［巻頭言］

住宅余剰時代の安全網

森 正臣

財団法人日本住宅総合センター 専務理事

住宅余りの時代といわれている。５年前の住宅・土地統計調査では全国の空家数は576万戸、空家率12.6％を記録し、この夏に発表予定の2003年調査でも、この状態はいっそう鮮明になると思われる。すでに住宅は品質、環境、街並み、景観の向上とストックの活用で21世紀の豊かさを追求する時代になっている。

しかしその一方で、突然襲いかかる苦難によって住宅を失う人々も後を絶たない。この10年間を想い起しても地震、噴火、洪水などの相次ぐ自然災害による家屋の破壊があり、また激しい構造変化の時代にあって、失業・倒産による住宅ローン返済困難、家賃支払い困難のために住宅を失う人々も数多くいる。

これらの対策として、被災住宅の再建支援措置の拡充、ホームレスの自立支援のための住宅への入居支援、公庫融資の返済困難者対策等がとられ、さらに2004年度住宅予算には市場重視の住宅政策のもとで、「住宅セーフティネットの再構築」が大きく掲げられている。住宅という個人財産ために公的資金をどこまで投入できるか、モラルハザードにどう対処するか。居住の安全網を再構築するためには、広い視野から居住困難問題を捉え、従来の思考制約、なわばり制約を乗り越えた検討が必要であると思う。

目次●2004年春季号 No.52

［巻頭言］住宅余剰時代の安全網　**森 正臣**――1

［特別論文］グローバルエイジの住宅　**平山洋介**――2

［研究論文］家計の住宅投資と世代間所得移転　**井出多加子**――10

［研究論文］リッジ回帰推定量の理論とその応用　**丸山祐造**――20

［研究論文］非線形回帰モデルによるヘドニック・アプローチ　**松田安昌**――29

［海外論文紹介］住宅市場細分化がヘドニック価格予測精度に与える影響　**田中麻理**――36

エディトリアルノート――8

センターだより――40　　編集後記――40

特別論文

グローバルエイジの住宅

平山洋介

先進諸国における住宅システムの条件はゴールデンエイジからグローバルエイジへの時代移行のなかで変容してきた（Dymski and Isenberg 1998）。第二次世界大戦の終結から約30年間にわたって継続したゴールデンエイジは、経済成長と所得・雇用の安定、ベビーブーマーの旺盛な住宅需要、核家族の中間層を中心とした社会統合をともなった。福祉国家の住宅政策は住宅所有を拡張し、低所得者には公営住宅・社会住宅を配分した。しかし、住宅を取り巻く環境は1970年代に変質し始めた。グローバルエイジを特徴づけるのは、経済成長の不確実化、所得・雇用の流動化、少子・高齢・単身化による人口構成の変化、住宅とそのファイナンスの市場化である。福祉国家の「大きな政府」に対する支持は弱化し、住宅政策の規模は縮小した。

グローバリゼーションは住宅システムの条件を均質化し、そして同時に多様化する。新自由主義の勢力が伸長するにつれて、多くの国では市場の規制緩和が進み、均一の環境が広域化する兆候が生じている。グローバルトレンドは先進諸国だけではなく、広範な地域に及んだ。しかし、住宅が土地に固定され、ローカルな存在であることに変わりはない。各国の住宅システムは歴史的に固有の条件を備えている。グローバリゼーションの受容の仕方は地域ごとに異なり、その圧力の内容はローカルな環境を媒介して変形する。均質／多様化のせめぎ合いが各国の住宅システムに再編を迫っている。

小稿ではグローバルトレンドのなかでの日本の住宅についてラフに考える。日本は先進諸国に含まれると同時に、東アジア諸国との深い関係をもっている。ここでは先進諸国と東アジアの動向を念頭に置き、それとの位置関係における日本の状況を観察する。住宅のあり方にはグローバリゼーションの影響とローカルな文脈が同時に反映する。日本における住宅システムの将来を検討するうえでは、その独自性とグローバルトレンドの関係をみておく必要がある。

1 ブーム／バスト

グローバルエイジの住宅市場は不安定化し、住宅価格のボラティリティを拡張した。過去20年間において多数の国が住宅市場のブーム／バストを経験した。ブーム／バストの時間・空間分布は一様ではない。アングロ・サクソン諸国では1990年代後半から住宅価格の上昇が続いている。東アジア諸国では1997年の通貨危機の影響によって住宅市場はスランプに陥った。その後の市場の回復状況は国によって異なる。ソウルの住宅価格は緩やかに上昇し始め、香港の市場はスランプを脱していない。ボラタイルな住宅価格という多数の国に共通するトレンドが生まれ、しかしブーム／バストは国ごとに異なるタイミングで分裂的に発生する。

日本ではバブル経済の発生・破綻を通じて住宅価格の急騰・下落が経験された。その特性をみるための一助として日本と英国を比較してみる（Hirayama, Forrest, Hinokidani, Izuhara and Kennett 2003）。日本・英国に共通して

1980年代後半に住宅市場のバブルが発生し、英国では1989年、日本では1990年代初頭に価格低下が始まった。しかし、英国の住宅価格は1994年から上昇に転じ、再びバブルを招き起こした。日本の住宅価格は10年以上にわたって下落し続けている（図1）。

住宅価格の変動の仕方は国境の範囲内においても地域によって異なる。グローバル経済が拡大するなかで、投資機会と雇用が集積する「世界都市」が価格変動の発信源となる傾向が生じた。日本ではバブルの発生・崩壊は東京から始まり、大阪、名古屋へと伝播した。1960年代初頭と1970年代初頭の地価高騰は全国的に生起したのに比べ、1980年代後半にバブルが発生してからは、東京を中心とする大都市での価格変動が大きい。英国ではロンドンにおける価格変動の幅が大きく、ロンドンを核とする南部に比べて、北部の価格変動は小幅である。

ポスト・バブルの日本では新築住宅に比べて中古住宅の価格がとくに大きく下落した。バブル経済が膨張し、住宅価格が上昇した時期では、新築・中古住宅の価格とその上昇率の差異は微量であった。しかし、価格下落の時期には新築・中古住宅の市場競争力に大きな格差が発生する。英国では新築・中古住宅の価格差がほとんどみられない。新築住宅に比べて中古住宅の市場が目立って弱いことが日本の特徴である（図2）。

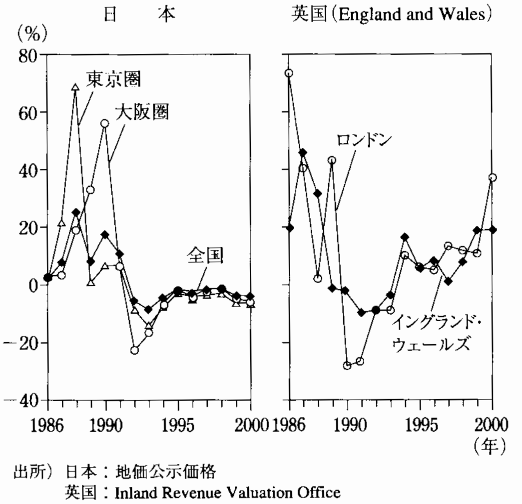
（平山氏写真）

ひらやま・ようすけ
1958年大阪府生まれ。1988年神戸大学大学院博士課程修了。神戸大学発達科学部助教授などを経て、現在、同教授。
著書：『不完全都市——神戸・ニューヨーク・ベルリン』（学芸出版社）ほか。

この背景には、日本の住宅システムが新築住宅の大量建設を一貫して追求してきたという独特の経緯がある。中古住宅の市場競争力は制度的に劣位に置かれてきた。住宅金融公庫の原則的な融資期間は、新築住宅については最長35年、中古物件については最長25年である。公庫は築後25年以上を経過した物件の購入者を融資対象から除外している。住宅取得に関係する税制は新築住宅の購入に有利な条件を与える。

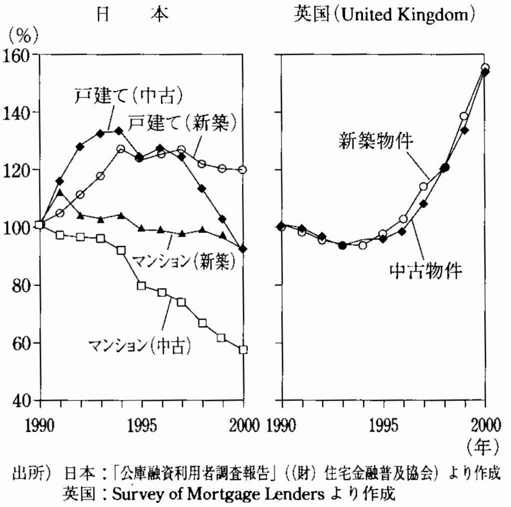
日本では住宅価格のボラティリティは経済因子だけではなく、住宅建設の大量性からの影響を受けている。日本と英国における人口1000人当たりの着工戸数をみると、1980年ではそれぞれ10.4、2.7、1990年では13.5、2.8、2000年では9.6、2.9、というように著しい差異がある。日本では戦後から1970年代まで住宅不足の時代

図1－住宅地の地価対前年変動率



出所）日本：地価公示価格
英国：Inland Revenue Valuation Office

図2－住宅価格指数（1990年＝100）



出所）日本：「公庫融資利用者調査報告」（（財）住宅金融普及協会）より作成
英国：Survey of Mortgage Lenders より作成

が続いた。しかし、旺盛な住宅建設のもとで1980年代には住宅余剰の時代が始まった。空家率は着実に上昇し、12％前後の水準に達した。住宅余剰のもとで住宅価格が低下し、新築住宅の大量供給を続行すると、中古住宅の競争力はいっそう低下する。

東アジアの福祉国家は「生産主義福祉国家」と呼ばれることがある（Holliday 2000）。住宅・都市・地域開発を大量化し、それによって生産力と経済成長を牽引するシステムが発達しているからである。日本は「スクラップ・アンド・ビルド」による住宅の大量滅失・大量建設を繰り返した。住宅の着工戸数に対する滅失戸数の比率は、英国（1992-96年）では4.9％であるのに比べ、日本（1993-97年）では42.0％に達する。英国と比較する限りでは、日本の「スクラップ・アンド・ビルド」は異様にみえる。住宅戸数が充足した段階の地域では「生産主義福祉国家」の住宅システムを維持すべきかどうかが問われる。

2 インフレーションの死

グローバルエイジの「リスク社会」では市場、雇用、所得のすべてが流動化する（ベック1998、Castells 1996）。グローバルな競争関係の拡大は、インフレ率の低下ないしデフレーション、金利の低下、賃金の低下、雇用のカジュアル化を促す圧力を発生させ、「インフレーションの死」と言われるような状況を生んだ（Bootle 1996)。「インフレーションの死」は「リスク社会」の構成要素である。ゴールデンエイジを修飾した「成長」「上昇」などの用語にはノスタルジックな響きさえ感じられる。

日本の持家はポスト・バブルのデフレーションに見舞われた（Hirayama 2003a、平山2004）。資産としての持家のリスクは高まった。住宅資産の価値は下落し続け、ネガティブ・エクイティが発生し、所得は減少に転じた。バブル期に住宅を購入した世帯は、その市場価値の約半分を失った。家計調査によれば、実収入に対する住宅・土地融資返済額の比率は1980年代では11％前後で推移していたのに比べ、1990年代では一貫して伸び、2001年には16.6％に達した。デフレのもとでは所得が伸びず、負債価値は減少せず、住宅取得のための資本調達コストが上昇する。

住宅融資を返済できない世帯が増加した。住宅金融公庫の融資返済の6カ月以上にわたる滞納は、1995年から2002年にかけて、1万4205件から4万2333件へと増え、その滞納総額は1937億円から6545億円へと増加した。公庫融資が返済されないときは、公庫住宅融資保証協会が代位弁済を行なう。この件数は1990年では4820であったのに比べ、2001年では1万7958に及んだ。

住宅デフレに起因する持家のリスクは多くの国が経験した。米国では1990年代前半に住宅価格が低下し、持家の抵当流れが増大した。英国では同時期に住宅のネガティブ・エクイティが膨れ上がり、融資返済の滞納が増加した（Hamnett 1999)。アジア通貨危機によってバンコクでは住宅建設が未完の工事現場が広がり、香港では「われわれをネガティブ・エクイティから救済せよ」と書いたプラカードを掲げるデモ行進が発生した。

住宅とそのファイナンスの市場がマクロ経済に占める位置は拡大し、持家のリスクと経済全体が影響し合う関係が強まった。グローバル化する資本市場を国境内で制御することは困難になっている。香港では1997年の通貨危機の時点までに持家供給が急増し、貸出残高総額に対する不動産融資の割合が半分近くに達していた。そこでは通貨危機に起因するマクロ経済の不安定化と住宅デフレが連動した。これと同様の状況はタイにおいて顕著であった。持家市場が成長し、バブルが発生していた同国では、通貨危機を契機としてマクロ経済と住宅市場が相互に危機を増幅し合った。日本では個人向け住宅融資の貸出残高は1980年から2001年にかけて45兆円から184兆円へと急増し、その対GDP比は18.1％から36.7％へと跳ね上がった。マクロ経

済と住宅融資市場の関係は着実に深まっている。

「インフレーションの死」とブーム／バストは持家の性質を揺り動かす。住宅は消費と投資の双方の対象である。その価値は使用価値と交換価値の組み合わせによって成立する。デフレが進行する日本では、価値の重心は使用価値にシフトした。国土交通省の「土地問題に関する国民の意識調査」によれば、「土地・建物については、両方とも所有したい」という回答者の比率は1996年の88.1％から2002年の81.2％へと漸減しているが、大半の人びとが住宅・土地所有を希望するという状況に変化はない。居住の安定、高水準の住宅性能、改装・改築の自由などの使用価値への欲求が持家需要を支えている。交換価値の増殖への期待をともなう不動産の取得は減少した。同調査によれば、「土地は預貯金や株式に比べて有利な資産か」という問いに「そう思う」と述べた回答者の比率は、1994年の61.9％から1997年の49.2％、2002年の33.2％へと急落した。

住宅市場がブームの諸国では、住宅の交換価値が強調され、投資対象としての住宅の性質が強まる。住宅価格の上昇が続くアングロ・サクソン諸国では、一般的な持家市場だけではなく、「バイ・トゥ・レント」の新しい市場がバブルの一因を形成した。すでに持家を購入した世帯が賃貸目的で新たに不動産を購入するための市場である。とくにオーストラリアでは「バイ・トゥ・レント」市場がバブルを過熱している。

3 住宅の市場化政策

先進諸国では住宅政策の再編が進んだ。住宅市場の規制緩和、住宅融資の市場化、政府介入の縮減、公営住宅・社会住宅の供給減少などがグローバルエイジの主要なトレンドである。新自由主義の考え方が勢いを増し、ゴールデンエイジの住宅政策を解体に導いた。米国では1970年代後半から住宅政策の予算が減少し始め、1980年代のレーガン政権の時期に住宅の市場化が急激に進んだ。1996年は「住宅政策の死んだ年」と呼ばれた。低所得者向けの新規住宅供給が凍結されたからである（Bratt 2003)。英国では1980年代のサッチャー政権が公営住宅をディスカウント価格で借家人に譲渡する制度を導入し、「福祉国家の売却」を開始した（Forrest and Murie 1988)。持家取得への融資は建築組合と銀行が担っている。1990年代には銀行のシェアが伸び、住宅融資残高に占める銀行融資の比率は1985年の16.6％から1999年の69.8％へと急速に上昇した。

日本では戦後住宅政策の「３本柱」が解体された。住宅金融公庫は長期・固定・低利の融資を大量に供給し、持家取得を支えていた。しかし、政府財政の危機が深まり、「インフレーションの死」が融資環境を変換し、銀行セクターにとって住宅融資市場の重要性が高まるなかで、公庫は融資の一次市場から撤退し、その証券化と二次市場形成を支援する機関に転化する。公営住宅の新規建設はほとんど停止した。住宅公団を前身とする都市基盤整備公団は、都市再生機構への転換によって住宅領域での事業をいっそう縮小する。

低所得者を対象とした住宅政策に関する日本の特性は、その残余化が徹底していることである。欧米では低所得者のための住宅政策の残余性が強まっているが、その範囲内では新たなアイデアが試されている。公営住宅の直接供給は衰退し、それに代わって家賃補助制度と民間非営利セクターの役割が拡大した（小玉・大場・檜谷・平山1999)。英国では公営住宅が減少しているが、ハウジング・ベネフィットの家賃補助、住宅協会を中心とする「社会的地主」が新しい潮流を形成した。米国では公営住宅の建設は皆無に近い。しかし、非営利セクターの住宅供給が伸び、セクション８による家賃補助の制度がある。日本では公営住宅を代替する施策が存在しない。「生産主義福祉国家」の「建設省マター」として住宅政策を運営してきた日本政府は、建設投資促進を主眼とする手法に傾斜し、対人援助である家賃補助には踏み切れず、公営

住宅の供給施策を残余化するだけで、新しい局面を切り開こうとはしていない。

住宅政策に関わる言説のグローバル化は市場化政策を後押しした（Forrest 2003)。市場化を推進する政策は各国ごとの内的な事情から生まれているだけではない。グローバルな市場化動向に繰り返し言及する言説は、それを「当然」かつ「自然」とみなす見方を増強した。日本では1980年代にレーガンとサッチャーの住宅政策が頻繁に紹介された。現在では市場化政策を「当たり前」とみなす空気が広がっている。住宅事情の実態分析が政策の根拠を形成するとは限らない。低所得者の住宅需要が減少して公営住宅の供給が縮小したのではない。言説の膨張が政策改変を促進する度合いが大きくなっている。

東アジア諸国ではIMF、世界銀行などの影響力のもとで「市場化」「規制緩和」「民営化」などの用語の使用頻度が増加した。香港では住宅庁の機能の多くが民間に委託された。シンガポールの政府は住宅供給を強力に統制してきた。その統制は依然として強い。しかし、市場機能を利用した施策が増えている。先進諸国はゴールデンエイジの段階を経由してグローバルエイジを迎えた。住宅不足、過密居住、スラムを解消するうえで福祉国家の住宅政策は重要な貢献を果たした。アジアでは社会・経済・政策の変化は圧縮された時間のなかで急進した。住宅の絶対的な不足さえ解消していない地域が多く存在する。メトロマニラには膨大なスラムが広がっている。しかし、グローバルエイジの「リスク社会」は無差別に広域化する。市場化政策を「当たり前」とみなす言説は、先進諸国だけではなく、ゴールデンエイジの段階を経ていない地域をも覆い尽くす。

4 社会的不平等のダイナミクス

先進諸国では社会分裂が進み、不平等の新たなダイナミクスが出現した。「リスク社会」における住宅の不平等は複雑かつ流動的である。社会階層、人種とエスニシティ、ジェンダー、住宅取得のタイミングなどが不平等の込み入った構造を形成し、その構造は安定しない。住宅市場がブームの都市では住居費負担の過重な世帯が増えている。住宅価格が低下する時期にはネガティブ・エクイティが発生する。ブーム／バストは住宅資産に関わる勝者／敗者を生む（Hamnett 1999)。住宅政策の縮減によって低所得者の住宅困窮は深まった。資本と労働力の移動は広域・高速化し、住宅市場の変動を増幅する。多数の国に共通して住む場所を確保できない人びとが社会のボトムに増え、「ホームレスのグローバリゼーション」が進展した。

