

東京大学・学位(博士)請求論文

# 不動産市場の情報不完全性と価格 形成要因に関する研究

清水千弘

(麗澤大学国際経済学部准教授)



## はじめに

都市環境や地方政府が提供するサービスは、不動産価格に帰着する。いわゆるキャピタリゼーション仮説といわれるものである。大学院修士課程在学中における、この仮説との出会いが、本論文の出発点となっている。都市の空間を構成するさまざまな環境水準、立地属性に対して、市場参加者の「足による投票(voting on foot)」を通じて選好が顕示され、不動産価格を通して、市場で価値として決定されるとする仮説であるが、このような仮説ほどの程度、市場の中で成立しているものであろうか。

一般に不動産というと、われわれは混沌とした市場のことを想起する。それは、わが国の不動産市場は不透明であるといわれることと独立ではない。もし、そうであれば、「足による投票」は、机上のものであり、実際の市場では機能していないこととなる。つまり、「足による投票」は、市場の完全性を前提とするためである。それでは、なぜ、不動産市場は不透明であるといわれるのであろうか。

本論文は、このような単純な問題意識から出発している。論文の課題としては、「不動産市場の情報不完全性と価格形成要因に関する研究」としている。論題そのものは、きわめて大きなものであるが、上記の疑問に答えるために、まずは、われわれが観察可能な情報から得られる価格形成要因と情報の歪みを明らかにすることが主眼に置いた。

まず、第2章においては、過去四半世紀にわたる、東京都区部の商業地と住宅地における不動産の価格形成要因の変化を分析した。都市の構造変化とともに、価格形成の構造に変化があったのかどうかを検出するとともに、その変化の様子を統計モデルにより抽出することを試みた。

さらに、われわれが土地価格と信じて利用している多くの情報は、不動産鑑定評価情報である。この情報は、都市政策上では土地収用の補償の基準になっていたり、または地方財政政策上では固定資産税の課税標準の基準になっていたりすることから、きわめて重要な指標である。そのため、上記の問題意識を考える上で、地価情報の性質を把握しておくことはきわめて重要となる。第3章では、いわゆる鑑定価格情報が、実際の市場価格と比較してどの程度の歪みがあるのかを計測した。

続いて、第4章以降においては、住宅市場、とくに中古マンション市場に着目した。不動産市場の中でも、住宅市場は、買い手の多くが家計であることから、情報の非対称性問題が発生しやすい市場である。そのため、不動産市場が不透明であるといわれることが多い。住宅市場においては、売り手・買い手ともに情報が著しく不足しており、特に、買い手においては、価格情報とともに、その

価格と対応した品質情報も不足していることがほとんどである。

そこで、第4章から6章においては、東京都区部の中古マンション市場を対象として、住宅価格の価格形成要因と消費者の探索行動を明らかにすることを試みた。

先に指摘したように、現実の住宅市場が不完全であることは知られており、そのような市場で形成される価格は、売り手と買い手の交渉によって決定される。その場合、売り手・買い手ともに対して、市場が不完全であることから社会的な費用が発生している。そこで、第4章においては、中古マンション市場の構造を正確に理解するために、情報の不完全性によって、住宅市場にどの程度の経済的な損失が発生しているのかを推計した。

また、一般に住宅市場を対象とした分析では、線形構造を前提とした統計モデルが構築されることが多い。しかし、実際の住宅市場においては、異なる選好（効用関数）を有する家計群が異なる需要関数を有する（値を付ける）こと、異なる技術を有するデベロッパー(land developer)群が異なる供給関数を有する（値をオファーする）ことによって、非線形になるものと考えられる。第5章においては、中古マンション価格市場を対象として、非線形構造を前提とした価格関数の推定を試みた。この章においては、住宅価格と品質の関係を明らかにすることを目的とした。

しかし、住宅に対する消費者の選好構造は、時間の経過とともに変化していくことが考えられる。また、住宅市場に潜む情報の問題としては、価格変化を適切に把握できないという問題がある。つまり、信頼できる価格指数が不在であるという問題である。そのため、市場構造の時間的な変化を踏まえた価格関数の構築が必要とされる。第6章においては、住宅に対する供給者・需要者の値付けがの時間的な変化を観察するとともに、そのような市場構造の変化を前提とした際の価格指数の構築方法の提案を行った。

不動産価格は、不動産そのものの特性とともに、広義の都市の環境水準によって形成される。そのため、経済政策・公共政策・都市政策において、その経済価値を測定する指標として、重要な役割を担ってきた。区画整理事業、都市再開発事業の経済効果の測定の指標として採用されたり、自治体の固定資産税の課税標準として利用されたりしてきた。その意味で、不動産価格は、きわめて重要な指標である。不動産市場の構造を統計的な意味で明らかにし、立地行動、または立地行動を規定する都市環境要因と不動産価格との因果性を少しでも解明することができれば、政策的にも多くの貢献をすることもできるものと思っている。

しかし、この問題は、きわめて多くの側面から分析していくことが必要である。その意味で、本論文は、その中でもわずかな部分しか解明していない。残されたいくつかの問題は、今後の課題としたい。

このように一つの研究成果を取りまとめることができたことは、私にとって、望外の喜びである。私の研究生活は、必ずしも平坦なものではなかった。そのため、多くの諸先生方に支えられて、研究を継続することができた。

まず、浅見泰司 東京大学空間情報科学研究センター教授に感謝したい。浅見教授には、私が東京工業大学大学院在学中に研究会においてご指導をいただいてから、15 年以上にわたり公私にわたりご指導をいただいている。住環境と不動産価格との因果性、不動産の価値評価、計画参加と開発負担の問題についてご指導をいただくだけでなく、研究者としての行動規範に至るまで、幅広くご指導をいただいた。特に、本論文の中心的な研究となった第 4 章の研究において共同研究としてご指導を頂き、さらに、現在においても引き続き、共同研究を進めさせていただいている。何よりも、本論文の主査としてご指導をいただき、ここまでお導きをいただいたことに対して、心より御礼申し上げたい。

本研究は、不動産市場を対象とした実証研究を中心においている。このような実証研究の世界に入るきっかけをいただいたのは、中村貢 東京大学経済学部名誉教授、肥田野登 東京工業大学大学院社会理工学研究科教授にご指導をいただく機会を得たときからである。中村教授には、修士課程在学中の二年間にわたり、計量経済学講座の中で、理論経済学・計量経済学の基礎をご指導頂いた。本研究における応用分野としての都市基盤整備の便益評価については、中村教授の研究課題である社会資本整備の費用-効果分析に関する研究に強く影響を受けた。また、肥田野教授には、博士課程在学中の指導教官として、本論文の中心的なテーマであるヘドニック・アプローチに関してご指導をいただいた。特に、実証分析を行うためのデータのハンドリングから統計学の基礎、研究に対する姿勢についてもご指導をいただいた。東京工業大学在学中に、学位論文としてまとめることはできなかったものの、本論文の多くの問題意識は、この時期において形成されたものである。

西村清彦 日本銀行審議員、前・東京大学大学院経済学研究科教授には、本論文における第 2 章、第 3 章、第 4 章、第 5 章、第 6 章とすべての研究に関しての共同研究を通してご指導をいただいた。中村貢先生のご紹介により、大学院博士課程在学中にご指導をいただく機会を得てから、研究者として未熟であった私に対して、経済理論的な枠組みでの分析技術をご指導いただくだけでなく、日本の不動産市場に潜む非効率性や経済統計としてみた不動産情報の問題点、そして浅見先生同様に研究者としての行動規範に至るまで、幅広くご指導を頂戴した。特に、近年において家庭の事情で研究の継続が困難となった時期においても、精神的にも支えになっていただいた。

さらに、小野宏哉 麗澤大学大学院研究科長・国際経済学研究科教授には、私の多くの未熟な点を補っていただいただけでなく、大学院在学中から辛抱強くご指導いただいた。本論文の第 6 章が小野先生との共同研究である。共同研究を通じて、また、多くの共同プロジェクトを通じて、幅広くご指導を頂き、研究者として自立するための基礎を築いていただいた。

同様に、高辻秀興麗澤大学国際経済学部長・国際経済学部教授にも、都市開発・都市計画ま

たは計量経済学的枠組みでのモデル化など、共同研究を通じてご指導を頂戴した。本論文の第 6 章が高辻先生との共同研究である。

本論文は、浅見先生・西村先生・小野先生・高辻先生とのご指導のもとで実施した研究を取りまとめたものであり、各先生方には、公私にわたり常に支えて頂いている。このような学位論文を取りまとめることができたのも、諸先生方の支えがなければ、実現できなかったであろう。この場をお借りし、心より御礼申し上げたい。

そして、不動産学研究の世界にお導きいただいた故・田中啓一 日本大学経済学部教授には深謝したい。田中先生には、不動産学に関する魅力とわが国が抱える土地市場に潜む問題をご指導いただくだけでなく、研究者としての第一歩を歩ませていただく機会を頂戴した。本論文は、不動産市場の情報不完全性に関する問題解明に取り組んだ。不動産情報整備に関する問題意識は、田中啓一先生が委員長を勤められた 1990 年代初頭の国土庁土地政策審議会土地情報部会に、事務局の一員として参加させていただいた際に形成されたものである。その後において、先生のご学恩に報いることができず、勝手気ままに研究をしてきてしまったことに深くお詫び申し上げたい。

そして、本論文の副査を勤めていただいた、岡部篤行 東京大学工学部教授、田淵隆俊 東京大学経済学部教授、高橋孝明 東京大学空間情報科学研究センター教授、河端瑞貴 東京大学空間情報科学研究センター准教授には、大変貴重な示唆をいただいた。諸先生方からいただいた様々な示唆は、今後の研究を発展させていく上で、大変貴重な方向を示していただいた。諸先生方からいただいたご指摘において、本論文で対応できなかったいくつかの課題については、今後の課題として取り組んでいきたい。

なお、当然ではあるが、本書に残されたすべての誤りは、筆者の責任である。

最後に、私事で恐縮ではあるが、私の家族に対して、お礼を述べさせていただきたい。

私の研究生生活は、自分の至らなさから、または家庭の事情からきわめて厳しい時期が長く続いた。まず、このような研究成果を取りまとめることができたことを亡き・父に報告したい。私が博士課程在学中に経済的に苦しい状況を迎えながらも、また、身体が不自由になったしまった母の看病をしつつ、常に、私の研究を優先させてくれた。そのときの援助がなければ、研究者としての私は存在しなかった。東京工業大学大学院在学中に父が他界した後、しばらくの間、厳しい日々が続いた。そのような中でも、私を信頼してくれ学生時代から 19 年の歳月をともにし、近年における厳しい闘病生活に身をおかれつつも、私を励まし支え続けてくれた亡き妻・昌子に、そして妻の闘病生活を共に闘い、妻の亡き後に、すべての気力を失ってしまった私を励まし、そして研究の道へと復帰することを助けてくれた最愛なる二人の子供たち(萌香・空)に、この論文を送りたい。

2007 年 9 月 25 日

清水 千弘

## (目次)

第1章. わが国における不動産市場情報の不完全性と課題.....	1
1. 本研究の目的.....	3
2. 不動産価格の決定構造-ヘドニック・アプローチ.....	4
2.1. ヘドニック・アプローチ.....	4
2.2. ヘドニック関数の推定.....	5
2.3. 識別問題と一致性.....	9
2.4. 関数型.....	10
3. 不動産価格と価格指数.....	11
3.1. 物価指数.....	11
3.2. 不動産価格指数の理論-構造制約型価格指数と構造非制約型価格指数-.....	14
4. 不動産価格情報の整備状況.....	17
4.1. 一物多価.....	18
4.2. 取引価格・取引事例と鑑定価格・課税価格.....	19
4.3. 公示地価と市街地価格指数—その特徴—.....	23
4.4. 最近における不動産価格情報の提供.....	26
5. 本研究の構成.....	29
第2章. バブル前後における不動産価格構造の変化-東京都区部土地市場を対象として-.....	35
1. 本章の目的.....	37
2. 構造変化を考慮したヘドニック型不動産価格指数の推計:Switching Regression Model.....	38
3. データ.....	39
4. 推計結果.....	41
4.1. ヘドニック価格指数の推定-基本モデル.....	41
4.2. 構造変化を加味したヘドニック価格指数の推定.....	45
5. 第2章結論—バブル前・バブル期・バブル後の地価構造の変化—.....	53
第3章. 鑑定地価情報の情報不完全性-公示地価情報の鑑定誤差問題を中心として-.....	55
1. 本章の目的.....	57
2. データ.....	59
3. 推計結果.....	59
3.1. 品質調整済地価指数の作成—基本モデル.....	59
3.2. 取引事例インデックスと鑑定価格インデックスの比較.....	62
4. 公示地価 対 取引事例 -- 統計的検証.....	67
4.1. 評価率指標に見る公示地価の正確度.....	67
4.2. 地点で見た評価率の推移.....	70
5. 第3章結論 - 不動産市場の情報整備の必要性 -.....	73
第4章. 住宅市場の情報不完全性-東京都区部中古マンション市場での計測-.....	75
1. 本章の目的.....	77
2. 情報不完全性がもたらす損失:「売り手」・「買い手」・「不動産仲介」.....	79

2.1. 不動産流通に関わる主体別行動.....	79
2.2. 不完全情報に伴う費用.....	82
3. 不完全情報による損失の計量化.....	83
3.1. 分析手法：理論的枠組.....	83
3.2. 分析データと流通市場の実態.....	86
3.3. 分析結果.....	90
4. 第4章結論：効率的な不動産流通市場の育成に向けて.....	100
Appendix 1. 「標準的な取引の設定」-構造変化テストの方法-.....	102
Appendix 2. 購入者の一回あたり探索費用(c)の設定.....	105
Appendix 3. 新築マンション購入者の探索行動.....	108
第5章. 住宅価格構造の非線形性-東京都区部における中古マンション市場を対象として-.....	113
1. 本章の目的.....	115
2. 中古マンション価格と品質の因果性.....	116
2.1. ヘドニック・アプローチ:基本モデル(以下, Base Model と呼ぶ)の構築.....	116
2.2. 住宅価格の非線形性.....	117
3. データ.....	120
4. 推計結果.....	122
4.1. 基本モデルの推計.....	122
4.2. ノン・パラメトリック・モデルによる推定-連続量ダミーモデルによる推定-.....	124
4.3. 構造格差を加味したモデルへの拡張-Switching Regression Model-.....	124
4.4. 一般化加法モデル(GAM)での推計.....	129
5. 「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」と中古マンション価格との関係.....	130
6. 第5章結論—住宅価格の非線形性—.....	136
第6章. 住宅価格構造の時間的変化と価格指数-構造変化問題への対応を中心として-.....	143
1. 本研究の目的.....	145
2. 市場構造の変化と住宅価格指数.....	147
2.1. 重複期間型価格指数.....	147
2.2. 推計モデルの設定.....	149
2.3. データ.....	150
3. 推計結果.....	152
3.1. 構造制約型価格指数の推定.....	152
3.2. 構造非制約型価格指数の推定.....	153
3.3. 重複期間型価格指数の推定.....	158
3.4. 構造制約型価格指数・構造非制約型価格指数と重複期間型価格指数の比較.....	164
4. 第6章結論—住宅価格構造の時間的変化と価格指数—.....	166
第7章. 不動産市場の価格形成要因と非効率性-本論文の結論と今後の課題-.....	169
1. 地価の形成要因と地価情報の歪み.....	171
2. 不動産市場の非効率性.....	173
3. 住宅価格構造の非線形性と時間的変化.....	174

3.1. 非線形性.....	174
3.2. 時間的変化と価格指数.....	176
4. 本研究で残された課題と政策的含意.....	177
4.1. 推計論上の問題.....	177
4.2. 観測不可能な変数の問題.....	179
参考文献.....	181



# 第1章.わが国における不動産市場情報の不完全性と課題<sup>1</sup>

—本研究の目的と構成—

---

<sup>1</sup> )本章は, Nishimura,K.G and C.Shimizu, (2003), “Distortion in Land Price Information—Mechanism in Sales Comparables and Appraisal Value Relation—”, *CIRJE Discussion Paper*(University of Tokyo)F195 を加筆・修正したものである.



## 第1章 わが国における不動産市場情報の不完全性と課題

### 一 本研究の目的と構成

#### 1. 本研究の目的

わが国の不動産市場は情報が不完全であり、そのために不透明な市場であるといった指摘を受けることが多い(たとえば、清水(2004))。

一般に市場がその資源配分機能を十分に発揮するためには、取引対象となる財の質と価格についての情報が市場における取引参加者に十分にいきわたっていること、そして適切な取引対象(相手)を見出し、取引を実現するための特別な費用が存在していないという条件が必要である。

しかし、多くの市場においては、情報は完全ではなく、取引を実現するための機会費用も含めてさまざまな費用が発生することが多い。たとえば、商品の品質または性能を十分に知りえることができなかつたり、同質の財でもより廉価な商品を求めて探索したりすることがしばしばある。

とりわけ不動産市場は、「同質の財が存在しない」といった特殊性を有しているために、他の市場財と比較して、この問題の程度は、より大きなものとなる。さらに、わが国の不動産市場は、財の質と対応可能な適正な価格情報が量的に不足しているといった問題がある。つまり、多くの市場財では取引価格を知ることが容易にできるものの、不動産市場においては、取引価格に関する情報を知ることができないことの方が多い。そのため、取引価格情報が十分に整備・開示されていないことから、情報が「量的に不足している」といった問題を持つ。

このような特殊性に加えて、不動産の価格に関する情報においては、取引価格情報のほかに、「不動産鑑定評価価格」情報といった、専門家によって値付けされた情報がいきわたっており、その情報が市場価格から乖離しているといった価格情報の「質」に関する問題もある。また、品質情報についても、構造偽装問題や欠陥住宅に象徴されるように、開示されている情報そのものに信頼が置けないといった問題も存在している。

つまり、不動産市場において流通している情報の中には、情報の量的問題のほかに、情報の正確度(accuracy)といった質的問題が存在しており、なかでも財の品質に関する不確実性が高い。

情報の不完全性問題は、情報の不完全性問題となる。

本研究は、「不動産市場の情報不完全性と価格形成要因に関する研究」として、不動産市場の価格決定要因の構造の解明を試みたものである。つまり、本研究では、不動産市場の中でも、価格情報と価格を形成する要因の情報の問題に焦点を当て、理論モデルをベースとして、実証的に明らかにすることを目的とした。

このような問題は、特に不動産市場で顕著であるが、多くの市場財において、問題の程度の差こそあれ、共通に抱える問題である。市場に出回っている多くの市場財では、使用目的が同じであったとしても、性能や機能面で多くの差別化が図られている。仮に規格や設備が同じであっても使用後の時間が異なれば、質の劣化の程度が異なり同質のものではなくなる。このような性能や機能面での質の違いはその商品の市場価格に反映される。同時に、その市場財、つまり商品独自の性能や機能に対する消費者の評価もまた市場で決まる価格に反映されているといえる。

Lancaster(1966)は消費者の効用が商品そのものではなく、商品を構成するさまざまな性能や機能などに依存していることを想定した消費者行動の理論的分析を提案した。商品の市場価格はさまざまな性能や機能に対する需要と供給によって決まると考えられる。ただし、性能や機能に関する市場は必ずしも陽表的ではなく、商品価格決定の背後に隠れている。Lancaster

のねらいはこのような背後にあるメカニズムを明示的に扱い、市場均衡理論の枠組みで消費者行動を分析することにあつた。

このような経済理論的な枠組みは、ヘドニック・アプローチとして理論・実証的な発展をすることとなる。ヘドニック・アプローチとは、Lancaster(1966)によって示された理論的な枠組みを元に、ある商品の価格をさまざまな性能や機能の価値の集合体（属性の束）とみなし、統計学における回帰分析のテクニックを利用して商品価格を推定する方法である。商品価格は属性の束からなる方程式で表現され、このような式をヘドニック関数とよぶ。ヘドニック関数を具体化することは、消費者が個々の機能や性能に対してどの程度の価値を見いだしているかを明らかにすることと同じである。

このような理論・実証的な手法により、不動産市場における品質と価格との対応関係を明示的に扱うことが可能となった。本研究では、このような経済理論体系であるヘドニック・アプローチを用いて、市場構造を明らかにする。

以下、第二節において本研究の出発点となっている経済理論的裏づけとなるヘドニック理論について整理する。第三節においては、本研究の分析の中心となる価格指数の理論について整理し、第四節においては、実証分析で利用する不動産価格データに関しての性質を整理しておく。さらに、第五節において、本研究の構成をまとめる。

## 2.不動産価格の決定構造-ヘドニック・アプローチ

### 2.1.ヘドニック・アプローチ

ヘドニック・アプローチとは、ある商品の価格をさまざまな性能や機能の価値の集合体（属性の束）とみなし、統計学における回帰分析のテクニックを利用して商品価格を推定する方法である。商品価格は属性の束からなる方程式で表現され、このような式をヘドニック関数とよぶ。ヘドニック関数を具体化することは、消費者が個々の機能や性能に対してどの程度の価値を見いだしているかを明らかにすることと同じである。本節では、清水・唐渡(2007b)を出発点として、ヘドニック価格理論について整理する。

伝統的な価格理論では、一物一価の法則が市場分析を行う上での有効な仮定となるが、Lancaster(1966)が分析しているように、この仮定は差別化された商品を扱う上で理論的に（そして実証分析を行う上でも）きわめて不都合である。Rosen(1974)はこのような属性の束としての商品価格データが、どのような市場メカニズムで発生するのかを理論的に解明した最初の研究である。Quigley(1982)が指摘しているように、Rosen 以前の研究でも、住宅のような属性の束からなる商品と一般の商品との間の違いについて分析を試みている研究が存在するが、データ発生プロセスをどのように記述するかという観点から見て、ヘドニック関数は正しく理解されていなかった。Rosen の研究は、Tinbergen(1959)の提起による「差別化された生産物の市場均衡理論」を発展させたものである。商品供給者のオファー関数（offer function）、商品需要者の付け値関数(bid function)およびヘドニック関数の構造との間の関係を厳密に検討し、商品の市場価格を消費者および生産者の行動から特徴づけている。実際に実証分析を行ってはいないものの、計量経済学的な推定手順についての概略も示している。Witte, *et al*(1979) は Rosen 理論を元に具体的に実証分析した研究である。

Rosen 理論では、単純化されたケース（生産者を同質に扱うケース）においてすら、ヘドニック関数から選好や技術の構造を識別するためには非常に複雑な解析を必要とする。

Epple(1987) は多数の消費者と生産者を想定した上で、Rosen 理論を発展させた計量経済モデルを定式化している。Rosen 理論の問題点は、需要と供給からなる構造方程式において、同時性バイアスが生じるケースを排除できない点である。もし、重要な属性が観察されておらず、それらが観察された属性と相関している場合には、均衡におけるヘドニック関数の観察された属性の係数推定量には不偏性もなければ一致性もない。分析者は常に必要な属性を観察できるわけではなく、ヘドニック・アプローチの利用上最も注意すべき問題点の一つである。

この点に関して、Epple のモデルは観測誤差を正確に処理できるヘドニック関数を提起するアプローチとなっている。ただし、このアプローチは効用関数に次の先見的な仮定をおいた上で、閉じた市場均衡におけるヘドニック関数を導き出し、推定を行うことになる。

- 効用関数の関数型はすべての消費者について同質である。ただし、選好パラメータが正規分布に従う（共分散は非対角要素が 0 の対角行列）。
- 消費者の効用関数は属性変数が加法分離的で 2 次形式である。
- 差別化された商品の供給が外生的に与えられている。

上記は経済主体間の相互作用がないこと、および市場均衡におけるヘドニック関数が描写できるように実現可能な関数型を想定しており、決定的な仮定である。

## 2.2.ヘドニック関数の推定

### (1).付け値関数

ヘドニック・アプローチの理論的枠組みを Rosen(1974)および Epple(1987)にしたがって整理する。ここでは、 $K \times 1$ の属性ベクトル  $\mathbf{X}$ （属性の束）からなる住宅の需要を考える。属性の束で示される住宅の市場価格関数を  $P(\mathbf{X})$  とする。消費者の効用関数を  $u(c, \mathbf{X}; \mathbf{A})$  と書く。ここで、 $c$  は価格が 1 に基準化された価値尺度財（スカラー）、 $\mathbf{A}$  は消費者個人を特徴付ける選好パラメータのベクトルである。消費者の所得を  $I$  とするとき、予算制約式は  $I = P(\mathbf{X}) + c$  となる。消費者の所得と選好の分布を確率密度関数で考え、これを結合確率密度関数  $f(I, \mathbf{A})$  で表わす。

与えられた予算制約のもとで、 $(c, \mathbf{X})$  について効用を最大化するとき、次の最適化条件が得られる。

$$\frac{\partial u(I - P(\mathbf{X}^*), \mathbf{X}^*; \mathbf{A}) / \partial \mathbf{X}}{\partial u(I - P(\mathbf{X}^*), \mathbf{X}^*; \mathbf{A}) / \partial c} = P_{\mathbf{X}}(\mathbf{X}) \quad (1-1)$$

ここで、 $P_{\mathbf{X}}$  は属性の 1 階微分の関数を示している。すなわち、最適な属性  $\mathbf{X}^*$  の選択は合成財に対する個々の属性の限界代替率が住宅市場価格の限界的価値に等しいところで決定される。住宅市場価格の限界的価値は需要者がその属性に対して支払ってもよい(willingness to pay)と考える属性の価値に等しくなっている。したがって、個々の属性の限界的価値を調べるためには、市場価格関数  $P(\mathbf{X})$  における各属性の微係数を知る必要がある。

いま、ある一定の効用水準  $u^*$  のもとで選択された最適な属性の束が  $\mathbf{X}^*$  であるとき

$$u(I - P(\mathbf{X}^*), \mathbf{X}^*; \mathbf{A}) = u^* \quad (1-2)$$

である。ここで、需要者が住宅に対して支払ってもよいと考える最大の価格のことを付け値 (bid price) とよぶ。これを  $\theta$  という記号で定義する。すると、所得  $I$ 、タイプ  $\mathbf{A}$  の需要者が効用水準  $u^*$  を達成しなければならないときに、住宅属性  $\mathbf{X}$  に支払いうる最大価格は  $u(I - \theta, \mathbf{X}; \mathbf{A}) = u^*$  より、 $\theta = \theta(\mathbf{X}; I, u^*, \mathbf{A})$  と陽表的に示すことができる。関数  $\theta(\bullet)$  は付け値関数 (bid price function) である。すると、効用が最大化されるとき、任意の  $f(I, \mathbf{A})$  のもとで、

$$P_{\mathbf{X}}(\mathbf{X}^*) = \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}} \theta(\mathbf{X}^*; I, u^*, \mathbf{A}) \quad (1-3)$$

でなければならない。ただし、 $P_{\mathbf{X}}(\mathbf{X}^*)$  は(1-1)式でも示された市場価格関数の1階微分である。このことは、市場価格関数の勾配が所得の限界効用に対する属性の限界効用に等しいだけでなく、付け値関数の勾配にも等しくなっていないことを示している。

ヘドニック・アプローチとは、住宅価格を住宅のさまざまな属性や個人属性に回帰させたモデルを推定することによって、各属性の価値を予測する手法である。市場価格関数を1次近似すると、それはさまざまな属性の限界的価値の線型結合式とみなせる。例えば、第  $i$  属性ベクトル  $\mathbf{X}_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik})$  に住宅市場価格  $P_i$  を回帰させた古典的な線型回帰モデルは、

$$P_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{ik} + u_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (1-4)$$

と表現される。ここで、 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$  は住宅属性の限界的価値を示す未知パラメータであり、 $u_i$  は攪乱項である。しかしながら、この線型近似式だけでは多数の消費者の選好を反映したヘドニック価格関数かどうかを識別する手がかりとはならない。次節で述べるように、市場での生産者が1タイプだけのとき、市場価格関数は生産者の限界費用関数そのものになる。(1-4)式はそのような場合の市場価格を推定していることになる。より正確な推定を行うためには、生産者の行動も考慮に入れてモデルを閉じて、均衡状態のヘドニック価格関数を描写する必要がある。

## (2).市場均衡とヘドニック関数

(1-4)の左辺は住宅市場の需給均衡で決まる市場価格であるから、生産者の行動も描写しなけ

ればモデルを閉じることができない。住宅のように差別化された商品の費用関数を  $C(\mathbf{X}, M; \mathbf{B})$  とする。ここで、 $M$  は建設される住宅の数を示しており、 $\mathbf{B}$  は各生産者の技術上件等の特徴づけるパラメータ・ベクトルである。 $\mathbf{B}$  の分布は確率密度関数  $g(\mathbf{B})$  で与えられているものとする。生産者は住宅市場価格を所与として、次の利潤  $\pi$  を最大化する属性の束を決定する。

$$\pi = P(\mathbf{X})M - C(\mathbf{X}, M; \mathbf{B}) \quad (1-5)$$

生産者の行動は、短期か長期かによっても異なり、Rosen が示したように短期には 2 パターンの状況を想定できる。

- 生産者にとって  $M$  だけが可変的な短期経済
- $M$  および  $\mathbf{X}$  のどちらも可変的な短期経済

長期の経済では固定資本（費用関数に明示されていない）も可変的になり、参入・退出の自由が認められる。ここでは、二つめの短期経済を想定して、次の最適化条件を得る。

$$P_{\mathbf{X}}(\mathbf{X}^*) = \frac{1}{M^*} \cdot \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}} C(\mathbf{X}^*, M^*; \mathbf{B}) \quad (1-6)$$

$$P(\mathbf{X}^*) = \frac{\partial}{\partial M} C(\mathbf{X}^*, M^*; \mathbf{B}) \quad (1-7)$$

(1-6)より各生産者は属性の限界的価値が住宅 1 単位あたりの属性の限界費用に等しく、そして、(1-7)より住宅の市場価格は生産者の住宅生産限界費用に等しくなければならない。このとき達成される最大利潤はパラメータ  $\mathbf{B}$  によって異なる。

最適な属性の束  $\mathbf{X}^*$  と生産個数  $M^*$  を選択しているとき、達成できる利潤が  $\pi^*$  であるとしよう。すなわち、

$$\pi^* = P(\mathbf{X}^*)M^* - C(\mathbf{X}^*, M^*; \mathbf{B}) \quad (1-8)$$

である。いま、生産者が提示できる最低の価格（オファー価格）を  $\phi$  という記号で表わす。特徴  $\mathbf{B}$  の生産者が利潤  $\pi^*$  を達成しなければならないときに、属性  $\mathbf{X}$ 、生産個数  $M$  の住宅に提示できるオファー価格は、 $\pi^* = \phi M - C(\mathbf{X}, M; \mathbf{B})$  を満たす。この式は一定の  $\pi^*$  のもとで、 $\phi$  が  $(\mathbf{X}, M)$  とどのような関係を持つのかを示している。これを  $M$  について微分して 0 とおき、 $M$  について解くと、 $M = \tilde{M}(\mathbf{X}, \phi; \mathbf{B})$  が得られる。利潤定義式に代入すると、

$\pi^* = \phi \tilde{M}(X, \phi; B) - C(X, \tilde{M}(X, \phi; B); B)$  であるから, オファー価格関数は  $\phi = \phi(X; \pi^*, B)$  と書くことができる. したがって, (1-6) より, 利潤が最大化されているとき

$$P_X(X^*) = \frac{\partial}{\partial X} \phi(X^*; \pi^*, B) \tag{1-9}$$

でなければならない.

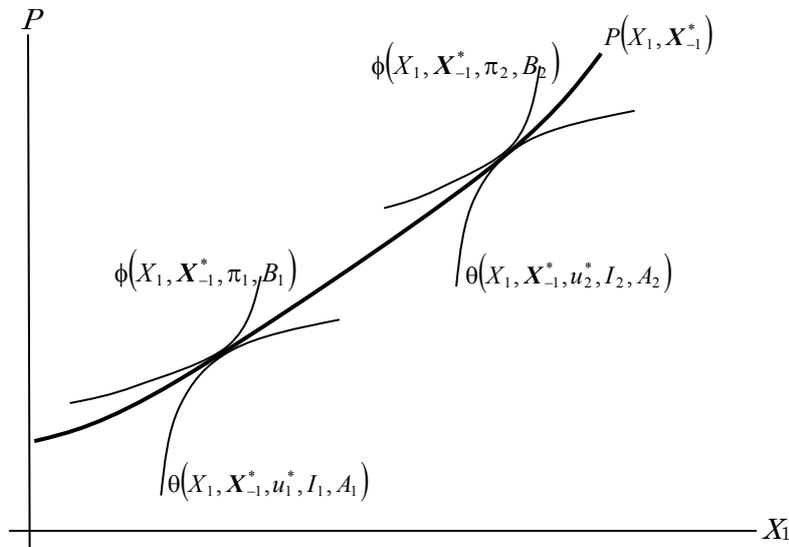


図 1-1.属性  $X_1$  に関する付け値関数, オファー関数, 市場価格関数

$X$  に対応したあらゆるタイプの住宅の需要と供給とが等しくなる場所で市場均衡が成立し, 市場価格  $P(X)$  が得られる. (1-3)と(1-9)より, 属性の付け値関数とオファー関数との接線の軌跡として均衡における市場価格  $P(X)$  を表わすことができる. すなわち, 市場をクリアする価格関数は消費者の付け値関数と生産者のオファー関数との包絡線でなければならない. 図 1-1 は第 1 番目の属性  $X_1$  に関する付け値関数とオファー関数の接線上に市場価格が成立していることを示している. 曲線  $P(X_1, X_{-1}^*)$  は,  $X_1$  以外の属性ベクトル  $X_{-1} = [X_2 \ X_3 \ \dots \ X_K]$  が  $X_{-1}^*$  において最適化されているとき, さまざまな消費者と生産者との間で成立する市場価格の軌跡を示している.

Epple(1987)が指摘したように, 市場をクリアするヘドニック関数は消費者の所得と選好の分布  $f(I, A)$  と生産者のパラメータ分布  $g(B)$  に依存して決まる. もし, 生産者が 1 タイプしか存在しなければ, 限界費用関数そのものが市場価格関数になる. 限界費用と付け値関数の傾きとが等しくなる場所で市場がクリアするので, その包絡線は 1 生産者の限界費用関数に一致するからである.

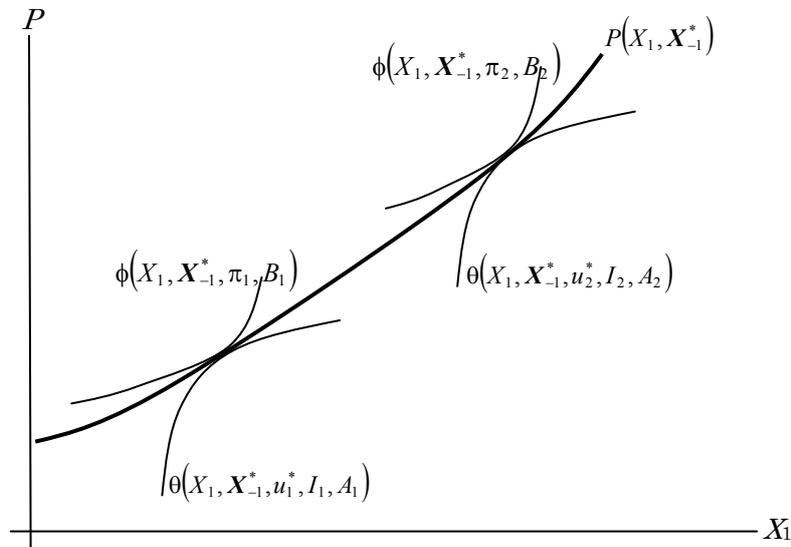


図 1-2. ヘドニック価格の内生性とバイアス

### 2.3. 識別問題と一致性

選好および生産技術を先見的に仮定でもしない限り，ヘドニック・アプローチでは  $P(\mathbf{X})$  の関数型は一般的に未知であり，付け値関数とオファー関数との同時推定から統計的に市場価格を推定する方法が採られる。

Witte, Sumka and Erikson (1979)による推定は次のように行われた。はじめに，4つの都市にグルーピングして市場を分割し，市場価格関数を敷地規模，床面積，近隣環境および近接性などの属性およびそれらの交差項に回帰させ，推定値を利用して属性の限界価値  $P_i(\mathbf{X}) = \partial P / \partial X_i$  を計測する。これを利用すると，次の付け値関数とオファー関数の1階微分が定義できる。

$$P_i(\mathbf{X}) = D(X_1, \dots, X_n, I, \mathbf{A}) \left[ = \frac{\partial}{\partial X_i} \theta(X_1, \dots, X_n, I, \mathbf{A}) \right] \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (1-10)$$

$$P_i(\mathbf{X}) = S(X_1, \dots, X_n, M, \mathbf{B}) \left[ = \frac{\partial}{\partial X_i} \phi(X_1, \dots, X_n, M, \mathbf{B}) \right] \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (1-11)$$

属性の需要と供給に関する  $2n$  本の(1-10)と(1-11)を同時推定し最終的な属性の限界価値を決定する。Witte *et. al.*の研究では3つの属性に関して6本の式を同時推定している。

しかしながら，Brown and Rosen (1982)が指摘しているように，この方法による2段階目の推定値は属性の需要を正しく識別することができない。例えば，ある属性  $X_i$  の需要が，次のように推定されたヘドニック価格  $P_i = P'(X_i)$  の関数であるとする。

$$X_i = b_0 + b_1 P_i + u_i \quad (1-12)$$

ただし、真のパラメータは  $b_1 < 0$  であり、 $u_i$  は攪乱項であると仮定する。もし、ある消費者の属性需要  $X_i^*$  がデータとして観察されると、市場均衡では  $P'(X_i^*) = \theta'(X_i^*)$  が成立している。すなわち、攪乱項  $u_i$  がほとんど 0 の場合である。いま、 $X_i^0 \leq X_i^* \leq X_i^1$  を満たす  $(X_i^0, X_i^1)$  について、 $u_i < 0$  ならば  $X_i^0$  を、 $u_i > 0$  ならば  $X_i^1$  を需要するものとする。すなわち、 $u_i < 0$  ならば  $P'(X_i^0) \leq \theta'(X_i^0)$  であり、 $u_i > 0$  ならば  $P'(X_i^1) \geq \theta'(X_i^1)$  となる。図 1-2 のように、市場価格が凸関数、付け値関数が凹関数のとき、 $P''(X_i^*) \geq 0$  および  $\theta''(X_i^*) \leq 0$  である。 $\theta'(X_i^0) > \theta'(X_i^1)$  であるから  $(X_i^0 \leq X_i^1)$ 、 $b_1 < 0$  と仮定したことと整合的である。しかしながら、 $P'(X_i^0) < P'(X_i^1)$  であるから、推定されたヘドニック価格を利用すると、 $u_i$  の値によっては  $X_i^0 \leq X_i^1$  と成り得る。したがって、 $b_1$  の推定値  $\hat{b}_1$  は上方にバイアスがあり正となる可能性すらある。

この結果は  $u_i$  と  $P_i$  との間の相関によってもたらされたものである。ここで、 $b_1$  の最小二乗推定量は、

$$\hat{b}_1 = b_1 + \frac{\sum_{j=1}^n (P_{ij} - \bar{P}_i) u_{ij} / n}{\sum_{j=1}^n (P_{ij} - \bar{P}_i)^2 / n} \quad (1-13)$$

と書ける。サンプル・サイズについて  $n \rightarrow \infty$  のときの  $\hat{b}_1$  の確率極限は、

$$\text{plim } \hat{b}_1 = b_1 + \frac{\sigma_{P_i u_i}}{\sigma_{P_i}^2} = b_1 + \rho_{P_i u_i} \frac{\sigma_{u_i}}{\sigma_{P_i}} \quad (1-14)$$

である。ここで、 $\sigma_{P_i u_i}$  は  $P_i$  と  $u_i$  の共分散（標本共分散の確率極限）、 $\sigma_{P_i}^2$  は  $P_i$  の分散（標本分散の確率極限）である。また、 $P_i$  と  $u_i$  の標準偏差をそれぞれ  $\sigma_{P_i}$ 、 $\sigma_{u_i}$  とおくと、相関係数は  $\rho_{P_i u_i} = \sigma_{P_i u_i} / \sigma_{P_i} \sigma_{u_i}$  より定義できる。したがって、サンプル・サイズが増えたとしても、 $P_i$  と  $u_i$  との間の相関がある限り一貫性は得られない。上述のように  $P''(X_i^*) \geq 0$  のとき、 $\rho_{P_i u_i}$  は正であるから正しい属性需要を推定することはできない。この根本はヘドニック価格が内生変数であることから生じる同時方程式バイアスにある。

## 2.4.関数型

所得や個人属性に関するデータがない場合には、付け値ではなく市場価格関数を推定するので、上記のような過大推定の問題が起こりやすい。また、所得や個人属性に関するデータがあったとしても、付け値関数と市場価格関数の勾配が一致する点以外での、あらゆる属性のレベルに対応した付け値を推定すること、すなわち付け値の関数型を統計的に決定することはほと

んど不可能である。こうした問題を回避するための一つの方法は、効用関数を先見的に仮定した上で、付け値関数の形状を決定しておき、それを推定する方法である。Quigley(1982)および Kanemoto and Nakamura(1986)は一般化 CES (Generalized CES) 効用関数から付け値関数を導き、均衡におけるヘドニック価格を推定している。

付け値関数の形状に先見的な制約を課す場合でも、ヘドニック・モデルは統計的に関数型が選択されなければならない。推定が簡便なことから、線型および対数線型は最も広く用いられている。Witte *et. al.* (1979), Brown and Rosen (1982)および Epple (1987)では交差項を含む 2 次形式を利用している。また、Linneman (1980)および Cassel and Mendelsohn (1985)は Box-Cox 変換した属性効果の非線型推定を行なっている。ただし、属性の非線型効果を推定することで、理論値のフィットが良くなったとしても、属性価格の安定的な推定結果を得るという本来の目標を完遂できるわけではない。Cropper and McConnell (1988)は線型、半対数型、両対数型、Box-Cox 変換型、2 次形式、2 次形式の Box-Cox 変換型の 6 タイプを比較検討している。推定されたヘドニック価格関数から、Diewert 型およびトランスログ型効用関数に戻した場合、Box-Cox 変換型の属性価格の標準偏差が最も小さく、最もパフォーマンスが良い。線型、半対数型、両対数型などの関数型は概してパフォーマンスが良くないことが示されている。

近年、ヘドニック価格関数をパラメトリックな関数型で特定化する代わりに、ノン・パラメトリック法あるいはセミパラメトリック法を利用する研究も提案されている。これらのアプローチは関数型をあらかじめ特定化することなく、データから直接的に属性価格を推定する (Knight *et.al.* (1993), Anglin and Gencay(1996), Pace (1995)). ただし、パラメトリックな分析手法と同様に、データ上の問題点 (多重共線性) から解放されないことも指摘されている。Anglin and Gencay (1996)は、パラメトリック対ノンパラメトリックのモデル選択に関する検定において、パラメトリック・モデルは比較的棄却されやすい事実を示している。パラメトリック・モデルの変数構成が貧弱だからというわけではなく、モデル選択に関する標準的な検定をいくつもパスしたパラメトリック・モデルにおいてすら、そのような結果になることが示されている。Pace (1998)はより柔軟な一般化加法モデル (Generalized Additive Model; GAM) を利用して、セミ・パラメトリック・タイプのヘドニック価格関数を推定しており、あらゆるパラメトリック・モデルに対する優位性があることを実証している。GAM 自体が統計的手法として確立されているので、このことはノンパラメトリック法のヘドニック・アプローチへの援用がきわめて効果的であることを示す結果である。

ヘドニック法は経済理論による背景がしっかりしているため、ヘドニック価格のひとつひとつの推計値の経済的意味が明快である。したがって、得られる推定結果もきわめてパワフルである。特に、市場がそもそも存在しないような商品 (非市場財) を属性として含むヘドニック価格推定は、政策形成が困難な領域における実証の根拠として十分な説得力をもっている。理論的な厳密さと実証分析との親和性は必ずしも両立しないが、推定上のいくつかの点で、大きな改善が多数の研究者によって図られてきた。特に、推定パラメータの性質、関数型、観測誤差などの取扱については大きな発展がみられる。

### 3. 不動産価格と価格指数

#### 3.1. 物価指数

不動産市場は、他の市場財と比較して同質の財が存在しないという特殊性を持つ。そのため、

取引価格情報が整備されたとしても、価格の時間的な変化を捉えることはきわめて困難となる。

前述のように、情報が不完全であるという問題のひとつとして、信頼できる価格指数が存在しないという問題も指摘される。

異時点間における価格変化を観察するために価格指数が作成され、財やサービスの複合的価格を反映するためにさまざまな工夫がなされている。代表的な物価指数としては、物価水準を指数化した総務省の「消費者物価指数」「卸売物価指数」や日本銀行の「企業向けサービス価格指数」などが挙げられる。

一般に、市場情報を用いた指数の作成方法には、経済統計または理論経済学の一分野として多くの研究蓄積がある(Allen, R.G.D.(1975), 森田(1989), 竹内ほか編(1989)を参照)。おおむね、価格変化に伴う財やサービスの代替効果をどのように取り扱うかで手法が分かれる。一般的に価格上昇が見られる場合でも、相対的に価格上昇する財やサービスに対しては需要が減少し、価格変化後の実質的な総合価格指数は相対的に安い財・サービスの需要を反映する。価格変化前の数量ウェイトを用いた総合指数(合成指数)はラスパイレステ型と呼ばれ、一般的な価格上昇の局面においては上昇率が大きく見積もられる。価格変化後の数量ウェイトを用いた総合指数(合成指数)はパーシェ型と呼ばれ、価格上昇の局面においては上昇率が小さく見積もられる。逆に、一般的な価格下落の局面ではラスパイレステ型の価格指数では下落率は小さく見積もられ、パーシェ型指数では下落率は大きく見積もられる。

$t$  時点における  $i$  財の価格を  $p_{it}$ 、数量を  $q_{it}$  すると、単一の財サービスの場合は単純には価格比( $p_{it}/p_{0i}$ )として捉えられる。しかし、複数の財・サービスからなる総合価格水準を示すには、それぞれの需要量に相当する数量により調整を行うことが一般的であり、その調整方法に応じて異なった指数が得られる。その代表的な指数が先に述べたラスパイレステ型価格指数( $P_L(t)$ )およびパーシェ型価格指数( $P_P(t)$ )である。

$$\text{ラスパイレステ型価格指数} : P_L(t) = \frac{\sum p_{it} q_{0i}}{\sum p_{0i} q_{0i}} \quad (1-15)$$

$$\text{パーシェ型価格指数} : P_P(t) = \frac{\sum p_{it} q_{it}}{\sum p_{0i} q_{it}} \quad (1-16)$$

ラスパイレステ型指数とパーシェ型指数の幾何平均をとるフィッシャー指数( $P_F(t)$ )もある<sup>2)</sup>。ラスパイレステ型指数、パーシェ型指数は価格変化に対して互いに反対の方向に偏りを持つため、その中間のフィッシャー指数が、偏りが少ないという点で優れている。効用関数を前提とすれば「真の生計費指数」が考えられる<sup>3)</sup>。

これらの指数以外にもいくつかの作成方法があるものの、数量の調査が基準年度だけで済む

<sup>2)</sup> フィッシャー指数とは  $P_F(t) = \sqrt{P_L(t) \cdot P_P(t)} = \sqrt{\frac{\sum p_{it} q_{0i}}{\sum p_{0i} q_{0i}} \cdot \frac{\sum p_{it} q_{it}}{\sum p_{0i} q_{it}}}$ 。

<sup>3)</sup> 「真の生計費指数」は「異時点間で同じ効用を得るのに必要な金額比」である(竹内ほか編(1989)pp.665)。

ため、実際の価格指数としてラスパイレス型が利用されることが多い。しかし、前述のように相対価格の変化に伴い発生する代替効果を反映できることが望ましい。そのため数量調査が難しい場合にも、たとえば5年おきに数量調査を行いラスパイレス型の指数を作成し、それを5年ごとに接続する擬似ラスパイレス指数も用いられる。

基準時点での固定重みを設けるラスパイレス型指数のバイアスをパーシェ型指数との関係で示すものとして、「ボルトキヴィッチの関係式」<sup>4)</sup>がある。価格の上昇（下降）局面では、価格変化と数量変化の相関係数  $r$  が負であるので、 $P_L > P_P$  ( $P_L < P_P$ ) となる。「真の生計費指数」に対しては、ラスパイレス指数は上限を、パーシェ型指数は下限を示す(Allen,R.G.D(1975), 森田(1989))。

しかし、価格指数の選択基準には、理論的な問題とともに実務的な運用上の問題もある。より正確度が高く「真の指数」に近似していくことが重要ではあるものの、運用上の効率性の問題、つまり応答性が課題である。

一般に作成されている指数は、ラスパイレス型、パーシェ型あるいは擬似パーシェ型がほとんどであり、フィッシャー式は貿易価格指数で採用されている。これら価格指数理論の課題のひとつが品質変化の問題である（竹内ほか(1989), p.668）。

特に、日進月歩で性能が向上するパソコン、テレビ、デジタル・カメラなどのデジタル家電製品は、たとえ価格が同じであったとしても、性能は向上し、機能も豊富になっていることが多い。消費者は陳腐化した品質には低い評価しか与えないため、見かけ上の価格は下落することになる。前述のような基準時点のマーケット・バスケットを想定したラスパイレス方式で作成される価格指数では、このような商品の価格実態を正しく反映していないと言われている。このような品質の変化を適切に反映させるために、総務省統計局または日本銀行においては、一部の商品についてヘドニック・アプローチによる価格推定を行っている。特に、不動産の場合には、同質の財が存在しないという問題があることから、そもそもラスパイレス型・パーシェ型のような価格指数を推計することはできない。さらに、住宅の場合には、パソコン、テレビ、デジタル・カメラのように品質が変化していくという問題もある。

不動産市場における情報問題を考える場合には、価格指数の問題は避けては通ることができない問題である。とくに、住宅は、品質が変化していくとともに、政策の影響を強く受けることとなるため、強い特殊性を持つ<sup>5)</sup>。また、経済政策において、住宅価格の変化はきわめて重要な経済指数として採択されているために、精度の高い住宅価格指数を推定することはきわめて重要な問題となる。

---

<sup>4)</sup> 「ボルトキヴィッチの関係式」は  $\frac{P_p - P_L}{P_L} = r \frac{S_p}{P_L} \frac{S_q}{Q_L}$  とあらわされる。  $S_p$ 、 $S_q$  は、価格変化及び数量変

化の標準偏差を意味し、 $r$  はそれらの相関係数である(森田・久次(1993)等を参照)。

<sup>5)</sup> 金本(1997)は、住宅財の特徴として、必需性、耐久性、重要性、多様性と住宅市場の薄さ、生産における規模の経済性、情報の非対称性、取引費用の重要性、の7つの特性を指摘している(pp.97-99)。

### 3.2.不動産価格指数の理論-構造制約型価格指数と構造非制約型価格指数-

品質と価格との対応関係を分析する手法としては、ヘドニック・アプローチがある。そして、品質の異なる取引価格情報を用いて、市場における価格の時間的な変化を観察するためには、品質調整済み価格指数として推定することが求められる。品質調整済み不動産価格指数の推定においては、ヘドニック・アプローチに基づく推定法とリピートセールス型の推定法がある。ヘドニック型推定法による価格指数には、「構造制約型価格指数」と「構造非制約型価格指数」とがある。ここではこれらの推計法について整理を行い、リピートセールス型価格指数との対比によりヘドニック型価格指数の持つ推計上の特性を整理にする。

#### (1) 構造制約型価格指数

いま全期間  $t = 1, 2, \dots, T$  についてプーリングした住宅価格と住宅属性とに関するデータがあり、それぞれの期におけるデータ件数が  $n_t$  であるとする。このとき、構造制約型価格指数を求めるための住宅価格の推定モデルは以下のように表される。

$$\ln P_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{ikt} + \sum_{s=1}^{\tau} \delta_s D_s + \varepsilon_{it} \quad (1-17)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

$$i = 1, 2, \dots, n_t \quad (t \text{ 期のデータが } n_t \text{ 件あるうちの } i \text{ 番目を表す})$$

$P_{it}$  :  $t$  期の住宅  $i$  の価格 (同一の住宅  $i$  が各  $t$  期に現れることを意味するのではなく  $t$  期のデータのうちの  $i$  番目のデータであることを意味する)

$\beta_k$  : 住宅属性  $k$  のパラメータ

$X_{kit}$  :  $t$  期の住宅  $i$  の属性  $k$  の属性値

$\delta_s$  :  $s$  期におけるタイムダミーのパラメータ

$D_s$  :  $s = 1$  のとき常に 1 をとる (定数項).  $2 \leq s \leq T$  においては  $s = t$  のときに 1 をとり、それ以外は 0 をとるタイムダミー

$\varepsilon_{it}$  : 攪乱項

このモデルは、住宅価格の形成要因  $X_{kit}$  に関する回帰係数  $\beta_k$  が全期間を通じて不変であるという制約を仮定しているため「構造制約型モデル」と呼ばれる。ここから構造制約型住宅価格指数は次のようにして得られる。ある住宅属性値  $\{X_k\}$  ( $k = 1, 2, \dots, K$ ) を持つ住宅の価格の  $t$  期 ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) の推定値  $\hat{P}_t$  は、

$$\ln \hat{P}_t = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k X_k + \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}_t \quad (1-18)$$

$$\ln \hat{P}_1 = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k X_k + \hat{\delta}_1 \quad (1-19)$$

である。ここで  $\hat{\beta}_k$ ,  $\hat{\delta}_1$ ,  $\hat{\delta}_t$  はパラメータの推定値である。よって、 $t=1$ 期を基準とした  $t$ 期の住宅価格指数  $\hat{P}_t / \hat{P}_1$  は、

$$\ln(\hat{P}_t / \hat{P}_1) = \hat{\delta}_t \quad (1-20)$$

と求められる。また  $t-1$ 期から  $t$ 期にかけての価格指数の変化は、

$$\ln(\hat{P}_t / \hat{P}_{t-1}) = \hat{\delta}_t - \hat{\delta}_{t-1} \quad (1-21)$$

と表すことができる。なお以上のモデルでは、ある特定の住宅属性値  $\{X_k\}$  を仮定して価格指数を求めたが、これらの展開からわかるように構造制約型価格指数では住宅の属性値によらずタイムダミーだけで価格指数が表される。

## (2) 構造非制約型価格指数

一方、(1)項で設定したものと同様のデータのもとで構造非制約型価格指数を求めるための住宅価格の推定モデルは以下のように表される。

$$\ln P_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_{kt} X_{kit} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1-22)$$

ここではタイムダミーは用いず、そのかわり住宅属性にかかるパラメータ  $\beta_{kt}$  と定数項  $\delta_t$  とは期ごとに変わるものと仮定している。つまり、パラメータは不変であるという制約を仮定しないので「構造非制約型モデル」と呼ばれる。ここから構造非制約型住宅価格指数は次のようにして得られる。ある住宅属性値  $\{X_k\}$  ( $k=1,2,\dots,K$ ) を持つ住宅の価格の  $t$ 期 ( $t=1,2,\dots,T$ ) の推定値  $\hat{P}_t$  は、

$$\ln \hat{P}_t = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{kt} X_k + \hat{\delta}_t \quad (1-23)$$

$$\ln \hat{P}_1 = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k1} X_k + \hat{\delta}_1 \quad (1-24)$$

である。よって、 $t=1$ 期を基準とした  $t$ 期の住宅価格指数  $\hat{P}_t / \hat{P}_1$  は、

$$\ln(\hat{P}_t / \hat{P}_1) = \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_{kt} - \hat{\beta}_{k1}) X_k + (\hat{\delta}_t - \hat{\delta}_1) \quad (1-25)$$

と求められる。また  $t-1$  期から  $t$  期にかけての価格指数の変化は、

$$\ln(\hat{P}_t / \hat{P}_{t-1}) = \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_{kt} - \hat{\beta}_{k,t-1}) X_k + (\hat{\delta}_t - \hat{\delta}_{t-1}) \quad (1-26)$$

と表すことができる。このように構造非制約型価格指数では、特定の住宅属性値を設定してその下での価格指数を求めることになる。住宅属性値の設定が変われば価格指数もまた変わる。

### (3) リピートセールス型価格指数

次にリピートセールス型価格指数について整理する。いま住宅  $h$  があり、その価格は住宅属性と取引時点によって決まるものとする。住宅属性は時点によって変化せず、またそれがもたらす価格形成への強さも変化しないものとする。よってこの場合の住宅価格のモデルは次のように表すことができる。

$$\ln P_{ht} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{hk} + \sum_{s=1}^T \delta_s D_s + \varepsilon_{ht} \quad (1-27)$$

$P_{ht}$  は住宅  $h$  の  $t$  期の価格である。ここでは住宅  $h$  が時点  $t$  を変えて繰り返し現れることを想定している。 $X_{hk}$  は住宅  $h$  の属性  $k$  の属性値であり時点によって変わらないとする。よってそれにかかるパラメータ  $\beta_k$  も時点によって変わらないものとする。 $D_s$  はタイムダミーで取引時点の  $s=t$  期に 1 をとりそれ以外は 0 である。ただし常に  $D_1=1$  (定数項) とする。 $\delta_s$  はタイムダミーにかかるパラメータである。いま同一の住宅  $h$  が推定期間  $t=1,2,\dots,T$  のうちの  $t_1$  期と  $t_2$  期の 2 時点について計 2 回取引されたとする。そのときの住宅価格は(1-27)式を用いて次のように表される。

$$\ln P_{ht_1} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{hk} + \delta_1 + \delta_{t_1} + \varepsilon_{ht_1} \quad (1-28)$$

$$\ln P_{ht_2} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{hk} + \delta_1 + \delta_{t_2} + \varepsilon_{ht_2} \quad (1-29)$$

ここから価格の変化  $P_{ht_2} / P_{ht_1}$  は、

$$\ln(P_{ht_2} / P_{ht_1}) = \delta_{t_2} - \delta_{t_1} + (\varepsilon_{ht_2} - \varepsilon_{ht_1}) \quad (1-30)$$

と表すことができる。よってこのモデルによる価格の変化は住宅属性に影響されず取引時点の違いによってのみ決まることになる。改めて、さまざまな住宅について異なる時点での取引事例を集めたデータについて、住宅価格の変化を推定するためのモデルを定式化すると次のようになる。

$$\ln(P_{ht_2} / P_{ht_1}) = \sum_{s=1}^T \delta_s D_s + \mu_h \quad (\mu_h \text{ は攪乱項})$$

(1-31)

ここで  $D_s$  は 2 回目の取引時 ( $s = t_2$ ) に 1 をとり、1 回目の取引時 ( $s = t_1$ ) に -1 をとり、それ以外では 0 をとるタイムダミーである。ここから推計された各タイムダミーのパラメータ  $\delta_s$  が各期の価格指数を表すことになる。これが典型的なリピートセールスモデルである。

以上の整理に基づくと、市場構造が変化するという前提に立つと、ヘドニック価格指数の「構造制約型ヘドニック価格指数」では、すべての期間を通して、 $X_{ki}$  に対するパラメータが同じであるとする制約を置く点で問題がある。リピートセールス法でも、構造制約型ヘドニック・モデルと同様に  $X_{ki}$  に対するパラメータが同じであるという仮定をおいており、加えて取引期間中に属性も変化がないとする非常に強い仮定も置く。特に、後者の仮定は、わが国では制約が強すぎる。実際は、増改築やリフォームが行われ、あるいは建築後年数が経過することにより物理的損失が発生することで、住宅価値は様々な変化をする。数年に一度の大規模修繕が行われるとともに、欧米諸国と比べて日本の住宅の耐用年数は短いために、建築後年数が経過すると住宅価格が著しく下落することが知られている。加えて、日本の場合は、都市計画制限が緩やかであるために、建物属性とあわせて市街地環境に変化がないとする過程は、きわめて非現実的な仮定である。

構造非制約型モデルでは  $X_{ki}$  に対するパラメータの制約は解除できるものの、誤差項もあわせてすべての期ごとに独立であるという仮定を置く。しかし、現実の市場においては、常に構造がランダムに変化していくとは想定しづらい。さらに、ここには新しい問題が出現する。住宅価格指数の各時点ごとの推定期間を四半期または月次などの 1 年以内に設定した場合には、季節的なサンプルセレクションバイアスの問題が発生する。たとえば、わが国では人に移動が多い 2-3 月期の 1 年のなかでも取引が多い時期と夏期休暇などにあたる 7-8 月の取引件数が少ない時期が明確に存在しており、そのような取引数の季節的変動が指数に対してバイアスをもたらすことが予想される。構造非制約型モデルは、構造変化に対応することは可能であるものの、「市場の連続性」を断ち切るとともに「季節的なサンプルセレクションバイアス問題」が発生することとなる。

このような問題に対応した価格指数の推計方法としては、第 2 章及び第 6 章において提案する。第 2 章においては、Switching Regression モデルによる推定を、第 6 章においては Overlapping Period Hedonic Model による推定を行う。

#### 4. 不動産価格情報の整備状況

都市の空間構造は、常に変化しているため、その空間構造の変化に応じた不動産価格の構造を捕捉していくことはきわめて重要な行為となる。このような市場構造の変化は、都市の空間構造の変化とあわせて、不動産の供給者・消費者の選好が変化してきて結果として市場構造が変化し、価格が変化していくといったメカニズムを持つ。そのため、このような市場構造の変化を、市場参加者の行動が変化した結果として捉え、不動産市場を分析していくことが必要となる。

このような不動産市場構造の変化を価格構造の変化の問題として捉え分析を行うことに先立ち、わが国においてどのような不動産価格情報が存在しているのかを整理する。

わが国の不動産価格情報は、かつて地価は「一物多価」としばしば揶揄されたように、さまざまな「価格」に関する情報が存在している。そこで、まず不動産価格の中でも「地価」に着目し、「地価」とは何を意味するものであるのか、そしてどのような情報があり、どのような性格を有するものであるのかを整理する。

#### 4.1.一物多価

わが国で公的部門により公表される地価情報としては、国土交通省による「地価公示」、各都道府県による「地価調査」、国税庁による「相続税路線価」、各市町村による「固定資産税路線価」が存在する。さらには、民間の調査機関等による情報として財団法人日本不動産研究所による「市街地価格指数」、(社)東京都宅地建物取引業協会の「東京都地価図」、ミサワ総合研究所による「大都市圏地価調査」、東急不動産による「地価分布図」、住宅新報社による「地価相場」、東日本レイنزの東京圏マンション流通価格指数、(株)リクルート住宅総合研究所の「リクルート住宅価格指数:RRPI(Recruit Residential Price Index)」がある(表 1-1)。

それぞれの情報は、目的に応じた特色を持つ。まずデータの性質に着目すると、時系列的な価格変化を観察することを目的とする価格指数か、あるいは特定の土地・地域の価格水準を測る水準指標か、に大別される。

