な投資機会があるにもかかわらず、耐震化投資があまり進んでいないという実態は、制度的な阻害要因が存在する可能性を示唆している。このため、リスク回避行動と誘引両立的な保険制度の整備、外部性の評価とそれに基づく消費者のリスク回避行動への補助や借地借家法等阻害要因の除去など、市場メカニズムを前提としたきめの細かい制度設計が求められる。

\*本稿作成にあたり、東京大学の浅見泰司教授、金本良嗣教授、八田達夫教授をはじめ、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ます。なお、齊藤と山鹿は、文部科学省科学研究費から特定領域研究(B)(課題番号90173632)、若手研究(B)(課題番号14730023)の助成をそれぞれ受けている。

注

1) ①の意味で、地震リスクが地価形成に与える影響

を系統的に実証した事例は海外でも数少ない。Beron, Murdoch, Thayer and Vijverberg (1997) は、1989年にサンフランシスコ湾岸地域を襲った Loma Prieta 地震の前後で、地震災害リスクが住宅価格に反映する度合いが変化していることを指摘し、その背後で住民が地震リスク評価を改訂した可能性を議論している。Brookshire, Thayer, Tschihart and Schulze (1985) は、カリフォルニア州が1974年に開示した地震危険度の情報が、開示後の地価形成に統計的に有意に反映されるようになったことが明らかにされている。また、②の検証を行なった先行研究は、筆者らが知る限りにおいてまったくない。

- 2) 現在、東京都市計画局のホームページで第5回の測定調査結果が公表されている (<http://www.toshikei.metro.tokyo.jp>)。
- 3) ヘドニック価格法の方法やその問題点をまとめた論文として金本・中村・矢澤 (1989) が、テキストとして肥田野 (1997) がある。また、家賃関数の推定を行なっている研究として大竹・山鹿 (2001) がある。
- 4) (財)土地情報センター (2001) 『平成13年版 地価公示時系列データ CD-ROM』。
- 5) この場合、建物危険度データは各時点で共通の値をとることになるため、1980年から2001年までの間に、建物危険度に大きな影響を与えるほどの街並みの変化があるかどうかの検証が必要である。山鹿・中川・齊藤 (2002a) で示されているように、1980年から2001年の間に東京都の危険度分布に大きく影響を与えるような街並みの変化が起こった可能性は低い。
- 6) 山鹿・中川・齊藤 (2002a) では、その他の推定モデルについても検証しており、本稿での結果が推定モデルに依存したものではないことが示されている。
- 7) くわしい推定結果は山鹿・中川・齊藤 (2002a) を参照されたい。
- 8) 表2において危険度 M は有意に推定されていないが、山鹿・中川・齊藤 (2002a) においては、時間距離ごとの危険度の影響をコントロールすることにより、危険度 M についても有意な結果を得ている。
- 9) 東京都では1995年度から1996年度にかけて防災都市づくりのための「基本計画」や「整備計画」が策定されている。そこで、不燃化領域率の具体的指標を掲げて災害危険度の高い地域からの優先的事業実施を宣言していることが、地震危険度の高い地域の被害予想の軽減に資したものと推測される。
- 10) 2001年の国土交通省住宅局調査「密集住宅地における耐震改修の推進に向けて」参照。
- 11) 「建築物の耐震改修の促進に関する法律」。
- 12) リクルート (2002) では、マンションを「耐火構造でできた共同住宅」、アパートを「準耐火構造でできた共同住宅」と定めている。
- 13) この理由について山鹿・中川・齊藤 (2002b) では、より詳細な推定を行なったうえで、危険度の高い地域に立地している新耐震基準に基づいた木造新築物

件では、耐震構造にかかわる住宅の質が、非常に優れている可能性があり、このような耐震構造にかかわる一定の設計上の配慮が、家賃を大きくかさ上げしている可能性があることを述べている。

- 14) 中川 (2003) の調査によると、地震保険の保険料率算定の基礎となる等地が、3等地および4等地の自治体中、2002年12月現在、ホームページで地震リスクを開示しているものは、都道府県レベルで12、政令市レベルで5である。

#### 参考文献

- Beron, K. J., J. C. Murdoch, M. A. Thayer and W. P. M. Vijverberg (1997) "An Analysis of the Housing Market before and after the 1989 Loma Prieta Earthquake," *Land Economics*, 73(1), pp.101-113.
- Brookshire, D. S., M. A. Thayer, J. Tschihart and W. D. Schulze (1985) "A Test of the Expected Utility Model: Evidence from Earthquake Risks," *Journal of Political Economy*, 93, pp.369-389.
- 大竹文雄・山鹿久木 (2001) 「定期借家権制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』No.42、1-20頁。
- 金本良嗣・中村良平・矢澤則彦 (1989) 「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」『環境科学会誌』No. 2、251-266頁。
- 国土交通省 (2000) 『建設白書2000』(株)ぎょうせい。
- 国土交通省住宅局 (2001) 『密集住宅地における耐震改修の推進に向けて』。
- 齊藤 誠 (2002) 「自然災害リスクと地価形成——リスク・シグナルとしての地価」西村清彦編『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社、195-237頁。
- 東京都市計画局 (1998) 『平成10年 地震に関する地域危険度測定調査報告書 (第4回)』。
- (財)土地情報センター (2001) 『平成13年版 地価公示時系列データ CD-ROM』。
- 中川雅之 (2003) 『都市住宅政策の経済分析』日本評論社、128頁。
- 肥田野登 (1997) 『環境と社会資本の経済評価』勁草書房。
- 山鹿久木・中川雅之・齊藤 誠 (2002a) 「地震危険度と地価形成——東京都の事例」『応用地域学研究』No. 7、51-62頁。
- 山鹿久木・中川雅之・齊藤 誠 (2002b) 「地震危険度と家賃——耐震対策のための政策的インプリケーション」『日本経済研究』No.46、1-21頁。
- リクルート (2002) ISIZE 住宅情報ホームページ (<http://www.isize.com>)。



# 情報の不完全性と住宅保有の格差

廣野桂子

## はじめに

住宅はわが国の普通世帯の正味資産の82.2%を占めている（土地部分を含む。高山・有田1996、表1-5）。しかし、住宅の保有の要因分析は十分ではない。とりわけ、アメリカ経済学会（AEA）が提供する Econlit-AEA によると、情報と住宅保有の関係を示す研究は皆無である。

本稿では、住宅を購入する際に、個人がもつ情報によって住宅資産の保有にどれだけの差が出るかということを検証する。具体的には、住宅の買い手が質に関する情報を利用してどれだけの収益をあげることができ、それによって住宅の保有を節約できるかを首都圏のデータで検証する。また、この目的のために、買い手がもつ情報と資産保有の関係を計測するためのモデルを作成した。計測結果により、住宅の買い手は首都圏で1980年代に、最大で住宅の理論価格の12.6～27.6%にあたる収益を住宅の質に関する情報によって得ることができたことが判明した。この収益分、住宅の買い手は住宅資産の保有を減らし、他の資産での貯蓄や消費に回すことができた。