グローバル経済の拡張のもとで、アジア諸国では経済がめざましく成長し、生活水準は大幅に上昇した。しかし、国家間と国内の双方における不平等は増大した。香港とシンガポールでは1990年代半ばに１人当たりGDPが米国と同程度の水準に達した。しかし、フィリピンでは依然として大量の貧困が存在する。中国とタイの経済成長は都市・農村間の所得格差の著しい拡大をともなった。生活水準が向上したシンガポールでは、上位２割と下位２割の世帯所得の格差は1990年の11.4倍から1999年の17.9倍へと広がった。中国の都市部では所得が急速に伸びた。しかし、都市部に住む上位２割の世帯は都市部総収入の42％を手に入れている。

戦後日本の住宅システムは中間層の標準世帯による持家取得を促進し、それを通じて社会統合を進めた（Hirayama 2003b、平山2004)。不平等の構成はシンプルであった。中間層／低所得層、持家世帯／借家人、標準世帯／単身者などの境界が社会的な格差を生んだ。しかし、現在では社会分裂の兆候が現れ、不平等は複雑・流動化に向かっている。標準世帯とは「夫婦と子」の核家族世帯を意味した。しかし、高齢社会の生成、初婚年齢の上昇、出生率の低下、未婚・離婚の増加によって「夫婦と子」世帯の比重は低下し、標準世帯は標準ではなくなった。増えているのは単身世帯、高齢者世帯、子ども

をもたないカップルである。中間層が縮小しているかどうかについては論争がある。しかし、ポスト・バブルの不況が長期化するなかで、雇用は不安定化し、失業率が高まった。厚生労働省の調査によれば、1987年から1999年にかけて、課税後所得のジニ係数は0.3879から0.4660に上昇した。住宅所有はキャピタル・ゲインを生み、資産形成のための有効な手段であった。しかし、ポスト・バブルの持家は含み損を発生させた。

日本を含む東アジア諸国を「儒教福祉国家」と位置づける見方がある（Jones 1993)。この見方にはオリエンタリスティックな感覚が潜んでいる。西欧の福祉国家を「標準」とみなし、それとの偏差を指標として東アジアを観察する視線の存在が認められる。しかし、東アジア諸国の福祉において、政府と市場だけではなく、社会調和、家族維持、共同体などを重視する価値システムが不可欠の役割を果たしていることは事実である。

日本の住宅システムと社会統合は政府と市場セクターだけが支えたのではない。企業社会は終身雇用と年功序列の制度を普及させ、大企業は社員の住宅購入を支援した。家族のなかでは子世帯の住宅取得を親世帯がしばしば援助する。持家は所有者の資産であると同時に、相続によって次世代に伝達される家族の資産である。政府、市場、企業、そして家族による資源の組み合わせが住宅システムを形成した。

グローバルエイジの日本において、こうした「日本型」の住宅システムがどのように変容し、そして将来のシステムが社会的不平等を緩和できるかどうかは重要な問題である。「リスク社会」は日本にすでに波及している。住宅政策の「３本柱」は撤去され、大都市ではホームレスが増えている。持家の資産価値は安全ではなくなった。企業社会は弱体化し、終身雇用・年功序列制度を廃止する会社が増加した。しかし、住宅政策が後退すれば、家族資源の重要性は相対的に高まるであろうし、企業社会が完全に消滅するとは言い切れない。グローバリゼーションと「日本型」の接触がどのような結果を生むのかに注目し、そこから住宅システムの将来を展望していく必要がある。

参考文献

Bootle, R. (1996) *The Death of Inflation*, Nicholas Brealey.

Bratt, R. (2003) "Housing for Very Low-Income Households: The Record of President Clinton, 1993-2000," *Housing Studies*, 18 (4), pp.607-635.

Castells, M. (1996) *The Rise of the Network Society*, Blackwell.

Dymski, G. and D. Isenberg (1998) "Housing Finance in the Age of Globalization: From Social Housing to Life Cycle Risk," Baker, D., G. Epstein and R. Pollin (eds.) *Globalization and Progressive Economic Policy*, Cambridge University Press.

Forrest, R. (2003) "Some Reflections on the Housing Question," Forrest, R. and J. Lee (eds.) *Housing and Social Change: East-West Perspectives*, Routledge.

Forrest, R. and A. Murie (1988) *Selling the Welfare State: The Privatisation of Public Housing*, Routledge.

Hamnett, C. (1999) *Winners and Losers: Home Ownership on Modern Britain*, UCL Press.

Hirayama, Y. (2003a) "Home-Ownership in an Unstable World: The Case of Japan," Forrest, R. and J. Lee (eds.) *Housing and Social Change: East-West Perspectives*, Routledge.

Hirayama, Y. (2003b) "Housing Policy and Social Inequality," Izuhara, M. (ed.) *Comparing Social Policies: Exploring New Perspectives in Britain and Japan*, Policy Press.

Hirayama, Y., R. Forrest, M. Hinokidani, M. Izuhara and P. Kennett (2003) "Restructuring of the Home Ownership System in Japan and Britain," *Housing Research Foundation Annual Report*, 29.

Holliday, I. (2000) "Productivist Welfare Capitalism: Social Policy in East Asia," *Political Studies*, 48, pp.706-723.

Jones, C. (1993) "The Pacific Challenge: Confucian Welfare States," Jones, C. (ed.) *New Perspectives on the Welfare State in Europe*, Routledge.

小玉徹・大場茂明・檜谷美恵子・平山洋介（1999）『欧米の住宅政策』ミネルヴァ書房。

平山洋介（2004）「住宅所有システムの構造再編」『都市問題』95(1)、105-131頁。

ベック，ウルリヒ（1998）東廉・伊藤美登夫訳『危険社会』法政大学出版局（原著1986年、未見)。

エディトリアルノート

本号の研究論文は、すべて住宅に関する実証研究である。井出論文が、経済政策の効果を見るために、住宅投資関数を推計するというオーソドックスな実証研究であるのに対し、丸山論文と松田論文は、実証研究に用いられる計量経済学的手法に目を配り、望ましい手法について論じ、その応用例を示す。地価や住宅価格を説明する際に広く用いられているヘドニック・アプローチに注目、そこに内在する困難を抽出し、さらにそれをどのように克服するかについて、簡潔に従来の理論を整理する。その上に立って、著者それぞれの新しい手法を提案し、それを具体的に実証研究に応用して重要性を確認している。井出論文の政策的な含意に加えて、読者は丸山論文・松田論文のなかに計量経済学的手法の最近のトレンドを見出すことができるだろう。

◉

井出多加子論文（「家計の住宅投資と世代間所得移転——名古屋圏ミクロデータから」）は、2003年から実施された贈与税制の変更がもたらす影響を推計しようという野心的な試みである。著者の分析の新しさは、第1に、贈与税制の影響を単独に把握するのではなく、新たに導入された贈与と相続を統合した「精算課税制度」に注目し、贈与税と相続税の影響を統一的に分析できるモデルを提示し、それに基づいて実証分析で考察できる含意を出している点である。第2に、地域差を明確に分析のフレームワークの中に入れている点である。具体的には、名古屋圏を著者の先行研究で対象にされた東京圏と比較している。

得られた結果はデータが不十分なため、必ずしも著者の満足のいくものにはなっていないが、傾向としては著者の理論モデルが予測するように贈与の影響は高いことを示している。そして、影響の度合いは、東京圏に比べて名古屋圏が小さいという興味深い結果が得られている。

魅力的な論文であるが、課題も多い。まず、親世代と子世代を重ね合わせた理論モデルであるが、親世代は子世代の効用を勘案して消費や投資、贈与、遺贈を考えるが、子世代は孫世代を考慮には入れていない。これがどの程度結論に影響を及ぼしているかは、にわかには判定し難いが、やはり子が孫を考慮すると定式化するほうが現実的であろう（ただし、分析は格段に難しくなることも事実である）。また、理論モデルでは非常に重要な役割を果たす親世代の情報の欠如とはいえ、結果への信頼性に若干の影を投げかけていることも否定できない。著者のさらなる分析を期待したい。

◉

丸山祐造論文（「リッジ回帰推定量の理論とその応用」）は、実は2つの目的をもっている。第1に、多くの実証研究で直面するいわゆる多重共線性の問題に対処する手法としての「リッジ回帰推定量」を紹介し、さらに著者独自の改良型を説明する。その基本は、リッジ回帰推定量が事前情報を想定するベイズ統計学的な自然な解釈が可能であるという点である。第2には、このベイズ統計学的解釈に依拠して、ヘドニック・アプローチを使って指数を作る際に直面する構造変化問題に、丸山氏の新しい手法は対応可能であると示すことである。

多重共線性は説明変数が他の説明変数（の組）と相関が高いときに、推定量の精度が著しく落ちる現象を指す。ヘドニック・アプローチを実際に応用する際に、単純に影響を及ぼしていると考えられる説明変数をできるだけ入れようとすると、多重共線性が発生する可能性が高い。こうした事態に対しての改良がリッジ回帰推定量である。通常の推定量が不偏（偏りがない）ではあるが、多重共線性があるときにはばらつきが大きくなるのに対し、リッジ回帰推定量はもともと作り方から偏りはあるもののばらつきは小さく、かつ、負の値の近くに集中しているという性質をもつ。とすると、実用的には後者が望ましいのではないか、という発想である。偏りが小さく分散が小さいほど望ましいが、実はこの2つはトレードオフの関係にある。そのトレードオフの中で望ましい組み合わせを簡単に取ることのできる方法を開発しているのが丸山論文の貢献である。

ヘドニック・アプローチを用いて価格指数を作成するという手法は、最近さまざまな分野で応用されてきている。もっとも簡単なのは、調査対象期間について、構造は変化しないと考え、ヘドニック・アプローチを適用する考え方である。しかしながら時間が経つにつれて、構造変化が起こっていないという仮定のもっともらしさは減少する。丸山氏は、氏の新しい推定量がベイズ統計学的解釈が可能であることに依拠して、氏の改良リッジ回帰推定量を考える際の事前分布の平均値として1期前の推定量を使うことを提案している。これによって、構造変化を滑らかにあらわし、かつ、ばらつきの小さな指数を作り出すことが可能であるという主張である。

本論文は、理論の簡潔な説明と、その野心的な応用という点で従来にないタイプの業績となっている。しかしながら、応用という点からみると、とくに指数作成の際の応用において、なぜこの手法が他の手法に比べて優れているのかが依然として印象批評的段階にとどまっており、また、応用の事例が必ずしも著者の目的と合致しているとはいえないきらいがある。この分野の若手の第一人者である著者の今後の研究成果を期待したい。

◉

松田安昌論文（「非線形回帰モデルによるヘドニック・アプローチ」）は、2つの目的をもつ。まず、経済学の立場から見れば、本論文は環境価値の測定を、関東一円の住宅地5573地点のデータを用いて行なう。その際、商業施設・公園緑地といった環境の限界価値（潜在価格）が地域によって一定ではなく、都心からの距離に依存するという非線形性の可能性に着目する。本論文の第1の目的は、こうした非線形性を考慮に入れて、環境価値の測定を行なうことである。

次に、計量経済学の立場からみれば、こうした非線形な関係をとらえるのに、できるだけ特定の関数系の仮定をおかずに一般的な形で行ないたい。非線形関数を推計する際には、非線形関数を少数のパラメータで表現し、そのパラメータをデータから推計するというやり方（パラメトリック・アプローチ）があるが、これは誤った定式化をすると誤った結論に導かれる。そして、定式化が正しいかを判断をするのは難しい。これに対して、関数形を特定せずに重み付き平均で推定量を与える方法（ノンパラメトリック・アプローチ）があるが、より複雑な関数を許容する（関数の次元が高くなる）ほど信頼できる推定をするためには、データが爆発的に多く必要になってしまう。本論文のもうひとつの目的は、こうしたトレードオフの事態に対処する、ヘドニック・アプローチの性質を十二分に反映した新しい推計方法を考察して、それを応用して実用性を確かめることである。

この際に著者が着目するのは、ヘドニック・アプローチで知りたいのは関数そのものではなく、説明変数として含まれるさまざまな要因の限界価値（潜在価値）であるという点である。これは数学的には説明変数に関する偏微分である。そして、この偏微分について仮定をおき（具体的にはターミナルまでの時間距離の関数として）、それを重み付き最小二乗法で推計するという手法を提案し、適当な条件のもとで、一致性、漸近正規性といった統計的に望ましい性質をもっていることを証明している。

著者は、この新しい手法を用いて、商業施設と公園緑地の限界価値を推計する。商業施設が近いと影響は出ず、150m以上離れている施設の価値が高くなる。そして、これは地域別、都心からの距離別によらず成立する。公園緑地に関しては、これに対して都心からの距離別で違いが出る。都心から40分以上離れた郊外では、150m以上離れた公園緑地の限界価値が有意に正であり、しかも50m以内にある公園緑地よりも高く評価されているという興味深い結論を得ている。手法としてはまだ発展途上とはいえ（例えば「重み」に何を使うかには明確な指針があるわけではない）、当該論文図1に見られるような非線形性を正面から扱うことを可能にする手法が開発されたのは、今後の研究の広がりを期待させるに十分であろう。

（KN）

研究論文

家計の住宅投資と世代間所得移転 名古屋圏ミクロデータから

井出多加子

はじめに

2003年から、世代間の資産移転について2つの税改正が実施されている。贈与税の住宅取得非課税枠が引き上げられたほか、贈与と相続を統合した「精算課税制度」が導入され、贈与税と相続税の税率も一部軽減された。

夫婦がそれぞれの両親から住宅取得時に贈与をうけると、非課税制度を利用した場合1100万円が非課税となる。平均的住宅購入費を4000万円とすると、贈与額はその27.5%に相当する。住宅金融公庫などでは頭金20%を貸出の目安としているため、贈与は影響が強いと予想されている。

しかし、贈与非課税枠の引き上げがそのまま住宅投資の増加に直結するとは限らない。第1に、従来の住宅取得時贈与非課税額は、年間110万円の基礎控除の累積に過ぎず、所得制限も存在する[1)]。第2に、米国や井出(2004)などの研究では、贈与がすべて住宅投資に直結するわけではなく、貯蓄資金や借入が一部減少することが指摘されている。また、550万円の非課税枠は所得の不足から住宅投資を行なわない世帯を、住宅投資に踏み切らせるには量的に不足している。

新制度では、贈与に2500万円の基礎控除が認められ、残額が一律20%で課税される。また、住宅取得の贈与には3500万円控除が認められ、所得制限もなく第一次取得者に限定されないため、全年齢と所得階層で住宅取得促進が期待されている。

本稿の目的は、住宅取得における流動性制約と贈与、ならびに贈与税の影響を理論的に整理した後、1998年の「住宅需要実態調査」(国土交通省)のミクロデータを用いて、名古屋圏居住世帯の住宅投資行動を、実証的に明らかにすることである。

第1節では、世代間の所得移転と住宅取得における流動性制約の影響を理論的に整理し、実証研究の推定に関するインプリケーションを述べる。第2節で、住宅取得や世代間所得移転に関する従来の研究を簡単に紹介する。第3節で、名古屋圏のミクロデータの基本統計量をもとに東京圏と世帯の属性や住宅取得額などを比較した上で、第1節の理論モデルに基づいた贈与額と住宅取得額について回帰分析を実施する。最後に要旨と課題を示す。

1 住宅投資と世代間移転

住宅需要モデル

本節では、瀬古(1998)、Moriizumi(1996)らの2期間生存する家計の住宅選択と、世代間所得移転のモデルを統合し、住宅投資の決定において頭金制約と贈与の影響を理論的に整理する[2)]。

Laitner(1997)と同様に、簡単化のため、世界は3期間しか継続せず、一世代はそのうち2期間生存するものとする[3)]。第1期には、親世代が若年期をすごし、第2期には親世代が高齢期に達し、同時に子供世代が若年期をすごす。

(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、現在、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。

この時期に親世代から子供世代へ移転される所得は「贈与」となる。第3期期首に親世代は死亡し、子供世代が高齢期を過ごす。この期首に死亡する親世代から子供世代への所得移転は「遺贈」となる。この子供世代は自身の子孫を残さないものとする。これらの関係は、図1のとおりである。

まず、子供世代の住宅投資について考察する。この世帯は、図1のように第2期に若年期を、第3期に高齢期をすごし、一般消費財cと住宅サービスhの2種類から効用を受ける。添え字Pは親世代、Yは子供世代を示す。所得税はゼロ、割引率は貯蓄利子率に一致、消費財も住宅価格も不変で、不確実性はないものとする。そのもとで、子供世代の効用関数と制約は以下のとおりである。

$$\max.\quad U^Y = u(c_2^Y, h_3^Y) + \frac{1}{1+s}u(c_3^Y, h^Y)$$

s.t.

$$h^Y = H(F^Y) \qquad (1)$$

$$W_1^Y = 0$$

$$W_2^Y = w_2^Y + (1-\tau)T_2 - c_2^Y - PF^Y + \alpha PF^Y - r\alpha PF^Y - tPF^Y - \delta PF^Y$$

$$W_3^Y = (1+s)W_2^Y + w_3^Y + (1-\theta)T_3 + PF^Y - c_3^Y = 0 \qquad (2)$$

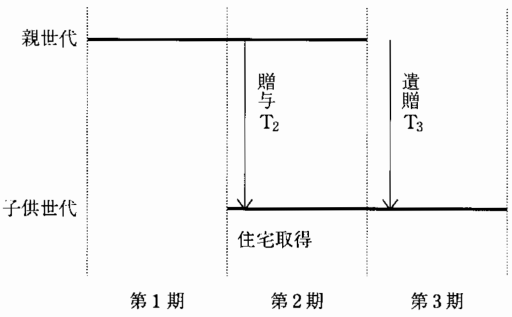
$$w_0 + (1-\tau)T_2 \geq (1-\alpha)PF$$

$$0 \leq \alpha \leq \bar{\alpha} \qquad (3)$$

ただし、

cは一般消費財の消費、hは住宅サービス、Fは床面積、Pは住宅価格（単位床面積当たり）、sは貯蓄の利子率、rは借入利子率、αは借入割合、$\bar{\alpha}$は借入割合の上限、wは所得、T_2は贈与、T_3は遺産、τは贈与税率、θは相続税率、δは償却率、tは固定資産税率、πは住宅価格上昇率

図1－世代間所得移転のタイミング



(1)式は、住宅サービスが住宅の床面積に比例することを示す。(2)式で、若年期の所得と贈与をもとに、子供世代がαの割合で銀行から借入を行ない住宅を取得、利子、固定資産税、減価償却を負担する。高齢期には、住宅の売却額と自身の若年期の貯蓄が、自身の消費に充てられる[4)]。