前者の時間的な価格変化を観察することを目的として作成されているのは、古くは財団法人日本不動産研究所の「市街地価格指数」が唯一の指数であったが、近年では、(株)リクルート住宅総合研究所で「リクルート住宅価格指数(RRPI: Recruit Residential Price Index)」、東日本レイنزによる東京圏マンション流通価格指数が公表されている。その他の情報については、基本的には特定の土地・地域の価格水準を調べることを主目的としており、その場合には鑑定情報か相場情報か、あるいは取引情報かに大別され、さらに取引情報は売り出し価格と売買成約価格に細分類される。

表 1-1..わが国の主要な価格情報一覧

調査名	調査機関	性格	周期	開始時点*
地価公示	国土交通省	鑑定	年1回	1970
地価調査	都道府県	鑑定	年1回	1975
相続税路線価	国税庁	査定	年1回	1963
固定資産税路線価	市町村	査定	3年ごと	1950
固定資産税・標準宅地鑑定価格	市町村	鑑定	3年ごと	1994
東京都地価図	(社)東京都宅地建物取引業協会	相場	年1回**	1968
大都市圏地価調査	(株)ミサワ総合研究所	相場	年1回	1979
地価分布図	(株)東急不動産	相場	年1回	1962
市街地価格指数	(財)日本不動産研究所	鑑定	年2回(3月・9月)	1955
東京圏マンション流通価格指数	東日本レインズ	ヘドニック指数	月次	1995
RRPI:リクルート住宅価格指数	(株)リクルート	ヘドニック指数	月次	1986
地価相場	(株)住宅新報社	相場	年1回	1959
取引事例	国土交通省	売買	四半期	2005

\*開始時点は、情報の入手可能時点であり、調査開始時点ではない。

\*\*1968年に開始し、第2回調査は、1972年。その後、1980年までは2年おき程度で実施。1981年以降は年1回。

ここで、調査機関が公共部門か民間部門かの分類に着目すると、公共部門が提供するデータは、鑑定評価額が中心であるのに対し、民間は相場情報が多い。

また公的な鑑定価格情報であっても相続税路線価、固定資産評価額は課税目的の価格情報であり、路線を単位として情報が提供されている。そのため相続税・固定資産税のそれぞれの課税目的の相違から、違った価格査定基準を持って地価を評価している。

つまり、価格情報のなかには、市場において売買された「取引価格情報」以外に公示地価に代表される鑑定評価情報があり、さらに課税目的のために整備される相続税・固定資産税のための2つの「課税評価価格」といった複数の情報体系が存在していることがわかる。

#### 4.2.取引価格・取引事例と鑑定価格・課税価格

上記のように不動産価格には、「取引価格」「鑑定価格」「課税価格」に大別される。本節ではさらに詳細にそれらのデータの性格を整理する。

##### (1).取引価格と取引事例

一般に経済活動において「価格」といった場合、「取引価格」をさす。しかし、不動産市場においては相対取引が前提となることから、取引を前提として売り手が提示するいわゆる言い値(Asking Price)と「成約価格」が異なることを留意しなければならない。

日本では、主要先進諸国と比較して実際の取引価格情報を得ることはきわめて難しい。しかしながら、実は「取引事例」と呼ばれる取引価格に関する情報源は存在する。取引事例は、不動産鑑定評価の基礎的情報であり、不動産鑑定士によって情報収集・整備が行われるものと、「公示地価」を作成するために不動産鑑定士およびそれに準ずる者により収集・整備されるものが

ある。

取引事例の作成手続きには、かつては、地域・目的によりまちまちであったが、2005年に制度改正が行われた。2005年以前は、次のとおりであった。

取引価格情報を調査するためには、どこで誰と誰がどの不動産を取引したのかの確認から始めなければならない。不動産取引の多くは宅地建物取引業者を通じて行われることから、そこから情報提供を受けることが考えられる。しかし、宅地建物取引業法により、仲介活動を通じて知り得た情報は守秘義務の対象となり、宅地建物取引業者が不動産鑑定士に対して取引価格情報を提供することは、同法に違反することとなる。たとえ、不動産鑑定士が宅地建物取引業者を兼務していたとしても同様であり、また業者間流通(指定流通機構)のシステムとして利用されているレインズ(Real Estate Information Network System)の利用についても規制の対象となる。

そのため、その他の手段により情報を収集することが求められる。

まず、不動産の取引が行われると、法務局に登録される。その情報を入手することが必要であるが、2005年以前においては、直接に入手することは困難であった。そのため、法務局から各地方自治体の課税当局に対して送付される「登記済異動通知」を閲覧することで取引の存在を確認することを行っていた。その後、当該土地について法務局で登記簿を閲覧し、「売り手」「買い手」を調査する。そのように収集した取引の存在確認に基づき、都道府県・鑑定協会等の各種団体等は、「売り手」「買い手」双方に対してアンケート調査により「価格」を調べる。アンケート調査によって回収された価格情報は、不動産鑑定士およびそれに準ずる者によって「敷地条件(前面道路幅員等)」「街路条件」「最寄り駅」「最寄り駅までの距離(道路距離または直線距離)」等の利便性、「公法上の規制(都市計画用途・容積率等)」、「取引事情(売り進み・買い進み:%)」などが記載され、「取引事例カード」として整理される。このように整理された「取引事例」は、各不動産鑑定協会で管理され、所属する不動産鑑定士で共有されていた。

このような調査方法では、取引価格情報を体系的に調査することは困難であるばかりか、「登記済異動通知」の目的外利用に関する問題へと発展した。そこで、2005年以降においては、「登記済異動通知」を国土交通省に適宜電子データとして提供され、四半期ごとに国土交通省および不動産鑑定協会の連名で売り手・買い手に対してアンケートを実施し、価格および取引に関する事情に関して調査される。アンケート調査によって調査された価格情報は、上述と同様の手続きによって不動産鑑定士およびそれに準ずるものによって、取引事例として作成される。

このように整備された「取引事例」は、以下の点で土地の「取引価格」そのものではないことに留意する必要がある。

一般に、土地の取引は更地として取引されることは少なく、「建付地」としての取引が中心である。そのため、建物込みの価格として取引が行われた価格がアンケート調査によって収集される。そこで不動産鑑定士によって建物の価格が評価され、取引価格総額から評価された建物価格を引いて、取引事例地価が算定されるのである。この場合、建物の価格をどのように評価するのかによって地価が変化することとなる。このような意味で、「取引事例」は多くの場合、不動産鑑定士のフィルターを通した価格情報となっており、純粋な意味での取引価格ではない

6). しかもアンケート調査に依存していることから、回収率にばらつきがあり、かつシェアもそれほど高くないことに加え<sup>7)</sup>、申告された価格の正確度(accuracy)なども問題である。さらに、現行のアンケートをベースにした調査方法に頼る以上、情報入手に時間がかかり、特に市場の変革期には情報鮮度といった意味でも問題がある。したがって取引事例に依拠して分析する場合、これらの問題を含むデータであることに留意する必要がある<sup>8)</sup>。

米国・英国・ドイツ・フランス等の不動産金融市場が発達している主要先進主要国では、登記簿情報とのリンク等を通じて、社会システムとして取引価格情報が整備されている。欧米との比較において日本における不動産鑑定技術の高度化の必要性が指摘されて久しいが、そのためには不動産鑑定士の業務に大きな負担を与えている情報整備を、社会システムとして行うことが必要であることが指摘されてきた(たとえば清水(2004))。その意味で、2005年の制度改正により、大きく前進したといえよう。しかし、現在の取引価格情報の回収率は、30%以下であり、全数が捕捉されている欧米諸国と比較すると、まだまだ情報格差が大きいといわざるを得ないであろう。

## (2). 鑑定価格

鑑定価格は、不動産鑑定士によって評価された価格を意味する。わが国における不動産鑑定評価制度は、昭和38年の「不動産鑑定評価に関する法律(昭和38年法律第152号)」に基づき確立されたものであり、費用から算定する原価法、土地の収益を「適正な割引率」を設定した上で現在価値として求める収益還元法、近隣の相応する土地の取引事例をもとに求める取引事例比較法の3手法を比較考慮した上で決定されることとなっている。しかし実際には、高度に成熟した市街地においては、「比準価格」として近隣の取引事例を参考としつつ決定されている場合がほとんどであるといわれている(ごく最近においては、高度商業地などでは収益還元価格の重要性が増してきているといわれている)。

同制度は、昭和38年6月8日に建設大臣から「最近における宅地価格の騰貴及び宅地の入手難が、国民経済の健全な成長及び国民生活の安定に重大な障害を及ぼしている現状にかんがみ、宅地価格の安定、宅地流通の円滑化、宅地の確保及び宅地の利用の合理化を図るために、いかなる制度上の措置を講ずるべきか」という諮問を受け、宅地制度審議会において審議が開始され、制度化にいたった<sup>9)</sup>。

つまり、初期の問題意識のなかには、「地価抑制」という考えが前提にあり、そのために「正常価格」という概念が登場する。こうした背景の元に、「あるべき価格(sollen)」として評価すべきか「あるがままの価格(sein)」として評価すべきかといった議論が長く続いた<sup>10)</sup>。このよう

6) 実際の「取引事例カード」を見ると、総額や評価された建物価格が記載されていないものがあるなど、問題の多いものが散見される。(後述の取引事例の基づくデータベース作成の項を参照。)また、建物価格の捉え方も必ずしも統一されておらず、ばらつきがあることは否定できない。

7) 清水(1998)によれば、世田谷区住宅地を対象として「取引事例」と「登記済異動通知」とを調べたところ、回収率が20%程度である(母集団には、区分所有の移転等を含む)。

8) 不動産情報の整備の必要性が指摘されて久しいが、たとえば米国・英国またはドイツのように取引価格を社会システムとして回収し(国土庁 1992, 1995)、不動産鑑定士を含む広く市場参加者に対して開示していくことが急務であるといえる。

9) 詳細は、小林忠雄(1964)参照。

10) たとえば、門脇(1981)PP49-53。

な議論に対して、1980年7月に日本不動産鑑定協会は、正常価格とは「市場性を有する不動産について合理的な自由市場で形成されるであろう市場価値を表示する適正な価格をいう」と定義し、「市場統制がなく需要、供給が自由に作用しうる市場において、市場の事情に十分に通り、かつ、特別な動機を持たない多数の売り手と買い手とが存在する場合に成立する価格」であるとした。後者の限定は、市場が急速に変化する局面において、「正常価格」をどのようにして捉えるのかについて不動産鑑定士の判断が強く働くことを意味し、そうした事態での鑑定価格の恣意性に対する疑いを呼び起こすことになる。

そこで、2002年7月に改定された不動産鑑定評価基準によると「市場性を有する不動産について、現実の社会経済情勢の下で合理的に考えられる条件を満たす市場で形成されるであろう市場価値を表示する適正な価格を言う」と定義を変更した。この場合は、合理的と想定される市場が具備すべき条件が重要となってくる。ここでは、情報の完全性や取引事情がないことが想定されているものの、実際の不動産市場での取引には、情報の完全性を前提とすることはできず、多くの場合が取引事情を持つものであることに留意しておく必要がある。

### (3).課税価格

取引価格・鑑定評価価格に加え、課税のための価格が存在している。具体的には、評価が必要とされる税の評価は、固定資産税は市町村長が、不動産取得税における評価は原則として固定資産税における評価に基づき都道府県知事が、相続税・贈与税における評価は税務署長が、登録税における評価は税務官が行うものとされている。それぞれの税の目的が鑑定評価という「正常価格」が想定する市場と異なることから、公的評価間にもアンバランスがあることが指摘されてきた。

特に、固定資産税評価と相続税のための路線価評価においては、各自治体および国税庁担当者が独自に評価をしていたことから、固定資産税路線価においては自治体間や同一自治体内においても用途間などにおいて均衡が保たれておらず、さらに固定資産税路線価と相続税路線価との間にも大きな乖離が存在していた。そのため、取引価格・公示地価とあわせてしばしば一物多価と揶揄され、社会的な問題にまで発展した。そのようななかで、1989年に制定された「土地基本法」、1991年に閣議決定された「総合土地政策推進要綱」に基づき、各公的 land 情報間の整合性を確保することの必要性が指摘され、相続税路線価は1992年以降公示地価の8割を目途に、固定資産税路線価は1994年評価替え以降では公示地価の7割を目途に評価が行われている。ただし問題を更に複雑にしているのは、固定資産税の場合、この評価額が必ずしも課税標準額でないことである。急激な税額の上昇を抑えるために、評価額は上に見た公示地価を基準としたものながら実際の課税標準額は緩やかに上昇させるように負担調整率が適用されている。そのため一物多価と呼ばれた状態は課税標準額で見ると限り解消していない。そして過去に公示地価に対する評価額が実は町丁目の段階でバラバラだったことを反映して、公示地価に準ずる評価額は統一されているものの課税標準額は依然としてバラバラなのである。1999年の段階で、課税標準額と評価額の比率（これを地方財政では負担率という）は商業地では平均して51.17%であるが20%以上40%未満のところは27.1%も存在し、20%未満という極端な例も1.5%存在していた<sup>11)</sup>。その後、持続的な地価の下落によって、その水準は大きく改善されてきたが、各種特

11) 総務省資料による。

例措置によって、地方税額の課税標準は、いわゆる取引価格、または地方税法で定義された「時価」とはかけ離れた水準にある。

以上見たように、公示地価が公的評価の根幹となり、一般市場の不動産鑑定評価における基準にもなっていることから、その公示地価の正確度がすべての価格の正確度に関わることとなっている。

### 4.3. 公示地価と市街地価格指数—その特徴—

本節では日本を代表する伝統的な地価情報として、しばしば利用される国土交通省土地鑑定委員会が毎年1月1日時点の評価として3月に公表される「公示地価」と財団法人日本不動産研究所により毎年3月末時点・9月末時点の価格動向を示す「市街地価格指数」の性格を整理することにする。

#### (1). 地価公示

地価公示は、「一般の土地の取引に対して指標を与え、および公共の利益となる事業の用に供する土地に対する適正な補償金の額の算定等に資し、もって適正な地価の形成に寄与すること」を目的として昭和45年に開始された。より具体的には、1)一般の土地取引に対する指標の提供、2)不動産鑑定士等の鑑定評価の基準、3)公共用地取得の算定基準、4)収用委員会の補償金額の算定基準、5)国土利用計画法による土地取引規制における価格審査の基準、6)国土利用計画法に基づく土地の買収価格の算定基準、といった実質的な「公定価格」という色彩が強い。公示されるのは、毎年1月1日における標準地の単位面積当たりの正常な価格である（法第2条第1項、規則第1条）。調査方法としては、土地鑑定委員会が2人以上の不動産鑑定士又は不動産鑑定士補の鑑定評価を求め、その結果を審査し、必要な調整を行って判定する事とされている（法第2条第1項）。

また、調査対象地域は、「国土交通省令で定める都市計画区域（都市計画法（昭和43年法律第100号）第4条第2項に規定する都市計画区域をいい、国土利用計画法（昭和49年法律第92号）第12項第1項の規定により指定された規制区域を除く。）」（地価公示法（昭和44年法律第49号）第2条第1項）であり、きわめて広い範囲を対象としている。

鑑定評価手法としては、取引事例比較法、収益還元法および原価法の3手法により求められる価格を勘案して行うものとされている（法第4条）ものの、基本的には取引事例比較法が中心となって行われているのが実態である（近年では、商業地を中心として収益還元法が併用されている）。

現行の公示地価制度を社会調査的な観点から見た場合、調査ポイントが拡大する過程で全体としての誤差が縮小されたと想定されるものの、調査員がそれに応じて増加したわけではなく、一調査員あたりの調査ポイントが拡大する過程で、一点ごとの誤差は拡大していることが予想される（2006年段階で31,230ポイントが調査されている。なお、1ポイントにつき2人の不動産鑑定士等が評価）。こうした誤差は価格水準を鑑定するという性格から、時間的に累積する。そのため評価額の誤差が拡大したと考えられる段階で、変動率といった視点から誤差が著しくならないように調査ポイントの選定替えが頻繁に行われてきた。そのため公示地価は特定地点の時間的な価格変化を観察することができない点に問題があることがしばしば指摘されている。

しかし、公示地価に対して、どのような情報機能を求めるのかによって、制度設計は大きく変わってくる。具体的には、価格変動を正確に捉えることを前提とするのか、価格水準を正確に捉

えることを目的とするのかといったことを明確にする必要がある。また、理想的には「誤差」は存在しないことを前提にすべきではあるが、多くの統計調査・社会調査を含めて、誤差の存在を前提としている。選定替えが実施されないということは、地価水準とあわせて地価変動も観察することを目的とし、さらには、誤差の存在を否定するものである。本来の目的に戻れば、適切な地価水準の把握を目的として、誤差の存在も前提とした方向(選定替えを積極的に認める)に改正していくべきであると考えられる。

## (2).市街地価格指数

財団法人日本不動産研究所による「市街地価格指数」は、都市内の宅地価格の平均的な変動状況を全国的・マクロ的にみるために調査されており、長期の時系列的な価格動向を把握できる世界的にも数少ない長期インデックスである<sup>12)</sup>。現在公表されている指数の基準は、1990年3月末(=100)を基準として作成されている。

調査方法としては、全国主要都市内(230都市を選定)で選定された宅地の調査地点について、同研究所の不動産鑑定士等が、年2回鑑定評価を行い正常価格を評価し、これらを元に指数化するものである。調査対象都市の市街地を商業地、住宅地、工業地に区分し、それらの地域内をさらに上・中・下の品等に区分し、品等毎にその中位の標準的・代表的宅地を調査している。なお、このほか最高価格地を1地点調査しており、調査地点は原則として1都市10地点となっている。

同指数の特色としては、鑑定評価に基づくものであること、戦前から調査が行われており、長期の地価データとしては唯一のものであること、地価の時系列変化をみることを目的として作成されていること、などがあげられる。ただし、調査対象都市・調査ポイントが開示されていないことから、指数の代表性・正確度が確認することができないことが問題として指摘されている。また、一都市あたりの調査ポイントが10ポイントと少ないことから、一点の評価誤差が指数全体に大きな影響を与えるといった問題も危惧される。

## (3).鑑定評価が持つ誤差

公示地価、および市街地価格指数を用いて地価の動向を把握しようとした場合には、いずれの指標においても鑑定情報という性格から「真の」市場価格(指数)から乖離することがしばしば指摘されている。たとえば西村(1995)では、「環境の変化が起こったときには、鑑定価格の動きは取引価格の動きに遅れをとることになる」ことが指摘され、「実際、1980年代後半の地価高騰期には鑑定価格である公示地価は実勢価格の8割とかそれ以下であったと主張されているのに対し、1990年代初めの地価の反落期には公示地価が実勢よりかなり高かった」と指摘されている。更に公示地価に対してはその公定価格という性格から、目良ほか(1992)では、1970年代後半に国土庁は「土地の鑑定評価方法を従前のものと変えることによって、地価公示価格の水準を意図的に低く抑えようとした」と指摘している。さらに、「公示価格を操作することの弊害がやがて明らかになり」、1980年代に入って「本来の鑑定評価方法に復した」と指摘している。

---

12)昭和11年9月から日本勧業銀行(現在第一勧業銀行)がとりまとめている、昭和34年3月以降は財団法人日本不動産研究所がとりまとめている。

目良ほか(1992)が指摘する政策的な意図とは別として、西村(1995)で指摘されるタイムラグは、こうした鑑定価格を利用する際に注意しなければならない問題である。

加えて、鑑定評価の誤差については、このタイムラグの他に制度的な問題として、以下の三つの誤差が生じる可能性がある。この点を正確に把握することはこうした鑑定価格を使って分析する際にきわめて重要な点である。

### ①. (市場の転換期：情報量不足による評価誤差の増大)

現在の評価実務上では、取引事例比較法の重要性が高い。その場合、不動産鑑定評価の正確度は、取引事例の情報の豊富さや情報としての正確度に依存することになる。しかし、土地市場が大きく変動しているような不確実性が高い市場では、一般に取引が細ることが知られている。特に、土地市場のように取引が薄い市場においては、取引が細ると鑑定評価を行う基礎的情報となる取引事例が少なくなり、鑑定評価の正確度そのものが劣ることとなる。また、市場の変革期には情報選択の誤差も伴いやすい。具体的には、価格が急激に上昇したり、下降したりする局面では取引事例の選択を不動産鑑定士が誤る可能性が高い。収集された市場情報には、様々な取引に伴う事情が内在するため、価格が著しく高かったり、低かったりする場合にはその原因が取引の事情によるものなのか、市場が変化したことに対するシグナルなのかを識別することは困難であり、総じて異常値・はずれ値として排除される可能性が高くなる。つまり、前述のように「正常価格」としての評価を求められることから、高い取引事例を「正常でない」取引事例として判断する可能性が高くなる。その場合には、もし市場の変化したことに対するシグナルとして不動産鑑定士の予測を上回る価格変化が伴った事例が出現してきた場合には、鑑定評価値は、市場動向を敏感に把握することが困難になる。Gallimore and Wolverson (1997)でも、価格の上昇期には過去からのトレンドから大きく外れる高価格水準の事例を選択することはなく、変化が小さい事例を採用しやすいという実験結果を提示している。

### ②. (取引が発生しない最高価格地評価をどうするか)

次に問題となるのが、情報が存在しない地点に対する評価の困難さである。たとえば、本社ビルが連担するような数年に一度しか取引がない流動性が低い地域や現実には取引がない最高価格地の評価を行う場合には、不動産鑑定士は現実には起こっていないことを「推定」しなければならない。つまり、それら地域の評価は不動産鑑定士の分析力と想像力に依存することとなり、実際に取引が起こった場合の価格と大きく異なる傾向にあることが予想される。

たとえば、地価公示の最高価格地としてしばしば銀座の地価が話題に上るが、こうした土地の評価は、平均的な価格帯の評価と比較して誤差が大きいことが予想される。これに対して市街地価格指数では調査対象都市の最高価格地・上・中・下のポイントの単純な平均値として作成されているが、その4つの評価ポイントの誤差は一樣ではなく、時間とともにぶれる可能性も高い。

### ③. (1月1日の擬制：誰にもわからない将来地価を「推定」しそれを「公示」する問題)

続いて、公示地価が、過去の時点の地価を出しているのではなく、1月1日現在の地価を推定しているということから生じる問題がある。従来から、市街地を対象とした鑑定評価においては取引事例比較法が中心であったが、市場データの入手と意思決定(鑑定評価)を実施する

時点で、大きな時間的なラグが存在するため、鑑定評価においては時点修正と呼ばれる不動産鑑定士による予測が入ることになる。そのため、市場の変動期においては、不動産鑑定士が予測を誤る確率が高くなることが予想されるので、作成された指標の誤差が大きくなる確率が高くなる。具体的には、公示地価において $t$ 年の1月1日時点の価格水準または動向を調査しようとした場合、入手可能である取引価格情報が前年( $t-1$ 年)の7月頃までのものであった場合には5カ月間の予測が必要とされる。続いて都道府県地価調査で7月1日時点の価格水準または動向を調査しようとした場合、入手可能である取引価格情報が同年の2月頃までのものであった場合には、また5カ月間の予測が必要とされる。そのような予測がそれぞれ誤った場合には、この二つの鑑定価格情報を使うと誤差が掛け合わされるかたちで変動率が作成されることになる。市場状況を適切に読みとることができない誤差とともに、公示地価においては、鑑定評価を行う時点と価格時点との乖離のための将来予測に伴う誤差ははより、2つの誤差が含まれることになる。

また、一般的な経済統計と異なり、公示地価においては社会的な重要性から一度公表されると修正することができない。そのため特定時点の誤差を将来に引きずることとなってしまう、誤差を時間とともに増幅させる仕組みとなっている。

以上、わが国の鑑定評価制度が持つ制度的要因が鑑定評価の誤差を生む構造について指摘した。このような制度的な要因のほかに、公示地価においては、それが課税情報のベンチマークとなっていることから、固定資産税への依存が強く財政環境が悪化している地域では公示地価を下方修正することが困難になっている可能性や、公共用地の取得のしやすさといった観点から公示価格が高めに設定される可能性などがしばしば指摘されている。これは、依頼人が公的部門であることから、Gallimore and Wolverson (1997)、Kinnard, Lenk, and Worzala (1997) または Wolverson (2000)などが指摘している調査員の中立性問題の存在である。

#### 4.4.最近における不動産価格情報の提供

##### (1).不動産価格データの公開

近年においては、急速に不動産関連情報の整備と公表が進められている。

まずは、前節までで整理してきた公示地価・固定資産評価(路線価・標準宅地)・相続税路線価は、公的機関から公表される情報は、地理情報システムの利用などを通じて、広く公開されるようになってきている。具体的には、国土交通省が運用する「土地情報ライブラリー」(<http://tochi.mlit.go.jp/>)では、地価公示、都道府県地価調査が閲覧できるだけでなく、ダウンロードすることで分析することも可能である。さらに、近年においては、取引価格情報も公開されるようになった(<http://www.land.mlit.go.jp/webland/>)。

図 1-3、図 1-4 は、取引価格情報の開示例である。現在においては、公表されている地域、項目も限定的であるが、逐次、公表対象が拡大されていくことが計画されている。

**土地総合情報システム** [アンケートへの回答はこちら](#) [選択画面TOPに戻る](#)  
[HELP](#) [見方について](#)

場所：東京都世田谷区尾山台3丁目 付近 [テキスト版](#) [地図版](#)  
 1/2500 1/6250 1/12500 1/50000 市区町村 都道府県

加工情報 価格情報一覧 データ表示 見方について  
 取引時期指定 平成19年第1四半期  
 データの選択  
 ・取引の内容：建付地  
 ・土地の種類：住宅地  
 ●住所で検索  
 ・都道府県：東京都  
 ・市区町村：世田谷区

この地図の作成にあたっては、国土地理院長の承認を得て、同院発行の数値地図25000(空間データ基盤)及び数値地図2500(空間データ基盤)を使用したものである。(承認番号 平成17総検 第02号) この地図の作成にあたっては、国土地理院長の承認を得て、同院発行の数値地図25000(地価調査)、数値地図50000(地価調査)及び数値地図25000(地価調査)を使用したものである。承認番号 平成17総検 第02号 この背景地図は平成7年度～平成15年度の国土地理院発行の地図を使用しているため、現状と異なる場合があります。

図 1-3. 取引価格情報の開示画面:地図

土地取引価格情報(市区町村)  
 名称 東京都世田谷区 [見方について](#)  
 平成19年第1四半期 更地+建付地  
 取引件数: 1,765 件  
 のうち 住宅地建付地  
 データ件数 117 件中 1 件目 ~ 20 件目を表示中

No	住所	取引価格(総額)	取引価格(m <sup>2</sup> 単価)	面積(m <sup>2</sup> )	土地の形状	建物の用途	建物の構造	間取り	延床面積(m <sup>2</sup> )	建築年	用途地域
1	世田谷区赤堤	¥160,000,000		195	ほぼ長方形	住宅	W		110	昭和46~55年	1低専
2	世田谷区赤堤	¥210,000,000		450	ほぼ長方形	共同住宅	W		400	昭和61~平成2年	1低専
3	世田谷区赤堤	¥59,000,000		95	長方形	住宅	RC・W		130	昭和56~60年	1住居
4	世田谷区池尻	¥85,000,000		165	ほぼ長方形	共同住宅	W		190	昭和36~45年	1中専
5	世田谷区宇奈根	¥70,000,000		135	台形	住宅	W		120	平成13年以降	2低専
6	世田谷区梅丘	¥54,000,000		75	ほぼ正方形	住宅	W		115	昭和61~平成2年	1低専
7	世田谷区大原	¥28,000,000		115	ほぼ長方形	共同住宅	W		145		1住居
8	世田谷区大原	¥96,000,000		195	ほぼ長方形	共同住宅	W		200	昭和61~平成2年	2中専
9	世田谷区尾山台	¥78,000,000		65	長方形	住宅	W		115	平成13年以降	1中専
10	世田谷区尾山台	¥200,000,000		370	不整形	住宅	RC		210	平成8~12年	1低専
11	世田谷区尾山台	¥100,000,000		200	不整形	住宅	W		110	昭和36~45年	1低専
12	世田谷区尾山台	¥78,000,000		65	ほぼ長方形	住宅	W		115	平成13年以降	1中専
13	世田谷区粕谷	¥83,000,000		105	ほぼ長方形	住宅	W		100	平成13年以降	1低専
14	世田谷区粕谷	¥76,000,000		95	ほぼ長方形	住宅	W		95	平成13年以降	1低専
15	世田谷区粕谷	¥100,000,000		165	不整形	住宅	W		160	平成13年以降	1低専
16	世田谷区粕谷	¥110,000,000		350	ほぼ長方形	住宅	W		165	昭和46~55年	1低専
17	世田谷区粕谷	¥82,000,000		110	ほぼ長方形	住宅	W		100	平成13年以降	1低専
18	世田谷区上馬	¥340,000,000		370	台形	共同住宅	RC		720	平成3~7年	2中専
19	世田谷区上馬	¥90,000,000		270	不整形	住宅	W		145	昭和36~45年	1低専
20	世田谷区上北沢	¥37,000,000		70	長方形	住宅	W		65	昭和46~55年	2低専

図 1-4. 取引価格情報の開示画面:価格・品質情報

続いて、総務省の関係団体である財団法人 資産評価システム研究センターが運用する全国地価マップでは、固定資産税路線価・標準価格、相続税路線価、地価公示、都道府県地価調査が、同一の地図上で閲覧することができる(<http://www.chikamap.jp/>)。

図 1-5 は、固定資産税路線価の開示情報例を示したものである。固定資産税路線価と相続税

路線価を比較した場合には、先に整理したように、相続税は1年に1回、固定資産税は3年に1回と更新頻度が異なる。更新頻度だけでは相続税路線価の方が良いように思われるが、情報密度(路線のきめ細かさ)と正確度といった意味では、固定資産税評価の方が優れている。

また、固定資産税路線価情報の中には、標準宅地と呼ばれる価格情報が存在している。



図 1-5. 固定資産評価・路線価, 標準宅地等

図 1-5 の中では、○で示されている。この情報は、公示地価と同等の正確度を持ち、地域によって異なるが、情報密度(調査地点数)は公示地価の数倍である。このような情報を用いることで、地価のおおよその水準を調べることができる。

不動産価格の時間的な変化を調べることができるとしては、下記のもの新しく提供されるようになった。

まず、国土交通大臣指定不動産流通機構が収集している情報を用いて、住宅市場に関する種々の情報が公開されるとともに、その情報の範囲が拡大されようとしている。公表される情報は、「東日本地域」、「中部圏」、「近畿圏」、「西日本地域」の団体によって異なる([http://www.reins.or.jp/market\\_research.html](http://www.reins.or.jp/market_research.html))。

たとえば、東日本レイズにおいては、「最近の不動産取引動向(最近3ヵ月の市況データ)」、「首都圏賃貸取引動向(四半期:1~3)」、「東京圏マンション流通価格指数」、「首都圏不動産流通市場の動向(四半期:1~3)」、「首都圏不動産流通市場の動向(2004年度)」が公表されている。

このなかで、東京圏マンション流通価格指数は、東京都・千葉県・埼玉県・神奈川県別の中古マンション価格の時間的な変化を知ることができる。公表期間は、1995年1月以降である。また、同指数は、ヘドニック価格法によって推定されている。

同じようにヘドニック価格法によって推定される住宅価格指数としては、リクルート住宅価格指数(RRPI: Recruit Residential Price Index)がある(<http://www.jresearch.net/>)。

RRPIは、1986年1月以降の中古住宅価格、戸建て土地価格、マンション賃料価格が公表されている(関西圏の賃料指数については1991年以降)。月次の長期指数という性格を持つだけで

なく、首都圏だけでなく関西圏についても推定されている。また、中古マンションについては、①ワンルームタイプ(25㎡)、②コンパクトタイプ(50㎡)、③ファミリータイプ(80㎡)、④タイプなし(65㎡)を想定したタイプ別指数として作成されている。

また、東京都区部・東京都下・千葉県・埼玉県・神奈川県別だけでなく、行政区を中心としたエリア別の指数が推定されている。

## (2).不動産流通市場を通じて収集される住宅価格情報

不動産流通市場を通じて収集される情報としては、不動産仲介会社の申告によって収集される募集価格情報と成約価格情報がある。不動産流通機構によって整備・収集される情報がそれに該当する。ここでの問題は、不動産仲介会社が正確な情報を提供するかどうか、またはその情報の信頼性をどのように担保するのかといった問題となる。不動産流通機構によって運営される情報システムは、業者間で情報流通をさせる制度であるために、相互監視以上に情報の信頼度を担保する仕組みとはなっていないことで問題である。

もうひとつの情報源としては、消費者向けに広告情報として、住宅価格情報を提供している期間によって収集される情報である。ここでは、株式会社リクルート社の情報誌を例として、情報の性質を整理する。リクルート社のデータは、「週刊住宅情報」等の情報誌を通じて収集された情報となる。情報の提供者が不動産仲介会社であるという点で、不動産流通機構の情報と同じである。

同情報誌では、品質情報・募集価格(asking price)に関する情報が週単位で提供されている。そこには、初めて情報誌を通じて市場に登場してから成約等により抹消されるまでの履歴情報が含まれている。そのうち重要なのは、市場に登場した際の掲載時売出し価格(first offer price)、情報誌から抹消された時点での価格(推定購入価格: first bid price)、さらにサンプル的に収集された成約(売買)価格(transaction price)の3つの情報である。最初の掲載時売出し価格は、市場価格ではなく売り手の希望価格である。一方、成約価格そのものは、不動産取引の特殊性である「売り進み」や「買い急ぎ」の個別事情が一部に作用していることが考えられる。

ここに、3つの価格概念があることがわかる。募集価格としては、①広告として掲載されている段階での価格情報、②買い手が登場し、情報誌から抹消された段階での価格情報、③実際の成約価格情報である。募集価格情報は、売り手希望価格であるため、市場価格とは言いがたい。一方で、抹消価格情報は、情報誌から抹消された時点の価格は、逆オークション的に情報誌を通じて品質と価格に関する情報を発信し、買い手が登場するまで価格を下げていく過程での最初の購入希望価格である。よって、買い手の付け値のなかでの上位価格という性格ではあるものの、相対的に取引価格情報と比較して取引に伴う個別事情を含まない競争的な市場価格であると考えられる。成約価格は、一般には市場価格と考えられるが、その価格には、売り手・買い手の特別な市場が含まれていることが多く、完全市場で成立する価格とは異なることに注意する必要がある。

以上のような不動産価格情報の性質を前提として、以下の一連の分析においては、分析を進める。

## 5.本研究の構成

本研究は、全体で本章を含めて7章から構成される。

大きくは2つの市場を対象としている。前半部(第2章から3章)は、不動産価格情報の価格形成要因と価格情報の質の問題を取り扱う。第2章では、地価に関する取引価格情報を収集した上で、時期によって価格形成要因がどのように変化しているのかを明らかにする。さらに、第3章では、わが国において、もともと重要な地価指標のひとつである公示地価の正確度の問題に焦点を当てる。公示地価は、収容・用地買収等の都市計画事業を実施する際に重要な指標となっているばかりか、課税ベースを決定する中心的な情報となっている。

第2章では、東京都区部の商業地と住宅地に関する不動産価格形成の構造を、地域特性と時間的な構造の変化の様子に着目し、明らかにした。バブル期とその崩壊過程を含む1975年から1999年という四半世紀にわたる市場価格情報を収集・整備し、ヘドニック関数を推定することによって分析した。バブル期といった大規模な市場の変化が発生したと予想される時期の前後を含む期間を対象として、取引価格情報を用いて価格形成要因の変化を分析した。ここでは、取引価格情報を用いて、ヘドニック関数によって価格指数を推計することで、東京都区部都心区(千代田・港・中央)商業地と世田谷区における住宅地において、バブル期を通じてどの程度の価格上昇があり、バブル崩壊を経てどの程度の価格の下落があったのかを明らかにした。加えて、このような大きな価格変動下において、バブル前・バブル期・バブル後と3つの期間に分割した上で、その価格形成構造がどのように変化したのかを明らかにした。バブル期とその崩壊過程でどの程度の地価変動があった、またはその価格形成構造にどのような変化があったのかを統計的に明らかにした試みは、内外を問わず存在していない。

第3章では、第2章において推定された取引価格情報によるヘドニック関数を出発点として、モデルを拡張し、鑑定評価情報のバイアスを推定した。日本の代表的な地価情報としては、公示地価が挙げられる。公示地価については、目良ほか(1992)では、「1970年代後半に国土庁は土地の鑑定評価方法を従前のものと変えることによって、地価公示価格の水準を意図的に低く抑えようとした」と指摘するとともに、「公示価格を操作することの弊害がやがて明らかになり」、1980年代に入って「本来の鑑定評価方法に復した」と指摘している。このような問題は、政策的な意図とは別に、鑑定評価が持つ構造的な問題としても内包するものである。

Geltner, Graff and Young (1994), Geltner (1997, 1998), Bowles, McAllister, and Tarbert (2001)では、鑑定誤差がインデックスに与える影響について検証し、鑑定ベースのインデックスが持つ時間的なラグ構造を指摘するとともに、変動幅が小さくなることを指摘した。肥田野ら(1992, 1995, 1999)の研究においては、「地価公示」が持つ時間的なラグの存在を明らかにしている。このような問題に加えて、鑑定評価の誤差問題(Valuation Error)として、複数の視点に基づく研究が蓄積されてきた。例えば、Cole, Guilkey and Miles (1986), Jefferies (1997)では、取引価格と鑑定価格との差異について統計的に実証しており、Crosby (2000)では、社会制度的要因が鑑定の正確度(accuracy)に与える影響についての国際比較研究を行っている。さらに、鑑定評価技術といった問題だけでなく、不動産鑑定士の中立性への疑問といった問題も提示されている。Gallimore and Wolverton(1997), Kinnard, Lenk and Worzala (1997) Wolverton (2000)をはじめとする研究では、不動産鑑定士が依頼人の意向に左右される可能性と鑑定報酬料が鑑定評価額に連動するために上方へのバイアスが働く可能性を指摘している。日本の場合公的評価を例にとれば、鑑定報酬額は一定であり、鑑定報酬料に関連するバイアスはないものの、依頼人である公的主体の意向に応

じた価格バイアスの存在の可能性もしばしば指摘される<sup>13)</sup>。しかし、これらの一連の研究では、誤差の程度については明らかにされてこなかった。

そこで、本章においては、鑑定評価情報のバイアスに関する問題に焦点を当て、日本を代表する地価情報である公示地価と市街地価格指数のバイアスについて取引価格情報を用いて測定するとともに、公示地価については、取引価格との乖離(magnitude)の時間的な変化を明らかにした。特に、鑑定評価が取引価格との比較において、市場の変化とともにどの程度の乖離があるのかを実際に計測した研究は内外を問わず初めてである。

第2章、第3章の大きな特色としては、四半世紀に亘る取引価格情報を実質的には発掘し、整備したことによって初めて可能となったことである。その意味で、単なる実証研究の意義を超えて、歴史的な価値を持つものである。そして、目良(1992)に代表される政策的な課題に対して、統計的な裏づけを与えることで、わが国における土地情報整備政策を取り巻く政策的な論争に対して、一定の方向性を示すことができたものとする。

後半部(第4章から第6章)においては、住宅市場に着目し、住宅市場の情報不完全性に伴う市場の歪みと品質と対応した価格形成要因を分析した。

第4章から6章までにおいては、東京都区部の中古マンション市場を対象として分析を行った。

住宅市場は、特に、売り手と買い手の間に、情報の非対称性が大きい不完全情報市場であると指摘されることが多い。また、住宅市場には、同じ選好を持った標準的な世帯だけが存在しているわけではなく、選好が異なる世帯が混在しているものと考えられるべきである。

第4章においては、「住宅市場の情報不完全性」として、住宅市場に潜む情報の不完全性問題を扱った。

日本の住宅市場は情報が不完全であり、それが消費者にとって費用をもたらしていることがしばしば指摘される。広告情報では、必要な情報が全て網羅されているわけではなく、実際に物件およびその周辺を注意深く見ることで初めてわかるものも多い。消費者は最も良い物件を求めて自分で探索作業を行わざるを得ないが、それには多くの時間と手間が必要となるのである。情報の不完全性のもとでは、不動産価格は本来の価値から乖離する可能性があり、消費者は時間と手間がかかっても探索活動をやめるわけには行かない。

一方、売り手にとっても、売却を希望してから契約にいたるまでの時間が必要以上に多かかったり、契約にいたることができなかつたりするといったことが発生している。そのような行動の結果が住宅価格に対して強い影響を与える。

このようなことは、住宅市場において不完全情報の存在によってかなりの社会的損失が生じている可能性を示唆している。このような情報の不完全性問題を情報の非対称性問題として分析した先行研究としては、Amott (1989), Krainer (1999), Read (1993), Wheaton (1990)がある。しかし、実際に情報の不完全性に伴う社会費用を計測した研究は、内外を問わず存在していない。第4章の研究を通して、売り手・買い手双方に対して、情報の不完全性によってどの程度の社会的な損失が発生しているのかを計測している。近年においては、周辺環境情報を含む住環境指標や家歴情報の整備などの重要性が指摘されているが、このような情報は、ここで計測した

<sup>13)</sup> 固定資産評価額が公示地価に連動したことにより、地方財政環境が厳しい時期においては、上方へのバイアスが働く可能性を指摘する声もある。

探索しないとわからない情報である。第4章の一連の分析を通じて、今後の住宅関連情報整備政策の経済効果を明らかにすることができたものとする。

第5章においては、「住宅価格の非線形性」として、中古マンション価格の価格構造を複数のモデルを通して捉えることを試みた。

多くの住宅価格構造の推定問題を扱った先行研究では、ほとんどの場合において線形モデルとして推定されている。しかし、住宅の主要な価格形成要因である「専有面積」、「建築後年数」、「最寄り駅まで時間」や「都心までの時間」といった諸指標と単位価格との間の関係が線形関係であるとは考えにくい。それは、異なる選好（効用関数）を有する家計群が異なる需要関数を有する（値を付ける）こと、異なる技術を有するデベロッパー(land developer)群が異なる供給関数を有する（値をオファーする）ことによって、非線形になるものと考えられる。

例えば、「専有面積」においては、比較的規模が小さい住戸は、投資目的で購入されたり、単身世帯が購入したりするであろうし、その次の規模の住戸には、いわゆる DINKS 世帯などの小規模な世帯が購入するであろう。さらに、一定規模以上の住戸は、ファミリー世帯層が購入する。これらの世帯が、同様の選好を持っているとは想定しづらく、規模に関しては単純な線形関係にあるとは考えにくいであろう(Asami and Ohtaki(2000), Tabuchi(1996), Thorsnes and McMillen(1998))。

建築後年数については、時間が経過するとともに価格が減価していくことは容易に予想される。これは時間の経過とともに物理的な劣化が進むとともに、特に、近年においてはマンションの技術進歩は著しいために、経済的な劣化の影響を受けるためである。さらに、比較的新しい設備を好む消費者とそうでない消費者とで、または高所得世帯と低所得世帯といった所得制約によって付け値が異なることが予想される。建築後年数の減価曲線は、特に住宅ローンの担保評価としてきわめて重要な指標であるため、その変数だけに着目した先行研究も存在している(Clapp and Giaccotto(1998))。

このような問題は、2.4 節で整理したヘドニック関数の関数型の問題となる(Box and Cox(1964), Cropper and McConnell(1988), Halvorson and Pollakowski(1981), Rasmussen and Zuehlke(1990), Wooldridge, J(1992))。または、構造変化の問題として捉え、価格構造が同一と考えられる地域単位で市場を分割した上で関数推定しようとする試みがある(Bourassa, et al(2003), Goodman and Thibodeau(2003))。本章では、前者の関数型の問題として捉え分析した。

2.4 節で整理したように、関数型の問題における非線形性の問題は、近年では、ノン・パラメトリック法あるいはセミパラメトリック法の手法が適用される。このような推計法は、関数型をあらかじめ特定化することなく、データから直接的に属性価格を推定する(Knight et al. (1993), Anglin and Gencay(1996), Pace (1995))。

そこで、第5章では、パラメトリックなモデルとしては、第2章で提案する Switching Regression Model の適用を行うとともに、ノンパラメトリックなモデルとしては、Pace (1998)による先行研究を持つ一般化加法モデル(Generalized Additive Model; GAM)を利用して、セミ・パラメトリック・タイプのヘドニック価格関数を推定した。

非線形構造を推定する場合には、特定の指標を Box-Cox したり、前述のセミ・パラメトリックなモデルを適用したりすることがほとんどであるが、Switching Regression Model を適用し、パラメトリックなモデルを推定した研究は初めてである。そして、GAM などのセミ・パラメトリックなモデルと比較した際のパフォーマンスや非線形構造の傾向についてはほとんど変わらない結果を得ることを示しており、今後のヘドニック関数の実用化に向けて、大きな技術的

な発展の可能性が示されたものとする。

続いて、第6章においては、中古マンションの価格形成要因の時間的な変化に着目した。

第4章および第5章の分析においては、特定時点の住宅市場を対象とした分析であった。しかし、住宅市場の価格形成構造が時間的に変化していくことは、第2章および第3章の土地市場を対象とした分析から明らかである。そこで、住宅市場を対象としたヘドニック関数の推定においても、時間的な市場構造の変化を前提とすべきである。このような問題は、住宅価格指数の推定における構造変化問題と同義となる。

ヘドニック価格法による住宅価格指数の推計上の最も大きな問題としては、2.3節で指摘されたように、関数の推定において必要な全ての変数を集めることが困難であることや環境変数といった観測不可能な要因の存在によって住宅価格指数にバイアスが生じるという問題(たとえば、Case and Quigley(1991), Clapp(2003))である。加えて、先に指摘した時間的な構造変化の問題が指摘される(Case and Shiller(1987),(1989), Clapp and Giaccotto(1992),(1998),(1999), Goodman and Thibodeau(1998), Case, *et al* (1991))。

近年、わが国においては、不動産金融市場が成長し、拡大してきている。そして、米国・英国・香港・オーストラリアでは、住宅価格指数を用いたデリバティブ商品の開発が行われ、実用化されている。わが国においても、不動産金融市場が成長する中で、不動産金融市場におけるリスクがヘッジできるデリバティブ市場の誕生が待ち望まれている。そのような中で、上記のヘドニック価格法が持つ問題を解決しつつ、より精度の高いヘドニック型の住宅価格指数の推計を行うことの意義はきわめて大きい。そこで、第6章では、ヘドニック価格法が抱える最も大きな問題である市場構造の変化に関する問題に着目し、その対応方法を提案した。

具体的には、市場構造の変化がないとする仮定の下で推定される「構造制約型モデル」と、「各期ごとに構造は変化する」という仮定の下で推定される「構造非制約型モデル」の推定(Case, *et al* (1991), Clapp, *et al* (1991))を出発点とし、日本の住宅市場の特性を加味した上での品質調整済住宅価格指数の提案を行った。時間的な市場構造の変化問題とあわせて、日本の住宅市場が持つ季節的なサンプルセレクションバイアスに対応するために、重複期間型価格指数(Overlapping Period Hedonic Model:OPHM)の有効性を示した。

一連の先行研究では、住宅市場の構造変化を認めつつも、それに適切に対応した住宅価格指数の推定方法に対して提案したものはない。特に逐次、新しい価格情報が追加されていく過程の中で、品質調整済住宅価格指数の推定法は提案されておらず、ここで提案された推定法は、きわめて実用性が高いものとする。

以上の一連の研究を通じて、わが国における不動産市場の情報不完全性の実態と、価格形成要因と不動産価格との関係、およびその時間的な変化についての一端を明らかにすることができたものとする。

このような研究の成果は、都市計画事業の事業評価や住環境の経済価値評価への応用する際における技術的進歩をもたらしてくれるものとする。特に、不動産金融市場の登場によって、内外を問わず高い関心がもたれている不動産価格指数のわが国での実用化や自動鑑定評価システムの実現に向けての技術的な制約を解決するものとする。加えて、国土政策・住宅政策・住宅金融を含む不動産金融政策に対しても、いくつかの示唆を与えるものとする。



## 第2章.バブル前後における不動産価格構造の変化<sup>1</sup>

-東京都区部土地市場を対象として-

---

<sup>1</sup> )本章は, Shimizu, C and K.G.Nishimura, (2007), “Pricing structure in Tokyo metropolitan land markets and its structural changes: pre-bubble, bubble, and post-bubble periods”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.36 (2) , (forthcoming)を加筆・修正したものである.



## 第2章 バブル前後における不動産価格構造の変化

### 1. 本章の目的

日本の不動産市場は、高度経済成長期を経て、1980年代初頭に発生したいわゆるバブル経済期にいたるまで、持続的な上昇基調にあった。そして、バブル崩壊後においては、持続的な下落が続き、近年においてようやく、都市部の商業地を中心として上昇基調に転じた。いわゆる「バブル経済」生成期およびその崩壊過程で生じた地価の急騰と持続的な下落は、わが国の経済システム、そして国民生活にも深刻な影響を及ぼした。それでは、「バブル経済」生成期に地価はどの程度上昇し、崩壊期にはどの程度の下落が起こったのであろうか。そして現在の地価の水準はどのレベルにあるのだろうか。

これは一見単純で、すぐに返答できるように見える問いであるが、実はそれに対する解答は容易ではない。というのは「地価」という名の下で様々な「地価」情報が提供されており、どれを「地価」として考えたらよいのか、その判断は決して簡単ではないからである。しかもそうした地価情報のうち、特に鑑定士という専門家によって判断された「鑑定価格」という価格情報が中心を占めていたが、かつて一物多価としばしば揶揄されたように、その鑑定価格あるいは鑑定に基づく査定価格は一様でなく複数の「地価」が存在していた。さらにこうした鑑定価格の基礎となる市場価格—市場での取引価格—に関する情報は、ほとんどといっていいほど開示・整備されていなかったことが、この混乱をひどくしていたと言っても過言ではない。

本章の第一の目的は、日本の商業地価格・住宅地価格が、バブル期にどの程度上昇し、バブルの崩壊過程で、どの水準まで下落しているのかを把握することにある。ここでは、1975年から1999年までの25年間にわたる価格指数の推定を行う。とくに、不動産は、同質の財が存在しないという特色を持つことから、「品質調整済インデックス」を推定し、比較することが求められる。ここでは、ヘドニック・アプローチによる不動産価格指数の推定を行う。この期間は、日本においては、高度経済成長期後の経済の成熟期にあたる。そして、バブル経済期とその後の崩壊過程を含む期間となる。バブル経済期においては、他の先進主要国が、かつて経験したことがなかったような規模で、短期間に地価が上昇し、そして下落するといった経験をした。その意味で、この期間の不動産価格指数を推定し、そしてその変化を正確に捕捉することは、不動産市場の構造を把握し、政策的な問題を検討する上で、きわめて意義が高い。取引価格情報を用いたこのような推計は、わが国では初めて明らかにされることになる。

そして、第二の目的としては、この期間において、地価の構造がどのように変化したのかを統計的に明らかにすることである。不動産価格の変動は、不動産収益や金利といったファンダメンタルズの変化によるものの、よりマイクロなレベルで考えると、産業構造・都市構造の変化に基づく企業立地の選好の変化や、交通インフラの整備に基づく住宅立地選好の変化などの影響を受けて発生する。そこで、バブル前・バブル期・バブル崩壊後といった三つの期間に着目し、地価の価格形成要因の構造の差異について、switching regression model を推定することで明らかにする。この分析を通じて、バブル期を含む大規模な地価の変動過程で地価の構造がどのように変化したのかが明らかにされる。その結果、地価の変動構造をマイクロなレベルで明らかにすることで、地価対策を検討するための重要な知見を得ることができたものと考えている。

得られた結果を見ると、商業地価格においては、1975年第一四半期を1とすると、バブルが発生する前となる1982年末までに2.31倍まで上昇し、その後、バブル経済期において最も高い水準になっていた1987年の第二四半期には、16.68倍までに達していた。バブル経済に突入する

直前となる 1982 年末と比較しても、約五年間の間に 7.27 倍と、きわめて早い速度で上昇した。また、バブル崩壊を経て、1999 年の第二四半期においては、1975 年第一四半期を 1 とすると 1.90 の水準にあり、バブルに突入する直前の 1982 年末の水準(2.31)を下回ると共に、バブルのピーク時の約九分の一まで下落した。住宅地価格では、1975 年第一四半期を 1 とすると、バブルが発生する前となる 1982 年末までに 2.34 倍まで上昇し、その後、バブル経済期において、最も高い水準になっていた時期である 1987 年の第四四半期には、10.37 倍、バブル経済に突入する直前となる 1982 年末と比較でも 4.47 倍に上昇していたことが分かった。

続いて、バブル前・バブル期・バブル後の 3 つの期間で、不動産市場の構造の変化の様子を確認したところ、3 つの期間で商業地・住宅地ともに価格構造が変化していることが推定された。特に、注目すべき点は、商業地モデルでは、バブル期からバブル後にかけての大規模開発の影響を受けて、開発規模に対して影響を与える地積や前面道路幅員が価格に対して正の影響として強く効いていたことが分かった。住宅地モデルでは、地積に対する交差項(Cros Term Effect)を加味すると、バブル前・バブル期・バブル後で(-)→(+)->(-)へと符号が変化していた。このことは、ヘドニック関数の推定上で、きわめて重要な問題となり、価格構造の変化を考慮したヘドニック関数の推定の重要性が明らかになった。

## 2. 構造変化を考慮したヘドニック型不動産価格指数の推計: Switching Regression Model

不動産は、同質の財が存在しないという特性を持つことから、異時点間の価格変化を観察するためには、品質を調整した上で、価格指数として比較することが求められる。しかし、長期の価格指数を推定していく上では、このような特性以外に、不動産市場の「構造が変化」していくといった問題を考慮する必要がある。

不動産市場は、鉄道・道路といった交通インフラの整備やその他の社会資本整備、または民間資本の整備の影響を受けて、企業や住宅の立地選好が変化し、市場構造そのものが変化していくことが予想される。

特に、日本においては、バブル経済期とその後の崩壊過程で、市場構造が大きく変化したことが予想される。先のバブル期においては、東京の金融国際都市化に伴い、中心地域の商業地の価格が上昇し、その他の地方都市・住宅系用地へと波及していった。そのため、市場参加者の期待の変化だけでなく、特に都市部を中心として、土地利用転換が進み、鉄道整備や道路整備が行われる中で企業・住宅の立地が大きく変化した。具体的には、東京都区部の中心地域における商業地価格の上昇に伴い、住宅地や工業地は、商業地へと転換された。そして、都心から離れた周辺地域においても住宅価格が上昇していった。また、バブル期においては、短期転売利益を狙った投機的な土地取引が多く発生していた。

しかし、バブル崩壊過程においては、「都心回帰」と言われるように、不動産価格の急落を受けて、中心地域での開発が進められ、大型のオフィスビルまたは、高層住宅が大量に供給された。

このような現象を正確に理解するためには、日本の都市計画制度について知る必要がある。英国・ドイツ・米国のような欧米諸国においては、新規の開発や土地利用転換・敷地分割に対して、公的な計画当局により強い規制が与えられている。しかし、日本においては、新規の開発・土地利用転換や敷地分割が比較的容易に可能である。特に、近年における規制緩和と政策は、その傾向をさらに強めた。また、新規の供給が比較的容易であるため、オフィスビル・住宅ともに、著しい速度で技術進歩している。オフィスビルにおいては、高層化・大型化が進み、OA 化をはじめ

として、品質そのものが大きく進化した。住宅においても、かつては、「ウサギ小屋」と揶揄されたような時期もあったが、一世帯あたりの専有面積が大きくなるだけでなく、大規模・高層マンションが登場し、さらに、プライバシーに配慮して壁厚やスラブ厚が厚くなる、フローリングの形式がより遮音性の高いものになる、床暖房・システムキッチン・セキュリティシステムなどの設備がより充実する、大容量のデータが送受信できるブロードバンドへの対応がなされる等の品質の上昇が実現された。

そのため、日本の不動産市場は、他の先進主要諸国と比較して、都市構造が変化しやすく、建物の品質の進歩も早いといった意味で、市場構造の変化速度が速いといった特色を持つ。

そこで、本研究では、バブル前・バブル期・バブル後において、市場構造がどのように変化したのかを、統計モデルを構築し、明らかにする。

### 3. データ

本章では、わが国における地価情報の性格を統計的な手法を用いて分析することを目的としている。そのためには、統計分析に耐えうるデータベースを構築することからはじめなければならない。本章における分析対象地域としては、商業地域では日本の最も商業集積が進んだ地域である東京都千代田区・中央区・港区を、住宅地域としては最も代表的な住宅地である東京都世田谷区を対象とした。商業地の分析対象地域である千代田・中央・港区は、千代田区は金融機関が中心に、中央区は銀座に代表される商業施設が、港区は官庁関係機関や外資系の企業が多く立地しているといった特色を持つ。住宅地の分析対象である世田谷区は、日本の代表的な高級住宅地を有している(図 2-1)。



図 2-1.分析対象エリア

取引事例データは、第1章第4節で整理したように、かつては不動産鑑定士のみ公開されていたが、現在では広く一般にも公開されるようになった。基本的には紙媒体として保管され、かつ長期間にさかのぼって収集することは困難である。そこで、本研究では、1974年から1999年までの東京都心3区(千代田・中央・港)商業地 8,315 事例、世田谷区住宅地 10,888 事例を以下のようにして事実上「発掘」し、分析用データへと変換した。

まず、紙データの収集を行い、同一住所・同一時点について複数枚存在するもの<sup>2)</sup>、および取引事情欄に記入があるもの(つまり取引に特殊性が見られるもの)は排除した後に電子化作業を行った。しかし、記載情報には「地積:  $LA(m^2)$ 」「前面道路幅員:  $RW(cm)$ 」「最寄り駅」および「最寄り駅までの距離:  $ST(m)$ 」「容積率:  $YK(\%)$ 」などの主要変数と予想される項目についても、多くの未記入項目がある<sup>3)</sup>。そこで地積情報が未記入なものについては、1987年以降のものについてのみ登記済異動通知(土地取引電算データ<sup>4)</sup>)のデータと結合させることでデータ取得した。続いて「前面道路幅員(10cm)」「最寄り駅」および「最寄り駅までの距離(m)」「容積率(%)」については、未記入データの存在とともに調査員ごとの測定誤差のばらつきといった問題がある。この問題に対しては、住所データおよび付属地図データをベースとして、ゼンリン「住宅地図」および「路線データベース」をもとにGIS上にプロットした上で、「前面道路幅員」「最寄り駅」および「最寄り駅までの距離」「容積率」を再測定した。これらの作業の過程で、商業地 1,738 事例・住宅地 2,897 事例が排除され<sup>5)</sup>、分析可能データは東京都区部都心3区商業地 6,577 事例、東京都世田谷区住宅地 7,991 事例となった。本来ならこうして得られた事例に対してサンプルセレクションバイアスを考慮すべきであるが、バイアスの方向を含めて情報が不足しているので、以下ではセレクションバイアスは無視することとする。また、以下の分析においては、商業地を対象とした分析では都心3区を集計したデータを、住宅地の分析では世田谷区のみデータをを用いて分析を行った。

このように得られたデータの要約統計量を表 2-1 に示す。

まず商業地価格は、1974年から1999年までの四半世紀にわたる期間ということもあり、最小値で38万円から最大値で約3600万円と100倍弱の格差がある。住宅地価格も、最小値で10万円、最大値で400万円弱と40倍の格差があることがわかる。平均価格では、商業地で約500万円、住宅地で約74万円となっている。地籍においても、商業地では平均値は209  $m^2$ であるが、30  $m^2$ から2000  $m^2$ 弱までの大きな格差がある。住宅地も同様に平均値では168  $m^2$ となっているが31  $m^2$ から893  $m^2$ と大きな格差がある。

このような分布を持つ統計データを用いて、品質の格差を調整したヘドニック型の価格指数を推定し、地価構造についての分析を進める。

2) 取引事例には、同一住所・同一取引時点であるにもかかわらず複数の事例がある場合があり、これらの価格が異なる場合がある。これは、後述する建物価格の判断が異なるためである。

3) こうした取引事例カードの存在は、鑑定士の情報の正確さに対する信頼性を揺るがすものである。担当当局が事態を的確に把握して改善を図ることは急務であろう。注 13)も参照。

4) 登記済異動通知は、昭和62年以降各都道府県で電算化されている。本データは東京都政策報道室(現・知事本部)による。

5) 排除されたデータは、住所データ・付属地図情報から正確な地点としてプロットすることができなかった事例、登記済異動通知とリンクできなかった事例である。その場合には、最寄り駅の確定・駅までの距離の測定ができない。清水(1998)では、取引事例に記載されている駅までの距離の精度について指摘している。

表 2-1. 取引事例: 要約統計量

商業地:千代田区・中央区・港区

Variables	Average	Standard Deviation	Minimum	Maximum
価格(円/㎡)	4,931,230	5,205,692	380,900	35,997,338
地籍(㎡)	209.63	262.51	30.11	1994.64
前面道路幅員(10cm)	135.95	101.23	40.00	540.00
最寄り駅までの距離(m)	352.50	243.21	10.00	1570.00
容積率(%)	564.09	136.29	200.00	1000.00

1974/01-1999/12

n=9,682

住宅地:世田谷区

Variables	Average	Standard Deviation	Minimum	Maximum
価格(円/㎡)	743,350	475,979	102,850	3,963,415
地籍(㎡)	168.82	129.04	31.00	893.00
前面道路幅員(10cm)	52.96	32.01	20.00	450.00
最寄り駅までの距離(m)	742.60	421.29	11.00	2470.00

1974/01-1999/12

n=7,991

#### 4. 推計結果

##### 4.1. ヘドニック価格指数の推定- 基本モデル

以上のように構築されたデータベースを用いて、品質調整済地価指数を推計し、それによって地価の時系列変化を分析する。

不動産市場は、すべての不動産が売買市場でつねに売買されているわけではない。その上全く同質の不動産が存在しない、といった特殊性を持つ。取引価格は同一の地点で取引されるということはほとんど無く、したがって事例に応じて「地積」・「前面道路幅員」、「容積率」等の公法上の規制、「最寄り駅」、「最寄り駅までの距離」、「都心までの時間」の組み合わせにおいて、同一の組み合わせになることはない。

このことは単純な指数化では大きな問題を生じることになる。例えば、取引事例データの平均値指数で毎月の値動きを比較しようとした場合、たまたま前面道路の幅員が広く、最寄り駅まで

の距離や都心までの時間などの利便性が高い物件が集中的に取引された場合は、市場がダウントレンドにある場合でも、質的な変化を通じて平均値指数は上昇を示す場合がある。

そこで、次のようなヘドニック関数を設定し品質調整済の価格指数を作成することとする。

$$\log LP_{it} = a_0 + \sum_i a_{1i} \cdot \log X_i + \sum_k a_{2k} \cdot RD_k + \sum_{i,k} a_{3ik} \cdot (\log X_i)(RD_k) + \sum_t a_{4t} \cdot TD_t + \varepsilon$$

