

[巻頭言]

中国の変化は早い

高橋 進

財団法人日本住宅総合センター 評議員
財団法人都市計画協会 会長

1年前になるが、社会経済生産性本部から依頼を受けて、中国を訪問する機会を得た。そのときの印象は、一口で言えば、「中国は相当なスピードで大きく変化している」ということである。

社会保障システムや福祉制度も、従来のそれぞれの国営企業のなかで住宅から医療からすべてを面倒見るシステムから、一般の社会保障システムを整備して、そちらに委ねようとしている。その一環として、公務員の住宅は従前は国から貸与されていたのが、今後は個人の負担のもとに取得されることになり、そのための住宅政策の再構築が進められている。

ハードの面でも、変化が激しい。北京、上海の新しい空港、北京の中心街の景観、いずれも何度か中国を訪れている人もその変わりように驚く。随所でビルの建設や大規模な土木工場の現場を見たが、これほど盛んな建設がインフレを伴わずに行なわれているところが興味深い。また、高速道路の工事の進捗の早さは、わが国とは比較にならない。土地制度や地形の違いだけではないように思う。

経済が低迷するなか、成熟段階に入ったわが国の国土と都市に、変化のスピードを求めることは無理だし、必ずしもその必要はない。しかし、この社会経済情勢の変化の激しい時代にあっては、ソフト、ハードともに変革のスピードが命ということもある。

今国会に提案されている都市再生特別措置法案のひとつのねらいは、都市の再生に向けてのスピードにあると思う。早期成立と早期運用が期待される。

目次●2002年春季号 No.44

[巻頭言] 中国の変化は早い 高橋 進 ——1

[特別論文] 住宅土地経済の研究を支援する「空間データ基盤システム」

岡部篤行 ——2

[研究論文] 戸建住宅の価格形成に関する空間影響の探索

高 暁路・浅見泰司 ——10

[研究論文] 不良債権処理と不動産競売市場の課題 田口輝幸・井出多加子 ——22

[研究論文] アメリカの家賃調整関数の再推定 隅田和人 ——30

[海外論文紹介] 環境変数と不動産価格 崔 廷敏 ——40

エディトリアルノート ——8

センターだより ——44 編集後記 ——44

住宅土地経済の研究を支援する 「空間データ基盤システム」

岡部篤行

はじめに

住宅土地経済の研究をするには、いろいろなデータが必要であるが、なかでも「どこに、どんなものがあるか」というデータが不可欠である。たとえば、住宅の研究であれば、高層住宅がどこに建っているかとか、土地経済の研究であれば、どこの地価がいくらであるか、といったデータが不可欠である。この種のデータを「空間データ」と呼んでいる。この空間データに関する情報を提供するのが「空間データ基盤システム」と呼ばれるシステムである。

東京大学空間情報科学研究センター（以下CSISと略す）では、平成8（1998）年の設立以来、この空間データ基盤システムの開発研究を行ってきた。平成14年度には、実用運用を開始する予定で準備を進めている。この空間データ基盤システムは、住宅土地経済の研究を強力に支援するシステムであり、本誌の読者である研究者が研究を行なう際にも、たいへん有用と思われる。そこで、本稿では、この空間データ基盤システムを紹介することにしよう。

なお、本稿は、『学術空間データ基盤システムの構築』（岡部・貞広・相良・杉盛・後藤・来間・有川2002）によっており、より詳細な内容については、この本を参照されたい。

1 空間データとは

空間データ基盤システムの主要概念は、「空間データ」である。空間データとは、位置や範

囲を明示した対象物の属性データを指す。すなわち、対象物の位置データと属性データが対になったデータのことである。

空間データは、大きく分けると、地図的な空間データと表的な空間データに分けられる。地図的空間データは、住宅地図、地価図、土地利用図など、地図で対象物の位置と属性（たとえば、駅やデパート）を示している空間データである。空間データというと、まずこの地図的空間データを思い浮かべることであろう。

しかし、空間データは地図的な空間データにかぎられない。表形式であらわされている市町村別の人口データも、空間データである。なぜなら、市町村の人口データは、市町村という範囲とそこにいる人口という属性のデータを示しているからである。したがって、市町村別国勢調査データは、典型的な表的な空間データであると言える。

このほかにも空間データは多くの種類がある。たとえば、電話帳も空間データを提供している。なぜなら、電話帳には、たとえばラーメン屋の店の名前（属性データ）と住所（位置のデータ）が記されているからである。さらには、名刺も、位置の明示された写真も空間データである。なぜなら、名刺には、名前（属性）とその人の勤務先の住所が書かれているからであり、位置の明示された写真は、その場所の景観（属性）を示しているからである。

これらの例からおわかりのように、空間データとは、かなり広範なデータである。近年、こ

の空間データが、デジタルな空間データとして急速に整備されつつある。

2 空間データを使う際に出会う困難

住宅土地経済の研究には、多くの空間データを使用する。であるから、研究の第1歩は、空間データを探すことから始まる。空間データは場所場所によって異なるので、研究者がそれらをすべて知っていることはまれである。それに、空間データの情報は、図書館の書籍カタログ情報のように整理されていない。そのために、所望の空間データがどのような名称のデータであるかを探し当てるところで、まず一苦労となる。

どうにかこうにか、それらしき空間データの名称がわかったとしよう。すると、次にはその空間データが本当に欲している空間データかどうかを確かめる必要がある。しかし、そんな情報は、該当する空間データを入手しなければわからない。となると、その空間データがどこで入手できるかを探さなければならない。これもまた時間を費やす仕事である。

入手先がわかると、値段がわかるが、空間データは、一般に高価である。予算がある場合には購入できるが、購入できない場合も多い。購入できた場合、当面の研究はできるものの、そこで問題がないわけではない。多くの場合、研究が終わると、そのデータはお蔵入りとなってしまふということが多いためである。個人個人が高価なデータを1回しか使わないとなると、全体でみれば大きな無駄遣いが起きていると言えよう。

やっと所望の空間データを入手したとしよう。さて、空間データを所有しているソフトウェアで読もうとすると、読めないことが起きる。とくに地図的な空間データの場合、データ形式が多様で、こういったことがたびたびである。空間データのデータ形式を調べて、所有のソフトウェアの読めるデータ形式に直さなければならない。あれこれ変換ツールを探して変換するというのは、これまた多くの時間を費す作業である。

(岡部氏写真)

おかべ・あつゆき
1945年佐賀県生まれ。1975年ペンシルヴァニア大学博士課程修了、1977年東京大学大学院博士課程修了。筑波大学助教授、東京大学助教授、同大学教授を経て、現在、同大学空間情報科学研究センター長。
著書：「空間情報科学の挑戦」（岩波書店）ほか。

表的な空間データもいろいろ面倒なことがある。まず数字だけが羅列されているデータは、どのコラムからどのコラムの数字が何を意味するのか明らかにしなければならない。このごろは、その面倒を軽減するためにデータ作成者が、エクセル形式でデータを提供することが多くなってきた。しかし、与えられたデータをそのまま使えることはまれで、そのデータを編纂する必要がでてくる。ところがエクセル形式のデータは、必ずしもその編纂が容易ではなく、困難を強いられる。

空間データには、現地調査や資料から掘り起こさなければならないものが多い。その場合、位置の情報は、住所に頼ることが多い。この住所の情報を地図的な空間データとあわせて分析すると、住所を地図の上に落とす必要がある。データ量が多いとなると、いちいち住所を地図で調べて地図に落とすには膨大な時間がかかってしまう。

といったように、住宅土地経済の研究をするのに、前段階で多くの労力、時間、費用を必要とし、分析に入る前にあきらめてしまう場合も少なからずあると思われる。こういった困難を軽減するのが、「空間データ基盤システム」なのである。

3 空間データ基盤システムの構成

空間データ基盤システムは、いくつかのサブシステムから成り立っている。第1がクリアリングハウス、第2が地図的な空間データ共用システム、第3が表的な統計空間データ共用システム、第4がアドレスマッチングシステム、第

5が研究情報ポータルサイトである。これらは、お互いが連携をとりあっているシステムで、基本的にインターネットで利用できるシステムである。以下、それぞれについて紹介をしよう。

クリアリングハウス

クリアリングハウスというと、何か物理的な施設の響きがあるが、そうではない。もともとクリアリングハウスには、情報交換センターという意味があり、ある特定の情報を収集し、整理し、配布するシステムを指す。歴史的には、アメリカの「国土空間データ基盤」整備の一翼として、国土空間データクリアリングハウスが整備されたのが初めだと思われる。以来、いろいろなところで同様のシステムが開発され、単にクリアリングハウスと呼称されるにいたった。

クリアリングハウスの機能は、所望の本を探す場合を考えると理解しやすいであろう。本を探す場合、図書検索システムがある。最近は、インターネットで全国の図書館の書籍を調べることができるようになったが、その空間データ版が、クリアリングハウスと言えよう。

本の場合、利用者は本の著者、題名、分野、出版年、出版社などを図書検索システムに入力して、欲しい本を探し出す。同様に、空間データの場合は、空間的な範囲、対象物の種類（たとえば道路）、調査の時点などをクリアリングハウスに入力して、欲しい空間データを探し出す。現在、CSISのクリアリングハウスだけでなく、多くのクリアリングハウスが稼働している。たとえば以下のURLを参照されたい。

① CSIS

<http://fuchu.csis.u-tokyo.ac.jp/gcat/editQuery.do>

②国土地理院

<http://zgate.gsi.go.jp/cgi-bin/IsiteGW/zgate>

③米国連邦地理データ委員会

<http://www.fgdc.gov/clearinghouse/>

clearinghouse.html

これらのクリアリングハウスを利用すると、所望の空間データが含まれている空間データが、インターネットで容易に検索することができる。

空間メタデータ

本が図書検索システムで容易に検索できるのは、本のカatalogデータが整備されているからである。クリアリングハウスの場合、このCatalogデータに相当するのが、空間メタデータと呼ばれるデータである。空間メタデータは、国際的な標準がISO/TC211委員会で制定されつつあるところである。メタデータ内容は、必須メタデータである適合性レベル1と、より詳細で完全なメタデータである適合性レベル2がある。レベル1のメタデータ項目には、以下の項目がある。

①ヘッダー、②メタデータ作成に関する事項（作成者、作成日時など）、③題名、④データセットの範囲（座標による地表の範囲か地表の範囲の名称）、⑤データセット言語、⑥分類（主題コード [地積、文化と人口統計学、地形など]、キーワード）、⑦適合性レベル、⑧フッター。

空間データを探す場合は、これらの項目は必ず含まれるので、少なくともこれらの項目を利用するのがよい。

地図的空間データ共用システム

図書検索システムは、所望の本を提供してくれるわけではない。図書システムで所望の本を見つけたら、そのCatalogに含まれている出版社を見つけて、その出版社に注文をするなり、またはその本を所有している図書館に貸し出し願いを出したりすることになる。クリアリングハウスも同様に、空間データを提供してくれるわけではない。クリアリングハウスで所望の空間データを見つけたら、そのメタデータに記載されている空間データ提供先から購入するのが通常である。本のように貸し出しているところ

は少ない。

一般に地図的空間データは高価なものが多く、少ない研究費では、購入することが困難な場合が多い。そういった場合、従来は、研究者が地図的空間データを提供している企業や団体に赴き、研究用として特別に無料、または研究用価格で提供していただいて研究を行ってきた。この交渉には長い時間がかかるのが常で、その交渉に1年が経過してしまう場合も少なくない。また、先にも述べたように、ひとたび空間データを入手しても、そのデータの形式は往々にして独自のデータ形式を使っており、その変換作業は、これまたたいへんな作業である。これらの困難を解決するために、CSISでは次のような地図的空間データ共用システムを開発した。

CSISは、個人の研究者に代わってCSISが空間データ提供元である企業や団体と空間データ利用の覚書を交わしている。この覚書の内容は、それぞれの機関で異なっているが、基本的には、研究はCSISと共同研究をするという形態をとり、利用条件を遵守すると、研究利用にかぎり空間データを利用できるというものである。

実際の利用手順を説明しよう。CSISの研究利用申請が認められると、プロジェクト名、パスワードが発行される。インターネットでCSIS空間データ共用システムにアクセスすると、プロジェクト名とパスワードを問うてくるのでそれらを入力する。すると、利用が許されている空間データ名とファイルのサイズが表示される。当面必要なデータ名をクリックすると、ダウンロード形式を問うてくるので、容量を見ながら実ファイルなり圧縮ファイルなりを選択してクリックする。そうすると所望の空間データが自分のコンピュータにダウンロードされることになる。詳細な利用方法は、CSISのURL (http://www.csis.u-tokyo.ac.jp/japanese/research/jointres/joint_res.html) を参照されたい。

地図的空間データは、先にも述べたように、

さまざまなデータ形式があり、その変換は面倒な作業である。現在、データ形式の標準化が進められているので、将来、この面倒はかなり軽減されるであろうが、当面は問題となっている。これを解決するためにCSISの提供する地図的空間データは、アメリカのエスリ社の地理情報システム(GIS)で利用されているshapeフォーマットに変換して管理している。他のGISの場合は、shapeから変換するツールが用意されているので、実用上、問題は少ないと思われる。

空間データ共用システムでは、高価なデータを提供するので、その安全性は大きな問題である。完璧な安全はありえないが、CSISでは、指定IPアドレス以外からの利用ができないようにしたり、また地図的空間データを空間データ共用システムのコンピュータから物理的に別の所に置き、正規の方法でダウンロードする時にだけ一時的にファイルのアクセスを許可するなど、さまざまな対策をほどこしている。

空間統計データ共用システム

地図的な空間データ共用システムは、主に地図的な空間データを共用するシステムであるが、空間データには地図的な空間データだけでなく、表的な空間データも数多くある。たとえば、国勢調査、事業所・企業統計調査などがその代表的なものである。これらの表的空間データは、地図的空間データと比べると、かなり性質を異にしており、それなりの固有の問題を抱えている。それらの問題を解決して、研究者が利用しやすいようにしたシステムが空間統計データ共用システムである。

従来、統計的データは、固定長形式が広く使われてきた。このデータ形式は、フォートランなどのプログラミング言語を使って処理する場合には便利であった。しかし、現在において、利用者にフォートランの利用を期待するのは、むずかしくなってきた。こうした利用状況の変化を反映して、最近では、エクセル形式が利用

図1-エクセルの表の例

	A	B	C	D	E	F
1	地域コード	市区町村名	分類項目1		総数	
2			0	総数	34758	
3	13101	千代田区	1	男	16510	
4			2	女	18248	
5			0	総数	63807	
6	13102	中央区	1	男	30679	
7			2	女	33128	
8			0	総数	144233	
9	13103	港区	1	男	67393	
10			2	女	76840	
11						
12			0	総数	34758	
13						
14						
15						
16						

されるようになってきた。たしかにエクセルを使えば、プログラムを組むといった面倒なことをしなくても、いろいろなデータ処理ができるようになった。それに、図1のように、見栄えもよく読みやすく表示することができる。

しかし、見栄えの良いデータが、分析に使い良いかということ、そうでないことが多い。たとえば、図1の表から区別の総人口を作ろうと考えると、2行目をカットしてコピーすると12行目のようになってしまい、地域コード、市区町村名が落ちてしまう。これを補うためには、それぞれをカットし、空白の部分にコピーしなければならないから、その作業たるやたいへんなものになってしまうことになる。

この例からわかるように、エクセル形式のデータは、研究目的に従ってデータを編纂するのに不便であり、実用的ではない。そこで空間統計データ共用システムでは、表的な空間データは、

- 13101, 千代田区, 000, 総数, 34758
- 13101, 千代田区, 001, 男, 16510
- 13101, 千代田区, 002, 女, 18248

といったCSV形式に変換して管理している。この形式にしておくと、データを編纂するのが容易であり、また見栄えよくしたいのならエク

セルに変換するのも容易なので、研究には使い勝手の良いデータ形式である。

実際の利用手順を、平成7年度国勢調査従業地・通学地集計から東京都内の各市町村別に昼間人口を取り出す例で紹介しよう。

最初の認証は、地図的空間データ共用システムと同様で、パスワードを入力すると、利用者が利用を許されている統計データの種類の表示される。当面必要なデータである「国勢調査従業地・通学地集計」をクリックすると、次に、調査年度を問うてくる。そこで、「平成7年」を選択すると、その統計に含まれている表が一覧表で表示される。その中から、「昼間人口」を選択すると、検索条件を問うてくる（条件はデータごとに異なっている）。具体的には、地域はどこか、分類項目は何か、年齢は何かなどを問うてくるので、しかるべき条件である、「東京」、「男女総数」、「すべての年齢」をクリックする。そうすると、検索結果が表示されるので、確認をし、ダウンロードのボタンをクリックすると、自分のコンピュータにデータが保存されることになる。

アドレスマッチングシステム

住宅や土地経済の研究では、各種台帳データを使うことが多い。この種のデータには、位置

の情報として住所が記載されていることが多く、貴重な空間データとなっている。このデータを他の地図的な空間データとあわせて分析したい場合が多くあるが、住所のデータを地図に落とすのはたいへんな作業を要する。この作業を軽減してくれるのが、アドレスマッチングシステムである。

原理は簡単で、住所に対応する緯度経度の表、「アドレスマッチング表」を作っておき、住所が入力されると、このアドレスマッチング表を使って住所を緯度経度に変換して返すシステムである。

原理は簡単であるが、実際の利用に耐えうるシステムとするのは、むずかしい。それは住所には多様性があるからである。たとえば、東京都小金井市桜町1-8-3といった住所は、小金井市桜町1丁目8番地3号、小金井市桜町1の8の3、小金井市桜町1-8-3（全角）といったように、同じ住所が微妙にいろいろな表現をとるからである。さらには、住所変更でなくなった町や、合併で新たな町ができたりで、住所も時代とともに変化する。こういったことに対応できる柔軟なシステムを作るのはむずかしい。相良毅氏の開発したCSISアドレスマッチングシステムは、この柔軟性を備えたシステムであり、インターネットで容易に利用できる（URL：<http://fujieda.csis.u-tokyo.ac.jp/cgi-bin/geocode.cgi>）。

ポータルサイト

空間データを利用するには、単にデータだけでなく、空間データを駆使するノウハウが必要である。その情報を研究者が共用するシステムが「GIS School」というシステムである。このシステムは4点ほどの特徴をもっている。

第1に、このサイトは商用のポータルサイトではなく、あくまでも教育・学術用のポータルサイトであるという点である。第2に、提供される内容は、特定の研究者だけが作るのではなく、一般研究者からの投稿により作り込まれて

いるという点である。第3に、投稿された内容は、閲覧頻度によってランキングを行ない、社会的な需要に適應するフィルターリングを備えているという点である。第4に、対象者は大学学部学生を想定しており、GIS入門者にやさしいシステムであるという点である。

たとえば、オンラインでGISを学べる「てくてくGIS」などは、入門者にとって、打って付けといえよう。これからGISを学んでみようという研究者は、URL (<http://GIS-school.csis.u-tokyo.ac.jp>) に「入学」するのをお勧めする。

おわりに

以上に見てきたように、空間データ基盤システムは、住宅土地経済の研究を大きく支援システムとなると思われる。これにより住宅土地経済の研究が、大きく飛躍することを心から願っている。

*空間データ基盤システムの開発にあたっては、城所幸弘氏、貞広幸雄氏、史中超氏、小口高氏、相良毅氏、来間玲二氏、後藤寛氏、有川正俊氏、杉盛啓明氏、高橋昭子氏の研究によるところが大きい。ここに感謝の意を表する。

参考文献

- 岡部篤行 (2001)『空間情報科学の挑戦』岩波科学ライブラリー、No.81、岩波書店。
- 岡部篤行・貞広幸雄、相良毅・杉盛啓明・後藤寛・来間玲二・有川正俊 (2002)『学術空間データ基盤システムの構築——東京大学空間情報科学研究センターの事例』シンフォニカ研究叢書、財団法人統計情報研究開発センター。
- 野上道男・岡部篤行・貞広幸雄・隈元崇・西川治 (2001)『地理空間情報学入門』東京大学出版会。