(3)式は、頭金制約を表す。銀行からの借入でまかなわれない住宅資金$(1-\alpha)PF$は、若年期の可処分所得と税引き後の贈与額の範囲内でなければならならず、借入割合には上限がある。瀬古（1998）と同様に、2期間の消費の現在価値をC、贈与や遺贈を含む税引き後所得（の現在価値）をYとおくと、(2)式は以下の(2)′式に書き改めることができる。

$$Y_2 + Y_3 = c_2 + c_3 + PF[s + t + d + \alpha(r - s)] \qquad (2)'$$

税引き後の生涯所得（現在価値）が、自身の2期間の消費と住宅サービスに割当られることを示している。右辺のP[　]内がいわゆる持家のユーザーコストである。預金金利が借入金利を下回るため、借入割合αが高いほど、ユーザーコストは上昇する。

(a)頭金の制約を受けない家計の選択

まず、子供世代の住宅サービスの取得を考察する。図2は、頭金の制約を受けない家計が、どのような消費と床面積を選択するかを表している。本稿のように消費者が直面する制約が問

図2－子供世代の床面積選択とユーザーコスト
（頭金制約のない場合）

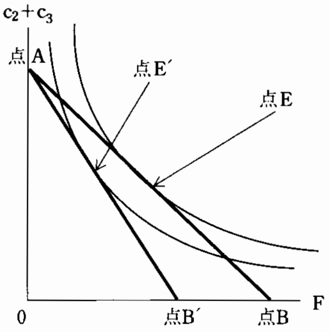
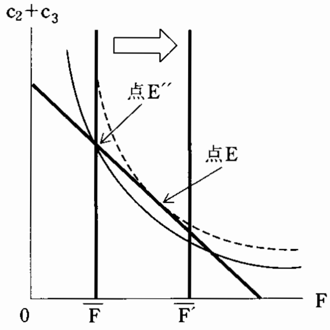


図3－子供世代の床面積選択と贈与
（頭金制約に直面している場合）



題となる分析では、予算制約線が重要な役割を果たす。図2において、頭金制約を受けない場合、線分ABが予算制約線になり、その傾きの絶対値はユーザーコストに一致する。効用が最大になるよう、子供世代は図の点Eを選択する。

親からの移転を含む生涯所得 Y_2+Y_3 が大きいほど、予算制約線が外側に平行シフトし、一般に選択される床面積は拡大する。地価上昇、固定資産税率の高まりや地価の上昇などによるユーザーコストの上昇は、予算制約線をAB′に変えるため、点E′のように一般的に選択される床面積は減少する。

(b)頭金制約

次に頭金制約を考える。制約に直面している場合に選択される床面積を $\bar{F}$ と表すと、(3)式から

$$\bar{F} \leq \frac{Y_2}{(1-\bar{\alpha})P} \tag{3$'$}$$

したがって頭金制約が有効な場合、地価P、借入割合の上限 $\bar{\alpha}$、若年期の税引き後資産 Y_2 が与えられると、床面積は一意に決定されてしまい、家計はこれより広い床面積を選択できない（図3）。選択された床面積は、最適な床面積よりも狭く、効用レベルが低下する。借入金利などの変化によってユーザーコストが多少変化しても、制約に直面し続けるかぎり選択する床面積は変化しない。

本稿では差別的税制の影響を考察するため、遺贈が減少して贈与が同額だけ増加するケースを考えよう。子供世代の生涯所得は変化しないため、図2と図3で生涯の予算制約線は変化しない。しかし、若年期の税引き後所得 Y_2 が増加するため、流動性制約で決められる床面積の上限は、図3のとおり $\bar{F}'$ に拡大する。贈与が十分なら、家計は流動性制約に直面しなくなり、選択される床面積は拡大する。

贈与税と相続税

次に、世代間の移転がどのように決定されるか考察し、差別的税制の影響を考える。Laitner（1997）のように、親世代は、自身の効用だけでなく、子供世代の効用にも関心があり、子供世代の効用を β の割合で割り引いて評価する。

図1のように先代からの遺贈あるいは贈与はなく、自身が第2期はじめに子供世代に贈与 T_2 を提供、第2期末に遺産 T_3 を残す。

親世代も子供世代と同様に、一般財の消費と住宅サービスから効用を受ける。住宅サービス関数の逆関数を用いて、住宅サービスhを床面積Fで表す。そして、一般消費財cと住宅支出額PFの加重平均を「総合消費」と呼び大文字Cで表す。親世代の効用関数とその制約は以下のとおりである。

図4－統合税制の場合

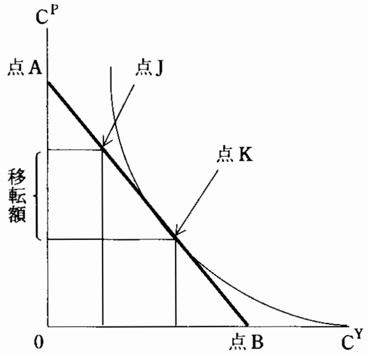
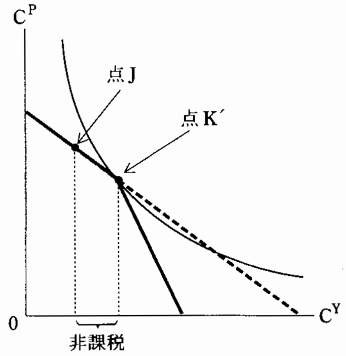


図5－贈与税の非課税枠がある場合



$$
\begin{aligned}
\max.\ & U(C^P,C^Y) \\
&= \tilde{u}(c_1^P, F^P) + \frac{1}{1+s}\tilde{u}(c_2^P, F^P) \\
&\quad + \frac{1}{1+\beta}\left\{\tilde{u}(c_2^Y, F^Y) + \frac{1}{1+s}\tilde{u}(c_3^Y, F^Y)\right\}
\end{aligned} \tag{4}
$$

$$
\begin{aligned}
\text{s.t.}\quad & W_0^P = 0 \\
& W_1^P = w_1^P - c_1^P - PF^P \\
& \quad + \alpha PF^P - r\alpha PF^P - tPF^P - \delta PF^P \\
& W_2^P = (1+s)W_1^P + w_2^P + T_2 + PF^P - c_2^P = T_3
\end{aligned} \tag{5}
$$

(a)親世代の効用と世代間移転の決定

親世代のほうが子供世代より生涯所得が十分に多い場合、親世代から子供世代への贈与・遺贈が行なわれる。

図4において、点Jは贈与や遺贈などの世代間移転がない場合の初期配分に基づく、親世代と子供世代の総合消費の組合せを示す。点Aは、親世代の生涯所得をすべて自身の総合消費に充てることを示し、点Bはそれをすべて子供世代の総合消費に充てることを意味する。予算制約線の傾きは、親世代が子供世代の効用をどのように評価しているかというβの値と統合税制の税率で決まる。図4のように、親世代は効用がもっとも高くなる点Kを選択し、初期配分の点Jから点Kに移動するべく、図4の総合消費の変化に対応する移転額が親世代から子供世代に移転される。

このとき一般的に、Laitner (1997) が示すように、子供世代の総合消費は、自身の生涯所得だけでなく、移転を通じて親世代の生涯所得にも依存する。贈与は、親世代の所得が高いほど、子供世代の所得が低いほど増加する。

子供世代が頭金制約のため前述図3のように最適な住宅サービス（床面積）を選択することができないとする。この制約のため、贈与と遺贈は無差別でなくなる。贈与をすれば子供の初期資産を増加させることで、最適な住宅サービスを選択させることができるため、最適な点Kを選択可能となる。しかし遺産であれば、子供世帯の流動性制約は緩和されない。

(b)贈与の非課税枠

一定額だけ非課税枠があり、それを超える部分について贈与税率がきわめて高いとしよう。両世代の予算制約線が影響を受ける。点Jから右方向に非課税額の範囲は予算制約線に変化がなく、超える部分から予算制約線の傾きが急になり、図5のように予算制約線が屈折する。この場合、親世代は点k′を選択し、非課税額だけ若年期の子供世代に所得を贈与する。経済全体でみると、無差別曲線の形状は家計によって違いがあるものの、予算制約線が屈折点をもつため、この部分を選択する家計が多くなる。

以上の考察に、本稿で扱わない世帯人員などの属性Zを加えると、子供世代の住宅取得額PF^Yは頭金制約に直面していない場合、

$$PF^Y = F(Y^Y, P[s+t+d+\alpha(r-s), Z^Y])$$

$$Y^Y = w_2^Y + \frac{w_3^Y}{(1+s)} + (1-\tau)T_2 + \frac{(1-\theta)T_3}{(1+s)}$$

頭金制約に直面していると

$$PF^Y = F(w_2^Y, (1-\tau)T_2, Z^Y)$$

また、親世代から若年期子供世代への贈与は

$$T_2 = T(w_2^Y, w_1^P, w_2^P, \bar{T}, \tau, \theta, Z^P)$$

となる。推定では、以下のインプリケーションが得られる。

①住宅取得額は、地価の高い地域で小さく、高所得世帯ほど高い。

②初期資産の少ない世帯ほど、流動性制約に直面する可能性が高い。その場合、住宅取得額は初期資産と贈与のみに依存し、ユーザーコストや将来所得の係数はゼロになる。

③親世代が子供世代の効用に関心があると、子供世代の住宅取得額は、贈与を通じて親世代の生涯所得にも依存する。

④贈与は、親世代の所得の増加関数、子供世代の所得の減少関数で、流動性制約に直面する世帯ほど受贈確率が高い。

⑤贈与額の分布は、非課税限度額に集中する。

2 贈与の現況と実証研究

相続と贈与の現況

米国では生前贈与と相続が統合された税制がとられ、日本で2003年からスタートした「精算課税制度」も生前贈与と相続を区別してない。一方、従来の相続税と贈与税は、税率は類似しているものの実物資産の評価[5]とさまざまな控除のため、実際の負担は相続税が比較的軽かった[6]。

相続と贈与に関する国税庁の資料から、差別的税が世代間の移転にあたえた影響を観察することができる。井出（2004）によると、子供1人当たり贈与額は近年300万円弱となっていて、子供1人当たりが親世代から受け取る全資産の3％にも満たず、贈与はほとんど住宅取得を目的に非課税の枠内で行なわれたと推察される。したがって、前節図3、図4で考察したように、大半の日本の家計にとって、資産の生前贈与は非課税枠の範囲で行なわれ、それ以外の移転は親世代の死亡時に「凍結」されたと思われる。

家計の住宅投資に関する実証研究

家計住宅需要や住宅投資に関する実証研究は、主として次の3通りに分類できる。①家計の住宅需要・投資関数の推定、②持家選択の分析、③住宅資金構成の分析である。これらのうち、きわめて多くの研究が第2の持家選択に焦点をあて、さまざまな視点から持家選択を分析している。

近年の研究では、住宅取得において、ユーザーコストよりも流動性制約の影響がより重視されるようになっている（Jones 1995参照）。贈与と貯蓄資金のトレードオフを検出したCox（1990）によると、贈与の1ドル増額は、貯蓄資金を0.4ドル減少させるため、住宅投資額は0.6ドルしか増加しないという。井出（2004）では、1998年東京圏では贈与が借入を減少させることを明らかにした。しかし、贈与がどのように非課税や差別的税制に影響されているかは、分析されていなかった。また、住宅投資額よりもその資金構成の変化に注目し、贈与が自己資金や借入額にどのように影響されるか示した。そこにおいて、贈与以外の要因の影響は、贈与を受けた世帯と受けなかった世帯で同じであるという前提（回帰係数の値が同じという制約）が用いられていた。

3 名古屋圏データと東京圏との比較

本稿の目的は、住宅贈与が家計の住宅投資にどのような影響をもたらすか、実証的に明らかにすることである。そのため「住宅需要実態調査」（国土交通省）の名古屋圏1998年の調査結果を用いて、1993〜1998年に実際に住宅投資を行なった世帯について、その住宅投資の決定要因と贈与との関係を分析し、先行研究の東京圏と比較する。

本稿に先立つ研究である井出（2004）では、調査票の質問項目をもとに、世帯を住宅投資のパターンにしたがって3種類に区分し、「新規投資型」（中古住宅取得を含む）、「既存投資型」、「非投資型」と称して分析した[7]。今回は、

贈与と税制ならびに住宅投資の影響を検討するため、全世帯の比較は基礎統計量などを観察するにとどめ、実証研究の対象は住宅投資を実際に行なった世帯に限定した。世帯分類詳細は付録を参照されたい。

名古屋圏世帯の基礎統計量

表１に、名古屋圏の抽出した4743世帯について、世帯属性の基本統計量を住宅投資タイプ別に示し、先行研究の井出（2004）の東京圏と比較する。各タイプの比率は、非投資型が85.7%、既存投資型が7.9%、新規投資型で非受贈世帯が5.3%、新規投資型で受贈世帯が1.1%である。新規投資型はあわせて6.4%となり、東京圏に比べて、新規投資型の比率がかなり低い。

表１－タイプ別世帯属性基本統計量

		平　均	メディアン	標準偏差
非投資世帯	観測数　4064 (85.7%)			
	世帯主年齢	52.0	52.0	14.4
	世帯人員	3.2	3.0	2.7
	世帯所得	6.32	6.0	4.5
	床面積/人	38.5	31.3	27.8
	従前賃貸住宅*	27.7%		
	従前持家*	66.9%		
	同居*	18.6%		
既存投資世帯	観測数　373 (7.9%)			
	世帯主年齢	54.2	54.0	11.2
	世帯人員	3.8	4.0	1.6
	世帯所得	8.41	8.5	5.5
	床面積/人	44.7	37.2	29.9
	従前賃貸住宅*	3.5%		
	従前持家*	94.3%		
	同居*	37.8%		
新規投資かつ非受贈世帯	観測数　252 (5.3%)			
	世帯主年齢	47.5	47.0	12.2
	世帯人員	3.9	4.0	4.3
	世帯所得	8.21	6.0	5.5
	床面積/人	41.7	35.6	22.0
	従前賃貸住宅*	36.9%		
	従前持家*	51.8%		
	同居*	21.4%		
新規投資かつ受贈世帯	観測数　54 (1.1%)			
	世帯主年齢	38.8	37.5	7.4
	世帯人員	3.7	4.0	1.1
	世帯所得	7.11	6.0	2.5
	床面積/人	37.3	30.4	26.7
	従前賃貸住宅*	61.1%		
	従前持家*	18.9%		
	同居*	5.6%		

出所）「住宅需要実態調査」（1998年）より名古屋圏。
注）変数の単位：世帯主年齢は歳、世帯人員数は人、世帯所得は百万円、床面積/人は㎡である。＊は、その属性をもつ世帯が全サンプルに占める構成比である。

世帯の属性について、東京圏と同様に、世帯主年齢、世帯年収、従前の居住形態という３点で相違が観察された。世帯主平均年齢を若い順に並べると、新規型の贈与受贈世帯38.8歳、新規型の非受贈世帯47.5歳、非投資型52.0歳、既存投資型54.2歳となる。新規型受贈世帯は既存型世帯より15.4歳も若く、非投資型より13.2歳若い。また同じ新規投資型でも、贈与受贈世帯と非受贈世帯ではかなり違いがある。この順番は東京圏でも同じで[8]、世帯主年齢の平均も東京圏と名古屋圏で驚くほど近い値を示している。

次に、世帯年収平均を低い順に並べると、非投資型632万円、新規投資型で贈与受贈世帯711万円、新規投資型非受贈世帯821万円、既存投資型841万円となる[9]。どのタイプでも、東京圏より40～60万円低い。新規投資型と非投資型の平均所得差は190万円程度で、東京圏とほぼ類似している。

従前の居住形態をみると、新規投資型全体では約41%が従前に賃貸住宅に、46%が従前持家に住んでいた。新規投資型でさらに贈与を受けた世帯のうち、従前に賃貸住宅に住んでいたものは61%、持家は約19%であるから、従前に賃貸住宅に住んでいた世帯ほど贈与を受ける可能性が高いことがわかる。これは、従来の住宅取得における贈与非課税が、第一次取得者に限定されていたことを反映している。東京圏では、新規投資型の約52%が従前に賃貸住宅に住み、さらに贈与を受けた世帯ではこの比率が89%と高かったので、贈与非課税の影響は東京圏がより顕著と考えられる。

東京圏と名古屋圏で違いのある属性は、同居世帯の割合と、１人当たり床面積である。東京圏では同居がもっとも多い既存投資型でも、割合は21%であった[10]。名古屋圏ではこの割合は37.8%と17%も上昇する。しかし、新規投資型で贈与を受けている世帯の場合、同居の割合は名古屋圏のほうが低くなる。１人当たり床面積は、地価の低い名古屋圏が広く、既存投資型で

表2－タイプ別住宅投資基本統計量

(単位：百万円)

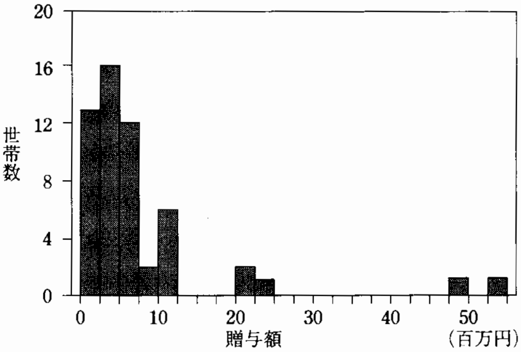
世帯タイプ		平均	メディアン
既存投資世帯	観測数　368		
	住宅取得額	8.66	4.00
	土地代金*	9.38	7.50
	土地代金割合*	39.8%	37.3%
	土地購入者割合	1.6%	
	建物代金	8.50	4.00
	従前住宅売却額	0.13	0.00
	貯蓄資金	3.72	2.00
	貯蓄資金割合	65.2%	100.0%
	贈与*	3.75	3.00
	贈与割合*	43.6%	29.2%
	受贈者割合	6.5%	0.0%
	借入	0.63	0.00
	借入割合	21.5%	0.0%
	その他	2.60	0.00
新規投資かつ非受贈世帯	観測数　250		
	住宅取得額	34.65	31.90
	土地代金*	22.74	20.50
	土地代金割合*	49.5%	50.7%
	土地購入者割合	20.0%	
	建物代金	30.11	28.45
	従前住宅売却額	3.85	0.00
	貯蓄資金	8.95	5.80
	貯蓄資金割合	27.7%	19.8%
	贈与	0.00	0.00
	借入	1.82	0.00
	借入割合	55.2%	64.6%
	その他	18.15	20.00
新規投資かつ受贈世帯	観測数　54		
	住宅取得額	36.83	35.00
	土地代金*	25.52	19.00
	土地代金割合*	53.4%	49.6%
	土地購入者割合	24.1%	
	建物代金	30.69	28.35
	従前住宅売却額	0.19	0.00
	貯蓄資金	8.52	5.70
	貯蓄資金割合	21.9%	20.3%
	贈与*	7.13	3.00
	贈与割合*	19.3%	11.2%
	借入	1.49	0.00
	借入割合	55.1%	59.8%
	その他	19.50	20.00