本稿の第1節では、情報と住宅保有の関係を検証するための計測モデルを展開する。第2節では、このテストを首都圏の『週刊住宅情報』のデータに適用する。最後に簡単な結論を述べる。

## 1 テストの方法

本稿では、住宅の買い手が住宅の質に関する情報を利用して住宅資産の保有をどのくらい変えることができるかをテストする。すなわち、売り主が品質以下の価格で物件をオファーしたときにその物件を買うという買い手の戦略でどれだけ利益をあげられるかを検証する。この戦略で住宅を安く買うことができれば、買い手は住宅資産の保有をそれだけ圧縮できる。これにより、住宅の買い手は他の資産による運用を増やすことや消費を増やすことが可能になる。住宅の買い手として、住宅を1軒自宅のために購入する個人を考える。

買い手が住宅をどれだけ安く購入できたかをみるために、住宅の理論価格——すなわち、情報を完全に反映している価格——と住宅の購入価格を比べてみる。住宅の理論価格および理論価格からの乖離を計算するために、ヘドニック価格モデルを利用する<sup>1)</sup>。

Griliches (1961, 1971) や Rosen (1974) によって発展したヘドニック価格モデルによると、住宅価格は住宅の属性（すなわち、質）の関数である。Rosen (1974) は、特定の属性の財のヘドニック価格はその属性をもつ財の均衡価格であることを示した（この証明については、補論を参照されたい）。Rosen (1974) のモデルを住宅市場に適用すると、住宅のヘドニック価格関数は、

$$\log P_{t,i} = f(X_1, X_2, \dots, X_n, \theta_t) \quad (1)$$

である。ここで、 $P_{t,i}$  は物件  $i$  の  $t$  期の市場価格、 $X_1, X_2, \dots, X_n$  は物件の属性（住宅の面積、通勤時間、築年数といった質）、 $\theta_t$  は需要関数と供給関数のシフトパラメータで動く時点  $t$  における品質調整済み価格指標である。本稿では、住宅の理論価格と理論価格からの乖離を計測するために、まず、(1)式を推定する。その際、品質調整済み価格指標の部分は年ダミーを使って推定する。

(1)式を回帰し、購入価格と推定線に  $X_1, X_2, \dots, X_n$  および年ダミーを代入して求めた理論値の差を  $LU_i$  とする。住宅価格の理論値は質に関する情報を完全に反映しており、理論値の計測が正しければ、理論値において  $LU_i = 0$  である。購入価格  $P_{t,i}^a$  とこの理論値を指数関数で変換した理論価格  $P_{t,i}^{**}$  との差を調べ、これを対購入価格比率で示したものを  $U_i$  とする<sup>2)</sup>。すなわち、 $U_i = (P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**}) / P_{t,i}^a$  とする。買い手が質に関する情報を利用して粗収益を得られるのであれば、 $U_i$  は負である。

ヘドニック関数の計測の誤りが仮にあるとしても、本稿ではそれを、全体の誤差から分析誤差を取り除くことで回避する。具体的には、Linneman (1986) の手法を用いて、 $U_i$  をヘドニック関数の計測ミスに伴う分析誤差 (analyst error) と物件の過大評価・過小評価に伴う取引人の誤差 (transactor error) に分ける。分析誤差は、たとえば、測定誤差 (measurement errors)、不適切なサンプリング、関数形の間違いにに基づく誤差である。取引人の誤差は、売り手が市場で要求される価格より低い価格で物件を売ったり、買い手が市場で要求される価格より高い価格で物件を買うときに生じる誤差である。すなわち、取引人の情報の不完全性に起因する誤差である。ここでは、全体の誤差 (分析誤差と取引人の誤差の和)  $U_i$  の  $(-\alpha)$  倍取引人の誤差があると考えている ( $-1 \leq \alpha \leq 0$ )。また、取引人の誤差  $(-\alpha)U_i$  が正の値をとる場

合は、 $P_{t,i}^a > P_{t,i}^{**}$  である。この場合、取引人の誤差は買い手が市場で要求される価格より高い価格で物件を買うときに生じる誤差を表す。取引人の誤差が、売り手が市場で要求される価格より低い価格で物件を売ったときに生じる誤差であるときは、 $(-\alpha)U_i$  が負の値をとる。

$P_{t,i}^{**}$  で誤差 (分析誤差と取引人の誤差) がない場合の価格の理論値を表し、これを真の理論価格と呼ぶ。このとき、全体の誤差：取引人の誤差  $= (P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**}) / (P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**}) = 1 : (-\alpha)$  である。すなわち、 $(-\alpha)$  はモデル全体でみて、全体の誤差の中でヘドニック価格関数の計測の誤りの比率がどれだけあるのかを示す。

売り手が品質以下の価格で物件をオファーしたときにその物件を買うという買い手の戦略であげることができる粗収益を求める。この粗収益を  $NR_i$  (ただし、 $NR_i > 0$ ) とする。 $NR_i$  は、取引人の誤差からあげることができる収益であるため、次の式で示すことができる。次式で  $NR_i$  を金額表示に戻すために  $\alpha U_i$  に  $P_{t,i}^a$  を掛けている。また、 $NR_i > 0$  に限った理由は、この戦略であげることができる利益は  $(-\alpha)U_i < 0$  のケースにおける取引人の誤差にあたるからである。

$$\begin{aligned} NR_i &= (P_{t,i}^{**} - P_{t,i}^a) = (-1) (P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**}) \\ &= \alpha U_i \cdot P_{t,i}^a \end{aligned} \quad (2)$$

分析誤差がゼロの場合  $\alpha$  は  $-1$  になり、取引人の誤差がゼロの場合  $\alpha$  は  $0$  の値をとる。なお、ここでの粗収益は、質に比べて割安の物件を買うことによる利益である。