高暁路・浅見泰司論文（「戸建住宅の価格形成に関する空間影響の探索」）は、土地・住宅価格のヘドニック分析を行なう過程で、モデルを改善するために用いることができる新しい方法を論じている。回帰分析は、隠れた変数を見つけることで改善できることが多い。高・浅見論文では、その変数を見つける方法として、①残差分析と②地理的加重付き回帰（GWR=Geographically Weighted Regression）の二つを紹介し、それぞれが異なった目的に役立つことを明らかにしている。

まず残差分析は、第1段階の回帰分析の結果に基づいて、その残差を説明しそうな変数を追加して回帰分析を行なう方法である。これは伝統的な方法であるが、高・浅見論文では、残差の大きさを図1の地図上の等高線図に描き、どの地点で残差がとくに大きいかわかる方法を採用している。図からただちに明らかのように、この方法では、通常の残差分析に比べて隠れた変数を発見しやすい。表1が示すように、このような手法で発見した新たな変数を追加して、分析の改善が得られている。

一方、GWRという方法は1990年代に開発された新しい方法である。これは意図的にヘテロ・スケジューズティシティーをつくり出す分析方法である。

通常の回帰分析では誤差項の分散がどのサンプルに対しても一定と仮定して分析が行なわれる。し

かし、現実のサンプルでは大きな数字のサンプルの分散が大きいことが多い。その場合、誤差の分散一定を仮定するために、係数の推定値には、小さな数字のサンプルより大きな数字のサンプルのほうが大きな影響を与えてしまう。これがヘテロ・スケジューズティシティーが起きる状況である。これを避けるために、通常は、説明変数と被説明変数の水準をサンプル間であまり極端に異ならないように調整する措置を取る。

GWRは、ある選ばれた地点の近くのサンプルにより大きな説明力を持たせるような形でRegressionを行なう。このため、それぞれのある地点とサンプルとの距離があるほど誤差項の分散が大きいと想定し、回帰分析を行なう。その結果、各地点ごとに、その地点の近辺のサンプルをより重視した係数推定値が得られる。したがって、同じ変数、たとえば容積率についても各地点用の推定式ごとに異なった係数が見つかる。

次に、この係数の空間分布を地図の上に記述することにより（たとえば図3、図4）、与えられた係数がどの地区でとくに大きな値を持つかがわかる。これと回帰分析に含めなかった新変数とを相関させる。その結果、高い相関係数が得られる新変数と旧変数の組み合わせは、旧変数が新変数の代理変数の機能を一部で果たしていたことをうかがわせるから、この新変数を付加的に採用する。このよ

うに、残差とは別な方法で、新しい有効な変数を探索することができる。

残差分析とGWRの分析の比較が表3にある。これによって、地点の特性を示す変数は残差分析に反応し、地区特性を示す変数はGWRにより強く反応するということがわかった。すなわち、隠れている変数の性質で、この二つの手法の優劣が逆転するのである。

高・浅見論文の分析は、Regressionの推定結果を改善するための組織的な探索方法を紹介するもので、多くの研究者にとって有用であろう。



田口輝幸・井出多加子論文（「不良債権処理と不動産競売市場の課題」）は、大阪地方裁判所の土地競売データを統計的に分析して不動産不良債権の具体的状況を分析したものである。とくに、バブル期には、担保価値の数倍もの貸し付けが行なわれていた実態が明らかにされている。

大阪地方裁判所の1997～2000年に100回実施された土地競売データのなかで、大阪市内に所在する土地のみの物件が対象とされている（275サンプル）。

表2には、このデータから住宅地、商業地、工業地別に債権回収率（＝不動産売却額÷抵当権設定額）の平均値が計測されている。バブル期の抵当権設定額がいかなる状況であったかを分析するためには、いわゆる「掛け目」（＝抵

当権設定額÷担保価値)を分析する必要がある。しかし、抵当権設定時から競売における売却まで相当期間が経過し、その間地価が大きく変動しているために、回収率の逆数は、掛け目としては不適切である。田口・井出論文では、抵当権設定時の担保価値を見出すために、設定経過期間中の地価変動率を考慮して売却額から評価額を逆算して掛け目を求めている。

こうして計算された掛け目の測定結果はショッキングである。第一抵当権の場合、掛け目の平均は6.1倍である。すなわち担保価値の6倍の貸し付けを行っていたことになる。

異常に高い掛け目の原因として著者が指摘している第1の理由は、バブル期の地価急騰を受けて将来の地価上昇を見越した貸し出しが行われていたことである。

第2に、日本の債務契約ではアメリカのように掛け目8割という厳格な運用は行なわれず、「リコース・ローン」が大半であり、債務不履行の場合には担保物権だけでなく債務者の他の資産にも求償権が及ぶということである。

第3に、日本では根抵当権が広く採用されていることである。根抵当権は、特定の債権に対して設定されるのではなく、継続的取引で発生する複数の債権に対して、ある限度の範囲内で、自動的に担保するものである。根抵当権は継続的取引に基づく「信用貸し」的色彩が強いため、限度自体が高く

設定されていた可能性が高い。また、債務が限度内に収まっているかどうかのチェックが行なわれていなかった可能性も高い。田口・井出論文のデータではとくに根抵当権が多いが、これは、競売以外の方法では回収がきわめてむずかしい債権として、根抵当権が競売市場に供給されているということの意味しているとも考えられる。

回収率は、1997年から2000年にかけて低下している。新規受理件数があわせて増加していることを考えると、法改正や企業が不良債権の最終処理に踏み切るケースが多くなり、回収見込みがかなり低い債権まで競売市場に供給されてきたという見方をとっている。さらに、第三抵当権まで含めた場合と第一抵当権のみの場合で回収率に極端な開きがあり、高順位の抵当権回収がきわめて困難であるということがわかる。

落札率は、観察期間中改善している。平成10年の法改正以前では不売の場合に、最低価格を不変のまま再入札をしたが、最近では最低価格が機械的に下げられるようになったことが原因であると考えられている。

●

隅田和人論文(「アメリカの家賃調整関数の再推定——Bårdsen型エラー修正モデルによる接近」)は、税制改革が家賃に及ぼす影響を分析したDiPasquale and Wheaton (DPW)のモデルを改善し、理論的にもより自然で、フ

ィットもいい分析を行なったものである。

DPW論文は、持ち家住宅の資本コストの変動が実質家賃の動きを説明することを示し、それによって税制改革の家賃への分析を行なった。隅田論文は、DPW論文が用いた家賃調整関数のモデルは、そのまま理論的に筋の通った形で実証するとフィットが悪く、DPWが行なったような修正をするとフィットはいいが、モデルの理論的根拠が弱くなるという欠点をまず指摘している。

この問題を解決するために、家賃調整関数によるモデルではなく、需給均衡式によって家賃を説明するモデルをつくった。これをDPWと同じデータを使って、一般自己回帰分布ラグ・モデル(ADLモデル)の特殊型であるBårdsenの定式化によって推定した。図1は、その結果の理論値と実測値を比較している。DPWモデルよりフィットがよく、しかも谷や山を適切に予測する結果を得ている。

この結果、毎年の実質家賃変化率に対して、所得変化率、雇用者立、1期前の家賃変化率が影響を与えることが明らかになった。さらに、長期均衡家賃を変動させる要因として、持ち家住宅の資本コストがきくことが明らかにされた。家賃と税の関係について研究する者にとって、方法論に関する貴重な論文であるといえよう。

(八田達夫)

戸建住宅の価格形成に関する 空間影響の探索

高 暁路・浅見泰司

はじめに

土地や住宅の価格形成をヘドニック回帰で分析する際、モデルを改善するためにはしばしば隠れた変数を見つけなければならない。空間影響を表すような重要な変数が回帰式に含まれていないと、残差項、係数などが空間的なあるパターンを有することが多い。そのようなパターンを見出すことで、モデルに含まれない変数との関係を調べればモデルを改善するための糸口となる。そのため、空間パターンの探索が重要となる。

近年、地理情報システム (GIS) や空間解析技術の発展によって、空間パターンの探索手法が数多く提案されてきている。本稿では、二つの手法を検討する。第1に、回帰分析の残差項の空間分布を求め、空間要素の影響を調べる。回帰係数はすべて地点によらず一定であるから、通常回帰分析は、「大域的回帰手法」と考えることができる。第2に、地理的重み付き回帰 (GWR: Geographically Weighted Regression) 手法をレビューする。このモデルでは、回帰係数が場所によって変化するため、「局所的回帰手法」といえる。分析結果を視覚的に表示することで、いままでわからなかった空間影響を求めることができる。これら二つの手法はヘドニック回帰モデルを改善するために、相補的に用いることができる。

1 大域的回帰モデルの残差分析

東京都世田谷区の戸建住宅のデータ190件を用いる。Gao and Asami (2001) では、不動産価格の土地面積当たり単価を線形のヘドニック回帰式でモデル化した。その結果、16個の独立変数が選択され、符合条件も良好であった。このモデルは、推定された回帰係数が地点によらずに同じ値であるため、大域的回帰モデルと考えることができる (補遺1参照)。

ヘドニック回帰モデルを改善するひとつの方法は、回帰分析に含まれていない新たな重要な空間的要因を探ることである。そこで、回帰残差の空間パターンを求め、そのパターンに類似する空間的な特徴を求めることで、改善モデルを構築することを試みる。まず、データに用いた190件の事例をプロットし、スプライン法により残差の値で等高線図を作成する (図1)。

公共施設

公園、図書館、集会所など公共施設へのアクセスが悪い場合には、住環境への不満が高くなる可能性がある。

図1の等高線と公共施設分布の関係を調べる。その結果、学校、病院、集会所、公園、運動施設、水処理施設などが残差に影響を与えているように思われた。そこで、これらの施設までの距離を施設の影響を表す指標として考え、下記のように回帰式(1)式に投入し¹⁾、その有意性を調べた。

(高氏写真)

ガオ・シャオルー
1969年中国生まれ。1991年中国清華大学建築学院建築設計学科卒業。2001年東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻博士課程修了、Ph.D。現在、JST科学技術特別研究員。
論文：“The Economic Issues of Urban Redevelopment”

(浅見氏写真)

あさみ・やすし
1960年東京都生まれ。1982年東京大学工学部都市工学科卒業。1987年ペンシルヴァニア大学地域科学科博士課程修了、Ph.D。現在、東京大学空間情報科学研究センター教授。
著書：「住環境——評価方法と理論」（東京大学出版会、編著）ほか。

$$P/S = \text{const} + \sum_{i=1}^k c_i (X_i/S) + \sum_{i=1}^k d_i \times X_i + \epsilon \quad (1)$$

ただし、

P：戸建住宅の価格

S：敷地面積

X_i：属性 i (i ∈ {1, ..., k}) を表す独立変数

c_i, d_i：属性 i の回帰係数、すなわち、ヘッドニック価値

ε：誤差項

である。

その結果、大規模公園の正の効果が有意となった。公園の規模²⁾と影響距離³⁾の閾値を変更した結果、5000m²以上の大規模公園から500m

以内を示すダミー変数をもっとも説明力が高かった。このダミー変数を含めることによって、回帰モデルの決定係数は0.756から0.772に増加した。なお、この回帰モデルおよび大規模公園の効果に関連する考察の詳細については補遺3を参照されたい。

地理的特性

上と同じような手順で、地形、河川、鉄道、道路などの影響も探索した。対象地域には、野川および仙川が流れている。仙川への近接性は単位価格に有意な影響があったが、野川への近接性は有意でなかった⁴⁾。

図1一回帰残差の等高線図

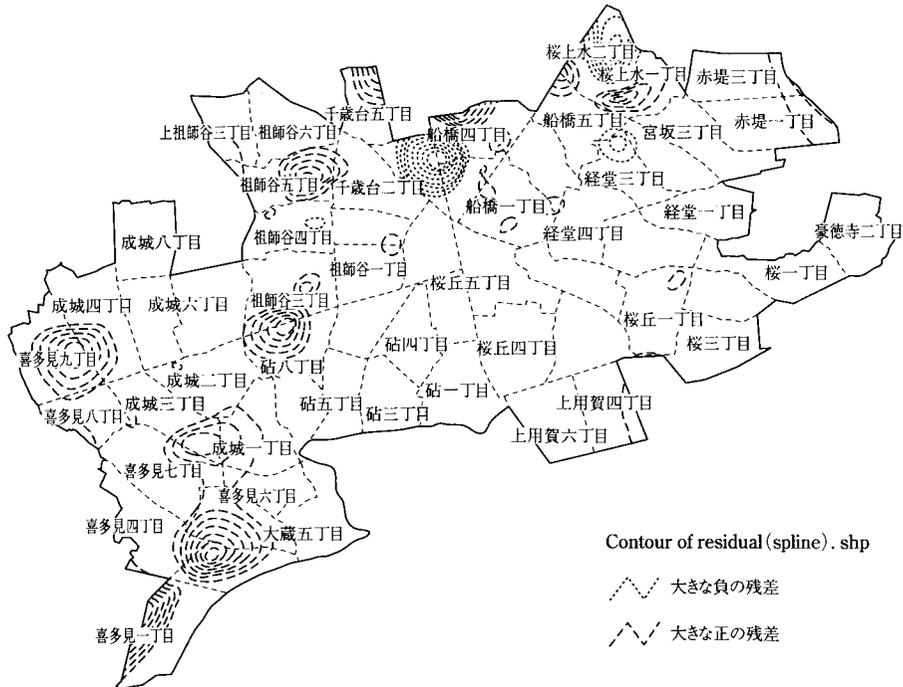


表1—有意な空間特性変数を含めた単価の回帰分析

	回帰係数 (100万円/㎡・単位)	標準化回帰係数	t 値	有意確率
定数項	0.9040		9.198	0.000
ActualFAR	0.1110	0.158	2.803	0.006
T. station	-0.0161	-0.431	-9.735	0.000
W. road	0.0174	0.115	2.472	0.014
Residual. b. age/S	0.3910	0.276	4.079	0.000
Landscape	-0.1850	-0.429	-8.808	0.000
T. Shinjuku	-0.0150	-0.276	-6.116	0.000
Frontage*	0.0042	0.081	1.815	0.071
Goodpavement	0.0308	0.083	2.131	0.035
Parkinglot	0.0498	0.199	4.788	0.000
B. quality1	0.0604	0.157	3.895	0.000
Sunshine/S	0.8170	0.107	2.442	0.016
Con. greenery/S	25.8240	0.323	3.986	0.000
Con. greenery	-0.2450	-0.323	-3.911	0.000
Mix-use3/S	-22.3110	-0.487	-3.210	0.002
Mix-use3	0.2850	0.484	3.269	0.001
Tree1	0.0355	0.909	2.170	0.031
Pop_den	-5.3430	-0.130	-2.166	0.032
% of road area/S	49.3540	0.188	2.931	0.004
Within 500m to 5000㎡+ parks	0.0594	0.156	4.187	0.000
250m to Sengawa	0.0492	0.080	2.147	0.033

注) 決定係数：0.794、自由度調整済み決定係数：0.769。

変数の定義については補遺2参照。

Frontageの有意確率は0.05よりやや高いが、10%有意である。

表2—表1で有意な空間要素変数と回帰残差との相関

	Within 500m to 5000㎡+ parks	250m to Sengawa	Pop_den	% of road area/S
回帰残差	0.243**	0.131*	-0.068	0.099

注) **:有意水準1%で有意(片側)、*:有意水準5%で有意(片側)。

地区環境指標

住環境の地区環境指標として、標本地点の含まれる町丁の地区指標を用いた。分析の結果、人口密度 (pop_den) と道路率 (% of road area) が有意であった。単価は道路率が高いほど、また、人口密度が低いほど高い。

表1に上で述べた有意な変数をすべて含めた回帰モデルを示す。

残差の空間分布および空間要素変数との相関によって、上で述べたようなモデルの改善ができた。ただ、一般には複数の空間要素の影響は残差マップでは明らかにできるとはかぎらない。また、残差と空間要素変数は表2に示すように必ずしも有意でないが、表1で有意になったものがある。したがって、空間要素の影響を探索

するには別の分析の枠組みが必要となる。その際にモデルパラメータの局地的推定が有効である可能性がある。これを次節で述べる。

2 局所的影響および地理的重み付き回帰

空間解析分野では、近年局所的な影響に関する分析も多く行なわれるようになってきた。局所的空間分析としては、局所的点分布分析、局所的空間従属性分析、空間拡張法、adaptive フィルタリング、多段階モデリング、地理的重み付き回帰 (GWR)、ランダム係数モデル、自己回帰モデル、局所的空間相互作用モデルなどがある (Can 1992、Fotheringham and Brunsdon 1999、Orford 2000)。このなかでも、GWRはモデリングを支援する探索的方法

として優れている。そこで、まず Fotheringham, Charlton and Brunsdon (1998) に基づいてこの手法をレビューする。

次のような大域的回帰モデルを考える。

$$y_i = a_0 + \sum_k a_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

GWR は伝統的な回帰分析の枠組みを拡張して、大域的パラメータが局所的に変化するようにしたモデルである。

$$y_i = a_{0i} + \sum_k a_{ki} X_{ik} + \varepsilon_i \quad (3)$$

ただし、 a_{ki} は地点 i における係数 a_k の値である。関数(3)式を推計するために、すべての観測値は地点 i への距離に応じて重み付けされる。そのため、観測値の荷重は推定の手続きにおいて定数ではなく、 i によって変化する。地点 i に近いほどウェイトは大きくなる。モデルを書き直すと、

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{a}_i + \mathbf{W}_i^{-1/2}\boldsymbol{\varepsilon} \quad (4)$$

となる。そのため、 \mathbf{a}_i の推定値は(5)式で与えられる。

$$\hat{\mathbf{a}}_i = (\mathbf{X}^T \mathbf{W}_i \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}_i \mathbf{y} \quad (5)$$

ただし、 \mathbf{X} および \mathbf{y} は、それぞれ独立変数行列および従属変数ベクトル、 \mathbf{W}_i は対角成分が地点 i における観測値の地理的重み付けの w_{ij} 、非対角成分が 0 の $n \times n$ 行列である (n は標本数)。

重み w_{ij} の定義としては、いくつか考えることができる。本稿では、簡便な関数として、 w_{ij} を d_{ij} の連続関数として、

$$w_{ij} = \exp\left(-\frac{d_{ij}^2}{\beta^2}\right) \quad (6)$$

と定義した。ただし、 β は距離の減衰の程度を示す定数である。 j が i の地点と一致する場合は、その点における重みは 1 となり、その他の場合はガウスの誤差関数に従って距離に応じ重みが減衰する。非常に遠い場合には実質的に重みは 0 となり、地点 i のパラメータ推計には影響を与えなくなる。大域的回帰分析は重みがすべて 1、つまり β が無限大の場合と解釈できる。

(6)式のパラメータ β は偏りと分散のバランスで決定される。局所的な標本数が少ないほど推計される係数の標準誤差は小さくなるが、推定される係数にバイアスを生じさせる。そのため、このパラメータをどのように決めるかが重要となる。

そのためのひとつの方法としては、下記を最小化する β を用いると良さそうに見える。

$$\sum_i [y_i - \hat{y}_i(\beta)]^2 \quad (7)$$

ただし、 $\hat{y}_i(\beta)$ はパラメータが β のときの y_i の推定値である。しかし、 β がきわめて小さな値となれば、自分自身以外の地点の重みはほぼ 0 となり、(7)式は 0 となる。つまり、この手法は有効ではないことがわかる。

この問題に対し、クロス推計 (Cross Validation) 法が提案されている。すなわち、地点 i の推定値を i 以外の i の近傍の標本を用いて推計するのである。(8)式で定義される CV 得点

$$CV \text{ 得点} = \sum_i [y_i - \hat{y}_{-i}(\beta)]^2 \quad (8)$$

を計算し、 β に関して最小化すればよい。

GWR の結果、定数項や独立変数の回帰係数の局所的推計値は、空間的に変化する。この空間的な変化は空間要素との関係を示し、モデルを改善するための探索的な情報となりうる。

3 GWR による戸建住宅価格の形成要因の探索

GWR を用いて実際に空間要因の探索を行なう。(9)式を前述のデータに対して各標本地点に適用し回帰分析を行なった。独立変数は補遺 1 の回帰モデルと同じである。

$$(P/S)_i = \text{const}_i + \sum_k c_{ki} (X_k/S) + \sum_k d_{ki} \times X_k + \varepsilon_i \quad (9)$$