注）＊は、正の観測値のみに関する統計量。表の変数について観測値のない世帯もあったため、観測数は表1と表2で若干異なる。

44.7m²に達する。

次に、表2から、タイプ別に住宅投資の状況を観察し、東京圏と比較しよう。住宅取得額の平均は、既存投資型は866万円、新規投資型で非受贈世帯は3465万円、新規投資型で受贈世帯は3683万円であった。土地を購入した世帯の割合は、既存投資型で1.6%にすぎない。土地を購入した既存型の土地代金は938万円、土地代金の取得額に対する割合は39.8%であった。新規の非受贈世帯の場合、土地購入者の比率は20%と比較的高く、土地代金平均は2274万円、取得額に占める割合は49.5%に達する。新規の受贈世帯になると、土地購入者の比率は24.1%と非受贈世帯に近く、土地代金平均は2552万円、割合は53.4%と高い。東京圏では、新規投資型世帯の28%が土地を購入し、取得額に占める土地代金の割合は、平均56%になっている。したがって名古屋圏でも東京圏と同様に、土地購入の有無が住宅取得額の大小を決定的なものにしており、新規投資型の5～6割が土地を購入していることがわかる。受贈と非受贈世帯で、あまり大きな違いは見られない。

図6－贈与を受けた世帯の贈与額分布



贈与を見ると、既存投資型の6.5%の世帯が平均375万円、メディアンが300万円の贈与を受けているから、かなりの世帯が夫婦片方の親から非課税額上限の贈与を受けているのではないだろうか。一方、新規投資型全体では21.6%が贈与を受けている。贈与を受けた場合、その平均は713万円、メディアンは300万円であるから、多くの世帯が非課税限度内の額を受け取っているものの、なかにはこれを超えた贈与を受けている世帯もある。図6の贈与額分布をみると、名古屋圏では、新規投資型世帯であっても、非課税枠限度に達しない贈与が多い。東京圏と比較すると、1400万円未満の贈与の分布は酷似している。

先行研究の東京圏では、新規投資型のうち16%が平均560万円の贈与を受け取っている。既

表3—受贈のProbitモデル推定結果
（従属変数：受贈＝1、非受贈＝0のダミー）

説明変数	係 数		z 値
定数項	1.27		0.59
既存投資ダミー	−0.23		−1.37
所得階層8ダミー	−6.98		−8.43**
所得階層9ダミー	−7.37		−6.11**
世帯主年齢#	−1.45		−4.68**
従前賃貸住宅ダミー	0.31		1.75*
地価#	0.27		1.57
同居ダミー	0.13		0.88
McFadden R^2	0.15		
	贈与＝1	贈与＝0	全体
正答率（%）	98.82	3.85	87.80
不正答率（%）	1.18	96.15	12.20
H-L Stat (8)	5.76	(0.67)	

注）＊と＊＊は、それぞれ10%と5%で有意であることを示す。
説明変数の#は、対数変換を示す。
正答率は、確率0.4以上であれば贈与、それ未満であれば非贈与として計算した。
H-L Statは、自由度8でP値が0.67となった。

存投資型では、その3.8%が平均570万円の贈与を受けている。このことから、贈与額の平均は圧倒的に東京圏が多く、東京圏でも名古屋圏でも新規投資型と既存投資型で贈与の受取額にあまり大きな差はなく、名古屋圏では夫婦両方の親から贈与を受けた世帯も多く存在すると思われる。

以上のことから、住宅資金贈与について、以下の2点が観察された。

①贈与額では、多くの世帯が新築購入等と増改築等で違いはみられないものの、新築購入などの場合多額の贈与を受け取る頻度がやや高い。

②贈与は新築購入世帯に顕著で、東京圏と名古屋圏で顕著な差異はない。

住宅投資関数の推定

本節では住宅投資を行なった世帯のみを対象に、贈与を受けた受贈世帯と受けなかった非受贈世帯別に住宅取得額の違いを探る。受贈・非受贈でサンプルを分割するため、Probitモデルで受贈確率を推定し、分布切断の影響を考慮するというHeckmanの簡便法にWhiteの修正を摘要する。

投資関数と、贈与のProbit関数に用いられる主な説明変数は次のとおりである。各種ダミーとして、既存投資型ダミー、9種類の所得階層ダミー（最低所得層は世帯年収が200万円未満の場合1をとり、最高所得層は2000万円以上の場合1をとる）あるいは各層の中央値を用いた所得額、従前賃貸住宅ダミー（従前住宅が賃貸の場合1）、同居ダミー（同居の場合1）である。地価は、当該市町村の1998年公示標準値の地価平均を用いた。理論モデルで示したように、親世代の所得や生存の有無は贈与に決定的役割を果たすが、そのデータはきわめて残念ながら利用できなかった。

推定結果

表3に、贈与受領確率の推定結果を示す。所得と年齢の強い相関を考慮すると、第1節④で期待されたとおり、世帯主年齢が高くなるほど贈与確率は低下した。世帯主年齢が贈与確率を引き下げる程度は、東京圏とかなり類似している。また、住宅贈与の適用制限をうける高所得層で、大幅に受贈確率が低下している。従来の税制では、第一次取得者のみに非課税が適用されたため、従前賃貸住宅ダミーは10%で有意に負の値をとった。市町村平均地価は有意でなかった。同居や既存投資ダミーが有意でないことから、同居や住宅投資のタイプは、贈与に影響していないと思われる。世帯主性別も検討したが、有意でなかったため変数から除外した。

しかし全体として適合度は低く、正答・不正答率をみると、贈与を受けない確率は説明できているものの、なぜ贈与を受けたかが解明されていないことがわかる。これは、親世代の所得という決定的な情報が利用できないためであろう。

表4は、受贈・非受贈世帯別に、住宅投資を推定したものである。説明変数のミルズ比（逆数）とは、受贈確率の推定結果をもとに、受贈・非受贈のサンプル分割が誤差項に与える影響を調整するものである。共通して有意な変数

表4―(a) 住宅投資の推定結果（非受贈480世帯のみ）

従属変数：住宅取得額（百万円、対数）

説明変数	係　数	t　値
定数項	4.231	3.38**
世帯主年齢#	−0.229	−1.22
所得#	0.383	4.27**
地価#	−0.077	−0.80
既存投資ダミー	−1.989	−22.38**
中古住宅ダミー	−0.371	−2.70**
従前賃貸住宅ダミー	0.011	0.12
土地購入ダミー	0.586	4.45**
従前床面積/人	0.003	3.00**
ミズル比	0.011	0.46
Adj. R^2	0.58	

(b) 住宅投資の推定結果（受贈64世帯のみ）

従属変数：住宅取得額（百万円、対数）

説明変数	係　数	t　値
定数項	0.579	0.27
世帯主年齢#	4.037	1.58
所得#	0.559	2.11**
贈与#	0.303	3.05**
地価#	−0.594	−1.37
既存投資ダミー	−0.389	−1.28
中古住宅ダミー	−0.036	−0.31
従前賃貸住宅ダミー	−1.074	−2.19**
土地購入ダミー	0.267	2.28**
従前床面積/人	0.003	1.28
ミズル比	−4.478	-2.13**
Adj. R^2	0.63	

注）＊と＊＊は、それぞれ10%と５%で有意であることを示す。
説明変数の#は、対数変換を示す。
正答率は、確率0.4以上であれば贈与、それ未満であれば非贈与として計算した。

は、所得（影響は正）と土地購入ダミー（正）にとどまる。両グループで有意に異なるのは、既存投資ダミー（負）、従前賃貸住宅ダミー（負）である。

非受贈世帯では、所得が１%上昇すると住宅取得額は0.38%高まる。また、土地を購入する場合、投資額が平均180万円高まる。従前住宅が狭い場合も投資額が高まる傾向にある。そして増改築や建替えなど既存投資も活発で、中古住宅の取得も行なわれていることがわかる。ミルズ比（逆数）の係数からは、サンプルを非受贈世帯に限定したことの影響はでていない。

受贈世帯の場合、所得の１%上昇は取得額を0.56%高め、所得の影響が非受贈世帯より強いといえる。贈与の１%増加は取得額を0.3%高

付録―「住宅需要実態調査」による世帯分類付録

回　答	タイプ1	タイプ2	タイプ3
	新規投資型	既存投資型	非投資型
親・子・親族の家移転	0	0	1
親の家建て替え移転	0	1	0
持家新築	1	0	0
新築分譲購入	1	0	0
中古持家購入	1	0	0
賃貸給与住宅移転	0	0	1
増改築	0	1	0
旧住宅建て替え	0	1	0
親・子の敷地内新築	0	1	0
世帯構成のみ変化	0	0	1
変化なし	0	0	1

出所）井出（2004）表２。
注）各質問の回答が１の値をとる世帯は、当該タイプに属する。
（「住宅需要実態調査」（1998年）質問項目による）

める。従前に賃貸住宅に住んでいたり土地を購入した世帯は、第一次取得者が多いと思われるため、贈与が彼らに与える影響は大きい。また、ミルズ比（逆数）の係数から、サンプル分割が推定に大きく影響していることがわかり、通常のOLSでは推定に問題があることがわかった。世帯主年齢や地価はどちらの場合も有意でない。

4 課題

本稿では、住宅取得と世代間所得移転のメカニズムを理論的に整理し、名古屋圏居住世帯のミクロデータから贈与確率と贈与の住宅取得額への影響を検討した。

その結果、東京圏と同様に、名古屋圏でも非課税枠付近に贈与額が集中し、課税の影響を受けていると思われた。また受贈確率は、東京圏と同様に世帯主年齢の強い減少関数であり、高額所得層の場合も確率が低下していた。世帯主の年齢と所得の強い相関を視野に入れると、理論モデルで確認したように、親世代が子供世代の所得を考慮した上で、彼らの効用を高めるため住宅投資を補助していると考えられる。

住宅投資関数を、受贈世帯と非受贈世帯でサンプルを分割して推定したところ、所得額を調整した後で、非受贈世帯では世帯主年齢は有意に投資額を低下させるのに対し、受贈世帯では有意な影響を示していない。世帯主年齢が負の

影響をもつことは、住宅投資の結果を享受する期間が短いことを反映している。

非受贈世帯では、リフォームを含む既存投資や中古住宅購入など、住宅投資のタイプが投資額に大きな影響を示した。これらのことから、贈与を受けない場合、住宅投資額は通常の理論で期待される諸要因で決定されるものの、親世代から贈与を受けた場合、これらの諸要因の影響はかなり弱まることが明らかとなった。その一方で、贈与額が住宅取得額に与える影響はきわめて強く、贈与の影響は予想されたように高くなり、贈与額の１％上昇は住宅取得額を0.3％高めていたものの、影響の度合いは東京圏の推定結果より弱いものとなった。名古屋圏は受贈世帯のサンプル数自体が少なく、東京圏とは推定方法に違いがあるため、今後さらに両圏の比較を行ないたい。

また、贈与を決定する親世代の情報がまったく利用できないため、贈与の決定メカニズムの検証が不十分である。今後は、すでに実施されている「精算課税制度」と従来の制度の影響を比較するなど、調査の拡大なども行ないたい。

＊本稿のもとになる研究は、文部科学省「科学研究費補助金」の補助を受けている。また、国土交通省から「住宅需要実態調査」ミクロデータの提供を受けた。分析にあたり、森泉陽子氏（神奈川大学)、山崎福寿氏（上智大学)、篠原二三夫氏（ニッセイ基礎研究所)、浅田義久氏（明海大学）から貴重なコメントとご協力をいただいた。ここに心より感謝の意を表する。

注

1）住宅取得の贈与非課税枠として550万円が認められた場合、続く５年間この年間110万円の基礎控除は認められない。さらに所得が年間1200万円を超える世帯には、非住宅取得時の非課税枠は適用されない。

2）瀬古モデルとの違いは、①所得税と贈与税を明示的に考慮していること、②家計の借入金利が預金金利を上回ること、③借入制約でなく頭金制約として、借入額と若年期の資産の制約を導入したことの３点である。さらに同モデルは名目価格で表現されているが、ここでは一般消費財の価格を基準とした実質価格で表記されている。

3）Laitner（1997）などでは、２期間のみを想定しているが、本稿は贈与と遺贈を区別するため３期間にした。

4）詳細は瀬古（1998）参照。

5）不動産は、現在公示地価の８割で評価されている。1980年代後半には、地価高騰のため、市場価格の６割程度の評価と言われていた。

6）井出（2004）では、1995〜2000年の被相続人１人当たり相続額が平均３億円であることから、父、母、子供２人という標準世帯で父が死亡し３億円を遺贈したケースを想定し、簡単な仮定のもとに、贈与税が相続税の４倍程度負担が重いとしている。

7）世帯区分詳細は、井出（2004）を参照。世帯を区分する居住環境の変化の問に「その他」と回答した世帯も除外した。また、調査結果は多数のサンプルを含むが、そのうち世帯主年齢や所得などの実証分析に用いる変数に回答のなかった観測値は分析から除外した。したがって、住宅投資を行なったと回答したにもかかわらず、取得額の記入がない世帯も除外されている。さらに、住宅取得額内訳の合計は総額と一致するはずだが、前者が総額を上回る場合、記入ミスとみなし内訳の合計額を総額とした。住宅取得額あるいはその内訳にひとつでも記入がある世帯の場合、それ以外の空欄は「０」とみなした。

8）井出（2004）表５(a)によると、東京圏の世帯主年齢平均は、新規投資型で贈与受領世帯38.8歳、新規投資型（受贈を含む）45.8歳、非投資型が49.9歳、既存投資型55.7歳となっている。

9）井出（2004）では、東京圏の世帯所得平均は、非投資型684万円、新規投資型で贈与受領世帯769万円、新規投資型684万円、既存投資型880万円であった。

10）同居の有無は、回答する世帯主が65歳以上について質問から直接把握し、65歳未満の世帯主では、世帯構成から判断した。

参考文献

Cox, D. (1990) "Intergenerational Transfers and Liquidity Constrains," *Quarterly Journal of Economics*, 105, pp.187-217.

Jones, L. D. (1995) "Testing the Central Prediction of Housing Tenure Transition Models," *Journal of Urban Economics*, 38, pp.50-75.

Laitner, J. (1997) *Handbook of Population and Family Economics*, (eds.) Rosenzweig, M. R. and O. Stark, North-Holland.

Moriizumi, Y. (1996) "Credit Rationing and Public Housing Loans in Japan," *Journal of Housing Economics*, 5, pp.227-246.

井出多加子（2004)「贈与と住宅資金――東京圏のミクロデータから」『都市住宅学』、No.44、136-147頁。

瀬古美喜（1998)『土地と住宅の経済分析』第２章、創文社。

研究論文

リッジ回帰推定量の理論とその応用

丸山祐造

はじめに

ヘドニック価格モデルは、さまざまな属性の集合体として構成される商品の価格を推測するために用いられる。そのようなモデルは、価格が個々の属性の効用の組み合わせからなる場合に適している。住宅・不動産の価格のモデリングを考えたとき、属性にあたるのは専有面積、立地条件などであるが、個々の属性それ自体は、市場で取り引きされないので、その価格は観測できない。しかし、ヘドニック価格モデルを用いると、個々の特性の価格を推定できるので、住宅・不動産の価格データは、ヘドニック価格モデルのもっとも重要な応用分野として、多くの研究がなされてきた。

ヘドニック価格モデルで、もっとも単純なのは線形の場合である。つまり、住宅価格 y が都心までの通勤時間、周辺環境、専有面積、設備の状況、築年数などの属性 $x_1,\cdots,x_p$ の価格の重みつき和と誤差項 ε で

$$y=\beta_0+x_1\beta_1+\cdots+x_p\beta_p+\varepsilon \tag{1}$$

のように表現されると仮定する。このとき、各回帰係数 β_i は説明変数 x_i の1単位当たりの価格に相当するので、回帰係数ベクトル $\beta=(\beta_0,\cdots,\beta_p)'$ を推定し、その精度を把握することが非常に重要である。

β の推定量として通常用いられるのは、最小二乗推定量である。しかし、説明変数間に強い相関がある場合、または強い一次従属関係がある場合に、最小二乗推定量の分散は大きく不安定になる。これは多重共線性の問題として知られており、その回避方法として変数の除去、主成分回帰、リッジ回帰などがある。本稿では、リッジ回帰推定量に注目し、その性質を議論する。リッジ回帰推定量は、モデルの定式化を変更せず、説明変数を除去しないという特徴を持っている。例えば、専有面積とバルコニー面積の相関が強くても、そのマンション価格への寄与が比例的かどうかはわからない。したがって、両方の属性の寄与を個別に測ることが重要であるが、リッジ回帰ではこれが可能である。また、説明変数を除去しないという特性は、とくに時系列でデータが得られる場合に威力を発揮すると思われる。例えば、ある一時点に対して、AIC等の変数選択基準を用いて、高い相関を持つ複数の変数の一方が除去されたとする。しかし、違う時点で違う説明変数が除去される可能性は、十分考えられる。回帰係数の推移にも興味がある場合に、ある説明変数に対する推定量が途切れモデルの定式化の一貫性が保たれないことは、都合が悪い。

本稿は以下のように構成される。第1節では、線形回帰分析と多重共線性の問題を解説する。第2節では古典的なリッジ回帰推定量を紹介し、第3節では新しいリッジ回帰型推定量を提案する。とくに本稿においては、これらのリッジ回帰推定量がベイズ推定量として理解できる点が重要である。第4節では、第3節で提案したリッジ回帰型推定量のアイデアを用いて、住宅価格の品質調整済価格指数を作成する。

1 線形回帰分析と多重共線性

本節では、線形回帰モデルにおける統計的推測と多重共線性下での問題点をやや理論的に解説する。

次のような線形回帰モデルを考える。

$$y_i=\beta_0+x_{i1}\beta_1+\cdots+x_{ip}\beta_{ip}+\varepsilon_i,(i=1,\cdots,n) \quad (2)$$

ここで誤差項 ε_i は互いに独立に平均が0、分散が σ^2 の正規分布に従うと仮定する。(2)式は以下のような記法で行列、ベクトル表記すると

$$y=X\beta+\varepsilon \quad (3)$$

となり、表記が簡単である。ここで $y=(y_1,\cdots,y_n)'$ はn次元の被説明変数ベクトル、

$$X=\begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1p} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{np} \end{bmatrix}=(x_0\ x_1\ \cdots\ x_p) \quad (4)$$

は $n\times(p+1)$ の説明変数行列でランクは $p+1$、$\beta=(\beta_0,\beta_1,\cdots,\beta_p)'$ は $p+1$ 次元の回帰係数ベクトル、$\varepsilon=(\varepsilon_1,\cdots,\varepsilon_n)'$ はn次元の誤差項ベクトルであり、平均ベクトルがゼロベクトルで分散共分散行列が σ^2I_n である多変量正規分布に従う。I_n はn次元単位行列を表す。ベクトルの右下添字は要素を表し、行列Xについては x_i でi列の縦ベクトルを表し、x_{ij} はXの(i,j)要素を表す。以上のように、Xと β に関しては、添字が0から始まると約束する。

通常推定量として用いられるのは、最小二乗推定量

$$\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'y \quad (5)$$

であり、多変量正規分布

$$\hat{\beta}\sim N(\beta,\sigma^2(X'X)^{-1}) \quad (6)$$

に従う。ここで $\sigma^2(X'X)^{-1}$ は $(p+1)\times(p+1)$ 行列であり、(i,i)要素は、$\hat{\beta}_i$ の分散であることに注意されたい。最小二乗推定量はすべての不偏な推定量のクラスの中で、(p+1個の成分ごとに) もっとも分散が小さい推定量である。つまり、真のパラメータ β のまわりに、より集中して分布する。ただし、その分散は誤差項 ε の未知の分散 σ^2 に依存するため、推定量 $\hat{\beta}$ の実際の精度を評価するには、分散の推定量