$LP_{it}$  :  $i$ 種類  $t$ 時点の地価 (取引事例), ( $t = 1975 \dots 1999$ )

$X_i$  : 主要説明変数

$X_1 = LA$  : 地積 ( $m^2$ )

$X_2 = RW$  : 前面道路幅員 (10cm)

$X_3 = ST$  : 最寄駅までの距離 ( $m$ )

$X_4 = TT$  : 都心までの時間 (分)

$X_5 = YK$  : 指定容積率 (%)

$RD_k$  : 沿線ダミー ( $k = 0 \dots K$ )

$TD_t$  : 時間ダミー ( $t = 0 \dots T$ )

(2-1)

取引事例関数の推定結果が、表 2-2<sup>6)</sup>である。また、四半期単位の時間ダミー推定結果に基づく時系列的な価格変化を図 2-2 に示す。

取引事例関数においては、商業地モデルで自由度調整済決定係数 0.889、住宅地モデルのそれと 0.902 と説明力の高いモデルとして推定されている。推定された取引事例モデルに基づくインデックスに着目すると、商業地インデックスにおいては、1983 年初頭から価格が上昇し始めているのに対して、住宅地インデックスでは 1985 年後半から上昇を始めているといった意味で、上昇時期にラグがあったことが視覚的にも確認できる。下落のパターンに着目すると、商業地インデックスが 1992 年後半から急激に下がり始め 1995 年頃に 1983 年当初の水準に近づきつつあり下落速度が鈍化する。住宅地インデックスでは 1991 年頃から下落が開始している。

また、商業地指数および住宅地指数ともに、1986 年から 1987 年にかけてピークを一旦迎えるものの、その後、下落に転じ、1990 年に二度目のピークを迎えている。これは、東京都区部から周辺都市および大阪をはじめとする地方都市に波及した後、再度、地価上昇の波が東京に戻ってきたためである。

さらに、本章の第一の目的であるバブル前・バブル期からバブル崩壊期に至る地価の変化を明らかにする。

まず、商業地価格においては、1975 年第一四半期を 1 とすると、バブルが発生する前となる 1982 年末までに 2.31 倍まで上昇していたことが分かった。その後、バブル経済期において、最も高い水準になっていた時期は 1987 年の第二四半期であり、16.68 倍までに達した。バブル経済に突入する直前となる 1982 年末と比較しても、約五年間の間に 7.27 倍と、きわめて早い速度で上昇し

6) 本章の一連の統計解析は、SAS version 6.12 による。なお、回帰分析における変数選択法は、特に特記しない限り、総当たり法を用いた。

たことがわかる。その後、バブル崩壊を経て、1999年の第二四半期においては、1.90まで下落しており、バブルに突入する直前の水準を下回ると共に、バブルのピーク時の約九分の一まで下落していたことが明らかになった。このような事実からも、バブル崩壊が日本経済に与えた影響の大きさを推測することができよう。

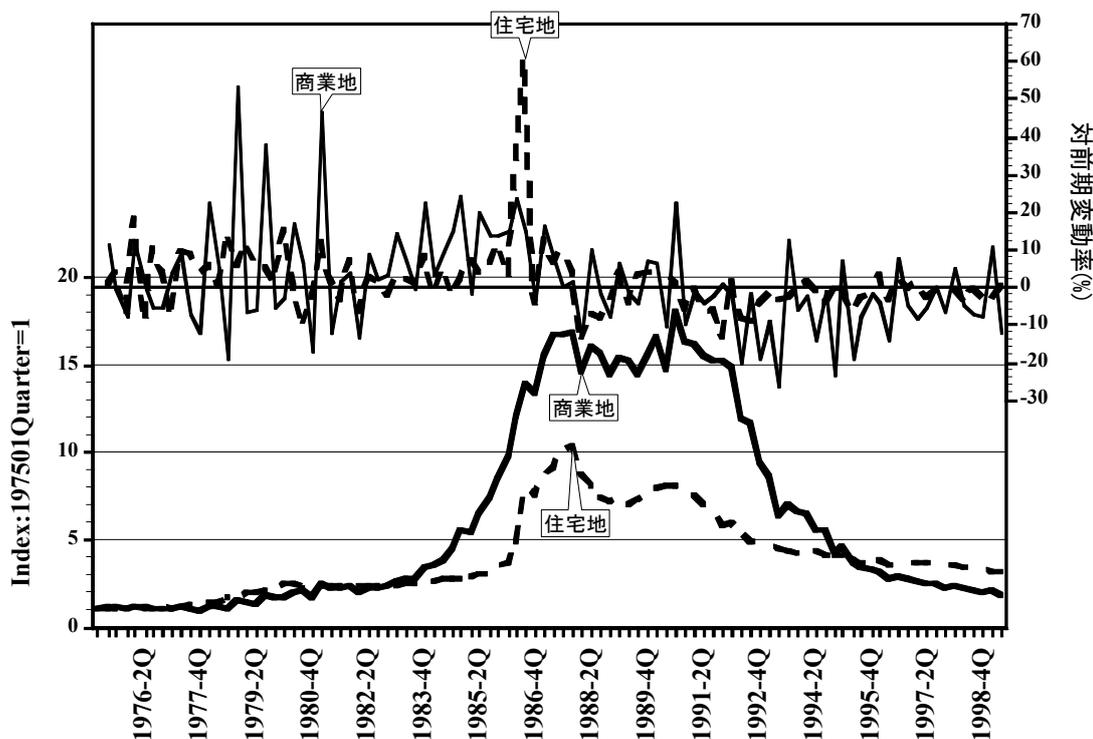


図 2-2.取引事例インデックス

続いて住宅地価格であるが、1975年第一四半期を1とすると、バブルが発生する前となる1982年末までに2.34倍まで上昇しており、商業地の上昇水準とほぼ同様であることがわかる。つまり、1975年から1982年にかけては、商業地・住宅地ともに同程度の上昇を示していたという点で特色を持つ。その後、バブル経済期において、最も高い水準になっていた時期は1987年の第四四半期であり、商業地のピークから半年程度遅れていたことが分かった。その水準は、1975年を基準とすると10.37倍であり、商業地の上昇水準よりは小さい。バブル経済に突入する直前となる1982年末と比較すると、4.47倍に上昇しており、住宅地における上昇速度は、商業地よりも低かったことがわかる。このことから、家計部門においても、大きな資産効果が発生していたことが示唆される。その後、バブル崩壊を経て、1999年の第二四半期においては、バブルピーク時には10.33まで上昇していた価格が3.33の水準まで下落した。この水準は、商業地の1.90よりは高い水準にあるが、バブルのピーク時の約三分の一の水準である。

この事実は、住宅地価格は、1999年段階ではバブル崩壊の調整過程にあり、その後において、商業地と同程度にまで、さらに大きな下落をしていくことを示唆していたものと考えられる。

表 2-2. 取引事例関数: 推定結果

Dependent Variable: Log of Land Price per square meter .Method of Estimation: OLS

Commercial Area (Chiyoda, Chuo, Minato Wards)

Residential Area (Setagaya Ward)

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value	Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
<b>Property Characteristics</b>			<b>Property Characteristics</b>		
Constant	9.734	43.965	Constant	14.871	88.581
LA:地積(m <sup>2</sup> )	0.092	11.047	LA:地積(m <sup>2</sup> )	-0.074	-21.748
RW:道路幅員(10cm)	0.303	38.960	RW:道路幅員(10cm)	0.296	35.721
ST:最寄駅までの距離(m)	-0.063	-5.958	ST:最寄駅までの距離(m)	-0.069	-13.463
TT:都心までの時間*	-1.040	-20.627	TT:都心までの接近性*	-0.372	-19.098
YK:容積率(%)	0.822	29.143	<b>Railway/Subway Line Dummy</b>		
<b>Railway/Subway Line Dummy</b>			<b>Railway/Subway Line Dummy</b>		
銀座線	-0.642	-2.173	池上線	0.206	2.944
丸の内線	-3.110	-1.312	大井町線	0.484	7.627
日比谷線	0.722	3.226	小田急線	0.437	8.539
東西線	-1.496	-2.478	井の頭線	0.434	5.307
有楽町線	-0.392	-1.508	京王線	0.733	6.652
都営浅草線	0.124	1.305	世田谷線	-0.262	-3.721
都営三田線	-0.804	-3.064	<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>		
都営新宿線	0.201	1.715	LA × 小田急	0.022	4.357
中央線	-1.789	-1.795	RW × 池上	-0.191	-3.481
総武線	0.149	5.240	RW × 目蒲	-0.124	-3.903
<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>			RW × 大井町	-0.152	-9.877
LA × 山の手	-0.056	-4.281	RW × 東横	-0.070	-2.814
LA × 銀座	-0.035	-2.480	RW × 田園都市	-0.069	-5.900
LA × 日比谷	-0.027	-2.189	RW × 小田急	-0.054	-4.388
LA × 千代田	-0.138	-3.800	RW × 京王	-0.028	-1.693
LA × 浅草	-0.061	-2.926	RW × 世田谷	-0.031	-1.462
LA × 三田	0.055	2.367	ST × 大井町	-0.029	-3.894
LA × 新宿	0.025	1.553	ST × 東横	-0.057	-3.815
RW × 丸の内	0.815	1.682	ST × 小田急	-0.065	-10.790
RW × 有楽町	-0.072	-2.920	ST × 井の頭	0.020	1.606
RW × 三田	0.096	2.663	ST × 京王	-0.020	-2.213
RW × 新宿	-0.071	-2.963	ST × 世田谷	0.059	5.672
ST × 山の手	-0.222	-12.183	TT × 田園都市	0.030	3.304
ST × 銀座	-0.035	-1.539	TT × 井の頭	-0.192	-7.752
ST × 日比谷	-0.108	-6.350	TT × 京王	-0.134	-4.118
ST × 東西	-0.052	-1.630	Adjusted R square=0.902		
ST × 有楽町	-0.146	-6.673	Number of Observations=7,991		
ST × 三田	0.060	1.675	Base Line=東横・田園都市		
ST × 中央	0.064	1.554			
YK × 山の手	0.092	2.345			
YK × 銀座	0.208	5.427			
YK × 日比谷	-0.054	-1.825			
YK × 東西	0.316	3.167			
YK × 千代田	0.536	3.878			
YK × 有楽町	0.233	5.918			
YK × 中央	0.260	1.577			
TT × 山の手	0.367	3.930			
TT × 日比谷	0.194	5.538			
TT × 千代田	-0.839	-2.570			

Adjusted R square=0.889

Number of Observations=6,577

\*最寄駅から主要駅までの乗り換え時間を含む昼間平均移動時間

主要駅(東京・新宿・渋谷・池袋・上野・霞ヶ関・大手町)

Base Line=山手線

また、分析対象地域が高級住宅地域であることの特徴を考えると、近年における都心回帰といった需要にも支えられ、下落率も小さくなっている、ということも考えられる。以上の分析から、住宅地域においては、商業地域と比較すれば、バブル期における地価上昇率も小さく、またバブル突入前の水準よりも高い水準を維持していることが分かった。

## 4.2. 構造変化を加味したヘドニック価格指数の推定

### (1). 構造変化テストによるバブル期の検出

続いて、不動産価格形成要因に着目する。前節では、インデックス間の時系列比較が目的であり、時系列インデックスを構成する時間ダミー $TD_{it}$ の推定量が重要であった。しかし不動産の価格形成要因が、推定期間のすべてを通じて一定であるとは想定できない。

前節で見た(2-1)にもとづく推計では、価格と各変数との関係は時間的に安定的であることを前提としていた。しかし、この安定性の仮定には問題がある。特に本章の分析対象期間は1975年から1999年の25年間にわたる長期間であり、しかもいわゆる「バブル経済」の生成と崩壊の両方を含むことから、構造がまったく同じであることは想定しにくい。

ヘドニック関数推計の際の構造変化の取り扱いについては、例えば Smith and Tesarek (1991)では、単一の関数型で価格指数を構築することは困難であるとし、データ群を分割した上で価格指数を作成している。また、肥田野らの一連の研究(1992, 1995, 1999)でも、本研究と同様に取引事例データを用いているが、半期ごとにデータを分割し、それぞれのデータ群に対してヘドニック関数を推定するとともに、仮想的な特定点の各種属性を代入することで、定点情報としての品質調整済指数を作成している。しかしデータ群を分割した場合、関数の説明力や誤差分布が変化することで単純に時間的な変化を観察することが困難となる(詳細は、第6章参照)。

そこで、本研究においては、構造変化テストを行うことで各係数の変化点を抽出し、時間タームごとのクロス項を入れることで単一ヘドニック関数を推計して、それによってインデックスを推定することにする。

一般に構造変化テストは、構造変化点(時点)が既知の場合で、かつ、2つのデータ群に分割した上での回帰係数 $\beta_1, \beta_2$ の相等性テストである。テスト方法は、誤差項の分散についての仮定、つまり $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ の場合と、 $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ の場合とで異なる。誤差項の分散が等しい場合( $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ )は、線形制約仮説の検定をおこなう。誤差項の分散が等しくない場合( $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ )は、漸近特性に基づく尤度比検定(asymptotic likelihood ratio test)などを用い、 $-2\log(\text{尤度比})$ が $\chi^2$ 分布することを利用し、未知パラメータを収束計算で求めることになる(Amemiya 1985, 高辻 2001)。

しかし、本研究のインデックス作成対象期間が、「バブル経済」期を含む期間であることから、バブル前・バブル期・バブル後の3つの期間に分割されると考えるのが自然である。この場合には構造変化の回数が2つで既知となるが、構造変化点が未知であるという統計問題となる。本研究においては、式2に基づきバブル期ダミー( $BB_{ta, tb}D$ )およびバブル後ダミー( $PB_{tb}D$ )を用いて、AIC(Akaike's Information Criterion)により、構造変化点 $ta$ および $tb$ を第1次近似として探索的に抽出し、その後、F統計量に基づく構造変化テストを行ってその検証を行う方法をとることとした<sup>7)</sup>。具体的には、(2-1)を(2-2)のように修正する。

<sup>7)</sup>このような問題に対して、Garcia and Perron (1996)では、2回構造変化が起こるものの構造変化点が未知である場合

$$\log LP_{it} = a_0 + \sum_i a_{1i} \cdot \log X_i + \sum_k a_{2k} \cdot RD_k + \sum_{i,k} a_{3ik} \cdot (\log X_i)(RD_k) + \sum_t a_{4t} \cdot TD_t + \sum_i a_{5i} \cdot (\log X_i)(BB_{ta,tb}D) + \sum_i a_{6i} \cdot (\log X_i)(PB_{tb}D) + \varepsilon \quad (2-2)$$

$BB_{ta,tb}D$ : バブル期ダミー

$PB_{tb}D$ : バブル後ダミー

まず  $ta$  については、バブルの開始時点となるが、1980 年を最初として 1990 年までの間とし、バブル崩壊期を 1990 年以降に出現したことを仮定した上で ( $1980 \leq ta < 1990, 1990 \leq tb$ )、商業地モデル、住宅地モデルそれぞれについて 5,550 本 (計 11,100 本) の関数推定を行った。AIC により推定されたモデルを比較したところ、下記の点でバブルダミー、バブル後ダミーを作成し、関数推定を行うことで説明力が高くなることが分かった。

表 2-3. 構造変化点の検出結果

	バブル期( $BB_{ta,tb}D$ )	
	From (ta)	To (tb)
商業地モデル	1983年1月	1995年12月
住宅地モデル	1985年10月	1991年12月

表 2-4. 構造変化テストの検定結果 ( $F > \text{Prob}^8$ )

【商業地モデル】			
	Pre-Bubble vs. Bubble	Bubble vs. Post-Bubble	Pre-Bubble vs. Post-Bubble
地積	0.0232	0.0001	0.0001
前面道路幅員	0.0057	0.0001	0.0001
最寄り駅までの時間	0.0090	0.0023	0.2324
都心までの時間	0.2072	0.0458	0.3282
容積率	0.0914	0.0320	0.0099
ALL*	0.0001	0.0001	0.0001

\*地籍、前面道路幅員、最寄り駅までの時間、都心までの時間、容積率の5変数に関する一括検定

【住宅地モデル】			
	Pre-Bubble vs. Bubble	Bubble vs. Post-Bubble	Pre-Bubble vs. Post-Bubble
地積	0.0001	0.0001	0.0001
前面道路幅員	0.0001	0.4385	0.0001
最寄り駅までの時間	0.0003	0.0465	0.0001
都心までの時間	0.0001	0.0001	0.0001
ALL**	0.0001	0.0001	0.0001

\*地籍、前面道路幅員、最寄り駅までの時間、都心までの時間の4変数に関する一括検定

に対して、Jushan and Perron (1998)では構造変化の回数または構造変化点ともに未知のケースに対しての構造変化テストの方法を提示している。本研究では tractability の観点から本文中のより簡便な方法を取った。

8)  $F > \text{Prob}$  shows the probability of equality of regression coefficients.

ただし、このように抽出された点は、情報量基準に基づくものであり、その点で構造変化が起こっているとは限らない。そこで、表 2-3 に推定された分割点によりデータ群を 3 群に分割し、分割された 3 群のデータ群を 2 群のデータ群ずつに再分割し、F 統計量に基づき構造変化テストを行い、構造変化の有無を再度確認することとした。期間別・主要要因別構造変化テスト結果を表 2-4 に示す。

各要因において構造変化の確率に差異はあるものの、バブル前・バブル期・バブル後のそれぞれの期間について、商業地モデルでは主要 5 変数、住宅地モデルでは主要 4 変数に関する一括検定では(商業地モデル/All:5 要因,住宅地モデル/All:4 要因)構造変化が起こっていることが確認された。

まず商業地モデルであるが、1983 年第 1 四半期から 1995 年第 4 四半期の 12 年という長期間をバブル期としている。これを図 2-2 でみると地価の急激な上昇が始まった時点から下落に転じた後に、下落速度が鈍化する時期と一致する。つまり、価格の乱高下した時期をバブル期として抽出したと考えられる。その意味では「バブル期」というよりも「高騰暴落期」と言った方が正確であろう。さらに、この「高騰暴落」以前と以後でも構造に変化が見られることから、しばしば印象論的に議論されるように、「バブル経済」の崩壊で、元の状態に戻った、と考えるのは誤りであることが示唆されている。

一方、住宅地モデルでは、バブル期は地価の急激な上昇期と一致している。その意味で、バブル前、バブル期、バブル以後というのはふさわしい命名であるといえよう。このように商業地と住宅地では、構造変化の意味に相違があることに注意をしなければならない。

## (2).構造変化を含むヘドニック価格関数の推定

以上の分析結果を受けて、構造変化を加味したモデルを推計する。具体的には、(2-2)に基づき、商業地モデルにおいては、1983 年第 1 四半期から 1995 年第 4 四半期に対して Bubble ダミーを、それ以降については Post-Bubble (より正確には暴騰暴落) ダミーを作成し、それと地積・前面道路幅員・駅までの距離・都心までの時間・容積率とのクロス項を説明変数に加える。住宅地モデルについては、1985 年第 3 四半期から 1991 年第 4 四半期に対して Bubble ダミーを、それ以降については Post-Bubble ダミーを作成し、地積・前面道路幅員・駅までの距離・都心までの時間とのクロス項を説明変数に加える。構造変化を加味した取引事例関数の推定結果を表 2-5 に示す。

まず、取引事例・商業地関数に着目すると、自由度調整済決定係数で 0.895 とバブルダミー等のクロス項を入れない場合と比較して AIC だけでなく自由度調整済決定係数も改善され<sup>9)</sup>、比較的説明力の高いモデルとして推定された。地積・前面道路幅員・容積率が正で、最寄り駅までの距離、都心までの時間が負で推定されており、直感的な感覚と一致する。

推定された構造変化を加味したヘドニック関数をもとに、商業地モデル、住宅地モデルそれぞれにおいて分析を行った。まず、価格構造の地域効果を沿線ダミーと価格形成要因とのクロス項を分析することで明らかにした。続いて、バブルダミー・バブル後ダミーと価格形成要因とのクロス項を分析することで、バブル前・バブル期・バブル後において、価格構造がどのように変化

9) 一般に、自由度調整済決定係数を判定基準として変数選択をした場合には、説明変数を多く採用しすぎることが指摘されている。ここでは、変数選択は AIC 基準により行うと同時に、Mallow's CP も同時に確認し、改善されていることを確認した上でモデルを確定した。

したのかを分析した。

### (3).価格形成要因の地域特性:沿線別効果

日本の不動産市場は、地域において程度の違いはあるものの、バブル期を通じて全体として上昇し、バブル崩壊後においては、一律に下落している。しかし、価格構造といった意味では、それぞれの地域特性を受けて、構造が異なることが予想される。そこで、地域特性に基づく、価格構造の違いについて分析を行う。

ここで地域要因としては、沿線に着目した。分析対象エリアである東京都区部は、鉄道網が高度に発達していると共に、沿線開発とともに都市開発や住宅地開発が実施されてきた歴史から考えると、沿線単位で分析することが良い。

#### ①.商業地市場の地域特性

定数項ダミーに着目すると、山手線・丸の内線等(Base Line)と比較して、銀座線(-0.515)・東西線(-1.033)が負で、日比谷線(+0.635)・浅草線(+0.927)が正として推定されている。

銀座線は、日本で最も古い地下鉄であり、比較的早くかつ歓楽街を有する新橋や虎ノ門地域を通る。これら地域では、比較的小さいビルが多い。そのため容積率との Cross-term Effect は正で推定されている(+0.197)。これは、規模が小さい敷地が多いために、容積率に対しては、他の地域と比較して強く価格に対して影響を与えていることが考えられる。

東西線は、日本橋・茅場町といった江戸時代における商業中心地域を通る。現在では、証券会社・地方銀行の東京支店等の金融機関を中心に立地するエリアである。これら地域も、比較的小規模なオフィスビルが多い。そのため、銀座線と同様に、容積率との Cross-term Effect は正で推定されている(+0.301)、といった共通の効果を持っていることが分かった。

日比谷線は、六本木や高級店舗が立地する銀座エリアを通る。銀座は、日本で最も地価水準が高いエリアである。商業地域という性格を持ち、駅を中心として商業集積の密度が高いという性格を持つエリアであることから、最寄り駅までの距離との Cross-term Effect は負で推定されている(-0.128)。

東京駅・有楽町駅などを通る山手線では、規模が大きな敷地が多いことから、地積に対する Cross-term Effect は負で推定される一方(-0.028)、容積率に対する Cross-term Effect は正で推定されている(+0.064)。また、最寄り駅までの距離との Cross-term Effect も負で推定されている(-0.245)。敷地規模が大きい画地が多いことから、取引総額が大きくなるために地積に対しては負で推定される一方、再開発の効果が出やすい容積率が高いエリアでは相対的に高い取引が行われていることがわかる。また、他のエリアと比較して、駅を中心に商業施設・オフィスビルが集積している地域であることから、駅から離れることで地価水準が低くなっていることがわかる。

#### ②.住宅地市場の地域特性

定数項ダミーに着目すると、目蒲線・田園都市線と比較して(Base Line)と比較して、世田谷線を除く(-0.296)すべての沿線で、正で推定されている。その大きさに着目すると、京王線(+0.588)・東横線(+0.551)・大井町線(+0.463)で相対的に大きい。

世田谷区は、田園調布や自由が丘、等々力・尾山台、または成城学園前といった日本を代表する高級住宅地を有する。田園調布・自由が丘は東横線に、等々力・尾山台は大井町線に、成城学園

前は小田急線沿線にある。

これら地域では、道路幅員・駅までの距離ともに、Cross-term Effect は負で推定されている。

Cross-term Effect の大きさに着目すると、道路幅員に関しては、幹線道路を有する東横線・田園都市線沿いでその負の影響が大きい。つまり、道路幅員の大きさは、道路交通量の代理変数となっていることも想定され、幹線道路を有する地域では、道路交通騒音や大気汚染の影響として、強く負の影響が出ているものと考えられる。

最寄り駅までの距離に関する Cross-term Effect は、東横線・小田急線で負の影響が強い。これら沿線では、バス網が発達しており、比較的遠いエリアでも取引が行われている影響が出ているものと考えられる。また、目蒲線・井の頭線では、Cross-term Effect は正で推定されている。これら地域では、他の地域との比較において、駅までの距離の影響を強く受けていないことになる。その理由としては、駅間の距離が短いといった影響が出ているものと考えられる。

以上のように、沿線を単位とした地域特性に着目すると、商業地モデル・住宅地モデルともに、地域により価格構造が異なることが、沿線ダミーと各主要価格形成要因との Cross-term Effect を見ることで理解された。このような影響は、供給者の付け値や消費者の選好が異なるといったことも考えられるが、各変数の統計分布の違いによる影響も出ているものと考えられる。広域な空間を対象としたヘドニック関数を推定する際には、これらの効果を明示化したモデルとして推定することの必要性が示唆される。

続いて、価格構造の時間的な変化について分析を行う。

#### **(4).バブル前・バブル期・バブル後の価格構造の変化**

##### **①.商業地市場の構造変化**

##### **(規模特性・地積・前面道路幅員)**

地積においては、バブル期ダミーとのクロス項で +0.083、バブル後ダミーとのクロス項で +0.060 と、バブル前と比較すると規模に対する影響が強くなっているものの、バブル期からバブル崩壊後には弱くなっていくことが読みとれる。一方、前面道路幅員については、バブル期ダミーとのクロス項で +0.111、バブル後ダミーとのクロス項で +0.158 と地積とは逆に影響が強くなっている。つまり、都心3区の商業地市場では、全体として高度利用が可能な要件を備えた土地に対する選好が強くなっていることがわかる。ただし、規模に対しては、バブル崩壊後に大規模な土地の供給が増加したことで、若干、影響が弱く出ていると読みとれる。

東京の中心地域である分析対象エリアでは、バブル期からその崩壊過程において、大規模な再開発事業が計画・実施された。具体的には、千代田区においては東京駅前の丸の内ビルディング建て替えが実施され、中央区においては日本橋エリアを中心とした開発が、港区においては旧・国鉄操車場跡地である汐留地域の開発、または六本木エリアにおける六本木ヒルズの開発・防衛庁跡地の大規模開発などが実施された。これらの開発は、都市再生事業という国家的な事業として実施され、規制緩和政策ともあいまって、容積率が積極的に緩和された。その緩和条件としては、新規開発によって発生する交通需要を吸収することが可能なように、前面道路幅員による制限が与えられたことから、敷地規模とともに前面道路幅員の影響が価格形成に対して強く働くようになったものと推測される。また、近年においては、優良なオフィスビルが具備すべき条件として、「近・新・大」という条件が指摘されるようになってきていることから、規模特性である敷地面積・前面道路幅員に対しての選好が強くなっているという結果は、このことから支持される。

### (交通利便性・最寄り駅までの距離・都心までの時間)

続いて、最寄り駅までの距離については、バブル期ダミーとクロス項で +0.060 と距離に対する負の影響が緩和され、バブル後ダミーとのクロス項で +0.031 と戻されている。これは、バブル期には駅から離れた地域でも需要があり、バブル崩壊後にはそのような地域での需要が低下していることがわかる。

都心までの時間については、バブル期ダミーとのクロス項で -0.318、バブル後ダミーとのクロス項では -0.139 で推定されている。都心3区という性格上、都心までの時間はネットワークの良さの代理指標とも言える。バブル期には同指標に対する選好が強くなり、バブル後にはバブル期との対比において、同指標に対する選好は弱くなっているが、バブル前との対比では若干強くなっている。

つまり、バブル期には駅までの距離などの利便性指標に基づく利用を前提とした土地の価値というよりも、いわば仕手株投資のように利便性の悪い土地を使い、値上がり益をねらう投機的な取引が増加していたと考えることも可能であろう。そのため利用とは関係なく価格が決定されていたことの影響が出ているとも言えるが、この点の検証は今後の課題である。

## ②. 住宅地市場の構造変化

### (規模特性・地積・前面道路幅員)

取引事例・住宅地関数に着目すると、自由度調整済決定係数で 0.912 と商業地モデル同様に比較的説明力の高いモデルとして推定されている。前面道路幅員が正で、最寄り駅までの距離、都心までの時間が負で推定されており、直感的な感覚と一致する。

これに対し地積がバブル期をのぞいて負で推定されている。バブル期ダミー、バブル後ダミーとのクロス項として推定される係数から時間的な変化に着目すると、地積においてはバブル期前では係数が -0.051 と負で推定されていたが、バブル期(高騰暴落期)ダミーとのクロス項の影響は逆方向で、それを勘案すると 0.099 と符号が逆転し、正の影響として推定されている。これに対しバブル後ダミーとのクロス項を勘案するとバブル期(高騰暴落期)後は -0.074 と規模に対する負の影響がバブル前よりも更に強くなっている。この点は Tabuchi (1996) の結果と異なる。Tabuchi では Lot Premia が存在し、 $\partial PL / \partial LA > 0$  として推定されている。しかしながら一般の鑑定評価実務や固定資産評価実務では  $\partial PL / \partial LA < 0$  として扱われている<sup>10)</sup>。この問題は、慎重に検討しなければならない。

Tabuchi (1996) では、公示地価データを用いて新規供給の少ない京阪神地域を対象としたヘドニック関数を推定し、Lot Premia が存在していることを見いだしている。これは取引事例に基づくヘドニック関数でバブル期を除いて負の影響が出ているのと明確なコントラストを示している。

地積に関する結果は、既存の考え方に対して反省を迫るいくつかの含意を持つ。まず住宅地価格は、住宅取得能力との対比で決まるとしばしば業界では主張される。しかしながら、その場合は地積の増加は総額を大きくし、そのため総額の大きいバブル期に負で大きくことが予想されるが、得られた結果はその仮説とは逆である。また固定資産評価などの規模補正ではつづれ地などの影響を加味して地積の影響を負と評価しているが、これはバブル前とバブル後には当

10) 固定資産税評価における画地補正では、奥行長大補正とは別に、一般に負で補正していることに注意されたい。

てはまるがバブル期には当てはまらない。こうした伝統的な見解と整合的な一つの解釈はバブル期においては、譲渡所得税の住み替えに伴う控除制度の存在などにより、都心区の土地を売却し、同地区に流入してきたことなどが指摘されていることから、規模に対してのプレミアが働き、地積の地価に対する負の効果となっていることが考えられる。

加えて、land assembly に関する問題が考えられる。地積に関して負で推定されることは、離れたところにある二つの合計価値の方が、単一で同一の地積で存在する土地の価値よりも上回ることを意味する。土地の限界効用が低減している局面では、このような結果が導かれる。しかし、土地が稀少な場合には違う結果をもたらすことが予想される。大規模な敷地を有していれば、複数の敷地に分割して売ることでもできるし、その規模のままでも売ることができる。その意味で、大規模な土地には option value があり、理論的には premia が付く。加えて、規模の大きい住宅地には、より高層の建物を建てることのできることで、単位面積当たりの価値が高くなる option value (ポテンシャル) がある。そのため、バブル期においては、土地の希少性が高まり、Lot Premia が存在したものと考えられる。

前面道路幅員は、バブル期ダミーとのクロス項の影響は + 0.181 と、バブル期前に比べてより強く選好が顕示されているが、バブル後ダミーとのクロス項の影響は - 0.011 となり、バブル期前に比べて前面道路に対する正の影響が弱くなる。バブル期にはより商業地への転換が可能な土地や、より高度利用可能な土地への選好が強くなり、前面道路幅員が広い土地に対してより強く正の影響が出たことが考えられる<sup>11)</sup>。しかし、バブル崩壊後には商業地への転換は減少し、また道路幅員が大きい土地では、道路交通量等が多く環境水準が低いことによる負の影響が強くなったものと予想される。

このようなことは、日本特有の問題であると考えられる。都市計画制度が厳格に運用されている国では、住宅地域においてオフィスビルなどへの転用が可能ではないためである。バブル期においては、オフィスビルの不足が原因となって価格高騰をもたらしたことが指摘されており、世田谷地域においても、オフィスビルの供給が積極的に実施されている。そのため、住宅地としての価格構造から商業地としての価格構造へとシフトしたことも考えられ、その転換の制約条件が敷地規模・前面道路幅員であることから、バブル期においては、ともに正の影響が出たと考えられる。

また、バブル期以降においては、戸建て住宅が中心であった当該地域において、大規模マンションの供給が積極的に実施された。そのため、マンション事業者によって敷地規模が大きく、前面道路幅員が大きい土地に対する選好が強くなっていた。

これら二つの要因が、バブル期における価格構造の変化として推定されているものとする。

#### (交通利便性:最寄り駅までの距離・都心までの時間)

駅までの距離に対しては、バブル期ダミーとのクロス項で - 0.045 とより強く選好が顕示され、バブル後ダミーとのクロス項でも - 0.002 と負の影響が若干強くなるものの、バブル期との対比においては、弱くなるといった傾向として推定される。都心までの時間に対しては、バブル期ダミーとのクロス項で + 0.048 とより強く選好が顕示されているが、バブル後ダミーと

11) 東京都政策報道室(1999)では、バブル期には住宅系土地利用から商業系の土地利用への転換が積極的に進んだものの、バブル崩壊後は、商業系の土地利用から住宅系の土地利用へと戻っていることが確認されている。

表 2-5. 構造変化を加味した地価関数推定結果

Commercial Area (Chiyoda, Chuo, Minato Wards)			Residential Area (Setagaya Ward)		
Variables (all in log except for dummies)	Coefficient	t-value	Variables (all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
<b>Property Characteristics</b>			<b>Property Characteristics</b>		
Constant	8.613	18.631	Constant	13.421	113.024
LA:地積(m <sup>2</sup> )	0.017	1.600	LA:地積(m <sup>2</sup> )	-0.051	-8.662
RW:道路幅員(10cm)	0.208	12.611	RW:道路幅員(10cm)	0.264	23.557
ST:最寄駅までの距離(m)	-0.081	-4.379	ST:最寄駅までの距離(m)	-0.065	-10.089
TT:都心までの時間*	-0.983	-17.597	TT:都心までの時間*	-0.407	-15.567
YK:容積率(%)	1.047	17.643			
<b>Railway/Subway Line Dummy</b>			<b>Railway/Subway Line Dummy</b>		
銀座線	-0.515	-1.841	池上線	0.281	4.602
日比谷線	0.635	3.000	大井町線	0.463	7.575
東西線	-1.033	-1.742	東横線	0.551	5.696
浅草線	0.927	2.617	小田急線	0.346	7.631
			井の頭線	0.176	2.898
<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>			<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>		
LA × 山の手	-0.028	-2.483	京王線	0.588	5.981
LA × 丸の内	0.170	4.178	世田谷線	-0.296	-4.799
LA × 千代田	-0.152	-4.405			
LA × 浅草	-0.062	-3.084	<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>		
LA × 三田	0.067	2.943	LA × 大井町	-0.018	-2.241
LA × 新宿	0.051	3.746	LA × 小田急	0.014	2.618
RW × 東西	-0.060	-2.021	LA × 京王	-0.020	-2.406
RW × 千代田	0.146	2.366	RW × 目蒲	-0.106	-3.708
RW × 有楽町	-0.066	-2.741	RW × 大井町	-0.146	-9.999
RW × 三田	0.074	2.091	RW × 東横	-0.088	-3.667
RW × 新宿	-0.051	-3.711	RW × 田園都市	-0.083	-7.413
RW × 総武	0.031	4.715	RW × 小田急	-0.057	-4.835
ST × 山の手	-0.245	-13.607	RW × 京王	-0.054	-3.342
ST × 銀座	-0.080	-3.533	RW × 世田谷	-0.044	-2.196
ST × 日比谷	-0.128	-7.696	ST × 目蒲	0.037	5.579
ST × 東西	-0.078	-2.529	ST × 大井町	-0.022	-3.088
ST × 有楽町	-0.159	-8.852	ST × 東横	-0.057	-3.986
ST × 浅草	-0.069	-2.466	ST × 小田急	-0.057	-9.968
ST × 中央	0.014	2.404	ST × 井の頭	0.028	2.415
YK × 山の手	0.064	1.673	ST × 京王	-0.021	-2.489
YK × 銀座	0.197	5.220	ST × 世田谷	0.060	6.116
YK × 日比谷	-0.045	-1.531	TT × 田園都市	0.030	3.522
YK × 東西	0.301	3.065	TT × 井の頭	-0.183	-7.754
YK × 千代田	0.075	1.459	TT × 京王	-0.120	-3.873
YK × 有楽町	0.171	7.881			
YK × 浅草	-0.080	-1.711	<b>Cross-term Effect by Bubble Dummy*</b>		
TT × 山の手	0.426	4.708	LA × BubbleDummy	0.099	12.880
TT × 日比谷	0.200	5.846	RW × BubbleDummy	0.181	13.512
TT × 三田	-0.221	-2.901	ST × BubbleDummy	-0.045	-6.118
			TT × BubbleDummy	0.048	1.538
<b>Cross-term Effect by Bubble Dummy**</b>			<b>Cross-term Effect by Post-Bubble Dummy**</b>		
LA × BubbleDummy	0.083	6.884	LA × Post-BubbleDummy	-0.074	-11.312
RW × BubbleDummy	0.111	6.016	RW × Post-BubbleDummy	-0.011	-0.944
ST × BubbleDummy	0.060	3.123	ST × Post-BubbleDummy	-0.002	-0.370
TT × BubbleDummy	-0.318	-4.174	TT × Post-BubbleDummy	0.017	0.644
YK × BubbleDummy	-0.072	-1.174			
<b>Cross-term Effect by Post-Bubble Dummy***</b>					
LA × Post-BubbleDummy	0.060	4.434			
RW × Post-BubbleDummy	0.158	7.009			
ST × Post-BubbleDummy	0.031	1.391			
TT × Post-BubbleDummy	-0.139	-1.552			
YK × Post-BubbleDummy	-0.487	-7.429			

Adjusted R square=0.895

Number of Observations=6,577

Base Line=山の手,丸の内,千代田,有楽町,三田,中央,総武

(Commercial Model)

\*\*BubbleDummy:1983 1st Quarter~1995 4th Quarter

\*\*\*Post-BubbleDummy:1996 1st Quarter~

Adjusted R square=0.912

Number of Observations=7,991

Base Line=目蒲,田園都市

\*最寄駅から主要駅までの乗り換え時間を含む昼間平均移動時間

主要駅(東京・新宿・渋谷・池袋・上野・霞ヶ関・大手町)

\*\*BubbleDummy:1985 4th Quarter~1991 4th Quarter

\*\*\*Post-BubbleDummy:1992 1st Quarter~

のクロス項で + 0.017 と負の影響が弱くなるといったように駅までの距離と同様の影響がある。バブル崩壊後においては、土地価格の下落、住宅取得促進税制の影響を受けて、住宅市場の取引量は大幅に増加しており(東京都政策報道室(1999)), 世田谷区といった潜在的需要が強い地域では、より交通利便性が低い土地に対しても取引が活発化している影響が出ているものと考えられる。

## 5. 第2章結論ーバブル前・バブル期・バブル後の地価構造の変化ー

本章においては、日本の最も商業集積が進んでいる東京都区部の千代田区・中央区・港区と、日本を代表する高級住宅地を有する世田谷区を対象として、1975年から1999年の25年間にわたる不動産の取引価格のデータベースを構築し、ヘドニック・アプローチにより、不動産価格指数を推定し、その価格変化を示した。

推定された不動産価格指数から、次のことが明らかになった。

- ・ 商業地指数および住宅地指数ともに、1986年から1987年にかけてピークを一旦迎え、その後、下落に転じるものの1990年に二度目のピークを迎えた。
- ・ 商業地価格においては、1975年第一四半期を1とすると、バブルが発生する前となる1982年末までに2.31倍まで上昇していた。その後、バブル経済期において、最も高い水準になっていた時期は1987年の第二四半期であり、16.68倍までに達していた。バブル経済に突入する直前となる1982年末と比較しても、約五年間の間に7.27倍と、きわめて早い速度で上昇したことが分かった。
- ・ バブル崩壊を経て、1999年の第二四半期においては、1975年第一四半期を1とすると1.90の水準にあり、バブルに突入する直前の1982年末の水準(2.31)を下回ると共に、バブルのピーク時の約九分の一まで下落した。
- ・ 住宅地価格では、1975年第一四半期を1とすると、バブルが発生する前となる1982年末までに2.34倍まで上昇していた。その後、バブル経済期において、最も高い水準になっていた時期は1987年の第四四半期であり、商業地のピークから半年程度遅れ、その水準は、10.37倍であった。バブル経済に突入する直前となる1982年末と比較すると、4.47倍に上昇しており、住宅地における上昇速度は、商業地よりも低かったことが分かった。
- ・ バブル崩壊を経て、1999年の第二四半期においては、バブルのピーク時の約三分の一まで下落した。

続いて、バブル前・バブル期・バブル後の3つの期間で、不動産市場の構造が変化したことを想定し、AICを選択指標として、構造変化を加味したモデルとして改善を行った。また、沿線ダミーとのCross-Term Effectから、次の点が明らかになった。

- ・ 沿線を単位とした地域特性に着目すると、商業地モデル・住宅地モデルともに、地域により価格構造が異なることが理解された。このような影響は、供給者の付け値や消費者の選好が異なるといったことも考えられるが、各変数の統計分布の違いによる影響も出ているものと考えられる。近年、市場を層別化した上で、ヘドニック関数を推定することの優位性が示される研究が報告されているが (Goodman and Thibodeau(2003)), われわれの分析においても、地域による構造格差が明確に推定されており、ヘドニック関数を推定する上では、地域特性を十分に考慮した上で推定していくことの必要性が示唆された。

続いて、時間軸上での構造格差に着目した。

- ・ バブル前・バブル期・バブル後で商業地・住宅地ともに価格構造が変化していることが推定された。時間が異なるデータを用いてヘドニック関数を推定するためには、時間的な価格構造の変化を加味したモデルとして推定することが必要であることが示唆された。そのためには、構造変化点を探索する **Switching Regression Model** を提案した。
- ・ 構造変化の認められる構造変化点を AIC により探索したところ、商業地モデルで 1983 年 1 月と 1995 年 12 月であり、住宅地モデルでは 1985 年 10 月と 1991 年 12 月であった。この時期は、地価が高騰し、そして収束した時期と一致しており、その後の F テストの結果からも明らかのように、バブル前・バブル期・バブル後で、市場構造が変化していたことが明らかになった。

さらに、この推定結果から、次のことが明らかになった。

- ・ 商業地モデルでは、バブル期からバブル後にかけての大規模開発の影響を受けて、開発規模に対して影響を与える地積や前面道路幅員が価格に対して正の影響として強く効いていたことが分かった。
- ・ 住宅地モデルでは、地積に対する交差項(CrosTerm Effect)を加味すると、バブル前・バブル期・バブル後で(-)→(+)->(-)へと符号が変化していた。このことは、ヘドニック関数の推定上で、きわめて重要な問題となりうる。このことから、価格構造の変化を考慮したヘドニック関数の推定の重要性が明確になる。

以上、四半世紀にわたる日本の商業地市場・住宅地市場の価格変化と価格構造の変化を、ヘドニック関数を推定することで明らかにした。とくに、推定されたヘドニック関数により、不動産市場は、地域性が強く作用し、かつ、時間軸上で変化していることが、統計モデルで明確になった。

不動産市場の構造の変化または相違は、都市構造の変化だけでなく、供給者の値付けの変化や購入者の選好の変化によるものと考えられる。このような問題に対しては、市場を分割した上でヘドニック関数を推定していくことが提案されているが、市場参加者の属性を加味した上で、ヘドニック関数を推定していくことも重要な課題である。

また、本研究では、構造変化が発生した構造変化点を探索するためのモデルを提案することができたものの、構造変化の回数をバブル前・バブル期・バブル後と既知であるというモデルとして推定した。しかし、現実の多くの場合が、構造変化の回数も未知である場合が多い。このような問題に対応することが可能なモデルの開発も必要であろう。

さらに、構造変化が発生した原因についての究明が求められる。例えば、規模のプレミアムについては、バブル期においては投資が拡大するなかで、特に、企業においては投資対象としては大規模な土地が好まれたのではないかと考えたことも考えられる(清水(1997b))。これ以外にも、交通利便性などに対する構造の変化は、交通沿線網の整備や時間コストに対する消費者の認知の変化などによってもたらされているかもしれない。

構造変化が発生した原因を究明することで、不動産価格の価格形成メカニズムをより正確に解明することにもつながるであろう。

これらの問題は、今後の課題としたい。

### 第3章.鑑定地価情報の情報不完全性<sup>1</sup>

-公示地価情報の鑑定誤差問題を中心として-

---

<sup>1</sup> )本章は, Shimizu,C and K.G.Nishimura, (2006), “Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan”, *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.26,No.2 を加筆・修正したものである.



### 第3章. 鑑定地価情報の情報不完全性

#### 1. 本章の目的

わが国の不動産市場は情報が不足しており不透明であるという指摘を受けることが多い。その一方、地価は一物多価と揶揄された状態は依然として解消されず、未だ改善途上にある上に、様々な民間調査会社やシンクタンク等からも価格情報は公表されている。そのような意味で、わが国は地価情報が氾濫しているがゆえに、逆に市場がその情報の「質」を判断できずに混乱してしまっているともいえよう。しかし、不動産市場が効率的に機能していくためには、市場のリスク、特に価格リスクを適正に評価することが必要となる。そのためには、公的機関が持つ情報について情報開示をいっそう進める必要があるが、現在のように様々な理由で情報開示が十分になされていない状況では、公表されている各種情報の誤差、とりわけ一物多価と揶揄されながらも地価情報としては中心的な役割を果たしている公的評価額の誤差を認識しておくことが必要となる。さらに情報開示が進んだとしても、それによって市場に関するすべての情報が手にはいるようになるわけではなく、こうした公的評価の情報が今後も大きな影響力を持ち続けることは十分に考えられる。従ってこうした誤差問題は、今後も重要な問題として存在し続けると考えられる。

このような問題は、鑑定評価の誤差問題(Valuation Error)として、内外を問わず多くの研究が蓄積されてきた。例えば、Cole, Guilkey and Miles (1986), Jefferies (1997)では、取引価格と鑑定価格との差異について統計的に実証しており、Crosby (2000)では、社会制度的要因が鑑定の正確度(accuracy)に与える影響についての国際比較研究を行っている。また、Geltner, Graff and Young (1994), Geltner (1997, 1998), Bowles, McAllister, and Tarbert (2001)では、鑑定誤差がインデックスに与える影響について検証し、鑑定ベースのインデックスが持つ時間的なラグ構造を指摘している。わが国では、肥田野ら(1992, 1995, 1999)が一連の研究において、鑑定評価情報としては世界にも類のない規模で実施されている「地価公示」が持つ時間的ラグの存在を明らかにしている。さらに、鑑定評価技術といった問題だけでなく、不動産鑑定士の中立性への疑問といった問題も提示されている。Gallimore and Wolverton (1997), Kinnard, Lenk and Worzala (1997) Wolverton (2000)をはじめとする研究では、不動産鑑定士が依頼人の意向に左右される可能性と鑑定報酬料が鑑定評価額に連動するために上方へのバイアスが働く可能性を指摘している。日本の場合公的評価を例にとれば、鑑定報酬額は一定であり、鑑定報酬料に関連するバイアスはないものの、依頼人である公的主体の意向に応じた価格バイアスの存在の可能性もしばしば指摘される。

そこで本章では、第2章で整備した東京都区部都心3区(千代田・中央・港)商業地、東京都区部世田谷区住宅地の取引事例データベースに基づいてヘドニック関数の推定することで、わが国を代表する地価情報である国土交通省土地鑑定委員会の「公示地価」および財団法人日本不動産研究所の「市街地価格指数」の正確度を検証する。特に、わが国の地価情報の根幹となっている鑑定価格である「公示地価」については、取引事例と同じ方式のヘドニック価格インデックスと比較し、両者を比較可能にした。

得られた結果は、過去に指摘されていたものの、データがなかったために検証されなかったいくつかの指摘を裏付けるものとなっている。取引事例インデックスと公示地価インデックスを比較したところ、特に商業地系列では「バブル経済」発生期において公示地価インデックスが取引事例インデックスにラグをもって上昇していく過程が明確に見られる。特に1982年およ

び1986年には両者はきわめて興味深い動きをしている。両年において取引事例インデックスは、下落を示している。ところがこの両年も公示地価インデックスでは持続的に上昇を示しており、あたかもそれまでのラグを取り返すことで、時間的なラグ構造を解消するように動いているのである。同じように住宅地系列でも、1970年代後半まで取引事例インデックスの上昇率に対して、公示地価指数の上昇率が低く、これを補うように、1981年から1983年にかけて取引事例インデックスが横ばいであるのに対して、公示地価インデックスが上昇を示しており、その過程で両インデックスが一致していくことがわかる。1981年から1983年にかけては、公示地価のポイントを積極的に選定替えさせながら取引価格との乖離率を縮小させていったことが指摘されており、実際に価格が上昇したのではなく、市場価格と公示地価の比率となる評価率の上昇が公示地価インデックスの上昇となっていることに注意が必要である。

市街地価格指数（6大都市）との比較においては、ピーク時が異なる点、対前期変動率でも上昇局面が異なるなど、高度に加工されているためにスムージング化され、動向を把握するための指標としては公示地価指標以上に利用しにくいことが検証されている。特に、都市再生が進められるなかで、都心に資本が集積し、地域変化のばらつきが大きくなることが予想される今後においては、この問題はより大きくなることが容易に予想される。

さらに第3.3節以降では、公示地価に絞り、ヘドニック・アプローチにより推定された各関数を用いて代表的な地点の鑑定誤差(Valuation Error)の程度(Magnitude)を検証する。ここでは、特定の地点の価格をより正確に査定するために、構造変化の可能性を明確に推計に取り入れる。よく言われるように「バブル前」「バブル期」「バブル後」と三つの違う構造を持つ可能性が考えられるので、それぞれの期間を探索的に分割し、取引事例に基づいて構造変化を加味したヘドニック関数を推定しなおす。こうして得られた関数を用いて公示地価の評価ポイントの「取引価格」を推計し、この「取引価格」に対する公示地価の評価率を推定している。その結果は第3.5節にまとめられている。

得られた結果を見ると、都心3区商業地の評価率は、1975年当時8割程度(80.84%)であったものが、1981年にかけて5割弱(46.40%)まで低下し、その後、1982年および1983年にかけて急速に評価率を引き上げており7割弱の水準(69.55%)に引き戻した。バブル崩壊期には1993年に、一気に評価率が100%の水準を越え(104.24%)、1999年時点では、公示地価が取引価格より20%程度高い水準にあることがわかる。世田谷区住宅地では1975年当時は9割強の水準であったが(92.85%)、1980年にかけて6割程度の水準まで低下し、その後、商業地とほぼ同様に1983年にかけて評価率が上昇する。バブル期においては8割弱の水準にあったが(1986年で78.44%)、バブル崩壊期には1992年に大きく評価率が高まり、1998年から1999年にかけて公示地価の評価率が高まっている(1999年で115.55%)ことが明らかにされている。

この結果は、公示地価を利用して取引価格の動向を把握しようとした場合、細心の注意が必要であることを示している。特に、評価率が一定ではなく、傾向を持っていることは、しばしば指摘されていた点であるが、データからそれを検証したものが無く、今まで無視されることが多かったと考えられる。実際多くの不良債権等が公示地価をベースとした相続税路線価などを基準として評価されて、過小評価されていたことが、1990年代後半の不良債権問題を深刻化したと考えられることから、評価率の動きを知る意味は大きい。

## 2. データ

取引価格データについては、第2章において構築されたデータベースを利用する。ここでは新たに「公示地価」データベースを構築する。

同データの電子化は、近年において急速に進められ、また容易に取得できるようになった(第1章4.4節参照)。地価公示データには、住所(地番および住居表示)、地価情報(当年公示地価および前年価格・対前年変動率)、敷地条件(整形地かどうかを示す形状区分・地積・間口-奥行比)、街路条件(前面道路幅員・方位・舗装状況)、基盤整備状況(水道・下水道・ガスの有無)、交通利便性(最寄り駅および駅までの道路距離)、公法上の規制(都市計画用途地域・容積率・建ぺい率・高度地区かどうか等々)、周辺の土地利用の状況など、地価形成に影響すると考えられるマイクロな情報が記載されている。本研究では、これらの情報とともに、広域的な地理的範囲での比較検討を前提としていることから、都心までの交通接近性といった指標を作成し、付加することとした。

「取引事例」データは、第2章で整備した1974年から1999年までの東京都心3区(千代田・中央・港)商業地8,315事例、世田谷区住宅地10,888事例を用いた。

## 3. 推計結果

### 3.1. 品質調整済地価指数の作成—基本モデル

以上のように構築されたデータベースを用いて、品質調整済地価指数を推計し、それによって地価の時系列変化を分析する。

本章では、第2章で推定されたヘドニック・モデルを出発点とし、公示地価データを加えて、下記のモデルに基づき推計する。

$$\log LP_{it} = a_0 + \sum_i a_{1i} \cdot \log X_i + \sum_k a_{2k} \cdot RD_k + \sum_{i,k} a_{3ik} \cdot (\log X_i)(RD_k) + \sum_t a_{4t} \cdot TD_t + \varepsilon \quad (3-1)$$

$LP$  :  $i$ 種類  $t$ 時点の地価 (1 = 取引事例, 2 = 公示地価), ( $t = 1975 \dots 1999$ )

$X_i$  : 主要説明変数

$X_1 = LA$  : 地積 ( $m^2$ )

$X_2 = RW$  : 前面道路幅員 (10cm)

$X_3 = ST$  : 最寄り駅までの距離 ( $m$ )

$X_4 = ACC$  : 都心までの接近性 (minutes)

$X_5 = YK$  : 指定容積率 (%)

$RD_k$  : 沿線ダミー ( $k = 0 \dots K$ )

$TD_{t_l}$  : 時間ダミー ( $t = 0 \dots T$ )

取引事例関数については、第2章で推定された基本モデルを利用する(表 3-1)。公示地価関数の推定結果を表 3-2 に示す。

表 3-1. 取引事例関数・推定結果/Base Model

Dependent Variable: Log of Land Price per square meter .Method of Estimation: OLS

Commercial Area (Chiyoda, Chuo, Minato Wards)

Residential Area (Setagaya Ward)

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value	Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
<b>Property Characteristics</b>			<b>Property Characteristics</b>		
Constant	9.734	43.965	Constant	14.871	88.581
LA:地積(m <sup>2</sup> )	0.092	11.047	LA:地積(m <sup>2</sup> )	-0.074	-21.748
RW:道路幅員(10cm)	0.303	38.960	RW:道路幅員(10cm)	0.296	35.721
ST:最寄駅までの距離(m)	-0.063	-5.958	ST:最寄駅までの距離(m)	-0.069	-13.463
TT:都心までの時間*	-1.040	-20.627	TT:都心までの接近性*	-0.372	-19.098
YK:容積率(%)	0.822	29.143			
<b>Railway/Subway Line Dummy</b>			<b>Railway/Subway Line Dummy</b>		
銀座線	-0.642	-2.173	池上線	0.206	2.944
丸の内線	-3.110	-1.312	大井町線	0.484	7.627
日比谷線	0.722	3.226	小田急線	0.437	8.539
東西線	-1.496	-2.478	井の頭線	0.434	5.307
有楽町線	-0.392	-1.508	京王線	0.733	6.652
都営浅草線	0.124	1.305	世田谷線	-0.262	-3.721
都営三田線	-0.804	-3.064			
都営新宿線	0.201	1.715	<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>		
中央線	-1.789	-1.795	LA × 小田急	0.022	4.357
総武線	0.149	5.240	RW × 池上	-0.191	-3.481
			RW × 目蒲	-0.124	-3.903
<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>			RW × 大井町	-0.152	-9.877
LA × 山の手	-0.056	-4.281	RW × 東横	-0.070	-2.814
LA × 銀座	-0.035	-2.480	RW × 田園都市	-0.069	-5.900
LA × 日比谷	-0.027	-2.189	RW × 小田急	-0.054	-4.388
LA × 千代田	-0.138	-3.800	RW × 京王	-0.028	-1.693
LA × 浅草	-0.061	-2.926	RW × 世田谷	-0.031	-1.462
LA × 三田	0.055	2.367	ST × 大井町	-0.029	-3.894
LA × 新宿	0.025	1.553	ST × 東横	-0.057	-3.815
RW × 丸の内	0.815	1.682	ST × 小田急	-0.065	-10.790
RW × 有楽町	-0.072	-2.920	ST × 井の頭	0.020	1.606
RW × 三田	0.096	2.663	ST × 京王	-0.020	-2.213
RW × 新宿	-0.071	-2.963	ST × 世田谷	0.059	5.672
ST × 山の手	-0.222	-12.183	TT × 田園都市	0.030	3.304
ST × 銀座	-0.035	-1.539	TT × 井の頭	-0.192	-7.752
ST × 日比谷	-0.108	-6.350	TT × 京王	-0.134	-4.118
ST × 東西	-0.052	-1.630			
ST × 有楽町	-0.146	-6.673			
ST × 三田	0.060	1.675			
ST × 中央	0.064	1.554			
YK × 山の手	0.092	2.345			
YK × 銀座	0.208	5.427			
YK × 日比谷	-0.054	-1.825			
YK × 東西	0.316	3.167			
YK × 千代田	0.536	3.878			
YK × 有楽町	0.233	5.918			
YK × 中央	0.260	1.577			
TT × 山の手	0.367	3.930			
TT × 日比谷	0.194	5.538			
TT × 千代田	-0.839	-2.570			

Adjusted R square=0.889

Number of Observations=6,577

\*最寄駅から主要駅までの乗り換え時間を含む昼間平均移動時間

主要駅(東京・新宿・渋谷・池袋・上野・霞ヶ関・大手町)

Base Line=山手線

Adjusted R square=0.902

Number of Observations=7,991

Base Line=東横・田園都市

表 3-2. 公示地価関数・推定結果/Base Model

Commercial Area (Chiyoda, Chuo, Minato Wards)			Residential Area (Setagaya Ward)		
Variables (all in log except for dummies)	Coefficient	t-value	Variables (all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
<b>Property Characteristics</b>			<b>Property Characteristics</b>		
Constant	11.883	29.046	Constant	13.804	103.550
LA: 地積(㎡)	0.175	14.894	LA: 地積(㎡)	0.097	12.429
RW: 道路幅員(10cm)	0.312	18.719	RW: 道路幅員(10cm)	0.221	15.711
ST: 最寄駅までの距離(m)	-0.255	-18.733	ST: 最寄駅までの距離(m)	-0.181	-20.557
TT: 都心までの時間*	-0.244	-2.397	TT: 都心までの時間*	-0.718	-19.257
YK: 容積率(%)	0.330	7.795	YK: 容積率(%)	-0.049	-6.865
<b>Cross-term Effect</b>			<b>Railway/Subway Line Dummy</b>		
LA × 銀座	-0.087	-3.774	大井町線	0.634	4.326
LA × 目比谷	-0.098	-4.113	小田急線	-0.272	-2.225
LA × 千代田	0.070	6.136	井の頭線	0.870	6.504
LA × 浅草	-0.082	-8.215	<b>Cross-term Effect</b>		
LA × 三田	0.056	4.141	LA × 池上	0.118	11.148
LA × 新宿	-0.522	-5.090	LA × 小田急	0.032	2.965
LA × 総武	-0.124	-1.599	LA × 井の頭	-0.041	-1.979
RW × 東西	0.068	3.106	LA × 世田谷	-0.115	-6.487
RW × 新宿	0.354	5.794	LA × 目蒲	0.047	2.159
ST × 山の手	0.055	8.338	RW × 大井町	-0.069	-3.888
ST × 銀座	-0.053	-6.218	RW × 田園都市	0.065	6.313
ST × 目比谷	-0.032	-3.603	RW × 小田急	0.062	5.217
ST × 浅草	0.055	5.246	RW × 京王	-0.017	-1.520
ST × 三田	-0.036	-2.623	ST × 大井町	0.077	4.519
ST × 総武	-0.047	-2.461	ST × 田園都市	0.012	1.525
YK × 新宿	0.280	4.011	ST × 小田急	-0.024	-2.283
TT × 銀座	-1.041	-4.486	ST × 世田谷	0.134	8.598
TT × 目比谷	-0.129	-2.189	YK × 目蒲	0.072	3.813
			YK × 大井町	-0.073	-4.270
			YK × 小田急	0.035	3.291
			TT × 東横	0.222	11.158
			TT × 東横	0.222	11.158
			TT × 田園都市	0.026	1.808
			TT × 小田急	0.118	6.000
			Adjusted R square=0.970		
			Number of Observations=2,620		
			Base Line=池上, 目蒲, 東横, 田園都市, 京王, 世田谷		

まず、取引事例関数においては、商業地モデルで自由度調整済決定係数 0.889、住宅地モデルのそれで 0.902 と説明力の高いモデルとして推定されている。公示地価関数では、商業地モデルで 0.919、住宅地モデルで 0.970 ときわめて説明力の高いモデルとして推定されている。

ここで、取引事例関数と比べて公示地価関数の説明力が高い理由としては、取引事例データは、比較的市場情報が近いこともあり個別の取引事情が含まれるのに対して、公示地価データは不動産鑑定士により評価されたものであるため、不動産鑑定士によるフィルターがかかりクロスセクショナルな意味では十分な「調整」ができていたことを示唆するものである。

推定された取引事例モデルに基づく価格インデックスの変化については、第2章において考察したように(図 2-2)、商業地インデックスにおいては1983年初頭から価格が上昇し始めているのに対して、住宅地インデックスでは1985年後半から上昇をはじめている点に特色を持つ。このことから、といった意味で、バブルの開始時期にラグがあったことが視覚的にも確認できる。下落のパターンに着目すると、商業地インデックスが1992年後半から急激に下がり始め1995年頃に1983年当初の水準に近づきつつあり下落速度が鈍化するのに対して、住宅地インデックスでは1991年頃から下落が開始している点に特色を持つ。

### 3.2.取引事例インデックスと鑑定価格インデックスの比較

本節では前節で推定された取引事例インデックスおよび公示地価インデックスを比較する。全体としての傾向を見るため、まず全期間で同じ関数型を仮定し、構造変化の可能性を無視する。最後にわが国を代表する時系列地価インデックスとして利用されている市街地価格指数・6大都市(J\_REI)と比較することにする。

まず取引事例インデックス(以下 Market Price と呼ぶ)と公示地価インデックス(以下 Published Land Price と呼ぶ)を比較してみよう。すると商業地系列(図 3-1)では、1983年以降の地価上昇期において、取引事例インデックスにラグをもって公示地価インデックスが上昇していくことがわかり、西村(1995)の仮説が正しいことが検証された。さらに1982年、実勢では地価が下落したにもかかわらず、公示地価は逆にそれまでのラグを取り返すように上昇し、その結果として水準で見れば両者の乖離がかなり解消されたことがわかる。同様な点は1986年の動きにも見られる。前年公示地価が実勢の動きを過小に見た反動としてこの年実勢の動きを遙かに越える上昇を公示地価が示している。こうした点から、公示地価の上昇率から実勢を推測する際には十分な注意が必要であることがわかる。