ただし、

$(P/S)_i$: 地点 i における戸建住宅の面積単価
 const_i : 地点 i における局所的定数項

図2— β とCV得点

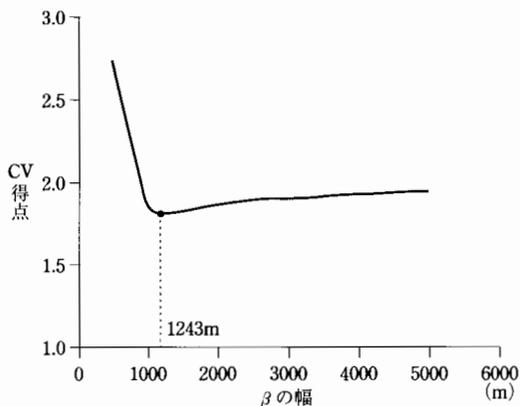
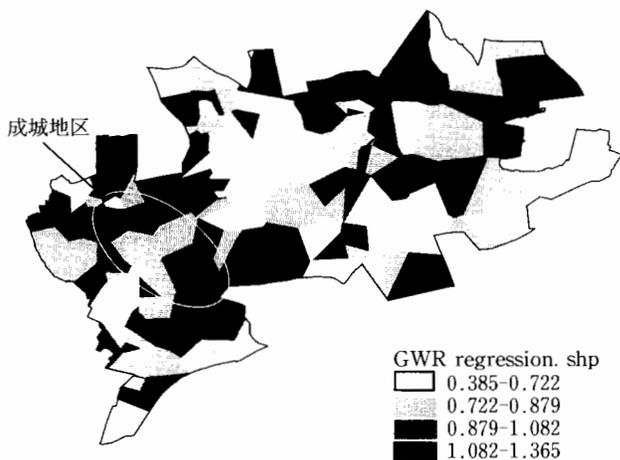


図3—GWRによる定数項の空間分布



X_k : 属性 k を表す独立変数

c_{ki}, d_{ki} : 局所的ヘドニック価格を表すパラメータ

ϵ_i : 局所的誤差項

である。

局所的回帰係数は(5)式により推計する。ただし、地点 i における重み付け行列 W_i は

$$W_i = \begin{bmatrix} w_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_{i2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & w_{in} \end{bmatrix}$$

で、

$$w_{ij} = \exp\left(-\frac{d_{ij}^2}{\beta^2}\right)$$

と定義した。

(8)式を用いてクロス推計法によりパラメータ β を推定した結果、 $\beta = 1243\text{m}$ となった (図2)。このパラメータの値を用いることで、各データ点の推計値を求めることができる。そこで、推計された局所的定数項や回帰係数をプロットした。図3～図6は四つの例である。図のなかで、標本点を母点とするボロノイ領域の色は空間的な値の変化を示す。濃いほど推定された係数は大きかったことを示す。

定数項の空間分布 (図3) は、16個の独立変数で説明されている以外の戸建住宅の単価の違いを示している。高い値が高級住宅地として有名な成城地区に集中している。これは成城地区のブランド効果、あるいは比較的大規模の敷地が多く人口密度が低いことの影響だろう。対照的に、定数項は北部中央部 (千歳台1丁目、船橋1丁目、祖師谷1丁目) および南東部 (桜地区、豪徳寺2丁目) で低い。同様に、容積率 (actual-FAR) (図4)、建物残存年数 (residual.b.age) (図5)、樹木 (tree1) (図6) などでも空間的な違いを見ることができる。

GWRで推定された係数が空間的に大きく変化するという事は、回帰分析において係数を一定値と仮定することは妥当でないことを示唆しており、新たな変数の導入が必要となる。他方、空間的に安定しているならば、大域的回帰分析における変数の妥当性を示している。

GWRは、大域モデルよりも多くの情報を提供する。補遺1の回帰モデルは17個のパラメータしかないが、GWRでは、 17×190 個の新たな情報が得られる。そのため、まだ含まれていない重要な空間要素との関係に示唆を与え、そのために結果を地図化してみることが有効なのである。

4 二つの探索的手法の比較

残差分析とGWR分析とを比較してみよう。表3に大域的回帰モデルの残差、地理的重み付け推定値と補遺1のモデルには含めなかったさまざまな空間的要因を表す指標との相関を示す。地盤傾斜度、公園や川までの距離などは、標本地点ごとに直接計測可能であるため、地点特性変数と呼ぶ。他方、標本点ごとではなく、標本点の存在する地区(町丁)ごとの変数は、地区特性変数と呼ぶ。変数の定義については、補遺2参照。

GWRは地区特性変数の探索に有効

表3より残差分析とGWRとの違いが明確になった。相関係数の値から、GWR推定値は成城ダミー変数、地区人口密度、地区道路率、地区土地利用混合度など地区特性変数との相関が高く、それらの変数を導入することを示唆している。逆に、GWR推定値と地点特性変数との相関は低く、地点特性変数を発見するには有効ではないことを示唆している。

地区人口密度(pop_den)はfrontageやmix-use3のGWR推定値と正の高い相関を示し、また、residual.b.age/Sやtree1のGWR推定値とは強い負の相関を示している。すなわち、より高密な地点においては、敷地の間口や混合土地利用の割合がより重要となり、建物残存年数や植樹の量の価値が減じるといえる。そのため、地区人口密度を回帰モデルに入れることが適切と考えられるのである。同様に、道路率

図4-GWRによるactualFARの回帰係数の空間分布

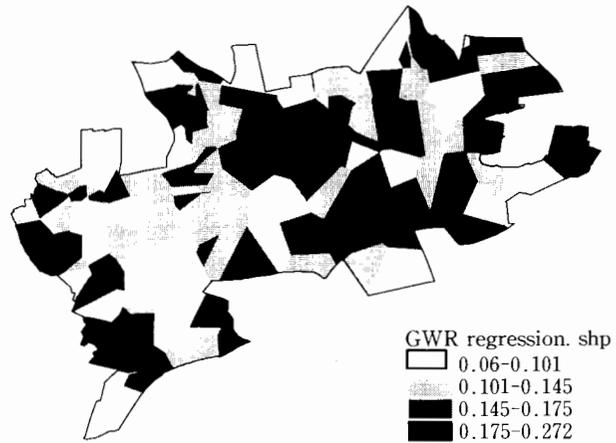


図5-GWRによるresidual.b.age/Sの回帰係数の空間分布

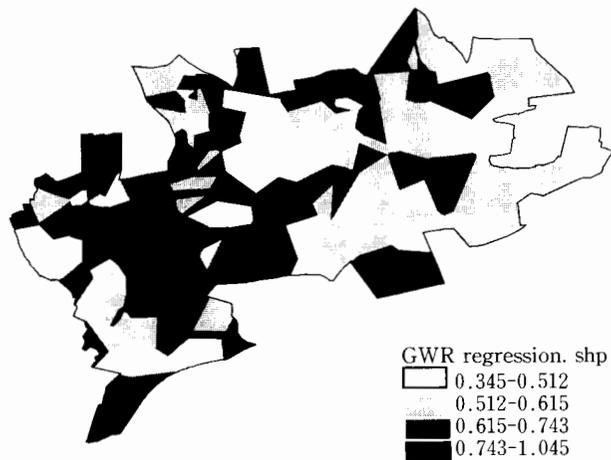


図6-GWRによるtree1の回帰係数の空間分布

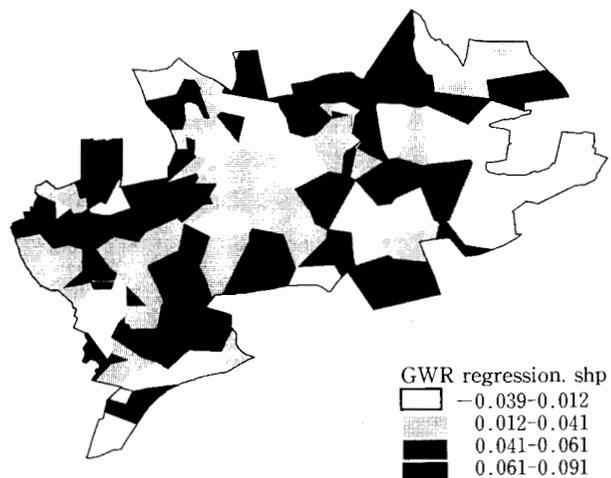


表3 一地域的回帰モデルの残差および地理的重み付け推定値と空間的要因との相関 (Pearsonの相関関数)

(a) 地域特性変数

	Seijo-dummy/S	% of road area	% of road area/S	% of park & play-ground	% of park & play-ground/S	% of vacant land	% of vacant land/S	pop_den
非標準化残差	0.117	0.161*	0.099	-0.009	-0.013	0.057	0.063	-0.068
回帰係数								
GWR-constant	0.508**	-0.174**	-0.358**	0.241**	0.162*	-0.215*	-0.333**	-0.340**
GWR-actualFAR	-0.484**	-0.097	0.273**	-0.046	0.047	0.244**	0.376**	0.544**
GWR-t.station	-0.334**	-0.047	0.094	-0.105	-0.053	0.453**	0.336**	-0.204**
GWR-w.road	-0.420**	0.238**	0.303**	-0.275**	-0.222**	0.177**	0.252**	0.270**
GWR-residual. b. age/S	0.332**	0.065	-0.280**	-0.001	-0.105	0.088	-0.193**	-0.757**
GWR-landscape	-0.462**	0.107	0.377**	-0.166	-0.047	-0.091	0.210**	0.721**
GWR-t. Shinjuku	-0.414**	0.185**	0.325**	-0.228**	-0.170**	0.190**	0.285**	0.210**
GWR-goodpavement	0.315**	-0.097	-0.313**	-0.162*	0.068	-0.003	-0.222**	-0.520**
GWR-frontage	-0.303**	0.024	0.188**	-0.031	0.039	-0.084	0.106	0.604**
GWR-parkinglot	-0.429**	0.054	0.132*	-0.100	-0.033	0.370**	0.268**	0.017
GWR-b. quality1	0.346**	-0.101	-0.088	0.227**	0.229**	-0.432*	-0.268**	0.135*
GWR-sunshine/S	-0.046	0.177**	0.220**	-0.096	-0.084	-0.087	0.028	0.130*
GWR-con. greenery/S	0.518**	0.039	-0.280**	0.100	-0.031	-0.097	-0.289**	-0.608**
GWR-con. greenery/S	-0.469**	-0.082	0.245**	-0.051	0.076	0.096	0.272**	0.549**
GWR-mixuse3/S	0.323**	-0.128*	-0.281**	0.382**	0.276**	0.036	-0.167	-0.558**
GWR-mixuse3	-0.128*	0.083	0.175**	-0.273**	-0.213**	-0.172*	0.034	0.562**
GWR-treel	0.394**	-0.161*	-0.369**	0.157*	0.062	-0.018	-0.215**	-0.404**

	pop_den/S	C/R	(C/R)/S	I/R	(I/R)/S	(C+I)/R	((C+I)/R)/S
非標準化残差	-0.033	0.040	0.065	0.054	0.080	0.057	0.088
回帰係数							
GWR-constant	-0.388**	-0.040	-0.229**	-0.310**	-0.300**	-0.234**	-0.361**
GWR-actualFAR	0.509**	-0.205**	0.016	-0.149*	-0.100	-0.205**	-0.052
GWR-t. station	-0.045	0.068	0.154*	0.537**	0.560**	0.405**	0.463**
GWR-w.road	0.297**	0.114	0.249**	0.334**	0.350**	0.288**	0.376**
GWR-residual. b. age/S	-0.634**	0.231**	0.016	0.516**	0.460**	0.472**	0.323**
GWR-landscape	0.631**	-0.173**	0.051	-0.229**	-0.200**	-0.245**	-0.097
GWR-t. Shinjuku	0.296**	0.115	0.268**	0.385**	0.410**	0.323**	0.428**
GWR-goodpavement	-0.505**	0.066	-0.107	0.120*	0.090	0.116	0.004
GWR-frontage	0.447**	-0.257**	-0.101	-0.387**	-0.400**	-0.396**	-0.297**
GWR-parkinglot	0.054	0.067	0.157*	0.444**	0.450**	0.340**	0.392**
GWR-b. quality1	0.060	-0.157*	-0.199**	-0.609**	-0.600**	-0.499**	-0.532**
GWR-sunshine/S	0.170**	-0.024	0.037	0.021	0.010	0.003	0.030
GWR-con. greenery/S	-0.533**	0.252**	0.031	0.187**	0.140*	0.255**	0.110
GWR-con. greenery/S	0.485**	-0.266**	-0.057	-0.204**	-0.200*	-0.274**	-0.136*
GWR-mixuse3/S	-0.491**	0.047	-0.074	0.104	0.090	0.096	0.019
GWR-mixuse3	0.436**	-0.057	0.013	-0.351**	-0.300**	-0.271**	-0.223**
GWR-treel	-0.433**	0.024	-0.158*	-0.113	-0.100*	-0.066	-0.182**

注) **: 1%の水準で有意(片側)、*: 5%の水準で有意(片側)。

(% of road area) も GWR 推定値との相関が高い。

これら二つのほかに、GWR 推定値と成城ダミーという地区特性変数とも相関が高い。そのため、actualFAR, w.road, landscape, front-

age, parkinglot などのヘドニック価格は成城地区では低く、residual.b.age, b.quality1, treel などのヘドニック価格は高いことがわかる。成城ダミーを入れることで回帰モデルにおけるそれらの変数の効果の違いを説明できる可

表3 大域的回帰モデルの残差および地理的重み付け推定値と空間的要因との相関 (Pearsonの相関関数)

(b) 地点特性変数

	steepness	250m to Sengawa	250m to Nogawa	within 50m to parks	within 500m to parks	witin 600m to parks	within 800m to parks	within 500m to 5000m ² + parks
非標準化残差	0.024	0.131*	-0.016	0.028	0.155*	0.115	-0.004	0.243**
回帰係数								
GWR-constant	0.031	0.033	0.010	-0.114	0.087	0.074	-0.023	0.119
GWR-actualFAR	0.126*	0.022	-0.149*	0.036	-0.157*	-0.079	-0.046	-0.087
GWR-t. station	0.055	0.102	-0.024	-0.056	-0.125*	-0.095	0.045	-0.232**
GWR-w. road	-0.061	0.024	0.028	0.101	-0.029	-0.039	0.016	-0.109
GWR-residual. b. age/S	-0.101	0.078	0.038	-0.145*	0.121*	0.060	0.076	-0.060
GWR-landscape	0.004	-0.122*	-0.023	0.164*	-0.080	-0.062	-0.054	0.053
GWR-t. Shinjuku	-0.061	-0.031	0.018	0.115	-0.056	-0.049	0.052	-0.111
GWR-goodpavement	0.067	0.092	0.050	-0.178**	0.088	0.043	-0.003	-0.057
GWR-frontage	0.035	-0.173**	-0.070	0.104	-0.112	-0.082	-0.067	0.070
GWR-parkinglot	0.036	0.150*	0.040	0.060	-0.135*	-0.133	-0.003	-0.195**
GWR-b. quality1	-0.013	-0.162*	0.018	0.104	0.058	0.033	-0.066	0.229**
GWR-sunshine/S	-0.030	-0.039	0.080	0.188**	-0.070	-0.076	0.019	-0.115
GWR-con. greenery/S	-0.076	0.113	0.081	-0.121*	0.168*	0.109	0.057	0.009
GWR-con. greenery/S	0.104	-0.098	-0.082	0.110	-0.181**	-0.120*	-0.059	-0.027
GWR-mixuse3/S	0.013	0.025	0.100	-0.069	0.072	-0.021	0.047	-0.049
GWR-mixuse3	0.014	-0.051	-0.088	0.019	-0.028	0.053	-0.062	0.132*
GWR-treel	0.026	0.055	-0.022	-0.221**	0.099	0.084	-0.021	0.063

注) **: 1%の水準で有意(片側)、*: 5%の水準で有意(片側)。

性を示唆するだけでなく、空間変動が他の物的ないし社会的要因によることも示唆している。そのため、住環境におけるそれらの特性を分析すべきことがわかる。

ただ、成城グミーを回帰分析に投入すると統計的に有意な変数にはならなかった。これはこの変数と w.road, t.Shinjuku, treel, pop_den などの変数との多重共線性などによる影響もあろう。事実、成城グミーを表1のモデルに強制追加すると、相関の高い変数の回帰係数は大きく変化してしまう。

同様に、商業・工業的土地利用と住居系土地利用との混合度を示す((C+I)/R)/Sという指標も大域的モデルでは有意となっていない。

残差分析は地点特性変数の探索に有効

表3から、残差は地区特性変数とは相関が低いものの、地点特性変数とは高く、地点特性変数の探索に有効であることがわかる⁵⁾。

5 まとめ

二つの手法を比較すると、これらはヘドニック回帰モデルの改善に対して有効な手法となっていることがわかる。また、複数の探索的手法が相補的に用いられるべきことも判明した。すなわち、GWRは地区特性変数の探索に有効であるのに対して、残差分析は地点特性変数の探索に有効であった。

空間探索技術は、追加すべき変数の発見に適用できるだけではなく、ヘドニック回帰分析においては、空間探索技術の利用がほかにも意義がある。たとえば、大域的モデルにおいて、都心までの距離といった変数が市街化度を示す他の変数の効果をマスキングしてしまうといった問題があり、それを除去するために、標本をしぼることもある。GWRのような局所的回帰手法は、広範囲な地域に対してモデルパラメータの空間的な変動を示してくれるため、必ずしも標本をしぼらなくても良い可能性がでてくる。

さらに、住宅や土地の特性変数の回帰係数がばらつくのは、追加すべき変数が含まれていないことだけによるわけではない。ヘドニック手法では、不動産市場におけるさまざまな効果が立地によらず一定であることを仮定している。すなわち、立地による係数ダミー変数を導入しなければ、ある特質に対して立地に応じて異なる付値をするというような現象を再現できない。その点、このような立地による回帰係数が変化する傾向をGWRのような局所的回帰モデルは記述できるという利点がある。

おわりに

手法の限界

空間データ解析の手法は有益ではあるが、手法の限界についても理解しておく必要がある。たとえば、GWRの場合には、Fotheringham, Charlton and Brunson (1998) では、回帰パラメータの推計に重点があり、得られたパラメータの解釈に関してはかぎられている。とくに、どのようにモデルが改善されるかに関しては十分に考察されていない。たとえば、局所的回帰分析の適合度の地図化は重要であり、適合が低い地区では新たな説明変数が必要であることを教えてくれる。しかし、距離の減衰パラメータについてすでに最適化されるため、一般に適合度は高く、われわれのデータでも決定係数はほとんど0.95~1.00の値であった。そのため、それ自体は、新たな投入すべき変数を探るにはさほど良い指標にはなっていない可能性もある。

GWRに関する距離減衰パラメータをクロス推定法で最適化したが、このパラメータを動かすことで、より多くの知見が得られる可能性がある。たとえば、鉄道の空間影響と公園の空間影響が同じように距離に対して減衰するとは考えにくい。要素ごとに異なる減衰パラメータを適用することで、より興味深い知見が得られる可能性がある。

GWRの有効性をどのように評価するかという分析枠組みの構築も重要であり、今後の課題

である。たとえば、局所的回帰係数や他の係数が有意でない場合に、結果は有効でなく、その空間分布には有益な情報があまりない可能性もある。空間的なパターンの研究がさらに行なわれるべきである。

モデル評価

最後に、本稿の議論に関連する本質的な問題として、モデル自体の評価がある。空間解析手法を用いるためには、標本数を減らしたり、変数の数を増やしたりしなければならない。そのため、モデル選択のための既存のモデル評価手法は、必ずしも適当ではなくなってしまう。モデルの適合性については、決定係数、t値、F値などの統計指標がよく使われるが、決定係数が高いからといって、モデルがデータとよく適合しているとはかぎらない。回帰モデルでは、線形性、正規性、非共線性などの仮定をおいている。そのため、推定されたモデルは、これらの仮定に依存してしまう。探索的モデルにおいては、空間的な関係に関する仮定はまさに探索したい対象であるため、これらは大きな課題である。そのため、モデル評価には常に空間関係の有意性をいかに検定すべきかという問題がつきまとう。