物件  $i$  の全体の誤差 (購入価格で割ったもの) が  $U_i$  であるとき、 $\alpha U_i$  分  $n$  期間の収益率が変化するため、データから  $\alpha$  が計測できる。 $n$  期後の住宅  $i$  の価格を  $P_{t+n,i}^a$  とする。 $(P_{t+n,i}^a - P_{t,i}^a) / P_{t,i}^a$  を住宅の  $n$  期間の収益率 Return の定義とする。

$$\begin{aligned} \text{Return} &= (P_{t+n,i}^a - P_{t,i}^a) / P_{t,i}^a \\ &= [P_{t+n,i}^a - (P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**}) - P_{t,i}^{**}] / P_{t,i}^a \\ &= [P_{t+n,i}^a + \alpha U_i \cdot P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**}] / P_{t,i}^a \end{aligned}$$

$$= P_{t+n,i}^a / P_{t,i}^a + \alpha U_i - P_{t,i}^{*a} / P_{t,i}^a \quad (3)$$

(3)式で、Return を  $U_i$  に回帰することで  $\alpha$  を求める。第2節のデータセットで  $P_{t+n,i}^a / P_{t,i}^a$  と  $U_i$  の相関係数は  $-0.167$  と小さく、この回帰で無相関として扱ってよい。すなわち、 $n$  期後の住宅価格（対  $P_{t,i}^a$  比）が  $U_i$  によってどう変わるかという意味でのリバージョン（reversion）は住宅市場にない。

この Return は、住宅の増価収益率（appreciation return）と一般によばれるものである。住宅の収益には、通常は賃貸料も含まれる。このため、住宅の収益率の計算に賃貸料を利用するというケースが多い。しかし、本稿では、分析誤差と取引人の誤差の和である  $U_i$  のうち、 $\alpha U_i$  だけ増価収益率が変化する性質を用いて取引人の誤差を取り除く。すなわち、 $\alpha$  は増価収益率を  $U_i$  に回帰することで求める。このため、賃貸料を住宅の粗収益に含んでいない。第2節での推計結果によると、 $\alpha = -0.527$  であった。

この粗収益を住宅の理論価格の比率として表すと、次のようになる。

$$NRi^* = NRi / P_{t,i}^* \quad (4)$$

住宅価格の理論値からみて何割安く購入できたか、すなわち、質を反映していれば成立する価格からみてどのくらいの価格で物件を買えたかということ(4)式は示している。情報があることで展開できる戦略で(4)式の粗収益率を実現できた買い手は、その分、住宅資産の保有を減らすことができる。なお、本稿の目的は個人がもつ情報によって住宅資産の保有にどれだけの差が出るかをみることであるため、さらに、 $NRi^*$  の最大値を計算した。

以上の議論での例をあげたい。1988年の東横線沿線のあるマンションの価格は3380万円で、通勤時間は56分、面積は54.35㎡、築年数は6.1667年であった。このマンションの理論価格  $P_{t,i}^*$  は第2節のヘドニック関数の推計式を利用して3940.835万円と求めることができる（計算方法は第2節を参照されたい）。このとき、

(廣野氏写真)

ひろの・けいこ

1959年兵庫県生まれ。1984年東京大学経済学部卒業。1990年イェール大学 M.A. 1991年一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程修了。城西大学助教授を経て、現在、日本大学大学院グローバル・ビジネス研究科助教授。

$P_{t,i}^a - P_{t,i}^{*a} = -560.835$  (万円) であり、 $U_i = -0.1659$  である。買い手は  $NRi = 295.56$  万円分の収益をあげることができ、 $NRi^* = 0.075$  ( $P_{t,i}^*$  の7.5%) である。

検証の対象とする期間は、1980年代とした<sup>3)</sup>。1980年代は、その前半においては住宅価格の変化が少なく、後半は住宅価格が高騰したバブルの時期であった<sup>4)</sup>。住宅価格の変化が大きい時期には、住宅の供給者が住宅の価格を完全に反映した水準につけることは難しいと予想される。したがって、住宅価格の変化が大きい時期と小さい時期を含む期間を対象として比較を行なう。さらに、1980年代後半の首都圏の地価の高騰期には、不動産業者や売り主が質以上の価格を住宅に付けていたことも考えられる。

## 2 計測結果

本節では、まず、『週刊住宅情報』の購入用物件をデータとして利用して、第1節で述べたヘドニック・アプローチにより住宅の理論価格を計算する。そして、住宅の購入価格の理論価格からの乖離を計算する。次に、この計算結果のうちの分析誤差を取り除く。さらに、買い手が質に関する情報に基づいて上げることができた収益が最大で理論価格の何割あったかを示す。この収益に相当する分だけ、買い手が情報を利用して住宅資産の保有を変えられた。

### ヘドニック関数による住宅の理論価格の計測

『週刊住宅情報』の購入用物件からデータセットを作った。期間は1983～1993年であり、い

表1—購入物件のヘドニック関数の推定

回帰式の番号	①	②	③
定数項	7.309 (95.628)	7.305 (95.868)	7.299 (95.483)
通勤時間	-0.013 (-12.731)	-0.013 (-12.699)	-0.013 (-12.662)
面積	0.020 (17.027)	0.020 (17.084)	0.020 (16.742)
築年数	-0.013 (-3.827)	-0.014 (-4.058)	-0.013 (-3.625)
総武線ダミー	-0.538 (-14.058)	-0.529 (-13.758)	-0.523 (-13.438)
常磐線ダミー	-0.622 (-16.451)	-0.620 (-16.443)	-0.609 (-15.851)
京浜東北線ダミー	-0.479 (-12.051)	-0.477 (-12.034)	-0.466 (-11.559)
最近改装済みダミー	—	0.095 (1.803)	—
角部屋	—	—	0.138 (1.871)
タイル張り	—	—	0.078 (0.838)
R <sup>2</sup>	0.837	0.838	0.838
SEE	0.246	0.245	0.245

注) ( ) 内はt値である。

ずれの年も1月第1週および第2週の物件を記載した号(通常1月第3週および第4週発売)の物件をデータとしている。首都圏の山手線、中央線、東横線、総武線、京浜東北線、常磐線の沿線の物件をデータとして用いている。

物件の価格と3年後の価格を用いて求めた収益率を分析に利用するため、3年後の同じ週に同じマンションが記載されている場合、これをデータとした。ここでの同じマンションとは、マンション名、住所、面積、バルコニーの面積、間取り、向きが同じマンションであり、したがって、構造も同じである。築年数の違いは3年である<sup>5)</sup>。アパート、寮、事務所、店舗、法人限定のマンションの物件はデータとして用いなかった。物件数は1983年…38件、1984年…39件、1985年…51件、1986年…36件、1987年…32件、1988年…68件、1989年…45件、1990年…39件、計348件である。1983～1990年のデータを用いて、(1)式のヘドニック関数を計測した。ヘドニック関数の計測結果を表1に示した。

属性に使う通勤時間は東京駅、大手町駅、日比谷駅への通勤時間である。すなわち、東京駅

か大手町駅か日比谷駅からの電車の時間+バスに乗る時間+歩く時間(分単位)を通勤時間とした<sup>6)</sup>。

その他の属性は、面積(m<sup>2</sup>)、築年数、総武線ダミー、常磐線ダミー、京浜東北線ダミーである(表1、①式)<sup>7)</sup>。また、物件が最近改装済みかどうか、角部屋かどうか、タイル張りであるかどうかを属性として追加した式を結果のロバストネスを見るために併記してある(表1、②③式)。属性回帰式には、1984～1990年の年ダミーを用いている。