さらに図は、ピーク時となる1986年から1992年において、公示地価インデックスは対前年比で見ると上昇率ではほぼ横ばいで推移するが、取引事例インデックスは1988年にかけて一度マイナスに転じ、1989年に再度上昇に転じる特徴をもっていることを示している。これは当時を知る市場関係者の実感に適合している。バブル期においては、東京圏から大阪圏・中部圏、そして地方都市へと波及し、再度、東京に波及の波が返ってきたことがしばしば指摘されているが、取引事例インデックスによってこの指摘が正しいことを確認することができる。また、バブル崩壊期においては、1993年時点で下落幅に大きな乖離があるものの、それ以降については、やはり公示地価がラグを伴って取引事例を追っていることがわかる。現在、公示地価の水準が市場価格を上回っていることが指摘され、インデックスにおいても公示地価指数が取引事例指数を上回っていることが確認される。その原因は、1993年時点で、公示地価を決定する際に実勢の下落を十分に盛り込むことができなかつた誤りを、その後もひきずっているところにある。

住宅地系列(図 3-2)では、1970年代後半まで取引事例インデックスの上昇率に対して、公示地価指数の上昇率が低い。ところがこれを補うように、1981年から1983年にかけて取引事例インデックスが横ばいであるのに対して、公示地価インデックスが上昇を示しており、その過程で両インデックスが一致していくことがわかる。1981年から1983年にかけては、公示地価のポイントを積極的に選定替えさせながら取引価格との乖離率を縮小させていったことが指摘されており<sup>2)</sup>、その評価率の上昇が公示地価インデックスの上昇となっている。従ってこの時期の公示地価の動きは、過去の誤りを是正し水準をあわせるため、変化率の点から見るなら実勢と乖離した動きをしていたと言えよう。バブルの上昇期または崩壊期においては商業地と同じく、タイムラグを持ちながら公示地価が取引事例を追っていくところが読み取れる。

2) 1981年から1983年にかけての3年間にわたり、3分の1ずつの公示地価ポイントを入れ替えることで、全ポイントの選定替を行ったことが指摘されている。

表 3-3.取引事例インデックス・公示地価インデックス・市街地価格指数の比較  
(平均変動率・標準偏差)

		取引事例	公示地価	取引事例	市街地価格 指数
Term		1976~1999(年次)		1975.09~1999.09(半期)	
N=		24		48	
住宅地	(Average)	7.44	8.26	2.64	1.47
	(Standard Deviation)	31.26	32.03	17.93	9.27
商業地	(Average)	7.77	7.30	3.15	2.22
	(Standard Deviation)	30.19	26.27	13.32	6.50

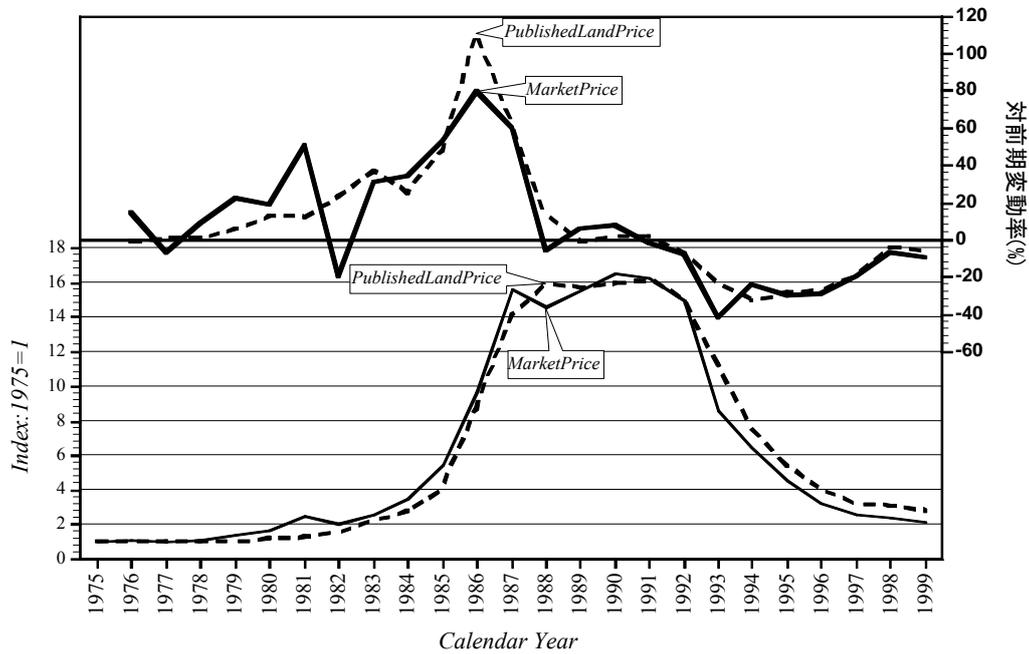
続いて、財団法人日本不動産研究所の市街地価格指数・6大都市の商業地および住宅地系列と比較してみよう。ここでは、市街地価格指数にあわせて1990年3月を100として比較している。まず、商業地系列については(図 3-3)、都心3区と6大都市という地理的範囲の違いを反映して、まったく違う形状をとることがわかる。特に、先のバブル期における地価の急騰は、都心区に始まり周辺区そして首都近郊都市、地方圏へと波及していったことが指摘されているが<sup>3)</sup>、そのような空間的地価上昇率にばらつきがある場合には、日本不動産研究所の市街地価格指数では地域間にウェイトをつけた指標作成をとっていないこともあり、平均化されることでスムージングが行われていることがわかる。住宅地系列についても同様で、特に1980年代中頃から後半にかけての地価上昇期にその傾向が顕著であることが読み取れる。

従って市街地価格指数を利用する際には、半期ごとの単位で観察できるという特色を持つものの、地域差が大きいときはその地域差がスムージングされ、指標としては中途半端なものになっていることがわかる。

次に観察期間について、取引事例インデックス(年次)と公示地価インデックス、さらに取引事例インデックス(半期)と市街地価格指数の平均変動率およびその標準偏差を比較しよう(表 3-3)。

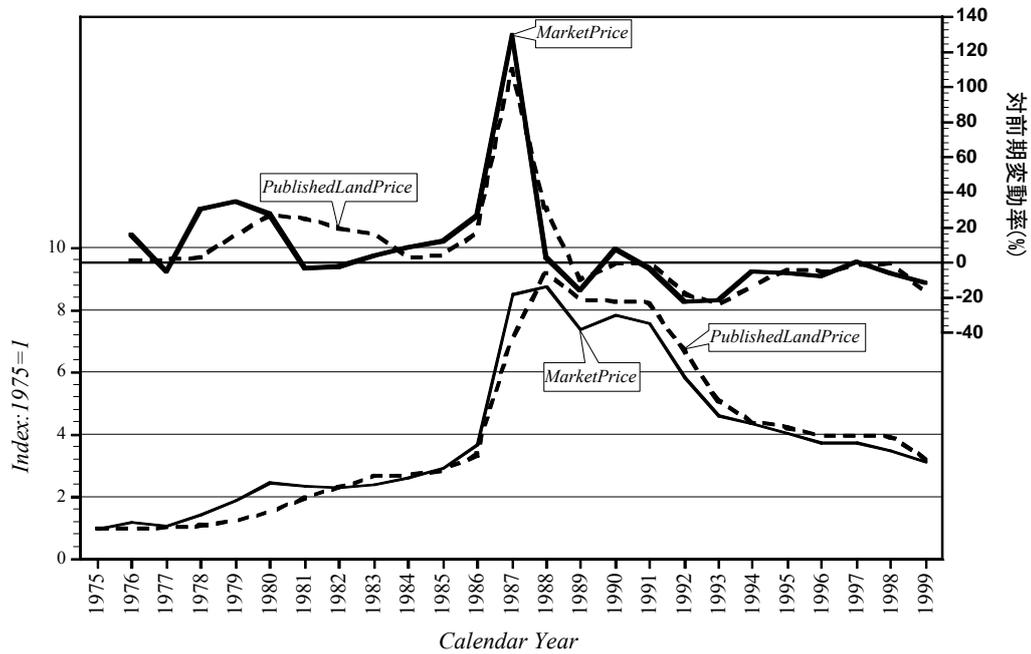
まず、取引事例インデックス(年次)と公示地価インデックスとの対比においては、住宅地系列で取引事例インデックスの平均変動率と標準偏差がそれぞれ7.44%、31.26に対して公示地価インデックスでは8.26%、32.03であり、これを変動係数(標準偏差/平均値)として比較すると、取引事例インデックスが4.20に対して公示地価インデックスが3.88と取引事例インデックスの方がわずかではあるが、ばらつきが大きいことがわかる。商業地系列では取引事例インデックスの平均変動率と標準偏差がそれぞれ7.77%、30.19に対して公示地価インデックスでは7.30%、26.27であり、これを変動係数(標準偏差/平均値)として比較すると、取引事例インデックスが3.89に対して公示地価インデックスが3.60と住宅地系列同様に取引事例インデックスの方が、ばらつきが大きい。

3)例えば、東京都政策報道室(2000)を参照されたい。



Time	取引事例		公示地価	
	Index	(t-value)	Index	(t-value)
1975	1.000	-2.364	1.000	-1.228
1976	1.141	-0.746	0.989	-1.375
1977	1.059	-2.554	0.994	-1.383
1978	1.148	-1.157	1.001	-1.281
1979	1.402	2.154	1.058	-0.470
1980	1.670	5.190	1.189	1.226
1981	2.517	9.040	1.330	2.829
1982	2.019	6.551	1.634	5.785
1983	2.639	11.453	2.235	10.291
1984	3.545	20.422	2.776	13.403
1985	5.431	28.008	4.111	18.993
1986	9.737	42.726	8.664	30.473
1987	15.539	55.426	14.127	37.626
1988	14.577	45.069	15.893	39.366
1989	15.456	50.163	15.733	39.224
1990	16.556	51.337	15.989	44.237
1991	16.197	39.314	16.161	39.601
1992	14.891	33.450	14.888	38.924
1993	8.596	22.296	11.240	36.624
1994	6.497	36.457	7.553	31.298
1995	4.558	28.884	5.377	26.131
1996	3.212	20.033	3.940	21.029
1997	2.580	14.955	3.185	17.578
1998	2.389	13.987	3.031	16.763
1999	2.161	11.467	2.815	7.711

図 3-1.取引事例インデックスと公示地価インデックスの比較/商業地



Time	取引事例		公示地価	
	Index	(t-value)	Index	(t-value)
1975	1.000	-18.668	1.000	-6.747
1976	1.157	-22.012	1.005	-6.511
1977	1.094	-23.170	1.027	-5.452
1978	1.427	-22.570	1.058	-4.094
1979	1.926	-8.981	1.225	2.631
1980	2.461	-7.208	1.550	13.794
1981	2.375	-13.581	1.931	24.744
1982	2.318	-18.602	2.306	33.248
1983	2.406	-15.779	2.670	38.732
1984	2.603	-8.798	2.742	39.988
1985	2.924	-5.371	2.866	42.037
1986	3.711	6.032	3.339	47.581
1987	8.497	46.204	7.016	82.588
1988	8.760	48.319	9.179	98.423
1989	7.356	38.273	8.317	93.736
1990	7.878	49.195	8.244	106.012
1991	7.580	40.312	8.196	93.032
1992	5.866	22.085	6.733	83.677
1993	4.598	15.497	5.069	73.265
1994	4.357	15.362	4.379	67.975
1995	4.073	14.184	4.194	66.986
1996	3.740	10.166	3.978	64.207
1997	3.733	10.143	3.913	63.152
1998	3.511	4.526	3.868	62.535
1999	3.115	-2.287	3.170	35.307

図 3-2.取引事例インデックスと公示地価インデックスの比較/住宅地

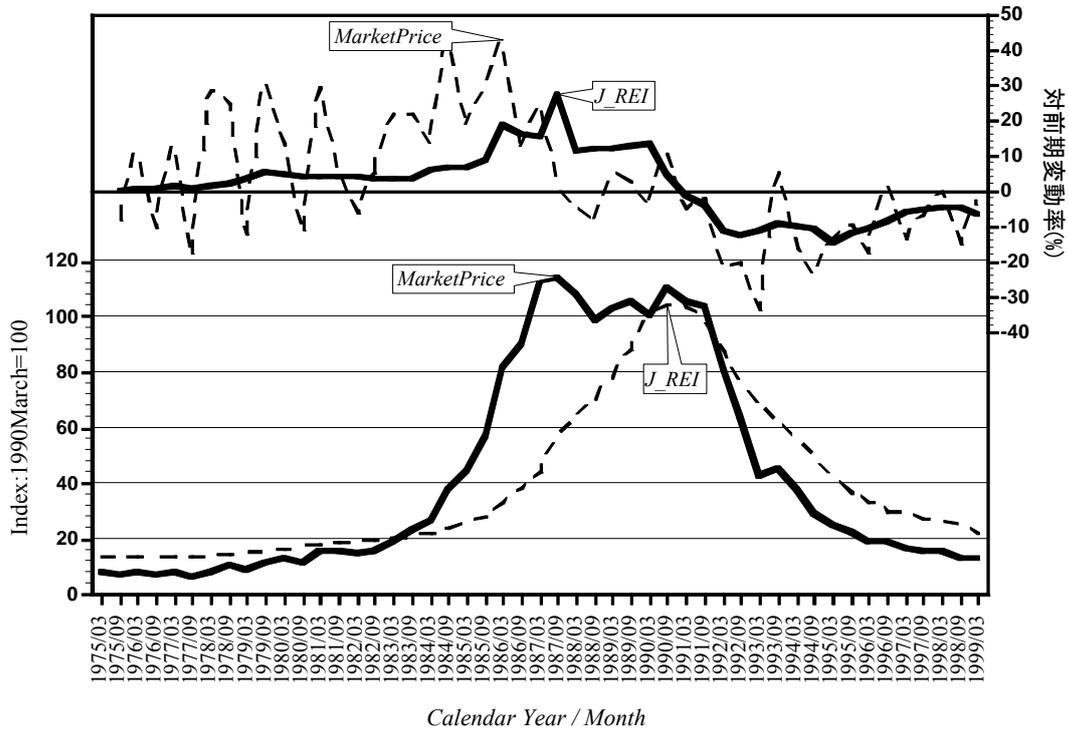


図 3-3.取引事例インデックスと市街地価格指数の比較/商業地

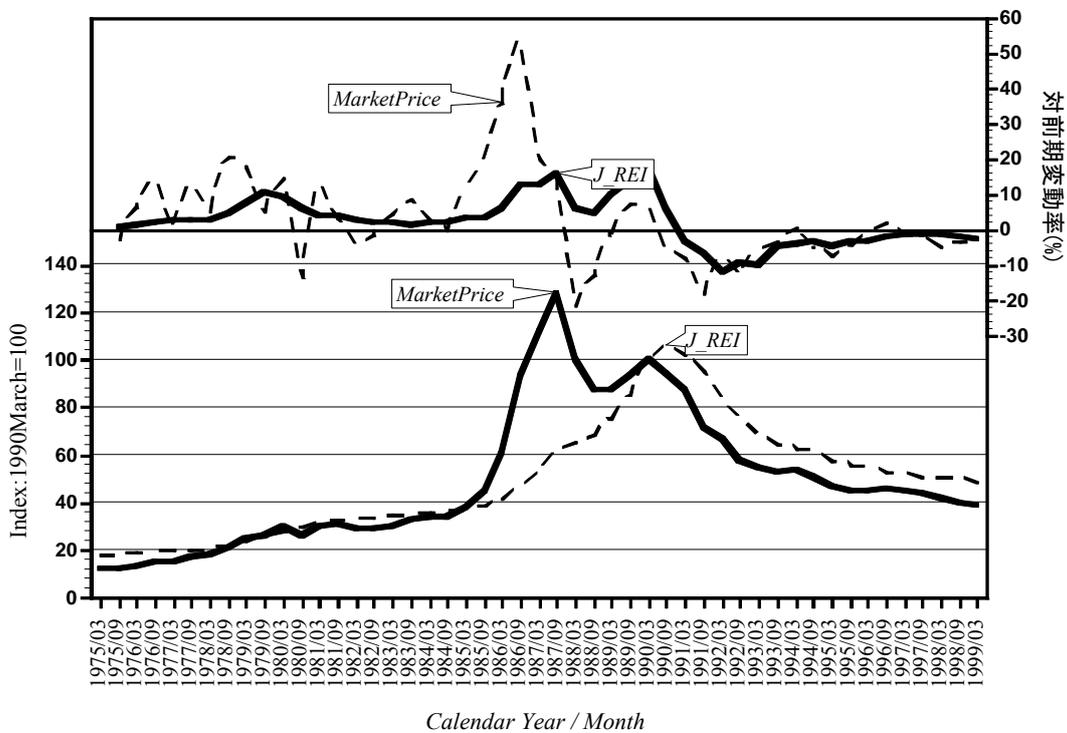


図 3-4.取引事例インデックスと市街地価格指数の比較/住宅地

続いて、取引事例インデックス（半期）と市街地価格指数・6大都市との比較では、住宅地系列で取引事例インデックスの平均変動率と標準偏差がそれぞれ2.64%、17.93に対して市街地価格指数では1.47%、9.27であり、これを変動係数(標準偏差/平均値)として比較すると、取引事例インデックスが6.80に対して公示地価インデックスが6.30となる。商業地系列では、取引事例インデックスの平均変動率と標準偏差がそれぞれ3.15%、13.32に対して市街地価格指数では2.22%、6.50であり、これを変動係数(標準偏差/平均値)として比較すると、取引事例インデックスが4.23に対して公示地価インデックスが2.93となる。

このように比較してみると、年に一度という制約があるものの、地域間での価格変化のパターンにばらつきが大きくなりつつある近年においては、市街地価格指数よりも公示地価を用いて地域単位のインデックスとして比較した方が価格動向を適切に把握できることがわかる。

#### 4.公示地価 対 取引事例 — 統計的検証

##### 4.1.評価率指標に見る公示地価の正確度

続いて、わが国の地価情報の根幹をなす公示地価の正確度を検証する。都心3区商業地は、1974年から1999年にかけて1,772ポイントについて公示地価の調査が行われている( $i=1, \dots, 1772$ )。また、世田谷区住宅地では、1974年から1999年にかけて2,620ポイントについて調査が行われている( $i=1, \dots, 2620$ )。

ここでは、取引事例関数を用いて公示地価の各ポイントの再評価を行い、不動産鑑定士による公示地価との乖離率を調べた。乖離率としては次のような評価率指標を用いた。

$$i \text{ 地点の評価率} = i \text{ 地点の公示地価} \div i \text{ 地点の取引事例ヘドニック価格} \quad (3-2)$$

「 $i$  地点の取引事例ヘドニック価格」を推定するためには、市場構造の変化に対応した価格指数が必要となる。そこで、第2章4.2節で推定されたモデルを利用する(表 2-5)。

取引事例をベースとして公示地価の評価率を観察すると(表 3-4)、商業地では平均で86.96%、住宅地で94.18%と、商業地の方が7%程度評価率が低いことがわかる。

続いて、評価率の変化を時間軸上で比較した(図 3-5)。

まず都心3区商業地においては、1975年時点では8割程度(80.84%)であったが、その後、1981年にかけて急速に低下していき、5割弱(46.40%)の水準まで下がっている。その後、1982年および1983年にかけて急速に評価率を引き上げており、7割弱の水準(69.55%)に引き戻されている。その後、バブル期となる1987年から1992年にかけては、評価率は7~8割の範囲で推移している。しかし、バブル崩壊期にあたり1993年においては、一気に評価率が100%の水準を越えており(104.24%)、バブル崩壊のシグナルを十分に認識できなかったことがわかる。バブル崩壊後においてはおおよそ100%を上回る水準で推移し、1999年時点では、公示地価が取引価格より20%程度高い水準にあることが読みとれる。

一方、世田谷区住宅地においては、1975年当時は、9割強の水準であったものの(92.85%)、1980年にかけて6割程度水準まで低下していく。その後商業地とほぼ同様に、1983年にかけて評価率が上昇したものの、バブル期においては8割弱の水準にある(1986年で78.44%)。その後、バブル崩壊期には1992年に大きく評価率が高まり、一時的には公示地価は取引価格と一致していたものの、1998年から1999年にかけて公示地価の水準が高まっている(1999年で115.55%)。

続いて、評価率のばらつきに着目してみると、商業地市場では、評価率の標準偏差および変動係数に着目すると、地価の上昇期である1983年から1984年にかけてばらつきが大きく、一時ばらつきは小さくなるものの、近年において再度拡大していることがわかる。一方、住宅地については、評価率が急速に小さくなる1987年にばらつきが大きくなっていることがわかる。これらの時期はそれぞれの地価上昇期と一致し、価格変動が大きいときに評価地点ごとのばらつきも大きくなっていたことが確認される。

表 3-4. 公示地価の評価率の推移

YEAR	商業地				住宅地			
	平均	中央値	標準偏差	Number of Observation	平均	中央値	標準偏差	Number of Observation
1974	73.88	68.51	35.13	41	120.26	117.47	16.67	75
1975	80.84	71.02	40.99	41	92.85	90.53	12.42	75
1976	69.46	59.81	35.73	41	81.23	79.15	10.58	75
1977	78.34	74.67	36.22	52	86.41	84.58	11.24	70
1978	75.25	71.37	34.51	52	71.12	69.52	9.91	70
1979	67.48	67.21	29.58	52	60.71	59.47	10.37	89
1980	61.94	61.04	25.65	52	60.51	57.77	11.80	89
1981	46.40	46.86	19.50	50	76.82	76.65	14.46	98
1982	68.61	69.41	29.10	50	90.82	92.85	12.59	98
1983	69.55	64.78	36.61	50	103.28	102.18	14.26	81
1984	69.06	65.21	35.36	50	97.12	96.25	13.78	81
1985	63.36	59.21	29.93	50	46.83	46.69	5.74	81
1986	68.05	65.59	29.16	57	78.44	78.20	11.93	71
1987	69.86	73.39	27.71	57	75.23	75.04	19.84	77
1988	84.49	85.66	33.45	57	97.99	97.04	21.53	90
1989	78.56	80.28	31.28	57	102.91	102.73	21.07	90
1990	74.51	77.67	29.17	114	95.99	94.91	18.71	180
1991	78.76	82.83	31.16	57	99.22	98.68	19.20	90
1992	77.76	81.91	31.31	61	117.01	114.56	26.35	90
1993	104.24	107.03	39.98	81	108.83	106.35	21.74	110
1994	96.13	95.97	35.26	99	98.89	96.04	17.37	129
1995	97.92	97.51	34.85	109	102.01	99.72	16.17	144
1996	109.99	104.79	46.46	109	104.42	102.94	15.44	144
1997	112.76	103.65	55.52	111	102.40	100.87	14.73	141
1998	117.00	107.26	62.69	111	106.70	105.50	14.80	141
1999	120.02	106.55	69.28	111	115.55	114.67	15.54	141
Total	86.96	83.08	45.36	1772	94.18	94.89	23.58	2,620

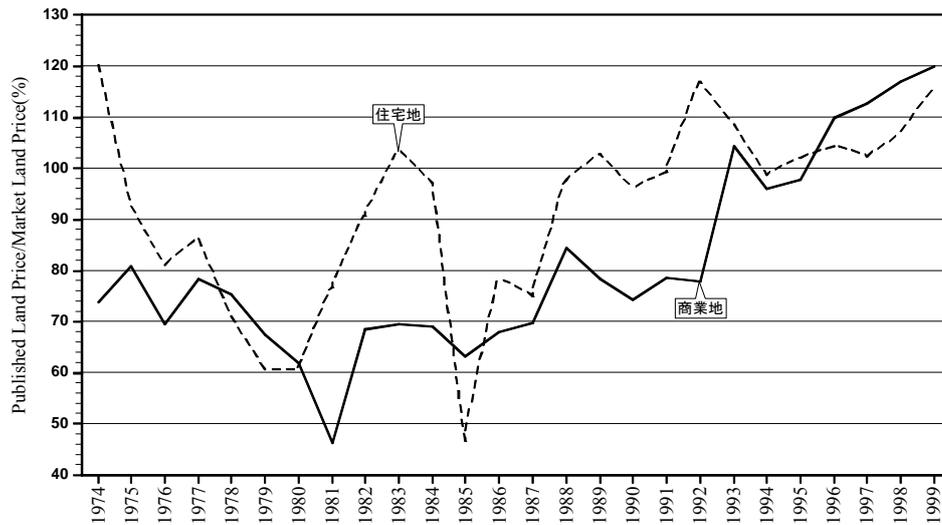
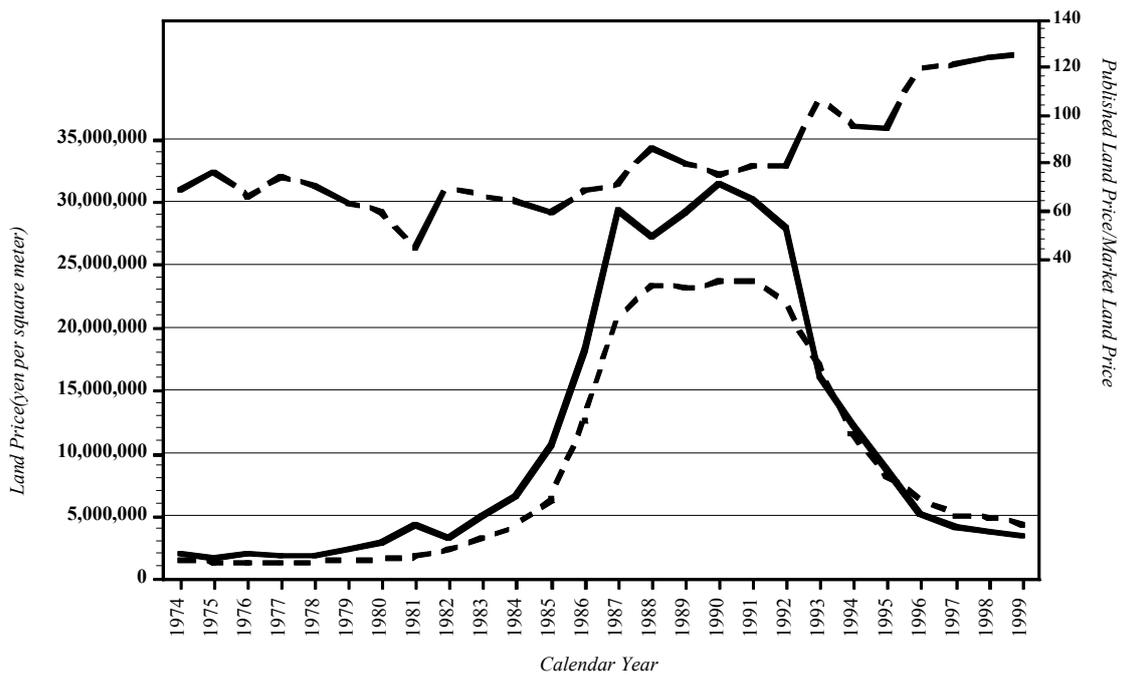


図 3-5.公示地価/取引事例の時系列変化



ID	周辺の土地の利用の現況	区・町・村名	評価額 (1975)	地積	前面道路の幅員	最寄り駅名	最寄り駅迄の道路距離	容積率	評価率1975 (公示地価/推定値)	評価率1985 (公示地価推定値/取引価格推定値)	評価率1999 (公示地価推定値/取引価格推定値)
地点1	金融機関等の建物が混在する小売店舗地域	千代田区	1,250,000	163	27	神田	150	800	75.98%	58.63%	126.01%
地点2	店舗及び事務所が混在する商業地域	港区	1,270,000	133	10	表参道	60	700	71.02%	63.14%	115.56%

図 3-6.特定ポイントの取引事例ヘドニック価格と公示地価の関係：商業地

## 4.2. 地点で見た評価率の推移

ここでは、よりマイクロの視点に立ち、公示地価の水準と取引価格の推移を観察する。

公示地価の推移を同一地点レベルで長期間にわたり観察することは、途中年度において選定替が行われてきたためまったくできない状況にある。そこで本研究では、以下のような手続きを取る。まず 1975 年時点における公示地価の特定の評価ポイントを商業地・住宅地それぞれ 2 ポイント抽出し、そこで公示地価と取引価格推計値の比率を出す。そして取引事例を用いて推定された方法と同様に、構造変化を加味した公示地価関数を推定する(表 3-7)。これによって、1975 年以外の時点の公示地価を推計する。こうして同一地点における公示地価の変化と取引価格の変化の双方を推計する。

推計された構造変化を加味した公示地価関数の説明力はそれぞれ高く(商業地モデルで自由度調整済決定係数 0.951, 住宅地モデルで 0.968), 1975 年時点における公示地価鑑定額とモデルでの予測値との乖離率は、商業地地点 2 で最も高いものの、負の方向に 3.85%といった水準であり、公示地価評価額と公示地価関数により推定された推定値はほぼ近似される。そこで、1975 年の評価額をベンチマークとして、(表 3-7)で推計された公示地価関数を用いて推定された価格指数を 1975 年時点の(公示地価/公示地価関数推定値)の比率分のみシフトさせることで公示地価インデックスを作成した。そのため 1975 年時点は公示地価評価額、それ以外は、推定公示地価となる。

まず商業地については(図 3-6)、千代田区の金融機関等の建物が混在する小売店舗地域(地点 1)と店舗および事務所が混在する地域(地点 2)の性格が異なる 2 地点を抽出し比較した上で、地点 1 に関する推定公示価格と推定取引価格の変化を観察したものである。ここでは、1975 年時点と商業地モデルで「バブル期(高騰暴落期)開始」と推定された 1983 年から 2 年後にあたる 1985 年時点<sup>4)</sup>、そして直近の 1999 年時点について観察する。まず地点 1 においては、1975 年時点で評価率が 75%程度、地点 2 では 71%とほぼ同様の評価率である。その後、両指標の評価率の乖離は逆転し、1985 年時点で地点 1 で 58%、地点 2 で 63.14%となるものの 1999 年時点では再度逆転し、地点 1 で 126%、地点 2 で 115%となる。これは、近年において表参道を中心とするエリアでは IT 系の企業の立地が進み地価下落速度を低下させている一方で、金融機関が混在する神田地域では相対的に立地圧力が弱く下落幅が大きいことから、現実の取引がより強いかたちで下落傾向を示していることがわかる。

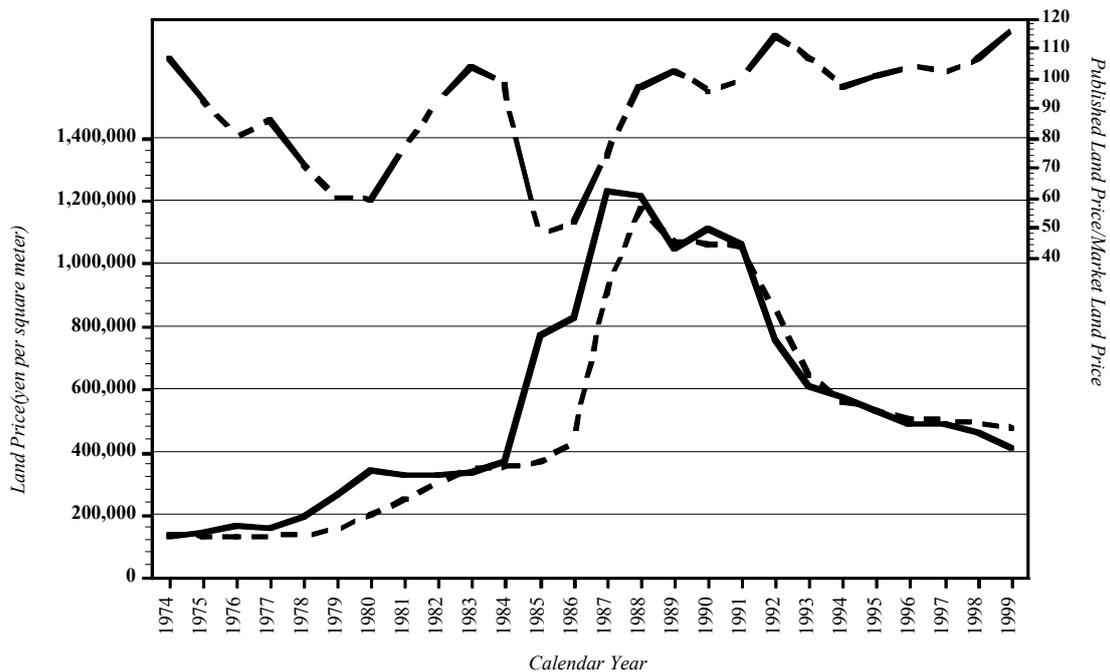
<sup>4)</sup> ここで 2 年後の数値として比較するのは、期間ダミーとのクロス項として推定されるダミー間の境では、大きな段差が生じてしまい、推定値が安定しないためである。

表 3-5. 構造変化を考慮した公示地価関数の推定

Commercial Area(Chiyoda,Chuo,Minato Wards)			Residential Area(Setagaya Ward)		
Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value	Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
<b>Property Characteristics</b>			<b>Property Characteristics</b>		
Constant	4.370	6.693	Constant	13.488	86.975
LA:地積(m <sup>2</sup> )	0.060	3.335	LA:地積(m <sup>2</sup> )	0.006	0.379
RW:道路幅員(10cm)	0.083	2.901	RW:道路幅員(10cm)	0.269	14.157
ST:最寄駅までの距離(m)	-0.063	-10.752	ST:最寄駅までの距離(m)	-0.134	-13.261
TT:都心までの時間*	-0.257	-2.390	TT:都心までの時間*	-0.421	-9.094
YK:容積率(%)	1.471	15.344	<b>Railway/Subway Line Dummy</b>		
<b>Railway/Subway Line Dummy</b>			東横線	-2.967	-6.198
山の手線	-7.442	-8.798	小田急	0.387	2.245
銀座線	-1.565	-1.985	井の頭	2.132	8.552
新宿線	32.209	9.358	京王	-0.577	-2.808
<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>			世田谷	-1.821	-3.312
LA × 山の手	-0.078	-3.720	<b>Cross-term Effect by Railway Line Dummy</b>		
LA × 銀座	-0.079	-3.794	LA × 世田谷	0.090	4.910
LA × 丸の内	-0.033	-5.053	LA × 東横	0.108	3.228
LA × 千代田	0.035	3.994	LA × 田園都市	0.036	2.162
LA × 浅草	-0.067	-10.102	LA × 小田急	0.074	4.294
RW × 山の手	0.112	3.204	LA × 京王	0.092	4.621
ST × 丸の内	0.030	3.628	RW × 池上	0.231	4.225
ST × 千代田	0.027	2.364	RW × 大井町	-0.230	-8.797
ST × 浅草	0.045	6.174	RW × 東横	-0.216	-3.070
ST × 三田	0.010	2.170	RW × 京王	-0.284	-9.820
ST × 総武	0.025	2.503	RW × 世田谷	-0.207	-5.949
YK × 山の手	0.673	6.002	ST × 目蒲	0.051	3.232
YK × 銀座	0.829	7.635	ST × 大井町	0.037	3.724
YK × 新宿	-1.918	-6.576	ST × 小田急	-0.040	-3.192
TT × 山の手	0.047	1.599	ST × 井の頭	-0.077	-2.607
TT × 銀座	0.388	5.559	ST × 世田谷	0.168	8.294
TT × 新宿	-1.099	-5.875	TT × 東横	1.047	5.403
<b>Cross-term Effect by Bubble Dummy**</b>			TT × 小田急	-0.087	-1.628
LA × BubbleDummy	0.043	2.247	TT × 井の頭	-0.504	-4.847
RW × BubbleDummy	0.017	0.532	TT × 京王	0.216	3.799
ST × BubbleDummy	0.024	3.753	TT × 世田谷	0.426	2.339
TT × BubbleDummy	-0.280	-2.578	<b>Cross-term Effect by Bubble Dummy**</b>		
YK × BubbleDummy	-0.152	-1.413	LA × BubbleDummy	0.095	6.490
<b>Cross-term Effect by Post-Bubble Dummy***</b>			RW × BubbleDummy	0.182	7.456
LA × Post-BubbleDummy	0.134	5.762	ST × BubbleDummy	-0.103	-8.505
RW × Post-BubbleDummy	0.106	2.790	TT × BubbleDummy	-0.210	-4.736
ST × Post-BubbleDummy	0.026	3.531	<b>Cross-term Effect by Post Bubble Dummy***</b>		
TT × Post-BubbleDummy	-0.266	-2.101	LA × Post-BubbleDummy	0.041	2.971
YK × Post-BubbleDummy	0.025	0.206	RW × Post-BubbleDummy	0.041	1.922
Adjusted R square=0.951			ST × Post-BubbleDummy	-0.011	-0.998
Number of Observations=1,772			TT × Post-BubbleDummy	-0.058	-1.470

Adjusted R square=0.951  
 Number of Observations=1,772  
 \*最寄駅から主要駅までの乗り換え時間を含む昼間平均移動時間  
 主要駅(東京・新宿・渋谷・池袋・上野・霞ヶ関・大手町)  
 \*\*BubbleDummy:1983~1995  
 \*\*\*Post-BubbleDummy:1996~  
 Base Line=丸の内,東西,千代田,有楽町,浅草,三田,中央,総武

Adjusted R square=0.968  
 Number of Observations=2,620  
 \*最寄駅から主要駅までの乗り換え時間を含む昼間平均移動時間  
 主要駅(東京・新宿・渋谷・池袋・上野・霞ヶ関・大手町)  
 \*\*BubbleDummy:1985~1991  
 \*\*\*Post-BubbleDummy:1992~  
 Base Line=池上,大井町,小田急,世田谷,目蒲



ID	周辺の土地の利用の現況	区・町・村名	評価額 (1975)	地積	前面道路の幅員	最寄り駅名	最寄り駅迄の道路距離	容積率	評価率1975 (公示地価/推定値)	評価率1987 (公示地価推定値/取引価格推定値)	評価率1999 (公示地価推定値/取引価格推定値)
地点1	中規模の一般住宅が多い住宅地域	世田谷区	129,000	264	3.5	祖師ヶ谷大蔵	500	150	92.33%	73.60%	115.13%
地点2	中小規模の一般住宅が多い住宅地域	世田谷区	142,000	144	6.0	上野毛	2,600	200	101.08%	71.05%	119.74%

図 3-7.特定ポイントの取引事例ヘドニック価格と公示地価の関係：住宅地

続いて、世田谷区住宅地市場については(図 3-7)、小田急線沿いのエリアで駅までの距離が500m と利便性が高い地点(地点1)と閑静な住宅地としての特色を持つものの最寄り駅までの距離2600m と利便性が低い地点(地点2)について比較検討し、地点1の変化を観察している。商業地と同様に1975年時点と住宅地モデルで「バブル期」開始と推定された1985年から2年後にあたる1987年時点、そして直近の1999年時点について観察する。

1975年当時においては地点1の評価率が92%であったのに対して、地点2のそれは101%であり、ほぼ取引価格と公示地価が一致していることがわかる。1987年時点においては、地点1で73%、地点2で71%とほぼ同水準となり、おおよそ市場価格の7割程度の水準にあったことがわかる。しかし1999年時点においては、地点1が115%、地点2で119%と商業地同様に公示地価が取引価格を上回る水準にあることがわかる。

近年においては、最寄り駅までの距離が離れた利便性が低い土地に対する選好が弱くなっており、取引価格においてはその傾向が強くなっていることがわかる<sup>5)</sup>。

<sup>5)</sup> 小野・清水(1998)では、震災地域を対象として市場構造が大きく変化する時点では、公示価格が適正に市場構造の変化を反映できないことを指摘している。バブル崩壊前後においては、市場参加者の選好変化があり、公示地価が十分に反映しきれていない可能性が考えられる。

### 5.第3章結論 - 不動産市場の情報整備の必要性 -

本研究ではわが国における地価情報の性格を整理した上で、市場価格である取引事例に基づく取引事例データベースを構築し、ヘドニック・アプローチにより取引事例インデックスおよび公示地価インデックスを作成することで、わが国を代表する地価情報である公示地価や市街地価格指数の特徴を明らかにした。

本研究を通じて、以下の点が明らかにされた。

- わが国における不動産価格情報は近年、民間部門による調査が増加する中で公共・民間を合わせると豊富な調査が行われている。しかし、その情報の多くは公的調査を中心として鑑定情報があり、鑑定情報には次の問題がある。
- 鑑定評価情報が持つ制度的要因としては、取引事例比較法が採用されている地域では、取引事例の豊富さや情報としての正確度に鑑定評価の正確度が依存し、市場の転換期には「情報量不足による評価誤差が増大」する可能性があること、「取引が存在しない地域で評価誤差が増大」する可能性があること、「評価時点が調査時点より先にあることから将来を予測することに伴う誤差が存在」する可能性があることが指摘された。
- さらに、公示地価については、調査員である不動産鑑定士の中立性といった問題も指摘された。
- 取引事例インデックスと公示地価インデックスを比較したところ、特に商業地系列では「バブル経済」発生期において公示地価インデックスが取引事例インデックスにラグをもって上昇していく過程が確認され、西村(1995)が指摘した仮説が統計的に検証された。
- 市街地価格指数(6大都市)との比較においては、ピーク時が異なる点、対前期変動率でも上昇局面が異なるなど、高度に加工されているためにスムージング化され、動向を把握するための指標としては公示地価指標以上に利用しにくいことが検証された。
- さらに公示地価に絞り、推定された各関数を用いて評価率として鑑定誤差(Valuation Error)の程度(Magnitude)を検証したところ、都心3区商業地の評価率は、1975年当時8割程度(80.84%)であったものが、1981年にかけて5割弱(46.40%)まで低下し、その後、1982年および1983年にかけて急速に評価率を引き上げており7割弱の水準(69.55%)に引き戻した。バブル崩壊期には1993年に、一気に評価率が100%の水準を越え(104.24%)、1999年時点では、公示地価が取引価格より20%程度高い水準にあることが明らかにされた。
- 1975年当時、世田谷区住宅地では9割強の水準であったものの(92.85%)、1980年にかけて6割程度の水準まで低下し、その後、商業地とほぼ同様に、1983年にかけて評価率が上昇した。バブル期においては8割弱の水準にあったが(1986年で78.44%)、バブル崩壊期には1992年に大きく評価率が高まり、1998年から1999年にかけて公示地価の評価率が高まっている(1999年で115.55%)ことが明らかにされた。

本研究の一連の分析を通じて、わが国における不動産価格情報が構造的に持つ問題が明らかになった。特に、わが国の地価情報の根幹をなす公示地価等の鑑定評価情報は制度面でも運用面でも無視できない誤差を持っていることが明らかになっている。

日本経済において土地・家屋といった不動産のしめる重要性を考えると、こうした地価情報の誤差は大きな問題である。そのことは昨今の不良債権問題からも明らかであろう。その際誤差を発生させている構造的な問題を解決することが求められることは当然のことであるが、短

期的にはその誤差の存在を認め、バイアスの方向や誤差の程度が事後的に検証可能であり、かつ事前に予想できるようにすることが重要である。特に、先進主要国では例をみない日本特有の制度である公示地価は、公的資金を投下して整備されているばかりか、固定資産税・相続税の課税標準のベンチマークとなり、さらに公共事業用地取得の原価として位置付けられていることから、最も強い公共性と説明義務を持ち、関連情報を公開していくことは当然であろう。ここでいう関連情報とは、「取引事例」が該当する。

このことから、不動産取引価格情報の一層の開示・整備は必要不可欠である。かつては不動産市場における情報の非効率性が高く、取引価格といわゆる「正常な市場価格」との乖離が存在し、鑑定評価情報の重要性が高かったといえよう。しかし、今日のような情報化社会では、鑑定情報というような間接的な情報ではなく、直接に取引価格情報が開示されることが市場の効率性を高めるために不可欠なのであり、そのための障害は除去されなければならない。

不動産金融市場が発達している欧米諸国では、取引価格情報が整備されており、鑑定誤差に伴うリスクをある程度自己責任のもとで吸収できる。そして、積極的に鑑定誤差(Valuation Error)に関する調査が行われることで、その誤差を吸収するための術を身につけている。わが国においては、不動産価格に連動して解決しなければならない社会経済問題が山積するなかで、まずは行政情報として蓄積されている情報の公開を行い、公的評価情報の信頼の回復とその誤差により発生するリスクを社会全体で吸収できるシステム作りが必要であるといえよう。このような中で、2005年には、第1章で整理したように、取引価格情報の開示が始められた。しかしながら、現在の整備状況は必ずしも十分ではない。このような政策が積極的な進められることを期待したい。

従来、公表される地価情報に関しては、様々な論争が繰り広げられてきた。本章における分析は、その実態を科学的に明らかにすることで、その問題の程度を明らかにすることができたことは、土地政策上、きわめて意義が高いものと考えられる。

## 第4章.住宅市場の情報不完全性<sup>1</sup>

-東京都区部中古マンション市場での計測-

---

<sup>1</sup> )本章は, Shimizu, C., K.G.Nishimura and Y.Asami, (2004), “Search and Vacancy Costs in the Tokyo Housing Market”, *Regional and Urban Development Studies*, Vol.16, No.3 を加筆・修正したものである.



## 第4章.住宅市場の情報不完全性

### 1.本章の目的

日本の不動産流通市場は、情報の不完全性があり、それが消費者にとって費用をもたらしていることがしばしば指摘される。戸建住宅やマンションの販売広告では、その住宅周辺の住環境、維持管理の経歴、外見からでは判断できない構造強度など、必要な情報が全て網羅されているわけではない。これらの欠けている情報のなかには、実際に物件およびその周辺を注意深く見ることで初めてわかるものも多い。このように消費者は最も良い物件を求めて自分で探索作業を行わざるを得ないが、それには多くの時間と手間が必要となるのである。

消費者が売られている物件を全て見て回るなどということは不可能である。そのことは逆に売り手には物件の「本来の価値」（情報が完全で誰も市場支配力をもたない場合の価格）よりも高い価格で不動産を売却することができる可能性がある。強気で臨む売り手は、買い急いでいる消費者が現れることを期待して、不動産に高めの値段をつけて売ろうとするかもしれない。逆に、売り急いでいる売り手は本来の価値よりも低い価格をつけて売ろうとするかもしれない。それでも売却に至るまでにある程度の時間を待たねばならないかもしれない。このように情報の不完全性のもとでは、不動産価格は本来の価値から乖離する可能性があり、消費者は時間と手間がかかっても探索活動をやめるわけには行かないのである。

一方、売り手にとっても、売却を希望してから契約にいたるまでの時間が必要以上に多くかかったり、契約にいたることができなかつたりするといったことが発生している。当然、売り手にとっては、すこしでも高い価格で、かつできるだけ早く売却したい。しかし、売却の目的にもよるが、しばしば期待が高すぎ、またローンの借り換えの都合等なんらかの理由で、当初売り手側が高すぎる下限価格が設定している場合も多い。その場合は、買い希望者が登場したとしても、契約が成立しないケースが発生する。もし事前に、当該物件の市場価格情報を入手可能であれば、早い時期に売却決定を含めてより適切な行動をとることが可能となったであろう。

こうした情報の不完全性に対し、不動産の情報を提供する業者としては仲介業者がいる。しかし、不動産の仲介業者は小規模経営体が多く、消費者の詳細でかつより高度な情報ニーズに対応できていない例も多い。流通市場で不動産情報を完全にするには全ての物件情報を公開していくことが不可欠だが、実際には仲介業者は地区に特化していて、より広く他の仲介業者と情報を共有するというよりは、情報を囲い込んで地域独占化を志向しがちである。大手仲介業者は、小規模仲介業者をまとめて仲介業自体の改善を図ろうとしているが、未だその見通しは立っていない。

以上のことは、日本の不動産市場において不完全情報の存在によってかなりの社会的損失が生じている可能性を示唆している。いま、詳細な情報をきわめて安価に提供する情報提供業者がいると仮定しよう。そうすると消費者（潜在的な消費者も含む）は販売されている全ての物件を評価するための十分な情報を得ることができ、最適な物件を直ちに選択できる。従って買い手の「探索費用」は不要になる<sup>2)</sup>。売り手にしても、「本来の価値」で価格付けするならば、

<sup>2)</sup> さらに、不完全情報市場においては、不動産価格は本来の価値からかなり乖離する可能性もあるため（この可能性の理論的な性質は Nishimura (1999)、それが日本の市場で起こっている可能性についての実証は Nishimura, *et al.* (1999)を参照）、市場によって誘導される財の配分にはかなり歪みが生じる危険がある。これもまた、不完全情報の「費用」であるが、推計するには資産市場に関する詳細なデータを収集して膨大な一般均衡分析をしなければならず、こ

当該物件はすぐに売却され、空室は無くなる。従って、上述のような適切に機能する情報提供業者が存在するならば、買い手の探索費用（実際に探索に使った費用に加えて、探索に費やした時間の機会費用）や売り手の空室にしておく機会費用はほとんど不要となり、社会的費用は存在しなくなるであろう（Arnott (1989), Krainer (1999), Read (1993), Wheaton (1990) 参照<sup>3)</sup>）。

本研究では、東京圏中心部におけるマンション中古市場で、不完全情報から売り手、買い手双方に生じるコストを推計する。具体的には、売り手側の不動産を空室にしておく機会費用と買い手側の不動産を探す探索費用を推計する。実際、住宅の買い手の探索行動や現実の住宅の空室状況から見て、かなりの社会的損失がありそうであることは容易に推察されるが、著者らの知る限り、実際の不動産市場において実証的に不完全情報によって引き起こされる費用の大きさを計測したのは、内外においても本研究がはじめてである。この分野において研究が進んでいない理由としては、市場における売却待ちの空室期間のデータが容易には得られず、また、買い手の探索行動に関するデータも得られないことなどが指摘できる。

本研究ではマンションの中古取引市場および賃貸市場に関する新たなデータを利用して、この点を明らかにしようとするものである。具体的には、1999年の東京都区部の中古マンション取引市場に関するデータを整備し、売り手のコストを機会費用として計測するとともに、買い手のコストについてはサーチ理論を援用して推計する。いくつかの厳しい前提条件を設定しているものの、このように情報の不完全性に関するコストを推計した先行研究は、内在を問わず存在していない。具体的には、わが国における住宅流通市場の構造について、まず第2節で主体別の行動を中心として整理を行う。その整理に基づきつつ、第3節で不完全情報のコストを推計する。まず第3.1節では、不完全情報の損失費用を求める手法を述べ、第3.2節では本研究で用いるデータベースを概観し、第3.3節では分析手続きと計量結果を報告する。

得られた結果を見ると、「標準的な中古マンション」の市場では、情報が不完全なための損失は無視できないほどの大きさであることがわかる。まず、売り手側に空室が生じることからの損失は、完全情報で空室が解消された状態に比べれば、市場に売りに出されている物件の帰属純賃料に対して、約定平均金利換算で10.58%、粗賃料換算で31.28%、純賃料換算で22.59%に相当する損失が発生している。続いて、「買い手」のコストを見ると、買い手は、2000年に物件購入した平均世帯主収入の13.2%にあたる探索費用（主として時間の機会費用）が発生していることになる。この推計は、第3.3節で明確にするように、いくつかの仮定に基づくものであるが、結果は無視できない規模の不完全情報のコストが東京の中古マンション市場で生じていることを示唆している。そして実は中古マンション市場は、他の住宅市場（例えば、中古戸建て市場）に比べて情報が比較的多く、比較的容易に手にはいるとすることを考慮すると、住宅市場全体では、より大きな不完全情報のコストが生じている可能性が高い。こうした不完全情報のコストを削減し、社会的により望ましい不動産情報のシステムを作ることは緊急の課題であるといえよう。

---

れは本研究の範囲を大幅に超えるため、本章では取り扱わない。

<sup>3)</sup> 実はこちらの詳細な情報を収集し、それを消費者が簡単にアクセスできるようにするためには費用がかかる。従って社会的に最適な状態は、こうした情報提供を追加的に供給する費用と、そうした情報によって買い手の探索費用や売り手の空室費用が追加的に減少する便益が等しくなるときである。現実の状態が、そうした最適状態から乖離している場合には、市場は非効率な状態にあることになる。

本章では、第2節で明確にするように、詳細情報提供の費用は直接に計測せず、買い手の探索費用と売り手の空室費用のみを計測していることに注意されたい。

## 2.情報不完全性がもたらす損失:「売り手」・「買い手」・「不動産仲介」

### 2.1.不動産流通に関わる主体別行動

住宅不動産流通市場での情報不完全性がもたらす費用を分析するに先立ち、不動産流通にかかわる各主体別の行動を日本の実情に即して整理したい。ここでは、売り手の売却行動、買い手のサーチ行動、不動産仲介業者の行動をそれぞれ整理する。

#### (1)「売り手」の売却行動

売り希望者の最適行動は、より高い価格水準でより迅速に売却することである。

ここで、売却までにいたる経過を整理する。

一般に、売り希望者は物件の売却を考えた場合、自らの努力により買い手を探索するか不動産仲介業者に売却を依頼する。不動産仲介業者に依頼する場合は、専属専任媒介契約、専任媒介契約を結ぶか、あるいは一般媒介契約を結ぶかを選択する（宅地建物取引業法（昭和27年6月10日法律第176号/最終改正平成12年法律第97号）第32条第2項）。

専属専任契約の場合には、一週間に一度以上の報告を受けることができる反面、他の仲介会社に買い手探索を依頼することや自らが探索する機会を失うこととなる。専任媒介契約の場合には、他の仲介会社に対して買い手探索を依頼することはできないものの、自らが買い手探索をすることができるが、仲介会社からの報告は二週間に一回以上となる。一般媒介契約の場合には、自らで買い手探索ができ、かつ複数の仲介会社に対して買い手探索を依頼することができる反面、報告を受けることができない。また、専属専任媒介契約を結んだ宅地建物取引業者は契約締結後5日以内に、専任媒介契約を結んだ場合には契約締結後7日以内に指定流通機構に登録され、広く買い手を探索することが義務付けられている（宅地建物取引業法施行規則第15条の8）。

売り手は、どのような戦略で売却を行うのが最適であるのかを選定しなければならない。特に、専属専任媒介契約・専任媒介契約を結ぶ場合には、どのような業者を選択すべきかといった問題がある。ここでの判断軸は、より高い価格水準で、より迅速に販売されることであるが、一般に売却希望者は、より高い価格水準を提示するところに専属専任媒介契約、または専任媒介契約を結ぶことが多いと指摘されている。

しかしながらこの価格設定が重要であり、そこで上方にミスプライスがされると買い手を見つけることができなかつたり、買い手を見つけるまでに時間を要したりすることとなる。逆に、低い価格を設定した場合には、迅速に売却ができるものの、本来獲得することができるはずの利益を失うこととなる。

不動産の売却を依頼された仲介会社は、持ち込まれた物件の物理的な調査、価格査定を行い、周辺の取引事例を開示しながら意見価格を提示し、それらの内容に売り手が合意すると媒介契約を締結する。媒介契約を結んだ後、販売促進を行うこととなる。販売促進は、前述のように専属専任媒介契約、専任媒介契約の場合には指定流通機構への登録を行い、チラシを作成したり、新聞や住宅情報誌に掲載したり、近年ではインターネットなどを通じて実施する。また、これらの情報をみた買い手が登場した場合には、現地案内や交渉を代理して行い、契約まで持ち込む。契約が成立した後は、決済・引渡しまで義務を負う。

## (2)「買い手」の探索行動

買い手の目的は、より安い価格で、より高い効用を得ることができる物件を見出すことである。つまり、物件探索の費用や、様々な条件を考慮しながら、最大の効用を得ることが可能な物件を探しだそうとする。

買い手は結婚・子供の誕生等による家族規模の拡大等により、住み替えに対する需要が顕在化する。住み替えを意識し始めた住宅需要者は、チラシや情報誌を見たり、仲介業者を訪問したりして情報収集を開始する。情報が収集されると、物件を比較検討することで物件に関する品質と価格との対応関係を学習し、相場観を形成するとともに現地調査などを開始する。現地調査では、チラシや情報誌などに掲載されていない情報を収集すると同時に、収集した情報の正確度(accuracy)を確認することとなる。つまり、売り手は該当物件の情報については十分な情報を持っているのに対して、買い手は十分な情報を持っていない。そのため情報ギャップを埋めるために探索(サーチ)行動を余儀なくされる。

仲介会社は、そこを訪問した買い手の希望を確認した後に、物件情報を収集し、物件選定を行い現地案内し、契約まで持ち込む。

一般に買い手は、以上のプロセスで自力または仲介業者を通じて物件探索を行う。ここでの問題は、十分な情報が存在していないことと、提供される情報の正確度(accuracy)に集約される。

まず情報の量については、物件情報の不足とともに提供される一物件ごとの情報項目といった問題がある。具体的には、情報誌などでは所在地・募集価格・専有面積・間取り・総戸数・向き・階数・築年月・駐車場の有無・管理形態などが掲載されている。しかし、住宅選択においては、これらの物件情報だけでは不十分であり、より詳細な情報を求めて情報探索を行わざるを得ない。具体的には、構造強度や土壌汚染の有無、周辺環境を含む住環境情報である。

物件情報の不十分性は、情報の正確度の問題で倍加する。一般に、売り情報が掲載されている不動産広告は、少しでも高く売りたいといったバイアスがあることから価格に負の影響を与える情報は開示したくないといったインセンティブが働くと言われる。

そのため「宅地建物取引業法第32条」において、誇大広告等の禁止について規定されている。その対象は、チラシ・新聞・情報誌・立看板・ダイレクトメール(DM)・テレビCMなどすべての広告としている。また、その内容は、所在地・規模、地目・構造などの形質、現在または将来における公法・私法にわたる制限や交通施設等の社会基盤情報、決済方法や金利等における金銭の賃貸借の斡旋までも含む。また、「不動産の表示に関する公正競争規約(抄)昭和63年1月19日公正取引委員会告示第2号」の第2章第7条で必要な表示事項、第5章で不当表示の禁止等を規定している。

これらの法的な規定のもとで、不動産情報の正確度は一定の範囲でコントロールされているが、運用上、必ずしも十分な情報が開示されているわけではない。例えば、高速道路や下水道処理場などの嫌悪施設などは必ずしも情報開示される必要はなく、注意深くサーチして初めてわかる情報である。商業集積や教育環境、自然環境・治安を含む住宅周辺の住環境などはサーチ行動をおこしてはじめて収集可能となる。さらに、戸建て住宅などにおいては、隣棟間隔・間口・敷地延長・日照・通風など住宅選択および価格に大きな影響を与えるものの<sup>4)</sup>、掲載の対象となっておらずサーチしてはじめてわかる情報となる。また、維持管理の経歴、外見からで

<sup>4)</sup>詳細は、浅見・高(2001)を参照。

は判断できない構造強度や土壌汚染の有無などの情報は、サーチ行動をおこしても高度に専門的な知識が必要となることで自力では入手できない情報もある。このような問題に対しては、専門家にゆだねることとなる。

### (3)「不動産仲介業者」のマッチング行動

以上の整理のように、売り手および買い手は、多くの場合、不動産仲介業者を通じて売買を行うこととなる。しかし、不動産仲介業者は、売り手の代理人および買い手の代理人それぞれの役割を担うことで、問題が生じる可能性が指摘される。具体的には、米国などの制度と異なり、わが国における不動産仲介制度は、不動産仲介業者は売り手とだけ媒介契約を結び、仲介業者は売り手の代理人として行動する。その一方で、買い手のニーズに応じたマッチングを同時に行うことがあるため、買い手に不利な仲介が行われるのではないかと、という指摘を受けることがある。この点は法制度的には、いわゆる民法でいう双方代理の禁止に違反するという理由で問題視されてきた。

仮に、売り手側にたった行動をとる場合には、買い手に対して提供される情報も偏る可能性がある。例えば、不動産広告において嫌悪施設の存在などの価格に対して負の影響を与える情報を掲載しないことが該当する。その問題に対して、不動産仲介業者は取引にかかわる主要な情報について重要事項説明書を作成し、買い手に対して説明する義務を負う（宅地建物取引業法第35条 重要事項等の説明）。

重要事項説明書には、大きく「物件に関する事項」と「取引条件に関する事項」が記載される。まず「物件に関する事項」では、登記簿上の権利、都市計画法・建築基準法等における造成や建築等の制限などの法令に基づく制限、私道の負担に関する事項、飲用水・電気・ガス等の供給施設や排水施設の整備状況、未完成物件の場合には完成時の形状・構造が記載される。続いて「取引条件に関する事項」では、代金・交換差金以外に授受される金銭の額および目的、契約の解除に関する事項、損害賠償額の予定または違約金に関する事項、手付金等の保全措置の概要、支払金・預金を受領する場合の保全措置の内容、ローンのあっせんの内容およびローン不成立の場合の措置、割賦販売契約の場合にはア)現金販売価格、イ)割賦販売価格、ウ)頭金・賦払金の額、支払時期および方法が記載される。

これらの情報については、不動産仲介業者が買い手に対して法的な責任を負うものである。しかしながら先述したように、これですべての必要な情報が網羅されているわけではない。従ってそれ以外については買い手の自己責任のもとで情報を収集し無ければならない。その部分について、上述した双方代理の問題が指摘されているのである。

また、わが国の宅地建物取引業法下における報酬方式は、成功報酬方式を採用し、成約額に比例して手数料が設定されている<sup>5)</sup>。そのため、より多くの量の仲介をより高い価格で実現することが不動産仲介業者の利益となる<sup>6)</sup>。特に、手数料が成約価格に比例して決定されるためより高く売却することで手数料が上昇すること、より多くの専任媒介契約をとる為に価格を上

<sup>5)</sup> 仲介手数料は、「宅地建物取引業者が受けることができる報酬の額」(昭和45年10月23日建設省告示第1552号)において規定されている。具体的には、売買においては、200万円以下の金額では100分の5、200万円を超え400万円以下の金額の場合には100分の4、400万円を超える金額では100分の3とされている。

<sup>6)</sup> 情報が完全であれば、価格が「本来の価値」よりも高ければ成約することはできないので、「より高く」という条件は外れることとなる。つまり、「本来の価値」で「より多く」仲介することが最適戦略となる。

方に誘導しやすいなどから、価格を上方に誘導するインセンティブを持ち、売り手側に立った行動に偏る可能性も指摘されている<sup>7)</sup>。

以上のような問題が指摘されているものの、現行法のもとでは、不動産仲介業者は売却相談・価格査定・物件調査・意見価格の提示・媒介契約締結・販売活動・物件案内・交渉などを行い、契約締結後には、決済・引渡しに至るまでの業務を担うこととなっている。そのために、先に指摘された双方代理の問題以外に、価格査定や物件調査などの専門性が高まるほどに、単独で行うことが困難となり、インスペクター制度やエスクロー制度等に代表される分業化を促進する必要性が指摘されている<sup>8)</sup>。