そのため、空間解析手法を用いたモデル選択のための方法論を至急整備していく必要がある。それによって、空間探索的な手法の結果がより適切に評価され、モデル改善のための指針を得ることができる。図を用いた残差分析や、Brunson, Fotheringham and Chalton (1999) の提案する分散分析などは、空間関係に関するモデル評価や改善のための手法として注目される。

近年、多くの空間データ解析手法が発展を上げている。不動産価格の分析などに際して、いつ、どのように、どの手法を用いるべきなのかといった知見を、実証分析を通して蓄積していかなければならない。本稿のGWRと残差分析の比較は、そのためのひとつとなるだろう。

表 A 1 一単価の線形回帰モデル

	回帰係数 (100万円/㎡・単位)	標準化回帰係数	t 値	有意確率
定数項	0.91148		9.165	0.000
ActualFAR	0.12756	0.182	3.215	0.002
T. station	-0.01571	-0.420	-9.612	0.000
W. road	0.02085	0.137	2.855	0.005
Residual. b. age/S	0.56862	0.401	6.419	0.000
Landscape	-0.17260	-0.400	-8.463	0.000
T. Shinjuku	-0.01684	-0.310	-6.596	0.000
Frontage	0.00580	0.113	2.383	0.018
Goodpavement	0.04200	0.114	2.798	0.006
Parkinglot	0.03817	0.153	3.536	0.001
B. quality1	0.05748	0.150	3.507	0.001
Sunshine/S	0.94761	0.125	2.669	0.008
Con. greenery/S	21.45470	0.268	3.138	0.002
Con. greenery	-0.19556	-0.257	-2.968	0.003
Mix-use3/S	-17.47655	-0.381	-2.438	0.016
Mix-use3	0.23841	0.404	2.635	0.009
Treel	0.03351	0.085	1.992	0.048

注) 決定係数: 0.756、自由度調整済み決定係数: 0.734。
変数名については補遺 2 参照。

表 A 2 一変数名の定義

変 数 名	意 味 (単位)
ActualFAR	延床面積/敷地面積 (比率)
B. quality1	近隣地区の建物の質が良い (ダミー変数)
C/R	町丁における商業系敷地面積/住居系敷地面積 (比率)
(C + I)/R	町丁における商業 + 工業系敷地面積/住居系敷地面積 (比率)
Con. greenery	公共緑地に隣接 (ダミー変数)
Frontage	敷地の間口 (m)
Goodpavement	前面道路の舗装状態良好 (ダミー変数)
I/R	町丁における工業系敷地面積/住居系敷地面積 (比率)
Lotarea	敷地面積 (㎡)
Landscape	美観地区に指定されている (ダミー変数)
Mix-use3	近隣地区に 1/3 以上が非住居系の建物用途 (ダミー変数)
Parkinglot	駐車スペースの数 (台)
Pop_den	町丁の人口密度 (1万人/ha)
P	戸建住宅の価格 (100万円)
Residual. b. age	建物残存年数 (年)
S	敷地面積 (㎡)
Seijo dummy	成城地区ダミー (ダミー変数)
Steepness	標本点を母点として生成したボロノイ領域内の等高線の数/ボロノイ領域の面積
Sunshine	冬至日照時間 (時間)
Treel	近隣地区内の植樹量が多い (ダミー変数)
T. Shinjuku	最寄駅から新宿駅までの時間 (分)
T. station	最寄駅までの徒歩時間 (分)
W. road	前面道路幅員 (m)
Within 50m (500m, 600m, 800m) to parks	公園まで直線距離で50m (500m, 600m, 800m) 以内 (ダミー変数)
Within 500m to 5000㎡+parks	5000㎡以上の公園に500m以内 (ダミー変数)
% of park&playground	町丁における公園や遊び場の面積比率 (比率)
% of road area	町丁における道路率 (比率)
% of vacant land	町丁における空地比率 (比率)
250m to Sengawa	仙川から直線距離で250m以内 (ダミー変数)
250m to Nogawa	野川から直線距離で250m以内 (ダミー変数)

表A 3 一公園ダミーを含めた単価の回帰モデル

	回帰係数 (百万円/㎡・単位)	標準化回帰係数	t 値	有意確率
定数項	0.86000		8.810	0.000
ActualFAR	0.13600	0.195	3.539	0.001
T. station	-0.01542	-0.412	-9.717	0.000
W. road	0.02123	0.140	2.997	0.003
Residual. b. age/S	0.53000	0.374	6.111	0.000
Landscape	-0.16600	-0.384	-8.329	0.000
T. Shinjuku	-0.01639	-0.302	-6.609	0.000
Frontage	0.00535	0.104	2.264	0.025
Goodpavement	0.04174	0.113	2.867	0.005
Parkinglot	0.04206	0.168	3.995	0.000
B. quality1	0.06267	0.163	3.925	0.000
Sunshine/S	0.97500	0.128	2.831	0.005
Con. greenery/S	25.21100	0.315	3.752	0.000
Con. greenery	-0.24100	-0.317	-3.696	0.000
Mix-use3/S	-17.14500	-0.374	-2.466	0.015
Mix-use3	0.22900	0.389	2.614	0.010
Treel	0.03531	0.090	2.163	0.032
Within 500m to 5000㎡+parks	0.05018	0.132	3.455	0.001

注) 決定係数：0.772、自由度調整済み決定係数：0.749。

表A 4 一世田谷区の公園規模分布

公園規模 (㎡)	公園数
0~500	150
500~5,000	201
5,000~10,000	9
10,000~20,000	9
20,000~50,000	5
50,000~100,000	5
100,000~	2

資料) 東京都庁公園緑地部 (1996)。

の特性を表す変数や、樹木の量、周辺建物の質、地区の土地利用混合度などの地区特性を表す変数が選ばれた。モデルは単価の75.6%を説明している (表A 1)。

補遺2：変数名の定義

表A 2のとおり。変数の詳細な説明については、Gao and Asami (2001) を参照されたい。

今後、このような分析を増やしていく必要がある。

* 本稿を執筆するにあたり、岡部篤行、貞広幸雄、Chang-Jo Chung および住宅経済研究会のメンバーの各氏より有益なコメントをいただいた。また、文部科学省の科学技術振興調整費および科学研究費の助成を受けた。記して謝意を表する。

補遺1：戸建住宅の面積単価に対するヘドニック回帰モデル

ミクロナ住環境がどのような効果を有するかを分析するためにモデルが構築された。有意な属性には、日照時間、敷地の間口、駐車場などの敷地

補遺3：大規模公園の効果

有意水準1%で5000㎡以上の公園に500m以内というダミー変数が正の効果を持っている (表A 3)。

表A 4に示すように、世田谷区では公園の規模として5000㎡以上かどうかで、地域公園としての広さがあるかどうかの境になっているといえる。回帰分析結果でも、この値が閾値となった。

地域公園まで500m (徒歩7~8分) 以内だと戸建住宅の単価が約5万円/㎡ほど高くなる。この結果は、公園は数街区離れると影響はあまり大きくないという矢澤・金本 (1992) の結果とも整合的である。この結果はまた、公園から500m以遠では公園整備水準が低いことを示す。図A 1に公園

図A1—対象地域の地域公園の整備水準評価



から500mの地区を示した。他の施設に比して、住環境の改善には公園整備は効果的である。

注

- 1) Gao and Asami (2001) と同じ回帰モデルである。
- 2) 閾値として、1000m², 2000m², 3000m², 4000m², 5000m², 6000m², 8000m², 10000m², 20000m² という規模を調べた。
- 3) 閾値距離として、400m, 450m, 500m, 600m, 800m, 1000mを調べた。
- 4) 異なる影響が見られた理由は、川沿いの道路および土地利用から理解できる。仙川は川沿いによく植樹されており都市河川である。対象地域の川沿いの土地は、ほとんど住宅および公共施設に利用されている。川幅は10m程度で両側の土地利用は隔離されていない。他方、野川は川幅が広く、対岸とは若干隔離されている。川は敷地の裏手となっており、かなり産業的土地利用がある。そのため、仙川だけで正の効果が見られたと考えられる。
- 5) 残差と% of road area/Sとの相関は有意でないが、% of road areaとは有意であった。大域的な回帰モデルによれば、前者のほうが後者よりも説明力が高い。

参考文献

Brunsdon, C., A. S. Fotheringham and M. Charlton

(1999) "Some Notes on Parametric Significance Tests for Geographically Weighted Regression," *Journal of Regional Science*, 39(3), pp.497-524.

Can, A. (1992) "Specification and Estimation of Hedonic Housing Price Models," *Regional Science and Urban Economics*, 22, pp.453-474.

Fotheringham, A. S. and C. Brunsdon (1999) "Local Forms of Spatial Analysis," *Geographical Analysis*, 31(4), pp.341-358.

Fotheringham, A. S., M. E. Charlton and C. Brunsdon (1998) "Geographical Weighted Regression : A Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis," *Environment and Planning A*, 30, pp.1905-1927.

Gao, X. and Y. Asami (2001) "The External Effects of Local Attributes on Living Environment in Detached Residential Blocks in Tokyo," *Urban Studies*, 38(3), pp.487-505.

Orford, S. (2000) "Modeling Spatial Structures in Local Housing Market Dynamics : A Multilevel Perspective," *Urban Studies*, 37(9), pp.1643-1671.

矢澤則彦・金本良嗣 (1992) 「ヘッドニック・アプローチにおける変数選択」『環境科学会誌』5(1)、45-56頁。

不良債権処理と不動産競売市場の課題

田口輝幸・井出多加子

はじめに

日本経済の再生を図るため、不良債権の処理が以前にも増して重要になっている。しかし、不良債権の実態は不透明で、処理方法も多岐にわたる。

本稿の目的は次の2点にある。第1に、不良債権処理方法とその問題点を指摘し、第2に大阪市の土地競売市場データから不良債権処理の状況と課題を明らかにする。

不良債権の最終処理方法として、競売の役割が重視されつつある。瀬下・山崎(2001)などで指摘される各種の制度や、市場情報の不足などから、日本における不動産の競売市場は長く停滞し、不動産流通においてきわめて限定的役割しか果たしていなかった。ところが土地担保関連の不良債権が増大する事態となり、政府は不良債権処理を推進するため、平成10年度に法律の改正を実施し、競売を円滑にすすめる各種の制度を整えつつある。しかし、不動産競売市場はデータの整備が遅れているため、市場で不動産が売却されることによってどの程度債権が回収されているか、ほとんど把握されていない。

本稿では、第1節で不良債権の全体像を明らかにしたうえで、償却方法として間接償却と直接償却を比較し、それぞれの問題点を指摘する。第2節で、1997～2000年に大阪地方裁判所で実施された不動産競売のうち、土地について債権額と売却額を比較することによって、債権回収率を推定する。また、売却額から抵当権設定時

の不動産評価額を算出し、同評価額に対する抵当権設定額の比(いわゆる「掛け目」)を計算し、担保設定における問題点を指摘する。最終節で大阪市競売データにおける落札率と回収率、担保価値に対する設定抵当権額を総括し、今後の課題を記す。

1 不良債権の処理

不良債権の処理方法

金融機関の抱える不良債権問題は、バブル崩壊以降の10数年間にわたって解消されずにある。過去、決算のたびに各金融機関の不良債権額が公表され、巨額の不良債権処理が完了したとする発表がなされてきた。しかしながら、不良債権問題は今もって日本経済の大きな足かせとなっているばかりか、その額はたび重なる処理にもかかわらず、いまだに著しい減少傾向を見せていない。2001年9月末現在の全国銀行(都銀・長信銀・地銀・第二地銀)のリスク管理債権の総額は35.7兆円であり、2001年3月末現在と比べて3.2兆円の増加となっている¹⁾。

これらの不良債権処理の方法は二つに大別される。回収不能部分の償却・引当と担保処分等による債権回収(最終処理)である。前者の処理方法については、さらに間接償却と直接償却とに分けられる。間接償却とは、自己査定に基づく回収不能見込額に対して、貸倒引当金を計上するものである。

直接償却とは、回収不能額を帳簿から直接減額させ、その減額分を貸出金償却損として計上

(田口氏写真)

たぐち・てるゆき
1971年千葉県生まれ。1997年成蹊大学大学院経済学研究科修了。同年4月より(社)全国信用保証協会連合会、2001年1月より保証協会債権回収(株)勤務(出向)。

(井出氏写真)

いで・たかこ
1957年東京都生まれ。1993年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。経済学博士。成蹊大学経済学部助教授を経て、2000年4月より同大学経済学部教授。
論文：「地価バブルと地域間資本移動」「現代マクロ経済学」(共編著、東京大学出版会)ほか。

する償却方法である。直接償却は税法上、担保売却等が完了し回収不能額が確定していることが償却に際しての必要条件となるが、早期是正措置導入に伴う不良債権処理の促進に伴い、回収不能額が確定していない時点においても担保等によって保全されていない部分について部分直接償却を採用することが可能となった。担保等による保全部分については、回収見込額を算定する必要があることから、そこでは担保評価の果たす役割が大きいものと考えられる。

担保処分等による債権回収とは、不良債権を第三者に売却または譲渡等をし、不良債権を貸借対照表上から切り離すものである。債権を帳簿上から切り離す方法としては、通常回収によるほか、任意売却や競売による担保処分、バルクセルによる大量処理が行なわれている。この際に生じる債権の帳簿価額と売却価額との差は、売却損として計上される。

過去5年間の不良債権およびその処理損の推移については、表1のとおりである。間接償却は貸倒引当金繰入に、帳簿上から債権を減額させる直接償却は貸出金償却として、競売、任意売却、バルクセルなどによる損失は売却損等に含まれている。

表1—不良債権処理の推移 (単位：兆円)

年度	1997	1998	1999	2000	2001
貸倒引当金繰入	8.4	8.1	2.5	2.7	1.5
貸出金償却	0.9	2.4	1.9	2.5	1.2
売却損等	4.0	3.1	5.7	0.9	0.3
小計	13.3	13.6	6.9	6.1	3.0
リスク管理債権	29.8	29.6	30.4	32.5	35.7

注) 2001年度は中間期決算値。
金融庁公表資料(2002年2月)より作成。

自己査定に基づく償却方法

早期是正措置導入以降、金融機関の債権償却は金融庁の金融検査マニュアルに則り行なわれている。金融機関は決算期末に資産評価を行ない、それに基づき必要な償却または引当を行なう必要があるが、その際、各金融機関において適切な自己査定を行なうことが必要となる。自己査定にあたっては、まず、①正常先、②要注意先、③破綻懸念先、④実質破綻先、⑤破綻先の五つの区分に従って債務者分類を行なう。次に、これらの債務者区分ごとに、それぞれの債権を担保の質または保証等による債権の保全状況から、第I分類～第IV分類の四つに区分する。

金融機関は自己査定基準に基づく債務者分類、債権分類をもとに、不良債権の処理方法を決定する。債務者分類上、「正常先」および「要注意先」に該当する債務者に対する債権については、過去の予想損失率から求められる将来の予想損失率を該当する債権総額に乘じ、一般貸倒引当金として計上する。

「破綻懸念先」、「実質破綻先」、「破綻先」に該当する債権のうち、第III分類および第IV分類に該当する債権については、直接償却の対象となりうるか検討し、直接償却対象外となった債権については、個別貸倒引当金を計上する。「破綻懸念先」の債権については、債権額のうち、担保等によって保全されていない部分に予想損失率を乘じ、個別貸倒引当金として計上する。「実質破綻先」、「破綻先」に帰属する債権のうち、担保等によって保全されていない部分については全額を個別貸倒引当金として計上する。

会計上の不良債権処理

間接償却、直接償却ともに、その償却対象は担保等によって保全されていない債権部分となっており、いずれの償却方法を適用したとしても、昨今のように資産価格の下落が継続すれば、担保価値は下落し、担保売却等をする際にその売却価格は下落、金融機関にとっての損失は増大することになる。また、貸倒引当金の計上による間接償却法では、該当債権は貸借対照表上に資産として計上されたままである。よって、景気低迷が長期化すれば、自己査定における債務者分類および債権分類の悪化は避けられず、新規の不良債権を発生させ、不良債権残高の増加を招く。したがって、景気低迷が長期化するなかであって、不良債権問題を償却を中心とした会計上の処理のみで対処を図ることは、不良債権の高止まりによる不良債権問題の長期化をもたらすといえる。

不良債権の最終処理

償却に依存した不良債権処理が、前述のような理由から限界を迎えており、不良債権処理の重点は、これまでの償却を中心とした処理方法から、不良債権の売却・譲渡等による処理（最終処理）へとシフトするようになった。

不良債権の処理方法としては、売却や譲渡による譲渡損失の計上を要する方法と、債務免除等による利益供与の二つに大別することができる。前者については、①バルクセール、②債権譲渡、③証券化、④競売、⑤任意売却等が、後者については債務免除があげられる。これらの処理方法によって、税法上の制約から担保等による保全部分が残存し直接償却することができない不良債権や、担保付であっても回収見込みがきわめて低い不良債権の処理が可能となる。

なかでも、平成10年度に法改正が行なわれ市場環境が整備された競売は、不良債権の担保不動産処理に大きな役割を果たしているものと考えられる。

2 大阪市土地競売市場の債権回収

不動産競売市場

土地関連不良債権の実態は、それほど明らかになっていない。加えて、不良債権処理のため競売に出された場合、どの程度回収されるか回収実績と回収見込みは不透明である。企業が情報を公開していないこともあるが、競売市場に出された物件についても、債権回収と抵当権設定の観点からすると分析が困難である。

その理由は、第1に、複数の物件を担保に抵当権が設定され、抵当権と競売での売買物件が1対1に対応していない場合が多いことである。競売では、これら物件が個別に競売に付与され、一部だけが売却されるという事例も多い。

第2に、ローンの形態である。債権回収率が求められたとしても、そこから抵当権設定が担保価値に対して適切に行なわれたか、判断はむずかしい。なぜなら、日本では長く企業の総合信用力に基づく「リコース・ローン」が利用され、担保物権以外に求償権が及ぶため、担保不動産だけでは抵当権全体の様態がわからないからである。また、抵当権のなかにも「根抵当権」といわゆる「普通抵当権」があり、前者の場合、一定の範囲に属する不特定の債権を極度額の範囲内において担保する点でリスクに違いがある。

加えて競売市場には、各種の制度問題が存在する。現在の不動産競売における最大の問題点は、当該物件に関する権利関係にあるといわれ、権利関係は多岐にわたり統一的判断がむずかしい²⁾。

大阪市土地競売データ

本稿では、大阪地方裁判所の1997～2000年に100回実施された土地競売データを統計的に分析することにする。大阪地方裁判所（本庁）では、同期間扱われた不動産には、マンションや農地、山林など各種存在するが、ここでは「大阪市内」に所在する「土地」（住宅地ならびに

商業地)のみの物件を扱う。その理由は、マンションを除き、土地建物が一体となっている場合、建物の評価が困難なためである³⁾。

本稿で利用するデータセットの全サンプル数は、住宅地211、商業地417、工業地他が73で、そのうち住宅地の60.19%が落札され、商業地と工業地他では、それぞれ45.32%と57.5%となっている。地積平均は、住宅地と商業地であまり違いないが、大規模物件が比較的商業地が多い。大阪駅からの所要時間は住宅地が24.67分、商業地が17.66分である。

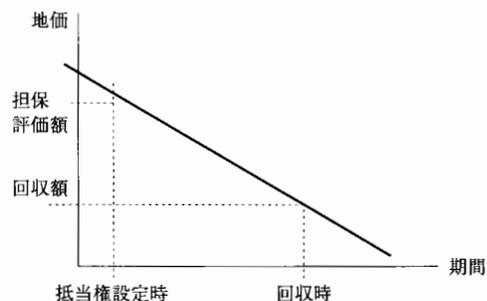
これらのサンプルのなかには、抵当権額が不記載であったり、複数物件についてひとつの抵当権が設定され、一部の物件のみが落札されたものが多い。そこで、売却物件で抵当権設定額が明記され、抵当権と売却物件が1対1に対応する物件のみが含まれるサブデータセットを抽出したため⁴⁾、観測数628のうちわずか275(うち住宅地93、商業地151、工業地31)しか債権回収分析に利用できなかった。しかし、ひとつの不動産に複数の抵当権が設定されていることも多いので、抵当権設定件数は519件である。