(丸山氏写真)

まるやま・ゆうぞう
1972年生まれ。1994年東京大学教養学部卒業。東京大学大学院経済学研究科博士課程中退。経済学博士。現在、東京大学空間情報科学研究センター助教授。
論文："Stein's Idea and Minimax Admissible Estimation of a Multivariate Nomal Mean"

$$\hat{\sigma}^2=\frac{(y-X\hat{\beta})'(y-X\hat{\beta})}{n-p-1}$$

で置き換える。とくに回帰係数 β_i の推定量の標準偏差(分散の平方根)の推定値

$$\hat{\sigma}\sqrt{(X'X)^{ii}}$$

(ただし、$(X'X)^{ii}$ は $(X'X)^{-1}$ の(i,i)要素とする) は標準誤差と呼ばれる。

さて、$(X'X)^{ii}$ は具体的に

$$(X'X)^{ii}=\frac{1}{\sum_{j=1}^{n}(x_{ji}-\bar{x}_i)^2}\frac{1}{1-R_i^2}$$

と表現できる。ここで、R_i^2 は回帰モデル

$$\begin{aligned} x_i=&\gamma_0+x_1\gamma_1+\cdots+x_{i-1}\gamma_{i-1} \\ &+x_{i+1}\gamma_{i+1}+\cdots+x_p\gamma_p+\varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

を想定し、最小二乗推定量を用いた場合の決定係数である。つまり R_i^2 が1に近いほど、x_i が他の説明変数でよく説明できる ((7)式のあてはまりが良い) ほど、最小二乗推定量の第i成分の精度が悪くなる (分散が大きくなる)。直観的には、被説明変数に対する各説明変数の影響を適切に分けて考えることが難しいからと解釈できる。極端な場合、$x_i=kx_{i+1}$ という関係があれば (x_i は x_{i+1} で完全に説明できる)、$k\beta_i+\beta_{i+1}$ だけが推定可能であり、β_i と β_{i+1} の個々の推定量を得ることはできない。

以上の考察から、理想的な状況つまり x_i が他の説明変数とまったく無相関である場合の分散と、実際の分散との比をとった

$$VIF_i=\frac{1}{1-R_i^2}$$

を分散拡大要因 (variance inflation factor: VIF) として多重共線性の指標とする。β_i の推定量 $\hat{\beta}_i$ の標準誤差は

$$\hat{\sigma}\frac{\sqrt{\mathrm{VIF}_i}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{n}(x_{ji}-\bar{x}_i)^2}}$$

であるので、VIF が大きいほど、推定量の精度が悪くなることがわかる。

VIF が多重共線性の統計的側面からの指標であるのに対して、数値解析分野に由来する多重共線性の指標も知られている。A を m×m の正定値行列（したがって、その固有値はすべて正であり、逆行列が存在する）、w を m 次元ベクトルとし、線形方程式

$$Au=w \tag{8}$$

を考える。数値計算としての問題は、解 $u=A^{-1}w$ の安定性であり、w の微小変化 Δw に対する解 u の変動 Δu、

$$\frac{\|\Delta u\|/\|u\|}{\|\Delta w\|/\|w\|} \tag{9}$$

が大きいほど、線形方程式の解が不安定だと判断する。A の最大固有値と最小固有値の比が、(9)式の上限となることがわかり、この上限を数値解析分野では条件数（condition number）と呼び、線形方程式の解の安定性の指標としている。

最小二乗推定量 $\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'y$ は線形方程式

$$(X'X)\beta=X'y$$

の解と見なせるので、これに基づいて、最小二乗推定量 $\hat{\beta}$ の条件数を定義したい。ただし、X'X の固有値は説明変数の単位の取り方で違う値になる。例えば、専有面積を平方メートルで測るか、坪で測るかで固有値が異なる。このような不整合を回避するため、各説明変数ベクトル x_i をそのノルム $\|x_i\|$ で除したベクトルを新たに説明変数ベクトルとし、その場合の X'X、具体的には

$$\begin{bmatrix} 1 & (x_0,x_1) & \cdots & (x_0,x_p) \\ (x_0,x_1) & 1 & \cdots & (x_1,x_p) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ (x_0,x_p) & \cdots & \cdots & 1 \end{bmatrix} \tag{10}$$

（ここで $(x_i,x_j)=x_ix_j/\{\|x_i\|\|x_j\|\}$ とする）の最大固有値と最小固有値の比の平方根を条件数と呼ぶことが、統計学の文脈では標準的である。例えば統計ソフトウェア SAS では、この定義がデフォルトである。

代表的な統計ソフトウエアを調べてみたところ、多重共線性の指標としては、ここにあげた VIF と条件数が標準的である。これらの指標は、ともに X'X に関するある種の都合の悪さを測っている。条件数は数値解析に由来する指標ではあるが、その定義から推定量のばらつきの大きさを測っていることは明らかである。この点に着目して、VIF と条件数の関係を議論することもできるが、実用上それほど有用でないので本稿では割愛する。

さて、条件数がスカラー量であり、全体的な指標であるのに対して、VIF は各回帰係数の推定量に対しての指標であり、説明変数の数だけ計算されるので、実際の診断としては、①多重共線性があるかどうかは、条件数によって、②どの回帰係数が多重共線性によって影響を受けるかは VIF によって、測るのが合理的だと思われる。ただし、VIF も条件数も、現在のモデルの状況の理想的な状況からの離れ具合を表した指標にすぎず、多重共線性か否かの理論的な閾値が存在するわけではない。しかし、実際のデータ解析においては、経験的に以下のような判断が行なわれてきた(Belsley, Kuh and Welsch 1980)。

①条件数が10以下ならば、共線性の程度は小さい。

②条件数が30から100であれば、比較的強い共線性がある。

③条件数が100以上であれば、非常に強い共線性がある。

④最大の VIF が10以上であれば、比較的強い共線性がある。

⑤②と④の基準は、実用上差異はない。

④の基準は、説明変数間の重回帰モデル(7)式において、最大の決定係数が0.9以上という基準と同じである。これらの数値は、統計的検定において有意水準５％や１％を、ある意味で恣意的に決めているのと同じであり、絶対的な基

準ではない。

2 リッジ回帰推定量

本節では、多重共線性の状況下で用いるべき推定量のひとつとして知られているリッジ回帰推定量を解説し、次節ではその改良版推定量を解説する。

リッジ回帰推定量は、

$$\hat{\beta}(k)=(X'X+kI)^{-1}X'y,\ \text{for}\ k>0 \tag{11}$$

として表される推定量であり、Hoerl and Kennard (1970)によって提案された。直観的には、$X'X$ が条件数が大きいという意味で不安定なので、単位行列の定数倍 $kI(k>0)$ を加えて安定させた推定量という解釈ができる。実際、リッジ回帰推定量 $\hat{\beta}(k)$ は以下のように条件数を減少させる。$\hat{\beta}(k)$ を線形方程式

$$(X'X+kI)\beta=X'y \tag{12}$$

の解とし、$(X'X)^{-1}$ の固有値を $d_0\geq\cdots\geq d_p>0$ としたとき、$X'X+kI$ の固有値は、$1/d_p+k\geq\cdots\geq 1/d_0+k>0$ であるから、線型方程式(12)式の条件数は

$$\frac{1/d_p+k}{1/d_0+k} \tag{13}$$

となり、任意の $k>0$ に対して、(13)式は最小二乗推定量の条件数 d_0/d_p よりも小さい。ただし、この説明は(10)式のような標準化を意識していない。

さて、最小二乗推定量が、不偏な推定量のクラスの中でもっとも分散が小さい推定量であるというのは、多重共線性下でも変わらない。実はリッジ回帰推定量は

$$E[\hat{\beta}(k)]-\beta=-k(X'X+kI)^{-1}\beta\neq 0 \tag{14}$$

となるので不偏ではない。偏りのある推定量を考える意味は、偏りがあっても、真の値の近くに集中して分布していれば、ばらつきが大きい不偏推定量よりも良いのではないかということである。

不偏な推定量同士の良さを比べる場合、分散あるいは分散共分散行列の大きさを比較するが、そうでない場合、平均二乗誤差（MSE）が、比較の基準として用いられることが多い。なお、MSE は、推定量 δ に対して

$$MSE(\delta,\beta)=E[\|\delta-\beta\|^2]=\sum_{i=0}^{p}E[(\delta_i-\beta_i)^2] \tag{15}$$

と定義される。したがって、δ が不偏推定量の場合には、MSE は各回帰係数の推定量の分散の和になる。一般に偏りのある推定量 δ

$$E(\delta)-\beta=\eta \tag{16}$$

に対して、MSE は

$$MSE(\delta,\beta)=\sum_{i=0}^{p}Var(\delta_i)+\sum_{i=0}^{p}\eta_i^2 \tag{17}$$

のように、各回帰係数の推定量の分散と偏りの二乗の和に分解できる。リッジ回帰推定量の場合、(17)式の第1項、第2項はそれぞれ

$$\sum_{i=0}^{p}Var(\hat{\beta}(k)_i)=\sigma^2\sum_{j=0}^{p}\frac{1/d_j}{(1/d_j+k)^2} \tag{18}$$

$$\|k(X'X+kI)^{-1}\beta\|^2=k^2\sum_{i=0}^{p}\frac{(P'\beta)_i}{(1/d_i+k)^2} \tag{19}$$

である。ただし、P は $(X'X)^{-1}$ を対角化する直交行列

$$P'(X'X)^{-1}P=D=\begin{bmatrix} d_0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & d_1 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & d_p \end{bmatrix} \tag{20}$$

であるとする。$k>0$ に対して、(18)式は k の減少関数であり、(19)式は増加関数であるので、もし偏りの二乗の増加よりも、分散の減少のほうが大きい k が存在すれば

$$MSE(\hat{\beta}(k))<MSE(\hat{\beta}) \tag{21}$$

となる。Hoerl and Kennard (1970) は、任意に固定した β,σ^2 に対して、必ず(21)式を満たすような k_* が存在することを示した。しかし、もちろんそのような k_* は、未知のパラメータ β,σ^2 に依存しており、実際に最適な k_* を選ぶことはできない。k の選び方についてさまざまな方法が提案されているが、本稿では紹介しない。

さて、リッジ回帰推定量 $\hat{\beta}(k)$ の性質を調べる上で、事前分布

$$\beta\sim N(0,k^{-1}\sigma^2I) \tag{22}$$

に関するベイズ推定量として解釈できることが重要である。一般には、事前分布の平均ベクトルが 0 である必要はなく、任意のベクトル μ に対し、

$$\beta \sim N(\mu, k^{-1}\sigma^2 I) \tag{23}$$

としても良い。このときリッジ回帰推定量は、最小二乗推定量 $\hat{\beta}$ と μ の重み付き平均になっている。どのような重みで足されているのかを理解しやすくするために、$\hat{\beta}$ の分布(6)式と、β の事前分布(23)式を直交行列 P で回転すると、

$$P'\hat{\beta} \sim N(P'\beta, \sigma^2 D),\ P'\beta \sim N(P'\mu, k^{-1}\sigma^2 I)$$

となり、各成分が独立になる。したがって $(P'\beta)_i$ のベイズ推定量は、(26)式に注意すると

$$\frac{1/d_i}{1/d_i+k}(P'\hat{\beta})_i + \frac{k}{1/d_i+k}(P'\mu)_i \tag{24}$$

であり、(24)式はリッジ回帰推定量 $\hat{\beta}(k)$ に左から P′ をかけた $P'\hat{\beta}(k)$ の第 i 成分に等しい。ここで重み係数

$$\frac{1/d_i}{1/d_i+k} \tag{25}$$

は、d_i が小さいほど大きいので、① $\hat{\beta}$ の分散が小さい成分（$(P'\hat{\beta})_i$ で、大きい i）は、事前情報を活用する必要性は弱いので、事前平均 μ の方向にあまり近づけない、② $\hat{\beta}$ の分散が大きい成分（$(P'\hat{\beta})_i$ で、小さい i）は、事前平均 μ に近づける、という意味で合理的である。次節では、この解釈を発展させて新たなリッジ回帰型推定量を提案する。

ベイズ統計学の概要

ベイズ統計学はそれほどポピュラーではないので、若干解説を行なう。簡単のため一次元で考え、$X_1,\cdots,X_n$ が互いに独立に正規分布 $N(\theta,\sigma^2)$ に従うとし、平均 θ の推定問題を考える。通常の統計学の設定では、標本平均

$$\bar{X} = \sum_{i=1}^{n} X_i$$

が良い推定量であり、回帰分析の設定で最小二乗推定量が標準的な仮定の下で良い推定量であることに対応している。

通常の統計学では、暗にパラメータは未知の定数であると仮定するのに対し、ベイズ統計学では、未知パラメータ θ に事前の情報があり、分布 $\pi(\theta)$ として表現されている、例えば正規分布 $N(\mu,\tau^2)$ に従っている、と仮定する。分散 τ^2 が事前情報の精度を表現することに注意されたい。このとき、本質的には条件付分布の定義そのものであるベイズの公式

$$\pi(\theta|X_1,\cdots,X_n) = \frac{\pi(\theta)f(X_1,\cdots,X_n|\theta)}{\int \pi(\theta)f(X_1,\cdots,X_n|\theta)d\theta}$$

（$f(X_1,\cdots,X_n|\theta)$ は、$X_1,\cdots,X_n$ の同時密度関数とする）より、θ の事後分布 $\pi(\theta|X_1,\cdots,X_n)$ が求まる。ベイズ統計学における θ の推定量は、事後分布の期待値であり、われわれの設定では標本平均 $\bar{X}$ と事前分布の期待値の重みつき平均

$$\hat{\theta} = c\bar{X} + (1-c)\mu,\ c = \frac{n/\sigma^2}{n/\sigma^2 + 1/\tau^2} \tag{26}$$

になることがわかる。ここで重み係数 c は、以下のような意味で非常に自然である。

①標本が十分な情報を保有しているとき、つまり n が大きいか、分散 σ^2 が小さいとき、c は 1 に近い。つまりベイズ推定量は標本平均 $\bar{X}$ に近い。

②事前情報の精度が高いとき、つまり τ^2 が小さいとき、c は 0 に近い。つまりベイズ推定量は事前平均 μ に近い。

実際には分散 σ^2 や τ^2 は未知であることが多く、データ $X_1,\cdots,X_n$ から推定する必要がある。これには、やや上級の手法である、経験ベイズ法や階層ベイズ法、周辺尤度最大化法等が必要である。それらの手法を用いて推定される c は、通常 $\bar{X}$ と μ の距離の関数（もちろん、具体的な関数形は c の推定手法によってバリエーションがある）になり、$\bar{X}$ と μ が離れていると、c は 1 に近くなる。これは、事前の予想と標本平均 $\bar{X}$ が離れていれば標本平均を採用する、というごく自然な解釈をすることができる。

3 リッジ回帰推定量の拡張

この節では、新たなリッジ回帰型推定量を提案し、その性質を論じる。

リッジ回帰推定量 $\hat{\beta}(k)$ では、X′X に単位行列の定数倍 kI を加えたことによって条件数が減少したが、理論的には適当な正定値行列であ

れば、条件数を減少させることができる。実際正定値行列 PKP′（ここで K は対角行列

$$K=\begin{bmatrix} k_0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & k_1 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & k_p \end{bmatrix} k_i>0 \text{ for any } i \tag{27}$$

とする）を X′X に加えた一般化リッジ回帰推定量

$$\hat{\beta}(K)=(X'X+PKP')^{-1}X'y \tag{28}$$

の条件数は、

$$\frac{\max_i(1/d_i+k_i)}{\min_j(1/d_j+k_j)} \tag{29}$$

となるので、(29)式が d_0/d_p より小さければ、(28)式は条件数減少の意味で安定しているといえる。しかし、実用上は $k_i(i=0,\cdots,p)$ の p+1 個を選択するのは非現実的である。そこでいくつかの条件を課して、一般化リッジ回帰推定量の形を絞ることにする。

第2節で紹介したリッジ回帰推定量の事前分布(23)式は、すべての成分の精度を同じにしているため、成分間の重み係数の差が際立ちにくい。本稿では $P'\hat{\beta}$ の精度の違いをベイズ推定量の重み係数により鮮明に反映させるため、① $\hat{\beta}$ の分散が小さい成分（$(P'\hat{\beta})_i$ で、大きい i）は、対応する事前分布の分散を大きくし、② $\hat{\beta}$ 分散が大きい成分（$(P'\hat{\beta})_i$ で、小さい i）は、対応する事前分布の分散を小さくする、というような事前分布を考える。そもそも各成分の精度を同じとするような事前分布(22)式は、何も精度についての情報がない場合の便宜的な設定である。ここでは、$\hat{\beta}$ の精度を考慮した事前分布の設定を行なうわけである。

具体的には $d_0\geq\cdots\geq d_p$ に注意すると

$$P'\beta\sim N(\mu,\sigma^2K^{-1}) \tag{30}$$

$(k_0\geq\cdots\geq k_p)$ が上の要求に適う事前分布であることがわかる。また(30)式で $\mu=0$ とした事前分布に対するベイズ推定量が、(28)式で与えられる一般化リッジ推定量 $\hat{\beta}(K)$ になる。さて、$k_0\geq\cdots\geq k_p$ という制約が加わっても、まだ選択の自由度が大きいので、

$$k_i=\frac{\lambda}{d_0-d_i\lambda},\qquad 0<\lambda<1$$

と関数形を限定し、ひとつのパラメータ λ で重み係数を制御する。このとき、一般化リッジ回帰推定量は、

$$\hat{\beta}^R(\lambda)=\left[I-\frac{\lambda}{d_0}(X'X)^{-1}\right]\hat{\beta}+\frac{\lambda}{d_0}(X'X)^{-1}\mu \tag{31}$$

と表せる。(24)式と対照させるために、$P'\hat{\beta}^R(\lambda)$ の第 i 成分（これは $(P'\beta)_i$ の

$$(P'\beta)_i\sim N\left[(P'\mu)_i,\sigma^2\frac{d_0-d_i\lambda}{\lambda}\right] \tag{32}$$

に対するベイズ推定量である）を書き下すと、

$$\left[1-\frac{d_i\lambda}{d_0}\right](P'\hat{\beta})_i+\frac{d_i\lambda}{d_0}(P'\mu)_i \tag{33}$$

となる。

さて、データから λ を推定するための一手法である、階層ベイズ法の最適解のひとつとして、

$$\lambda=\frac{\gamma}{(\hat{\beta}-\mu)'(\hat{\beta}-\mu)/\{d_0S\}+\gamma+1} \tag{34}$$