## 2.2. 不完全情報に伴う費用

以上日本の現状に即して、売り手の売却行動、買い手の購入行動、不動産仲介業者のマッチング行動を整理してきた。当然のことであるが、売り手と買い手で利害が対立する最大の要因は価格である。売り手は少しでも高く売却したい、買い手は少しでも安く購入したいという相反する要望のなかで、売り手の価格付けがなされ、買い手の探索がおこり、最終的に取引の合意形成が図られることとなる。

もし仮に不動産に関する品質情報が完全であり、さらに売却希望に関する情報を容易に入手することができる市場が存在した場合には、その市場価格で売り手はすぐに売却できるし、買い手も多くのサーチ行動をしなくとも最適な物件を見つけることができる。しかしながら、現在の不動産市場においては、住環境も含めた品質情報を入手することは容易ではなく、従って品質調整をした真の市場価格をすべての物件についてコストゼロで完全にわかることはない。そのため、次のような損失・費用が生じることがわかる。

まず売り手においては、誤った価格付けをすることで売却までに多くの時間を要することになる可能性がある。買い手においては、物件の構造強度や維持・管理の状態をはじめ、物件周辺の教育水準や保育環境、治安の良さ、買い物のしやすさなどの商業集積などについてサーチする必要がある、購入までに時間がかかり、追加的な費用が発生したりしている。また、サーチしても十分に情報を入手することができないケースも多い。このような費用（機会費用と実際にかかった費用の和）は、不完全情報によりもたらされているのである。本章ではこのような不完全情報による損失・費用を、東京都区部の中古マンション市場を対象として、定量的に把握することにする。

すでに述べたように、不動産市場には買い手と売り手の他に、仲介業者が存在する。実は仲介業者は、必要な情報を収集してそれを買い手に伝え、買い手の存在を売り手に伝える情報仲介の役割を担っているともいえる。従って、現在の情報利用可能性が実現されているための費用が、こうした仲介業者の費用と考えることができる。しかしながら、本章ではデータの利用可能性から仲介業者の費用を明示的に分析することはせず、捨象している。従って以下の分析にはこの点で限界があることを考慮する必要がある。仲介業者の費用構造の分析は今後の大きな課題である(不動産仲介業者のコスト構造については、清水・西村・浅見(2004)参照)。

<sup>7)</sup> 不動産仲介業者は、売り手・買い手の合意形成による取引成立を実現する役割を担うものであり、「より高く」成約させるという行動は、必ずしも合理的な行動ではないという意見もある。しかし、個別の取引ではそうであるが、より高い物件を優先的に取り扱う、という行動は存在することが予想される。

<sup>8)</sup> 例えば、総合規制改革会議「規制改革の推進に関する第1次答申」(2001.12.12)

### 3.不完全情報による損失の計量化

#### 3.1.分析手法:理論的枠組

住宅市場における情報が欠如するために発生している社会経済的な損失を推計するために、売り手のコストについては機会費用の枠組みを、買い手のコストについては「探索（サーチ）モデル」を採用する。つまり、中古マンションの売買において、売り手が売値を開示し、それを買い手が探索（以下、「サーチ」とする）して取引に応じることにすれば売却されることとする。日本の現状を考慮すれば、このモデルは日本の不動産市場の第一次近似と見なすことができる<sup>9)</sup>。こうしたサーチモデルは、労働市場などの情報の不完全性が存在する市場へ適用されており、標準的な分析手法となっている。

まず、機会費用およびサーチモデルの枠組みを用いて、情報が欠如することで売り手・買い手がどのようなコストを負担することになるのかを整理しよう。

#### (1)。「売り手」の売却コスト

「売り手」は売買成立までにある程度の時間がかかるため、その間は住戸資産を生産的用途に用いることができず、いわば無駄に所有していることになる。仮に情報が完全な市場では、売り手は自らの物件に関する情報は十分に認識していることから、その品質情報に応じた「本来の価値」で、すぐに売却することが可能となる。その意味で、物件売却までにかかる機会費用は情報の不完全性に伴う社会的損失である。

そこで、売り手の損失としては、その間の機会費用を計上することができる。その計上方法としては、市場滞留時間を  $T$ 、レンタル価格、つまり賃料を  $Rent$  とすれば、

$$Rent \times T \tag{4-1}$$

となる。

また、新古典派の資本理論に基づけば、貸し借りが完全に自由にできる資本ストック市場における均衡では、レンタルコストが資本コストに等しくなる。そこでレンタルコストの代わりに資本コストで機会費用を表すことができる。最終売値価格を  $P$ 、利子率を  $r$  とすると、その物件の市場価値は最終売値価格に近いと考えられることから、機会費用を

$$P \times r \times T \tag{4-2}$$

で近似できる<sup>10)</sup>。

<sup>9)</sup> サーチモデルと現実の違いは、マッチングのあと、売り手と買い手の価格交渉があることである。この点の拡張は例えばナッシュ交渉解を利用するなど可能であるが、ここでは簡単化のためそれを無視することにする。

<sup>10)</sup> ただし、市場滞留時間が長期にわたる時には、時間補正が必要で、累積機会費用の現在価値に修正しなければならない。

## (2)「買い手」の探索(Search)コスト

次に、「買い手」の探索コストを考えてみよう。情報が完全な市場ならば、住宅の「本来の価値」と売値が一致する。そうでないなら、リスクのないさや取りによる利益機会が存在してしまうからである。そこで買い手は公開されている物件価格のみを見て最も有利なものを購入すればよく、物件探索（サーチ）しなくてすむ。しかし、現実には情報は不完全であり、訪れてみないとわからない情報が多いため、一件一件を訪れてみることとなる。このサーチにかかる費用は、本来情報が完全であれば不必要な費用という意味で、情報の不完全性による社会的な損失になる。

すでに述べたように、情報の不完全な市場を分析するモデルとして、我々はサーチ（探索）理論を用いる。しかしながら、伝統的サーチ理論をそのまま適用するわけには行かない。伝統的なサーチ理論では、同質的な（homogeneous）財を対象とし（つまり財の品質については情報の不完全性はない）、誰がどんな価格をつけているかを知らないという形でモデルを組み立てる（例えば、Turnbull and Sirmans(1993)）。しかし現実の住宅市場では価格情報は住宅情報誌やインターネットで得ることができる。逆に住宅の品質は均一ではなく、その情報は実際に訪問精査しない限りわからない。

そこでここではサーチ理論の「価格」を「品質調整済価格」と置き換えて、「価格」は確かに住宅情報誌などを見ればわかるが、「品質調整済価格」は実際に物件を訪問精査しなければわからないと考え、「品質調整済価格」についてサーチ理論を援用する。住宅の広義の品質となる立地条件や建物構造については、買い手はすべて共通の認識を持つとする。従って同一の品質の物件に対しては、もし情報が完全ならすべての買い手が同一の「品質調整済の価格」の値付けをするはずである。この完全情報の場合に成立する品質調整済価格（完全情報価格）が、その物件の本来の価値(fundamental value)とする。しかし、本来の完全情報価格は、無限にサーチを実施して全ての情報を収集した上で決定される価格であり、品質調整済価格をとって定義することで推計される超過価格は過小となる確率が高いことに注意しておく必要がある。

また、現実には住宅品質と同様に、それを探す買い手も異質的（heterogeneous）であり、サーチのコストも本来ならばそれぞれの買い手のサーチコスト合計を考えなければならない。しかし買い手のサーチコストの異質性を正面から取り上げるには、膨大な情報と費用がかかる。そこでここでは簡単化のため、「標準的な住宅」を探す「標準的な買い手」を考え、その「標準的な買い手」が負担するサーチコストを計測する。「標準的な住宅」とその「品質調整済価格」のばらつきは、ヘドニック式推計から導出する。ヘドニック価格とは、不動産価格をその不動産を構成している品質の価格ベクトルとして表現するものであり、市場参加者は、個々の品質に対して値付けを行い、不動産価格はその和として決まることを想定している。従って「標準的な住宅」に関するヘドニック価格は、本研究の考える品質調整済価格に対応している。

そこで、情報誌などに掲載されている市場価格(Asking Price)は、次の3つの要素に分割できることになる。まず、「情報誌」や「チラシ」などに掲載されている「築後年数」「専有面積」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」「総戸数」等々の要素である。これらは、サーチをしなくても一定の情報品質の元で入手することが可能であるが、住宅の品質としては不十分である。第2に、サーチをしてはじめて入手することが可能な教育環境や商業環境といった住環境に関する要因である。この二つの要因で、情報が完全な場合は品質調整済価格が決まる。これが本来の価値である。これに対し第3の要因は、「超過価格」である。具体的には、超過価格

とは、情報の欠如に伴い発生した、本来価値（完全情報の場合につく価格）からの乖離分を意味しており、「現実の価格から本来価値（完全情報価格）を差し引いたもの」として定義される。これは、情報が不足していることにより、本来価値よりも高い価格で購入することになった場合にはプラスで、低い価格で購入することができた場合にはマイナスとなる。

ヘドニック関数を推定するに当たり、情報誌等にある情報だけでなく、サーチしてはじめて入手可能な一般に入手可能な教育環境や商業環境といった住環境に関する要因も説明変数として用いることにする。そのヘドニック関数を用いて標準的な住宅の価格を推計すると、それは品質調整済の価格、つまり本来価値になる。従って実際の売値とヘドニック価格との乖離、つまり残差項の分布（ヘドニック式の残差）が、超過価格を表すことになる。

この「超過価格」について、標準的なサーチ理論の仮定に従って、標準的な買い手は、個別の物件単位の超過価格は知らないものの、その確率分布は知っているものと仮定し、その分布を分布関数  $F$ 、確率密度関数  $f$  とする。以下ではこのフレームワークのもとで買い手のサーチコストを推計する仕方を説明する。

仮に、すでいくつかの物件を見て、その時の最低超過価格が  $y$  であったとする。その時に、次の物件をサーチすると、サーチ費用として  $s$  がかかるものとする。次のサーチを実行すると、 $y$  以下の超過価格の物件が見つからない（最低超過価格が変わらない）確率は、 $1-F(y)$  である。それ以外の場合では、 $x (<y)$  の超過価格が見つかる確率密度が  $f(x)$  である。従って、次のサーチを行った場合の超過価格の期待値  $X(y)$  は、

$$X(y) = \int_{-\infty}^y xf(x)dx + y[1 - F(y)] \tag{4-3}$$

となる。よって、次のサーチを行う純便益  $B(y,s)$  は、

$$B(y,s) = \{y - X(y)\} - s = \int_{-\infty}^y (y-x)f(x)dx - s \tag{4-4}$$

となる。これは、 $x$  について単調増加関数であり、 $f$  についてのデータがあれば、 $B(y,s)=0$  となる  $y$  の値を求められる。この  $y$  を以下、 $y^*$  で表す。最適なサーチ戦略は、サーチをして得られた超過価格が  $y^*$  以下になるまでサーチを続けるというものになる。

この戦略に基づいて、初回のサーチでサーチをやめる確率は  $F(y^*)$  となる。また、2回目でやめる確率は、初回でサーチをやめない確率  $[1-F(y^*)]$  に、その回にサーチをやめる確率  $F(y^*)$  をかけたものに等しいから  $F(y^*)[1-F(y^*)]$  となる。一般に、ちょうど  $n$  回だけサーチを行う確率  $Q(n)$  は、

$$Q(n) = F(y^*)[1 - F(y^*)]^{n-1} \tag{4-5}$$

であるから、サーチ回数  $n$  の期待値を求めると、

$$\sum_n nQ(n) = \sum_n nF(y^*)[1-F(y^*)]^{n-1} = \frac{F(y^*)}{1-F(y^*)} \sum_n n[1-F(y^*)]^n$$

(4-6)

となるが、無限等比級数の公式から

$$\sum_n n[1-F(y^*)]^n = \frac{1-F(y^*)}{F(y^*)^2}$$

(4-7)

が知られているので、それを代入して整理するとサーチ回数の期待値は  $1/F(y^*)$  となる。そこで、買い手のサーチによるコストは、 $s/F(y^*)$  となる。問題は、いかに  $s$  を求めるかであるが、これは、平均して1つの住宅に訪れる時に要する時間コスト（訪問に要する時間に賃金率を乗じたもので代用）に加えて、1回訪れるに要するその他の費用（交通費用、情報交換費用など）を加えれば良い（Appendix 2 参照）<sup>11)</sup>。

### 3.2.分析データと流通市場の実態

#### (1).価格データ

本研究では、リクルート社の住宅情報誌(web も含む)を通じて、収集された中古マンションの取引価格データと賃料データを利用する。そのデータの特性は以下のとおりである。

リクルート社の情報誌では、品質情報・募集価格(asking price)に関する情報が週単位で提供されている。そこには、初めて情報誌に登場してから成約等により情報誌から抹消されるまでの履歴情報が含まれている。価格に関する情報としては、i)市場に登場した際の掲載時売出し価格(first offer price)、ii)情報誌から抹消された時点での価格(推定購入価格:first bid price)、さらにサンプル的に収集されたiii)成約(売買)価格(transaction price)の3つの情報が存在している。最初の掲載時売出し価格は、市場価格ではなく売り手の希望価格である。一方、成約価格は、不動産取引に伴う「売り進み」や「買い急ぎ」の個別事情が一部に作用していることが考えられる。

そこで、モデルの被説明変数となる価格として、「週刊住宅情報」に掲載された情報のうち、成約によって情報誌から抹消された時点の価格情報を用いることにした。情報誌から抹消された時点の価格は、逆オークション的に情報誌を通じて品質と価格に関する情報を発信し、買い手が登場するまで価格を下げていく過程での最初の購入希望価格である。よって、買い手の付け値のなかでの上位価格という性格ではあるものの、相対的に取引価格情報と比較して取引に伴う個別事情を含まない競争的な市場価格であると考えられる。この仮定の妥当性に関しては、リクルート社内部の追跡調査により最終希望販売価格が実際の取引価格の良い近似値となっていることが確かめられている。賃料についても同様である。

<sup>11)</sup> なお、売り手の場合と同様、サーチが長期にわたる場合には、時間補正が必要となる。

## (2). 住宅品質に関するデータ

マンション市場においては、軽量鉄骨等のアパートメントも含まれるが、一般に流通している中古マンションは、鉄筋コンクリート造 (RC) または鉄筋鉄骨コンクリート造 (SRC) の堅固な建物を中心として取引がなされていることから、後者の RC と SRC の住宅だけを対象とした。

建物属性を表す数量データとして、「専有面積: *FS*」、「建築後年数: *Age*」、「バルコニー面積: *BS*」、および「総戸数: *NU*」を挙げた。「建築後年数」は、建築された年月から成約された年月までの期間であり、月単位で計算した。「総戸数」は、マンション全体のグレードや共有スペースの充実などの代理変数と考えることができる。

住宅の各立地点における交通利便性を「都心までの時間: *TT*」と「最寄り駅までの時間: *TS*」とで代表した。「都心までの時間: *TT*」については次のように作成した。まず、都市中心(CBD)の設定を行った。首都圏は、東京都区部を中心として形成されており、また、高度に鉄道網が発達した空間であるために、ターミナル駅を設定することとした。ターミナル駅としては、東京駅・品川駅・渋谷駅・新宿駅・池袋駅・上野駅・秋葉原駅といった山手線のターミナル駅とともに、営団地下鉄の中心駅である大手町駅を設定した。そして、各最寄り駅からの8つのターミナル駅までの昼間平均時間を探索し、その最小値を「都心までの時間」とした。複数のターミナル駅までの時間を考慮しているので、新線の開発等による時間短縮効果が交通ネットワーク全体に及ぶ影響を組み込むことができる。また、新線が開発されたり、新駅が設置されたりした場合、または時刻表が変更されたりした場合には、当該指標は時間的に変化してくる。ここでは、半年に一度(4月,10月)の頻度で、時間距離を変更する。

一方、「最寄り駅までの時間: *TS*」としては、交通手段別の時間データが入手可能である。交通手段としては、徒歩・バス・車の3つが存在する。しかし、ここで分析対象としている東京都区部では、高度に交通網が発達していることから、またマンションが利便性の高いところを中心に建設されていることから、分析データには徒歩圏・バス圏しか存在してない。そこで、徒歩圏・バス圏の交通手段の格差をダミー変数として制御することとした(「バス圏ダミー: *BD*」)。さらに、徒歩圏の場合は「徒歩時間(分)」が、バス圏の場合には、「マンションの所在地からバス停までの徒歩時間(分)」と「バス停から最寄り駅までのバス乗車時間(分)」が記録されている。「最寄り駅までの時間: *TS*」としては、「徒歩時間+バス停までの徒歩時間+バス停から最寄り駅までのバス乗車時間」として定義した。その上で、バス圏ダミーとの交差項(「最寄り駅までの時間: *TS*」×「バス圏ダミー: *BD*」)により、徒歩およびバスの移動時間を識別することとした。

また、各物件の売買価格は、流動性の速さ・市場の厚みによる影響も受ける。市場で活発に取引されている時期や地域と取引件数が少ない時期や地域によって、成約されるまでの時間に影響があるものと考えられる。そのような市場性を「市場滞留時間: *RT*」といった変数によって説明することとした。「市場滞留時間」とは、売り手が市場に住戸を売りに出してから、買い手が現れるまでの時間である。「市場滞留時間」が長いものは、価格が均衡価格よりも高すぎるか当該市場が薄い(thin)市場であるものと考えられる。市場滞留時間が短いものは逆に、市場の流動性が高いか、提供価格が均衡価格に近いのか、それよりも低かったものと考えられる。これを、情報誌に登場してから成約によって情報誌から抹消されるまでの時間として変数を作成した。

表 4-1 分析データ一覧

Variables	Contents	unit
専有面積 (FS:Floor Space/Square Meters)	マンション専有面積(住宅情報記載面積)	m <sup>2</sup>
築後年数(Age: Number of Years After Construction)	抹消日-建築日	年
最寄駅までの時間 (TS:Time to nearest station)	最寄駅までの時間距離 (徒歩時間+バス時間)	分
都心までの時間(TT:Time to Central Buisness District)	最寄り駅から主要駅(東京・品川・渋谷・新宿・池袋・上野・大手町)までの昼間平均移動時間の最小値	分
バルコニー面積(BS:Balcony Space/Square Meters)	バルコニー面積(住宅情報記載面積)	m <sup>2</sup>
総戸数 (NU:Numbers of Unit)	同一マンション内の総戸数	戸
市場滞留時間 (RT:Market Reservation Time)	住宅情報誌に掲載された日時から抹消された日時までの市場に滞留した時間	週
管理費(MC:Management Cost)	管理費	円/月
徒歩圏ダミー (WD:Walk Dummy)	最寄駅までの時間距離にバス時間がない場合を徒歩圏とする。徒歩圏:1,それ以外:0	(0,1)
1Fダミー(FD:First Floor Dummy)	1Fの物件:1,それ以外:0	(0,1)
最上階ダミー(HF:Highest Floor Dummy)	最上階の物件:1,それ以外:0	(0,1)
南向きダミー (SD:South Dummy)	開口部が南:1,それ以外:0	(0,1)
鉄筋鉄骨コンクリートダミー (FD:ferroconcrete Dummy)	鉄筋鉄骨コンクリート造:1,その他(鉄筋コンクリート):0	(0,1)
バスダミー(BD:Bus Dummy)	最寄り駅までの交通手段がバス:1,その他:0	(0,1)
行政市区ダミー群 (LDj(j=0,.....J): Location(Ward)Dummy)	j番目の該当行政市区:1,その他:0	(0,1)
沿線ダミー群 (RDk(k=0,.....,K):Railway Dummy)	k番目の該当沿線:1,その他:0, 沿線は、リクルート社住宅情報の掲載基準に準じた首都圏110沿線について作成	(0,1)
時点ダミー群 (TDl(l=0,.....,L):Time Dummy/Monthly)	l番目の該当時点:1,その他:0	(0,1)

また、一階部分は、相対的に価格が低くなることが予想され、最上階は価格が高くなることが予想されるため、「1F ダミー: *FF*」「最上階ダミー: *HF*」を作成した。開口部が南向きか否か等の方位について南向きの住戸については「南向きダミー: *SD*」、南・南東・南西の住戸については、「南向きダミー2: *SD2*」を作成した。さらに構造強度の格差をみるために「鉄筋鉄骨コンクリート造ダミー: *FD*」として作成した。

以上のような変数は、マンションの立地または建物に帰属する要因であるが、地域的な価格差も存在することが予想される。そこで、公共サービスなどの差や地域全体としての「地ぐらい」の差を「行政区ダミー: *LD*」を設けて反映することとした。また、住宅地開発が沿線開発とともに行なわれてきたため沿線単位で価格構造が異なる可能性がある。そのため、「沿線ダミー: *RD*」を作成した。さらに、時間的な価格変動格差を「時間ダミー: *TD*」として制御した。

### (3).統計分布

本章は1999年における東京都区部を分析対象としており、その間の中古マンションの取引件数は10,636件であった。「住宅・土地統計調査」によると、東京23区における1999年の中古マンションの取引件数(新規入居者数)は9,333と推計されているが、それに該当するリクルート社データによる取引件数は10,636となっている。リクルート社の件数は実は公的推計値を超えているのである。この差は、物件定義の問題や標本誤差などによるが<sup>12)</sup>、この事実はリクルート社のデータのカバレッジが広く、実際の取引の大部分をカバーしていることを示唆している。

ここで、収集された中古マンションデータ価格に関しての統計分布を見た(表 4-2)。

まず東京23区全域での中古マンション価格は、185万円の少額物件から1億5,000万円のいわゆる億ションまで含まれており、平均で2,985万円である。専有面積も、14㎡のワンルームマンションから195㎡のファミリータイプの中でも大規模な物件が含まれている。

### (4).「売り手」の売却行動における(機会)費用の実態

以上のようにして構築された中古マンションのデータを用いて、売り手の売却行動における(機会)費用の実態を市場滞留時間に着目して観察する。ここでいう市場滞留時間とは情報誌に掲載されてから成約等により情報誌から抹消されるまでの期間とした<sup>13)</sup>。東京都区部における中古マンションの市場滞留時間の分布を表 4-3 に示す。

東京23区全体では、中古マンションの市場滞留時間は平均で12.40週であり、都心区で13.51週、周辺区で12.19週と都心区の方が若干ではあるが長い。つまり、都心区ほどミスプライスとなっている確率が高く市場調整に時間が長くかかっている可能性を示唆している。

<sup>12)</sup> 住宅・土地統計調査の値は標本推計に基づくのに対して、リクルート社の値は実際の取引数による。また、住宅・土地統計調査は入居者数である。現実には、新たな買い手が再売却待ちのために物件を空き家のまま残すこともあるため、取引数とは異なる。この意味では、リクルート社の値の方が、現実の取引数に近いと考えられる。ただし、リクルート社の値は売り手が広告をうち切ったときに売却されたという仮定に基づいているが、単純に売り手が市場での取引をあきらめる可能性もある。また、リクルート社の広告出版を介さない取引もある。前者ではリクルート社の値が過大になり、後者では過小になる。

<sup>13)</sup> 「情報誌」の掲載費用は、手数料に含まれている。そのため、不動産仲介業者はある程度の営業努力をした後に、「情報誌」掲載を行うため、実際の市場滞留時間はこれよりも長い。

表 4-2.東京 23 区における中古マンション価格の要約統計量

	中古マンション価格	専有面積	最寄駅までの時間	都心までの時間	総戸数	築後年数
単位=	1000円/戸	m <sup>2</sup>	分	分	戸	年
平均	29,854	59.41	7.70	20.44	107.46	16.50
中央値	25,800	57.75	7.00	20.32	54.00	17.00
標準偏差	17,475	22.12	4.23	6.09	144.53	7.61
最小値	1,850	14.00	1.00	7.63	10.00	2.00
最大値	150,000	195.42	26.00	41.59	892.00	41.00

Total Number of Samples=10,636

表 4-3.東京 23 区における中古マンションの市場滞留時間

Vacancy Duration in the market(weeks)			
	東京特別区(23 区)		
		都心区*	周辺区
The number of samples	10,636	2,147	8,489
平均	12.40	13.51	12.19
中央値	9.00	10.00	9.00
標準偏差	11.94	13.13	11.70
最小値	1.00	1.00	1.00
最大値	123.00	111.00	123.00

\*千代田, 中央, 港, 新宿 区

### 3.3.分析結果

#### (1)「標準的な中古マンション」取引の設定

首都圏における買い手の行動について、Appendix3 において一定の知見を得ることができる。しかし、中古マンション市場で流通している物件が、単身用のものから高額物件まで含まれており、各購入者が同質の価値基準をもって同様のサーチ行動をすることは考えにくい。そこで本研究では「標準的住宅の標準的購入者」アプローチを採用する。すなわち、各購入者の探索費用を全て推計して合計するのではなく、標準的マンションの標準的購入者を想定してその探索費用の大きさを求めるのである。また、これと整合的になるように、売り手の空室機会費用推計においても、標準的なマンションに注目することにする。この場合、「標準的なマンション」と「標準的購入者」を特定することが必要となる。

ここでは「標準的なマンション」を直接特定することは、本データセットからは困難であることから、構築された中古マンションのデータセットから、間接的に「標準的なマンション」に対応するヘドニック価格を推定する。この際に、中古マンションの取引価格のデータには2つの問題点があることに注目する。第一に、特に若年層（勤労者および学生）のためのワンルームマンションが含まれている。第二に一般的な購入層ではとても手のでない高額物件のデータも含まれている。このような「非標準的」と思われるマンションが含まれているため、中古マンションデータセットは構造の違ういくつかの部分データセットからなるはずである。そこで、データセッ

ト全体に構造変化テストを適用し、構造の同じデータ群に分割することとする。<sup>14)</sup>その中で、「標準的な」マンションに対応する部分データセットを選び、それに基づいてヘドニック価格式を推定することとする。

具体的には、本研究では [Appendix 1] による方法により、中古マンションの「専有面積」に着目して、AIC (Akaike's Information Criterion)に基づき探索的に構造の同じ部分データセットへの分割を行った。ここで「専有面積」に着目したのは、専有面積の狭いワンルーム系および専有面積の大きい高額な高級マンションでは、「標準的なマンション」とは異なった価格構造を持つことが予想されるためである。

分析の結果、AIC基準に基づくと「25㎡より大きく85㎡以下の中古マンション」と「25㎡以下のワンルーム系中古マンション」、「85㎡より大きく85㎡以下の中古マンション」に分割することが最も望ましいことが分かった。また、F統計量に基づく回帰係数の相当性テストを主要な連続量の変数である「築後年数」「専有面積」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」に関する検定をしたところ、すべての変数および一括検定で3つに分割されたデータ群間で回帰係数が同じであるという有意確率は、きわめて小さい (0.0001以下) ことが確認された。

その結果を受けて、「標準的なマンション」に対応するデータセットとして「25㎡より大きく85㎡以下の中古マンション」をとることにする。この結果から、当初「非標準的なマンション」と想定した高額物件は排除されるが、25㎡程度のワンルーム系のマンションが含まれる。このことは、極端に小さいワンルームを除き、85㎡程度までは価格構造が同じであるが、それを越える高額物件においては、需要層が差別化され、さらに設備・仕様なども異なるものと考えられることができる。

## (2)。「売り手」の経済的損失: 空き家の機会費用の計量化

3.1(1)で定義したように、空き家の機会費用は、次のように求めることができる。

計測方法 1.  $P_{it} \times r_t \times T_i$

$i$  物件の  $t$  時点における最終売値価格 =  $P_{it}$ ,  $i$  物件の市場滞留時間 =  $T_i$ ,

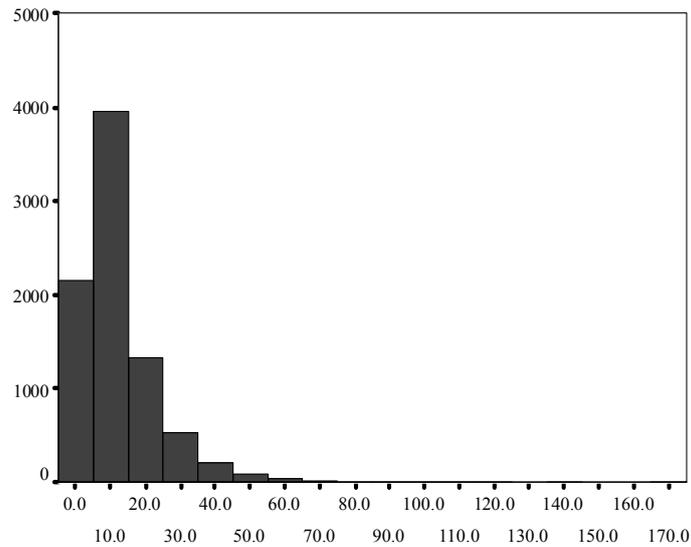
$t$  時点の利子率 =  $r_t$

計測方法 2.  $Rent_i \times T_i$

$i$  物件の帰属賃料 =  $Rent_i$ ,  $i$  物件の市場滞留時間 =  $T_i$

そこで、市場滞留時間( $T$ )について検討する。前節で「標準的な取引」を25㎡より大きく85㎡以下のマンションとして定義した。そのため求めた市場滞留時間を「標準的な」中古マンションの定義にあわせて再計算するとともに、その分布を見た(図 4-1, 表 4-4)。

<sup>14)</sup> 構造変化が認められる場合の対処方法としては、データを分割して推定するか、データ分割をしない場合には、定数項ダミーまたは係数ダミー等、ダミー変数を用いて対応する方法がある。



Histogram of Vacancy Duration:week

図 4-1.東京都区部における市場滞留時間の分布

表 4-4. 標準物件の東京都区部における市場滞留時間の分布

市場滞留時間(週)	
東京23区	
サンプル数	7,183
平均	11.58
中央値	8.00
標準偏差	11.07
最小値	1.00
最大値	123.00

図 4-1, 表 4-4 から明らかなように, 分布は 0 側に歪んでおり, 中央値は 8 週間となっている。構築したデータベース全数で観察したときは東京都区部都平均で 12.40 週であったが, 標準的マンションに対応する取引に限定すると 11.77 週と短縮されている。25 m<sup>2</sup>未満の小規模なワンルームマンションまたは 85 m<sup>2</sup>以上の専有面積が大きいマンションで市場滞留時間が長くなっており, このことは, 「非標準的」と定義したこれら物件は「市場性」が低いともいえる。

「売り手」の機会費用は, このような特性をもつ市場滞留時間に対して, 計測方法 1 では最終売値価格および金利を, 計測方法 2 では帰属家賃を乗ずることで求められる。

ここで推定の対象としている中古マンションは 1999 年 1 月から 12 月までの期間において成約したものであるが, 金利水準は毎月変化している。そこで, 成約月  $t$  の全国約定平均金利  $r_t$  (表 4-5) をかけることで機会費用として計算する。

表 4.5.全国約定平均金利

年月	全国約定平均金利
199901	2.252%
199902	2.246%
199903	2.223%
199904	2.190%
199905	2.172%
199906	2.146%
199907	2.134%
199908	2.127%
199909	2.117%
199910	2.114%
199911	2.109%
199912	2.100%

出典)日本銀行

続いて、帰属賃料を計算する。先に構築したデータベースから、「標準的な取引」として設定した 25 m<sup>2</sup>より大きく 85 m<sup>2</sup>以下の賃貸マンションを抽出し、共同賃貸住宅賃料関数の推定を行い、中古マンションの各属性に応じて推定された関数を当てはめることで帰属家賃を推定する。賃料関数は、中古マンションの帰属家賃を予測するために推定されることから、中古マンションが持つ属性と共通した変数で推定されなければならないといった制約を受ける。そこで、(4-8)のように築後年数・専有面積・最寄り駅までの時間・都心までの時間・物件階数などの情報誌などで入手可能な主要な要因をベースとして推定する。また、主要変数については、回帰係数が地域ごとに異なってもかまわないように、地域ダミーとのクロス項を入れることで対処した。

$$\text{Log Rent}_i = a_0 + \sum_i a_{1i} \cdot \log X_i + \sum_j a_{2j} \cdot RD_j + \sum_k a_{3k} \cdot LD_k + \sum_{i,k} a_{4ik} \cdot (\log X_i)(LD_k) + \varepsilon \quad (4-8)$$

Rent: 共同住宅賃料

X<sub>i</sub>: 主要説明変数

X<sub>1</sub> = FS: 専有面積 (m<sup>2</sup>)

X<sub>2</sub> = Age: 築後年数 (年)

X<sub>3</sub> = TS: 最寄り駅までの距離 (分)

X<sub>4</sub> = TT: 都心までの時間 (分)

X<sub>5</sub> = D1F: 1階ダミー / 1Fであれば → 1, その他 → 0

RD<sub>j</sub>: 沿線ダミー (j = 0.....J)

LD<sub>k</sub>: 地域ダミー (k = 0.....K)

表 4-6.標準的な賃貸マンションの賃料(25 m<sup>2</sup>~85 m<sup>2</sup>)

Summary Statistics of *Jutaku Jouhhou Chintai-Ban (WHI For rent Edition)* Data  
Total Number of Samples=16,924,unit:thousand yen

賃貸共同住宅賃料(戸単位)		
	都心区*	周辺区
サンプル数	1,568	15,356
平均	189.35	133.90
中央値	176.37	129.36
標準偏差	59.99	35.78
最小値	74.63	32.87
最大値	822.69	365.98
賃貸共同住宅賃料(m <sup>2</sup> 単位)		
	都心区*	周辺区
サンプル数	3,293	18,693
平均	3.97	3.01
中央値	3.83	2.98
標準偏差	0.81	0.58
最小値	2.25	1.35
最大値	17.68	8.61

\*千代田, 中央, 港, 新宿 区

「標準的な賃貸マンション」の賃料の分布を見ると、賃貸マンションデータベース( $n=27,785$ )から 16,924 件が抽出され、都心区で 1,568 件、周辺区で 15,356 件となった。賃料水準(月額単位)は、平均値で比較すると都心区で 189,350 円、周辺区で 133,900 円であり、都心区の方が 5 万円超高い。また、最大値は都心区で 822,690 円となっている。

このデータを用いて推定された「標準的な賃貸マンション」の賃料関数が、表 4-7 である<sup>15)</sup>。自由度調整済決定係数で 0.884 と比較的説明力の高いモデルとして推定された。築後年数、最寄り駅までの時間、都心までの時間が負で、専有面積が正で推定され、一般的に予想される結果と整合する。ここで推定された賃料関数を「標準的な中古マンション」の属性にあわせて帰属家賃を計算した結果を主要要因の分布とともに整理した。

<sup>15)</sup>本研究における一連の統計分析は、SAS version6.12 による。変数選択は、説明変数の数が多いため、*Mallows C<sub>p</sub>* を基準として総当り法を採用した。一般には、回帰モデルは自由度調整済決定係数や *t* 値を基準として変数選択が行われることが多いが(例えばステップワイズ法)、その場合、変数を採択されすぎる傾向にあることが指摘されている。今回のモデルでは、クロス項も含めて多数の説明変数から採択する必要があることから、予測の平均平方誤差を最小とする *Mallows C<sub>p</sub>* を基準とした。*Mallows C<sub>p</sub>* は、*Mallows(1973)* で提案されている。同様の選択指標としては *Hockin S<sub>p</sub>* などもある。モデル選択および選択基準指標に関する詳細は、例えば *Maddala(2001)* または *芦賀ほか(1996)* を参照。

表 4-7.東京 23 区を対象とした賃貸マンション賃料関数

(1) Dependent Variable: Log Rent of "Typical" Condominiums (2) Method of ETSimulation: OLS (3) Age = 1999

Variables	Coefficient	t-value	Variables	Coefficient	t-value
Property Characteristics			Cross-Term Effect		
Constant	0.588	13.845	<i>FS</i> x 中央	0.712	12.768
<i>FS</i> :専有面積	0.801	127.385	<i>FS</i> x 港	0.292	9.503
<i>Age</i> :築後年数	-0.041	-26.645	<i>FS</i> x 新宿	0.095	4.230
<i>TS</i> :最寄駅までの距離	-0.040	-24.281	<i>FS</i> x 文京	0.212	9.617
<i>TT</i> :都心までの接近性	-0.357	-32.893	<i>FS</i> x 台東	0.068	2.258
<i>DIF</i> :1Fダミー	-0.044	-17.306	<i>FS</i> x 墨田	0.090	3.129
Railway/Subway Line Dummy			<i>FS</i> x 品川	0.055	4.347
山手線	-0.049	-6.808	<i>FS</i> x 目黒	0.153	7.715
銀座線	0.081	7.501	<i>FS</i> x 大田	0.102	7.626
丸の内線	0.056	10.203	<i>FS</i> x 渋谷	0.343	12.251
日比谷線	0.091	10.249	<i>FS</i> x 中野	0.072	3.520
東西線	0.060	8.859	<i>FS</i> x 杉並	0.039	17.765
千代田線	0.044	6.917	<i>FS</i> x 豊島	0.103	5.030
有楽町線	-0.009	-1.556	<i>FS</i> x 荒川	-0.083	-3.151
浅草線	0.041	5.296	<i>FS</i> x 板橋	-0.031	-2.024
三田線	-0.015	-2.109	<i>FS</i> x 葛飾	-0.005	-2.431
新宿線	0.017	2.256	<i>Age</i> x 千代田	0.068	4.523
京急線	0.037	3.759	<i>Age</i> x 中央	0.076	6.310
京浜東北線(神奈川方面)	0.047	5.295	<i>Age</i> x 港	0.057	10.783
池上線	0.091	11.157	<i>Age</i> x 新宿	-0.021	-3.073
目蒲線	0.101	12.594	<i>Age</i> x 墨田	-0.035	-4.869
大井町線	0.090	10.292	<i>Age</i> x 江東	-0.016	-2.758
東横線	0.138	17.153	<i>Age</i> x 目黒	-0.017	-2.636
田園都市線	0.043	5.305	<i>Age</i> x 渋谷	0.025	3.429
小田急線	0.025	3.137	<i>Age</i> x 練馬	-0.013	-2.788
井の頭線	0.034	4.617	<i>Age</i> x 足立	-0.027	-6.532
京王線	-0.027	-3.857	<i>TS</i> x 千代田	0.134	4.871
西武池袋線	-0.019	-3.354	<i>TS</i> x 中央	-0.040	-2.272
東部東上線	0.014	1.840	<i>TS</i> x 港	-0.066	-6.418
埼京線	-0.106	-9.902	<i>TS</i> x 新宿	0.026	2.911
京浜東北線(埼玉方面)	-0.029	-2.431	<i>TS</i> x 墨田	-0.024	-2.306
常磐線	-0.016	-1.455	<i>TS</i> x 品川	0.022	3.400
総武線	0.051	6.985	<i>TS</i> x 世田谷	-0.010	-2.347
世田谷線	0.027	1.537	<i>TS</i> x 中野	0.013	1.763
Location (Ward) Dummy			<i>TS</i> x 北	0.031	4.633
中央	-1.490	-2.323	<i>TT</i> x 中央	-0.372	-1.935
港	-2.039	-9.516	<i>TT</i> x 港	0.460	7.233
新宿	-0.358	-2.949	<i>TT</i> x 新宿	0.047	1.784
文京	-0.980	-5.959	<i>TT</i> x 文京	0.121	2.470
台東	0.888	4.098	<i>TT</i> x 台東	-0.365	-6.095
墨田	-0.705	-4.170	<i>TT</i> x 墨田	0.155	3.699
江東	0.814	4.128	<i>TT</i> x 江東	-0.237	-3.756
目黒	-0.408	-5.110	<i>TT</i> x 品川	-0.055	-3.285
大田	-0.291	-3.400	<i>TT</i> x 大田	0.123	4.517
世田谷	-0.399	-5.249	<i>TT</i> x 世田谷	0.074	3.758
渋谷	-1.106	-9.873	<i>TT</i> x 中野	0.083	3.759
中野	-0.402	-3.962	<i>TT</i> x 豊島	0.072	2.418
豊島	-0.510	-4.527	<i>TT</i> x 荒川	-0.177	-4.292
荒川	0.875	5.662	<i>TT</i> x 板橋	-0.050	-2.252
板橋	0.311	3.588	<i>TT</i> x 練馬	0.028	8.157

Adjusted R square = 0.844

Number of Observations = 16,924

中古マンションデータベース(n=10,636)のうち、25 m<sup>2</sup>より大きく 85 m<sup>2</sup>以下の「標準的な取引」は 8,344 件であり、平均価格で 2,696.9 万円、平均帰属家賃で 14.9 万円、各物件の帰属家賃を価格で割った平均粗利回りで 7.14%、その場合の市場滞留時間の平均は 11.77 週間となっている。

また、ここで機会費用としての推定されている賃料は粗賃料であるが、そこから諸経費を差し引いた純賃料として比較した方が良い。そこで、純賃料についても並列して比較した<sup>16)</sup>。

以上のように、約定平均金利、純賃料、粗賃料を単位として求められた機会費用の、純賃料合計に対する比率を計算して比較した(表 4-8)。

ここでは、3つのケースについて比較した。ケース 1 としては市場滞留時間が 0 のケースであり、情報誌に掲載されてすぐに売却される完全情報の市場を想定した。ケース 2 は、4 週間以内に売却されるケース、ケース 3 は 12 週間以内に売却されるケースであり(市場滞留時間の平均値)、それぞれ図 4-1 における 4 週間、または 12 週間の右側の物件に関する機会費用を合計することで短縮利益を求めることができる。

まず完全情報を想定したケース 1 では、約定平均金利換算で 10.58%、粗賃料換算で 31.28%、純賃料換算で 22.59%となる。ケース 2 では、約定平均金利換算で 7.34%、粗賃料換算で 21.51%、純賃料換算で 15.52%となる。ケース 3 では、約定平均金利換算で 3.50%、粗賃料換算で 10.10%、純賃料換算で 7.28%となる。

表 4-8.帰属賃料(純賃料)に占める空き家の機会費用

Case	短縮利益		
	約定金利	粗賃料	純賃料
Case 1: すべての不動産がすぐに売却できたケース	10.58%	31.28%	22.59%
Case 2: すべての不動産が4週間以内に売却できたケース	7.34%	21.54%	15.52%
Case 3: すべての不動産が12週間以内に売却できたケース	3.50%	10.10%	7.28%

### (3).超過価格の分布

続いて、3.1(2)で示した方法で「標準的マンション」を買い求める「標準的買い手」の探索費用を求めることで、情報が不完全であるために発生している経済的損失を計算する。

まず探索費用を求めるにあたり、超過価格の分布を求めなければならない。超過価格の分布は、ヘドニック価格式の残差の分布で近似させる。そこで「標準的な取引」データを用いて、(4-9)のモデルとして中古マンション価格関数の推定を行った。

<sup>16)</sup> 諸経費は、不動産鑑定評価における収益還元法の直接還元方式にならない、減価償却費・修繕費(建物価格の1%)・維持管理費(賃料の5%)・公租公課(東京都「固定資産の価格等の概要調書から評価率を45%として実効税率を0.63%として設定」・損害保険料(建物価格の0.07%)を算入した。この手法では、建物価格と土地価格を分離することが求められるが、建物価格の再調達原価を20万円/m<sup>2</sup>として、耐用年数を50年と設定した上で、定額法で減価償却させた。

$$\log RP/FS = a_0 + \sum_g a_{1g} \cdot \log X_g + \sum_h a_{2h} \cdot \log Z_h + \sum_i a_{3i} \cdot \log V_i + \sum_j a_{4j} \cdot RD_j + \sum_k a_{5k} \cdot LD_k$$

$$+ \sum_l a_{6l} \cdot SD_l + \sum_{h,k} a_{7hk} \cdot (\log X_h)(LD_k) + \varepsilon$$

(4-9)

*RP* : 中古マンション価格

$X_g$  : 主要説明変数

$X_1 = FS$  : 専有面積 (m<sup>2</sup>)

$X_2 = Age$  : 築後年数 (年)

$X_3 = TS$  : 最寄り駅までの距離 (分)

$X_4 = TT$  : 都心までの時間 (分)

$Z_h$  : その他の建物・市場に関する変数群

$Z_1 = TU$  : 総戸数 (戸)

$Z_2 = D1F$  : 1階ダミー / 1Fであれば → 1, その他 → 0

$Z_3 = SD$  : 南向きダミー / 南であれば → 1, その他 → 0

$Z_4 = RT$  : 市場滞留時間 (週)

$V_i$  : 探索して初めてわかる 居住環境要因

$V_1 = RB$  : 棟数密度

$V_2 = RP$  : 人口密度

$V_3 = AB$  : 平均建物階数

$V_4 = RS$  : 市街地建ぺい率

$RD_j$  : 沿線ダミー ( $j = 0, \dots, J$ )

$LD_k$  : 地域ダミー ( $k = 0, \dots, K$ )

$TD_l$  : 時間ダミー ( $l = 0, \dots, L$ )

中古マンション価格関数は、築後年数・専有面積・最寄り駅までの時間・都心までの時間・総戸数・バルコニー面積・物件階数などの情報誌などで入手可能な主要な要因をベースとして推定される。これらの要因のほかに、探索することで入手可能な範囲での住環境要因を加えた。具体的には、街区レベルで計算された棟数密度（建物棟数/街区面積）・平均建物階数・市街地建ぺい率（1階建物面積/街区面積）、丁目単位で計算された人口密度である<sup>17)</sup>。さらに、東京都区部全体を対象とした広域的なモデルであることから、沿線ダミー・地域(区)ダミーなどの地域特性を考慮するとともに、時間ダミーを入れることで月単位の時間的な値動きを調整可能とした。また、賃料関数同様に、主要変数についてはすべての地域で相当であることは想定しづらいため、クロス項を入れることで対処した。

<sup>17)</sup>「東京都土地建物現況調査」「国勢調査」「ゼンリン住宅地図」から計算した。同調査では、地理情報システム (GIS : Geographic Information System) で利用できるように整備されており、建物単位で集計・分析が可能である。街区面積・丁目面積については、「ゼンリン住宅地図」から計算した。

表 4-9.東京 23 区を対象とした中古マンション価格関数

(1) Dependent Variable: Log Resale Price of "Typical" Condominiums (2) Method of Estimation: OLS (3) Age = 1999

Variables	Coefficient	t-value	Variables	Coefficient	t-value
Property Characteristics			Time(Seasonal) Dummy(month)		
Constant	5.318	50.506	3月	0.011	2.370
<i>FS</i> : 専有面積	0.004	7.497	7月	-0.011	-2.623
<i>Age</i> : 建築後年数	-0.016	-36.572	9月	-0.013	-3.125
<i>ST</i> : 最寄り駅までの時間	-0.009	-21.510	12月	-0.022	-4.701
<i>TT</i> : 都心までの時間	-0.006	-8.556	Cross-Term Effect		
<i>TU</i> : 総戸数	0.025	16.502	<i>FS</i> x 港	-0.017	-1.542
<i>DIF</i> : 一階ダミー	-0.029	-7.079	<i>FS</i> x 江東	-0.108	-3.796
<i>SD</i> : 南向きダミー	0.016	6.333	<i>FS</i> x 目黒	0.031	8.185
<i>RT</i> : 市場滞留時間	0.007	4.999	<i>FS</i> x 中野	-0.035	-1.542
Environmental Information Obtained only by Visiting			<i>FS</i> x 杉並	0.046	6.898
<i>BD</i> : 棟数密度*	-0.013	-2.950	<i>FS</i> x 北	-0.179	-2.988
<i>RP</i> : 町丁目人口密度**	0.011	2.958	<i>FS</i> x 練馬	0.064	2.480
<i>AS</i> : 街区平均階数*	-0.014	-3.715	<i>Age</i> x 千代田	0.056	7.864
<i>AF</i> : 街区平均面積*	-0.018	-1.586	<i>Age</i> x 港	0.053	4.254
<i>BF</i> : 街区市街地建ぺい率*	0.022	1.912	<i>Age</i> x 台東	0.044	2.632
Railway/Subway Line Dummy			<i>Age</i> x 世田谷	-0.014	-1.969
山手線	-0.038	-4.225	<i>Age</i> x 渋谷	-0.030	-2.153
銀座線	0.133	10.079	<i>Age</i> x 杉並	-0.028	-3.245
丸の内線	0.048	5.443	<i>Age</i> x 豊島	0.022	1.499
日比谷線	0.110	11.146	<i>Age</i> x 板橋	-0.047	-9.778
東西線	0.091	9.187	<i>Age</i> x 足立	-0.087	-10.505
千代田線	0.046	5.826	<i>Age</i> x 葛飾	-0.074	-9.524
有楽町線	0.038	5.066	<i>ST</i> x 中央	-0.009	-1.162
浅草線	0.038	4.078	<i>ST</i> x 港	0.021	2.146
京浜東北線	0.069	6.721	<i>ST</i> x 文京	0.065	9.328
池上線	0.103	8.846	<i>ST</i> x 江東	-0.023	-2.615
目蒲線	0.059	5.426	<i>ST</i> x 品川	0.015	2.270
大井町線	0.116	10.952	<i>ST</i> x 大田	0.012	1.430
東急東横線	0.142	11.657	<i>ST</i> x 世田谷	-0.012	-1.655
田園都市線	0.111	12.949	<i>ST</i> x 荒川	-0.046	-2.701
小田急線	0.085	9.301	<i>ST</i> x 足立	-0.051	-5.642
井の頭線	0.080	6.177	<i>ST</i> x 葛飾	-0.039	-4.535
中央線	0.060	5.648	<i>TT</i> x 新宿	0.016	3.260
西武新宿線	0.091	8.643	<i>TT</i> x 台東	-0.492	-4.938
西武池袋線	0.074	6.872	<i>TT</i> x 大田	0.252	6.863
東武東上線	0.030	3.150	<i>TT</i> x 世田谷	0.071	8.127
埼京線	-0.079	-4.488	<i>TT</i> x 渋谷	0.102	5.835
総武線	0.058	4.794	<i>TT</i> x 中野	0.064	2.124
Location (Ward) Dummy			<i>TT</i> x 豊島	-0.139	-3.363
台東	1.145	3.732	<i>TT</i> x 北	-0.283	-3.457
江東	0.275	2.424	<i>TT</i> x 荒川	-0.299	-4.916
大田	-0.780	-6.652	<i>TT</i> x 江戸川	-0.050	-10.926
豊島	0.333	2.676	Adjusted R square = 0.918		
北	1.431	4.438	Number of Samples = 8,344		
荒川	0.766	3.925	(*) 番地単位		
練馬	-0.277	-2.699	(**) 丁目単位		

中古マンション関数の推定結果を表 4-9 に示す。自由度調整済決定係数で 0.918 と比較的説明力が高いモデルとして推定されている。

続いて、3.1(2)で示した方法で「標準的マンション」を買い求める「標準的買い手」の探索費用を求め、情報が不完全であるために発生している経済的損失を計算する。

ここで推定された中古マンション価格関数の残差の分布を見たものが図 4-2 である。前述したように、ここで推定されたヘドニック価格の残差の分布を、「標準的な」中古マンションの理論値との差の「超過価格」の分布として利用する。また、「標準的な」購入者の一回あたりの探索費用( $c$ )は、[Appendex2] に述べるように 207,900 円として設定した。

#### (4)。「買い手」の経済的損失:探索費用の計量化

ここでサーチ回数を求めるためには、3.1(2)節で述べた方法により求めねばならない。その方法としては、先に推定された超過価格（ヘドニック価格の残差）を最小値から最大値に向けて小さい順にソートする。ここで  $x_i$  を  $i$  番目の超過価格、 $n$  を総サンプル数とする。その場合、(4-10)に示すように超過価格が  $X_R$  になるまで探索が継続することとなる。

$$c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^R (x_R - x_i)$$

(4-10)

Number of Condominiums for Resale

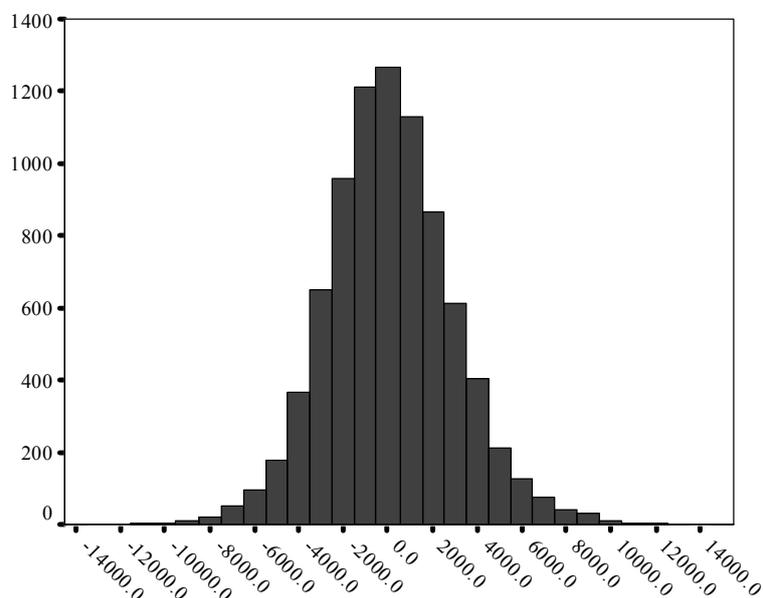


図 4-2.超過価格の分布(単位:1,000 円)

数値計算から求めたところ  $R = 1,389$  ,  $y^* = -277.44$  万円のところまで探索が継続することが分かった。

$F(y^*) = \frac{R}{n}$  であることから、

$$\text{Expected Total Cost} = \frac{c}{F(y^*)} = c \times \frac{n}{R} \approx 1,042,000 \text{ 円}$$

となる。これは、1999年に物件購入した平均世帯主年収(788万円:リクルート社調べ)の13.2%に相当する。

また、サーチ回数の期待値は、 $\frac{1}{F(y^*)}$  として求められ、7.11回となる。この結果は、Appendix3

の表 4-15 で整理されているアンケート調査の結果よりも 1.5 回程度大きい(東京都区部平均 5.71 回)。その理由としては、先に観察したサーチ回数は、品質がある程度保証された新築マンションであるのに対して、本分析の対象が中古マンションであり、不確実性が高い分、サーチ回数が多くなっていると読みとれる。

#### 4.第4章結論:効率的な不動産流通市場の育成に向けて

本研究においては、東京都区部における中古マンション市場を対象として、情報の不完全性により発生している経済的損失の測定を行った。一連の分析を通じて、次の点が明らかになった。

- 売り手については機会費用の枠組みで、買い手についてはサーチモデルを用いて、「売り手」「買い手」それぞれにおける情報が欠如することから発生する経済的損失を計算したところ、
- ・ 「売り手」サイドにおいては、完全情報となり市場滞留時間が 0 になった場合には、市場に売りに出されている物件の帰属純賃料に対して、約定平均金利換算で 10.58%、粗賃料換算で 31.28%、純賃料換算で 22.59%に相当する利益が発生することが分かった。
  - ・ 「買い手」サイドにおいては、1 物件の取引あたり探索費用として 1,042,000 円が発生していることがわかり、それは物件購入者の平均世帯主年収の 13.2%に相当することが分かった。この推計結果は、品質調整済のヘドニック価格を完全情報価格と定義して得られたものである。しかし、本来の完全情報価格は、無限にサーチを行い、全ての情報を収集したときに決定される価格である。その意味で、本来の価格よりも高いところでサーチを値融資していることが想定され、得られた結果は、仮称に推計されている可能性が高いことに注意が必要である。

以上の一連の分析において、東京都区部の中古マンション市場を対象として、情報の不完全性により、どの程度の社会的損失が発生しているのかが明らかになった。現在、良質な中古住宅ストックの形成が政策目標に掲げられているが、そのためには、情報の不完全性に伴う費用を最小化していくことが要求される。

情報不完全性に伴う社会的損失の最小化とは、本章でいう「売り手」サイドの空室の機会費用削減とともに、「買い手」サイドでは物件を探索するための機会費用を削減を意味するが、そのためには、情報開示にともなう価格の透明性の確保とともに、物件の品質調整済価格を適正に評価できる情報整備が必要とされる。

例えば、現在の情報誌などでは知ることのできない子育てのしやすさといった「保育環境」

「教育環境」、日常の買い物のしやすさといった「商業集積」といった情報もここにはいる。また、水害が発生する頻度や災害に対する地盤強度、さらには、大気等の環境汚染が健康に害を与えることも多く、居住地選択とは無関係ではない。このような情報は、探索して初めてわかる情報であり、後者などについては住んでみてはじめてわかることが多い。さらには、維持管理の経歴や外見からでは判断できない構造強度などは、高度に専門的な知識が必要となるため、探索しても十分に判断できない場合が多い<sup>18</sup>。

このような問題に対しては、社会システムとして解決していかなければならない。例えば、前者においては、生命にかかわる場合も少なくないため、行政の責任において情報整備・開示をしていくべきであろう。活断層の存在や水害の発生確率、大気の汚染状況などは生命にかかわるものであるため、「重要事項説明」だけでなく「探索段階」から情報提供がなされるべきであるが、これら情報を民間だけで収集していくことは不可能であり、行政の責任のなかで行うべきである。

一方、物件の構造強度などについては、米国においてはインスペクションとして根付いている。物件そのものの耐震強度などは、インスペクションを普及させることで解決できるであろう。

このような問題は、不動産流通市場に関わる「売り手」「買い手」といった直接の当事者、さらには「不動産流通業者」の責任を明確にした上で、より高度な情報提供を可能とするプレイヤーの市場参入を促し、不動産流通制度そのものの高度化をはかっていくことが必要である。

不動産流通制度は、土地の流動化を伴う都市再生、良質な中古住宅ストックの形成などに大きく関わる行為であることから、不完全情報から生じるコストを全体として把握し、それを最小化していくことが求められる。そのためには、不動産仲介業者も含めてより詳細に市場参加者のコストを把握していくことが必要であるが、この問題については、今後の課題としたい。

---

<sup>18</sup> )本来なら、3.3.節のヘドニック価格、ヘドニック賃料を推計する際にこうした情報を使えば、より正確な探索費用の推計ができたはずである。こうした情報が利用可能でなかったため、本章の推計はまだかなり大きな誤差を含んでいると考えられる。

## Appendix 1. 「標準的な取引の設定」-構造変化テストの方法-

「標準的マンション」に対応する部分データセットを特定するのが本 Appendix の目的である。

一般に構造変化テストは、構造変化点は既知として、2つのデータ群に対して適用され、2つのデータ群が同じ構造であるかをテストする。ここでは、構造変化点が未知で、二つの構造変化点が存在する問題として対応することとなる。

そこで、第2章4.2.(1)で提案した Switching Regression Model を応用し、次のような方法を採用することとした。

ここでは、特に若年層（勤労者および学生）のためのワンルームマンションデータセットまたは億ション等の高額物件データセットは、「標準的マンション」に対応する部分データセットと異なる可能性が大きい、ということに注目する。

そこで、ワンルーム系のマンションの専有面積が小さく、億ション等の高級マンションは専有面積が大きいといった点に着目し、「専有面積」を基準として、「標準的マンション」に対応するデータセットを特定化する。具体的には、「専有面積」に着目し、「標準的マンションに対応する部分」と「ワンルーム系マンション」「億ション」といった3群に分割されたデータ群に対する回帰係数の相当性テスト、または説明力の高いモデル選択といった統計問題として扱う。

そこで(4-9)における主要説明変数を主要説明変数群について、面積基準に着目し2つの種類のダミー変数( $D_{lm}$ ,  $D_m$ )を作成することで、(4-11)のように変型する。つまり、回帰係数に対するダミーを入れることで、3つのデータ群に分割したモデルと近似されることとなる（ただし、分散は同じであると仮定する）。

$$D_{lm} : \text{if } l_g \leq X_g \leq m_g \text{ then } 1, \text{others } 0$$

$$D_m : \text{if } m_g \leq X_g \text{ then } 1, \text{others } 0$$

$$l < m$$

このようなダミー変数を導入することで、次のようなモデルとして推定する。

$$\begin{aligned} \log RP / FS = & a_0 + \sum_g a_{1g} \cdot \log X_g + \sum_{g,lm} a_{2g,lm} \cdot (\log X_g) \cdot (D_{lm}) + \sum_{g,m} a_{3g,m} \cdot (\log X_g) \cdot (D_m) + \sum_h a_{4h} \cdot \log Z_h \\ & + \sum_h a_{5i} \cdot \log V_i + \sum_j a_{6j} \cdot RD_j + \sum_k a_{7k} \cdot LD_k + \sum_l a_{8l} \cdot TD_l + \sum_{g,k} a_{9gk} \cdot (\log X_g) \cdot (LD_k) + \varepsilon \end{aligned}$$

(4-11)

$RP$ :中古マンション価格

$X_g$ :主要説明変数

$X_1 = FS$ :専有面積 (㎡)

$X_2 = Age$ :築後年数 (年)

$X_3 = TS$ :最寄り駅までの距離 (分)

$X_4 = TT$ :都心までの時間 (分)

$Z_h$ :その他の建物・市場に関する変数群

$Z_1 = TU$ :総戸数 (戸)

$Z_2 = D1F$ :1階ダミー /1Fであれば  $\rightarrow 1$ ,その他  $\rightarrow 0$

$Z_3 = SD$ :南向きダミー /南であれば  $\rightarrow 1$ ,その他  $\rightarrow 0$

$Z_4 = RT$ :市場滞留時間 (週)

$V_i$ :探索して初めてわかる 居住環境要因

$V_1 = RB$ :棟数密度

$V_2 = RP$ :人口密度

$V_3 = AB$ :平均建物階数

$V_4 = RS$ :市街地建ぺい率

$RD_j$ :沿線ダミー ( $j = 0, \dots, J$ )

$LD_k$ :地域ダミー ( $k = 0, \dots, K$ )

$TD_l$ :時間ダミー ( $l = 0, \dots, L$ )

ここでは、価格形成要因のうち主要な価格形成要因となる専有面積( $FS$ )、建築後年数( $Age$ )、最寄り駅までの時間( $ST$ )、都心までの時間( $TT$ )について、構造変化テストの対象とした。

ここでは、専有面積( $FS$ )に対して、 $m$  および  $n$  を  $0$  ㎡から  $150$  ㎡の範囲において  $5$  ㎡単位で分割し、AIC(Akaike's Information Criterion)の変化を観察することで、最適なモデル選択を行った。ここでは、378の組み合わせについて推定した。

AICによりモデル選択を行った結果、 $m=25$  ㎡および  $n=85$  ㎡で最も望ましいモデルとなることが分かった。

そこで、 $m=25$  ㎡および  $n=85$  ㎡として3つに分割された  $X_1, X_2, X_3$  のデータ群について、構造変化テストを確認のために行った(表 4-10)。

表 4-10.主要要因に関する構造変化テスト結果

	有意水準 $\alpha = \text{Prob}(F > F_0)$
$FS$ :専有面積	0.0049
$Age$ :建築後年数	0.0017
$TS$ :最寄り駅までの時間	0.0021
$TT$ :都心までの時間	0.1401
All:一括検定	0.0001

各変数に関する個別検定および一括検定で「25 m<sup>2</sup>より大きく 85 m<sup>2</sup>以下の中古マンション」と「25 m<sup>2</sup>以下のワンルーム系マンション」「85 m<sup>2</sup>以上の億ション」の間で回帰係数が相当である確率は、すべてにおいてきわめて小さいことが確認された(有意水準  $\alpha = 0.0001 = \text{Pr ob}(F > F_0)$ ). このようにして、「25 m<sup>2</sup>より大きく 85 m<sup>2</sup>以下の中古マンション」を「標準的マンション」に対応するデータセットとすることとした.