債権回収率と「掛け目」

抵当権設定から担保不動産売却までの期間を、ここでは「設定経過期間」と呼び、「担保不動産売却額÷抵当権設定額＝債権回収率」とする。ひとつの物件に複数の抵当権が異なる時期に設定されていることが多いから、その場合、後から設定された抵当権と最優先順位の抵当権で回収期間に差が生じるので、個々の抵当権についてそれぞれ設定経過期間と回収率を計算した。したがって、担保不動産物件数よりも、計算された回収率観測数が多くなっている。

抵当権設定時に担保価値が適切に考慮されていたかどうかは、日本の担保制度を検証する上できわめて重要な問題である。担保価値に対する抵当権額の比は「掛け目」とも呼ばれる。いわゆる「普通抵当権」の場合、掛け目は8割程度が妥当とされるが、バブル期には1を超えた

図1 地価下落と担保評価額



といわれている。しかし適切なデータが開示されていないため、実際は不明である。

掛け目を計算する場合、問題となるのは、抵当権設定時から競売における売却まで相当期間が経過し、この間地価が大きく変動していることで、回収率の逆数は掛け目として不適切である。とくに1990年以後一貫して地価が下落しているため、設定経過期間にどの程度地価が下落したかを考慮しないと、本来の掛け目を過少評価してしまう恐れが高い。

そこで、本稿では図1のように、「設定経過期間」中の地価変動率を考慮して、売却額から評価額を計算し、掛け目を求めることにした。

抵当権設定額を $y(t)$ 、設定時の地価を $x(t-h)$ 、現在の地価を $x(t)$ 、地価の平均変化率を s とおくと、掛け目は(1)式の右辺で計算できる。

$$\frac{y(t)}{x(t-h)} = \frac{y(t)}{x(t)/(1+s)^h} \quad (1)$$

表2には、債権回収率、ならびに地価下落を考慮した掛け目(Loan to Value ratio)が暦年別、地目別に掲載されている。抵当権設定時の評価額算出に利用した地価平均変動率は、表2の注を参照されたい。

債権回収率をみると、第一抵当権のみの回収率と、第三抵当権まで含めた回収率で大きな開きがある。前者は86.0%であるのに、後者は14.9%と大幅に低下する。

全体の回収率を期間別にみると、1997年の19.3%から2000年の9.2%まで、サンプルは少ないものの低下傾向にあることが推察できる。これは、不動産競売市場の制度が改正され、手

続きが円滑に行なわれるようになったことと、回収率は低くとも不良債権の最終処理に踏み切る企業が増えたためと思われる。

また、地目別にみると、商業地と工業地他で全体の回収率が第一抵当権のみの回収率の約3分の1である一方、住宅地ではこの乖離幅が極端に大きい。このことから、後順位の抵当権設定額が巨額におよぶ傾向があり、これがとくに住宅地で顕著であると思われる。

次に「掛け目」を見よう。掛け目は計算の仕方から、後順位ほど数値が大きくなる（後順位では、すべての先順位の抵当権合計額に自身の抵当権額を合算して計算するため）ことは、当然である。第一抵当権の場合、掛け目の平均は6.1倍であるから、担保価値の約6倍の貸付が行なわれていたことになる。地目別にみると、住宅地で7.5倍、商業地で4.4倍、工業地他で13.2倍と、商業地が比較的低くなっている。第三抵当の掛目になると、住宅地15.2、商業地21.6、工業地110.6と、住宅地がもっとも低い。なぜこのように、不動産評価額をあまりにも大幅に上回る抵当権額が設定されるのであろうか。

評価額を大幅に上回る抵当権設定額が設定された理由のひとつには、バブル期の地価急騰であろう。地価急騰を受けて、将来の地価上昇を見越して貸出が行なわれたと思われる。しかし、地価が持続的に下落し、大半の人々が地価下落を予測している状況のもとで、さらに追加的に巨額の抵当権を設定することは、明らかに通常の合理的行動とは相容れない。第2の理由は、債務契約の形態である。日本では「リコース・ローン」が大半であり、担保物権を特定し抵当権を設定しても、債務不履行の場合に債務者の他の資産に求償権が及ぶため、アメリカのように掛け目8割という厳格な運用が行なわれにくいようだ。

次に、本調査で気づいたことは、抵当権の種類である。抵当権にはいわゆる「普通抵当権」以外に「根抵当権」がある。根抵当権は抵当権のひとつだが、抵当権が特定の債権を担保にす

る権利である（抵当権の附従性）のに対し、根抵当権は、一定の範囲に属する不特定の債権を極度額の限度において担保する。根抵当権は、継続的取引から生じる多数の債権を一括して担保することを可能にする担保物権で、取引上非常に重要な役割を果たしている。同権は、取引慣行上認められてきたが、昭和46年の民法改正で認められ法的整備がなされた（民法398条の2ないし398条の22）。

大阪競売データでは、上記のように整備した抵当権設定件数519件のうち、普通抵当権は106件、第一抵当権だけをみると、274件うち50件しかなく、8割が根抵当権である。普通抵当権と根抵当権では、抵当権設定時の債権者のリスクに次の三つの違いがある。

①設定契約時には、被担保債権の発生時期、内容、金額、個数等を確定できなくても差し支えなく、基本取引契約自体の存在も必要なく、将来の債権額が増減変動する。

②普通抵当権であれば、元本以外に最後2年分の利息・損害金が担保されるが、根抵当権では極度額が元本、利息、損害金全部を含めての優先弁済の限度である。

③担保すべき元本を確定する確定期日を任意で定めることができる。確定期日を定めるかどうかは当事者の自由で、いったん定めた確定期日を変更・廃止することもできる。また変更・廃止は、後順位抵当権者その他の第三者の承諾を得る必要はない。後順位者などは、先順位根抵当権についてその極度額までは優先されるということを覚悟しているという考え方がある。

ひとたび確定すれば、両債権にほとんど相違はないものの、設定時のリスクには相当な違いがあり、根抵当権は継続的取引に基づく「信用貸し」的色合いが強かったのではないだろうか。大阪土地競売データでは、両抵当権に回収率などで大きな違いは見られなかったが、圧倒的に根抵当権が多い事実をあわせると、他の処理方法で処理が困難なきわめて回収のむずかしい債権として根抵当権が競売市場に供給されている

ことも考えられよう。

表2では、残る第三抵当までの値で、抵当権設定額を求めているので、実際にそれ以上の後順位の抵当権が存在する場合は、債権回収率は表2の値より小さくなり、掛け目は大きくなることに注意する必要がある。また、抵当権は幾重にも設定されていることが多く、評価額からみて実行した担保権にとうてい余剰が回らないようであれば、無余剰を理由に競売開始決定が取り消されることがある（民事執行法63条）。また、複数の不動産のうち、一部の換価で実行した担保権が全額回収されるのであれば、超過売却となってその余の不動産に関しては競売手続きを進行させることはできない（民事執行法73条）。したがって債権者は、自ら不動産の価値を予想して、無余剰にも超過売却にもならないよう、担保権を実行しなければならないから、表2の数値は氷山の一角にすぎないかもしれない。

落札率と法改正

競売市場での債権回収期待を次に求める。「債権の期待回収率＝債権回収率×落札率」とすると、落札率の変化は競売市場への供給に影響を与え、裁判所設定の最低価格は落札率を変化させる。1997～2000年の大阪地裁平均落札率は57.6%であるから、平均回収率14.9%とあわせると、期待回収率は8.6%となる。

図2は、大阪地裁における落札率と最低価格に対する落札額の比（最低価格比）の推移を示している。最低価格比は、この期間かなり安定しているが、落札率の変化は激しく、とくに1999年冒頭から上昇トレンドが観察できる。

この原因のひとつとして、競売促進のための平成10年度の法改正がある。民事執行法その他の重要な法改正が行なわれ⁵⁾、執行官の調査権限の拡充、代金納付におけるローンの活用、手続きの簡素化、裁判官の職権拡大による不売時の措置などがあげられる。

不売の場合、以前は同じ最低売却評価額で再

表2 一等地目別掛け目と回収率の推移（平均値）
（大阪地裁本庁1997～2000年の土地競売データ）

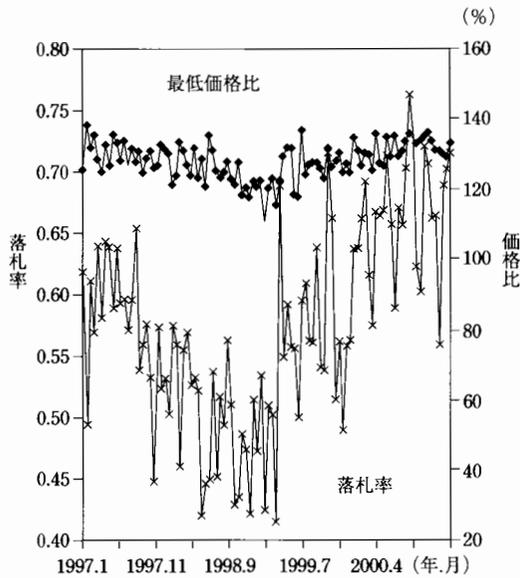
	年	住宅地	商業地	工業地 他	総計
第一抵当 の回収率 (%)	1997	30.0	44.0	22.9	37.3
	1998	177.7	24.5	16.8	59.2
	1999	510.5	27.7	3.0	164.8
	2000	29.1	61.2	22.3	50.3
	合計	231.4	38.9	18.5	86.0
全体の回 収率(%)	1997	15.2	23.9	7.4	19.3
	1998	27.4	10.3	6.4	13.6
	1999	30.0	11.1	1.1	16.1
	2000	10.1	9.3	6.9	9.2
	合計	21.9	13.6	6.2	14.9
第一抵当 の掛け目	1997	14.3	2.8	13.2	7.3
	1998	1.9	5.5	13.8	6.1
	1999	2.5	5.9	25.3	5.6
	2000	12.8	3.0	6.5	5.5
	合計	7.5	4.4	13.2	6.1
第二抵当 の掛け目	1997	23.9	3.6	12.8	10.4
	1998	3.7	10.0	144.1	32.2
	1999	4.5	7.7	53.2	8.4
	2000	21.0	32.4	9.2	27.6
	合計	12.7	13.0	60.2	17.9
第三抵当 の掛け目	1997	29.9	2.9	25.6	13.4
	1998	3.2	16.2	274.0	61.3
	1999	5.8	10.9	49.6	10.8
	2000	24.2	59.6	23.6	48.3
	合計	15.2	21.6	110.6	29.4
観測値	93	151	31	275	

- 注1) 抵当権の順位は、残された抵当権に関する相対的なものである。また、第三抵当以上の後順位の抵当権は考慮していない。
- 2) 掛け目は抵当権設定時の不動産評価額に対する抵当権設定額の比である。評価額は期間を3区分し、六大都市の地目別平均変動率で調整した。具体的には、1991年以降は住宅地-7.725%、商業地-15.065%、工業地-6.89%、1986～1990年は住宅地21.88%、商業地31.02%、工業地21.09%、それ以前は住宅地7.635%、商業地6.985%、工業地3.84%の変動率で割り戻した。第二抵当・第三抵当の掛け目は、先順位の抵当権額合計に合算して算出した。
- 3) 抵当権設定件数は、第一抵当が274、第二抵当が159、第三抵当が86である。

度入札を実施したが、最近では特別売却を経たうえで、最低価格を機械的に下落する裁判所が増えてきている。原則として、2回目の最低売却価格は前回最低売却価格の8割程度という運用も行なわれているという。特別売却も重要で、入札期間に不売の場合、公告した後最低売却価額以上の買受希望をした最初の者に売却する方法である。

次に、落札率をLOGIT分析することで、最低価格の問題点を検討しよう。土地物件の落札

図2 一大阪地裁における落札率と最低価格比



- 注1) 落札率 (×) = 落札件数 / 有効売却件数
(取下げ等除く)
2) 最低価格比 (●) = 売却額 / 最低価格

表3 一落札率の LOGIT 分析結果

	住宅地		商業地	
	係数	t-stat	係数	t-stat
Q1	-4.47	-1.78	5.75	2.81
Q2	-5.40	-2.13	5.52	2.69
Q3	-6.72	-2.67	6.04	2.96
Q4	-5.69	-2.14	4.92	2.44
Q5	-4.73	-1.87	4.83	2.41
Q6	-5.70	-2.25	4.26	2.08
Q7	-4.80	-1.90	5.33	2.61
Q8	-6.04	-2.38	5.02	2.47
Q9	-8.49	-3.28	5.10	2.68
Q10	-9.44	-3.67	5.25	2.63
Q11	-8.33	-3.34	6.24	3.14
Q12	-7.92	-2.95	6.11	3.07
Q13	-7.84	-3.14	5.76	2.96
Q14	-9.11	-3.60	6.84	3.42
Q15	-9.19	-3.59	7.15	3.53
Q16	-7.51	-3.01	5.68	2.77
SIZE	-0.75	-2.70	-0.25	-1.34
SIZE×DUM	0.73	1.98	0.04	0.17
FAR	1.95	4.15	-0.74	-2.55
NOPRO	-0.77	-1.68	-0.24	-0.89
RIGHT	-1.14	-2.20	0.44	1.08
観測数	210		410	

注) Q1～Q16は四半期ダミーで、Q9～Q16が1999～2000年に対応している。SIZE：地積(対数)、FAR：容積率(対数)、RIGHT = RIGHT2 + RIGHT9で、それぞれの定義は文中参照、DUMは1999年と2000年に1をとる法改正ダミー。

率を価格帯別にみると、2000年に商業地ではすべての価格帯で落札率が大幅に上昇し、高価格帯になるほど改善の度合いが大きい。住宅地では、低価格帯と高価格帯の両方でやはり落札率が改善している。

推定に利用する説明変数について説明する。瀬下・山崎(2001)および戸田・井出(2000)で指摘されているように、競売物件では占有状況が価格形成などに影響する。ここでは占有状況をとりえる三つの変数を採用した。土地の競売の場合、付随する建物に抵当権が設定されず競売にかけられていない場合がある。競売によって土地所有権が移転した場合、土地の所有者と建物の所有者が異なる事態が生じる。このため、付随する建物に法定地上権というきわめて強い権利が付与される。これをダミーRIGHT2でとらえた。住宅地落札物件のうちRIGHT2の比は3.15%である。また、RIGHT9は長期賃借権ダミーで、当該土地に長期賃借権が存在する場合1をとる。NOPROダミーは、当該土地が簡易・青空駐車場として利用されている場合1で、権利移転が容易で用途転換費用が軽微であることをとらえるために利用した⁶⁾。この比率は、住宅地売却物件で47.24%、非売却物件で53.37%、商業地売却で65.61%、非売却で69.30%であるから、売却と非売却であまり違いはない。

落札率の推定結果を表3に示す。落札率は、最低価格と潜在的売却価格の差に依存する面が大きい。推定結果から、法定地上権や長期賃借権の存在によって、住宅地で落札率が低下しており、地積の評価がやや過大になっていて、容積率の評価はやや過小になっていることも考えられる。裁判所の最低価格は、「卸値的」価格のうち最低のもので、競売物件にかかわるさまざまな問題を解消するためのコストが上乗せされて一般物件価格になるといわれ、井出(2000)では競売物件が全体として一般物件より3割減価されているとしている。

したがって、競売特有の権利関係を除き、競

売物件同士の地価格差は、一般物件同士の地価格差に類似するはずである。井出（2001）の分析では、公示地価を用いた場合でも地積の係数が時間とともに小さくなっていて、不況期における大規模物件の流動性の低さによるものと指摘されている。競売特有の権利関係の評価とともに、一般物件の評価の発展と適切な情報流布が、ひいては競売市場の発展にも寄与するのではないだろうか。

3 まとめと不動産競売市場の課題

本稿では、1997～2000年にかけて実施された大阪市（大阪地裁管轄）の競売物件のうち、土地のみ（住宅地と商業地）を対象として、債権回収率と「掛け目」（担保価値に対する債権設定額比）を分析した。

全体の債権回収率は14.9%で、平均落札率とあわせると、この期間の債権回収見込み率は8.6%であった。しかし、第一抵当権のみと、第三抵当権まで含めた場合とで、回収率に極端な開きがあり、後順位の抵当権回収がきわめて困難であることがわかった。1998年の全国銀行協会連合会調査においても、競売を活用した不良債権処理において、抵当権に関する問題として複数の担保権者が関係する不動産担保が全体の約7割を占めていることが問題点としてあげられている。また、同じく1998年時点において、金融機関が第一抵当権者とされている担保物権の回収率が約22%という高率の実績をあげているとする調査もあることから、後順位の抵当権者にとって回収がきわめて困難であるといえる。

また、1997～2000年にかけて、落札率は上昇しているものの、回収率低下が見られる。新規受理件数が増加していることを鑑みると、法改正や企業が不良債権の最終処理に踏み切るケースが多くなり、回収見込みがかなり低い債権まで競売市場に供給されてきたようである。

抵当権設定の担保価値に対する債権額を比較したところ、第一抵当権は平均6.1倍で、商業

地が比較的低く、第三抵当では商業地でも平均21.6倍と高率になっている。また、サンプルの8割が根抵当権である。

抵当権設定から売却までの経過期間は、平均して11年以上の長期に及ぶため、根抵当権のさらなる法整備とともに、担保物権の評価を定期的に行なうシステムの構築が必要である。そのための安価・客観的・タイムリーな評価整備と、担保再評価にかかわる運用方法の整備も必要ではないだろうか。

注

- 1) 金融庁公表資料（2002年2月）に基づく。
- 2) 瀬下・山崎（2001）では、短期賃貸借権の影響が分析された。また、マンション競売物件を利用した実証分析では、短期賃貸借権の存在によって不動産落札価格が下落することが示された（戸田・井出2000）。
- 3) 戸田・井出（2000）では、同期間同地域のマンション物件について価格のヘドニック関数を推定している。競売の手続きや占有の権利関係などは、同論文を参照されたい。
- 4) 複数物件が共同担保されていて、うち一部のみが売却されている場合は除外した。また、ひとつの抵当権にかかわる複数担保物件が別々にすべて売却された場合には、それぞれの売却額をウェイトとして抵当権額を按分し、回収率などを計算している。
- 5) 平成10年度の改正については、坂口（2000）を参照されたい。
- 6) 短期賃貸借権利に関する変数を利用しないのは、土地物件に限定しているためで、更地の場合、短期賃貸借権利が設定されることはなく、建物が存在していても抵当権が設定されていないため、たとえ所有者以外の占有者が居住していても短期賃貸借権利は存立しない。

参考文献

- 井出多加子（2000）「不動産競売市場のリスク」『不動産流動化と日本経済』第2章、全宅連不動産総合研究所。
- 井出多加子（2001）「日本の不動産市場における価格情報とボラティリティの非対称性について——大阪市の実証研究から」日本銀行・物価に関する研究会（第1回）。
- 坂口彰洋（2000）『不動産競売の実務——平成10年度競売手続円滑法に対応』（社）商事法務研究会。
- 瀬下博之・山崎福寿（2001）「抵当権の侵害と短期賃貸借権」『季刊 住宅土地経済』No.39、28-35頁。
- 戸田泰・井出多加子（2000）「不動産競売市場と明渡し権利関係」『季刊 住宅土地経済』No.37、20-27頁。

アメリカの家賃調整関数の再推定

Bårdsen 型エラー修正モデルによる接近

隅田和人

はじめに

1992年に *Journal of Urban Economics* に発表された DiPasquale and Wheaton の研究 (以下 D P W) は、1980年代のアメリカにおける税制改革が賃貸住宅市場に与えた影響を数量的に分析した政策的に意義深い研究であり、日本における実証分析 (日本住宅総合センター 1997) でも参考にされている。この研究は、1963年から1989年までの税制の特徴を取り入れた持家住宅と賃貸住宅の資本コストを計算し、実質家賃、建設費用、空家率などの時系列データを用いて需要面と供給面を考慮した計量経済モデルを推定している。その結果、(i)実質家賃の動きは、主に持家住宅の資本コストの変動により説明され、(ii)賃貸住宅着工数の変動は賃貸住宅の資本コストにより、主として説明できるとの結論を得ている。