表1の計測結果の決定係数は0.84近くと高く、各属性の係数推定値の符号も予想されたとおりである。

①式の結果によると、マンションは通勤時間が10分延びると13%減価する。また、マンションは築年数の経過により毎年1.3%ずつ減価する。さらに、面積が10m<sup>2</sup>広くなると、マンションの価格は20%上昇することがわかる。

②式において、マンションが最近改装済みであれば、その価格が9.5%上昇する。③式で、マンションが角部屋であれば、13.8%の価格上昇になっているが、日当たりがよいことが角部屋の価値を高めていると考えられる。

『週刊住宅情報』に住宅の属性としてあげられているが有意なt値が得られなかったものに、次のものがある。納戸、物置の有無、庭、両面バルコニーの有無、バルコニーの面積、駐車場の有無、1階であるか、構造ダミー(鉄筋コンクリート造り、プレキャスト鉄筋コンクリート造り)、向きダミー(東向き、南東向き、南向き、南西向き、西向き)、普通電車ダミー(最寄りの駅に普通電車のみ停車するかどうかを示す)。

住宅の理論値(自然対数表示)は、表1の推定線①式にX<sub>1</sub>, X<sub>2</sub>, …, X<sub>n</sub>および対応する年ダミーの値を代入して求めた。この理論値を指数関数で変換して求めた住宅の理論価格P<sub>i</sub><sup>\*</sup>と住宅の購入価格P<sub>i</sub><sup>a</sup>の差をU<sub>i</sub>とする(ただし、

$U_i$  は対購入価格比率で示す)。

### 取引人の誤差の抽出

第1節で述べたテストの手法を適用して、 $n=3$ として、住宅の3年間の収益率 Return をヘドニック関数の  $U_i$  に回帰した結果が表2に示されている。住宅の収益率は毎年大きく変動するため、他の説明変数として年ダミーを入れている<sup>8)</sup>。表2から  $\alpha$  は  $-0.527$  であった。表2において、 $U_i$  の係数は有意である。さらに、(2)式により  $NR_i$  を求めた。

### 情報に基づく粗収益率

買い手が質に関する情報を利用してあげることができた粗収益率  $NR_i^*$  の性質を表3で示した。この粗収益率は、第1節の(4)式を計算することによって求めた。

表3によると、住宅の理論価格からみて買い手は、各年で最大12.6~27.6%もの収益を質に関する情報に基づいてあげることができた。この粗収益率の分、買い手は住宅資産の保有を減らせた。そして、消費か他の資産保有に回すことができた。表3で示した粗収益率の最大値は、質に関する情報によって、個人の住宅資産の保有にどれだけの差が出たかを示している。

住宅価格の変動が少なかった1980年代前半に比べて、とりわけ1980年代後半に粗収益率の最大値が異なるとはいえない。しかし、バブル期に情報に基づく粗収益率の標準偏差が広がっていることがわかる。住宅価格の変動が大きい時期には、住宅の供給者にとって住宅市場の構造(需要曲線や供給曲線の位置)がわかりにくい。したがって、強気の期待をもち理論価格より高めに住宅の価格をオファーする供給者と、弱気の期待をもち理論価格より低い価格で住宅を供給する供給者が出現した。しかも、それぞれの住宅の供給者の住宅市場の構造の学習が不十分であるために、理論価格のまわりに購入価格が広がったと考えられる。

表2 一収益率の計測結果

式	dReturn/d $U_i$	t-値	$\bar{R}^2$
①	-0.527*	-6.520	0.697

注) \*は5%水準で有意。

表3 一情報に基づく粗収益率

	最大値	標準偏差
通年	0.276	0.191
1983年	0.207	0.079
1984年	0.172	0.066
1985年	0.219	0.087
1986年	0.219	0.085
1987年	0.126	0.107
1988年	0.276	0.383
1989年	0.225	0.129
1990年	0.170	0.081

## 結論

本稿では、住宅市場の買い手が情報を利用してどの程度住宅保有を変えることができるかを検証するモデルを展開した。このモデルは、住宅市場の準強度の効率性の考え方をを用いている。このモデルを1980年代の首都圏の住宅市場について適用した。住宅の買い手の質に関する情報戦略による住宅保有の差は、各年につき最大で住宅の理論価格の12.6~27.6%であった。住宅価格の変動が大きかったバブルの時代には、質に関する情報によって買い手が得ることができた収益のばらつきが増大した。なお、本稿では全体の誤差と取引人の誤差の比率である  $(-a)$  が各物件で一定であるという前提を Linneman (1986) にならって置いた。  $(-a)$  が物件によって異なる値を示すという設定を試みることを、将来の研究の課題としたい。

### [補論]

Rosen (1974) の議論から、特定の属性の財のヘドニック価格がその財の均衡価格であることを示したい。Rosen (1974) は、ヘドニック価格関数と消費の決定および生産の決定との理論的関係を確立することに成功した。  $n$  個の属性  $z = (z_1, z_2,$

...,  $z_n$ )で記述される財のモデルの市場を考える。市場が完全競争であると仮定する。

消費者は各属性に正の限界評価を付けるとする。したがって、 $P(z_1, z_2, \dots, z_n)$ は各属性の増加関数である。 $P(z)$ は連続な二階の導関数をもつと仮定する。

消費者は、属性  $z$  をもつモデルを1単位だけ購入すると仮定する。消費者の嗜好を表すパラメータを  $\alpha$  とする。 $v$  で消費する他の財すべてを表し、効用関数を  $U(v, z_1, z_2, \dots, z_n; \alpha)$  とする。効用関数は他の一般の特性をもつことに加え、厳密な意味で凹であるとする。 $v$  の価格を1とし、所得を  $m$  とすると、消費者の均衡は予算制約式  $m = v + P(z)$  の下で効用を最大化することで得られる。一階の条件は、 $\partial P / \partial z_i = P_i = U_{z_i} / U_v, i = 1, 2, \dots, n$  である。二階の条件は  $U$  に関する通常の仮定が満たされ、 $P(z)$  が十分に凹でなければ満たされる。

評価関数 (value function)  $\theta(z_1, z_2, \dots, z_n; u, m, \alpha)$  を  $U(m - \theta, z_1, z_2, \dots, z_n; \alpha) = u$  で定義する。すなわち、 $\theta(z; u, m, \alpha)$  はある効用の水準と所得と嗜好の下で  $(z_1, z_2, \dots, z_n)$  に対して進んで支払う支出である。評価関数の定義式を微分して(5)式が得られる。

$$\begin{aligned} \theta_{z_i} &= U_{z_i} / U_v > 0, \\ \theta_u &= -1 / U_v < 0, \\ \theta_m &= 1 \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式と  $\theta_{z_i z_i} < 0$  であることから、 $\theta$  は  $z_i$  の増加関数であるが増加率は逓減することがわかる。 $\theta_{z_i}$  は効用の水準と所得と嗜好を所与としたときに消費者が  $z_i$  につけるインプリシットな限界評価であり、 $z_i$  の1単位の追加に対する需要価格である。