## Appendix 2. 購入者の一回あたり探索費用(c)の設定

買い手のサーチによるコストは、 $c/F(y^*)$ として計算する。そのため、一回あたりのサーチコスト(s)を設定することが求められる。

次のようにサーチコストを定義する。

$$\text{物件探索費用} = \text{直接費用(=交通費)} + \text{間接費用(=時間費用)}$$

本来であれば、情報誌の購入費用やインターネット等の利用料金が直接費用として含まれるべきであるが、ここでは無視することとした。

「標準的な買い手」の交通費および時間費用を次のように設定した。

### (1)交通費の設定：都内移動費用

都区内でマンション購入した世帯の大半の従前の居住地が都区内であることから(1998年時点で82.0%(表4-12),2000年時点で70.8%(表4-14))、物件探索の地理的範囲を23区内と仮定する。池袋をターミナルとする東武東上線、西武池袋線、渋谷をターミナルとする東急東横線、田園都市線、新宿をターミナルとする小田急線、中央線、東京・品川をターミナルとする東海道線、東京をターミナルとする総武線などの区一市境の駅における直線距離が、おおよそ30km程度である。ただし、平均的な移動時間および費用は、30分程度または300円程度である。

そこで、鉄道で移動することを前提とし、代表的な世帯構成を夫婦+子供1人とする一回当たりの交通費は、下記のようになる。

$$(300 \text{円} + 300 \text{円} + 150 \text{円}) \times 2 \text{回} = 1,500 \text{円}$$

### (2)時間費用：一時間当たりの機会費用×一回当たりの探索時間

世帯当たりの一時間当たりの機会費用を(平均年収/労働時間)として求める。

「リクルート『週刊住宅情報』首都圏新築マンション契約者アンケート」によると、東京都区部におけるマンション入居者の平均年収が788万円であることから、それを1999年における平均的な労働時間で除すことによって求めた。

$$788 \text{万円} \div 1,839.4 \text{時間 (時間外労働時間を含む)} \doteq 4,300 \text{円/1時間}$$

なお、一回当たりの物件探索時間を、次のように定義した。

$$\text{検討時間1} + \text{移動時間} + \text{物件滞在時間} + \text{検討時間2}$$

まず、検討時間は、物件探索に至るのでの事前の検討時間(検討時間1)を10日間とした。表4-15によると、おおよそ熱心にサーチをはじめてから購入までにいたる期間は、東京都区部では情報収集を開始してから平均で28.28週間、熱心に物件見学してから12.27週間であることがわかる。その間に、5.71物件を見学している。そうした場合、2週間に1件の間隔で物件見学をしていることがわかる。この間に毎日、物件に関する精査をしているとは考えにくいものの、情報収集を開始してからの購入にいたるまでの期間は、約200日であり、2週間に一度

程度情報収集等に時間をかけたことは現実的であると考えられる。

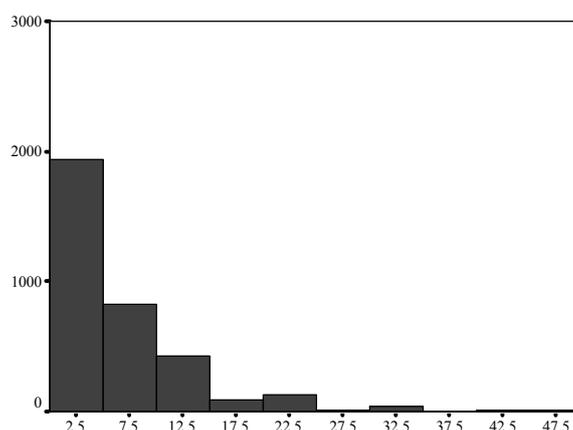
また、物件を見学した後の検討時間（検討時間 2）は、大手流通業者によるヒアリングによると現地探索後、おおよそ 3～4 日程度であることが指摘された。そのため、検討時間 2 を 4 日間とした。さらに、移動時間は往復で 1 時間、物件滞在時間は同ヒアリング結果から 2 時間として設定する。ただし、サーチ行動は、物件そのものの精査には 2 時間程度の時間も妥当と考えるが、周辺の教育環境や育児環境、商業集積などに関する精査も必要となる。その時間については、検討時間 2 には入るものと設定した。また、物件探索を実施した当日も検討時間 2 に加え、計 5 日間とする。

**表 4-11. 総実労働時間(時間外労働含む)**

年月	総実労働時間(全産業)	
	合計	うち所定外
199901	140.6	8.9
199902	151.1	9.4
199903	154.7	9.8
199904	159.4	9.8
199905	145.8	9.1
199906	159.1	9.1
199907	158	9.3
199908	149.7	9.1
199909	153.9	9.4
199910	154.6	9.7
199911	157.4	10
199912	155.1	10.1
合計	1839.4	113.7

出典)厚生労働省「毎月労働統計調査」

Number of Condominiums Buyer



サーチ回数

**図 4.3.都区部におけるサーチ回数の分布**

なお、検討時間 1 および 2 とともに 1 日 3 時間と設定する。

そこで、物件の探索時間は

検討時間 1 + 移動時間 + 物件滞在時間 + 検討時間 2

検討時間 1(=10 日間×3=30 時間) + 移動時間(= 1 時間) + 物件滞在時間(=2 時間) +

検討時間 2(=5 日間×3=15 時間) =48 時間とする。  
 そこで、1 回当たりの探索費用(s)は

交通費 1,500 円 + 時間コスト (4,300 円×48) = 207,900 円と設定する。

この一回あたりのサーチコストは、かなり高く感じられるかもしれない。しかし、ここには、情報誌やインターネット等を通じての情報収集時間・費用、または不動産仲介会社の探索やそこでの交渉時間なども検討時間 1 および 2 に含めており、探索時間としては過大な値ではない。

また、1 時間あたりの時間コストとしては、本来、サーチに当てていた時間を労働やレジャーに当てた場合の機会費用であり、この値についても必ずしも過大ではないと思われる。

表 4-12.購入者の移動パターン 2

		購入地				
		東京都	うち都区部	埼玉	千葉	神奈川
従 前 地	東京都区部	63.90%	82.00%	4.30%	11.60%	1.90%
	都下	21.50%	2.50%	2.20%	NA	0.90%
	埼玉	3.80%	2.50%	2.20%	NA	94.40%
	千葉	3.80%	4.90%	NA	83.70%	0.90%
	神奈川	4.40%	4.90%	87.00%	2.30%	0.90%
	その他	2.50%	3.30%	4.30%	2.30%	0.90%
	合計	158	122	46	43	108

Number of Observation=477

出典)財団法人アーバンハウジング「東京圏マンション入居者動向調査1998」1999.7より作成

### Appendix 3.新築マンション購入者の探索行動

首都圏における買い手のサーチ行動を把握するために、「リクルート『週刊住宅情報』首都圏新築マンション契約者アンケート」の個票データから集計・分析を行う<sup>19)</sup>。本調査は、2000年1月1日以降に首都圏（1都3県）で新築マンションを購入したものを対象とし、2000年8月20日から2001年3月31日までの調査期間内に回答されたものを対象とする。同期間で収集されたデータは10,503件であるが、異常値・欠損値を処理した上で<sup>20)</sup>、9,498件のデータを分析対象とする。新築マンション購入者の行動であり、中古マンションの購入者とは行動が異なるが、探索行動としては類似した行動をもつことから、重要な情報を与えてくれるものと考えた。

まず、購入者の特性を、物件価格・平均所得・平均年齢・物件と年収との比率、ローン借り入れ総額と年収との比率の5つの指標について観察する（表 4-13）。

購入物件の平均値は、首都圏全体で3,934万円、東京都区部に限定すると4,313万円と都区部の方が350万円以上高い。購入世帯の世帯主年収の平均は首都圏で735万円、東京都区部で788万円である。都区部の方が50万円ほど高くなっているが、その平均年齢は首都圏で37.3歳、東京都区部で38.0歳とほぼ同じである。

購入物件を世帯主年収で割った物件価格の年収倍率は、それぞれ首都圏で5.79倍、東京都区部で6.01倍である。続いて借入額に着目し、借入金総額を平均所得で割り、返済倍率として比較する<sup>21)</sup>。返済倍率は、首都圏全体で4.49倍、東京都区部で4.53倍となっており、ほぼ同水準である。先に観察した物件価格の年収倍率の格差は、首都圏と東京都区部で乖離があったものの、返済倍率ではなくなっていることから、東京都区部の購入者の方が頭金が充実していたことがわかる<sup>22)</sup>。また、ほぼ4.5倍であるといった数値が観察されていることから、住宅金融公庫を含む金融機関が年収の4.5倍までは貸し出しているといった実態が読みとれる。

<sup>19)</sup> 本調査の回答者は、リクルート社が用意したアンケート調査票とともに、「契約書」を添付することとなっている。そのため、価格情報を含む回答結果の正確度は、かなり高いものと考えられる。

<sup>20)</sup> 欠損値を含むデータのほかに、マンションの契約価格1,000万円未満の物件については、分析対象からはずした。

<sup>21)</sup> 「借入金総額」については未記入率が高い。これは、「回答したくない」といった調査者の意向もあるものの、借入金が0円であり、「回答する必要がない」と判断したものもある。そのため、借入金0円として回答されたものはそのまま集計に入れ、未記入については集計からはずしていることから、平均値が過大となっている可能性がある。また、親族からの借入金などははずしている分、過小となっているともいえる。

<sup>22)</sup> この集計には、2次取得層の購入者も含まれる。そのため、東京都区部が周辺地域と比較して、より高い価格で売却できることから返済倍率が縮小していると考えられる。

表 4-13.購入者の特性分布

	首都圏		
	平均	標準偏差	サンプル数
平均物件価格	3,934.90	1109.96	9,498
平均所得	735.03	304.72	9,498
平均年齢	37.37	8.24	9,498
平均年収-価格倍率*	5.79	1.77	9,498
平均返済倍率**	4.49	1.52	4,203
	うち東京都区部		
	平均	標準偏差	サンプル数
平均物件価格	4,313.22	1339.01	3,504
平均所得	788.34	354.32	3,504
平均年齢	38.08	8.37	3,504
平均年収-価格倍率*	6.01	2.01	3,504
平均返済倍率**	4.53	1.66	1,506

\*物件価格/世帯主所得

\*\*借入金総額/世帯主所得

表 4-14.購入者の移動パターン

		購入地				
		東京都区部	都下	埼玉	千葉	神奈川
従前地	東京都区部	70.83%	14.98%	16.60%	13.25%	10.08%
	都下	5.17%	63.63%	4.67%	1.62%	3.61%
	埼玉	6.42%	4.67%	69.68%	2.39%	1.55%
	千葉	7.91%	2.71%	3.98%	77.43%	2.89%
	神奈川	7.79%	12.49%	3.58%	3.47%	80.28%
	その他	1.88%	1.52%	1.49%	1.85%	1.59%
購入者数		3,504	921	1,006	1,298	2,769

Number of Observation=9,498

続いて、購入者の従前地の住所と購入地の住所を比較することで、移動パターンについて調べた(表 4-5)。購入地を前提として同一地域内での移動確率に着目すると、東京都区部→東京都区部で 70.83%、都下→都下で 63.63%、埼玉→埼玉で 69.68%、千葉→千葉で 77.43%、神奈川→神奈川で 80.28%である。つまり、東京都区部で購入された新築分譲マンションのうち、従前に東京都区部に住んでいた購入者は 70.83%である。一方、居住地に着目し東京都区部に居住していた購入者が東京都区部で購入した比率は 76.65%である。つまり、東京都区部にもともと住んでいた購入者の 76.65%はそのまま東京都区部に残り、転入者の方が多いため購入者全体での東京都区部の購入者の比率が 70.83%となっていることから、近年、指摘される都心回帰の実態が浮き彫りにされる。また、調査主体・調査方法が異なるが、1998 年の調査<sup>23)</sup>と比較すると東京

<sup>23)</sup>財団法人アーバンハウジング「東京圏マンション入居者動向調査 1998」

都区部-東京都区部で82.00%と高く、2000年における同指標が70.83%であることから、時間軸上の比較でも周辺地域から東京都区部への流入が進んでいることが推察される。

続いて、サーチ期間およびサーチ回数に着目する(表 4-15, 表 4-16)。

表 4-15.購入者のサーチ期間およびサーチ回数

		(単位:week)			(単位:回数)	
		サーチ期間1 :思い立ち	サーチ期間2 :情報収集開始	サーチ期間3 :熱心に見学	サーチ回数	サンプル数
首都圏	一次取得層	37.12 (61.82)	24.43 (45.47)	10.23 (22.38)	4.98 (5.86)	7,909
	二次取得層	49.48 (115.72)	33.72 (85.60)	16.63 (65.97)	4.85 (6.07)	1,589
	合計	39.19 (73.78)	25.98 (54.40)	11.30 (33.92)	4.96 (5.89)	9,498
都区部	一次取得層	39.01 (68.12)	26.67 (52.56)	11.10 (25.57)	5.74 (6.70)	2,809
	二次取得層	51.00 (128.97)	34.75 (90.87)	16.97 (63.14)	5.61 (7.02)	695
	合計	41.39 (83.89)	28.28 (62.13)	12.27 (36.32)	5.71 (6.76)	3,504

( )内は標準偏差

ここでは、サーチ期間の観察に3つの指標を用いた。第1に住宅購入を「思い立った」時点から契約時点までの期間(サーチ期間1)、第2に住宅購入のために「情報収集を開始」した時点から契約時点までの期間(サーチ期間2)、第3に「熱心に」モデルルーム見学をはじめてから契約時点までの期間(サーチ期間3)である。

首都圏全体では、サーチ期間1は平均で39.19週間、サーチ期間2で25.98週間、サーチ期間3で11.30週間となっている。これを標準的な購入者と定義できるかどうかは別として、住宅購入を思い立ってから1年以内に契約までいき、住宅購入を思い立ってから3ヵ月後に情報収集を開始し、熱心にサーチを開始してから3ヵ月以内には購入をしていることがわかる。

また、首都圏全体と東京都区部を比較してみると(以下、( )内に首都圏全体の平均値を示す)、東京都区部でサーチ期間1が41.39週間(39.19週間)、サーチ期間2が28.28週間(25.98週間)、サーチ期間3で5.71週間(4.96週間)と総じて、サーチ期間は東京都区部の購入者の方が長く、サーチ回数も首都圏全体の4.96回に対して5.71回と多いことがわかる。東京都区部では供給数が多いため比較検討がしやすい環境にあり、サーチ回数が多くなるなかで検討期間も長くなっていると思われる。

東京都区部について一次取得層と二次取得層とを比較すると、サーチ期間1は一次取得層で39.01週間に対して二次取得層は51.00週間、サーチ期間2は一次取得層で26.67週間に対して二次取得層は34.75週間、サーチ期間3は一次取得層で5.74週間に対して二次取得層は5.64週間と二次取得層の方がすべての指標においてサーチ期間が長いものの、サーチ期間1とサーチ期間2において3ヵ月程度の差が存在していたものの、熱心にモデルルームを見学し始めてからのサーチ期間3では、その差はほとんどなくなっている。

ここで、サーチ期間2および3に絞り、世帯主年齢別の分布により比較した(表 4-16)。

表 4-16.購入者のサーチ期間の分布

		30歳未満	30-40歳未満	40-50歳未満	50歳以上	購入者数 (比率)	
サーチ期間2	1ヶ月以内	26.91%	22.88%	21.45%	21.70%	2,182	22.97%
	2-3ヶ月	30.18%	27.80%	24.64%	23.65%	2,569	27.05%
	4-6ヶ月	25.23%	22.97%	23.54%	22.96%	2,220	23.37%
	7-12ヶ月	11.90%	13.64%	14.63%	13.89%	1,297	13.66%
	12ヶ月以上	5.78%	12.72%	15.73%	17.80%	1,230	12.95%
サーチ期間3	1ヶ月以内	57.67%	48.61%	46.09%	48.56%	4,674	49.21%
	2-3ヶ月	26.99%	28.46%	28.77%	23.77%	2,651	27.91%
	4-6ヶ月	10.48%	13.03%	13.54%	14.70%	1,232	12.97%
	7-12ヶ月	3.10%	5.82%	6.52%	5.97%	536	5.64%
	12ヶ月以上	1.76%	4.07%	5.08%	7.00%	405	4.26%
購入者数		1,193	5,425	2,009	871		
(比率)		12.56%	57.12%	21.15%	9.17%		

Number of Observation=9,498

全体の分布に着目すると、情報収集を開始してから3ヵ月以内に、熱心にモデルルームの見学を開始してから1ヵ月以内に、半数が購入していることがわかる。年齢帯別には、購入者全体の57.12%を30歳以上40歳未満で占め、ついで40歳以上50歳未満で21.15%、30歳未満で12.56%、50歳以上で9.17%となっている。

年齢別にサーチ期間を比較すると、総じて若年層ほどサーチ期間が短い。例えば、サーチ期間2で1ヵ月以内のシェアを比較すると、30歳未満では26.91%ものシェアとなっており、3ヵ月以内まで加えると57.08%までの水準となる。その他の年齢帯では、サーチ期間が3ヵ月以内の比率は、30-40歳で50.67%、40-50歳で46.09%、50歳以上で45.35%と低下していく。

熱心にモデルルームの見学を開始してから契約までの期間となるサーチ期間3でも、若年層でサーチ期間が短く、とくに1ヵ月以内のシェアが57.67%と他の年齢層のシェアを大きく上回っている。この理由としては、高齢層ほど最終的な永住を前提とした購入であることから慎重に物件精査をするのに対して、若年層においては将来の住み替えを前提とした一定期間の居住を前提としているためにサーチの深度が低いか、衝動的な買い物をしているかのいずれかである確率が高いと考えられる。また、若年層ほど情報収集手段が優れており、短時間に多くの情報を収集し、意思決定しているとも考えられる。

そこで、それぞれのサーチ期間において最も利用した情報源を、年齢別のクロス表として観察した(表 4-17)。

表 4-17.購入者の年齢別情報収集源

		30歳未満	30-40歳未満	40-50歳未満	50歳以上	購入者数	情報源別比率
サ ー チ 期 間 2	情報誌	38.39%	41.57%	37.48%	31.11%	3,737	39.35%
	チラシ	40.91%	39.43%	42.96%	42.48%	3,860	40.64%
	ダイレクトメール	2.51%	3.65%	3.78%	6.54%	361	3.80%
	インターネット	6.54%	5.11%	4.03%	2.30%	456	4.80%
	テレビ	0.08%	0.04%	0.05%	0.00%	4	0.04%
	不動産業者	6.29%	5.29%	5.67%	6.08%	529	5.57%
	その他	5.28%	4.92%	6.02%	11.48%	551	5.80%
サ ー チ 期 間 3	情報誌	32.86%	33.77%	29.47%	23.54%	3,021	31.81%
	チラシ	36.38%	36.46%	37.93%	36.97%	3,496	36.81%
	ダイレクトメール	5.62%	7.15%	7.67%	10.91%	704	7.41%
	インターネット	6.29%	5.33%	3.98%	2.30%	464	4.89%
	テレビ	0.00%	0.02%	0.00%	0.00%	1	0.01%
	不動産業者	9.56%	9.24%	10.65%	10.22%	918	9.67%
	その他	9.30%	8.04%	10.30%	16.07%	894	9.41%
購入者数		1,193	5,425	2,009	871		

Number of Observation=9,498

全体の分布に着目すると、情報収集開始時点となるサーチ期間2では、住宅情報誌、チラシがそれぞれ40%であり、ついで不動産業者からの情報提供が6%弱、インターネットが5%弱となっている。これがサーチ期間3に入ると情報誌が31.81%、チラシが36.81%とともに低下し、ダイレクトメールが7.41%(サーチ期間2で3.80%)、不動産業者からの情報提供が9.67%(サーチ期間2で5.57%)と伸びている。つまり、サーチ期間2では情報誌やチラシなどに記載される「間取り」「専有面積」「設備」または「最寄り駅」「最寄り駅までの時間」などの情報で十分であるが、最終的な意思決定を行う段階では、それら情報では不十分であり、より詳細な情報が必要となることを示している。そのため、ここに記載された情報源では不十分であり、実際のサーチ行動で情報収集を行うしかない。このことは「その他」のシェアがサーチ期間2の5.80%からサーチ期間3で9.41%と大きく上昇していることから読みとれる。

年齢別に観察すると、サーチ期間2で年齢が高くなるほどに情報誌のシェアが小さくなっていくことがわかる。この理由としては、年齢が高くなるほどに広域移動をする確率が小さく、住み慣れた地域で物件探索を行う確率が高くなることから情報誌の利用率が低くなるものと考えられる。また、物件探索におけるインターネットの利用率も年齢が高くなるほどシェアが小さくなる。これは単に、インターネット利用率が高齢者ほど低いといった理由だけでなく、若年層ほど広域移動をする可能性が高く、そのため情報誌やチラシなどでは情報収集ができない住環境にかかわる「街」情報などを収集しているといった「収集する情報の“質”」の差異もあるものと考えられる。

## 第5章.住宅価格構造の非線形性<sup>1</sup>

-東京都区部における中古マンション市場を対象として-

---

<sup>1</sup> )本章は、清水千弘・唐渡広志(2007)「住宅価格の非線形性」麗澤経済研究,Vol.15(1)および Shimizu, C, K.G.Nishimura and K.Karato, (2007), “Nonlinearity of Housing Price Structure-Secondhand Condominium Market in Tokyo Metropolitan Area-”, *CSIS Discussion Paper*: (The University of Tokyo),No.86 を加筆・修正したものである。



## 第5章.住宅価格構造の非線形性

### 1.本章の目的

住宅市場は、「同質の財が存在しない」といった特殊性を有しているために、品質と価格の対応関係は、各種価格形成要因との価格ベクトルとして表現されることとなる。「品質」と「価格」、特に市場価格との対応関係については、供給者・消費者の市場行動の結果として値付けされるものであるが、この関係について十分に検討されてこなかった。そこで、本章においては、住宅市場に内在する問題の中でも「財の質と対応可能な適正な価格情報」に関する問題を取り上げる。

多くの住宅価格構造の推定問題を扱った先行研究では、ほとんどの場合において線形モデルとして推定されている。しかし、住宅の主要な価格形成要因である「専有面積」、「建築後年数」、「最寄り駅まで時間」や「都心までの時間」といった諸指標と単位価格との間の関係が線形関係であるとは考えにくい。それは、異なる選好（効用関数）を有する家計群が異なる需要関数を有する（値を付ける）こと、異なる技術を有する land developer 群が異なる供給関数を有する（値をオファーする）ことによって、非線形になるものと考えられる。

例えば、「専有面積」においては、比較的規模が小さい住戸は、投資目的で購入されたり、単身世帯が購入したりするであろうし、その次の規模の住戸には、いわゆる DINKS 世帯などの小規模な世帯が購入するであろう。さらに、一定規模以上の住戸は、ファミリー世帯層が購入する。これらの世帯が、同様の選好を持っているとは想定しづらく、規模に関しては単純な線形関係にあるとは考えにくいであろう(Asami and Ohtaki(2000), Thorsnes and McMillen(1998))。

建築後年数については、時間が経過するとともに価格が減価していくことは容易に予想される。これは時間の経過とともに物理的な劣化が進むとともに、特に、近年においてはマンションの技術進歩は著しいために、経済的な劣化の影響を受けるためである。さらに、比較的新しい設備を好む消費者とそうでない消費者とで、または高所得世帯と低所得世帯といった所得制約によって付け値が異なることが予想される。建築後年数の減価曲線は、特に住宅ローンの担保評価としてきわめて重要な指標であるため、その変数だけに着目した先行研究も存在している(Clapp, J.M and C.Giacotto(1998))。

「最寄り駅までの時間」は、比較的鉄道駅に近い地域は商業集積が進み、また交通利便性が高いものの、公園が少なかったり自然環境が劣っていたりする場合が多い。そのため、比較的駅に近い地域は高い利便性を好む単身世帯や DINKS 等の世帯が立地する確率が高く、駅から離れた地域は、子育てをしている世帯などのファミリー世帯が多い。この問題についても、「専有面積」の問題と同様の構造を持つものと考えられる。

また、「都心までの時間」についても同様である。距離帯または地域に応じて異なる選好を持った世帯が立地することが予想される。それらの選好が異なる世帯間での値付けが連続的かつ線形で変化していくとも想定しにくい。

このような問題は、計量経済学的には、市場構造の変化の問題、または非線形推計の問題として扱うことができる。まずは、構造変化の問題として捉え、価格構造が同一と考えられる地域単位で市場を分割した上で関数推定しようとする試みがある(Bourassa, S.C, M.Hoesli and V.S. Peng(2003), Goodman and Thibodeau(2003))。また非線形構造の問題として捉え、ノンパラメトリックなモデルとして推定する方法も提案されている(Clapp, J.M(2003))。さらに、単に各変数からの距離だけではなく、地理的要因を加味した地理的加重モデル(GWR: Geographically Weighted Regression)を適用しようとする試みもなされている(Duan Zhuang(2006))。

この問題は、伝統的にはヘドニック関数の推定における関数型の選択の問題である(Box andCox(1964),Cropper and McConnel(1988),Halvorson and Pollakowski(1981),Rasmussen and Zuehlke(1990), Wooldridge,J(1992)).

本章では,中古マンション価格に関する市場価格情報を収集した上で,単位価格と各変数との関係を分析し, 価格構造の非線形性を複数のモデルを用いて明らかにすることを目的とする. 具体的には, 線形モデルを出発点として, ノンパラメトリックな推定方法として連続量ダミーを用いたダミーモデル(DmM)とパラメトリックな推計方法としての Switching Regression Model(SWR)およびセミパラメトリックな推計方法である一般化加法モデル(*Generalized Additive Models*:GAM)を用いて, 価格構造の非線形性を検証した.

得られた結果をみると, DmM,SWR,GAMともに線形モデルと比較して説明力が向上するとともに, 同じような形状で非線形性が推定されることが分かった. 中古マンション価格に影響を与える主要要因となる「専有面積:FS」「建築後年数:Age」「最寄り駅までの時間:TS」「都心までの時間:TT」に着目し, ノンパラメトリックなモデル(DmM)として単位価格との関係を調べたところ, 線形モデルでは自由度調整済決定係数で0.775であったが, 0.819と説明力が大きく改善された. そして, 「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」ともに非線形構造を持つことが分かった. AICを評価指標として,Switching Regression Model(SWR)として推定したところ, 「専有面積」においては40㎡と90㎡のところで, 「建築後年数」においては12年および23年, 「最寄り駅までの時間」においては12分と17分, 「都心までの時間」は11分と15分のところで非連続点が存在することが分かった. この結果を踏まえて, 構造変化テストによって構造変化の有無を確認したうえで, 定数項ダミーとクロス項を加味した関数推計を実施したところ, DmMと同様に自由度調整済決定係数は0.817と改善された. さらに, GAMモデルにより推計を行ったところ, 自由度調整済決定係数で0.819と説明力が改善され, DmM, およびSWRと同様に, 「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」で非線形性が確認された. さらに, 各変数の単位価格との関係を図示化して比較したところ, DmM,SWR,GAMといった独立なモデルでほぼ同様な非線形性を推計されており, ここで推定された結果の頑健性が示された.

## 2.中古マンション価格と品質の因果性

### 2.1.ヘドニック・アプローチ:基本モデル(以下, Base Modelと呼ぶ)の構築

東京都区部を対象とした中古マンション市場のヘドニック関数を推定することで, 中古マンション市場における品質と価格との対応関係を分析する.

最も単純なモデルを基本モデルとして, 次のように設定した.

$$\log RP / FS = a_0 + \sum_h a_{1h} \cdot \log X_h + \sum_i a_{2i} \cdot \log Z_i + \sum_j a_{3j} \cdot LD_j + \sum_k a_{4k} \cdot RD_k + \sum_l a_{5l} \cdot TD_l + \varepsilon$$

(5-1)

- $RP$  : 中古マンション価格(円)  
 $X_h$  : 主要変数群  
 $X_{1=FS}$  : 専有面積(m<sup>2</sup>)  
 $X_{2=Age}$  : 建築後年数(月)  
 $X_{3=TS}$  : 最寄り駅までの時間(分)  
 $X_{4=TT}$  : 都心までの時間(分)  
 $Z_i$  : その他の建物に帰属する変数群  
 $Z_{1=BS}$  : バルコニー面積(m<sup>2</sup>)  
 $Z_{2=NU}$  : 総戸数(戸数)  
 $Z_{3=SD}$  : 南向きダミー  
 $Z_{4=DIF}$  : 1Fダミー  
 $Z_{5=HF}$  : 最上階ダミー  
 $Z_{6=RT}$  : 市場滞留時間(週)  
 $LD_j$  : Location(Ward) Dummy ( $j=0, \dots, J$ )  
 $RD_k$  : Rail Dummy ( $k=0, \dots, K$ )  
 $TD_l$  : Time Dummy ( $l=0, \dots, L$ )

中古マンション価格を説明するモデルとしては、「専有面積」、「建築後年数」、「最寄り駅までの時間」、「都心までの時間」といった住宅価格形成要因の中でも共通に重要な影響を持つと考えられる変数のほかに、「バルコニー面積」、「総戸数」等の情報誌等によって入手可能な情報をモデルに取り入れた。これらは、立地または建物に帰属する情報である。

さらに、情報誌に登場してから成約にいたるまでの時間である「市場滞留時間」を投入した。これは、第4章で分析したように、情報が不完全であるために売り手の付け値が高すぎたり、需要に対して供給が過剰になり市場がだぶついたりすると滞留時間が長くなり、 $\partial(RP/FS)/\partial RT > 0$ として推定される。また、市場滞留時間は、市場が薄い(thin market)場合においても、長くなる傾向がある。しかし、市場環境によっては必ずしも $\partial(RP/FS)/\partial RT > 0$ とはならず、成約価格のばらつきが大きくなる傾向にある。この指標は、立地や建物に帰属しない指標であり、市場の状態を表す指標である。

また、地域特性として「沿線ダミー」を、市場の時間的な変化を「時間ダミー」により考慮する。

本研究では、東京都区部の中古マンション価格の構造を明らかにすることであるが、特に、主要変数として設定した「専有面積」、「建築後年数」、「最寄り駅までの時間」、「都心までの時間」の4つの変数に着目し、分析を進める。

## 2.2.住宅価格の非線形性

### (1).連続量ダミーモデルによる品質の構造格差の推定モデル

基本モデルにおいては、主要変数と価格との関係が線形関係であることを想定していた。しかし、「専有面積」、「建築後年数」、「最寄り駅までの時間」、「都心までの時間」といった各変数と単位価格との関係が、線形関係(対数線形を含む)であることは経験的に想定しづらく、特定の点でキンクしている可能性がある。具体的には、「最寄り駅までの時間」ではバス圏に入る

距離帯、「建築後年数」では建築基準法の改正や大規模修繕のタイミングなどにより、構造が変化する可能性がある。それは、異なる市場参加者が混在することから、異なる需要関数と供給関数を有する主体が混在するためであるとも考えられる。このような問題は、統計モデルとしては、「構造変化問題」となる。

しかし、各変数がどのような点において構造が変化しているのかといったことは不明であり、外生的に構造変化点を与えて推定することはできない。このような問題に対応する推計法としては、ノンパラメトリック・モデルによる推計方法がある。たとえば、Bin (2004), Clapp (2003), Gencay and Yong (1996), Thorsnes and McMillen (1998)などでは、特定の変数をターゲットとして、セミパラメトリック法による推計を行っている。

ここでは、基本モデルではパラメトリックな変数として推定した主要4変数(Main Variables)をダミー変数化することで、探索的に単位価格との対応関係を推定する。ダミー変数を作成するにあたり、各変数単位で任意のバンド幅( $\beta$ )を設定した。バンド幅( $\beta$ )の設定においては、各変数単位で、消費者がどの程度のバンド単位で意思決定をしているのかを検討する必要がある。このように、主要4変数に関してダミー変数を作成し推計するモデルを連続量ダミー(以下、DmMと呼ぶ)と呼び、次のようなモデルとして推定する。

$$\log RP/FS = a_0 + \sum_i a_{1i} \log Z_i + \sum_j a_{2j} \cdot LD_j + \sum_k a_{3k} \cdot RD_k + \sum_l a_{4l} \cdot TD_l + \sum_\rho a_{5\rho} \cdot Dm(FS_\rho) \\ + \sum_\sigma a_{6\sigma} \cdot Dm(Age_\sigma) + \sum_\zeta a_{7\zeta} \cdot Dm(TS_\zeta) + \sum_\tau a_{8\tau} \cdot Dm(TT_\tau) + \varepsilon$$

\* $Dm(X_i)$ : 主要変数  $X_i$  に関するバンド幅( $\beta$ )のダミー変数

(5-2)

## (2). 構造格差を加味したモデル構築-Switching Regression Model-

連続量ダミーモデル(DmM)においては、基本的には、主要変数がダミー変数として設定されており、ノンパラメトリックなモデルとして推定される。このモデルでは、各変数に関して設定されたバンド幅( $\beta$ )単位で、逐次構造が変化することを想定している。しかし、実際の市場ではすべてのバンド幅単位で構造が変化しているとは想定しづらい。また、推計上でも、誤差の構造が逐次変化することを想定するため、推計結果の解釈は難しくなる。つまり、DmMは、どのような非線形構造を持つ対象にも適用可能であり、おおよその非線形性の様子を観察することにはきわめて優れているものの、連続して変化していくダミー変数の推定統計量の誤差が一樣ではないため、ダミーごとに誤差を制御して分析していかなければならない。

ここではモデルをより単純化して、2つの構造変化点が存在しており、三つの値付け曲線が存在しているものとする。たとえば、立地主体の属性に着目すれば、i) 単身世帯が居住するワンルームタイプ、ii) 小規模世帯(例えば夫婦二人)が中心に居住するコンパクトタイプ、そして、iii) ファミリー世帯が中心に居住する比較的規模の大きなタイプの3つの住戸タイプが予想される。また、そのような主体の相違によっては、単身世帯や小規模世帯では、利便性が高い地域を選択する確率が高く、ファミリー世帯では、比較的住環境を重視する傾向が強い。そのため、「最寄り

駅までの時間」においても、利便性を重視する世帯が立地する地域、駅までは徒歩圏であるものの比較的住環境が整っている地域、徒歩圏から最寄り駅までの移動にバスまたは車の利用が必要になる地域と分割されるものと考えられる。

このように考えると、大きく3つの異なる選好を持った主体が混在していると考えてもよいであろう。

このように三つの市場に分割する場合には、非線形性を有すると考えられる変数群に対して、二つの構造変化点が存在することになる。ただし、どこで市場構造が変化しているかは未知である。そこで、基本モデルを修正し「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」のそれぞれの変数について、非線形性を有すると考えられた変数に対して、探索的に推計を行う。具体的には、各主要変数  $X_h$  に対して  $l, m$  それぞれの点において市場分割されているものとして、次の二つのダミー変数 ( $Dm_{(lh \leq X_h < mh)}$ ,  $Dm_{(mh \leq X_h)}$ ) を導入する。

$$Dm_{(lh \leq X_h < mh)} : \text{if } l_h \leq X_h \leq m_h \text{ then } 1, \text{ others } 0$$

$$Dm_{(mh \leq X_h)} : \text{if } m_h \leq X_h \text{ then } 1, \text{ others } 0$$

$$l < m$$

このようなダミー変数を導入することで、次のようなモデルとして推定する。

$$\begin{aligned} \log RP / FS = & a_0 + \sum_h a_{1h} \log X_h + \sum_i a_{2i} \log Z_i + \sum_j a_{3j} \cdot LD_j + \sum_k a_{4k} \cdot RD_k + \sum_k a_{5l} \cdot TD_l \\ & + a_6 Dm_{(lh \leq X_h < mh)} + a_7 Dm_{(mh \leq X_h)} + a_8 (\log X_h) (Dm_{(lh \leq X_h < mh)}) \\ & + a_9 (\log X_h) (Dm_{(mh \leq X_h)}) + \varepsilon \end{aligned} \quad (5-3)$$

このモデルは、 $l, m$  点で回帰モデルがスイッチされることを想定した *Switching Regression Model* (以下、SWR と呼ぶ) となる (SWR の詳細は、第2章を参照)。

### (3). 一般化加法モデル

連続量ダミーモデル (DmM) は探索的に非線形性の形状を推計し、*Switching Regression Model* (SWR) は価格形成構造において3つの付け値の主体が存在するものと仮定し、非線形性が推計できる。しかし、DmM では、バンド幅 ( $\beta$ ) の設定に恣意性が残るとともに個々のダミー変数を独立として非連続的なものとして扱っている。SWR は、付け値が異なるセグメントが自明であるときには付け値構造が異なる点を探索的に抽出し、非線形的なモデルとして近似できるという点では有力な手法であるが、構造変化の数に対して強い仮定をおく必要がある。現在の日本の住宅市場を想定した場合、3つの主体に分類されるという仮定は合理的な区分であると

考えられるが、今後、社会構造が多様化していく過程においてはより一般的なモデルとして推定することが求められる。

ここでは、よりデータに則した品質との対応関係を予測するために、一般化加法モデル (*Generalized Additive Models*, 以下 **GAM** とよぶ) により中古マンション価格構造の推計を行う。GAM はあるデータ  $Y$  の発生プロセスを柔軟性のあるいくつかの項の和として次のように表現する。

$$E(Y | X_1, \dots, X_p) = \alpha + s_1(X_1) + \dots + s_p(X_p) \quad (5-4)$$

ここで、 $X_1, \dots, X_p$  はあらかじめ値の定まったこのモデルの予測変数 (共変量) である。関数  $f_1, \dots, f_p$  は予測変数の変換を行う関数であり、平滑化(smoothing)のアルゴリズムを適用することによってその値を定める平滑関数である。一般化線型モデル(*Generalized Linear Model*; GLM)は予測変数の線型結合式で示されるが、GAM の特徴はこれをさらに柔軟な関数で置き換えている点にある。したがって関数  $f_j$  はノンパラメトリックな項でもある。また、左辺が単に応答変数の  $Y_j$  であれば加法モデル(*Additive Model*)になる。このとき、すべての  $j$  について  $s_j$  が  $X_j$  のパラメトリックな関数で、パラメータに関して線型 (例えば  $s_j(X_j) = \beta_j X_j$ ) であれば、この加法モデルは通常の線型回帰モデルになる。このように、GLM の右辺をノン・パラメトリック関数による加法モデルで表現したものが GAM による定式化である。

GAM の推定方法は次のようになる。一般的な推定モデルを

$$g(\mu) = \sum_{k=1}^K \beta_k Z_k + \sum_{j=1}^p s_j(X_j) + u \quad (5-5)$$

とおく。ここで、 $g(\mu)$  はリンク関数、 $\mu = E(Y)$  であり、 $Y$  はある指数分布族に従う応答変数であるとする。 $Z_k$  はパラメトリックな因子であり、 $\beta_k$  は対応するパラメータである。モデルのフィッティングを行うために、(5-5)のペナルティ付き残差平方和(Penalized Residual Sum of Squares)を最小化する関数  $\hat{s}_j$  を数値的に求める。 $\hat{s}_j$  を求めるためには平滑化のための平滑度パラメータを一般化交差確認法(Generalized Cross Validation; GCV)により決定し、収束演算を行う (詳細は、Hastie and Tibshirani (1990), Hastie Tibshirani and Friedman(2002), Wood (2006)を参照)。

### 3. データ

本研究においては、第4章において整備されたリクルート社の「週刊住宅情報」に掲載された情報を用いた。

本研究では、2005年第1週から最終週までに抹消された中古マンションデータを用いた。ここでは、2005年の東京都区部の中古マンション売買市場を対象として、分析を行った。収集されたデータは、9,682件であった。主要変数の記述統計量は、表5-1の通りである。また、

主要変数の統計分布を図 5-10 に示す。

まず「中古マンション価格」は、平均で3,253 万円、最小値で 850 万円、最大値で 18,800 万円、標準偏差が 1,858 とかなり大きなばらつきがある。ワンルーム系の小規模な物件からいわゆる億ションまで含んでいるが、 $m^2$ 単位の単位価格ベースで見ると平均で 51 万円/ $m^2$ 程度となっている。その分布は、右に裾を引いた分布であるものの単峰性の分布である。

「最寄り駅までの時間:TS」は、ここでは時間単位軸のデータの分布のみを観察するが、最低値が 1 分、最大値で 26 分、平均で 7.45 分ときわめて立地条件がよい物件が多いことがわかる。このことから、マンションという性格から利便性を重視して建設されていることが読み取れる。

表 5-1. 分析データの要約統計量

Variables	平均	標準偏差	最小値	最大値
RP: 中古マンション価格 (10,000円)	3,253.89	1,858.83	850.00	18,800.00
FS: 専有面積 ( $m^2$ )	61.82	19.83	16.00	133.29
RP/FS	51.71	17.93	24.01	164.08
Age: 建築後年数(月)	16.51	9.92	0.42	34.42
TS: 最寄り駅までの時間 (分)	7.45	4.19	1.00	26.00
TT: 都心までの時間 (分)	14.83	5.23	0.00	30.00
BS: バルコニー面積 ( $m^2$ )	8.14	5.96	0.00	80.94
NU: 総戸数	88.03	122.48	10.00	1149.00
RT: 市場滞留時間 (週)	9.33	8.37	1.00	64.00

2005/01-2005/12

n=9,682

「都心までの時間:TT」については、平均で 14 分、最大で 30 分である。「都心までの時間」は、最寄り駅から主要ターミナル駅 7 駅(東京・品川・渋谷・新宿・池袋・上野・大手町)までの平均昼間移動時間の最小値である。その分布を見てみると、0 分のところにサンプルが存在し、その次の水準が 10 分となり、右に裾を引いた分布となっている。つまり、主要ターミナル駅に存在するサンプルが 0 分として存在しており、その他のサンプルにおいては、最小値が 10 分となるという統計分布となっている。このような特殊な分布を持つことに留意しなければならない。

「専有面積:FS」については、最小値が 16.00  $m^2$ 、最大値で 133.29  $m^2$ 、平均で 61.82  $m^2$ と単身世帯用から大規模マンションまで含まれている。

「建築後年数:Age」については、平均で 16.3 年、最大で 39.67 年と比較的古いマンションが中心となっている。その分布に着目してみると、建築後年数 5 年以内の比較的新しい物件帯と建築後年数 20 年以降の古い物件帯に山があり、複数の峰を有している。いわゆるバブル期にあたる 1980 年代後半から 1990 年代初頭にかけて供給された物件については、市場出現率または成約率が低いことが予想される。

## 4. 推計結果

### 4.1. 基本モデルの推計

まず、m<sup>2</sup>あたりの単位価格を対象として、最もナイーブなモデルとして推定したものが、下記のように推定された基本モデルである。自由度調整済決定係数で 0.775 と比較的説明力の高いモデルとして推定された（なお、詳細は表 5-2 参照）。

$$\begin{aligned} \log RP / FS = & 3.931 + 0.047 \cdot \log FS - 0.188 \cdot \log Age - 0.054 \cdot \log TS - 0.117 \cdot \log TT + 0.012 \cdot \log BS \\ & (155.26) \quad (+8.98) \quad (-96.38) \quad (-21.51) \quad (-5.24) \quad (12.13) \\ & + 0.020 \cdot \log NU - 0.006 \cdot RT - 0.034 \cdot FF + 0.054 \cdot HF - 0.012 FD + 0.003 SD \\ & (15.33) \quad (-3.33) \quad (-6.20) \quad (5.37) \quad (-3.23) \quad (0.965) \\ & + \hat{\beta}_{1h} \sum_h LD_h + \hat{\beta}_{2i} \sum_i RD_i + \hat{\beta}_{3j} \sum_j TD_j \end{aligned}$$

Adjusted R-Square: 0.775 ( )内は t 値

Number of Observation: 9,682

基本モデルとしては、1 年間をプールしたデータであるために、時点ダミー(TD:Time Dummy)を強制投入することにより時点修正を行い、マンション固有の属性(Property Characteristics)と沿線ダミー(RD:Railway/Subway Dummy)によって中古マンション価格の構造が推定された。マンション固有の属性のなかでは、「専有面積」,「バルコニー面積」,「総戸数」については正で推定され、「建築後年数」,「最寄り駅までの時間」,「都心までの時間」は負で推定されている。

まず「専有面積」については、建築費は規模の増加に伴い逡減していくことが予想されるが、規模といわゆるグレードとの間に正の相関がある場合には、規模の増加により単位価格は増加していくことになる。また、バルコニー面積も同様であり、よりグレードの高いマンションになるほどバルコニー面積も広くなる傾向が想定されるため、規模に対して正で有意に推定されていると考えられる。総戸数については、各物件単位の価値というよりもマンション全体の価値を表す代理指標であり、たとえば総戸数が多くなるにつれて共有部分が充実する傾向にあるため、その空間価値がマンションの単位価格に影響を与えていると考えられる。

また、近年におけるマンションの技術進歩は早く、経済的にも価値が低下することと大規模修繕等の支出が時間の経過とともに大きくなっていくことから、「建築後年数」が経過するにつれて、価格が低下していく。加えて、「最寄り駅までの時間」が遠くなるほどに通勤・通学の利便性が低下し、また、商業集積が小さくなることから生活利便性も低くなるために、価格が低下していくものと予想される。さらに、一般的に都心に対して通勤する確率が高いために、都

心までの時間が長くなると、単なる通勤費用だけでなく、通勤者の機会費用も大きくなることから、価格が低下するものと考えられる。

このような不動産固有の要因だけでなく、行政市区または沿線によって、ここで推定された関数の中では考慮できない広義の住環境に格差が存在するために、各ダミー変数によってその格差が推計されたと考えられる。

表 5-2. 基本モデル(Base Model)の推定結果

Method of Estimation

OLS

Dependent Variable

RP: Resale Price of Condominiums (in log)

Independent Variables

Property Characteristics (in log)	Coefficient	t-value	Railway/Subway Line Dummy <i>RDj (j=0, ..., J)</i>	Coefficient	t-value
Constant	3.931	155.275			
<i>FS</i> : 専有面積	0.047	8.984	山の手	0.033	4.236
<i>Age</i> : 建築後年数	-0.188	-96.379	銀座	0.158	11.460
<i>TS</i> : 最寄り駅までの時間	-0.054	-21.510	丸の内	0.056	5.556
<i>TT</i> : 都心までの時間	-0.017	-5.237	日比谷	0.085	9.039
<i>BS</i> : バルコニー面積	0.012	4.471	東西	0.040	4.727
<i>NU</i> : 総戸数	0.020	10.190	有楽町	0.067	7.858
<i>RT</i> : 市場滞留時間	-0.006	-3.331	南北	0.053	3.609
			三田	-0.029	-2.621
<b>Property Characteristics (dummy variables)</b>	<b>Coefficient</b>	<b>t-value</b>	大江戸	-0.265	-2.420
<i>FF</i> : 一階ダミー	-0.034	-6.198	東京モルレール	-0.338	-10.244
<i>HF</i> : 最上階ダミー	0.054	5.365	京急	-0.214	-15.225
<i>FD</i> : 鉄筋鉄骨ダミー	-0.012	-3.226	京急航空	-0.265	-6.692
<i>SD</i> : 南向きダミー	0.003	0.965	横須賀	-0.089	-6.782
<b>Location(Ward)Dummy</b>	<b>Coefficient</b>	<b>t-value</b>	東急目蒲	0.036	1.712
<i>LDi (i=0, ..., I)</i>			東急多摩川	-0.091	-5.465
千代田	0.550	33.970	東急大井	-0.025	-1.649
中央	0.257	21.513	東急東横	0.076	5.800
港	0.602	64.850	田園都市	0.032	2.361
新宿	0.384	37.443	東急世田谷	-0.045	-1.621
文京	0.323	30.172	小田急	-0.053	-4.024
隅田	0.031	2.178	京王井の頭	0.040	2.455
江東	-0.021	-2.065	京王競馬場	-0.126	-10.416
品川	0.385	33.042	中央	0.065	5.680
目黒	0.499	36.090	西武園	-0.063	-5.655
大田	0.266	22.863	埼京	-0.073	-2.694
世田谷	0.430	32.067	東部伊勢崎	-0.111	-7.410
渋谷	0.619	57.615	京成押上	-0.122	-5.927
中野	0.296	21.462	ユウカリガ丘	-0.062	-2.885
杉並	0.291	22.555	総武	0.018	1.593
豊島	0.234	18.304			
北	0.089	5.653	<b>Time Dummy</b>	<b>Coefficient</b>	<b>t-value</b>
荒川	-0.080	-4.734	<i>TDi (i=0, ..., I)</i>		
練馬	0.101	9.549	DM2005Q2	0.002	0.351
足立	-0.127	-9.546	DM2005Q3	0.014	3.271
葛飾	-0.110	-6.491	DM2005Q4	0.022	5.037
江戸川	-0.067	-4.914			

Adjusted R square= 0.775

Number of Observations= 9,682

以下の推計においては、ここで推計された基本モデルを出発点としてモデルを修正していく。具体的には、操作変数として改善を行う主要変数(*FS*, *Age*, *TS*, *TT*)以外の変数については、基本モデルで採用されたすべての変数を強制投入する。

#### 4.2.ノン・パラメトリック・モデルによる推定-連続量ダミーモデルによる推定-

式 5-2 に示したモデルに従い、連続的なダミー変数を用いてモデル推定を行う。ここで、各主要変数に対応するダミー変数を作成するにあたり、そのバンド幅( $\beta$ )をどのように設定するのかが問題となる。たとえば、「専有面積」については、消費者が 1 m<sup>2</sup>を単位として選好を変化させるとは想定しにくい。そのため、 $\beta=5$  として設定した。「建築後年数」「最寄り駅までの時間」は  $\beta=1$  として設定しても問題がないと判断した。「都心までの時間」についても、 $\beta=1$  のケースで分析を行った。

$$Dm(FS_{\rho}) : \rho = 15, 20, 25, 30, \dots, 135$$

$$Dm(Age_{\sigma}) : \sigma = 1, 2, 3, 4, 5, \dots, 35$$

$$Dm(TS_{\zeta}) : \zeta = 1, 2, 3, 4, 5, \dots, 30$$

$$Dm(TT_{\tau}) : \tau = 1, 2, 3, 4, 5, \dots, 30$$

推定結果は、以下の通りである。

$$\log RP / FS = 3.962 + 0.032 \cdot \log NU - 0.007 \cdot RT - 0.044 \cdot FF + 0.055 \cdot HF - 0.015 \cdot FD$$

(171.77) (17.12) (-4.61) (-8.75) (-6.01) (-4.26)

$$+ 0.007 \cdot SD + \hat{\beta}_{1h} \sum_h LD_h + \hat{\beta}_{2i} \sum_i RD_i + \hat{\beta}_{3j} \sum_j TD_j + \hat{\beta}_4 \sum_{\rho} Dm(FS_{\rho})$$

(2.40)

$$+ \hat{\beta}_5 \sum_{\sigma} Dm(Age_{\sigma}) + \hat{\beta}_6 \sum_{\zeta} Dm(TS_{\zeta}) + \hat{\beta}_7 \sum_{\tau} Dm(TT_{\tau})$$

Adjusted R-Square: 0. 817

( )内は t 値

Number of Observation: 9,682

自由度調整済決定係数は、基本モデルの 0.775 から 0.819 に大きく改善されている。また、基本モデルと比較して、各ダミー変数の符号関係や連続的なダミーを除く他のパラメトリックな変数に対する推定統計量においては、大きな変化はない。

#### 4.3.構造格差を加味したモデルへの拡張-Switching Regression Model-

##### (1).個別指標モデルの推計

基本モデルとして構造推定された関数は、単位価格と各変数との関係は、単純な線形関係にあることを想定していた。しかし、各変数と単位価格との間の関係が、単純な線形関係にあるとは想定しにくい。そこで、前節で設定したダミー変数(DmM)を用いて、価格形成に大きな影響を与えている「専有面積:FS」「建築後年数:Age」「最寄り駅までの時間:TS」「都心までの時間:TT」のうち 4 つの主要変数について単位価格との関係を推定した。その結果、「専有面積」「建築後年数」「駅までの距離」においては、特定の点で単位価格と各品質との間にキックしている点が存在していたり、専有面積においては符号が逆転していたりするケースも存在することが理解さ

れた。一方、「都心までの時間」においては、分析対象地域が交通網の発達している都心部ということもあり、また、ばらつきがそれほど大きくないために、時間の増加とともに単位価格は、一見、大きく変動をしているものの線形で下落していくことが分かった。

このような結果を踏まえて、単位価格と品質との関係において価格構造が変化している点が存在しているものと想定し、*Switching Regression Model*(SRM)により、構造推定を行うこととした。ここでは、大きく2つの変化断面が存在するといった仮定のもとで、その変化点の探索を行った。本来であれば、主要変数  $X_h$  ごとの  $l, m$  が設定されるが、同時に最適化を行うことは困難であることから、基本モデルを出発点として、各変数単位で最適化を行った。モデルの評価においてはAIC(Akaike's Information Criterion)を用いた。

また、そのようなモデルの推定を行った後に、検出された  $l, m$  において構造変化が発生しているのかどうかを確認するために、F 検定によって構造変化テストを行った。

### 「専有面積」に関する推計結果

「専有面積」に関しては、 $DmM$  と整合性をとるために、 $5 \text{ m}^2$ 単位で変化させていくものとした。 $Dm_{(lh \leq Xh < mh)}$ 、 $Dm_{(mh \leq Xh)}$ における  $l, m$  の組み合わせは、 $l \geq 15, m < 135, l < m$  となり、253 の組み合わせが存在することとなる。そこで、すべての組み合わせとなる 253 本の関数を推定し、AIC を比較した。推定した結果、 $l=40, m=90$  で AIC が最小となり、自由度調整済決定係数で 0.779 と説明力も改善されている。 $l, m$  の各組み合わせと AIC の変化を図 5-1 に示す。

### 「建築後年数」に関する推計結果

「建築後年数」のデータの分布から、分析の範囲は、1 年以上 35 年の範囲である。つまり、 $Dm_{(lh \leq Xh < mh)}$ 、 $Dm_{(mh \leq Xh)}$ における  $l, m$  の組み合わせは、 $l \geq 2, m < 35, l < m$  となり、561 の組み合わせが存在することとなる。そこで、すべての組み合わせとなる 561 本の関数を推定し、AIC を比較した。推定した結果、 $l=12, m=23$  で AIC が最小となり、基本モデルと比較して自由度調整済決定係数で 0.801 と説明力も改善されている。 $l, m$  の各組み合わせと AIC の変化を図 5-1 に示す。

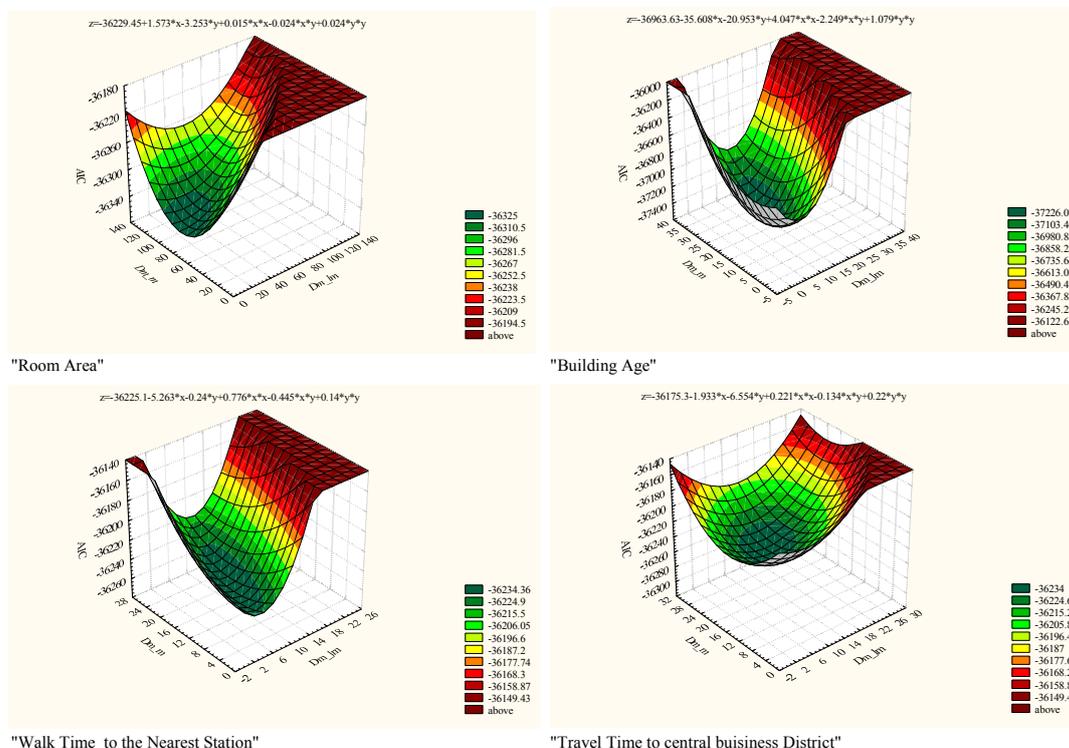
### 「最寄り駅までの時間」に関する推計結果

「最寄り駅までの時間」のデータの分布から、分析の範囲は、1 分以上 30 分の範囲である。つまり、 $Dm_{(lh \leq Xh < mh)}$ 、 $Dm_{(mh \leq Xh)}$ における  $l, m$  の組み合わせは、 $l \geq 2, m < 30, l < m$  となり、300 の組み合わせが存在することとなる。そこで、すべての組み合わせとなる 300 本の関数を推定し、AIC を比較した。推定した結果、 $l=12, m=17$  で AIC が最小となり、自由度調整済決定係数で 0.777 と説明力も改善されている。 $l, m$  の各組み合わせと AIC の変化を図 5-1 に示す。

### 「都心までの時間」に関する推計結果

「都心までの時間」のデータの分布から、分析の範囲は、0 分以上 30 分の範囲である。つまり、 $Dm_{(lh \leq Xh < mh)}$ 、 $Dm_{(mh \leq Xh)}$ における  $l, m$  の組み合わせは、 $l \geq 1, m < 30, l < m$  となり、1 分単位で考えると 406 の組み合わせが存在することとなる。すべての組み合わせとなる 406 本

の関数を推定し、AICを比較した。推定した結果、 $l=11, m=15$ でAICが最小となり、自由度調整済決定係数で0.777と説明力も改善されている。 $l, m$ の各組み合わせとAICの変化を図5-1に示す。



\*横軸に  $l, m$  の組み合わせ，縦軸に AIC を示す。

図 5-1.SWR の AIC/3 区分

## (2).構造変化テストによる確認

以上の推計において，想定しうる組み合わせの中での最適なモデルの選択が行われた。しかし，ここで抽出された断面で構造変化が起こっている保証はない。そこで構造変化テスト(F検定)を行った。

具体的には， $Dm_{(lh \leq Xh < mh)}$ ， $Dm_{(mh \leq Xh)}$ における  $l, m$  によって分割された3つの群に対して，F検定を行った。第I群を  $X_{(h \leq l)}$ ，第II群を  $X_{(l < h \leq m)}$ ，第III群を  $X_{(m < h)}$ として，各変数( $FS, Age, TS, TT$ )に対して，第I群 対 第II群，第II群 対 第III群，第I群 対 第III群の3つのテストを実施した(表 5-3)。ここでは，特に第I群 対 第II群，第II群 対 第III群での構造変化の有無が重要となる。ここに構造変化が確認されれば，単価価格と各変数との間において，非線形な関係が存在していることとなる。また，第I群 対 第II群，第II群 対 第III群のF検定で構造変化が検出され，第I群 対 第III群での構造変化が確認されない場合は， $l < h \leq m$ の間のみ構造が異なっていたことを意味する。

表 5-3. 構造変化テストによる検定結果(Prob>0)

	$I.X_{(h \leq l)}$ vs. $II.X_{(l < h \leq m)}$	$II.X_{(l < h \leq m)}$ vs. $III.X_{(m < h)}$	$I.X_{(h \leq l)}$ vs. $III.X_{(m < h)}$
<i>FS</i> : 専有面積 (m <sup>2</sup> )	0.00003	0.00000	0.00000
<i>Age</i> : 建築後年数(月)	0.00179	0.08101	0.05582
<i>TS</i> : 最寄り駅までの時間(分)	0.00000	0.00001	0.01115
<i>TT</i> : 都心までの時間(分)	0.22236	0.00000	0.00000

構造変化テストの結果をしてみると、「専有面積(*FS*)」、「建築後年数(*Age*)」、「最寄り駅までの時間(*TS*)」においては、先に検出された  $l, m$  それぞれの二つの断面において、10%の有意水準で構造変化が発生していることが分かった。都心までの時間(*TT*)においては、第Ⅰ群 対 第Ⅱ群では構造変化が認められなかったものの、第Ⅱ群 対 第Ⅲ群では構造変化が存在していることが分かった。また、第Ⅰ群 対 第Ⅲ群との間にも構造変化が認められることから、 $m(=15$  分)以上のところのみで構造が変化していることが分かった。

### (3). 構造変化を加味したモデル推計

個別指標モデルにおいては、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」のそれぞれの個別変数に対して、2つの構造変化断面を探索的に推計した。評価指標としてAICで測定したときの最適な構造変化断面を抽出し、Fテストによる構造変化テストを行ったところ、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」では2つの構造変化点が検出されたが、「都心までの時間」においては、構造変化点は1つであることが分かった。

ここで構造変化点を探索した「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」のそれぞれの変数が独立であれば、独立に決定された  $l, m$  を同時に投入してヘドニック関数を推定しても、最適化は維持される。そこで、個別モデルによって抽出された構造変化断面を加味して、(5-3)に基づきモデル推計を行った。推計結果を以下に示す。また、定数項ダミーとして推定された推定統計量とクロス項として推定された推定統計量を表 5-4 に示す。

$$\log RP/FS = 4.242 - 0.094 \cdot \log FS - 0.086 \cdot \log Age - 0.046 \cdot \log TS - 0.009 \cdot \log TT + 0.086 \cdot \log BS$$

(63.25)    (-4.89)            (-24.87)            (-16.93)            (-2.78)            (3.64)

$$+ 0.031 \cdot \log NU - 0.007 \cdot RT - 0.042 \cdot FF + 0.052 \cdot HF - 0.015 \cdot FD + 0.007 \cdot SD$$

(16.89)            (-4.44)            (-8.28)            (5.58)            (-4.50)            (2.28)

$$+ \hat{\beta}_{1h} \cdot \sum_h LD_h + \hat{\beta}_{2i} \cdot \sum_i RD_i + \hat{\beta}_{3j} \cdot \sum_j TD_j + \hat{\beta}_5 Dm_{(lh \leq Xh < mh)} + \hat{\beta}_6 Dm_{(mh \leq Xh)}$$

$$+ \hat{\beta}_7 (\log X_h) (Dm_{(lh \leq Xh < mh)}) + \hat{\beta}_8 (\log X_h) (Dm_{(mh \leq Xh)})$$

Adjusted R-Square: 0.812

( )内は t 値

Number of Observation: 9,682

表 5-4. 構造格差に関する推定パラメータ.