しかし、その分析の基礎となっている計量モデルには数多くの問題点が存在する。これらの問題点とその改善方法のいくつかは、すでに隅田 (2000) で議論されているが、本稿ではとくにモデルを構成する方程式のひとつである家賃調整関数の定式化と推定法に関する問題点を指摘し、これらを克服する代替モデルを導出し、D P W と同じデータを用いて推定することを目的としている。

ここで検討しているモデルは、10年前のアメリカのモデルである。このモデルを取り上げた理由は、D P W のモデルの問題点が他の研究、

たとえば不動産経済学のテキストである DiPasquale and Wheaton (1996) にも受け継がれており、これらの問題点と解決法をデータに基づき議論しておくことは、このモデルに基づく今後の実証分析に役立つと考えるからである。

本稿の内容は以下のとおりである。第1節で D P W のワルラス的家賃調整関数について述べる。第2節では、この関数の定式化と推定法の問題点を指摘する。第3節では、これらの問題点を克服するための代替モデルとして、Bårdsen (1989) に基づくモデル構築法により定式化されたエラー修正モデル (Error Correction Model、以下 E C M) を推定している。その推定結果は D P W のモデルよりも実質家賃の動きをよく説明しており、D P W がもっとも強い影響力を持つと述べていた持家住宅の資本コストは長期均衡家賃水準に影響を与えているが、短期的な実質家賃の変動に対しては、持家住宅の資本コストよりも世帯当たりの所得や就業者数の変化率が影響していることが示される。最後に、結論がまとめられている。付論では、D P W のモデルと第3節で示した代替モデルとの関係、そして外生性の検定について述べている。

1 ワルラス的家賃調整関数

D P W のモデルは、家賃調整関数、住宅建設関数、住宅ストックの定義式の3式からなる連立方程式体系のモデルである¹⁾。このモデルでは、賃貸住宅市場を住宅サービスが取引される市場と、資産としての住宅が取引される資産市

場に分けている。まず、サービス市場で実質家賃が決定され、この家賃に基づき資産市場で価格、建築数そして住宅ストックが決定されることになる。以下では、住宅サービス市場における実質家賃の決定を記述した家賃調整関数について述べる。

D PWが第2節で述べているように、多くの既存研究では住宅サービス市場における実質家賃変動を説明するモデルとして家賃を空家率で説明するモデルが採用されてきた²⁾。空家率はDを住宅サービス需要量、Sをその供給量とすると、 $v = (D - S) / S$ と表わされる。市場の需給が逼迫している場合には、空家率はゼロに近づき、需要量は供給量に等しいか、上回ることになる($D \geq S$)。需給が緩和している場合には、空家率は正の値をとる($D < S$)。

このような空家率と超過需要量の関係を明示的に示すために、D PWは代替的なモデルとして超過需要量に応じて実質家賃変化を説明するモデルを定式化している。

$$(R_t - R_{t-1}) / R_{t-1} = \tau (D_t - S_t) \quad (1)$$

この左辺の住宅サービス供給量Sは、住宅ストックに等しいと仮定する。需要量Dは次式で説明される。

$$D_t = H_t (\alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 OC_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで右辺の H_t はt期の全世帯数であり、これらの世帯の中で賃貸住宅に住もうとする世帯の比率は、カッコ内の式により決定される。この比率を決定する変数として世帯当たり所得(Y_t)、実質家賃(R_t)、持家住宅の資本コスト(OC_t)、そして人口学的変数として世帯当たり就業者数(E_t)が含まれている³⁾。係数に期待される符号条件は $\alpha_1 > 0$ 、 $\alpha_3 < 0$ 、 $\alpha_4 > 0$ である。この需要関数(2)式を(1)式に代入することにより、ワルラスの家賃調整関数と呼んでいる次式が得られる。

$$(R_t - R_{t-1}) / R_{t-1} = \tau [H_t (\alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 OC_t) - S_t] + \varepsilon_t \quad (3)$$

D PWはこの式を推定している。

(隅田氏写真)

すみた・かずと

1973年神奈川県生まれ。1997年慶應義塾大学総合政策学部卒業、2002年同大学院経済学研究科博士課程単位取得退学。同年4月より金沢星稜大学経済学部専任講師。計量経済学専攻。論文：「米国賃貸住宅市場モデルの再検討——計量経済学の観点から」。

2 ワルラス的家賃調整関数の問題点

前述のワルラス的家賃調整関数(3)式を推定する際には、データの時系列的特性に関する問題と、推定に関する問題点の二つが存在する。以下では、これらの問題点について検討する。

データの時系列的特性とモデルの定式化

まず、データの時系列的特性と定式化に関する問題を検討する。D PWが実質家賃の長期予測をするためには、(3)式に長期的にも成立する共和分の関係が存在する必要がある。そのためには、左辺と右辺の各変数が共和分するような和分の次数を持たなければならない。D PWには和分の次数を単位根検定により調べることがなされていないので、修正ディッキー・フュラー (Augmented Dicky-Fuller、以下ADF) テストにより調べたところ、 $(R_t - R_{t-1}) / R_{t-1}$ はI(0)、 H_t はI(2)、 Y_t はI(1)、 E_t はI(0)、 R_t はI(1)、 OC_t はI(1)、 S_t はI(2)であることがわかった⁴⁾。

従属変数である実質家賃変化率 $(R_t - R_{t-1}) / R_{t-1}$ はI(0)変数であるので、このモデルが長期的にも成り立つためには、右辺の線形和もI(0)である必要がある。しかし、右辺の説明変数にはI(0)、I(1)、I(2)のデータが混在し、これらの変数の線形結合がI(0)となる共和分関係は存在し得ない⁵⁾。したがって、このモデルは安定的な関係式ではなく、D PWが行っているようなこの式を用いた実質家賃の長期予測は意味を持たないことになる。

表1 線形化させたモデルの推定結果

	(4)式				(5)式			
	OLS		ML		OLS		ML	
	係数	t	係数	t	係数	t	係数	t
β_1	8.29E-06	(2.073)	9.52E-06	(2.733)**	9.30E-06	(3.590)**	1.22E-05	(4.915)**
β_2	4.03E-04	(2.070)	-8.13E-06	(-3.483)**	4.69E-04	(3.742)**	5.65E-04	(4.590)**
β_3	-6.66E-06	(-2.101)*	4.21E-04	(2.295)*	-3.80E-06	(-1.756)	-5.24E-06	(-2.793)**
β_4	-5.31E-09	(-0.144)	5.28E-08	(0.891)	-1.07E-07	(-4.072)**	-1.16E-07	(-3.977)**
β_5	2.80E-08	(1.276)	7.18E-09	(0.321)	6.74E-08	(4.831)**	6.86E-08	(4.378)**
β_6	-1.48E-05	(-1.481)	-2.11E-05	(-2.033)*	-1.90E-05	(-2.862)**	-2.51E-05	(-3.570)**
ρ	—	—	0.743146	(2.683)**	—	—	0.569394	(3.093)**
R^2	0.5029	—	0.6813	—	0.7422	—	0.8017	—
s	0.0136	—	0.0113	—	0.0098	—	0.0088	—
α_0	0.55912	(2.640)**	0.4503	(2.479)**	0.49068	(4.755)**	0.48686	(5.997)**
α_1	27.16417	(3.724)**	19.89644	(2.419)**	24.75187	(7.212)**	22.56027	(7.153)**
α_2	-0.44913	(-1.698)	-0.38448	(-1.856)	-0.20017	(-1.938)	-0.2089	(-2.697)**
α_3	-0.000358	(-0.146)	0.002499	(0.846)	-0.005641	(-2.492)*	-0.004627	(-2.987)**
α_4	0.001890	(0.868)	0.000340	(0.320)	0.003554	(2.230)*	0.002739	(2.669)**
τ	0.000015	(1.481)	0.000021	(2.033)*	0.000019	(2.862)**	0.000025	(3.570)**

注1) 上段は線形化させたモデル(4)式と(5)式の推定結果、下段は線形化させたモデルか計算された(3)式のパラメータ推定結果である。()内の値はt値であり、*は5%水準で有意、**は1%水準で有意であることを示す。
 2) 推定法についてOLSが最小自乗法、MLはBeach and MacKinnon (1978)の最尤推定法を示す。
 3) α の標準誤差は、隅田(2000)で述べられた方法により推定されている。
 4) 決定係数は、実測値とモデルからの予測値の相関係数の自乗であり、sは残差標準誤差である。

推定上の問題点

次に、ワルラス的家賃調整関数の推定に関する問題点についてである。DPWは導出された家賃調整関数(3)式のパラメータを推定するために、次のように線形化させたモデルを推定している。

$$(R_t - R_{t-1})/R_{t-1} = \beta_1 H_t + \beta_2 Y_t H_t + \beta_3 E_t H_t + \beta_4 R_t H_t + \beta_5 OC_t H_t + \beta_6 S_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

ここで、 $\beta_1 = \tau\alpha_0$ 、 $\beta_2 = \tau\alpha_1$ 、 $\beta_3 = \tau\alpha_2$ 、 $\beta_4 = \tau\alpha_3$ 、 $\beta_5 = \tau\alpha_4$ 、 $\beta_6 = -\tau$ である。しかし、推定結果(DPW, p.349, (4.3)式)では、家賃と資本コストには1期前の値が使用されている。

$$(R_t - R_{t-1})/R_{t-1} = \beta_1 H_t + \beta_2 Y_t H_t + \beta_3 E_t H_t + \beta_4 R_{t-1} H_t + \beta_5 OC_{t-1} H_t + \beta_6 S_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

なぜラグを伴う(5)式を推定したのかをDPWは説明していないので、(4)式と(5)式を推定し、その結果を比較したのが表1である。DPWは(5)式の誤差項がAR(1)過程に従うと仮定して最尤法により推定しているため、ここでは比較

のために最小自乗法(以下OLS)とTSPで利用できるBeach and MacKinnon (1978)の最尤法(以下ML)によりモデルを推定している。表1には、線形化させたモデルのパラメータ $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_6)$ の推定値から得た需要関数のパラメータ $\alpha = (\alpha_0, \dots, \alpha_4, \tau)$ の推定値も報告されている。これらのパラメータの標準誤差の計算方法は、線形化モデルの推定法により異なる⁹⁾。OLSで推定した場合には非線形最小自乗法により標準誤差を推定している。MLで推定した場合には、 α の分散を $\text{Var}[\alpha] = [\partial\beta/\partial\alpha]' \text{Var}[\beta] [\partial\beta/\partial\alpha]$ により計算し、標準誤差を求めている。これらの方法から得られた漸近的に正規分布に従うt値をカッコ内に記している。

以下では、これらの(4)式と(5)式の推定結果を比較する。まずOLSによる推定結果を見る。(4)式の場合には β_3 のみ5%水準で有意であるにもかかわらず、(5)式の場合では β_3 を除く他のパラメータが1%水準で有意となっている。OLSの結果に関しては、残差から計算された

表2—診断統計量の結果

検定統計量	(4)式	(5)式	(9)式				(11)式	
	OLS	OLS	ADL(2,2)	ADL(1,1)	ADL(0,1)	ADL(0,0)	ECM1	ECM2
AR(1): DW	0.890	1.012	2.193	1.276	1.109	0.723	2.193	2.126
AR(1): h	—	—	—	1.707 [0.088]	2.299 [0.022]	—	-1.456 [0.145]	-0.728 [0.467]
AR(1): m	—	—	-0.138 [0.890]	1.684 [0.092]	2.409 [0.016]	—	-0.138 [0.890]	-0.192 [0.847]
AR(1): Q(1)	6.606 [0.010]	4.866 [0.027]	0.332 [0.564]	2.331 [0.127]	4.041 [0.044]	10.925 [0.001]	0.332 [0.564]	0.195 [0.659]
AR(2): Q(2)	7.962 [0.019]	7.770 [0.021]	2.154 [0.341]	3.318 [0.190]	7.310 [0.026]	11.803 [0.003]	2.154 [0.341]	1.107 [0.575]
不均一分散: LM	2.305 [0.129]	0.832 [0.362]	0.162 [0.688]	0.334 [0.563]	0.766 [0.382]	4.924 [0.026]	0.382 [0.537]	0.076 [0.783]
ARCH(1): LM	0.310 [0.578]	1.307 [0.253]	0.025 [0.874]	1.555 [0.212]	0.878 [0.349]	1.131 [0.288]	0.025 [0.874]	0.557 [0.455]
正規性: JB	0.304 [0.859]	1.390 [0.499]	2.380 [0.304]	0.164 [0.921]	1.930 [0.381]	1.175 [0.556]	2.380 [0.304]	2.729 [0.255]
正規性: AJB	0.447 [0.800]	1.571 [0.456]	3.349 [0.187]	0.159 [0.923]	2.384 [0.304]	1.263 [0.532]	3.349 [0.187]	3.345 [0.188]
定式化: RESET 2	0.159 [0.694]	1.160 [0.295]	4.927 [0.054]	12.143 [0.003]	0.471 [0.501]	1.109 [0.304]	0.314 [0.589]	0.052 [0.823]
定式化: RESET 3	0.300 [0.744]	4.065 [0.035]	0.135 [0.875]	5.171 [0.021]	4.999 [0.020]	0.995 [0.387]	0.383 [0.693]	0.365 [0.701]

注1) [] 内の数値は p 値である。

- 1 階の自己相関については DW 比、従属変数のラグ項が説明変数として使用されているモデルでは h 統計量が計算されている。複数の従属変数のラグ項が説明変数に含まれる場合には m 統計量を計算している (養谷1997、173頁)。2 階までの自己相関に関しては Q 統計量を計算している (養谷1997、180頁)。
- 不均一分散については、均一分散の仮説の下では自由度 1 のカイ 2 乗分布に従うラグランジェ乗数検定統計量を計算している (養谷1996、103-109頁)。
- ARCH 効果に関して、ARCH 効果が存在しないという仮説の下では、自由度 1 のカイ 2 乗分布に従うラグランジェ乗数検定統計量が計算されている (養谷1996、146-152頁)。
- 正規性検定については Jarque-Bera 統計量 (J B)、自由度の修正済み Jarque-Bera 統計量 (A J B) を計算している。これらは正規性の仮定の下で、自由度 2 のカイ自乗分布に従う。正規性検定の詳細については養谷 (2001) を参照されたい。
- 定式化については従属変数の予測値の 2 乗の項、2 乗・3 乗の項の項がそれぞれ有意かを検定する Ramsey の RESET 検定が行なわれている。2 乗の項が有意かを検定する統計量として RESET 2、2 乗・3 乗の項が有意かを検討する統計量を RESET 3 と記している (養谷1996、300-301頁)。

診断統計量が表 2 の 2 列目と 3 列目に、それぞれ(4)式と(5)式の結果としてまとめてある。(4)式の結果は、DW比0.89 [臨界点: n=26, 有意水準 5%, (d_L, d_U) = (0.897, 1.992)] より、自己相関が発生していることがわかる。一方、(5)式のDW比は1.012と判断保留領域に落ちてはいるが低い値にとどまっている。そして、定式化の検定である RESET3は 5%水準で有意となっているので、定式化の誤りが存在し、その結果として(5)式には自己相関が生じている可能性も示唆される。

次にMLによる推定結果について見る。(4)式の推定結果では β₁、β₂、β₃そして β₆が 5%水準以上で有意となるが、家賃の係数である α₃

は符号が正となり有意とならない。一方、(5)式では、すべてのパラメータの推定結果が有意となっており、α の符号条件も満たされている。DPWが(4.3)式として報告しているのが、この推定結果である。

このように、(4)式と(5)式の推定結果は大きく異なっており、(5)式には定式化の誤りが生じていると考えられるにもかかわらず、なぜ(5)式のMLの結果を採用したのかをDPWは説明していない。彼らは経済理論をもとに定式化した回帰モデルの問題点を、一部変数のラグの操作と推定法の変更により隠しているのである。同様のことは、DiPasquale and Wheaton (1996) の(10.6)式と(10.17)式にもいえる。

3 家賃調整関数の再推定

前節の分析により、DPWで推定されている家賃調整関数は、その定式化がデータのもつ時系列的特性と合致しないこと、また実質家賃と資本コストに関して今期の値を使用するか1期前の値を使用するかにより推定結果が異なる不安定な定式化であり、さらに残差の検討からは、DPWで報告されている(5)式には定式化の誤りがあることも明らかになった。

これらの問題が生じる原因として、(1)式のように今期の実質家賃変化率が今期の超過需要量に依存するという家賃調整過程の定式化がデータと合致していないためであると考えられる。そこで以下では、経済理論から得られた定式化を長期均衡式として再定式化し、その均衡式への調整過程を(1)式のように事前に設定せず、データからの情報を利用してモデルを構築する。

長期均衡式

はじめに、家賃調整の目標となる長期均衡家賃を決定する式を導出する。DPWが推定のために使用しているデータは、1963年から1989年と長期にわたるため、データの分散を小さくするためにも対数変換をするのが望ましいので、賃貸住宅需要関数(2)式を次のように書き直す。

$$D_t = H_t [A \cdot Y_t^{\alpha_1} \cdot E_t^{\alpha_2} \cdot R_t^{\alpha_3} \exp(\alpha_4 OC_t)] \exp(u_t) \quad (6)$$

ここで期待される符合条件は $\alpha_1 > 0$ 、 $\alpha_3 < 0$ 、 $\alpha_4 > 0$ である。長期に達成される均衡においては、賃貸住宅需要 D_t と賃貸住宅ストック S_t は等しくなると仮定し、 D_t に S_t を代入し、両辺を家計数 H_t で除し、両辺に対数を取り次式を得る。

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 e_t + \alpha_3 r_t + \alpha_4 oc_t + u_t^s \quad (7)$$

ここで、 $s_t = \ln(S_t/H_t)$ 、 $\alpha_0 = \ln A$ 、 $y_t = \ln Y_t$ 、 $e_t = \ln E_t$ 、 $r_t = \ln R_t$ である。さらに実質家賃に関して解くことにより次式を得る。

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 e_t + \beta_3 oc_t + \beta_4 s_t + u_t^r \quad (8)$$

パラメータとその符号条件に関しては $\beta_0 = -\alpha_0/\alpha_3$ 、 $\beta_1 = -\alpha_1/\alpha_3$ (期待される符合、 > 0)、

$\beta_2 = -\alpha_2/\alpha_3$ 、 $\beta_3 = -\alpha_4/\alpha_3 (> 0)$ 、そして $\beta_4 = -1/\alpha_3 (< 0)$ である。この式は均衡における実質家賃と説明変数の関係を表している。各変数の和分の次数を単位根検定により調べたところ、 r_t は $I(1)$ 、 y_t は $I(1)$ 、 e_t は $I(0)$ 、 OC_t は $I(1)$ 、 s_t は $I(1)$ であり、共和分する可能性もある。そして説明変数、なかでも s_t が外生性を満たしているのであれば、操作変数を使用せずモデルを推定することが可能となる。そこで説明変数の外生性を付論で述べた Wu-Hausman の方法により検定をしたところ、外生変数であるとの仮説を棄却しなかったため、説明変数の外生性が満たされているとしてモデルを推定する。

長期均衡式を推定する方法

長期均衡式(8)式のパラメータ (長期パラメータ) を推定する方法はいくつか存在する。第1は(8)式を直接推定する方法である。ただし、この定式化では残差に自己相関・不均一分散のような定式化の誤りが存在することが多く、長期パラメータの推定値には、Banerjee, Dolado, Hendry and Smith(1986)や Inder (1993)のモンテ・カルロ実験によると、偏りが存在する傾向がある。第2は、従属変数と説明変数のラグ項を含む動学モデルである一般自己回帰分布ラグ・モデル (Autoregressive Distributed Lag model、以下 ADLモデル) から長期パラメータを推定する方法である。このADLモデルのパラメータに制約を課すことにより、いくつかのADLモデルと同型の定式化を導くことができる (Wickens and Breusch 1988)。