効用は  $z^*$  と  $u^*$  を最適値としたときに  $\theta(z^*; u^*, m, \alpha) = P(z^*)$ 、 $\theta_{z_i}(z^*; u^*, m, \alpha) = P_i(z^*)$  のときに最大化される。すなわち、属性空間における最適な位置は  $P(z)$  と  $\theta(z; u^*, m, \alpha)$  が接するところになる。すべての消費者 (異なった  $\alpha$  をもつ) の均衡は評価関数群によって表され、評価関数群の包絡線 (envelope) は市場のヘドニック価格関数になる。

次に、属性  $z$  をもつモデルを生産する企業の生産量を  $M(z)$  とする。生産者はひとつのモデルしか生産しないと仮定する。生産者の総費用関数  $C(M, z; \beta)$  は、 $M, z$  と生産要素を関連づける生産関数の

制約の下で要素費用を最小化することで導出される。 $\beta$  は費用関数のシフトパラメータである。すなわち、要素価格や生産技術が  $\beta$  にあたる。 $C$  は凸で  $C(0, z) = 0$  であり、 $C_M > 0$ 、 $C_{z_i} > 0$  を仮定する。生産に不可分性はなく、モデルの生産を追加することによる限界費用は正で、 $M$  の増加関数である。各属性の限界費用も正で各属性の減少関数ではない。生産者は、利潤  $\pi = MP(z) - C(M, z_1, z_2, \dots, z_n; \beta)$  を最大化するように  $M$  と  $z$  を選ぶ。 $P(z)$  は属性  $z$  をもつモデルの単位収入となっている。利潤最大化の一階の条件は  $P_i(z) = C_{z_i}(M, z_1, z_2, \dots, z_n; \beta) / M, i = 1, \dots, n$  と  $P(z) = C_M(M, z_1, z_2, \dots, z_n; \beta)$  である。二階の条件は満たされていると仮定する。

オファー関数 (offer function)  $\phi(z_1, z_2, \dots, z_n; \pi, \beta)$  を、モデルの生産量が最適であるときに一定の利潤の下で企業が進んで受け入れるモデルの単位価格と定義する。(6)式と(7)式から  $M$  を消去して  $\phi$  を求めることができる。

$$\pi = M\phi - C(M, z_1, z_2, \dots, z_n; \beta) \quad (6)$$

$$C_M(M, z_1, z_2, \dots, z_n; \beta) = \phi \quad (7)$$

(6)式と(7)式を微分して  $\phi_{z_i} = C_{z_i} / M > 0$  と  $\phi\pi = 1 / M > 0$  が得られる。 $\phi_{z_i z_i} > 0$  を仮定する。

最大化された利潤と最適の  $z$  は、 $i = 1, \dots, n$  について  $P_i(z^*) = \phi_{z_i}(z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*; \pi^*, \beta)$  および  $P(z^*) = \phi(z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*; \pi^*, \beta)$  を満たす。生産者の均衡は  $P(z)$  と  $\phi(z_1, z_2, \dots, z_n; \pi, \beta)$  の接点になる。すべての企業についての  $\beta$  の分布があり、生産者均衡はオファー関数群で表され、オファー関数群の包絡線は市場のヘドニック価格関数になっている。

市場の均衡では、消費者の評価関数と生産者のオファー関数が接し、評価関数とオファー関数の共通の勾配は市場をクリアするヘドニック価格関数  $P(z)$  の勾配である。したがって、 $P(z)$  は評価関数群とオファー関数群の共通の包絡線である。属性  $(z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*)$  をもつモデルの均衡価格  $P^{**}(z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*)$  で、このモデルの需要価格と供給価格が市場で一致する。

以上は、財一般についてのモデルである。本稿の第1節の計量モデルとの対応関係は次のとおりである。上記のモデルの均衡価格  $P^{**}$  は、情報が完全な場合の、かつ、計測に伴う分析誤差を除い

たうえでの住宅価格の理論値  $P^{**}$  に相当する（ただし、上記のモデルを動学モデルにすることが必要である）。生産者側の不完全性が原因で、生産者が市場で要求される価格より低い価格で住宅を売る場合は、次のようになる。一定の利潤のもとで企業が進んで受け入れる住宅の価格は低くなっている。このため、生産者のオファー関数が下方にシフトする。消費者は属性が同じであればより低い価格の住宅を購入するため、購入価格  $P_{it}$  は  $P^{**}$  より低くなる。これにより、消費者は売り手が品質以下の価格で物件をオファーしたときにその物件を買うという戦略で粗収益をあげることができる。

\*本稿は、廣野（2002）を加筆修正したものである。また、本稿の草稿について、住宅経済研究会の発表の際に参加者の方々から貴重なコメントをいただいた。さらに、西村清彦先生からは有益な助言をいただいた。記して感謝を申し上げる。

#### 注

- 1) ヘドニック関数を用いた日本の住宅市場の分析については、伊藤・廣野（1992）を参照されたい。
- 2) 表2の結果を(2)式の  $\alpha$  の推計に用いるために、対購入価格比率で示している。
- 3) 1981～1982年は、『週刊住宅情報』のデータが不完全であるため除外した。
- 4) 住宅価格の変動率は、廣野（1998）を参照。
- 5) 『週刊住宅情報』に記載されている購入用物件はマンションか一戸建てであるが、一戸建ては3年後に同じ物件が記載されていること少なかったため、マンションを分析の対象とした。角部屋のマンションには角部屋の、1階のマンションには1階のマンションを同じマンションとして対応させた。畳数の違いが1未満の物件も同じマンションとしている。
- 6) 快速（急行）が止まる駅は快速の、普通電車が止まる駅は当該駅から快速（急行）が止まる駅までの所要時間+快速（急行）の所要時間を電車の時間としている。中央線の特別快速は、朝の通勤時間には運転されていなかったため、特別快速が止まる駅の電車の時間は、快速電車の所要時間とした。常磐線については、快速を利用した後、北千住駅で普通電車に乗り換えて大手町方向に向かう朝の通勤客が多いことを想定して通勤時間を計算している。
- 7) 沿線ダミーは、山手線をベースとして、総武線ダミー、常磐線ダミー、京浜東北線ダミーがある。このほかに東横線ダミー、中央線ダミーを変数として回帰したが、東横線ダミー、中央線ダミーは有意でなかった。