（ここで S は残差平方和 $(y-X\hat{\beta})'(y-X\hat{\beta})$ である）が得られる。(34)式は $\hat{\beta}$ と μ が離れていれば、λ は 0 に近づくことに注意されたい。ただし、階層ベイズ法は λ にも分布を仮定する手法であり、その分布を制御するパラメータ γ が(34)式に残る。実は γ を MSE 基準によってうまく決めることができる。β、σ^2 に依存させずに

$$\gamma=(p-1)/(n-p+2) \tag{35}$$

とすると、任意の β と σ^2 に対して

$$MSE(\hat{\beta}^R(\lambda))\leq MSE(\hat{\beta}) \tag{36}$$

となることがわかる。リッジ回帰推定量 $\hat{\beta}(k)$ に対して、$\hat{\beta}$ より MSE が小さい k が存在するという主張(21)式は、未知の β、σ^2 に依存していたので、(36)式のほうが強い主張であることがわかる。詳しくは Maruyama and Strawderman (2003) を参照されたい。

4 品質調整済み住宅価格指数

本節では、小野・高辻・清水（2003）で分析

された中古マンションの価格データを用いて、リッジ回帰型推定量を用いた品質調整済み価格指数を作成する。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る。異時点間で同じ品質の財・サービスの価格を比較することが原則であるが、住宅・不動産のように、時間的経過に伴って、市場に現れる財・サービスの品質が変化する場合、品質の差異を調整して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になる。品質調整済み価格指数とは、ヘドニック価格モデルを用いて推定した同品質に対する価格をもとに作成する指数のことである。なお、データの詳細やモデル等は、高辻・小野・清水(2002)と小野・高辻・清水(2003)を参照されたい。

基準となるナイーブな手法は、構造制約型と構造非制約型である。構造制約型は、全期間で各回帰係数が変化しないと仮定する。全期間のデータをプールし、各期のダミー変数を説明変数として加えた回帰モデルに対し、最小二乗推定量を計算する。それをもとに、注目する品質の推定価格を期ごとに導出し、基準期の推定価格との比を取る方法である。構造非制約型は各期ごとに最小二乗法で回帰係数を推定し、それをもとに注目する品質の推定価格を期ごとに導出し、基準期の推定価格との比を取る方法である。具体的なモデルは、小野・高辻・清水(2003)の(1)式、(2)式を参照されたい。

図1に制約型と非制約型の指数を示す。制約型は、指数変化が比較的滑らかになるという長所がある。これが長所という意味は、中古マンションの市場が毎月激しく変動するとは考えにくいからである。しかし、全期間を通じて構造変化がないという仮定は現実的ではなく、またその仮定のため、各回帰係数の推移を把握することができない。さらに、逐次的に最新のデータを得て指数を得る場合、更新ごとに過去の指数値が変化するという欠点がある。非制約型は回帰係数の推移が把握できるが、各期ごとに独立に推定するために、指数変化が大きく上下動するという欠点を持っている。直観的に考えると、近接する期とは市場の構造が近いはずでその情報を使ったほうが良い。

以上の既存の指数に関する考察から、適度な構造制約を入れながら、滑らかに接続する指数が望ましいことがわかる。小野・高辻・清水(2003)は、以上に述べた構造非制約型指数と構造制約型指数の欠点を解消するため、過去一定期間の構造は変化しないという仮定を置いて、その期間内で構造制約型モデルを適用し逐次的に指数を作成する方法を提案した。彼らの指数は滑らかに接続するが、構造制約型と同じく更新のたびに過去の指数が変化するという欠点があり、また過去一定期間の長さの決定方法が理論的に難しい。

本稿でのアイデアは、非制約型をベースとして、最小二乗推定量の代わりに第3節で提案したリッジ回帰型推定量(31)式、(34)式を使うことである。これによって、回帰係数の推移を把握できるという非制約型の長所を引き継ぐことができる。また、リッジ回帰型推定量を計算する際の事前平均を1期前の推定量にする。これによって、近接する期との構造が近いという情報を組み込むことができるので、指数の推移が滑らかになると考えられる。

非制約型指数の変化が大きく上下動するという欠点のひとつの原因は、多重共線性だと考えられるので、その指標である条件数とVIFをすべての期で計算した。VIFはすべての期・回帰係数で、非常に弱い閾値だと考えられる2さえも超えないが、条件数はほとんどすべての期で60以上となった。VIFが低い原因として、相関が強いと考えられる変数がモデルに組み込まれていないことがあげられる。管理費、バルコニー面積、専有面積は、互いに比較的強い相関を持つ(清水2003)が、小野・高辻・清水(2003)では、このうち専有面積しか説明変数として用いられていない。多重共線性を考えたとき、これらをすべて組み込んだモデルによる

図 1 －制約型指数と非制約型指数

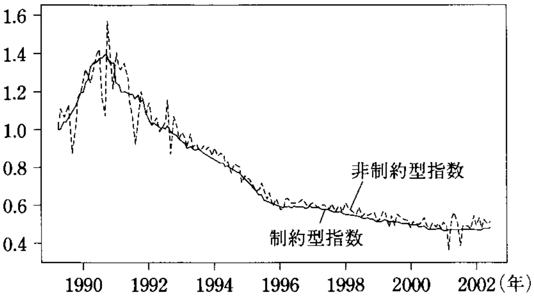


図 2 －リッジ型指数と非制約型指数

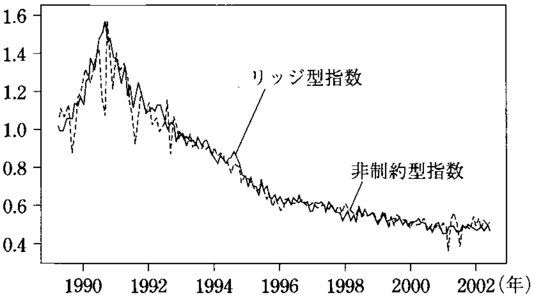


図 3 －最小二乗推定量の推移

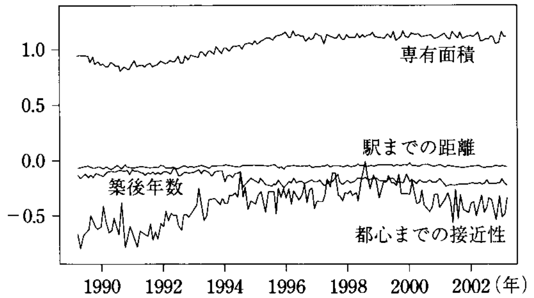
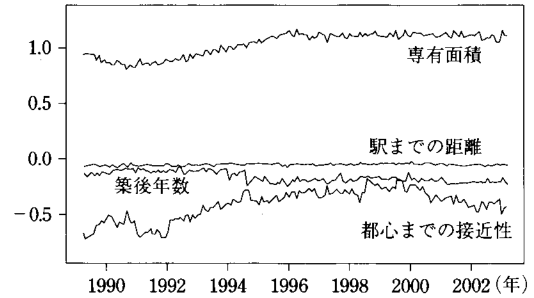


図 4 －リッジ回帰型推定量の推移



分析のほうが興味深いが、ここでは行なわず、小野・高辻・清水（2003）のモデリングの枠内で、リッジ回帰型推定量を用いた指数を作成することにする。ただし条件数は比較的大きく、最小二乗推定量のばらつきが大きいことを暗示しており、リッジ回帰型推定量を使う意味は十分あると考える。

さて、上に述べたアイデアを具体的に式で表現する。これまで、ベクトルの右下添え字はその成分を表していたが、以下では時点を表すことにする。t 時点での一般化リッジ回帰推定量(31)式

$$\widehat{\beta}^{R}_{t}(\lambda)=\left[I-\frac{\lambda_t}{d_{t0}}(X_tX_t)^{-1}\right]\widehat{\beta}_t+\frac{\lambda_t}{d_{t0}}(X_tX_t)^{-1}\mu_t$$

に(34)式

$$\lambda_t=\frac{\gamma_t}{(\widehat{\beta}_t-\mu_t)'(\widehat{\beta}_t-\mu_t)/\{d_{t0}S_t\}+\gamma_t+1}$$

を代入したものを $\widehat{\beta}^{R}_{t}(\gamma_t)$ と表記する。ただし、t 時点での事前分布の平均 μ_t は、1 期前の推定量 $\widehat{\beta}^{R}_{t-1}(\gamma_{t-1})$ とする。このとき、

$$x'\widehat{\beta}^{R}_{1}(\gamma_1)\rightarrow x'\widehat{\beta}^{R}_{2}(\gamma_2)\rightarrow\cdots\rightarrow x'\widehat{\beta}^{R}_{T}(\gamma_T)$$

がマンション価格の推定値の推移であり、$x'\widehat{\beta}^{R}_{1}(\gamma_1)$ との比が指数である。

MSE を理論的に小さくする γ_t は、期ごとに(35)式で与えられるが、これを用いた指数は、非制約型指数よりも若干滑らかになっただけであった。原因は、MSE が最小二乗推定量よりも理論的に小さいことを主張するため、γ_t が保守的な（つまり小さい）値であることである。このため、最小二乗推定量からあまり遠ざからない。しかし、パラメータ β と σ^2 を固定してシミュレーションで MSE を比較すると、(35)式より大きい γ_t に対しても、MSE が小さくなることがわかる。ただし、大きすぎる γ_t は MSE を小さくする観点からは適当でない。一方、γ_t が大きいほうが、1 期前の推定量に近づくので、指数が滑らかに接続する。理論的には、MSE と指数の推移の滑らかさのトレードオフを制御した評価基準を提案して、各期ごとに最適な γ_t を選択するのがスマートであるが、本稿では適当な評価基準は提案せず、滑らかさに重点を置いて視覚的に選ぶことにする。ただし $\widehat{\beta}^{R}_{t}(\gamma_t)$ は、任意の正の実数 γ_t に対して、ベイズ基準の観点からは良い推定量であることに注

意されたい。

手続きの簡単のため、本稿ではすべての期の γ_t を等しいとして計算する。$\gamma=0.1$, 1, 10, 100, 1000を試したところ、$\gamma=100$で比較的滑らかになった。$\gamma=100$の場合のリッジ回帰型指数と非制約型指数を比べたのが図2である。非制約型指数よりも滑らかであり、1990年代前半と、2001年に見られる非制約型の非常に不規則な挙動についていかない点が評価できる。

さて、リッジ回帰型推定量は、非制約型の仮定をもとにしているため、各期ごとの回帰係数を計算できる。ここでは、主要な説明変数である、専有面積、都心までの接近性、築後年数、駅までの距離（それぞれの定義については、小野・高辻・清水（2003）を参考にされたい）について回帰係数の推移を最小二乗推定量とリッジ回帰型推定量（$\gamma=100$の場合）で比較する。最小二乗推定量に対しては、高辻・小野・清水（2002）で指摘されたように、都心までの接近性の回帰係数の変動が、他の3つの変数に比べて大きいことがわかり、構造非制約型指数の変動の大きさの一因になっていると考えられる。実際、都心までの接近性の回帰係数の最小二乗推定量のVIFは、ほとんどすべての期で、もっとも大きいVIFになっている。

図3と図4は、それぞれ最小二乗推定量とリッジ回帰推定量の推移である。都心までの接近性の変動が、リッジ回帰推定量を用いると滑らかになるのに対して、最小二乗推定量でもそれほど変動が見られなかった他の3つの変数は、リッジ回帰型推定量を用いてもほとんど変化しないことがわかる。この結果には、精度が低い成分に対して事前情報に重みを置くというリッジ回帰型推定量の性質が反映していると考えられる。

結論と今後の課題

第1節では、多重共線性の問題を解説し、第2節、第3節では、多重共線性下での推定量として知られているリッジ回帰推定量と、その改良型推定量について性質を調べた。とくに本稿では、リッジ回帰型推定量のベイズ推定量としての解釈を重視して解説した。

また、第4節では、新たな品質調整済み価格指数の作成方法を提案した。非制約型の仮定を踏襲するが、最小二乗推定量を用いず、事前分布の平均を前期の推定量とするリッジ回帰型推定量を用いた。特徴として、比較的滑らかに推移し、非制約型に見られるような突然の大きな揺れが起こりにくいことがあげられる。しかし、パラメータγの決め方の議論が不十分であり、理論的にはトレードオフを制御する適切な最適化基準を用いて選択する必要があると思われる。今後の課題としたい。

＊本稿の作成にあたり、㈱リクルートの清水千弘氏に第4節のデータ解析をしていただいた。そのやりとりの中で、実用上の問題について、わかりやすく解説していただいた。また、西村清彦教授（東京大学）をはじめ、住宅経済研究会に参加された方々から貴重なコメントをいただいた。これらの方々に厚く御礼申し上げる。

参考文献

Belsley, D. A., E. Kuh and R. E. Welsch (1980) *Regression Diagnostics*, John Wiley.

Hoerl, A. E. and R. W. Kennard (1970) “Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems,” *Technometrics*,12, pp.55-68.

Maruyama, Y. and W. E. Strawderman (2003) “A New Class of Generalized Bayes Minimax Ridge Regression Estimators,” submitted.

小野宏哉・高辻秀興・清水千弘（2003）「構造変化を考慮したヘドニック型住宅価格指数の推定」『季刊 住宅土地経済』No.49、14-23頁。

清水千弘（2003）personal communication.

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』10、103-134頁。

研究論文

非線形回帰モデルによるヘドニック・アプローチ

松田安昌

はじめに

ヘドニック・アプローチでは、環境条件の違いがどのように地価の違いに反映されているかを観察し、それをもとに環境の価値の推定を行なう。本稿では、関東一円にわたる住宅地5573地点における2001年度公示地価データをもとに、商業・業務用地、公園・緑地の環境価値の測定を行なう。とくに、これらの用地からの距離と地価の関係を定量的に分析し、商業施設、公園・緑地の近隣効果を測定することが目的である。

既存の研究として、矢澤・金本（1992）が川崎市の地価データを用いて、騒音、緑地面積、商業施設、空気のきれいさの価値を測定している。さらに、商業・業務用地の近隣効果について、「商業施設はあまりにも近いと有意に効かず、有意な推定値を得るためには、ある一定の距離が必要」という分析がなされている。そこでは142地点の地価データとその周辺の土地利用状況に基づいて分析を行なっているが、十分な精度を期待できる標本数とは言いがたい（矢澤・金本1992、47頁）。また、地価の非線形性を処理するために一部の変数にBox-Cox変換という非線形変換を加えた後、線形回帰モデルを適用しているが、Box-Cox変換は地価の非線形性を表現するクラスとして適当かどうかは検討を要する。

本稿では、国土地理院作成による首都圏土地利用情報をもとに首都圏5573地点の地価データおよびその周辺の土地利用状況を10mメッシュでまとめたものを利用する。このデータより標本地点から半径50m、100m、150m、200m内の土地利用状況を集計する。この距離別の土地利用状況を地価の説明変数に加えることで、土地利用状況の地価に対する近隣効果を詳細に測定することが可能となる。適用するモデルとして線形回帰モデルとともに、Hastie and Tibshirani（1993）、Chen and Tsay（1993）によって提案された、回帰係数をある変数に依存させるという“functional-coefficient regression model”という非線形回帰モデルを提案する。ここでは回帰係数を都心からの距離に依存させ、地価の都心からの距離に対する非線形性を表現する。首都圏における大規模なデータに線形・非線形モデルを適用して、商業施設、公園・緑地の近隣効果を測定する。

第1節では、データについて解説を加えた。第2節では、線形回帰分析による測定結果を示した。さらに非線形回帰分析について概略を述べたあと、functional-coefficient regression modelを提案し測定結果を示した。第3節では、線形・非線形分析による結果を比較検討し、結論を述べた。また、補遺では、第2節で提案した非線形回帰モデルの漸近的性質を調べ、この分析が正当化される仮定を示した。

1 データ

国土交通省のホームページより「2001年度国土数値情報地価公示」を入手し、首都圏第一

表1一変数名の定義

変　数	変数名
公示地価（円/m²）	Y
ターミナル駅までの時間距離（分）	r
最寄駅までの時間距離（m）	d
商業・業務用地（m²）	
50m以内	C_1
50－100m以内	C_2
100－150m以内	C_3
150－200m以内	C_4
公園・緑地等面積（m²）	
50m以内	G_1
50－100m以内	G_2
100－150m以内	G_3
150－200m以内	G_4

種・第二種・住居専用地域5573標本地点の公示地価（円/m²）を抽出した。ただし、山手線内と山手線ターミナル駅から時間距離90分以上かかる地点は標本から除いてある。標本地点の周辺の土地利用状況については、国土地理院作成による細密数値情報（10mメッシュ土地利用）を用いて、山手線のターミナル駅までの時間距離（分）、最寄り駅までの距離（m、道路距離ではなく、直線距離）および標本地点周辺の現況土地利用データを作成した。周辺現況土地利用データとして、標本地点から①50m以内、②50m－100m以内、③100m－150m以内、④150m－200m以内の4区間において商業・業務用地面積（m²）と公園・緑地等の面積（m²）を測定したものを用いた。表1に変数名を定義しておく。

地価Yをその他の変数で説明するモデル

$Y = F(r, d, C_1, C_2, C_3, C_4, G_1, G_2, G_3, G_4) + \varepsilon$

において、未知の関数形Fを適切に同定し、商業・業務用地および公園・緑地面積と地価の関係を考察する。ある変数1単位が地価をどれだけ変化させるかを見るためには、その変数に対するFの偏微分係数を計算すればよい。Fが一次関数のときは、線形回帰モデルに帰着し偏微分係数は回帰係数と一致する。ここではFとして一次関数のみならず非線形関数を含めて特定化する。非線形関数を導入することで一次関数では得られない効果を測定することがねらいである。Fを特定化すれば、Fの$C_1,\cdots,C_4$、$G_1,\cdots,G_4$に関する偏微分係数を計算することができる。つまり商業・業務用地および公園・緑地の近さの価値を測定することが可能になる。

2 モデル

線形回帰モデル

まず、Fを一次関数で近似した線形回帰モデルから始める。ただし、鉄道路線による地価の変動を説明するため、ある沿線に属する標本に対しては1、それ以外の標本については0をとるような沿線ダミー変数$I_1,\cdots,I_{99}$を加えた。

$$Y = \sum_{j=1}^{99}\beta_j I_j + \beta_{100} r + \beta_{101} d + \sum_{j=1}^{4}\beta_{101+j} C_j + \sum_{j=1}^{4}\beta_{105+j} G_j + \varepsilon \quad (1)$$

まず、通常の線形回帰分析による結果を、関東全域および各県別に表2に示す。ただし、ダミー変数の係数値は煩雑なので結果から除いた。

表2では各説明変数の推定値とそのt値を示す。例えば、埼玉県の50m以内の商業・業務用地C_1の係数推定値は2.21、t値は1.61である。この結果は、埼玉県で50m以内の商業・業務用地1m²は、地価を2.21円/m²だけ上昇させている、ということを意味する。t値は推定値の信頼度を表すもので、t値の絶対値が大きいほど推定値の有意性が増す。一般的な目安として、t値の絶対値が1.96を超えるとその推定値は有意（0でない）とみなすことが多い。統計学的には、真の係数値は0なのに誤って0でないと推定してしまう確率（有意水準という）が5％未満であることを意味する。埼玉県の50m以内の商業・業務用地のt値は1.96未満なので、有意水準5％で地価に対する影響は有意でないと判断する。

線形回帰分析による結果

商業施設に関して全域の結果をみると、50m以内の係数値は高いがt値は低く、150－200m以内では係数値は相対的に低いがt値は高くなっている傾向がある。50m以内では地価に正に