これらのうち Bardsen (1989)の定式化は ECMでもあり、大津 (1999)のモンテ・カルロ実験によれば、ADLモデルを直接推定するよりも多重共線性に強いという長所がある。さらに、Kremers, Ericsson and Dolado (1992)が示したように、エラー修正項の係数がゼロに等しいという仮説の検定を通じて長期的に安定的な関係を意味する共和分の存在を検定できる。

表3—ADLモデルの推定結果

	ADL(2,2)		ADL(1,1)		ADL(0,1)		ADL(0,0)	
	係数	t	係数	t	係数	t	係数	t
定数項	1.792	(2.714)*	2.009	(4.020)**	1.899	(3.883)**	3.376	(3.985)**
y _t	0.804	(3.213)**	0.795	(3.074)**	0.339	(2.519)*	0.020	(0.075)
y _{t-1}	-0.341	(-1.079)	-0.562	(-1.824)	—	—	—	—
y _{t-2}	-0.368	(-1.136)	—	—	—	—	—	—
e _t	-0.992	(-3.000)*	-0.595	(-2.029)	-0.298	(-1.128)	1.090	(2.289)*
e _{t-1}	0.583	(1.5374)	0.373	(0.870)	—	—	—	—
e _{t-2}	0.334	(0.807)	—	—	—	—	—	—
OC _t	-0.0004	(-0.197)	0.001	(0.275)	0.004	(3.073)**	0.012	(5.530)**
OC _{t-1}	0.0048	(1.391)	0.004	(1.702)	—	—	—	—
OC _{t-2}	0.0002	(0.061)	—	—	—	—	—	—
s _t	-0.229	(-0.650)	-0.235	(-0.723)	-0.372	(-1.925)	-0.140	(-0.340)
s _{t-1}	0.115	(0.234)	0.092	(0.364)	—	—	—	—
s _{t-2}	0.210	(0.606)	—	—	—	—	—	—
r _{t-1}	1.083	(4.719)**	0.699	(6.832)*	0.793	(8.716)**	—	—
r _{t-2}	-0.425	(-2.288)*	—	—	—	—	—	—
観測期間	1965～1989年		1964～1989年		1965～1989年		1963～1989年	
標本数	25		26		25		27	
R ²	0.972		0.968		0.936		0.482	
s	0.00780		0.00823		0.01190		0.03266	

注) 従属変数はrであり、推定法はいずれもOLSである。*は5%水準、**は1%水準で有意であることを示す。

ADLモデルの推定

まず、長期均衡式を被説明変数と説明変数のラグ項を含むADLモデルを推定する。従属変数にd期のラグ項を、説明変数に1期のラグ項を持つADL(l,d)モデルは次式で表される。

$$r_t = \gamma_0 + \sum_{i=0}^1 \gamma_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \gamma_{2i} e_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \gamma_{3i} OC_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \gamma_{4i} s_{t-i} + \sum_{i=1}^d \lambda_i r_{t-i} + v_t \quad (9)$$

このラグの長さは、残差が少なくとも自己相関をもたないwhite noiseとなるように決定される。

この推定結果が表3である。被説明変数と説明変数の2期前までのラグ項を含むADL(2,2)モデル、1期前までのラグ項を含むADL(1,1)モデル、従属変数の1期前のラグ項のみを伴う部分調整モデルADL(0,1)モデル、ラグ項を伴わない静学モデルADL(0,0)の推定結果がそれぞれ報告されている。残差の診断統計量の結果は、表2の第4列、第5列、第6列、第7列にある。

モデルのデータへの適合を見るために、診断統計量をまず検討する。ADL(2,2)モデルに

は有意となる検定統計量は存在しない。ADL(1,1)モデルにはRESET2とRESET3がそれぞれ有意水準5%と1%で有意であることから、定式化の誤りが存在することがわかる。ADL(0,1)は残差に1階だけではなく、高階の自己相関が存在し、RESET3が5%水準で有意であり、定式化の誤りも存在する。長期均衡式を直接推定したADL(0,0)モデルには、高階の自己相関だけではなく不均一分散も存在する。これらの結果より、ADL(2,2)モデルの推定結果がもっともデータに合致した結果であることがわかる。次に、このADL(2,2)モデルを変形することにより、Bardsen型ECMを導出する。

Bardsen型エラー修正モデルの導出と推定

ADL(2,2)モデルで推定されたパラメータから、均衡において各変数が一定値をとる場合(たとえば、 $r=r_t=r_{t-1}=r_{t-2}$)、(8)式の長期パラメータは、 $\lambda=1-\lambda_1-\lambda_2$ とすると $\beta_0=\gamma_0/\lambda$ 、 $\beta_1=\sum_{j=0}^2 r_{1j}/\lambda$ ($i=1, \dots, 4$)として推定できる。さらにこれらの関係式を γ_0 、 γ_{11} 、 γ_{21} 、 γ_{31} 、 γ_{41} につ

表4 エラー修正モデルの推定結果

変数	ECM1		ECM2	
	係数	t	係数	t
定数項	1.792	(2.713)*	1.791	(4.301)**
Δy_t	0.804	(3.213)**	0.830	(4.453)**
Δy_{t-1}	0.368	(1.136)	—	—
Δe_t	-0.992	(-3.000)**	-0.847	(-3.852)**
Δe_{t-1}	-0.334	(-0.807)	—	—
ΔOC_t	-0.00044	(-0.197)	—	—
ΔOC_{t-1}	-0.00017	(-0.061)	—	—
Δs_t	-0.229	(-0.651)	—	—
Δs_{t-1}	-0.210	(-0.606)	—	—
Δr_{t-1}	0.425	(2.288)*	0.436	(2.688)*
y_{t-1}	-0.246	(-0.984)	-0.243	(-2.026)
e_{t-1}	-0.417	(-0.986)	-0.336	(-2.076)
OC_{t-1}	-0.337	(-2.721)*	-0.345	(-4.765)**
s_{t-1}	-0.245	(-0.892)	-0.309	(-1.958)
EC_{t-1}	-0.341	(-2.729)*	-0.349	(-4.774)**
長期パラメータ				
y	0.279	(0.479)	0.305	(1.063)
e	-0.220	(-0.151)	0.039	(0.073)
OC	0.013	(4.001)**	0.012	(5.596)**
s	0.283	(0.345)	0.116	(0.300)
観測期間	1965~1989年		1965~1989年	
標本数	25		25	
\bar{R}^2	0.79003		0.81279	
s	0.00801		0.00756	

注) 従属変数は Δr であり、推定法はいずれも OLS である。* は 5%水準、** は 1%水準で有意であることを示す。EC=r-y-e-OC-s である。

いて解き、ADL(2,2)モデルに代入し整理することにより次式が得られる。

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \gamma_{10}\Delta y_t - \gamma_{12}\Delta y_{t-1} + \gamma_{20}\Delta e_t - \gamma_{22}\Delta e_{t-1} \\ & + \gamma_{30}\Delta OC_t - \gamma_{32}\Delta OC_{t-1} + \gamma_{40}\Delta s_t \\ & - \gamma_{42}\Delta s_{t-1} - \lambda_2\Delta r_{t-1} - \lambda(r_{t-1} - \beta_0) \\ & - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 e_{t-1} - \beta_3 OC_{t-1} - \beta_4 s_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (10)$$

この(10)式は標準的なECMである。差分項が短期的な変数の家賃変化率への影響を表す微分修正項、最後の項がエラー修正項であり、長期均衡式に向かい毎年何%の調整が進むかを示す。この関数はパラメータに関して非線形なので、線形のかたちに直したのが次式である。

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \beta_0\lambda + \gamma_{10}\Delta y_t - \gamma_{12}\Delta y_{t-1} + \gamma_{20}\Delta e_t \\ & - \gamma_{22}\Delta e_{t-1} + \gamma_{30}\Delta OC_t - \gamma_{32}\Delta OC_{t-1} \\ & + \gamma_{40}\Delta s_t - \gamma_{42}\Delta s_{t-1} - \lambda_2\Delta r_{t-1} \\ & - (1-\beta_1)\lambda y_{t-1} - (1-\beta_2)\lambda e_{t-1} \\ & - (1-\beta_3)\lambda OC_{t-1} - (1-\beta_4)\lambda s_{t-1} \\ & - \lambda(r_{t-1} - y_{t-1} - e_{t-1} - OC_{t-1} - s_{t-1}) + v_t \end{aligned} \quad (11)$$

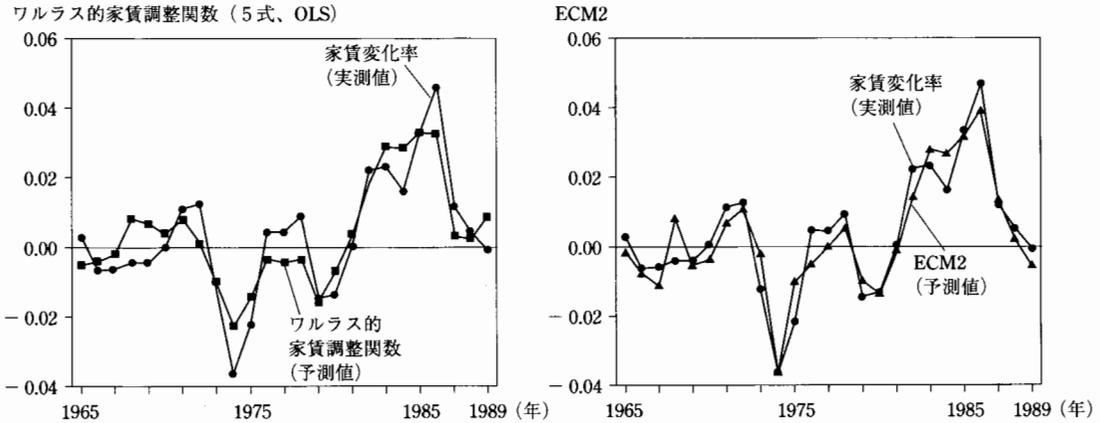
このモデルは先に得られたADL(2,2)モデルを変形することにより得られたモデルである。Bardsen(1989)がADLモデルをこのように変形して推定することを提唱したので、Bardsen型ECMと呼ばれる(大津1999)。このモデルのパラメータ推定値から、 $H_0: \lambda = 0$ を検定することにより共和分関係を検定し、(8)式の長期パラメータとその標準誤差を推定できる。

(11)式の推定結果が表4である。ECM1が(11)式を直接推定した結果である。推定されたECM1の差分項に関して有意でない6つのパラメータがゼロに等しいとする制約を課した場合の推定結果がECM2である。ECM1に課した制約の妥当性をF検定により検定したところ、制約が正しいという帰無仮説を棄却しなかったため $[P(F[6,10] > 0.711) = 0.64934]$ 、ECM1をECM2により定式化することが妥当であると判断している。

ECM2のパラメータの推定結果からは、毎年の実質家賃変化率に対して影響を与えた変数がわかる。微分修正項からは毎年の実質家賃変化率に関して、世帯当たり所得が正の符号を示し所得増加が家賃を押し上げる効果を持つのに対し、世帯当たり就業者数の増加は家賃を下げる効果を持つことがわかる。そして、1期前の家賃変化率が今期の家賃変化率を上げることもわかる。またエラー修正項も有意であり、長期均衡式との乖離が毎年約35%調整されてきたことがわかる。

ECM1とECM2から計算された長期パラメータの推定値が表4の下段にある。二つの推定結果に共通して5%水準で有意であるのは、持家住宅の資本コストOCのみであった。他の変数については係数は大きいものの標準誤差も大きく、有意な推定結果は得られていない。持家

図1—家賃変化率の実測値とそのモデルからの予測値の比較



住宅の資本コストの差分項は、ECMの推定結果では有意とならなかったが、長期パラメータは1%水準で有意であり、均衡家賃水準を変化させる要因として賃貸住宅に影響を与えてきたことがわかる。

ワルサスの家賃調整関数(5式)の予測値と実測値と、ECM2からの予測値と実測値を比較しているのが図1である。ECM2のほうが全体として実測値をよく追っていることがわかる。とくに、1974年の下落、1986年以降の下落を追えていることがわかる。

以上で得られたECMの推定結果をまとめると、短期的な毎年の実質家賃を変動させる変数は、世帯当たりの所得と就業者数の変化率であり、マクロ経済の動きが短期的には実質家賃を変動させることが示唆される。また、エラー修正項の係数は有意にゼロと異なっており、均衡家賃水準を決定する関係式には共和分の関係が存在することがわかる。そして、DPWが実質家賃を変動させる主要な変数と結論付けていた持家住宅の資本コストは、均衡家賃水準をシフトさせる変数であることが明らかになった。

最後にECMのラグの長さについて検討する。Nickell (1985)は均衡への調整費用を考慮した2次形式の費用関数を定式化し、これを最小化する最適調整ルールとしてECMを導出した。このなかで、調整費用が異なる複数の財を集計

化することにより、長いラグを持つECMが得られることを2財の例を使って示している⁷⁾。モデルとデータとの適合するラグの長さが1年ではなく2年となるのは、賃貸住宅は立地場所が都心か郊外か、また間取りが家族向けか独身者向けかなど、物件により調整費用が異なると想像できるので、調整費用の異なる物件を集計したデータを利用した結果であると考えられる。

おわりに

本稿ではDiPasquale and Wheaton (1992)の家賃調整関数の定式化についての問題点を指摘し、代替モデルとして一般的な動学モデルからエラー修正モデルを導出し推定した。その結果をまとめると以下ようになる。

①DPWのワルサスの家賃調整関数は、データの時系列特性と定式化が整合的ではなく、実質家賃と持家住宅の資本コストのラグにより推定結果が変わる不安定な定式化であることがわかった。

②このような問題点を改善するために定式化を変更し、ADLモデルからECMを導出し推定した結果、毎年の実質家賃変化率に対して、世帯当たり所得変化率、世帯当たり就業者数変化率、1期前の家賃変化率が影響を与え、長期均衡家賃を変動させる要因としては、持家住宅の資本コストが存在することが明らかになった。

本稿の目的は「はじめに」でも述べたように、D PWのモデルの問題点と改善法をデータを用いて示すことであった。D PWの論文が発表されてからすでに10年が経過しており、実証分析としては「時代遅れ」の感があることを否めないが、ここで示したモデル構築法は住宅市場のように調整コストの大きさのために均衡への調整時間が長いと考えられる市場の分析において、データに依拠しながら均衡関係への調整過程をモデル化する手法としては有用である⁹⁾。ここでは家賃調整関数のみを取り上げたが、類似したモデルはDiPasquale and Wheaton (1996)のなかにもいくつかあるので、本稿で示したモデル構築法が、今後の住宅市場の実証研究に役立てば幸いである。

*本稿はSumita (2001)の後半部分に加筆・修正したものである。Asian Real Estate Society、住宅経済研究会での報告に対して、コメントを下さった先生方に感謝申し上げます。なお、本稿に残され得る誤りは著者に責任があることはいうまでもない。

付論1：ECMとワルラス的家賃調整関数との関係

ここで推定されたECMとワルラス的家賃調整関数との関連を示す。Bowden (1978)が示したようにワルラス的家賃調整関数は、部分調整モデルに書き直すことができる。そして、部分調整モデルはADLモデルの入れ子型モデルになっているので、ワルラス的家賃調整関数とECMは関係があるのである。

まず、世帯当たり賃貸住宅需要量の対数を $d_t = \ln(D_t/H_t)$ とすると、需要関数は次のように表すことができる。

$$d_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 e_t + \alpha_3 r_t + \alpha_4 OC_t \quad (12)$$

次にワルラス的家賃調整関数を、世帯当たりの需要量 d_t と賃貸住宅ストック $s_t = \ln(S_t/H_t)$ の差により実質家賃が変化するモデルと書き直す。

$$\Delta r_t = \tau(d_t - s_t) \quad (1)$$

均衡($s_t = d_t$)における実質家賃を r_t^* とすると、次の関係式が成り立つ。

$$\alpha_3 r_t^* = -\alpha_0 - \alpha_1 y_t - \alpha_2 e_t - \alpha_4 OC_t + s_t \quad (13)$$

(1)式に(12)式を代入し、右辺を(13)式を用いて整理すると次式を得る。

$$r_t = \mu r_{t-1} + (1-\mu)r_t^* \quad (14)$$

ここで、 $\mu = 1/(1-\tau\alpha_3)$ である。さらに、両辺より $r_t - r_{t-1}$ を差し引くと次の部分調整モデルを得る。

$$r_t - r_{t-1} = (1-\mu)(r_t^* - r_{t-1}) \quad (15)$$

この r_t^* に(8)式を代入し整理することにより結局、次式を得る。

$$r_t = (1-\mu)\beta_0 + (1-\mu)\beta_1 y_t + (1-\mu)\beta_2 e_t + (1-\mu)\beta_3 OC_t + (1-\mu)\beta_4 s_t + \mu r_{t-1} \quad (16)$$

これは従属変数のみに1期のラグをとるADL(0,1)モデルと同じ定式化である。このことから、ADL(0,1)モデルに書き換えることができるワルラス的家賃調整関数と、ADL(2,2)モデルにパラメータ制約を課したエラー修正モデルとは、入れ子の関係にあるといえる。

ADL(2,2)モデルの従属変数の1期前の項以外のラグ項の係数がゼロに等しいという制約を課することにより導かれるADL(0,1)モデルについて制約が妥当するかどうかをF検定により検定したところ、5%水準で制約が妥当するという仮説が棄却され、 $[P(F[9,10]) > 3.546] = 0.030$ 、ADL(0,1)モデルが支持されないとの結果を得た。この結果からも今期の家賃形成に対しては、2年前までの情報が利用されていることが示唆される。

付論2：外生性の検定

ここでは、本論で使用した外生性、正確には弱外生性の検定方法を述べる。被説明変数を $T \times 1$ のベクトル y とし、説明変数を $T \times k$ の行列 X とする。この行列は外生変数である $T \times k_1$ の行列 X_1 と外生性が疑われている $T \times k_2$ の行列 X_2 とに分割されるとする。推定すべきパラメータを $k \times 1$ のベクトル β で表し、誤差項を $T \times 1$ のベクトル u で表すと、線形回帰モデルは $y = X\beta + u = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u$ とかける。この時、説明変数の(弱)外生性は $H_0: E[X_2u] = 0$ を検定することにより調べることができる。この方法としてHausman検定を変形したWu-Hausman検定を用いる。検定のプロセスは次のようになる。

① X_2 を操作変数の $T \times 1$ (ただし $1 \geq k_2$) 行列 Z に回帰し、 $\hat{X}_2 = Z(Z'Z)^{-1}Z'X_2$ を計算する。

②補助回帰モデル $y = X\beta + \hat{X}_2\alpha + v_t$ を推定し、 $H_0: \alpha = 0$ を検定する。

(8)式を推定する際に問題となるのは s_t の外生性である。もし(7)式が成立する場合には、(8)式へのショックが r_t に影響を与え、次に(7)式を通じて s_t を変化させることになる。このため、(8)式の誤差項 u_t と説明変数 s_t との間に相関が生じ、パラメータを推定するためには操作変数を用いる必要がある。そこで、この s_t の外生性を操作変数に説明変数の2期前までのラグ項を使用して検定した。ただし、この場合では X_2 が1変数であるので、補助回帰式における \hat{X}_2 の係数がゼロに等しいとする t 検定を行えばよい。この t 検定の p 値は $P(t(19) > -0.261) = 0.797$ であり、帰無仮説を棄却しないので、(8)式を推定する上で、 s_t の外生性が満たされていると結論付けた。

注

- 1) モデルのより詳しい説明については隅田 (2000) を参照されたい。
- 2) この定式化に関しては駒井 (1999) を参照されたい。
- 3) 理論モデルでは世帯の構成人数を示す POP_t が加えられているが、推定結果では有意ではなかったので、除かれている。
- 4) 本稿で使用されているデータの ADF テストによる和分の次数検定の結果の詳細は、著者に要求されたい。
- 5) 蓑谷 (1997)、425頁を参照されたい。
- 6) DPW はこの時、計算された(3)式のパラメータの標準誤差に、線形化モデルの標準誤差を使用している。これにより生じる問題点については、隅田 (2000) を参照されたい。
- 7) Nickell (1985) Section IV を参照されたい。
- 8) このようなモデル構築法に対する批判については、蓑谷 (1996) 第7章を参照されたい。

参考文献

- Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry and G. W. Smith (1986) "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), pp.253-277.
- Bårdsen, G. (1989) "Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3), pp.345-350.
- Beach, C. M. and J. G. MacKinnon (1978) "A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors," *Econometrica*, 46(1), pp. 51-58.
- Bowden, R. J. (1978) "Specification, Estimation and

Inference for Models of Markets in Disequilibrium," *International Economics Review*, 19(3), pp.711-726.

DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1992) "The Cost of Capital, Tax Reform, and the Future of the Rental Housing Market," *Journal of Urban Economics*, 31, pp.337-359.

DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1996) *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice-Hall. (瀬古美喜・黒田達朗訳『都市と不動産の経済学』創文社、2001年)。

Inder, B. (1993) "Estimating Long-Run Relationships in Economics," *Journal of Econometrics*, 57, pp.53-68.

Kremers, J. J. M., N. R. Ericsson and J. J. Dolado (1992) "The Power of Cointegration Tests," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), pp.325-348.

Nickell, S. (1985) "Error Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47(2), pp.119-129.

Sumita, K. (2001) "An Econometric Evaluation of the US Rental Housing Market Model," presented at the Asian Real Estate Society, the 6th Annual Conference in Tokyo.

Wickens, M.R. and T.S. Breusch (1988) "Dynamic Specification, the Long-Run and the Estimation of Transformed Regression Models," *Economic Journal*, 98 (Conference), pp.189-205.

大津泰介 (1999) 「動学的特定化におけるエラー修正モデルの意義」『三田学会雑誌』第92巻2号、175-194頁。

駒井正晶 (1999) 「日本の大都市における借家市場の価格調整と自然空家率」『日本不動産学会誌』第13巻2号、72-81頁。

隅田和人 (2000) 「米国賃貸住宅市場モデルの再検討——計量経済学の観点から」『三田学会雑誌』第93巻3号、135-150頁。

(財) 日本住宅総合センター (1997) 『賃貸住宅市場の実証分析——借地借家法が及ぼす賃貸住宅供給への影響——』(財) 日本住宅総合センター。

蓑谷千鳳彦 (1996) 『計量経済学の理論と応用』日本評論社。

蓑谷千鳳彦 (1997) 『計量経済学』多賀出版。

蓑谷千鳳彦 (2001) 『金融データの統計分析』東洋経済新報社。

環境変数と不動産価格

Din, A., M. Hoesli and A. Bender (2001) "Environmental Variables and Real Estate Prices," *Urban Studies*, Vol.38, No.11, pp.1989-2000.

はじめに

近年、地球環境をはじめとする環境に対する関心の高まりのなか、住環境に対する居住者の意識や評価も高まりつつある。住環境の内容としては、WHO（世界保健機構）で提唱した安全性、保健性、効率性、快適性の4理念に「持続可能性」を加え、5つの概念要素がある（浅見2001）。住環境は、住宅価格の構成要素にもなり、他の条件が同じならば、優れた住環境のところはそうでないところよりも価格が高くなるはずである。そこで住環境の価値は、市場価格をヘドニック分析によって住環境ごとに分解し、特定の住環境要素の価値を求めるのが一般的である。

一方、バブル崩壊後「土地の所有から利用へ」の認識の転換とともに、たとえばREITS（不動産投資信託）が本格的に導入されているが、不動産投資の指標として情報インフラ整備の不足が指摘されている。2001年8月に国土交通省が公表した「住宅市場整備行動計画」にも中古住宅流通市場の整備が政策の柱として位置づけられ、行政面での取り組みからもその重要性がうかがえる。実際、最近複数の業者によって定期的に公表されはじめた住宅インデックスもその流れのひとつである。

住環境のように、不動産評価において非市場財を貨幣タームとして計量化する手法のひとつであるヘドニックモデルに関する研究は膨大に蓄積されている。そのなかでも近年は「空間ヘドニックモデル」と呼ばれるべきGISを用いた枠組みでのヘドニック研究が目立っている。とくに、不動産評価のように「立地」が占める比重が大きい分野では、GISの枠組みでの分析が何よりも相応しく思われる。この背景には周知のとおり、詳細かつ大量の空間データの構築や利用可能性、またその分析をサポートするさまざまなコンピュータテクノロジーの進歩があり、今後とも多くの研究がなされると見込まれる。

今回紹介するDin, Hoesli and Bender (2001)は、上記の背景をふまえ、不動産インデックス構築におけるヘドニックモデルの安全性を比較分析するものである。具体的には、説明変数として伝統的な構造変数に、GIS操作により求めた環境変数を加え、その環境変数の取り入れ方により4つのバリエーションモデル（シナリオ）を設定し、それを線形モデルと非線形モデルによって比較検討するものである。したがって、GIS枠組みでの環境変数の設定方法、各シナリオモデル別推定結果、さらに線形と非線形によるそれぞれの結果などは、関連研究にとっても示唆に富むものと期待される。

以下では、第1節で利用データやモデルの枠組みについて解説し、第2節ではモデルの実証分析結果を紹介し、そして最後にまとめを行なうことにする。

1 利用データとモデル構造

用いたデータはスイス・ジュネーブにおける1978～92年の期間のマンション取引事例（285件）である。ジュネーブの面積は東京23区の約45%だが、面積のほとんどが隣接するフランスに囲まれている。人口は約40万人で、このうち外国人が5分の2を占めている。土地利用制限が厳しく、ヨーロッパのなかでも人口密度は高く、賃金や地価、そして建築費用も高いため、持家率はわずか12%にすぎない。また、同市は日本と同じく1980年代に地価高騰を経験した。

次に、モデルについて解説する。説明変数は内部構造変数（内部変数）と外部環境変数（環境変数）に分けられる。内部変数としては浴室数、車庫数、建物状態、用途（純粋な住居用、または商業複合用）が取り入れられた。一方、環境変数は表1にまとめられている。その変量はGISの空間操作により求めた地点ごとに0～100の範囲の値をとる。また、Geo-index（地域係数）も利用する。この地域係数とは、表1の各環境変数に対して直接アンケー

表1 一環境変数

環境尺度	定義	AHPの結果値 (%)
1. 静かさの水準	道路交通、鉄道、空港からの騒音のなさ	17.8
2. 公共交通機関までの距離	バス停、地下鉄、鉄道駅までの距離	11.7
3. 市庁までの距離	市庁 bona fide までの距離	7.5
4. 眺望の質	まわりに妨害されない一般的な視野	11.7
5. ショッピング施設までの距離	商店街やショッピングセンターまでの距離	10.2
6. 自然までの距離	森林、公開公地や湖水までの近接程度	18.1
7. 学校までの距離	主・副学校までの距離	14.0
8. 地域の社会的地位	地区の居住環境	9.0

ト調査から得た選好のウェイトづけ値 w_i を各変数 q_i に掛け、合計したもので、次のように定義される。

$$\text{Geo-index (地域係数)} = \sum q_i * w_i \quad (1)$$

ここでの w_i は Bender, Din and Favarger (1997) の研究結果からの値を利用する。その値は、1994年のジュネーブの193単独世帯を対象にアンケートが行なわれ、それをAHP手法により求めたものである。すなわち、AHP階層のなかで下位である表1の項目をその上位レベルの環境変数から見て一対比較し、一対比較行列から重要度を算出したもので、その値は表1の第3列に記載されている。この地域係数は応用性がある。たとえば、過去の取引事例の少ないサンプルデータを対象にある評価モデルを構築するとき、説明変数としてこの地域係数をひとつの代表環境変数として使うことができる。これにより、頑健なモデルの構築が可能である。つまり、少数のサンプルデータに対して複数の環境変数をひとつに統合することにより、他の説明変数の利用可能性が高くなる（いわゆる、回帰式における説明変数の数とサンプル数とのトレードオフの関係である。実際、ここでもこの指標が後述するシナリオ4に取り込まれている）。被説明変数は、対数を取った取引価格である。

次に、評価モデルの仕組みを見る。評価モデルは取り入れた説明変数によって4つのバリエーション（シナリオ）を設けた。表2に示すように4シナリオにおいて内部変数は同じであり、変わりはない。シナリオ1では Bender, Gacem and Hoesli (1994) に使われたもので、表1とは異なる「近隣の質」、

表2 4つのシナリオモデルの仕組み

シナリオ番号	説明変数
シナリオ1	4内+2外
シナリオ2	4内+8外
シナリオ3	4内+3外
シナリオ4	4内+geo-index

注) 内：内部構造変数、外：外部環境変数。

「近隣における立地の質」という変数がいられる。シナリオ2では表1の8つの変数すべてを、シナリオ3では表1の変数のうち、位置変数にあまりよらない5つの変数を取り除いた3つの変数（表1の変数1、3、6）を、最後のシナリオ4では(1)式の地域係数を導入した仕組みである。

2 実証分析結果

上記4つの評価モデルを対象に、一般線形モデルと非線形ニューラルネットワーク（ANN）モデルをそれぞれ用いて、各シナリオ間、さらには線形モデルと非線形モデル間の結果を比較する。

まず、線形モデルによる分析結果を見ることにする（表3）。4シナリオモデル間の説明力は、ほぼ同等である（決定係数、シナリオ1： $R^2=0.84$ 、シナリオ2～4： $R^2=0.83$ ）。次に変数の説明度を見ると、内部変数は4モデルともに有意である。しかし、環境変数について見ると、有意なのはシナリオ1の2つの環境変数（有意水準1%）と、シナリオ2における「地域の社会的地位」（有意水準5%）にすぎない。つまり、環境変数における順序尺度変量は有効であるが、逆にGISの空間操作により得た名義尺度変量は有意性が乏しい。この回帰結果を

表3 線形回帰モデルの結果

変数	回帰係数			
	シナリオ1	シナリオ2	シナリオ3	シナリオ4
切片	6.286***	6.667***	6.414***	6.359***
浴室数	0.230***	0.226***	0.228***	0.234***
車庫数	0.149***	0.144***	0.132***	0.136***
建物状態	0.360***	0.362***	0.363***	0.361***
用途	0.089***	0.094***	0.091***	0.101***
1978年	-0.323***	-0.330***	-0.335***	-0.317***
1979年	-0.290***	-0.297***	-0.294***	-0.300***
1980年	-0.134*	-0.130	-0.137*	-0.131*
1981年	-0.241***	-0.233***	-0.140***	-0.238***
1982年	-0.010	-0.052	-0.043	-0.042
1983年	-0.053	-0.044	-0.050	-0.047
1984年	0.035	0.020	0.014	0.017
1985年	0.048	0.040	0.042	0.051
1986年	0.072	0.072	0.088	0.085
1987年	0.109	0.130	0.118	0.109
1988年	0.084	0.083	0.076	0.081
1989年	0.355***	0.345***	0.354***	0.353***
1990年	0.509***	0.458***	0.459***	0.460***
1991年	0.191***	0.236***	0.242***	0.229***
1992年	-0.020	-0.006	-0.017	-0.024
近隣の質	0.080***	—	—	—
立地の質	0.077***	—	—	—
静かさの水準	—	0.405E-03	0.550E-03	—
公共交通機関までの距離	—	-0.261E-02	—	—
市庁までの距離	—	0.127E-02	0.792E-03	—
眺望の質	—	0.193E-02	—	—
商業施設までの距離	—	-0.440E-03	—	—
自然までの距離	—	-0.432E-03	-0.576E-03	—
学校までの距離	—	-0.215E-03	—	—
地域の社会的地位	—	0.150E-02**	—	—
Geo-index	—	—	—	0.172E-02

注) * : 10%有意水準、** : 5%有意水準、*** : 1%有意水準。

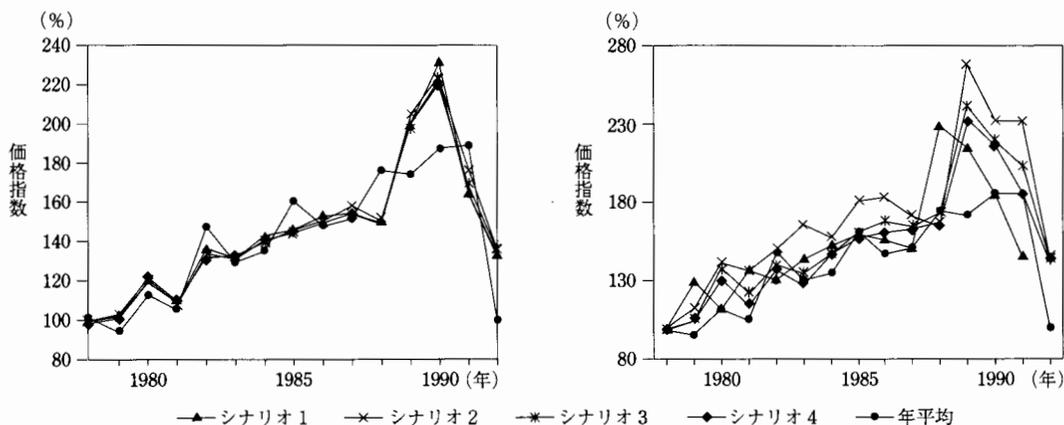
年度別に価格指数に対して推定したのが図1の左側の図である。図からもわかるように、4シナリオ間の推定結果にはほとんど差がないことから、変数選択による差を除けば、線形モデルはかなり頑健であることがわかる。

一方、年平均価格指数は、4つのシナリオ推定結果とはかなり異なるパターンを見せる。Din, Hoelsli and Bender (2001)はこの原因を「物件の異質性」に求めている。すなわち、通常ある期間中に売られた物件の特性は、他の期間中に売買された物件の特性とは異なる。たとえば、弱気の不動産市場のときには取引事例が少なく、低品位物件が取引され

がちである。もしも、この仮説が妥当であれば、 $t-1$ 期から t 期における価格指数の下落は、資産価値の下落を意味し、これは言い換えれば、 t 期に売られた物件は $t-1$ 期に売買された物件よりも質の低い物件であると推測できる。

次に、同じ仕組みをANNにより観察した。これは、通常価格が説明変数と非線形関係であるという一般論から上述した線形モデルからの結果と対比させるためである。ノンパラメータモデルのひとつであるANNモデルでは、上記の線形回帰式における説明変数が入力パラメータとして、被説明変数は出力パラメータとして置き換えられ、ブラックボ

図1—4 シナリオによる価格インデックスモデル (左:線形モデル、右:非線形ANNモデル)



ックスにあたる非線形関数を学習により求める。ここでもよく見られる中間層2とノード数4のBP法(誤差逆伝搬法)が適用された。ANNによる推定結果は図1の右であり、まず線形モデルと対照的に各シナリオモデル間にばらつきが大きいのが目立つ。これはニューラルネットワークの特性に起因するもので、価格指数の構築を多次元の説明変数空間におけるInterpolation(補間)として考えると、線型回帰モデルの補間はこの空間におけるグローバル(平均的)特性としてとらえることができる。そのため、線形モデルはかなり頑健なものであり、例のように4つの異なるシナリオモデルに対してかなり統一された結果を示す。一方、短所としては逆にグローバルであるため、細かい局所的な状態をとらえない面もある。正反対のことがANNについていえる。すなわち、ANNでは局所的な面に偏り、Over fittingする恐れがある。また、シナリオ4の地域係数を用いて線形モデルとANNモデルを相互比較したが、特性パターンは類似であった。

おわりに

本稿で紹介した論文は、一般線型ヘドニックモデルにGISデータを用いると、不動産価格指数はどう変わるかについて調べたが、分析の結果、違いは微々たるものであることが明らかになった。また、シナリオモデルを対象にした線形と非線形モデル間

においても、それぞれの特性がよくあらわれた。

Din, Hoesli and Bender (2001)にはGISによる環境変数の求め方について詳細な言及がないが、最近豊富なGISの応用性を活かした環境変数の取り方も望まれる。また、用いられたANNモデルは多くの研究例でその有効性があげられているが、その一方、分析研究におけるプログラムのパラメータの設定やモデルに用いるソフトによっても結果が異なるケースも少なくないので(Worzala, Lenk and Silva 1995)、この点についても厳密な議論が必要である。

参考文献

- Bender, A. R., A. Din and P. Favarger (1997) "An Analysis of Perceptions Concerning: the Environmental Quality of Housing in Geneva," *Urban Studies*, 34, pp.503-513.
- Bender, A. R., B. Gacem and M. Hoesli (1994) "Construction d'indices immobiliers selon l'approche hédoniste," *Financial Markets and Portfolio Management*, 8, pp.522-534.
- Worzala, E., M. Lenk and A. Silva (1995) "An Exploration of Neural Networks and Its Application to Real Estate Valuation," *Journal of Real Estate Research*, Vol.10, No.2, pp.185-201.
- 浅見泰司 (2001) 『住環境——評価方法と理論』東京大学出版会。

(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

『定期借地権事例調査 (VI)』

定価2,500円(税込み)

本研究は、定期借地権制度についての概要説明とともに、平成13年3月末までに販売された定期借地権付き住宅(戸建て、マンション)の、事例調査の結果をまとめたものである。

まず、定期借地権の一般定期借地権、建物譲渡特約付借地権、事業用借地権の三つの方式の特徴について解説し、賃借権、地上権の借地権の権利の種類、効果あるいは分譲する場合の3形態(代理、転売、転貸)の特徴、リスクなどについて解説を行なっている。

分譲事例の検証では、平成13年3月31日までに発売された事例2万7032区画・戸(戸建て住宅1万7946区画、マンション9086戸)をデータ収集した。

戸建て住宅の事例分析では、収集したデータを発売順、保証金順、地代順、面積順、都道府県別、事業者別に分類し、それぞれ解析を行なった。

発売順では、平成5年2月にHJ社が愛知県刈谷市において3区画分譲したのが最初とされており、これを皮切りに平成5年度には54件254区画の分譲事例が収集されている。

平成12年度の販売実績を都道府県別にみると、第1位は千葉県で814区画(シェア26.2%)となり、続いて兵庫県の297区画(同9.6%)、神奈川県290区画(同9.3%)となっている。

平成12年度の事業者別の供給量はKF社が37件、1194区画と前年度同様断然多く、経年別にみるとCV社、DC社がコンスタントに供給量を増やしている。

また、マンションを発売順に見

てみると、平成5年10月に愛知県知多市でAD社により発売された物件が最初であり、件数においては平成8年、戸数においては平成10年をピークとして供給が行なわれている。

平成12年度における都道府県別の供給量は、大阪府で11件530戸が供給され、続いて奈良県の4件260戸、愛知県の7件168戸と近畿圏・中部圏での供給が多くなっている。

事業者別での供給量をみると、平成11年度は249戸、12年度は274戸と、ここ2年度はBT社の供給が多い。経年別では平成7年度にAT社、10年度にDP社が大規模開発による大量供給を行っており、BB社、AO社のように毎年コンスタントに供給している事業者と対比をなしている。

編集後記

葉が落ちたままのケヤキの街路樹のなかに1本だけ柳の木が立っていて、緑の新芽を付けたしなやかな枝が寒の戻りの風に揺られています。間もなくすべての木々が芽吹く活動の季節です。

ところで、インターネットを使った書籍販売としてアメリカのアマゾン・ドットコムがよく知られていますが、フランスにもアラパージュ(alapage.com)というのがあることを知りました。フランスの住宅不動産税制に関する参考文献を検索す

るのにも使えます。

しばらく前のこと、アラパージュを開いて「おや」と思いました。その冒頭のページに、*Les bébés de la consigne automatique* (Ryu Murakami) とあります。「純粹で魅力的な子どもが、トラウマのために被害者の立場から加害者の立場に移っていく物語」として、いま人気を得ているようです。

何かしら現在の地球的な時代状況を映しているように感じられます。

(M)

編集委員

委員長——八田達夫
委員——金本良嗣
瀬古美喜
吉野直行

季刊 住宅土地経済

2002年春季号(通巻第44号)
2002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)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)