8) 年ダミーは1983年をベースとしている。計測式①では、1984～1989年の年ダミーは有意であったが、1990年の年ダミーは有意ではなかったため、1984～1989年の年ダミーをダミー変数としている。

#### 参考文献

- Griliches, Z. (1961) "Hedonic Price Indices for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change," *The Price Statistics of the Federal Government*, Reprinted in Griliches (1971).
- Griliches, Z. (1971) *Price Indexes and Quality Change*, Harvard University Press.
- Ito, T. and K. N. Hirono (1993) "Efficiency of the Tokyo Housing Market," *Monetary and Economic Studies*, Vol.11, No.1, pp.1-32.
- Linneman, P. (1986) "An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol.20, pp.140-154.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, January/February, pp.34-55.
- 伊藤隆敏・廣野桂子（1992）「住宅市場の効率性——マイクロデータによる計測」『金融研究』第11巻第3号、17-50頁。
- 高山憲之・有田富子（1996）『貯蓄と資産形成——家計資産のマイクロデータ分析』岩波書店。
- 廣野桂子（1998）「住宅価格指数と賃貸料指数の推計」『城西大学経済経営紀要』第16巻第1号、69-78頁。
- 廣野桂子（2002）「情報が住宅保有に及ぼす影響」『生活経済学研究』第17巻、119-126頁。

# 住宅市場細分化の把握 ニューラルネットワーク手法の適用可能性

Kauko, T., P. Hooimeijer and J. Hakfoort (2002) "Capturing Housing Market Segmentation: An Alternative Approach based on Neural Network Modelling," *Housing Studies*, Vol.17, No.6, pp.875-894.

## はじめに

本稿では、SOM-LVQという最新の非線形モデリング手法を用いて住宅市場の細分化について分析を行なった研究例を紹介する。マーケット・セグメンテーションとは、消費者は異質的であるという基本認識の下に、何らかの意味で同質な消費者グループに市場を分割し、そのいずれかにターゲットを絞ることにより、マーケティング活動をより有効に展開しようとするものである(片平1987)。その意味で、この用語は主にマーケティング科学分野で広く使われてきている。「住宅」に対して細分化を行なうと、ここでいう「住宅市場細分化(Housing Market Segmentation)」にはかならない、居住者の収入や嗜好、経済・社会的環境などにより住宅市場に同質なサブマーケットが形成されることを指す。たしかに、住宅市場の細分化は実存するものであり、「立地」を含むいくつかの基準により住宅市場をクラスタリングすることができる。ところで、ここで注目すべきことは、一般に市場細分化は、尺度の「基準」と、分析に用いる「手法」により、細分化されるサブマーケットの分類が異なってしまうため、この両者については十分に配慮しながら分析の結果や解釈を行なう必要があるということである。

一方、日本では市場細分化に関する参考文献の多くが比較的最近のもので、とくに1990年代後の厳しい経済状況を背景にするものが多い。市場細分化に関する既存の研究例を見ても、金融市場に対して行なわれたもの(里村・江原・佐藤・佐藤・寺田2002)、ブランド商品に対して行なわれたもの(片平1987)など非耐久財を対象とした例は多少あるものの、住宅を対象として行なわれた研究例はあまり見当たらない(対照的に海外の研究例は多い)。また、既存の研究例に使われている手法は、変数間の属性距離に線形性を仮定したモデルが大半をなす。しかし、住宅市場では基準となる量的、連続変数の

線形性の性質よりも、質的、離散変数の非線形性の性質が強く、それをもって実際に市場を分類することが多い。

そこで、以上の背景をふまえ、非線形モデリング手法であるSOM-LVQを用いた分析例を取り上げ、この手法の今後住宅市場関連研究への活用可能性について主眼をおきながら紹介に臨む。Kauko, Hooimeijer and Hakfoort (2002)の内容構成は、①住宅市場細分化の捉え方、②市場細分化に用いられる代表手法の考察、③SOM-LVQ技法の紹介、④利用データの概要(対象地域:ヘルシンキ大都市地域)、⑤SOM-LVQ手法の適用結果の順となっている。本稿でもこの流れに従って述べるが、研究の中心が手法の適用にあるだけに、とくに③、⑤に重点を置く。

## 1 住宅市場細分化

住宅市場細分化の動因としていくつかの説明モデルが提案されているが、代表的なものとして次の3つのアプローチがあげられる。新古典派経済モデル、部分不均衡モデル、行動・文化モデルがそれである。まず新古典派経済モデルでは、都市の「空間」と「接近性」という制約下で家計の選好と収入が異なることにより市場が細分化されると捉える。そこには土地利用や環境選好、さらには住宅の形式、土地の効率や住居の内的属性などにより市場はいつそう細分化される。また、部分不均衡モデルでは、実際の住宅購入者はそれぞれ異なる選好を持っているため、単一市場では代えられない多様な選択肢が存在することに注目する。したがって、需要供給の市場メカニズムには局部的に絶えず不均衡が生じざるを得ず、それを調整するための過程で細分化が生じると捉えている。そして行動・文化モデルでは、家計の多様性、社会制度やシステムなどにより市場が差別化され、細分化が生じると捉えている。



## 2 市場細分化に用いられる手法の考察

市場細分化の分析手法には多様な手法が利用されているが、ここでは①ヘドニックモデル、②次元縮小およびクラスタリング手法、③空間統計学の手法を紹介する。まずヘドニックモデルを見る。この手法は、市場の絶対価格を説明するものではなく、上述した行動や制度的要因が同質であるという仮定の下に、任意の単一市場に対して価格の変化を説明するモデルである。したがって、複数のサブマーケットが想定される場合には、あらかじめ分析対象のデータセットを分類基準によって分割しなければならない。このように先験的にデータセットを分類した後、分割データごとに回帰モデルのパラメータを推定する。分析の結果、もしも各回帰モデルの推定パラメータに統計的有意差があれば、市場は細分化されていると見なし、サブマーケットごとの特性などの比較考察を進めることになる。より一般的な方法としては、ヘドニック・インデックスを推定し、個別物件に対するヘドニック価格を算定した後、住宅の物理的特性などを勘案した質的水準に基づいてヘドニック算定価格をランク付け、クラスごとに適切に分類することで求める方法がある。

次に、主成分分析（PCA）や多次元尺度法（MDS）など、いわゆるデータの次元を落として情報を集約する統計的手法を用いてクラスタリングを行ない、その後クラスターごとにヘドニックパラメータを推定する方法もある。