*Dummy Effect*

<i>Dummy: X<sub>h</sub></i>	<i>Dm<sub>(lh ≤ Xh &lt; mh)</sub></i>		<i>Dm<sub>(mh ≤ Xh)</sub></i>	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Dm: FS (l=40, m=90)</i>	-0.387	-5.149	-1.374	-6.058
<i>Dm: Age (l=12, m=23)</i>	0.579	11.733	0.109	1.521
<i>Dm: TS (l=12, m=17)</i>	0.216	2.130	0.773	2.682
<i>Dm: TT (l=12, m=17)</i>	—	—	0.458	10.901

*Cross Term Effect*

<i>CrossTerm: X<sub>h</sub></i>	<i>Dm<sub>(lh ≤ Xh &lt; mh)</sub></i>		<i>Dm<sub>(mh ≤ Xh)</sub></i>	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Dm: FS (l=40, m=90)</i>	0.110	5.188	0.339	6.711
<i>Dm: Age (l=12, m=23)</i>	-0.241	-14.059	-0.106	-4.831
<i>Dm: TS (l=12, m=17)</i>	-0.099	-2.522	-0.296	-2.993
<i>Dm: TT (l=12, m=17)</i>	—	—	-0.163	-11.236

推定されたモデルを見ると、自由度調整済決定係数で 0.812 と基本モデルの 0.775 から大きく改善されている。また、DmM と同じ程度の説明力となっている。構造格差に関する推定パラメータは総じて有意に推定された。

#### 4.4. 一般化加法モデル(GAM)での推計

続いて、GAM 推定を行う。ここでは、パラメトリックな項と平滑化を行うノンパラメトリックな項をどちらも含むセミパラメトリック回帰モデルとして次のモデルを設定する。

$$\log(RP/FS) = \alpha + s_{FS}(FS) + s_{AGE}(AGE) + s_{TS}(TS) + s_{TT}(TT) + \beta'X + u \quad (5-6)$$

$s_{FS}(FS), s_{AGE}(AGE), s_{ST}(ST), s_{TT}(TT)$  はノンパラメトリックにモデル化されており、平滑化の対象となる。 $\beta'X$  の項はパラメトリックな項である。

比較のために通常の線形回帰モデルを、

$$\log(RP/FS) = \alpha + \gamma_{FS}FS + \gamma_{AGE}AGE + \gamma_{TS}TS + \gamma_{TT}TT + \beta'X + u \quad (5-7)$$

とおく。これは、先に推定した「基本モデル」となる。なお、GAM 推定には R 言語 (ver. 2.31) とパッケージライブラリ `gam` と `mgcv` を利用した。

推計結果は、以下の通りである。

$$\begin{aligned} \log RP/FS = & 3.475 + 0.008 \cdot \log BS + 0.032 \cdot \log NU - 0.007 \cdot RT - 0.043 \cdot FF \\ & (299.29)(3.20) \quad (17.48) \quad (-4.54) \quad (-8.41) \\ & + 0.054 \cdot HF - 0.016 \cdot FD + 0.008 \cdot SD + \hat{\beta}_{1h} \sum_h LD_h + \hat{\beta}_{2i} \sum_i RD_i \\ (5.89) \quad & (-4.73) \quad (2.53) \\ & + \hat{\beta}_{3j} \sum_j TD_j + s_{FS}(FS) + s_{AGE}(AGE) + s_{TS}(TS) + s_{TT}(TT) \end{aligned}$$

Adjusted R-Square: 0.810 ()内は t 値

Number of Observation: 9,682

自由度調整済決定係数で 0.810 と DmM や SWR と同程度の説明力である。基本モデルと比較すると、DmM, SWR, GAM とともに同じ程度に説明力が改善されることがわかる。

また、GAM による平滑関数の推定パフォーマンスは

表 5-5 で示した。基本モデルと比較すると平滑化したパラメータ以外の係数に大きな違いは見られない。ノンパラメトリック推定のため、GCV 基準で求めた平滑項の自由度は整数ではない。F 値は平滑化を行なわなかった場合に比べて効果に差があるかないかを検定する統計量で

あり、この場合、平滑化によってモデルに有意な差が生まれていることがわかる。また、基本モデルとの比較を表 5-8 に示す。

表 5-5 .推定された Smoothing Parameter

	Estimated d.f	F-statistics	p-value
$s(FS)$	7.573	33.41	0.000
$s(Age)$	8.518	1366.12	0.000
$s_{TS}(TS)$	7.779	96.77	0.000
$s_{TT}(TT)$	8.983	26.72	0.000
<b>GCV score</b>	0.019		
<b>Deviance explained:</b>	81.60%		
<b>Number of Observations=</b>	9,682		

(注: GCVscore は一般化交差確認法による誤差の指標, Deviance explained は理論値の実績値に対する当てはまり具合の指標である)

## 5. 「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」と中古マンション価格との関係

以上の一連の推計結果から、各変数に関する推計された形状を比較することで、次のことが理解された。

### (1) 「専有面積」と単位価格との関係

専有面積と単位価格の間には、強い非線形関係が存在している(図 5-2, 図 5-3)。20m<sup>2</sup> 前後の狭い物件では面積のm<sup>2</sup>あたりの単位価格に対する限界効果が高いが徐々に低下していく。しかしながら、面積が80m<sup>2</sup>を超えるようになると急激に限界効果が高くなることが分かった。このような傾向は、基本モデルを除く、DmM, SWR, GAM とともに同じ傾向を示しており、この構造は安定しているといっても良いであろう。基本モデルでは単調な増加関数として推定されてしまい、非線形性を考慮しないと価格付けを誤ってしまうことがわかる。なお、GAM による平滑項の理論値は合計が0 になるように基準化されている。

このような傾向を持つ理由としては、市場の性質と厚みの影響によるものと考えられる。まず、20 m<sup>2</sup>前後の単身用のマンションは投資対象として購入されることが多く、規模が大きくなるにつれて購入者と生活者が一致する確率が高くなる。投資資金の場合には、自己利用として購入されるよりも、相対的に高い価格がつく傾向がある。さらに、建設費においても、相対的に建設費が高いキッチン・トイレ等の設備の費用が単位あたり価格を高くする傾向にあり、面積が小さいほど単位当たりの建設コストが高くなる傾向にある。これらの理由のために、面積が小さいマンションにおいて単位価格が高くなる傾向にあるものと考えられる。

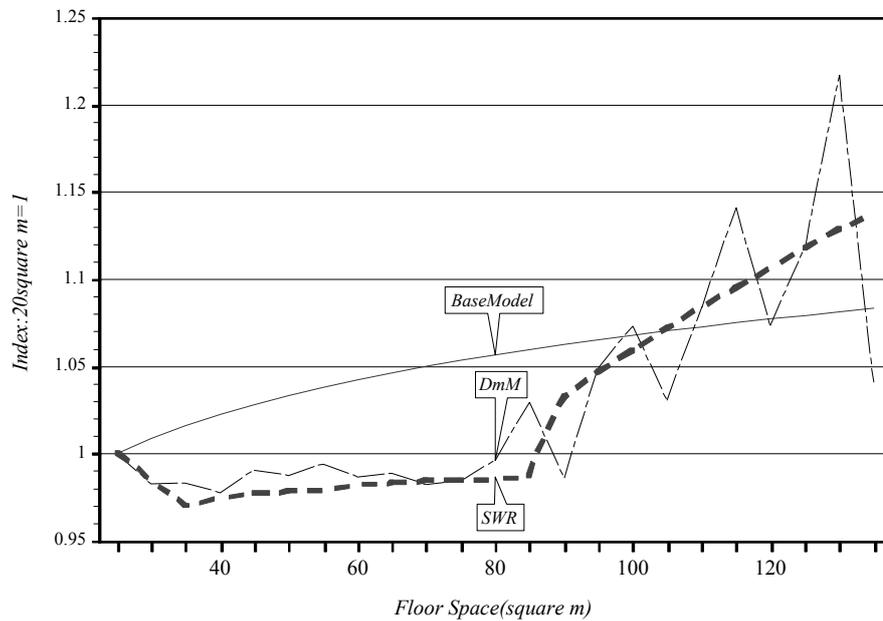


図 5-2.「専有面積」と単位価格との関係 1

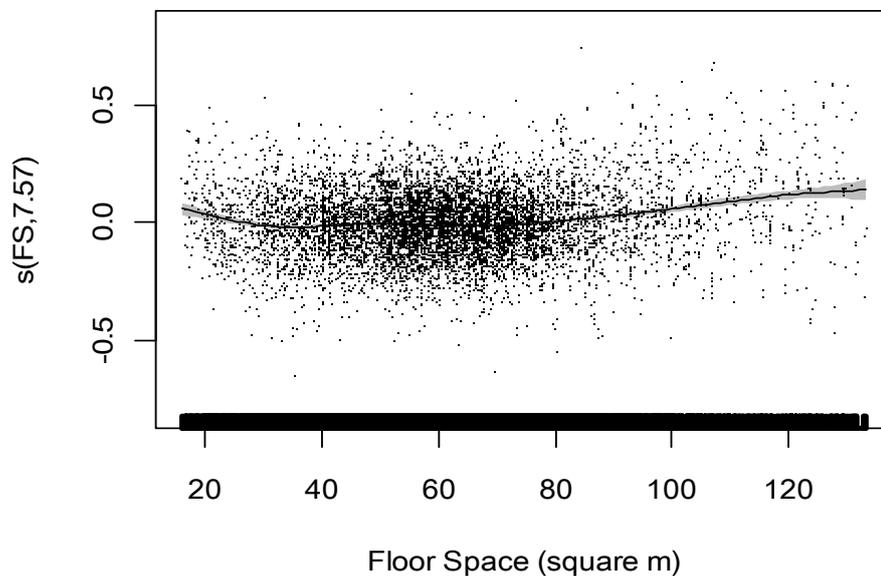


図 5-3.「専有面積」と単位価格との関係 2:GAM

このような状況に加えて、市場の厚みも大きな影響を持つことが考えられる。日本のマンション供給における住戸の規模は年々大きくなってきたが、80㎡前後で頭打ちとなっている。分析データの面積の平均は61.82㎡であり、およそ55㎡から80㎡のファミリー向けマンションでの流通量が多く、面積が大きくなるにつれて市場が薄くなっていく(thin market)。そのた

め、面積の増加に伴い 90 m<sup>2</sup>以上の専有面積を持つ住戸にプレミアが出てくるものと予想される。

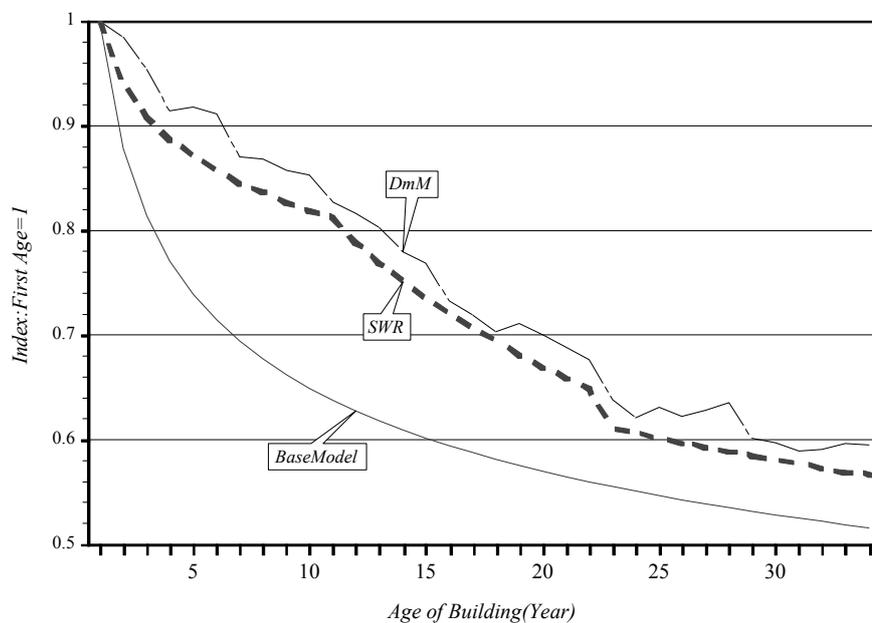


図 5-4.「建築後年数」と単位価格との関係 1

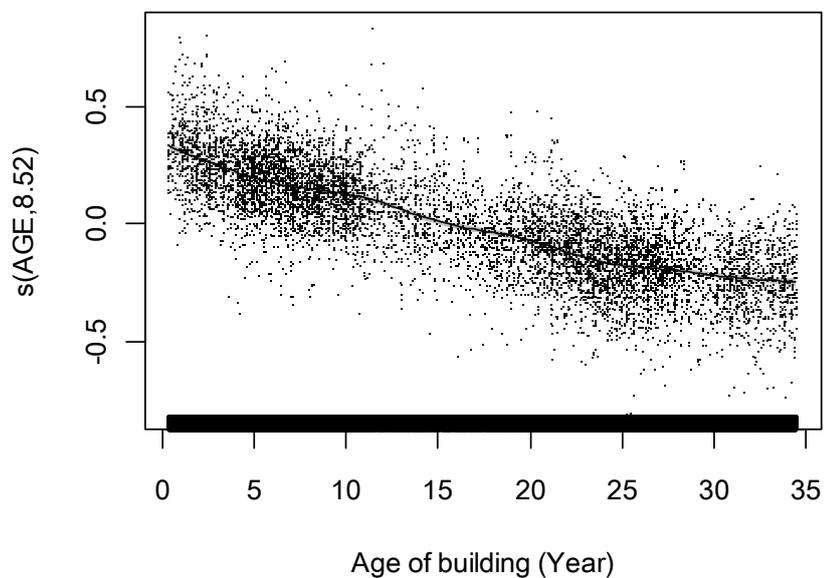


図 5-5.「建築後年数」と単位価格との関係 2:GAM

## (2)「建築後年数」と単位価格との関係

続いて、「建築後年数」との関係に着目すると、単純な線形構造として推定した基本モデルの推定値による価格低減と DmM,SWR,GAM の3つのモデルとの間で、平均値(16.51年)から離れるにつれて大きな乖離が出てくるのが分かった(図 5-4, 図 5-5)。DmM,SWR,GAM をみると、特に建築後 12 年あたりの点で価格勾配が強くなり、23 年以降でその傾きが小さくなるのがわかる。

その理由としては、まず建築後 10 年を過ぎると大規模修繕工事が余儀なくされる。さらに、その 10 年後にあたる建築後 20 年頃にも同様に大規模修繕工事が必要とされる。特に、建築後 10 年目から 20 年目にかけての減価が大きく、その後においては建物価格の価値が少なくなり、土地価格分の比重が大きくなることから減価率が小さくなっていくものと予想される。

## (3)「最寄り駅までの時間」と単位価格との関係

「最寄り駅までの時間」との関係においては、12 分を超えたところで価格勾配がわずかではあるが大きくなり、さらに 17 分を超えたところで急激に下落することがわかる。

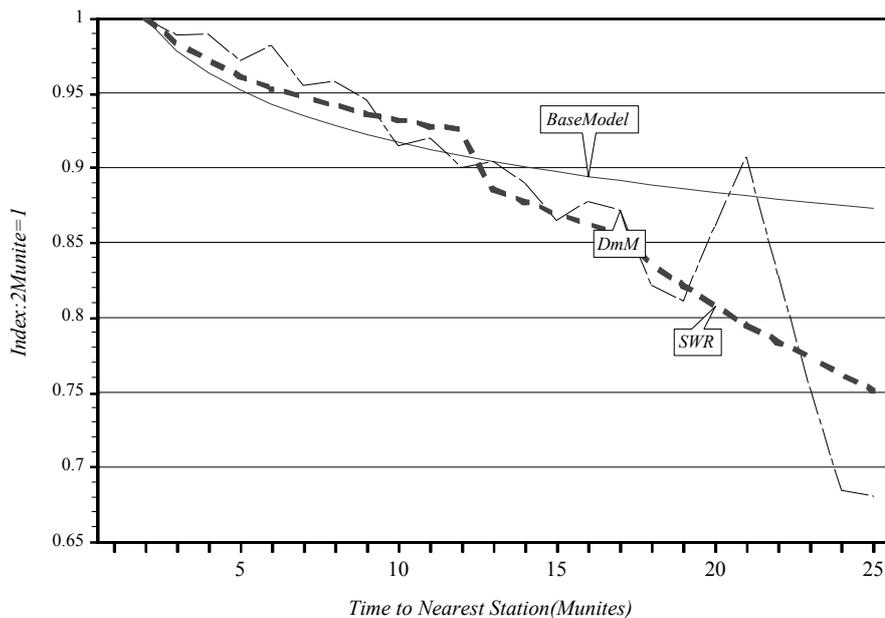


図 5-6.「最寄り駅までの時間」と単位価格との関係

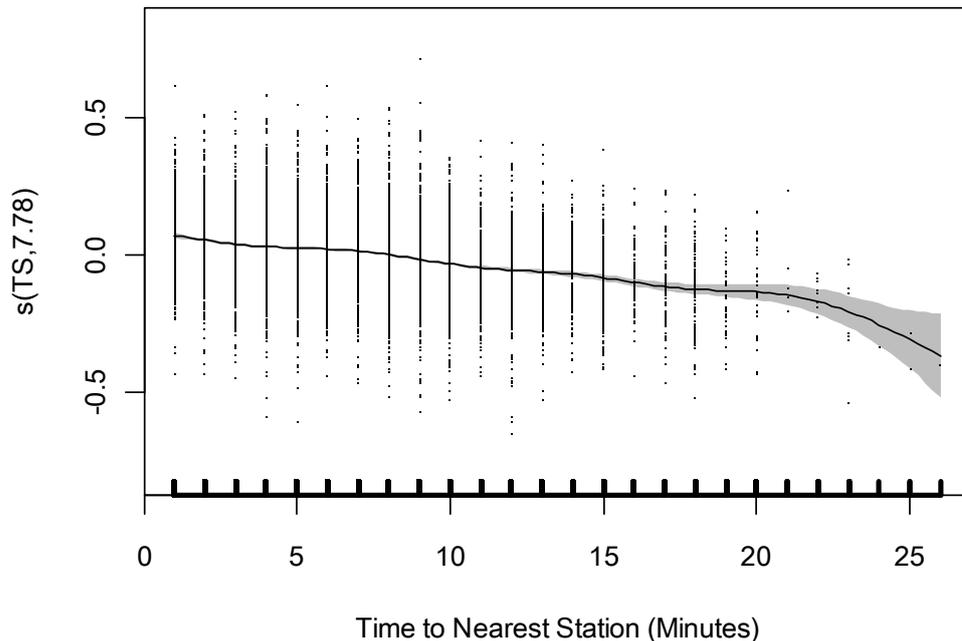


図 5-7.「最寄り駅までの時間」と単位価格との関係 2:GAM

このような傾向は、DmM,SWR,GAMともに同様の傾向を示している(図 5-6, 図 5-7)。そのため、線形モデルとして推計した場合には、最寄り駅から離れるにつれて価格差が大きくなっていくことがわかる。まず、マンションに立地する主体においては、交通利便性に対して高い選好を顕示しており、10分を超えたところで価格が下落する。ここでは徒歩時間のみを分析対象としていることから、徒歩圏としては、10分を超えた付近に限界点があることがわかる。さらに、17分を超えた付近で価格下落がさらに強くなっている。これは徒歩圏としての限界点であり、自転車、バスまたは車等の代替的な交通手段によって最寄り駅までアクセスすることになるものと考えられる。

#### (4)「都心までの時間」と単位価格との関係

「都心までの時間」との関係においては、構造変化点がひとつしかなく15分を超えたところで急激に下落することがわかる。この傾向は、DmM および SWR で同様な傾向が検出されている(図 5-8, 図 5-9)。つまり、都市中心として設定した7つの駅から10分程度の範囲内においては、価格水準はほとんど変わらないものの、15分程度を境として価格が下落していく様子が見られる。線形モデルを除いてDmM,SWR,GAMともに10分程度のところまで微増しているように推定されている。これは増加というよりも水準がほとんど変わらないため、推定誤差が大きく作用しているものであり、水準が変わらないと判断した方が良くであろう。そして、10分または15分を超えたところから下落していくという構造にある。

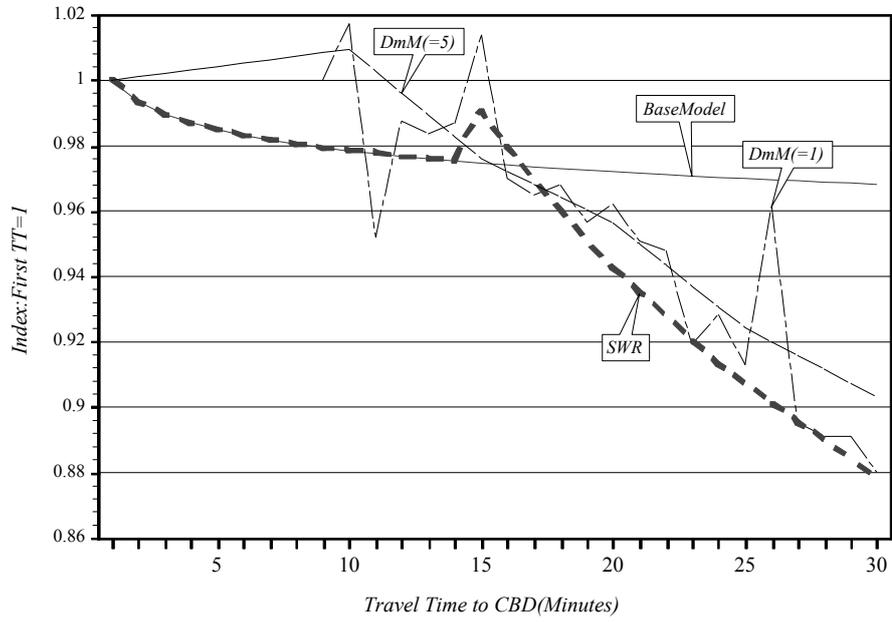


図 5-8.「都心までの時間」と単位価格との関係 1

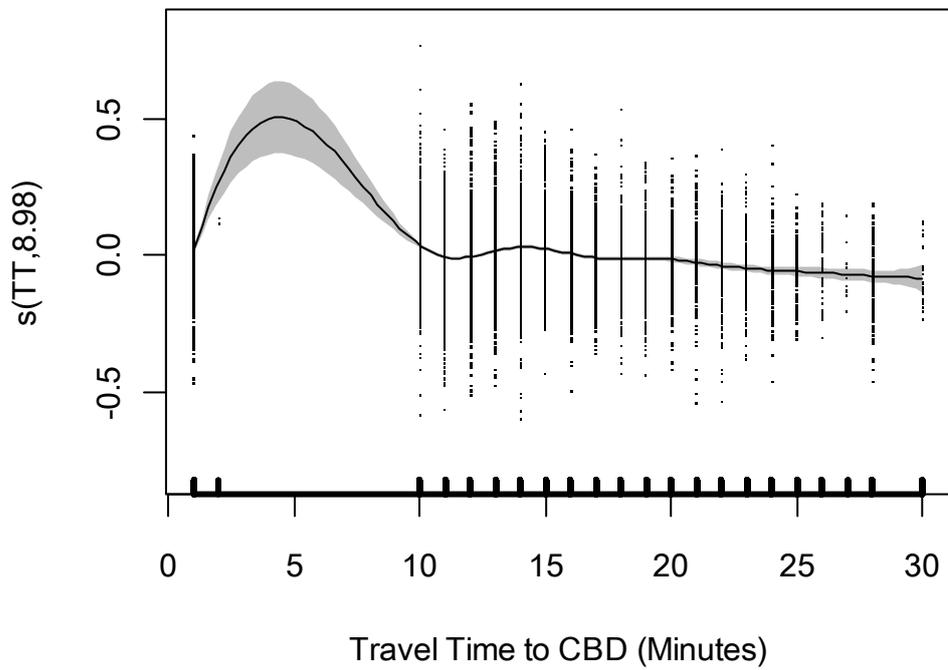


図 5-9.「都心までの時間」と単位価格との関係 2:GAM

そのため、線形モデルとして推定してしまった場合は、緩やかに下落していくように推定されるため、都心から離れるほどに大きな誤差が生じることがわかる。また、GAMにおいては、10分程度のサンプルに大きく引きずられてしまい、当初上昇し、その後、大きく下落した上で、10分を経過した頃から15分にかけて上昇し、その後下落するという形状で推定されている。GAMはデータの分布が非連続の場合に、推定誤差が発生する確率を示唆するものとする。

## 6. 第5章結論—住宅価格の非線形性—

以上の一連の分析において、以下の点が明らかになった。

本研究においては、ヘドニック・アプローチを用いて、東京都区部を対象とした中古マンション価格構造の推定を行った。

- ・中古マンション価格は、「専有面積:FS」、「建築後年数:Age」、「開口部の向き」といった建物属性、「最寄り駅までの時間:TS」、「都心までの時間:TT」といった立地属性などのマンション固有の属性や沿線のグレード差を示す「沿線ダミー」、地域間のグレード差を示す「地域ダミー」によって説明された。
- ・中古マンション価格に影響を与える主要要因となる「専有面積:FS」「建築後年数:Age」「最寄り駅までの時間:TS」「都心までの時間:TT」に着目し、ノンパラメトリックなモデル(DmM)として単位価格との関係を調べたところ、自由度調整済決定係数で0.819と説明力が改善された(基本モデルでは0.775)。推定結果をみると「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」ともに非線形構造を持つことが分かった。
- ・AICを評価指標として、Switching Regression Model(SWR)として推定したところ、「専有面積」においては40㎡と90㎡のところで、「建築後年数」においては12年および23年、「最寄り駅までの時間」においては12分と17分、「都心までの時間」は11分と15分のところで非連続点が存在することが分かった。
- ・このような結果を踏まえて、F検定によって構造変化テストを実施したところ、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」においては、先に検出された2つの点において構造変化が発生していることが確認されたが(有意水準10%)、「都心までの時間」については11分のところでは構造変化は認められず、15分のところのみ構造が変化していることが分かった。
- ・そこで、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」では構造変化点は2つとし、「都心までの時間」では構造変化点は1つとして、定数項ダミーおよびクロス項を加味した関数推計を実施したところ、DmMと同様に自由度調整済決定係数は0.817と改善された。
- ・さらに、GAMモデルにより推計を行ったところ、自由度調整済決定係数で0.819と説明力が改善され、DmM、およびSWRと同様に、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」で非線形性が確認された。また、F検定で平滑化を行わなかった場合に比べて効果があるかどうかを検定したところ、平滑化によってモデルに有意な差が生まれていることが確認された。
- ・線形モデルである基本モデルと、DmM,SWR,GAMと比較したところ、DmM,SWR,GAMといった独立なモデルではほぼ同様な非線形性を推計されることが分かった。つまり、線形モデルとして推計してしまうと、大きな推定誤差をもたらされる領域が存在していることが分かった。また、DmM,SWR,GAMともに「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」について同様な非線形構造を持つこと、自由度調整済決定係数でみた説明力も改善されているこ

とから、SWR,GAMは実用性の高い有効な推定方法であることが分かった。ただし、「都心までの時間」については、データの分布が非連続的であるためDmMとSWRは近似した形状で推定されたが、GAMは異なる形状として推定された。

以上の一連の分析結果によって、ヘドニック・アプローチによる中古マンション価格関数を推定した結果、一定の精度で関数推定ができることが分かった。しかし、東京都区部といった地域的な範囲で中古マンション価格関数を推定した場合、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」といった主要要因と単位価格との関係においては、単純な線形モデルで推定することには多くの問題があり、非線形構造を前提として推定しなければならない。

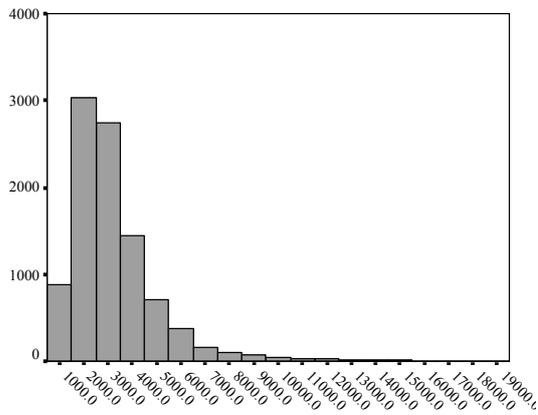
本研究は、特定時期(2005年)における東京都区部を対象として関数推定を行ったが、次の問題が残されている。

第一に、推計された各係数の時間的な変化に関する問題である。本研究で推計された単位価格と各品質との対応関係が、時間的に安定的であるとは想定しづらい。時間とともに変化していくことが予想されよう。

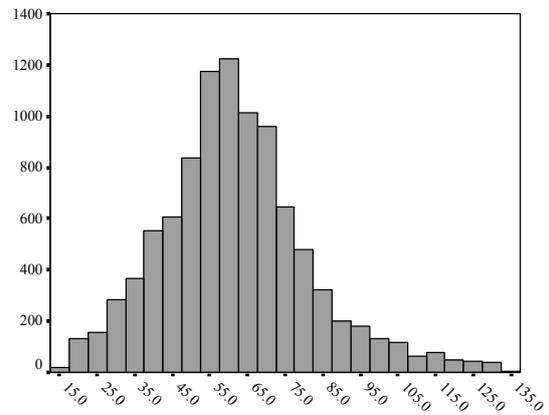
第二に、推計された各係数は、東京都区部の平均的な中古マンション市場を想定しているものであり、複数の立地主体の平均的な姿として描いたものである。しかしながら、空間的には差別化された市場であることも想定されることから、地域によって異なる回帰係数を持つことが予想されよう。これは、異なる主体が空間的に差別化されて立地する可能性が高いことを意味する。

前者の問題については、第6章にて扱う。

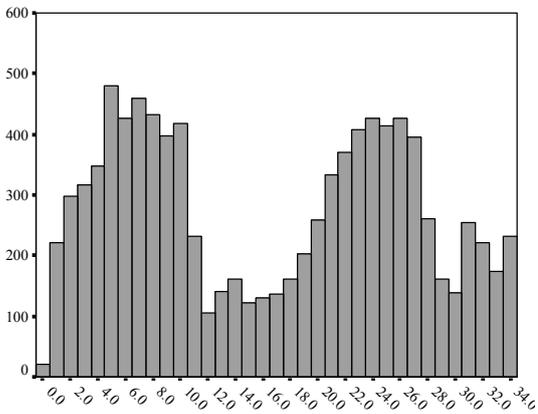
## Additional Table & Graph



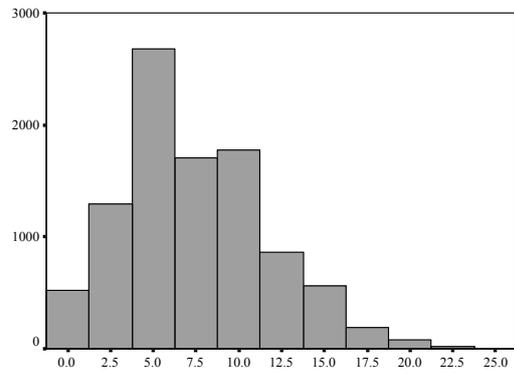
Condominium Price:10 thousand yen per unit



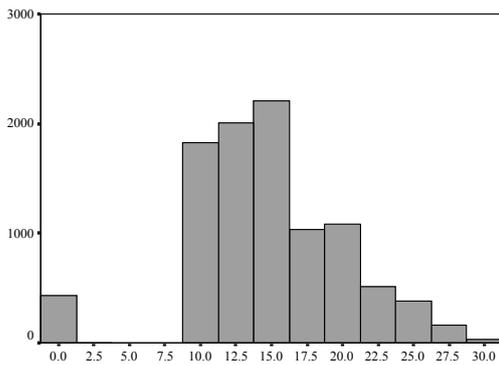
Room Area:square metre



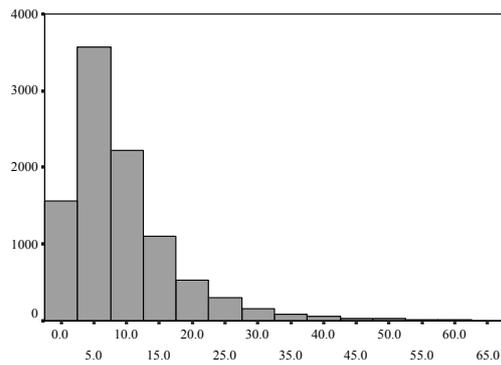
Building Age:year



Distance to Nearest Station:minute



Travel Time to Central Station:minute



Reservation Time:week

図 5-10.基本変量の統計分布

表 5-6.モデル 2 の各ダミー変数に対する推定パラメータ

Dummy	Coefficient	t-value
DMFS25	-0.068	-3.585
DMFS30	-0.085	-4.648
DMFS35	-0.085	-4.971
DMFS40	-0.091	-5.401
DMFS45	-0.080	-4.836
DMFS50	-0.080	-4.860
DMFS55	-0.075	-4.636
DMFS60	-0.080	-4.986
DMFS65	-0.080	-4.907
DMFS70	-0.086	-5.296
DMFS75	-0.082	-4.956
DMFS80	-0.071	-4.225
DMFS85	-0.037	-2.151
DMFS90	-0.082	-4.516
DMFS95	-0.020	-1.081
DMFS100	0.003	0.137
DMFS105	-0.034	-1.660
DMFS110	0.020	0.892
DMFS115	0.065	2.774
DMFS120	0.009	0.342
DMFS125	0.048	1.972
DMFS130	0.129	4.722
DMFS135	-0.035	-0.815

Dummy	Coefficient	t-value
DMAge1	-0.025	-1.594
DMAge2	-0.057	-3.675
DMAge3	-0.092	-5.780
DMAge4	-0.133	-8.796
DMAge5	-0.130	-8.650
DMAge6	-0.135	-8.985
DMAge7	-0.181	-11.975
DMAge8	-0.184	-12.267
DMAge9	-0.198	-12.902
DMAge10	-0.203	-13.019
DMAge11	-0.232	-13.118
DMAge12	-0.245	-13.013
DMAge13	-0.265	-14.988
DMAge14	-0.289	-16.057
DMAge15	-0.306	-15.993
DMAge16	-0.352	-19.457
DMAge17	-0.374	-20.940
DMAge18	-0.396	-23.178
DMAge19	-0.386	-22.805
DMAge20	-0.400	-25.434
DMAge21	-0.419	-26.930
DMAge22	-0.436	-28.625
DMAge23	-0.493	-32.415
DMAge24	-0.520	-34.049
DMAge25	-0.503	-33.157
DMAge26	-0.517	-34.156
DMAge27	-0.504	-32.136
DMAge28	-0.494	-29.177
DMAge29	-0.551	-30.275
DMAge30	-0.558	-33.642
DMAge31	-0.571	-34.933
DMAge32	-0.568	-32.623
DMAge33	-0.560	-33.281
DMAge34	-0.559	-29.733

表 5-7.モデル 2 の各ダミー変数に対する推定パラメータ(続き)

Dummy	Coefficient	t-value
DMTS2	-0.028	-3.122
DMTS3	-0.042	-5.160
DMTS4	-0.039	-4.818
DMTS5	-0.058	-7.297
DMTS6	-0.049	-6.132
DMTS7	-0.076	-9.262
DMTS8	-0.072	-8.965
DMTS9	-0.087	-10.116
DMTS10	-0.120	-14.422
DMTS11	-0.116	-11.933
DMTS12	-0.135	-14.861
DMTS13	-0.129	-12.697
DMTS14	-0.149	-12.154
DMTS15	-0.179	-16.132
DMTS16	-0.162	-10.302
DMTS17	-0.169	-10.347
DMTS18	-0.229	-14.770
DMTS19	-0.243	-10.850
DMTS20	-0.178	-6.982
DMTS21	-0.142	-2.242
DMTS22	-0.220	-4.372
DMTS23	-0.312	-6.563
DMTS24	-0.404	-2.874
DMTS25	-0.410	-4.093
DMTS26	-0.464	-3.314

Dummy	Coefficient	t-value
DMTT10	0.017	1.757
DMTT11	-0.049	-5.286
DMTT12	-0.012	-1.349
DMTT13	-0.017	-1.663
DMTT14	-0.013	-1.276
DMTT15	0.014	1.329
DMTT16	-0.030	-2.848
DMTT17	-0.036	-3.211
DMTT18	-0.033	-2.921
DMTT19	-0.044	-4.057
DMTT20	-0.039	-3.255
DMTT21	-0.050	-3.568
DMTT22	-0.053	-4.304
DMTT23	-0.084	-5.851
DMTT24	-0.075	-5.118
DMTT25	-0.091	-5.360
DMTT26	-0.039	-1.931
DMTT27	-0.111	-2.518
DMTT28	-0.115	-7.372
DMTT29	—	—
DMTT30	-0.127	-3.574

表 5-8.基本モデルと GAM の推定パラメータの比較

Method of Estimation OLS			Method of Estimation GAM	
<b>Dependent Variable</b> <i>RP</i> : Resale Price of Condominiums (in log)				
<b>Independent Variables</b>				
Property Characteristics (in log)	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
Constant	3.931	155.275	3.475	299.292
<i>FS</i> : 専有面積	0.047	8.984	-	-
<i>Age</i> : 建築後年数	-0.188	-96.379	-	-
<i>TS</i> : 最寄り駅までの時間	-0.054	-21.510	-	-
<i>TT</i> : 都心までの時間	-0.017	-5.237	-	-
<i>BS</i> : バルコニー面積	0.012	4.471	0.008	3.198
<i>NU</i> : 総戸数	0.020	10.190	0.032	17.477
<i>RT</i> : 市場滞留時間	-0.006	-3.331	-0.007	-4.536
Property Characteristics (dummy variables)	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>FF</i> : 一階ダミー	-0.034	-6.198	-0.043	-8.412
<i>HF</i> : 最上階ダミー	0.054	5.365	0.054	5.892
<i>FD</i> : 鉄筋鉄骨ダミー	-0.012	-3.226	-0.016	-4.733
<i>SD</i> : 南向きダミー	0.003	0.965	0.008	2.525
<b>Ward (city) Dummy</b> <i>RD<sub>i</sub></i> ( <i>i</i> =0,..., <i>I</i> )	Yes		Yes	
<b>Railway/Subway Line Dummy</b> <i>LD<sub>j</sub></i> ( <i>j</i> =0,..., <i>J</i> )	Yes		Yes	
Time Dummy	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>TD<sub>i</sub></i> ( <i>i</i> =0,..., <i>I</i> )				
DM2005Q2	0.002	0.351	-0.001	-0.358
DM2005Q3	0.014	3.271	0.014	3.584
DM2005Q4	0.022	5.037	0.022	5.394
<b>Adjusted R square=</b>	0.775		0.810	
<b>Number of Observations=</b>	9,682		9,682	



## 第6章.住宅価格構造の時間的変化と価格指数<sup>1</sup>

### -構造変化問題への対応を中心として-

---

<sup>1</sup> )本章は、 Shimizu, C., H.Takatsuji, H.Ono and K.G.Nishimura, (2007), “Change in house price structure with time and housing price index”, *RIPESS (Reitaku Institute of Political Economics and Social Studies) Working Paper*, No.25 を加筆・修正したものである。



## 第6章.住宅価格構造の時間的変化と価格指数

### 1.本研究の目的

住宅は、規格や設備は住宅ごとに大なり小なり異なっており、同質のものを見出すことができない。仮に規格や設備が同じであっても「建築後年数」が異なれば質の劣化の程度が異なり同質のものではなくなる。つまり、「同質の財が存在しない特殊性」を持つ。このような問題に加えて、住宅（特にマンション）では、技術進歩が比較的早く時間の経過とともに「品質」が変化する。このような特性は、第4章および第5章の結果からも明らかのように、米国等と比較して、日本の住宅市場においては特に顕著である。

こうした「同質の財が存在しない特殊性」や「品質の変化」がもたらす問題に対処しつつ住宅価格指数を作成する方法として、ヘドニック価格法とリピートセールス法がある。本研究では、ヘドニック価格法を用いて、中古マンション市場を対象として価格指数の推定を行う。

リピートセールス法とヘドニック価格法を比較した場合、それぞれについて次のような推計上での問題が指摘されている。

リピートセールス法では、i)リピートセールスされている住宅は、市場で取引されている住宅全体のなかで性質が異なる(いわゆる「*lemmon*」)というサンプルセレクションバイアス問題(Clapp and Giaccotto(1992)), ii) リピートセールス法が取引期間中に属性とそのパラメータに変化はないとする仮定によって生じる質的変化・構造変化に対する対応問題(Case and Shiller(1987),(1989), Clapp and Giaccotto(1992),(1998),(1999), Goodman and Thibodeau(1998), Case, *et al* (1991), といった2つの問題が指摘されている。

一方、ヘドニック価格法による住宅価格指数の推計上の最も大きな問題としては、iii)関数の推定において、必要な全ての変数を集めることが困難であることや環境変数といった観測不可能な要因の存在によって住宅価格指数にバイアスが生じるという問題(たとえば、Case and Quigley(1991),Clapp(2003))とともに、iv)長期間を対象とした住宅市場を分析対象とすることから、住宅の価格構造の変化に対応しなければならないとする構造変化問題(Case, *et al*(1991), Clapp, Giaccotto and Tirtiroglu(1991), Clapp and Giaccotto (1992) (1998)) ,といった2つの問題が指摘されている。ただし、それぞれが持つ推計上の問題がある一方で、分析期間が長くなるとヘドニック価格指数とリピートセールス法による価格指数の違いが小さくなることが示されている(Clapp and Giaccotto(1998)(1999))。

リピートセールス法におけるi)の問題については、ヘドニック価格法でも、すべての取引データが収集され推定されているわけではないので、相対的には弱い強度ではあるが、サンプルセレクションバイアス問題は存在している。ii), iv)の問題は、長期間を対象とした住宅価格指数を推計する場合には、リピートセールス法・ヘドニック法それぞれにおいて等しく抱える問題となる(構造変化への対応問題)。

iii)の問題が残ることとなるが、リピートセールス法では、このような観測不可能な環境変数の制御に関する問題を回避することができる((Case and Quigley (1991) ,Case and Shiller(1987)(1989),Thibodeau,(1997)). 加えて、ヘドニック価格法よりも、リピートセールス法は計算手続きが単純であるために計算負荷が少ない。そのため、一見、リピートセールス法の方が実用的であるように考えられている(Bourassa,Hoesli and Sun (2006)).

しかし、わが国においては、住宅市場の流動性が米国等と比較してきわめて低いこともあり(thin market), さらには、かつては国土利用計画法により転売を強く抑制してきたという制度制約

があるために、日本特有のリピートセールスサンプルのサンプルセレクションバイアス問題が発生していることが考えられる。わが国でリピートセールス法を適用しようとした場合には、このようなサンプルセレクションバイアスの問題はきわめて大きな問題として出現するだけでなく、そもそものデータが少ないために、高い更新頻度で推計できなかつたり、地域に限定した指数の推定が困難であつたりと、実用的ではない(原野ら(2007a,b))。

そのため、わが国では、上記のヘドニック価格法が持つ問題を解決しつつ、より精度の高いヘドニック型の住宅価格指数の推計を行うことの意義はきわめて大きい。そこで、本研究では、ヘドニック価格法が抱える最も大きな問題である市場構造の変化に関する問題に着目する。iii)の問題は、本研究では検討の対象としない(Clapp (2003)では座標データを加味することで、観測されない変数への対応をしている)。

このような問題については、市場構造の変化がないとする仮定の下で推定される「構造制約型モデル」と、「各期ごとに構造は変化する」という仮定の下で推定される「構造非制約型モデル」の推定(Case, *et al* (1991), Clapp, *et al* (1991)) を出発点とする。

以下、第2節において、構造制約型モデルにて推定される「構造制約型価格指数(*RHI*)」と構造非制約型モデルにより推計される「構造非制約型価格指数(*NRHI*)」の構造をリピートセールス指数とあわせて整理する。リピートセールス法と比較することで、ヘドニック価格法の持つ推計上の特性を浮き彫りにすることを目的とする。そして、ヘドニック価格法を用いた構造変化に対処した新しい住宅価格指数(重複期間型価格指数: *Overlapping Period Hedonic Model: OPHM*)の提案を行う。第3節においては、データについての説明を行い、第4節で東京都区部中古マンション市場を対象として *RHI*・*NRHI* ならびに *OPHM* の推計を行うとともに、推計された住宅価格指数の評価を行う。

得られた結果を見ると、市場構造の変化に対応した構造非制約型ヘドニック・モデルでは、季語とに推定された回帰係数または仮想点を想定したインデックスともに大きく変動してしまう結果となった。回帰係数や推定されたインデックスの変動幅については、アプリアリに情報を持ちえているものではないが、経験的な形成された実際の市場変動の範囲を大きく超えるものであった。但し、推定された回帰係数は、ランダムに変動しているのではなく、いついどの方向性を持って変化していく様子が示された。その結果から、中古マンション市場は時間的に価格構造が変化しており、特に「専有面積」においては、時期に応じて符号も逆転していた。また、構造制約型ヘドニック・モデルとして推定した場合には、価格変動の大きい時期で構造非制約型モデルとして推定された指数に対してラグ構造をもつことが明らかになった。これらのことから、構造変化に対応した価格指数の推定が必要となる。また、構造非制約形も出るとして推定されたサンプル・サイズの変化を見てみると、わが国の住宅取引は、人の移動する時期が集中することから季節に応じてサンプル数が大きく異なるため、季節的なサンプルセレクションバイアスが存在していることがわかった。このようなことも影響して、構造非制約型モデルでは回帰係数と指数ともに大きな変動をもたらしていることが予想された。そこで、市場構造の変化と季節的なサンプルセレクションバイアスの問題に対応していく推定方法として、ためには、重複期間型価格指数(*Overlapping Period Hedonic Model: OPHM*)を提案した。*OPHM*は、上記の2つの問題に対応可能であり、市場構造の変化と季節変動特性に対応するためには、重複期間  $\tau$  は12ヵ月が良いことが示された。

## 2. 市場構造の変化と住宅価格指数

### 2.1. 重複期間型価格指数

品質調整済住宅価格指数の理論として、第1章3.2節において構造制約型ヘドニック価格指数と構造非制約型ヘドニック価格指数の特性をリピートセールス法との比較により整理した。住宅価格指数は、長期間にわたるデータを蓄積し推計することとなるため、時間軸上での市場構造の変化に対応していくことは重要であることは、第2章および第3章の結果からも明らかである。

先行研究で提案されてきた構造変化に対応する方法としての構造非制約型価格指数は、市場構造が逐次的に変化することを前提としていた。そうした市場の構造変化は様々な外的ショックが与えられた結果として発生するものであるが、その変化が市場に浸透するまでには現実には一定の調整期間が存在するものと考えられる。よって回帰係数もまた瞬時に変化するのではなく逐次的に変化するとみなすべきである。しかしながら一般に構造変化モデルの推定は、ブレイクポイントで観測データをいくつかの期間に分けてそれぞれの期間ごとの観測データを用いてモデルを推定する(たとえば, Shimizu and Nishimura(2006), (2007))。つまりブレイクポイントの前後で連続性を断ち切ることになる。そのため構造変化が逐次的に生ずるという仮定の下では、その方法が却って逐次的変化の過程にある回帰係数を捕捉しにくいものになっている。むしろ自然な着想として、あたかも移動平均を求めるのと同様に、一定の期間長  $\tau$  を推定期間にとり、その期間を移動させながらモデルを推定することで逐次的変化の過程にある回帰係数を推定する方法が望ましいのではないかと考えられる。これは次のように定式化できる。

いま、全体として  $1, 2, \dots, T$  期にわたるプーリングデータがあるとする。そのうちのあ  
る一部の  $\tau$  期間について、次の基本モデルを仮定する。

$$\ln P_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot X_{ikt} + \sum_{s=1}^{\tau} \delta_s \cdot D_s + \varepsilon_{it} \quad (6-1)$$

$t = 1, 2, \dots, \tau$  (全体が  $1, 2, \dots, T$  期からなるプーリングデータのうちのあ  
る一部の  $\tau$  期間を取り上げて、その  $\tau$  期間の先頭期から順に番号を付したもの)。

$i = 1, 2, \dots, n_t$  ( $t$  期のデータが  $n_t$  件あるうちの  $i$  番目を表す)。

$k = 1, 2, \dots, K$

$P_{it}$  :  $t$  期の住宅  $i$  の価格。

$\beta_k$  : 住宅属性  $k$  のパラメータ。  $\tau$  期間内では変化しないものとする。

$X_{kit}$  :  $t$  期の住宅  $i$  の属性  $k$  の属性値

$\delta_s$  :  $s$  期におけるタイムダミーのパラメータ

$D_s$  :  $s = 1$  のとき常に 1 をとる (定数項)。  $2 \leq s \leq \tau$  においては  $s = t$  のときに 1 をとり、それ以外は 0 をとるタイムダミー

$\varepsilon_{it}$  : 攪乱項

さらに、全期間  $1, 2, \dots, T$  期のうちの  $r$  期からはじまる  $\tau$  期間を  $[r, r + \tau - 1]$  のように表

すことにする。するとわれわれの推定方法は、上の基本モデルを、 $[1, \tau]$ ,  $[2, \tau+1]$ ,  $\dots$ ,  $[r, r+\tau-1]$ ,  $\dots$ ,  $[T-\tau+1, T]$  期間に対して逐次的に適用することで得られる。これにより市場構造の逐次的な変化をパラメータに反映させることができる。このモデルを重複期間型価格指数(Overlapping Period Hedonic Method, 以下, *OPHM*)と呼ぶことにする。また  $\tau$  期間のことを「重複推定期間」と呼ぶ。

*OPHM* は、ある一定の  $\tau$  期間に関する限り構造制約型モデルである。よってタイムダミーのパラメータが  $\tau$  期間における先頭期を基準としたときのそれぞれの期の価格指数を表している。このように  $\tau$  期間内に限れば価格指数は基本モデルから直接に得られる。ところが *OPHM* では、 $\tau$  期間の適用を1期ずつずらして全期間について逐次的にモデルを推定することになる。そこで残された問題は、個々の  $\tau$  期間の推定から得られた指数をどのように接続して全期間の価格指数を構成すればよいかということである。これについてわれわれの方法は以下の通りである。

全期間を通じての住宅価格指数を  $q_r$  とする。これは全期間  $1, 2, \dots, T$  期のうちの  $r$  期の価格指数を意味する。基準となる期を1期とし  $q_1 = 0$  とする。一方、全期間のうち  $r$  期からはじまる  $\tau$  期間  $[r, r+\tau-1]$  のデータに基本モデルを適用して得られたタイムダミーのパラメータを、 $r$  期を明示的に記して、 $\hat{\delta}_1^{(r)}, \hat{\delta}_2^{(r)}, \dots, \hat{\delta}_\tau^{(r)}$  のように表すことにする。

住宅価格指数  $q_r$  を得るための手続きは次のようになる。

**(セット1)**

全期間のうちの最初の  $[1, \tau]$  期間に基本モデルを適用してタイムダミーのパラメータ、

$$\hat{\delta}_1^{(1)}, \hat{\delta}_2^{(1)}, \dots, \hat{\delta}_\tau^{(1)}$$

を得る。これを用いて、 $[1, \tau]$  期間の価格指数  $q_r$  ( $r = 1, 2, \dots, \tau$ ) を、

$$\begin{aligned} q_1 &= 0 \\ q_2 &= \hat{\delta}_2^{(1)} \\ q_3 &= \hat{\delta}_3^{(1)} \\ \dots q_\tau &= \hat{\delta}_\tau^{(1)} \end{aligned} \tag{6-2}$$

と定義する。

**(セット2)**

上で  $q_\tau$  までが決まったという前提の下で次の  $q_{\tau+1}$  を求めるには、 $q_\tau$  から  $q_{\tau+1}$  への変化分と考えられる推定量を  $q_\tau$  に加える。その推定量は、次の  $[2, \tau+1]$  期間について基本モデルを推定したときのパラメータ、

$$\hat{\delta}_1^{(2)}, \hat{\delta}_2^{(2)}, \dots, \hat{\delta}_\tau^{(2)} \tag{6-3}$$

をもとに、

$$\delta_\tau^{(2)} - \delta_{\tau-1}^{(2)} \tag{6-4}$$

と考えてよいであろう。そのため、

$$q_{\tau+1} = q_\tau + (\delta_\tau^{(2)} - \delta_{\tau-1}^{(2)}) \tag{6-5}$$

と定義する.

**(セット 3)**

同様にして  $q_{\tau+r-2}$  までが決まったという前提の下で次の  $q_{\tau+r-1}$  を求めるには,  $q_{\tau+r-2}$  から  $q_{\tau+r-1}$  への変化分と考えられる推定量を  $q_{\tau+r-2}$  に加えてやればよい. よって,  $[r, \tau+r-1]$  期間について基本モデルを推定したときのパラメータ,

$$\hat{\delta}_1^{(r)}, \hat{\delta}_2^{(r)}, \dots, \hat{\delta}_\tau^{(r)} \tag{6-6}$$

をもとに,

$$q_{\tau+\tau-1} = q_{\tau+\tau-2} + (\delta_\tau^{(r)} - \delta_{\tau-1}^{(r)}) \tag{6-7}$$

と定義することにする.

以上のようにして全期間についての *OPHM* による価格指数が得られる.

なお, 基本モデル(6-1) の推定に関して一つ補足しておく. 攪乱項  $\varepsilon_{it}$  について,

$$Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_t^2 \tag{6-8}$$

と仮定したとき,

$$\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 \quad (i \neq j) \tag{6-9}$$

であることがわれわれの事前の分析で検証されている. つまり分散不均一性が認められる. よって, FGLS(feasible generalized least squares)によって基本モデル(6-1)を推定し直している. すなわち, 基本モデル(6-1)によって一旦推定したときの残差をもとに  $\hat{\sigma}_t^2$  を求め,

$$(\ln P_{it}) / \hat{\sigma}_t = \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot (X_{ikt} / \hat{\sigma}_t) + \sum_{s=1}^{\tau} \delta_s \cdot (D_s / \hat{\sigma}_t) + (\varepsilon_{it} / \hat{\sigma}_t) \tag{6-10}$$

によってパラメータを推定する.