影響する場合と負に影響する場合の差が激しく、150－200m以内では安定して正に影響するためであると考えられる。なお、埼玉のみ100－150m以内で最大の値をとっている。埼玉の100－150m以内の商業施設は東京・神奈川の150－200m以内に相当する可能性がある。いずれの場合も「あまりにも商業施設が近いと有意に効かずある程度離れている必要がある」という矢澤・金本（1992）の仮説を確認できる。

公園・緑地に関しては、50m以内、50－100m以内では負の値をとる傾向がある。公園・緑地面積が広ければ不便になるためと考えられる。有意水準10％で正に有意になるのは、千葉、神奈川の150－200m以内における緑地である。

非線形回帰モデル

前節で述べた線形回帰分析をさらに精密にしたい場合、説明変数を増やす、またはFとして非線形な関数を含めて同定する、という2種の方法が考えられる。ここでは、後者の非線形回帰分析を使ってモデルの精密化を行なう。本稿で用いる非線形モデルを導入する前に、非線形回帰分析の一般論について概説しておく。

(松田氏写真)

まつだ・やすまさ
1969年大阪府生まれ。1997年東京工業大学大学院情報理工学研究科博士課程満期退学。1999年博士（理学）。2000年4月新潟大学経済学部助教授。
論文："On Testing for Separable Correlations of Multivariate Time Series" ほか。

非線形関数を回帰分析に用いる場合、パラメトリック法とノンパラメトリック法の2種のアプローチがある。

パラメトリックなアプローチでは、非線形関数を少数のパラメータを用いて適切に表現し、標本よりパラメータを推定して関数形を同定する（Box-Cox変換による変数変換もこれに含まれる）。この方法は経済理論等により関数形がパラメトリックに表現されるという背景がある場合には非常に有効で、標本数が多数得られないような状況でも詳細な統計分析を行なうこ

表2—線形回帰モデルにより係数推定値とそのt値

	全　体	埼　玉	千　葉	東　京	神奈川
標本数	5573	1028	1051	1806	1577
決定係数	0.85	0.83	0.84	0.87	0.75
r（ターミナル駅からの時間距離：分）	−4108.20	−2985.99	−2748.37	−6326.99	−1853.67
t値	−77.97	−46.11	−34.66	−47.19	−30.55
d（最寄駅からの距離：m）	−29.43	−22.70	−16.77	−38.00	−21.10
t値	−31.32	−23.13	−12.83	−17.65	−21.25
C_1	2.50	2.21	0.42	4.44	−0.06
t値	1.97	1.61	0.28	1.86	−0.04
C_2	0.59	−0.20	0.40	1.54	1.12
t値	0.98	−0.31	0.50	1.41	1.56
C_3	0.05	1.17	0.12	−0.88	−0.05
t値	0.12	2.54	0.21	−1.14	−0.10
C_4	1.22	0.21	0.51	1.13	1.44
t値	4.61	0.71	1.43	2.33	4.72
G_1	−0.56	−1.02	−3.89	0.58	0.52
t値	−0.36	−0.49	−1.95	0.21	0.28
G_2	−0.76	−0.37	1.64	−1.34	0.15
t値	−1.03	−0.41	1.65	−1.01	0.18
G_3	0.29	−0.06	−1.10	0.32	−0.18
t値	0.55	−0.09	−1.51	0.33	−0.33
G_4	0.03	0.43	0.73	−0.54	1.23
t値	0.08	1.04	1.75	−0.95	3.66

とができる。反面、関数形を不適切に特定すれば誤った結論を導いてしまうので、関数形をパラメトリックに表現する理論的背景がない場合には使いにくい。

一方のノンパラメトリックなアプローチは、Nadaraya (1964)、Watson (1964) によって提案されたもので、関数形に関する事前の知識を要しない。具体的に述べると、データ $\{(y_i, x_i)|x_i \in R^d, y_i \in R, i=1,\cdots,n\}$ をもとにモデル $y_i = F(x_i)+\varepsilon_i$ をあてはめて d 次元関数 F を推定したい場合、F の点 x_0 におけるノンパラメトリックな推定量は y_i の重みつき平均

$$\hat{F}_h(x_0)=\frac{\sum_{i=1}^{n} y_i K(x_i-x_0/h)}{\sum_{i=1}^{n} K(x_i-x_0/h)}$$

で与えられる。ここで、K(・)は原点において最大となる重みつき関数でガウス密度関数は典型的な例である。よってこの推定量は点 x_0 に近いデータセットほど重みを強くつけて平均をとったものであることがわかる。h は bandwidth と呼ばれ、推定曲線の滑らかさを調節する。h を大きくとれば滑らかな曲線推定ができるがバイアスが大きくなり、小さく取れば滑らかさは失われるがバイアスは小さくなるというトレードオフが存在する。

ノンパラメトリック法では「データ自身に語らせる」ことで関数形を推定することができ、非線形最適化などの複雑な計算を要しない。ただし、関数の次元 d が高くなるほど標本数が爆発的に必要となり（「次元の呪い」といわれる)、解析者が任意数の標本を集められるような状況を除けば高次元関数の推定精度は低い。また、曲線の滑らかさとバイアスを最適にするような bandwidth h をどのようにして選ぶかという重要だが難しい問題が存在する。前者の問題については、次元の呪いをさけるためにさまざまな次元縮約法が提案されている（Friedman and Stuetzle 1981、Li 1991など)。後者の bandwidth 選択については、Cross Validation 法（CV、交差確認法）がよく用いられる。

CVとは、平均二乗誤差（MSE）

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\hat{F}_h(x_i)\right)^2$$

を最小にするような h を選択すればよい、という発想に基づく。しかし、このままでは h を小さくとるほどMSEが小さくなるため $(\hat{F}_h(x_i)\rightarrow y_i \text{ as } h\rightarrow 0)$、意味のある選択ができない。そこでデータセットから (y_i,x_i) を除いた上で $F(x_i)$ の推定値 $\hat{F}_{h,-i}(x_i)$ を構成し、

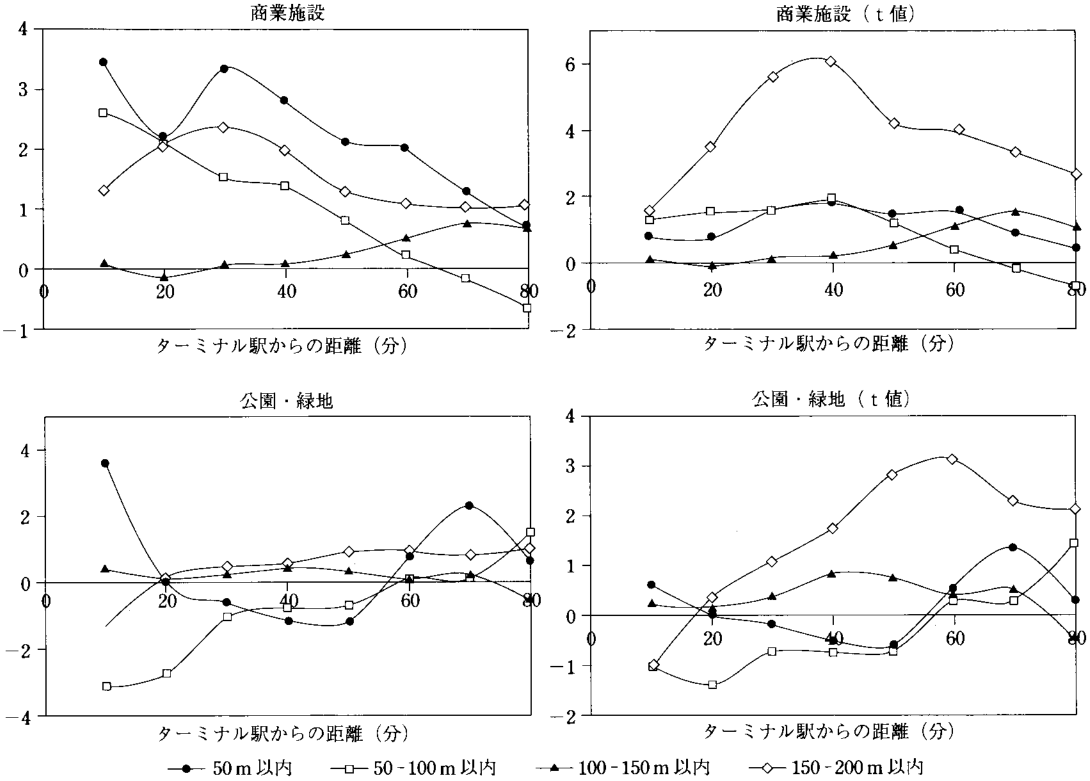
$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\hat{F}_{h,-i}(x_i)\right)^2$$

を最小にするような h を選択する。これをCVによる bandwidth 選択と呼ぶ。

このようにして選択した bandwidth h の性質については Hardle, Hall and Marron (1988)、Hall and Johnstone (1992) で論じられている。ただし、ここで述べた次元縮約法とCV法を現実のデータ解析に適用しようとすると必ずしも良好な結果が得られるとは限らず、決して完全な方法ではないことを付け加えておく。

非線形回帰分析においてどちらのアプローチを用いるか、上記の一般論とデータの状況によって判断することになる。本稿の目的であるヘドニック・アプローチにおいて特定すべき関数形には特別な経済理論的制約はなく、説明変数の設定にもよるが高次元関数（本稿の場合は10次元）である。よって一般論から言えば次元縮約後にノンパラメトリックに関数形を推定するのが妥当であると考えられるが、ヘドニック・アプローチで必要とされるものは F の関数形そのものではなく、地価の説明変数に関する偏微分である。そこで本稿では、上で紹介したノンパラメトリック法そのものではなく、パラメトリックの長所とノンパラメトリックの長所を合わせた中間的な方法を用いる。第 2 節第 1 項で用いた線形回帰モデルの回帰係数 $\beta_1,\cdots,\beta_{109}$ をターミナルまでの時間距離 r に依存させる。これは、Hastie and Tibshirani (1993) による varying coefficient models、また Chen and Tsay (1993) による functional coefficient

図1－非線形回帰モデルによる係数推定値とｔ値を、ターミナル駅からの距離を横軸として示したもの



models を本問題に適用したものである。

$$Y=\sum_{j=1}^{99}\beta_j(r)I_j+\beta_{101}(r)d+\sum_{j=1}^{4}\beta_{101+j}(r)C_j+\sum_{j=1}^{4}\beta_{105+j}(r)G_j+\varepsilon \quad (2)$$

$\beta_1(r),\cdots,\beta_{109}(r)$ を定数ではなく r の関数とすることで都心からの距離と地価の非線形な関係を表すことができる。また、線形回帰モデルの単純な拡張なので各係数がそのまま各説明変数の偏微分となり解釈が容易である。なお、$\beta_{100}(r)r$ の項はダミー変数と識別不能になるため、除いてある。

$\beta_1(r),\cdots,\beta_{109}(r)$ の推定には重みつき最小二乗法を用いる。線形回帰モデルにおける最小二乗法を拡張したもので、$\beta_1(r_0),\cdots,\beta_{109}(r_0)$ の推定量は次の量を最小にすることで得られる。

$$V(\beta_1,\cdots,\beta_{109})=\sum_{\text{sample}}\Big(Y-\sum_{j=1}^{99}\beta_jI_j-\beta_{101}d-\sum_{j=1}^{4}\beta_{101+j}C_j-\sum_{j=1}^{4}\beta_{105+j}G_j\Big)^2w_h(r-r_0) \quad (3)$$

ここで、$w_h(x)=1/hK(x/h)$ となる重みづけ関数で $K(x)$ は原点で最大値をとる適当な密度関数である。つまり都心からの距離が r_0 に近いデータセットほど強い重みが与えられる最小二乗法である。h は bandwidth で重みのつけ方を調整する量である。h を大きくとればとるほど通常の最小二乗法に近づく。このモデルの推定においても bandwidth 選択の問題をさけることはできない。この重みつき最小二乗法によるノンパラメトリックな推定量は、通常の最小二乗推定量と同様に連立方程式の解として簡単に求めることができる。具体的な推定量の形は補遺にあげておく。なお、この推定量は適当な条件の下で、一致性、漸近正規性を持つことが証明される。詳細については補遺で述べる。

非線形回帰分析による結果

$K(x)$ としてガウス密度、$h=10$ として推定した結果を紹介する。bandwidth を10に設定

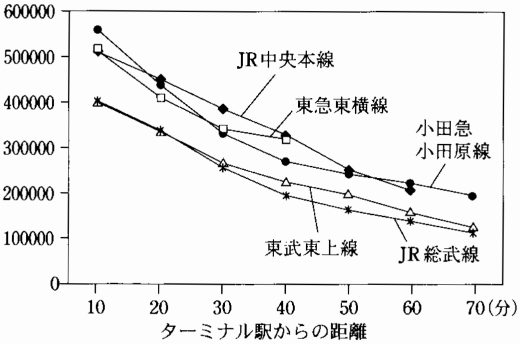
した理由は、時間距離10分の地点程度までにガウス密度で強く重みを与えることは妥当であると判断したためである。図1に、ターミナル駅からの距離を横軸として係数推定値、t値のグラフを表す。図2に、同様にして主要な沿線のダミー変数の係数推定値を表す。

以下の議論の有意水準はすべて5％とする。商業・業務用地において、150－200m以内の結果では都心から全域において正に有意であり、30－40分程度離れた郊外でその価値が最大になっている。50m以内では係数値は高いがt値は低く、30－40分地点を除き有意ではない。「あまりにも商業施設が近いと有意に効かずある程度離れている必要がある」（矢澤・金本1992）を確かに支持する結果である。50m以内の商業施設については、係数値は高くてもt値が低いことから、その種類により強く左右されていることが予想できる。

次に公園・緑地について、150－200m以内では、30分以上離れた郊外から正に有意となり、郊外に行くほど価値は上がっていく。20分以内の都心で負の値をとるのは、公園・緑地が多いところは不便なところであると評価されるためと考えられる。50m以内では、20分以内の都心と60分以上の郊外で係数値がかなり大きな正値をとるが、有意にはならない。これも商業・業務用地と同じく、種類による変動が大きいことを表す。

図2の沿線ダミー変数の係数推定値は、他の説明変数の効果を除いた場合の沿線の価値を表すものと解釈できる。例えば、小田急小田原線の新宿駅から時間距離10分の地点の値は60万円/m²となっている。つまり小田急線の新宿駅から10分程度の地点の地価は60万円/m²を基準として、これから他の説明変数の値によって増減するという意味である。図2によれば、小田急小田原線、東急東横線、JR中央線の値が高く、JR総武線、東武東上線は低くなっている。ターミナル駅からの距離とダミー係数値の関係をみれば、東急東横線や小田急小田原線は直線

図2－非線形回帰モデルによる沿線ダミー変数の係数推定値を、ターミナル駅からの距離を横軸として示したもの（沿線ダミー変数）



的ではなく曲線的に減衰していくことがわかる。

結論

本稿では、関東一円にわたる地価データをもとに、商業・業務用地および公園・緑地の近隣効果の測定を行なった。通常の線形回帰モデルによる結果とともに、線形回帰モデルの係数を都心からの距離に依存させる functional coefficient model を提案し、非線形回帰分析の結果を示した。線形回帰分析では各県別に、非線形分析では都心からの距離別にヘドニック・アプローチを実行したことになる。よって線形および非線形回帰分析結果を比較対照することで、単独の分析では得られない知見を得ることができる。地域別に地価をみるか都心からの距離別に地価をみるかは地価を異なる観点で分析していることになるためである。本分析により近隣効果に関して得られた知見を以下に記す。

①地域、都心からの距離によらず、あまりにも商業施設が近いと有意に効かず、150m以上離れている施設の価値がもっとも高くなる。

②埼玉では、商業施設から離れるべき距離が東京、神奈川、千葉に比べ、50m近い。

③都心から40分以上離れた郊外では150m以上離れている公園・緑地が有意に効き、50m以内にある公園・緑地よりも高く評価されている。

[補遺] 非線形回帰分析の漸近理論

ここでは、functional-coefficient model を本分析で適用した重みつき最小二乗法によって推定した場合の、推定量の良さを示す。具体的には、推定量の一致性および漸近正規性を示す。

$\{x_j,\cdots,j=1,\cdots,n\}$ を標本観測地点として、非線形回帰モデルを以下のように表現しておく。

$$Y(x_j)=f(x_j)\beta(r_j)+\varepsilon(x_j),j=1,\cdots,n$$

ここで $f(x_j)=(f_1(x_j),\cdots,f_p(x_j))$ は、地点 x_j における説明変数、r_j は地点 x_j における中心点からの距離である。また、標本地点は点Oを中心とする円形区間 $S=\{r|0<r<R\}$ からとられるものとする。

重みつき最小二乗推定量

$$\hat{\beta}(r)=[\sum_{j=1}^{n}f(x_j)'f(x_j)w_n(r_j-r)]^{-1}$$
$$[\sum_{j=1}^{n}f(x_j)'Y(x_j)w_n(r_j-r)]$$

について漸近的な性質を示す。ここで、$w_n(x)$ は重みつき関数であり、$w_n(x)=1/hK(x/h)$ を満たす。

①$\varepsilon(x_j),j=1,\cdots,n$ は互いに独立で分散 σ^2 をもち、ある $\delta>0$が存在して $E_\varepsilon(x_j)^{2+\delta}<\infty$を満たす同分布に従う。

②標本地点はS上一様分布に従う。

③$f(x),x\in S,\beta(r),0\leq r\leq R$ は連続有界関数。

④$\int_{[0.2\pi]}f^t(r,\theta)f(r,\theta)d\theta$ は正則行列。ここで (r,θ) は、Sにおける地点を極座標表示したもの（多重共線性が起きないことを保障するための仮定）。

⑤重みつき関数 $K(x)$ について、$\int K(x)dx=1$ を満たす。

⑥$h\to 0,\ nh\to\infty$

定理1(一致性)　仮定1－6の下で、任意の$0<r<R$ に対し、重みつき最小二乗推定量 $\hat{\beta}(r)$ は $\beta(r)$ に確率収束する。

さらに、以下の3つの仮定を追加することで漸近正規性が示される。

⑦$f(x),x\in S,\beta(r),0\leq r\leq R$ は2階連続微分可能。

⑧重みつき関数 $K(x)$ はコンパクトサポートを持ち、$\int xK(x)dx=0$ を満たす。

⑨$h=o(n^{-1/5})$

定理2(漸近正規性)　仮定1－9の下で、任意の$0<r<R$ に対し、$\sqrt{nh}\,(\hat{\beta}(r)-\beta(r))$ は平均0、分散

$$\sigma^2\int K(x)^2dx\left(\frac{r}{\pi R^2}\int_{\theta=0}^{2\pi}f^t(r,\theta)f(r,\theta)d\theta\right)^{-1}$$

の正規分布に分布収束する。

定理1、2の証明を略すが、著者から入手可能である。

参考文献

Bierens, H. J. (1994) *Topics in Advanced Econometrics*, Cambridge University Press.

Chen, R. and R. Tsay (1993) "Functional-coefficient Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, 88, pp.298-308.