また、最近では空間統計学の手法を住宅市場細分化にも応用し、住宅の立地による空間的特性をモデルに取り入れて分析の精度を高めるための研究が盛んである。たとえば、データサンプルの属性値の観測点における確率論的な性質を何らかの関数でモデル化する「Kriging」という空間内挿による補間法がある。GIS技術や空間データ整備の進捗により、空間情報を距離の関数として導入し、推定誤差を減らすことにより空間変動をなるべく正確にモデルに組み込もうとする手法である。

一方、Kauko, Hooimeijer and Hakfoort (2002)

のSOMモデリングを統計学的に分類すると、セミパラメトリック手法であり、異常値も取り入れて分析できるメリットはあるが、通常、推定の目的よりも探索の目的の性格が強いとされる。

## 3 SOMおよびLVQ手法

自己組織化マップ（SOM：Self-Organizing Map）および学習ベクトル量子化法（LVQ：Learning Vector Quantization）は、工学的応用が主をなしているが、近年では金融や経済分野にも応用研究が多くなっている（たとえば、Deboeck and Kohonen 1998）。両者については、あまりにも有名であるため、詳細な説明はコホネン（1996）に譲り、ここでは概論だけにとどまる。

まず、SOMはニューラルネットワークモデルのひとつで、教師なし競合強化学習および近傍学習により、入力データの特徴を抽出し、その分布をフィーチャマップと呼ばれるマップに近似する。マップは主に2次元平面に表示され、類似な特性をもつデータ同士はマップ上の近いところに布置されるので、類似した領域をトレースすることにより特性空間を視覚的に把握することができる。SOMのネットワークは、入力層と、2次元平面上に出力ノードが格子状に配置された出力層の2層からなり、入力層はすべての出力ノードと結合している。n次元の入力ベクトルにはn次元の結合ベクトルが格納されており、入力ベクトルと一番近い結合ベクトルをもつ出力ノードと、その近傍にある出力ノードの結合ベクトルをその入力ベクトルに近づけていく。このような動作を繰り返すことにより、次第に同じような特徴をもつデータ同士が集まった領域がつくられていく、すなわちマップが自己組織化される（道端・三好・増山2000）。本稿の住宅市場の細分化という視点からいえば、類似なマップ領域は入力ベクトルの特徴を反映したサブマーケットとして見なすことができる。

一方、LVQでは入力データベクトル、結合重みベクトルにカテゴリーを割り振り、入力データと結合重みベクトルのカテゴリーを比較し、一致してい

表1—セグメンテーションの基準変数

区分	基準変数
構造変数	1. m <sup>2</sup> 当たり住宅単価 (1000FIM) 2. 築年数 (10年) 3. 住宅形式：(二)戸建て、テラス、高層、その他 4. 部屋数
空間変数	5. 地域内の商業施設数/10 6. 地域内の公共施設数 7. 近傍2 km以内の未開発地の量 8. 地域内の状況：高学歴者の割合、勤労者の平均収入、自家の割合、失業率 9. 地域内の社会的な外部性の程度：公共住宅の割合、外国人の割合、犯罪率 10. 地域内の都市化指標：建設期間の中間値、戸建て・二戸建ての割合、平均密度

れば入力と結合重みベクトルの距離を近づけ、一致しなければ遠ざける操作を繰り返す。この操作方法によりLVQ 1～LVQ 3の手法が提案されており、理論的に最適な識別境界が形成できるとされる。SOMマップとの違いは、教師あり学習であることであり、結合重みベクトルの初期値はフィーチャマップによって形成されたものを用い、それをLVQで更新する方式となっている。

#### 4 利用データセット

対象地域であるヘルシンキ大都市地域は、人口約95万人、約40万戸の住宅があり、そのうち約6割以上が自家住宅となっている(1993年ごろ)。近年の一連の実証分析によると、この地域は少なくとも3つのサブマーケットに住宅市場が細分化されているといわれている。その地域は、ヘルシンキの中心部、郊外の高層住宅地、郊外のテラスや戸建て住宅地である。一方、Kauko, Hooimeijer and Hakfoort (2002) に用いられた基準変数を表1に示す。変数は、4つの構造的変数と6つの空間変数から構成されている。

#### 5 分析結果

SOMによる出力マップは紙面の関係上省略するが、視覚的分析結果をまとめると、サブマーケットの数は既存関連研究と同様に3～4個が現れている。

また、基準変数の属性も出現サブマーケットの特徴をよく説明している。本手法の分析結果を他の手法による結果と比較するため、ここではk-means手法を用いた。4つのサブマーケットを仮定し比較したときには、両手法の結果に差が見られなかったが、3つのサブマーケットを仮定したときには多少異なる結果が見られた。同じ基準変数の条件での結果だが、k-means手法よりもSOMによる結果が本研究のセグメンテーションをより適切に捉えている結果を得た。しかし、SOMにも次の2つの技術的な限界点があることを指摘しなければならない。まず、データの前処理段階におけるデータのカテゴリ化作業の恣意性による分析結果の不安定さがあげられる。もうひとつは、結果に決定的な影響を及ぼすネットワーク・パラメータ(たとえば、マップの次元、学習の回数、初期の学習率や初期の学習の半径など)の選択の問題である。

そこで、上述したLVQ学習ベクトル量子化法による後処理を加え、分類の精度を調べることにより変数の寄与度を調べた。表2は多様なラベリング基準を用いて分類の精度を調べた結果を示す。基本的にはラベル数が少ないほど分類が容易であり、かつ分類の精度も高くなる。この表から、もっとも分類の精度に寄与しているのは2値の「オープンスペース」である。同様にCBDとのアクセスの容易性を表す「都市化指標」も寄与度が高い。また、「住宅形式」や「築年数」、さらに住環境の利便性指標である「周辺の公共施設」や「商業施設の数」も細分化の主要基準となっている。ところで、「価格水準」はさほど分類の精度に寄与していないことから、ヘルシンキ住宅市場における細分化の特徴は、「住宅形式」や「空間的位置」といったファクターによる影響が大きく、住宅の「価格水準」はさほど影響を及ぼさないことである。

#### おわりに

本稿ではニューラルネットワーク、とりわけ競合学習型ベクトル量子化手法のSOM-LVQ手法が住宅市場細分化の分析にどれほど応用できるかに焦点

表2—ヘルシンキの住宅市場細分化におけるLVQ分類の精度

基準とラベル数	詳細分類	分類の精度 (学習サンプル) (%)	教師ありLVQ学習の成功： オーバートレーニングが 生じる前の最善のマップ
1) オープンスペース(2)	近傍2km以内の未開発地の量：50 前後	99.32 (99.37)	—
2) CBDとの位置関係(2)	都市化指標（接近性）	97.98 (98.30)	—
3) 築年数(2)	築後50年前後	96.71 (96.50)	—
4) 位置関連要素(2)	構築マップに基づいた事後クラスタリング	95.64 (95.17)	—
5) 公共サービス(2)	単位地域内の公共施設数：50カ所前後	94.95 (95.35)	—
6) 商業サービス(2)	単位地域内の商業施設数：400カ所前後	91.38 (91.76)	—
7) 位置(2)	区市町：ヘルシンキか否	88.50 (90.33)	91.58%まで改善、オーバートレーニングに対しては不明確
8) 住宅形式(2)	高層マンションか否	88.25 (89.26)	93.11%まで改善、オーバートレーニングに対しては不明確
9) 社会的な外部性(2)	ポジティブ/ネガティブ	87.51 (88.21)	91.95%まで改善
⋮	⋮	⋮	⋮
19) 地域の細部分類(2)	サブエリア	30.56 (35.55)	精度改善の寄与値の計算は混乱

を置いて、ヘルシンキの研究例を紹介した。分析の結果、まずSOMによる視覚的分析では、フィーチャマップ平面上に基準となる変数の属性特性が適切に記述されるので、実空間としての「立地」とフィーチャマップの位置を対応させると、セグメンテーションの位置情報と変数の属性情報とを適切に対応づけて分析できるメリットがあることがわかった。次に、SOMから得られたフィーチャマップをもとに、LVQ手法を適用し、個別基準変数が分類の精度にどれほど寄与しているかをシミュレーションすることにより、市場細分化における基準変数の寄与度のランク付けが可能となることがわかった。さらに、ヘルシンキの住宅市場では、住宅の「価格水準」よりも「立地」と「住宅形式」といった要素が住宅市場を細分化する主なファクターであることが示された。

昨今の情報処理技術の発展に伴い、モデリング手法も従来型の線形・パラメトリック手法からセミ・非線形のノンパラメトリック手法に拡張されつつある現状を勘案すると、これからの住宅市場の分析においてもより精緻な分析を行なうために最新の分析手法に注目する必要がある。同時に、一方ではこの類の手法にも限界があることに注意する必要がある。そのひとつの問題点として、この類の手法において共通の課題といえる各種パラメータの設定の恣意性

があげられる。モデルの内部処理がブラック・ボックス化されているため、分析の設定パラメータ値によりその結果が異なってしまうケースがしばしばある。したがって、新しい分析手法の活用可能性に注目しながら、利用する際にはデータの特性を考慮したうえで当該手法の活用範囲、またその限界についても十分配慮しつつ分析に臨めば、新しい知見が得られる可能性はいつそう高まると思われる。

#### 参考文献

- Deboeck, G. and T. Kohonen (1998) *Visual Explorations in Finance with Self-Organizing Maps*, Springer-Verlag.
- 片平秀貴 (1987) 『マーケティング・サイエンス』東京大学出版会。
- コホネン・T (1996) 『自己組織化マップ』徳高平蔵・藤村喜久郎・岸田悟訳、シュプリンガー・フェアラーク東京。
- 里村卓也・江原淳・佐藤栄作・佐藤忠彦・寺田英治 (2002) 「金融チャネル利用実態からの顧客セグメンテーション」『オペレーションズ・リサーチ』Vol.47, No.2, 87-92頁。
- 道端正裕・三好力・増山博 (2000) 「自己組織化マップの追加学習後におけるラベルに関する考察」『第16回ファジィシステムシンポジウム論文集』TC2-1, 383-386頁。

(崔 廷敏/東京大学大学院工学系研究科博士課程)

●近刊のご案内

『GISを活用した宅地関連情報提供方針・体制検討調査』

定価2,200円(税込み)

宅地関連情報は網羅的・体系的な情報の収集と提供が遅れているとともに、一般的に明示されにくい情報である。また、阪神・淡路大震災の際に発生した液状化現象や千葉県内の地盤沈下による欠陥住宅問題などの発生、工場跡地における土壤汚染問題などの発生を受けて、消費者の宅地関連情報に対するニーズが高まっており、消費者にとって安全な住宅宅地の取得の支援や円滑な住宅宅地取引による土地流動化のため、宅地関連情報の提供体制の早急な整備が必要となっている。

本書の第1章では「GISおよび宅地関連情報の収集整理」として、GISの概要整理・活用事例

をまとめるとともに、提供が求められる宅地関連情報について、宅地購入の際の情報入手状況、宅地選択の際に重視した情報・重視しなかった情報、宅地の購入後に重要と考えた情報などを整理している。

第2章では「宅地関連情報の提供におけるGIS活用の可能性」として、地方自治体においてGISを活用した事例を5事例、また双方向利用を実践している事例を2事例あげるとともに、有識者、先進自治体、事業者らにヒアリングを行なった結果をまとめている。

第3章では「GISによる宅地関連情報の具体化」として、5分野64種類に及ぶ宅地関連情報を、公開性、図面化の状況、デジタル化の状況から3つの区分に分け、また、そのなかでも早期の提供を目指す情報と、将来的な提供を目指す情報に区分してまとめた。

●お知らせ

平成15年5月20日、(財)日本住宅総合センターの評議員会および理事会が開催され、「平成14年度事業報告および収支決算」の承認、「平成15年度事業計画および収支予算」の決定がなされました。事業計画では、緊縮状態ながら、非常勤研究員を含め自主研究体制の拡充を図るなど調査研究事業の推進の方針が承認されました。また、役員のうち今回任期満了となる6名について再任がなされ、平成15年6月1日現在の役員は次のとおりとなりました。

理事長 宮繁護

専務理事 森 正臣

理事 稲本洋之助、金本良嗣

佐藤和男、立石 真

宮本武彦、大柿晏己

監事 川添和夫

編集後記

庭の梅の花が散った後、夥しい実がつかまりました。今年は豊作かと思っていると、5月半ば過ぎ、2センチほどに育った青い実がばたばたと落ちてしまいました。曇りや雨の日も多かった5月の気候の影響でしょうか。日光を受けた青葉若葉を観賞する暇もなく季節は過ぎて、エビアン・サミットが閉幕した6月初旬に青空に恵まれました。梅雨入りまでのつかの間のことでしょう。

いま、デフレ不況の厚い雲は日本ばかりでなく他の国々にも広がるこ

とが懸念されています。思えば当センターが設立された1977年は、第1次オイルショック後のインフレ不況(スタグフレーション)のただなかでした。その時代背景のもとで住宅をめぐる大きな状況変化を感じし、新たな制度設計のための分析を進化させ、その運用の効果を測りながら制度改善に寄与しようという方向が設立趣意書にも感じられます。

時代は変わりましたが、これを大きな柱として居住改善のための調査研究に努めたいと思います。(M)

編集委員

委員長——西村清彦

委員——森泉陽子

山崎福寿

浅見泰司

季刊 住宅土地経済

2003年夏季号(通巻第49号)

2003年7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)日本住宅総合センター

東京都千代田区麹町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——精文堂印刷株式会社