Friedman, J. and W. Stuetzle (1981) "Projection Pursuit Regression," *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp.817-823.

Hall, P. and I. Johnstone (1992) "Empirical Functionals and Efficient Smoothing Parameter Selection (with discussions)," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 54, pp.475-530.

Hardle, W., P. Hall and J. S. Marron (1988) "How Far are Automatically Chosen Regression Parameters from their Optimum?" *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp.86-101.

Hastie, T. and R. Tibshirani (1993) "Varing-coefficient Models," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 55, pp.757-796.

Li, K. (1991) "Sliced Inverse Regression for Dimension Reduction," *Journal of the American Statistical Association*, 86, pp.316-327.

Matsuda, Y. (1998) "A Diagnostic Statistic for Functional-coefficient Autoregressive Models, " *Communications in Statistics, Theory and Methods*, 27(9), pp.2257-2273.

Nadaraya, E. A. (1964) "On Estimating Regression," *Theory of Probability and its Applications*, 9, pp. 141-142.

Watson, G. S. (1964) "Smooth Regression Analysis," *Sankhya*, Series A, 26, pp.359-372.

金本良嗣・中村良平・矢澤則彦 (1989)「ヘドニック・アプローチにおける環境の価値の測定」『環境科学会誌』2(4)、251-266頁。

矢澤則彦・金本良嗣 (1992)「ヘドニック・アプローチにおける変数選択」『環境科学会誌』5(1)、45-46頁。

住宅市場細分化がヘドニック価格予測精度に与える影響

Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau (2003) **"Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy,"** *Journal of Housing Economics*, Vol.12, pp.181-201.

はじめに

近年、不動産マーケティングや不動産物件評価の分野において、住宅や近隣環境の類型による市場の分割が持つ重要性が明らかになってきた。ヘドニック価格法、Repeat Sales法、その他の複合的な統計手法の登場とともに、住宅サブマーケットの認識や特徴づけが非常に重要な意味を持つようになった。これまでの研究においても、都市部のサブマーケット境界を規定するためにさまざまな方法が用いられている。アメリカでは郵便番号区は頻繁に用いられるサブマーケットの空間単位であるが、これは多くの場合、情報入手の容易性のためである。ほかに国勢調査区などが用いられることもあるが、これら既存の地域分割方法以外に、因子分析や統計的クラスタリング手法を用いて住宅市場細分化を分析する研究も行なわれている(Bourassa, Hamelink, Hoesli and MacGregor 1999)。

これら既存研究の中で、Goodman and Thibodeau (1998) は、階層モデルのパラメータを推定することによりサブマーケット境界を定める手法を提案しており、本稿で紹介する論文 (Goodman and Thibodeau "Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy") においてもGT法として用いられている。この手法は、同じサブマーケットの区域に含まれる住宅は同じ住環境を共有しており、住環境の内容に応じてそれが近隣区域－学校区－行政区などのように階層的な入れ子構造になっているという仮定に基づいている。

今回紹介するGoodman and Thibodeau (2003) は、以上のようなさまざまな住宅市場細分化方法がヘドニック価格推定法の精度に及ぼす影響を考察するため、①市場を分割しない場合、およびサブマーケットとして②郵便番号区を適用した場合、③国勢調査区を適用した場合、④GT法により定められた分割区を適用した場合の4パターンを比較している。以下、その分析内容を紹介する。

1 ヘドニック価格推定式

Goodman and Thibodeau (2003) において用いられているヘドニック価格推定式は、説明変数を①居住面積、居住年数、売出し時期に限ったもの(以下、縮小型と呼ぶ)、②①に加え浴室の数、車庫、暖炉、セントラル・ヒーティングシステム、プールの有無など物件のさまざまな構造的特徴を説明変数に加えたもの(以下、拡張型と呼ぶ)の2タイプである。この2つのヘドニック価格推定と前述の4つの住宅市場細分化方法と組み合わせ、合計8つのモデルについてヘドニック価格推定の精度を検証する。

2 データ

使用されたデータは1995年1月から1997年1月の間にテキサス州ダラスで行なわれた単世帯向け住宅の取引2万8561件であり、これらの物件の平均価格は11万8229ドル、平均居住面積は1867平方フィート、平均築年数は28.8年である。また、これらの物件が立地するエリアには86の郵便番号区、415の国勢調査区、283の小学校区があり、各小学校3～5年生の進級率もデータに加えられている。

サブマーケットは郵便番号区、国勢調査区、小学校区を利用して構成されている。各サブマーケットに200件以上の取引事例が含まれるように隣接区を調整・統合した結果、郵便番号区、国勢調査区をもとにしてそれぞれ55、82のサブマーケットが定められている。さらにGT法の適用(第4項参照)により、小学校区をもとにした90のサブマーケットが定められている。

3 階層モデル

階層モデルでは、2つのレベルの住宅価格決定モデルを考える。レベル1モデルでは、住宅価格は物件の居住年数、居住面積、部屋の数などの構造的特徴によって決まるとする（(1)式)。

$$Y_{ij}=X_{ij}\beta_j+r_{ij},\ r_{ij}\sim N(0,\Omega_j) \quad (1)$$

（Y：取引価格、X：構造的特徴、β：ヘドニック係数、r：残差、Ω：残差の分散、i：サブマーケット内の物件番号、j：サブマーケットの地区番号）

階層モデルでは、構造的特徴のヘドニック係数はサブマーケットにより異なる値を取る。次にレベル2モデルは次式で与えられる。

$$\beta_j=W_j\delta+u_j,\ u_j\sim N(0,\tau) \quad (2)$$

（W_j：サブマーケットごとに異なる重み付け要素の行列、δ：市場全体に共通な効果のベクトル、u：残差、τ：残差の分散）

(2)式を(1)式に代入し、一般化すると階層結合モデルが得られる。

$$Y=XW\delta+Xu+r$$

4 GT 法による市場細分化

まず、すべての隣接する小学校区のペアについて階層モデルのパラメータを推定する。推定された居住面積と進級率の相関変数が統計的にゼロではない場合、それらの小学校区は異なるサブマーケットに分類される。階層モデルにおいて住戸面積と試験得点の交叉項の係数の推定値が統計的にゼロではない場合には、その学校区を異なるサブマーケットに分ける。次に、同一サブマーケットに分類された小学校区を統合し、階層モデルのパラメータを再計算し、これがサブマーケットの同一性の基準を満たすかを検証する。その結果、ダラス郡は90のサブマーケットに分割されている。

5 推定結果

価格予測の精度を評価するため、2万8561件の中からランダムに90％のサンプル（係数推定サンプル）を抽出してヘドニックモデルの係数推定にあて、

表1—価格予測サンプルの残差に関する統計量

	縮小型ヘドニック				拡張型ヘドニック			
	ダラス郡	郵便番号区	国勢調査区	GT 区	ダラス郡	郵便番号区	国勢調査区	GT 区
残差 e_l（ドル）								
平均	1,053	71	−369	96	516	−445	−881	−502
標準偏差	50,946	40,425	38,275	36,283	46,326	34,911	35,421	34,829
Q_3	11,504	9,060	8,578	8,746	10,467	8,269	8,125	8,344
中央値	−3,309	−220	−443	103	−2,893	−33	−340	238
Q_1	−19,391	−10,144	−10,294	−9,857	−17,126	−9,488	−9,680	−9,490
Q_3-Q_1	30,895	19,204	18,872	18,603	27,593	17,757	17,805	17,834
$\|e_l\|$（ドル）								
平均	28,678	19,185	18,639	17,887	25,433	17,103	17,287	17,264
標準偏差	42,118	35,581	33,430	31,566	38,721	30,437	30,927	30,521
Q_3	32,001	20,542	20,064	19,104	27,873	17,845	18,367	18,317
中央値	15,479	9,669	9,402	9,281	13,940	8,867	9,048	9,023
Q_1	7,323	4,310	4,314	4,410	6,091	3,856	3,864	4,035
Q_3-Q_1	24,678	16,233	15,750	14,964	21,782	13,989	14,503	14,282
誤差割合								
平均	−0.1050	−0.0476	−0.0463	−0.0402	−0.0819	−0.0366	−0.0395	−0.0352
標準偏差	0.1584	0.0805	0.0715	0.0670	0.1033	0.0561	0.0574	0.0561
Q_3	0.1238	0.0976	0.0948	0.0982	0.1132	0.0914	0.0864	0.0932
中央値	−0.0394	−0.0025	−0.0052	0.0010	−0.0349	−0.0006	−0.0039	0.0030
Q_1	−0.2495	−0.1203	−0.1278	−0.1172	−0.2170	−0.1131	−0.1190	−0.1111
Q_3-Q_1	0.3734	0.2179	0.2227	0.2154	0.3301	0.2046	0.2054	0.2043

残りの10%のサンプル(価格予測サンプル)を価格予測の精度評価にあてている。

表1に価格予測サンプルの残差、残差の絶対値、誤差割合（PPE）の統計量を示す。誤差割合はeを残差（=実際の取引価格−モデルにより予測された価格)、Pを取引価格としたときにe/Pで与えられる。またQ_1、Q_3はそれぞれ下1/4点、上1/4点を表している。

縮小型ヘドニック価格推定において、市場細分化をしない場合は平均誤差が1000ドルを超えているのに対し、郵便番号区、GT区をサブマーケットとした場合は平均誤差がそれぞれ71ドル、96ドルであり、市場を細分化することによって価格の予測精度が相当程度高まることがわかる。同時に、残差の標準偏差は市場細分化を行なわない場合5万946ドルであるが、郵便番号区、国勢調査区、GTに基づく分割区をサブマーケットとした場合は、それぞれ標準偏差が20.7%、24.9%、28.8%削減され、4万425ドル、3万8275ドル、3万6283ドルとなり、有意に減少している。また、誤差割合の平均値、標準偏差も市場細分化を行なうことにより約半分に減少している。

拡張型ヘドニック価格推定においても、市場細分化を行なうことにより同様に価格予測精度は高まるが、分割方法による価格の予測精度の差は小さい。市場細分化をした場合の残差の標準偏差はすべて約3万5000ドルで、市場細分化をしない場合よりも約24.3%減少し、誤差割合の平均値も市場細分化をすることで半減する。また、市場細分化をしない場合、拡張型ヘドニック価格推定は縮小型ヘドニック価格推定に比べ、誤差の平均値は約半分となり、誤差割合の標準偏差は8.7%減少している。

6 市場の分割方法による精度の差異

各市場細分化方法の有効性を検証するために、F検定を行なう。F統計量は以下のとおりである。

$$F_{d,\Sigma(n_i-v_i)}=\frac{SSE_r/d}{SSE_u/\Sigma(n_i-v_i)}$$

ここで、SSE_rはダラス郡全体のヘドニック価格推定の残差の平方和、SSE_uはサブマーケットのヘドニック価格推定の残差の平方和、dは制約条件の数、n_iはサブマーケットi内の取引件数、v_iはサブマーケットiの推定パラメータ数である。各サブマーケットのF統計量はすべて0.01%有意であり、これはダラス郡全体のヘドニック価格式と比較して、サブマーケットのヘドニック価格式が取引価格の変動をよりよく説明していることを示している。

次に非入れ子型検定を行なう。GT法によるサブマーケットを帰無仮説として次式を考える。

$$y=(1-\alpha_1-\alpha_2)Xb+\alpha_1(Z_1\gamma_1)+\alpha_1(Z_2\gamma_2)+\varepsilon$$

ここで、yは実際の取引価格の対数、XbはGT回帰、$Z_1\gamma_1, Z_2\gamma_2$はそれぞれ郵便番号区、国勢調査区に基づくサブマーケットにおける回帰の予測値である。

H_0：$\alpha_1=\alpha_2=0$

H_1：$\alpha_1=0$　あるいは　$\alpha_2=0$

として検定を行なう。Fが有意であればH_0を棄却するが、これはGT法以外の代替市場細分化方法から追加的に得られる情報がないことを示している。同様に郵便番号区、国勢調査区に基づくサブマーケットを帰無仮説として検定を行なう。

その結果、GT法によるサブマーケットを帰無仮説とした場合は帰無仮説を棄却できず、それ以外の場合には帰無仮説を棄却できた。また、J検定を構成するF統計量はすべて統計的に有意であり、これは3つの市場細分化方法のうちとくに優位性を示すものはないということになる。J検定の結果は、異なる市場細分化方法による価格推定式を組み合わせることで予測精度が向上することを示している。具体的には、GT法、国勢調査区法、郵便番号区法による推定にそれぞれ0.52、0.39、0.09の重み付けを行ない線形に加えれば、GT法のみによる価格予測に比べ、予測誤差の平方の平均値が7.43%減少する。

おわりに

本稿では、住宅市場細分化がヘドニック価格予測精度に与える影響に関する研究を紹介した。このGoodman and Thibodeau (2003) で用いられてい

る郵便番号区、国勢調査区、GT区に基づく市場細分化を行なった場合、いずれにおいても価格の予測精度は高まるという結果が得られている。なかでも、郵便番号区による分割は、驚くほどサブマーケットの特徴をよく捉えているといえる。また情報収集の容易性という観点からも、郵便番号区はもっとも扱いやすい市場細分化の指標である。

しかしながら、GT法による市場細分化した場合の価格精度も郵便番号区・国勢調査区に匹敵する精度の高さを示している。とくに誤差のばらつきはGT法により市場細分化を行なった場合がもっとも小さい。予測価格誤差のばらつきが重要な意味を持つ物件評価においては、ばらつきを減少させるGT法を適用する意義はあると考えられる。またGT法は、サブマーケットを規定する際の基準を変更することにより、改善・アップデートが随時可能であるという利点を持っており、今後の改良も期待できる。さらに、複数の市場細分化方法を考慮し、統合することで価格予測精度が高まる場合もあり、それぞれの手法が持つ利点を有効に利用することが重要であると考えられる。

このように、市場細分化によってヘドニック価格予測の精度が向上するという知見が得られたが、ここでは地域の公的教育水準を示すデータなど日本では公開されてないデータも用いられている。したがって、適切な不動産評価のために、日本においては異なる市場細分化方法あるいは価格予測法の開発が望まれる。

同時に、アメリカと比較して日本の不動産関連のデータ整備はあまり進んでいないといえる。不動産評価に関する研究を促進するためにも、不動産流通各社が扱った取引実績を統括する機関、また統括のためのデータ書式基準の設定などのデータ整備が求められているといえる。

参考文献

Bourassa, S. C., F. Hamelink, M. Hoesli and B. D. MacGregor (1999) “Defining Residential Submarkets,” *Journal of Housing Economics*, Vol.8, pp.160-183.

Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau (1998) “Housing Market Segmentation,” *Journal of Housing Economics*, Vol.7, pp.121-243.

（田中麻理／東京大学大学院工学系研究科修士課程）

投稿論文募集

本誌では、住宅・土地に関連する経済学的な論文を募集いたします。投稿規定は下記のとおりです。

1．投稿論文の内容は、住宅・土地に関連する経済学的研究の成果とする。

2．(1)本誌への投稿は、他誌に未投稿のものに限る。

(2)原稿はおおむね12,000字以内とする。

(3)投稿者は、プリントアウトした原稿（A4）2部、FD（MS Wordまたはテキストファイル）を送付すること。また、原稿・FDは返却しない。

(4)採否については、6カ月以内に審査委員会（学識経験者数名で構成）のレフェリー制により決定し、採否を含む審査結果は速やかに投稿者に通知する。なお、原稿については、投稿者に一部修正を求めることがある。

(5)投稿者の氏名・所属・連絡先（電話番号・メールアドレス）を明記すること。

3．原稿の送り先・問い合わせ先

財団法人 日本住宅総合センター 『季刊 住宅土地経済』編集担当
〒102-0083　東京都千代田区麴町5－7　秀和紀尾井町TBRビル1107号
TEL：03-3264-5901　FAX：03-3239-8429

◉近刊のご案内

『分譲マンションの維持管理のあり方に関する調査――築後年数が経過したマンションの維持管理状況』 定価3,400円（税込み）

わが国の分譲マンションのストックは、2000年末時点で約386万戸に達している。初期に供給されたものはすでに築後30年を超え、管理経験のないマンションのストックはさらに増加していくことが予想されている。

築後相当年が経過したマンションでは、従来の原状回復を目的とした大規模修繕だけでなく、建物自体の一部利用制限や土地利用の更新を視野に入れた管理運営が必要になる。しかしながら、建物の老朽度判定や、今後の老朽化進行の予測などについて技術的な支援体制が欠けている上に、当事者である管理組合自身が住戸の賃貸化や空室化などによる不在区分所有者の増加などのために、主体的な企画立案や意思決定が困難となっており、維持管理を進める上でさまざまな問題に直面している。

このようなマンションにおいて、良好な維持管理や適切な時期での建替えを意識した管理運営がなされない場合には、不良ストックが増大し、ひいてはそれらが点在する都市全体のスラム化や活力低下を招くおそれがあり、これを未然に防止するためにも、早急に対策を講じる必要がある。

これまでに実現したマンションの建替え事例においては、余剰容積率があるなど恵まれた事業環境を活用して、厳しい状況に至る前に実施された例が多いが、このような環境にあるマンションはそれほど多くない。また、昨今の経済情勢や環境意識から、既存建物をなるべく長期間利用することも求められてきている。

本調査では、このような事情を背景として、築後30年程度経過したマンションにおける管理の実態を実際の事例調査（20カ所、うち23区内12カ所、武蔵野市３カ所、横浜市４カ所）をもとに把握し、確認された劣化現象を整理しながら、そこに至る背景事情を考察し、そこで生じている管理運営上の問題点・課題を明らかにした。また、これまでの中古マンションの性能評価手法や、老朽度判定手法について既存の調査などを整理し、最終章で老朽度に応じた適時適正な維持管理のあり方について、自力救済を前提とした対策、公的な介入を前提とした対策、中庸的な新たな管理システムの創設等の政策提言を行なっている。

カラー写真を多用しているので、初めてマンション管理に取り組む方にも有用となろう。

編集後記

梅から桜へと季節の彩りが変わるなかを、通勤電車がいくつもの川を横切ります。大きな橋小さな橋を渡る度に車窓から川面を眺め、たちまち遠ざかる風景を心に刻みます。

立春雨水の頃には、ゆるやかな川の流れと早春の風が水面に繊細な波をつくります。うつつなきその波紋はくり返し現れては消えてゆきます。そして啓蟄を過ぎれば小川の水ぬるむ頃、鉄橋を徐行する電車からは川底の丸い小石がぼんやりと揺れて見え、魚の影もちらほらします。

電車が都心に近づくにつれて、むかし川であったと思われる幾筋かの曲がった道路を横切ります。川はコンクリートの蓋で覆われ、かつての水際まで家が建て詰まっています。

近年、川と岸辺の緑は生活を豊かにする貴重な住環境として目立って回復してきましたが、これからは水辺に限らず、未利用宅地を農地に戻すなどの原状回復、自然回復のための土木技術が発展するのではないかと、編集委員会でも話題になりました。 （M）

季刊 住宅土地経済

2004年春季号（通巻第52号）
2004年４月１日　発行
定価750円（内消費税35円）送料180円
年間購読料3,000円（税・送料共）
編集・発行―(財)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)