**2.2.推計モデルの設定**

本章においては, 東京都区部の中古マンション市場を分析対象とする. ヘドニック価格モデルのうち, 構造制約型モデルの基本形は(6-11)の通りである.

$$\log RP / FS = a_0 + \sum_h a_{1h} \cdot \log X_h + \sum_i a_{2i} \cdot \log Z_i + \sum_j a_{3j} \cdot LD_j + \sum_k a_{4k} \cdot RD_k + \sum_l a_{5l} \cdot TD_l + \varepsilon \tag{6-11}$$

- $RP$  : 中古マンション価格(円)
- $X_h$  : 主要変数群
  - $X_{1=FS}$  : 専有面積(m<sup>2</sup>)
  - $X_{2=Age}$  : 建築後年数(月)
  - $X_{3=TS}$  : 最寄り駅までの時間(分)
  - $X_{4=TT}$  : 都心までの時間(分)
- $Z_i$  : その他の建物に帰属する変数群
  - $Z_{1=BS}$  : バルコニー面積(m<sup>2</sup>)
  - $Z_{2=NU}$  : 総戸数(戸数)
  - $Z_{3=SD}$  : 南向きダミー
  - $Z_{4=DIF}$  : 1Fダミー
  - $Z_{5=HF}$  : 最上階ダミー
  - $Z_{6=RT}$  : 市場滞留時間(週)
- $LD_j$  : Location(Ward) Dummy ( $j=0, \dots, J$ )
- $RD_k$  : Rail Dummy ( $k=0, \dots, K$ )
- $TD_l$  : Time Dummy ( $l=0, \dots, L$ )

説明変数である住宅属性等 ( $\tau$ ) としては、専有面積( $FS$ )、最寄り駅までの時間( $TS$ )、都心までの時間( $TT$ )、建築後年数( $Age$ )、バルコニー面積( $BS$ )、その他の建物属性( $Z_i$ )、立地特性としての地域(区)ダミー( $LD_j$ )、沿線ダミー( $RD_k$ )を取り上げた。さらに説明変数には、時間ダミー( $TD_l$ )を付け加えている。この時間ダミーの回帰係数( $a_{3l}$ )が、中古マンションの価格指数を表すことになる。このモデルを、 $t=1, \dots, T$ の通期にわたってプーリングしたデータを用いて推定したものが、構造制約型モデルである。

一方、構造非制約型モデルの基本形は(6-12)のとおりである。構造制約型モデルから時間ダミーを取り除いた形になっている。これを期( $t$ 期)ごとのデータを用いて期別に推定することになる。月単位を1期とみて全期間においてモデルを推定する。そして、推定されたモデルを用いて、同じ品質の住宅を想定した上で、その住宅の毎期の価格を推定し、住宅価格の時間的な変化を見る。

$$\log RP/FS = a_0 + \sum_h a_{1th} \cdot \log X_{th} + \sum_i a_{2ti} \cdot \log Z_{ti} + \sum_j a_{3tj} \cdot LD_{tj} + \sum_k a_{4tk} \cdot RD_{tk} + \varepsilon_t$$

$t=1, \dots, T$

(6-12)

重複期間型価格指数(OPHM)では、推定期間  $\tau$  においては、(6-11)の構造制約型モデルとなる。

### 2.3. データ

本章で用いた分析データは、第4章、第5章におけるデータを拡張して整備したものである。分析対象は東京都区部23区(621平方キロメートル)であり、分析期間は1986年1月から2006年9月までの約20年超であり、211,179件のデータを用いた。

主要変数の記述統計量は、表6-1の通りである。

まず「中古マンション価格」は、平均で 3,904 万円であり、最小値で 850 万円、最大値で 19,500 万円、標準偏差が 2,348 とかなり大きなばらつきがある。ワンルーム系の小規模な物件からいわゆる億ションまで含んでいるが、 $m^2$ 単位の単位価格ベースで見ると平均で 70 万円/ $m^2$ 程度であり、右に裾を引いた分布である。

「専有面積:FS」については、最小値が 16.00  $m^2$ 、最大値で 134.99  $m^2$ 、平均で 56.57  $m^2$ と単身世帯用から大規模マンションまで含まれている。

「建築後年数:Age」については、平均で 165 カ月(13.75 年)、最大で 413 カ月(34.42 年)となっている。日本におけるマンションの歴史は浅いことから、この指標も追時的に大きくなっていく指標であると考えられる。

「最寄り駅までの時間:TS」は、ここでは時間単位軸のデータの分布のみを観察するが、最低値が 0 分と駅前の物件が存在し、最大値で 32 分、平均で 7.60 分である。平均値でみれば立地条件がよい物件が多いものの、徒歩圏に入っていない物件も含まれていることがわかる。これは、マンションという性格から全体としては利便性を重視して建設されていることが読み取れる。

「都心までの時間:TT」については、平均で 15 分、最大で 30 分であり、利便性の高いエリアに集中している。

表 6-1. 中古マンション価格データの要約統計量

Variables	平均	標準偏差	最小値	最大値
RP: 中古マンション価格(10,000円)	3,904.66	2,348.54	850.00	19,500.00
FS: 専有面積 ( $m^2$ )	56.57	19.40	16.00	134.99
RP/FS	70.93	36.78	24.00	270.90
Age: 建築後年数(月)	165.74	91.98	5.00	413.00
TS: 最寄り駅までの時間 (分)	7.60	4.27	0.00	32.00
TT: 都心までの時間 (分)	15.32	5.30	0.00	30.00
NU: 総戸数	100.03	131.05	10.00	1149.00
RT: 市場滞留時間 (週)	11.58	10.62	1.00	64.00

1986/01-2006/09

n=211,179

### 3. 推計結果

#### 3.1. 構造制約型価格指数の推定

東京都区部を対象とした構造制約型住宅価格指数の推定結果は、以下のとおりである。

$$\log RP / FS = 4.631 + 0.0126 \cdot \log FS - 0.189 \cdot \log Age - 0.078 \cdot \log TS - 0.117 \cdot \log TT + 0.019 \cdot \log NU$$

(498.23) (10.81) (-337.38) (-99.69) (-36.21) (40.90)

$$- 0.276 \cdot BD + 0.058 \cdot (BD \times \log WT) - 0.026 \cdot FF + 0.018 \cdot HF - 0.097 \cdot FD + 0.0093 \cdot SD$$

(-13.140) (6.970) (-19.210) (8.000) (-10.150) (10.790)

$$+ \hat{\beta}_{1h} \cdot \sum_h LD_h + \hat{\beta}_{2i} \cdot \sum_i RD_i + \hat{\beta}_{3j} \cdot \sum_j TD_j$$

Adjusted R-Square: 0.837

Number of Observation: 211,178

自由度調整済決定係数で 0.837 と比較的説明力の高いモデルとして推定されている（なお、詳細は表 6-2 参照）。

1986 年から 2006 年までの期間についてプールされたデータであるために、時点ダミー ( $TD$ : Time Dummy) を強制投入することにより時点修正を行い、マンション固有の属性 (Property Characteristics) と沿線ダミー ( $RD$ : Railway/Subway Dummy) によって中古マンション価格の構造が推定された。マンション固有の属性のなかでは、「専有面積」、「バルコニー面積」、「総戸数」については正で推定され、「建築後年数」、「最寄り駅までの時間」、「都心までの時間」は負で推定されている。

まず「専有面積」については、規模の増加により単位価格は増加していくことが示された。また、「バルコニー面積」・「総戸数」も同様であり、規模に対して正で有意に推定された。これは、住戸およびマンション全体の規模に対して、消費者がより高い選好を顕示していることがわかる。

また、「建築後年数」が経過するにつれて、機能的な劣化だけではなく、近年においては設備が充実されてきているために経済的な劣化も進んでいることが予想される。「最寄り駅までの時間」が遠くなるにつれて、そして、「都心までの時間」が長くなるにつれて都市集積が進んでいる地域から離れることで利便性が劣り、価格が低下することが示された。

また、行政区により公共サービスの水準が異なり、行政市区または沿線によって、ここで推定された関数の中では考慮できない広義の住環境に格差が存在するために、各ダミー変数によってその格差が推計された。

表 6-2. 構造制約型モデル推定結果:東京都区部

Method of Estimation

OLS

Dependent Variable

RP: Resale Price of Condominiums (in log)

Independent Variables

Property Characteristics (in log)	Coefficient	t-value	Railway/Subway Line Dummy	Coefficient	t-value
<i>FS</i> : 専有面積	4.631	498.230	<i>LDk</i> ( $k=0, \dots, K$ )		
<i>Age</i> : 建築後年数	0.013	10.810	山の手	0.033	4.236
<i>TS</i> : 最寄り駅までの時間	-0.190	-337.380	銀座	0.158	11.460
<i>TT</i> : 都心までの時間	-0.078	-99.690	丸の内	0.056	5.556
<i>BS</i> : バルコニー面積	-0.040	-36.210	日比谷	0.085	9.039
<i>NU</i> : 総戸数	0.019	40.900	東西	0.040	4.727
<i>RT</i> : 市場滞留時間	0.014	32.530	千代田	0.067	7.858
<b>Property Characteristics (dummy variables)</b>	<b>Coefficient</b>	<b>t-value</b>	有楽町	0.053	3.609
<i>BD</i> : バスダミー	-0.276	-13.140	半蔵門	-0.029	-2.621
<i>TS</i> × <i>BD</i>	0.059	6.970	都営浅草	-0.265	-2.420
<i>FF</i> : 一階ダミー	-0.026	-19.210	都営新宿	-0.338	-10.244
<i>HF</i> : 最上階ダミー	0.018	8.000	京浜急行	-0.214	-15.225
<i>FD</i> : 鉄筋鉄骨ダミー	-0.010	-10.150	京浜東北	-0.265	-6.692
<i>SD</i> : 南向きダミー	0.009	10.790	東急池上	-0.089	-6.782
<b>Location (Ward) Dummy</b>	<b>Coefficient</b>	<b>t-value</b>	東急東横	0.036	1.712
<i>LDj</i> ( $j=0, \dots, J$ )			世田谷	-0.091	-5.465
千代田	0.625	110.740	小田急	-0.025	-1.649
中央	0.347	82.770	井の頭	0.076	5.800
港	0.552	154.730	京王	0.032	2.361
新宿	0.407	115.620	中央	-0.045	-1.621
文京	0.356	95.060	西武新宿	-0.053	-4.024
台東	0.047	10.080	西部池袋	0.040	2.455
江東	-0.030	-8.970	東部東上	-0.126	-10.416
品川	0.315	86.020	埼京	0.065	5.680
目黒	0.443	109.280	高崎	-0.063	-5.655
大田	0.233	62.930	東部伊勢崎	-0.073	-2.694
世田谷	0.407	115.890	常磐	-0.111	-7.410
渋谷	0.583	155.950	総武	-0.122	-5.927
中野	0.284	65.620	<b>Time Dummy</b>	<b>Coefficient</b>	<b>t-value</b>
杉並	0.248	60.990	<i>TDL</i> ( $l=0, \dots, L$ )		
豊島	0.243	61.220	yes(see Figure)		
北	0.092	17.620			
荒川	-0.064	-14.580			
板橋	0.007	1.960			
練馬	0.146	37.100			
足立	-0.171	-43.080			
葛飾	-0.144	-38.390			
江戸川	-0.080	-21.890			

Adjusted R square= 0.837  
Number of Observations= 211,179

3.2. 構造非制約型価格指数の推定

次に構造非制約型モデルを推定した。具体的には、(6-12)式の定義にあわせて、 $t$ 期(ここでは月単位)でデータを分割し、住宅価格の構造推定を実施した。また、価格指数については、説明変数に、全期間に共通する特定の住宅属性値を代入して各期中古マンションの価格を推定した。これをもとに基準時に対する価格指数を求めることで構造非制約型価格指数とした。

まず、推定された主要変数の各回帰係数とサンプル数および自由度調整済決定係数の推移を表 6-3 と図 6-1 に示す。

表 6-3. 構造非制約型モデル推定結果:東京都区部:1986.01~2006.09

Time	Constant	FS: 専有面積	Age: 建築後年数	TS: 最寄り駅までの時間	TT: 都心までの時間	NU: 総戸数	RT: 市場滞留時間	BD: バスダミー	BD × TS	Number of Observations	Adjusted R square
1986/01	4.402	0.007	-0.143	-0.100	-0.048	-0.011	-0.010	1.333	-0.495	416	0.761
1986/02	4.508	0.066	-0.144	-0.089	-0.099	-0.010	-0.021	-0.323	0.068	528	0.776
1986/03	4.464	-0.032	-0.110	-0.070	-0.046	-0.007	-0.022	-0.994	0.480	489	0.823
1986/04	4.413	0.051	-0.161	-0.106	-0.029	0.006	-0.012	1.160	-0.489	455	0.824
1986/05	4.669	0.012	-0.155	-0.096	-0.095	-0.002	-0.034	0.722	-0.268	605	0.727
1986/06	4.343	0.057	-0.133	-0.132	-0.025	0.014	-0.020	-0.912	0.268	446	0.751
1986/07	3.930	0.083	-0.120	-0.116	-0.054	0.002	-0.046	-0.470	0.168	430	0.785
1986/08	4.401	0.034	-0.128	-0.113	-0.009	0.021	-0.058	0.078	-0.095	564	0.791
1986/09	4.526	0.069	-0.146	-0.146	-0.018	0.008	-0.020	-0.308	0.084	394	0.838
1986/10	4.250	0.043	-0.114	-0.092	-0.025	0.014	-0.024	0.177	-0.122	560	0.826
1986/11	4.310	-0.001	-0.109	-0.121	0.053	0.010	-0.031	0.036	-0.080	340	0.866
1986/12	4.822	0.077	-0.154	-0.133	-0.142	-0.006	-0.032	-1.199	0.425	342	0.896
1990/01	5.831	-0.114	-0.154	-0.084	-0.067	0.022	0.005	-0.198	0.025	857	0.763
1995/01	4.820	0.090	-0.208	-0.070	-0.048	0.011	0.044	-0.203	0.064	1,109	0.641
2000/01	4.402	0.071	-0.209	-0.036	-0.035	0.021	0.005	-0.373	0.125	778	0.697
2005/01	4.548	0.035	-0.208	-0.057	-0.015	0.018	0.009	-0.752	0.294	702	0.757
2006/01	4.303	0.084	-0.191	-0.093	-0.011	0.023	-0.002	-0.576	0.188	650	0.809
2006/02	4.484	0.115	-0.201	-0.106	-0.040	-0.002	-0.010	-0.382	0.125	768	0.766
2006/03	4.584	0.056	-0.201	-0.087	-0.024	0.025	-0.007	-0.670	0.207	1,015	0.785
2006/04	4.441	0.067	-0.182	-0.091	-0.024	0.012	-0.011	-0.242	0.051	826	0.775
2006/05	4.583	0.060	-0.186	-0.080	-0.036	0.015	-0.014	-0.224	0.049	966	0.774
2006/06	4.807	0.033	-0.208	-0.072	-0.022	0.000	-0.018	-0.248	0.039	776	0.775
2006/07	4.530	0.063	-0.187	-0.092	0.001	0.007	-0.006	-0.039	-0.043	819	0.770
2006/08	4.742	0.024	-0.198	-0.079	-0.015	0.011	-0.011	0.324	-0.135	901	0.784
2006/09	4.566	0.020	-0.198	-0.072	0.012	0.018	-0.005	0.089	-0.070	900	0.766

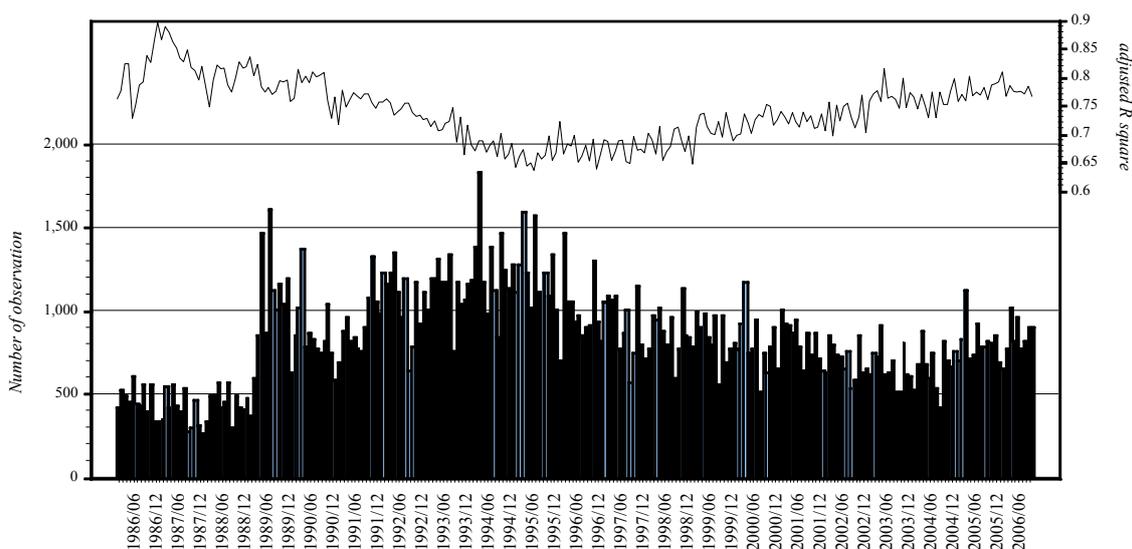


図 6-1 構造非制約型モデルの推定精度一月次:1986/01~2006/09

決定係数は、1986年から1995年にかけて低下していき、1996年から上昇している。但し、全体として平均で0.75程度を維持しており、総じて良好な結果が得られている。

サンプル数は、1986年から1989年にかけては月単位で500件程度の数であったが、その後大きく増加し、全体平均では844となっている。しかし、月により3倍以上の差があることがわかる。1年のなかでは、日本における年度末で人の動きが大きい2月から3月に取引が集中し、7月から8月にかけては取引が大きく減少するという季節性を持つことがわかる。

しかしながら、サンプル数と決定係数との間に目立った相関は見られない。

続いて、推定されたモデルの回帰係数に着目した。表6-4には、回帰係数の250期分についての記述統計量を示した。また、回帰係数の時間的な変化を図6-2～図6-5に示した。いずれの回帰係数も、期ごとにあるいは数期ごとに乱高下する様子が見られる。しかし、その動きは、時間的経過の中でただらかに変化するという状況ではないものの、一定の傾向がある。また、すべての変数ともに構造制約型価格指数で推定された回帰係数を中心として、その上下を変動していることがわかる。

表6-4をもとに変動係数（標準偏差／平均値）を計算してみると、専有面積＝2.428、建築後年数＝-0.179、最寄り駅までの時間＝-0.232、都心までの時間＝-0.779、となる。つまり、「専有面積」においては、符号の転換(+-)もあわせて大きな変化をしており、続いて、「都心までの時間」、「最寄り駅までの時間」、「建築後年数」と続く。

表 6-4 主要な回帰係数の統計量(構造非制約型モデル)

主要変数	RHI:1986.01 - 2006.09	NRHI :Summary statistics of estimated parameter			
		Average	Standard deviation	Skewness	Kurtosis
FS: 専有面積	0.013	0.033	0.081	-0.758	-0.627
Age: 建築後年数	-0.190	-0.185	0.033	0.474	0.110
TS: 最寄り駅までの時間	-0.078	-0.082	0.019	-0.640	0.799
TT: 都心までの時間	-0.040	-0.041	0.032	-0.320	0.136
Adjusted-R Square	0.837	0.741	0.054	0.190	-0.379
Number of Samples	211,179	844.720	282.977	0.369	0.123

1986.01 - 2006.09:Monthly ,Number of Mode=250

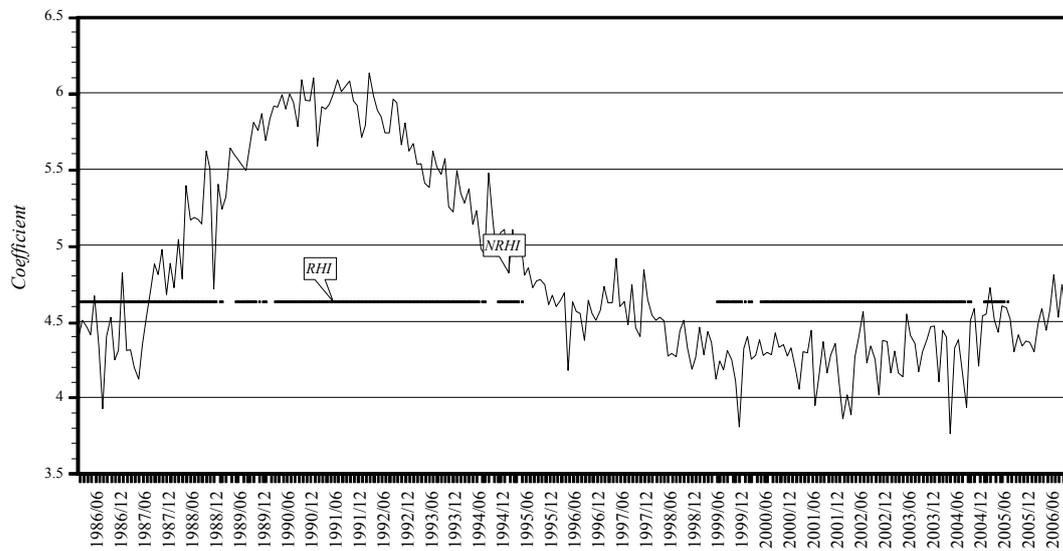


図 6-2 NRHI 回帰係数の時間的変化—定数項  $cnst$ : 1986/01~2006/09

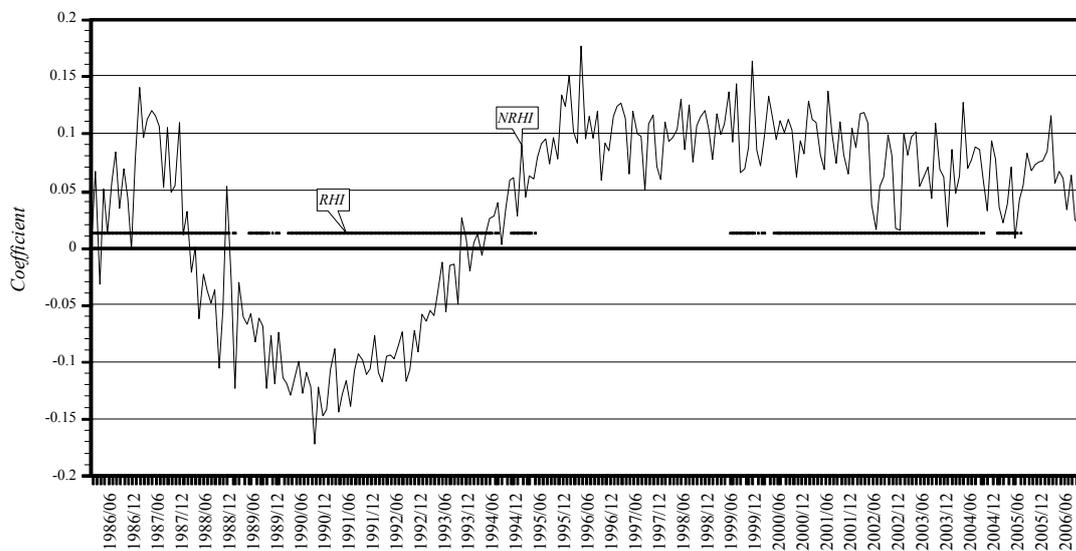


図 6-3 NRHI 回帰係数の時間的変化—専有面積  $FS$ : 1986/01~2006/09

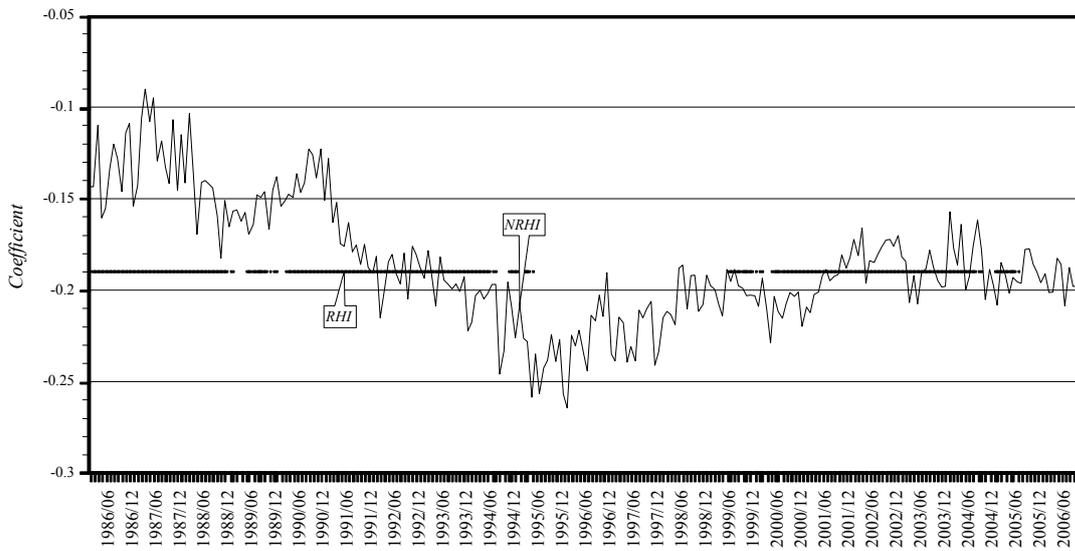


図 6-4 NRHI 回帰係数の時間的変化—建築後年数 Age: 1986/01~2006/09

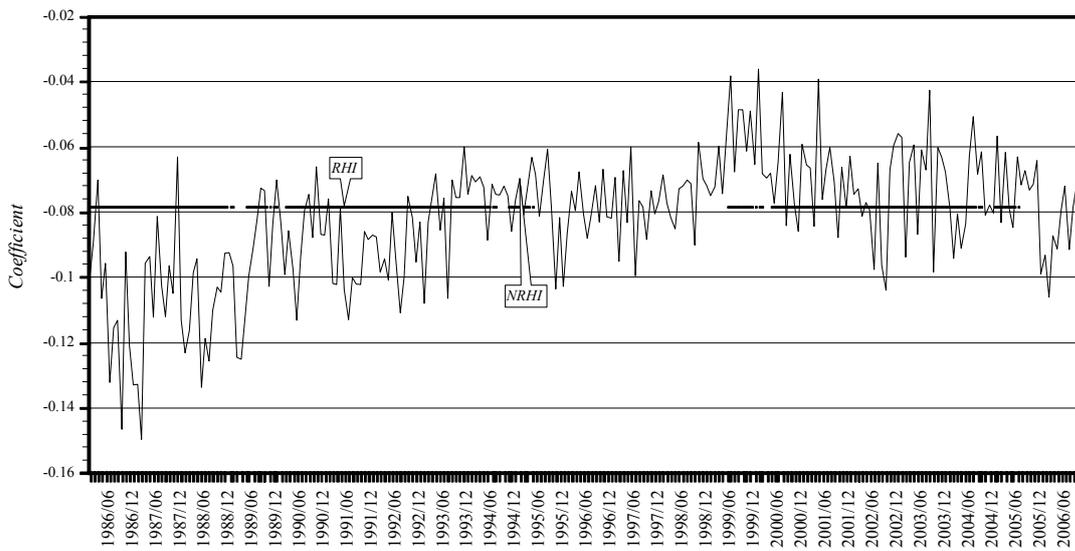


図 6-5 NRHI 回帰係数の時間的変化—最寄り駅までの時間 TS: 1986/01~2006/09

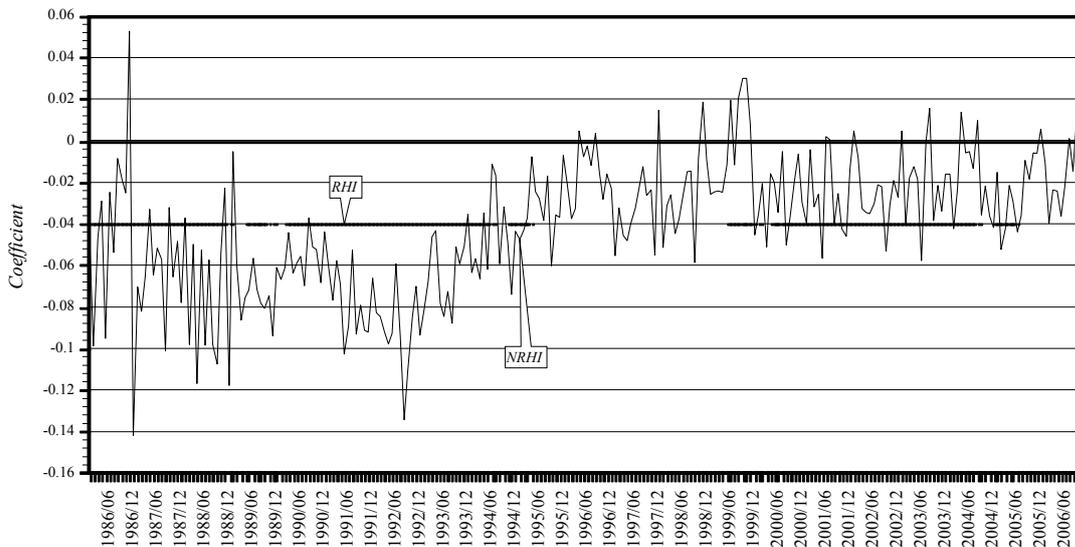


図 6-6 NRHI 回帰係数の時間的変化—都心までの時間 TT: 1986/01~2006/09

このように、回帰係数が変化する背景には、構造変化が起こっていることが予想される。たとえば、専有面積であれば、基本モデルにおいては正として推定されているが、1987年から1995年末にかけては負として推定されている。この期間とその他の期間では明らかに構造が違うことがわかる。

一方、このような長期にわたる変化の幅を超えるような大きな変化が、短期の間に出現している点も見受けられる。例えば、図 6-5、図 6-6 の「最寄り駅までの時間」および「都心までの時間」の回帰係数の変化を見ると、全期間を通じて右上がりの変化の傾向がつかめる。「建築後年数」においては、1990年代半ばにかけて右下がりでも推移していき、その後、右上がりの傾向があることがわかる。しかし一方で、そうした全期間にわたる変化の幅（始期と終期における回帰係数の値の差）を超えて、短期のうちに大きな乱高下が出現している。この短期の変化をそのまま構造変化とみなすことはできないものとする。

以上のことから、時間的経過の中で回帰係数が変化するのは、一部には構造変化が要因としてあると考えられる。さらに一方で、期ごとの観測データ群がもつなんらかの偏りが作用しているのではないかとということが予想される。

### 3.3. 重複期間型価格指数の推定

#### (1). モデルの推定と価格構造の変化

続いて重複期間型価格指数を 2.2 節で整理した手順に基づき推計を行う。重複期間型においては、構造非制約型モデルの推定において明らかになった短期の構造の変動を吸収するために、一定の期間のデータをプールして推定する。このような推定法を用いることで、短期の変動を吸収できることが期待される。しかし、重複期間型モデルの推定にあたり、重複期間 ( $\tau$ ) の設定が問題となる。

構造非制約型価格指数の推計において、住宅市場の厚み(具体的には取引件数)には季節変動特性があり、全体を通して年度末にあたる2~3月期には取引件数が多く、その後、7~8月には取引件数が減少していくという傾向があることが分かった。このような市場の季節変動特性を吸収しようとする1年を超えて推定期間を設定した方が良い。一方、その期間が長くなると、パラメータが安定することが期待されるが、市場構造の変動を敏感に捉えることが困難となる。ここでは、このような仮説を前提として、重複期間を12ヵ月から36ヵ月に移動していったときに、価格指数または主要変数の価格形成構造となる回帰係数に対してどのような影響が発生するのかを検証する。

まず、重複期間を12ヵ月にしたときの推定結果を表6-5および図6-7に示す。

決定係数は、構造非制約型モデルと同様に、1986年から1995年にかけて低下していき、1996年後半から上昇していくという構造となっている。また、全体として平均で0.75程度は維持しており、これも構造非制約型と同じく良好な結果が得られている。

続いて、推定されたモデルの回帰係数に着目した。

表6-6には、回帰係数の238期分についての記述統計量を示した。また、回帰係数の時間的な変化を図6-8~図6-12に示した。

時間的経過の中で主要な回帰係数の変化をみると、構造非制約型モデルのときの乱高下が消えてなだらかな変化となり、傾向が捉えやすくなっている。「最寄り駅までの時間」と「都心までの時間」の回帰係数は、近年にかけて絶対値が次第に小さくなる傾向にある。つまり距離に対する弾力性が小さくなってきている。「建築後年数」については、いくらか周期的な変化がうかがえる。「専有面積」については、1989年から1995年にかけて負となっていたが、その後は正で推定されている。1996年以降は0.1付近で安定的な傾向を示していたが、徐々に弾性値が小さくなってきていることがわかる。概括すれば、消費者の選好は立地よりも「専有面積」や「建築後年数」に重きをおくようになってきていることがわかる。

また、 $\tau = 12$ ヵ月についての回帰係数の変動係数に着目してみると(表6-6)、「専有面積」=2.424(非制約型は2.428)、「建築後年数」=-0.163(非制約型は-0.179)、「最寄り駅までの時間」=-0.178(非制約型は-0.232)、「都心までの時間」=-0.554(非制約型は-0.779)となり、総じて非制約型より小さくなっている。しかし、「専有面積」、「建築後年数」においては、その変化は非制約型と比べてそれほど大きくない。それは、サンプルの偏りによる時間的な変化による影響ではなく、構造が大きく変化することで回帰係数が変化したことがわかる。「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」は、非制約型の変動係数と比較すると大きく低下している。これは、時間単位でのサンプルの偏りにより、回帰係数の時間的な変動が大きくなっていったものと推測される。

続いて、図6-8~図6-12において、重複期間 $\tau$ を12ヵ月から36ヵ月に変化させていったときの回帰係数の変化をあわせて観察した。非制約型モデルの推定結果と比較して、各変数の回帰係数の時間的な変化を観ると、重複期間 $\tau$ が長くなるほどに、回帰係数の変化に時間ラグが存在していることがわかる。その傾向はすべての変数において共通に発生している。このようなラグの存在は、価格指数に対しても影響を与えることが予想される。

表 6-5 重複期間型モデル推定結果( $\tau=12$ ):東京都区部:1986.01~2006.09

Time	Constant	FS: 専有面積	Age: 建築後年数	TS: 最寄り駅までの時間	TT: 都心までの時間	NU: 総戸数	RT: 市場滞留時間	BD: バスダミー	BD × TS	Number of Observations	Adjusted R square
1986/12	4.232	0.041	-0.129	-0.108	-0.046	0.002	-0.028	-0.156	0.035	5,497	0.785
1987/01	4.176	0.055	-0.129	-0.112	-0.047	0.003	-0.028	-0.106	0.010	5,425	0.796
1987/02	4.133	0.058	-0.126	-0.117	-0.043	0.007	-0.025	-0.075	-0.009	5,446	0.812
1987/03	4.067	0.068	-0.126	-0.120	-0.045	0.008	-0.022	-0.023	-0.034	5,383	0.824
1987/04	4.038	0.075	-0.123	-0.122	-0.050	0.011	-0.021	-0.088	-0.006	5,492	0.835
1987/05	3.994	0.085	-0.120	-0.124	-0.048	0.014	-0.019	-0.133	-0.005	5,316	0.849
1987/06	4.015	0.089	-0.122	-0.119	-0.050	0.013	-0.021	-0.095	-0.019	5,268	0.854
1987/07	4.053	0.087	-0.121	-0.118	-0.050	0.013	-0.021	-0.053	-0.037	5,372	0.856
1987/08	4.104	0.089	-0.120	-0.115	-0.057	0.012	-0.018	-0.049	-0.041	5,083	0.859
1987/09	4.139	0.091	-0.120	-0.111	-0.059	0.012	-0.020	-0.084	-0.031	4,986	0.857
1987/10	4.183	0.091	-0.119	-0.111	-0.059	0.012	-0.020	-0.162	0.002	4,888	0.852
1987/11	4.293	0.093	-0.123	-0.108	-0.066	0.010	-0.016	-0.231	0.024	4,863	0.846
1987/12	4.315	0.092	-0.121	-0.109	-0.066	0.012	-0.009	-0.257	0.033	4,792	0.839
1990/01	5.522	-0.083	-0.154	-0.092	-0.074	0.020	0.007	-0.275	0.049	12,360	0.788
1995/01	5.191	0.030	-0.209	-0.074	-0.047	0.019	0.030	-0.360	0.105	14,903	0.681
2000/01	4.244	0.105	-0.201	-0.059	-0.008	0.021	0.008	-0.307	0.084	10,033	0.710
2005/01	4.327	0.069	-0.185	-0.076	-0.020	0.023	0.000	-0.172	0.027	8,131	0.755
2006/01	4.454	0.057	-0.189	-0.075	-0.026	0.018	-0.006	-0.404	0.117	9,684	0.776
2006/02	4.443	0.062	-0.191	-0.076	-0.025	0.017	-0.006	-0.461	0.141	9,622	0.777
2006/03	4.450	0.063	-0.191	-0.079	-0.024	0.017	-0.006	-0.544	0.172	9,506	0.780
2006/04	4.439	0.064	-0.190	-0.080	-0.023	0.017	-0.007	-0.486	0.149	9,617	0.778
2006/05	4.438	0.069	-0.189	-0.080	-0.024	0.016	-0.007	-0.486	0.148	9,844	0.777
2006/06	4.446	0.069	-0.189	-0.082	-0.022	0.014	-0.008	-0.444	0.130	9,699	0.778
2006/07	4.449	0.070	-0.189	-0.083	-0.018	0.014	-0.008	-0.409	0.118	9,726	0.777
2006/08	4.485	0.064	-0.190	-0.084	-0.018	0.014	-0.007	-0.347	0.098	9,837	0.778
2006/09	4.494	0.060	-0.192	-0.083	-0.015	0.015	-0.008	-0.249	0.061	9,920	0.778

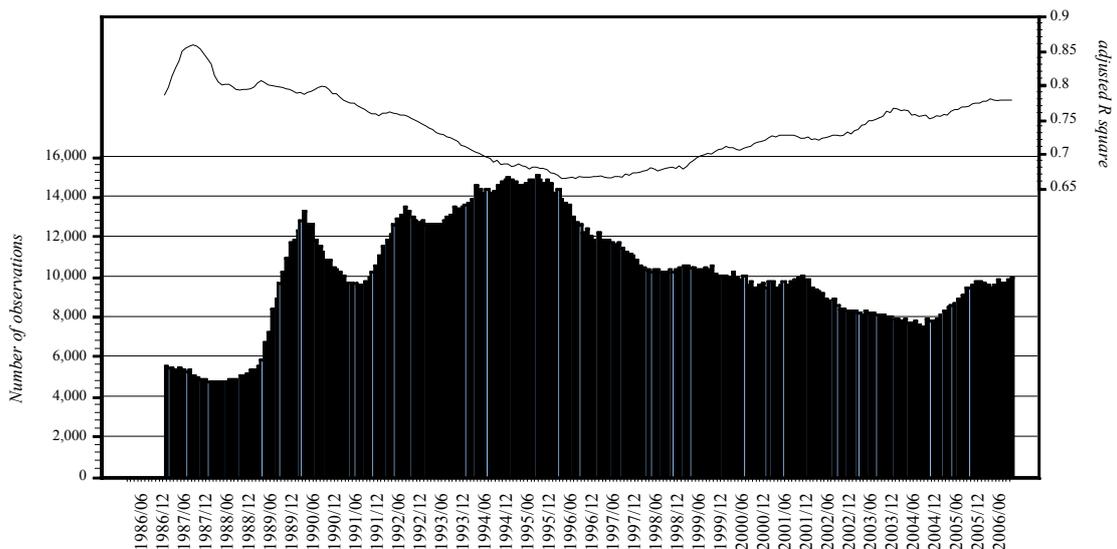


図 6-7 重複期間型価格指数の推定精度一月次:1986/01~2006/09

表 6-6 主要な回帰係数の統計量(重複期間  $\tau=12$  カ月)

主要変数	RHI:1986.01 - 2006.09	OPHM:Summary statistics of estimated parameter			
		Average	Standard deviation	Skewness	Kurtosis
FS: 専有面積	0.013	0.033	0.079	-0.880	-0.770
Age: 建築後年数	-0.190	-0.185	0.030	0.545	-0.392
TS: 最寄り駅までの時間	-0.078	-0.082	0.015	-0.984	0.214
TT: 都心までの時間	-0.040	-0.042	0.023	-0.518	-1.084
Adjusted-R Square	0.837	0.738	0.049	0.237	-0.745
Number of Samples	211,179	10,178.252	2,709.339	-0.198	-0.467

1986.12 - 2006.09:Monthly ,Number of Mode=238

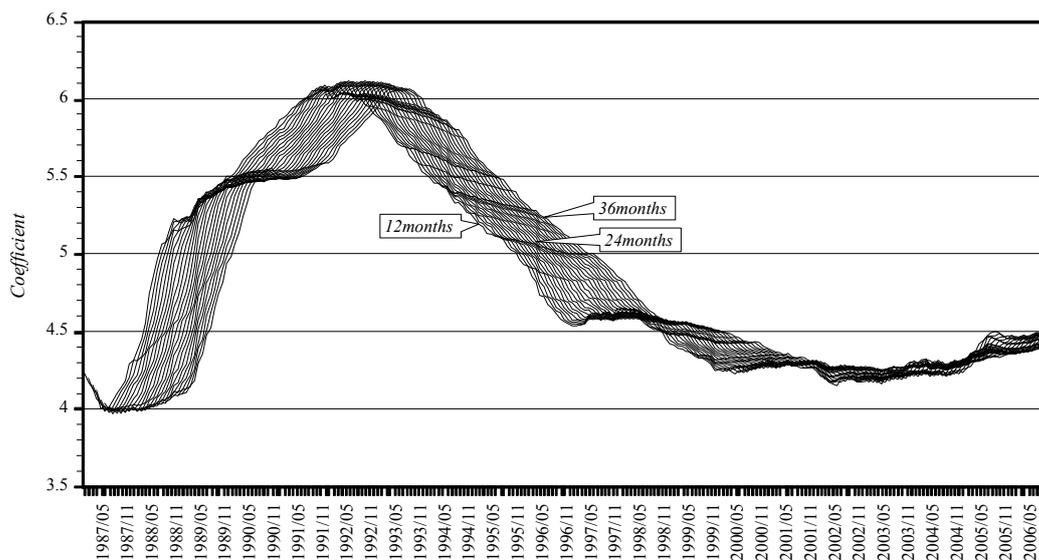


図 6-8 OPHM 回帰係数の時間的变化—定数項 cnst: 1986/01~2006/09

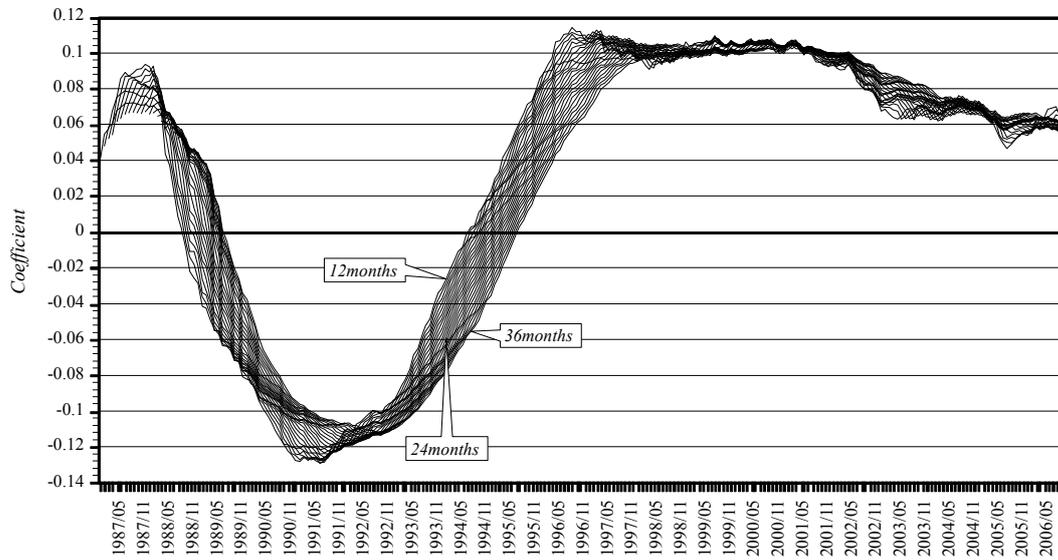


図 6-9 OPHM 回帰係数の時間的変化—専有面積 FS:1986/01~2006/09

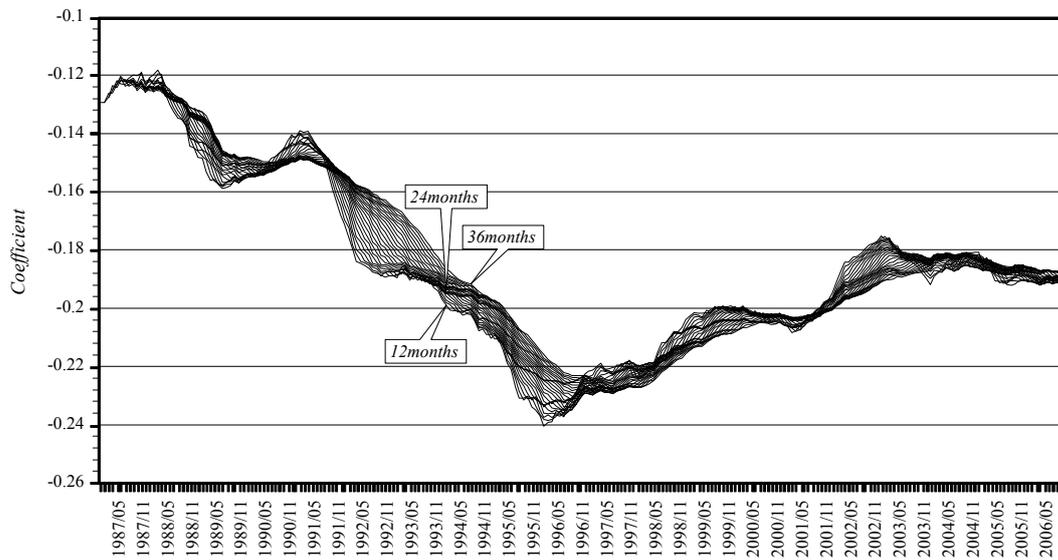


図 6-10 OPHM 回帰係数の時間的変化—建築後年数 Age: 1986/01~2006/09

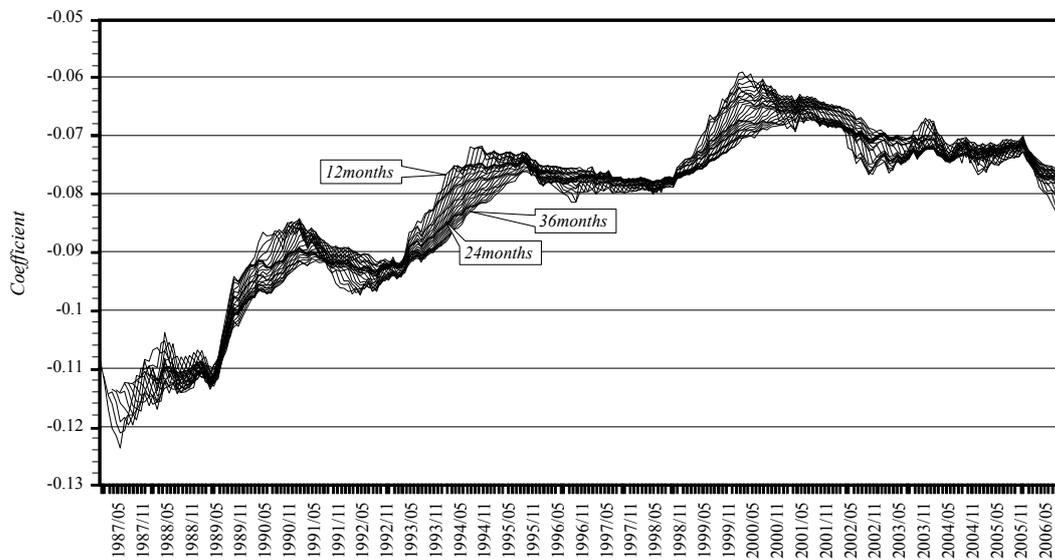


図 6-11 OPHM 回帰係数の時間的変化—最寄り駅までの時間 TS: 1986/01~2006/09

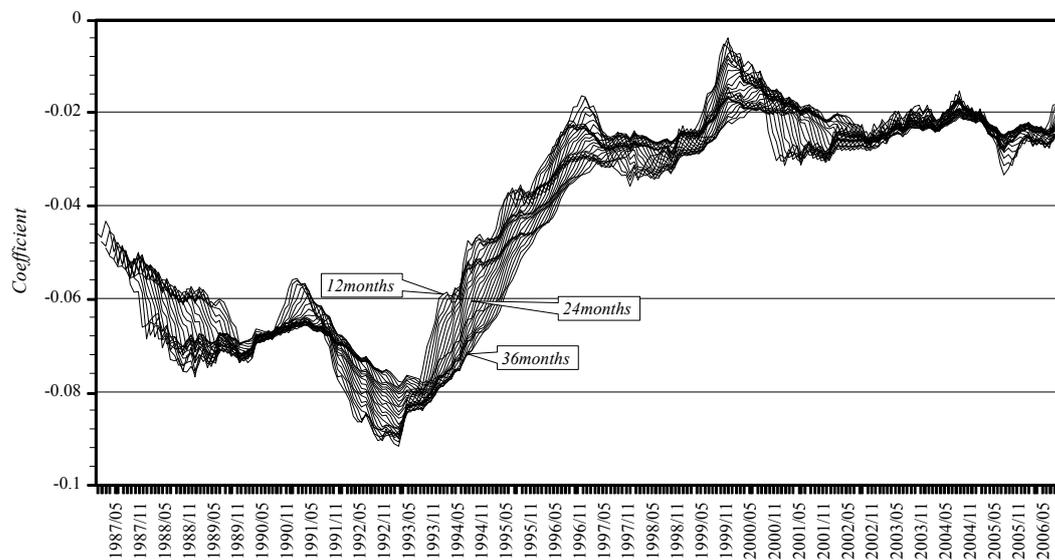


図 6-12 OPHM 回帰係数の時間的変化—都心までの時間 TT: 1986/01~2006/09

## (2). 重複期間別指数の評価

重複期間( $\tau$ )を設定したのは、月次で区切るとその時点の観測データに固有の偏りがあったとき、それが回帰係数に反映して構造変化と識別しがたい影響をもたらすため、それを回避することを目的としていた。その偏りの背景は现阶段では明確ではないが、月別のサンプル数を見てみ

ると、市場に物件が出回る際の季節変動特性の存在は確認された。そのため、その季節変動特性を回避しようとする、最低でも 12 ヶ月は必要である。つまり、人々の移動の多い時期とそうでない時期の偏りへの対応である。しかし、重複期間( $\tau$ )を長くすると、市場の変化に対してラグを持つことも確認された。

そこで、重複期間( $\tau$ )を 12 ヶ月から 36 ヶ月と変化させていったときの価格指数の様子を見たものが 図 6-13 である。

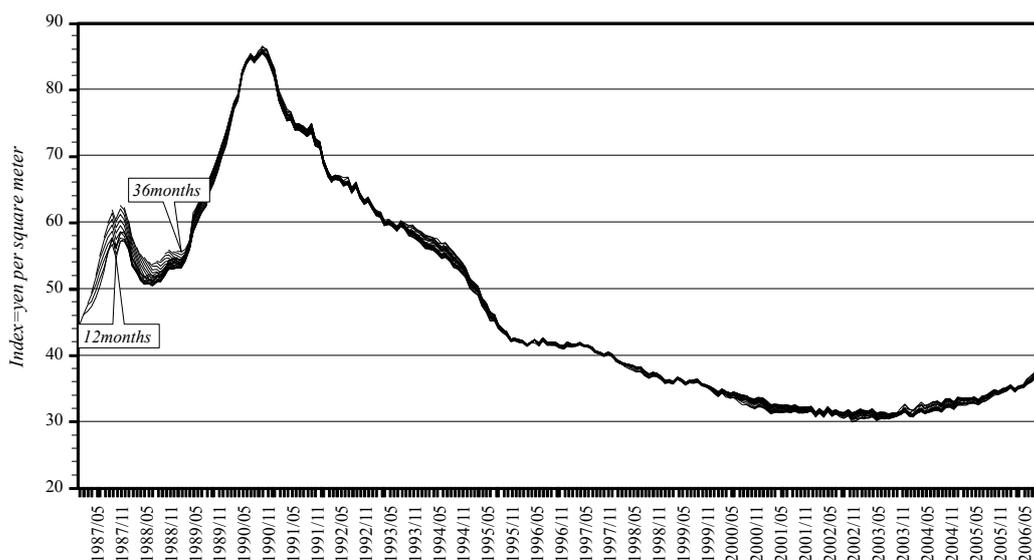


図 6-13 Index の時間的变化:1986/01~2006/09

回帰係数のラグが、価格指数に対しても影響を与えていることがわかる。ここで定数項の変化とあわせてみると、定数項においては(図 6-8)、 接続期間が長くなるにつれて価格上昇にラグが発生していることがわかる。一方、価格指数においては(図 6-13)、接続期間が長くなるにつれて早く価格上昇が発生している。つまり、接続期間が長くなるにつれて、回帰係数の影響を除去した価格変動に遅れが発生するものの、将来の価格上昇の影響を先取りしてしまい、価格指数においては、実際の価格上昇時点よりも早い時期から、価格指数が上昇してしまうことがわかる。特に、急激な価格の上昇局面であった 1986 年以降のいわゆるバブル期での影響が顕著である。

このようなことから、価格指数の推定においては、重複期間( $\tau$ )は短い方が良いということが示される。そうすると取引件数の変化に伴うサンプルの季節変動特性を排除するためには 12 ヶ月以上の期間を重複させることが必要となることから、最適な重複期間( $\tau$ )は 12 ヶ月であることがわかる。

### 3.4. 構造制約型価格指数・構造非制約型価格指数と重複期間型価格指数の比較

前節での分析においては、重複期間型価格指数では重複期間  $\tau$  が長くなるにつれて、回帰係数の変化に時間的なラグが発生させ、その時間的なラグが価格指数に対してもバイアスを生じさ

せることが分かった。そのため、重複期間  $\tau$  は、より短い方が市場の変化を適切に捕捉できる。その一方で、サンプル数には季節的なバイアスが発生するため、1年を超えて  $\tau$  を設定することが必要であることも理解された。そうすると、 $\tau=12$ カ月の指数が最も市場動向を正確に捕捉できることが示された。ここで、構造制約型価格指数、構造非制約型価格指数、そして重複期間型価格指数( $\tau=12$ カ月)を比較した(図 6-14)。

構造制約型価格指数・構造非制約型価格指数・重複期間型価格指数( $\tau=12$ カ月)を比較すると(図 6-14)、構造非制約型価格指数は「指数の変動が大きい」という点が注目される。この変動の大きさは、現実の価格の動きについてのわれわれの実感から乖離しているように思われる。なぜなら、この指数でみて大きく上昇・下落している期について、現実特定の品質の住宅についての価格が大きく上昇・下落したという経験はない。特に、住宅は市場の流動性が低いいため、瞬時に価格が変化することは想定しがたい。

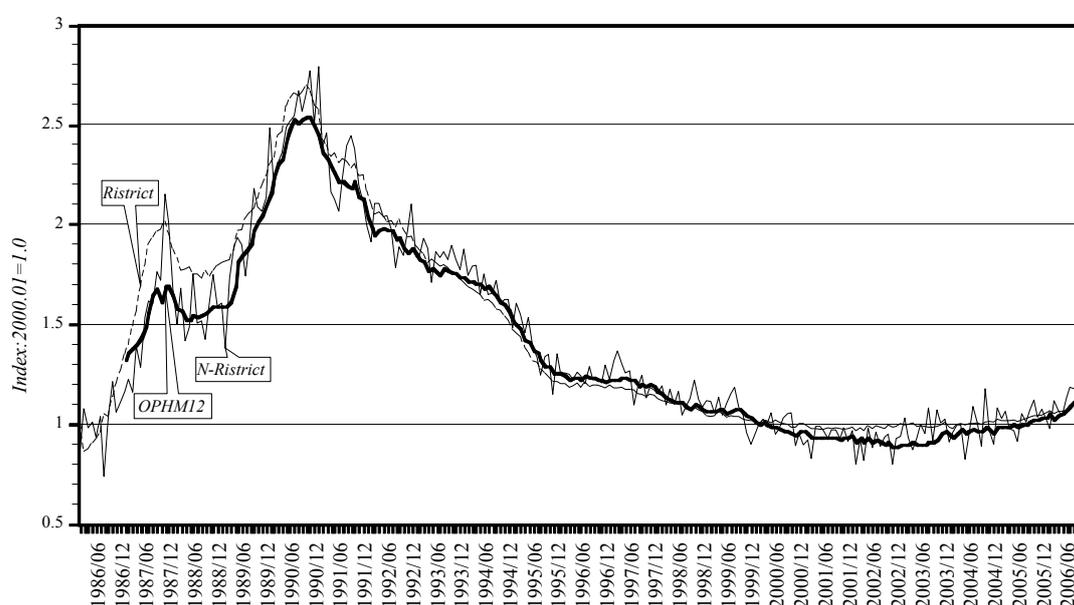


図 6-14 構造制約型(RHI)・構造非制約型(NRHI)・重複期間型(OPHM)指数の比較  
:1986/01~2006/10

「指数の変動の大小」は、「指数の優劣」を評価する視点としてアприオリに持っているものではない。しかし、このような過剰とも思える変動を正当化することはできないものとする。特に、回帰係数が大きく変化した様子が確認されたが、市場参加者がランダムに自分の選好を大きく変化させることは想定しづらく、データの偏りによって回帰係数が大きく変化し、その結果、価格指数も変動していると推測される。

構造制約型価格指数と重複期間型価格指数を比較してみると、1986年から1990年にかけて大きな乖離があることが示されている。そこに構造非制約型価格指数を加えて比較してみると、構造非制約型価格指数が、重複期間型価格指数を中心としてランダムに変化していることがわかる。構造非制約型価格指数は、市場の変化を最も敏感に捉えることができる一方で、サンプルのバイアスが大きいために大きく変動してしまうという特性を持っていた。このようなことを考えると、構造制約型価格指数よりも、重複期間型価格指数の方が適切に市場構造の変化を捉

えることができおり、より精度の高い指数であると予想できる。

以上の分析の結果、構造制約型価格指数・構造非制約型価格指数と重複期間型価格指数( $\tau=12$  ヶ月)の3つの価格指数を比較した結果としては、1986年から1990年にかけての価格水準・価格構造が大きく変化している中では制約型モデルでは市場を正確に捕捉できないことから、構造非制約型価格指数では、取引の季節変動特性やその他の偏りにより大きく変動してしまうことから、重複期間型価格指数( $\tau=12$  ヶ月)がよいことが分かった。

#### 4.第6章結論—住宅価格構造の時間的変化と価格指数—

以上の一連の分析においては、住宅価格構造の時間的な変化に着目し、構造の変化とサンプルの季節的な偏りが価格指数の対してどのような影響をもたらすのかを検証した。分析の結果、以下のことが明らかになった。

- ・ まず、市場構造の変化に対応した構造非制約型モデル(NRHI)では、回帰係数が期ごとにあるいは数期ごとに乱高下することが分かった。そして、その動きは、短い期間では乱高下するものの、長期的には一定の傾向を持つことが観察された。また、乱高下の理由としては、住宅市場に構造変化が発生しているだけでなく、期毎に取引されたサンプルに偏りが発生していることが予想された。具体的には、住宅市場には季節変動特性があり、時期によって取引が活発化したり縮小したりしていることが考えられる。その変化が回帰係数に対して影響を持つものと考えられた。
- ・ 市場構造の変化とあわせて、季節変動特性を中心とした期毎に取引されたサンプルに存在する偏りを解消するために、OPHMを提案した。ここでは、取引の季節変動にともなう取引件数およびサンプルの偏りを解消するために、12 ヶ月から 36 ヶ月を単位として重複期間を設定して推定した。時間的経過の中で主要な回帰係数の変化をみると、構造非制約型モデルのときの乱高下が消えてなだらかな変化となり、傾向が捉えやすくなった。
- ・ OPHMにより、回帰係数の時間的な変化を見ると、「最寄り駅までの時間:TS」と「都心までの時間:TT」の回帰係数は、近年にかけて絶対値が次第に小さくなる傾向にあり、距離に対する弾力性が小さくなっていることが分かった。また、「建築後年数:Age」については、いくらか周期的な変化があり、「専有面積:FS」については、1989年から1995年にかけて負となっていたが、その後は正で推定されていることが示された。このような推定結果から、消費者の選好は、近年においては、立地よりも「専有面積:FS」や「建築後年数:Age」に重きをおくようになってきていることが分かった。
- ・ 重複期間( $\tau$ )を12 ヶ月から 36 ヶ月を比較したときに、回帰係数に時間的なラグが存在していることが分かった。そして、その回帰係数のラグが急激な価格の上昇局面であった1986年以降のいわゆるバブル期で、価格指数に対しても大きなラグをもたらしていることが分かった。このようなことから、重複期間( $\tau$ )は短い方がよいことが示された。また、季節変動に伴う取引件数の偏りを解決する目的とあわせて考慮すると、重複期間( $\tau$ )は12 ヶ月が良いことが分かった。
- ・ RHI・NRHI・OPHM( $\tau=12$  ヶ月)を比較すると、構造非制約型価格指数は指数の変動が大きく、その変動の大きさは、現実の価格の変動と大きく乖離していることが示された。
- ・ RHIとOPHMとの比較では、1986年から1990年にかけて大きな乖離があることが示された。そこに、NRHIを加えて比較してみると、NRHIが、OPHMを中心としてランダムに変化

していることが分かった。このような3つの価格指数を比較した結果としては、1986年から1990年にかけては、価格構造も大きく変化しており、その価格構造の変化に対して *RHI* では対応できないために、*NRHI* および *OPHM*( $\tau=12$  ヲ月)と大きく乖離したことが予想された。

以上の一連の分析から、市場の構造変化に対応していくためには、日本の中古マンション市場においては、*OPHM*( $\tau=12$  ヲ月)で推計することの優位性が示された。



## 第7章.不動産市場の価格形成要因と非効率性<sup>1</sup>

—本論文の結論と今後の課題—

---

<sup>1</sup> )本章は、本論文各章の結論とともに清水千弘(2006)「住宅金融市場と住宅価格」住宅金融月報, No.652, および清水千弘(2007)「住宅関連情報の整備と消費者保護」季刊住宅金融, Vol2 を加筆・修正したものである。



## 第7章 不動産市場の価格形成要因と非効率性情報不完全性—本論文の結論と今後の課題—

### 1. 地価の形成要因と地価情報の歪み

わが国の不動産市場は、しばしば不透明であるといわれるが、それはどうしてであろうか、不動産価格はどのように決定され、そして、バブル前からバブル期を通して、どのように変化してきたのか。本研究は、「不動産市場の情報不完全性と価格形成要因に関する研究」として、このような素朴の問題に答えることに挑戦した。

東京都区部の土地市場を対象とした第2章・第3章の分析を通じて、以下のことが明らかになった。

先のバブル期において、実際の取引価格ベースでどのような価格変動があったのかといったことは今まで自明ではなかった。第2章においては、取引価格を用いたヘドニック関数を推定することで、この問題を明らかにすることからはじめた。東京都区部都心区(千代田・中央・港)の商業地指数および東京都世田谷区の住宅地指数ともに、1986年から1987年にかけてピークを一旦迎え、その後、下落に転じるものの1990年に二度目のピークを迎えていたことが明らかになった。その上昇率を観察すると、商業地価格においては、1975年第一四半期を1とすると、バブルが発生する前となる1982年末までに2.31倍まで上昇していた。その後、バブル経済期において、最も高い水準になっていた時期は1987年の第二四半期であり、16.68倍までに達していた。バブル経済に突入する直前となる1982年末と比較しても、約五年間の間に7.27倍と、きわめて早い速度で上昇したことが分かった。さらに、バブル崩壊を経て、1999年の第二四半期においては、1975年第一四半期を1とすると1.90の水準にあり、バブルに突入する直前の1982年末の水準(2.31)を下回ると共に、バブルのピーク時の約九分の一まで下落していた。

住宅地価格では、1975年第一四半期を1とすると、バブルが発生する前となる1982年末までに2.34倍まで上昇していた。その後、バブル経済期において、最も高い水準になっていた時期は1987年の第四四半期であり、商業地のピークから半年程度遅れ、その水準は、10.37倍であった。バブル経済に突入する直前となる1982年末と比較すると、4.47倍に上昇しており、住宅地における上昇速度は、商業地よりも低かったことが分かった。バブル崩壊を経て、1999年の第二四半期においては、バブルのピーク時の約三分の一まで下落した。

続いて、バブル前・バブル期・バブル後の3つの期間で、不動産市場の構造が変化したことを想定し、AICを選択指標として、構造変化を加味したモデルとして改善を行った。また、沿線ダミーとのCross-Term Effectから、次の点が明らかになった。

沿線を単位とした地域特性に着目すると、商業地モデル・住宅地モデルともに、地域により価格構造が異なることが理解された。このような影響は、供給者の付け値や消費者の選好が異なるといったことも考えられるが、各変数の統計分布の違いによる影響も出ているものと考えられる。近年、市場を分割した上で、ヘドニック関数を推定することの優位性が示される研究が報告されているが(Goodman and Thibodeau(2003))、われわれの分析においても、地域による構造格差が明確に推定されており、ヘドニック関数を推定する上では、地域特性を十分に考慮した上で推定していくことの必要性が示唆された。

続いて、時間軸上での構造格差に着目した。

バブル前・バブル期・バブル後で商業地・住宅地ともに価格構造が変化していることが推定された。時間が異なるデータを用いてヘドニック関数を推定するためには、時間的な価格構造の

変化を加味したモデルとして推定することが必要であることが示唆された。そのためには、構造変化点を探索する Switching Regression Model(SRM)を提案した。

構造変化の認められる構造変化点を AIC により探索したところ、商業地モデルで 1983 年 1 月と 1995 年 12 月であり、住宅地モデルでは 1985 年 10 月と 1991 年 12 月であった。この時期は、地価が高騰し、そして収束した時期と一致しており、その後の F テストの結果からも明らかのように、分割された 3 つの期間(ここでは、バブル前・バブル期・バブル後と解釈した)で、市場構造が変化していたことが明らかになった。

さらに、この推定結果から、次のことが明らかになった。

商業地モデルでは、バブル期からバブル後にかけての大規模開発の影響を受けて、開発規模に対して影響を与える地積や前面道路幅員が価格に対して正の影響として強く効いていたことが分かった。

住宅地モデルでは、地積に対する交差項(CrosTerm Effect)を加味すると、バブル前・バブル期・バブル後で(-)→(+)->(-)へと符号が変化していた。このことは、ヘドニック関数の推定上で、きわめて重要な問題となりうる。このことから、価格構造の変化を考慮したヘドニック関数の推定の重要性が明確になる。

以上、四半世紀にわたる日本の商業地市場・住宅地市場の価格変化と価格構造の変化を、ヘドニック関数を推定することで明らかにした。とくに、推定されたヘドニック関数により、不動産市場は、地域性が強く作用し、かつ、時間軸上で変化していることが、統計モデルで明確になった。

続いて、第 3 章における「取引地価情報と鑑定地価情報の統計的性質-東京都区部を対象として-」では、第 2 章で推定された取引事例インデックスを出発点として、日本を代表する地価情報である公示地価と市街地価格指数の情報としての正確度を検証した。本章の分析を通じて、以下の点が明らかにされた。

わが国における不動産価格情報は、多くは公的調査を中心とした鑑定情報が中心であり、鑑定情報には正確度といった意味で大きな問題を持っていることが指摘されてきた。鑑定評価情報の正確度は、取引事例比較法が採用されている地域では、取引事例の豊富さや情報としての正確度に鑑定評価の正確度が依存する。そのため、市場の転換期には「情報量不足による評価誤差が増大」する可能性があること、「取引が存在しない地域で評価誤差が増大」する可能性があること、「評価時点が調査時点より先にあることから将来を予測することに伴う誤差が存在」する可能性があることが指摘されていた。さらに、公示地価については、調査員である不動産鑑定士の中立性といった問題も指摘されていた。

このような指摘に対して、取引事例インデックスと公示地価インデックスを比較したところ、特に商業地系列では「バブル経済」発生期において公示地価インデックスが取引事例インデックスにラグをもって上昇していく過程が確認され、上記で指摘した仮説が統計的に検証された。

具体的には、市街地価格指数(6大都市)との比較においては、ピーク時が異なる点、対前期変動率でも上昇局面が異なるなど、高度に加工されているためにスムージング化され、動向を把握するための指標としては公示地価指標以上に利用しにくいことが明らかになった。

さらに公示地価に絞り、推定された各関数を用いて評価率として鑑定誤差(Valuation Error)の程度(Magnitude)を検証したところ、都心 3 区商業地の評価率は、1975 年当時 8 割程度(80.84%)であったものが、1981 年にかけて 5 割弱(46.40%)まで低下し、その後、1982 年および 1983 年

にかけて急速に評価率を引き上げており7割弱の水準(69.55%)に引き戻した。バブル崩壊期には1993年に、一気に評価率が100%の水準を越え(104.24%)、1999年時点では、公示地価が取引価格より20%程度高い水準にあったことが明らかにされた。

住宅地については、1975年当時、世田谷区住宅地では9割強の水準であったものの(92.85%)、1980年にかけて6割程度の水準まで低下し、その後、商業地とほぼ同様に、1983年にかけて評価率が上昇した。バブル期においては8割弱の水準にあったが(1986年で78.44%)、バブル崩壊期には1992年に大きく評価率が高まり、1998年から1999年にかけて公示地価の評価率が高まっている(1999年で115.55%)ことが明らかにされた。

本章の一連の分析を通じて、わが国における不動産価格情報が構造的に持つ問題が明らかになった。特に、わが国の地価情報の根幹をなす公示地価等の鑑定評価情報は制度面でも運用面でも無視できない誤差を持っていることが明らかになった。

日本経済において土地・家屋それぞれの不動産に占める重要性を考えると、こうした地価情報の誤差は大きな問題である。その際、誤差を発生させている構造的な問題を解決することが求められることは当然のことであるが、短期的にはその誤差の存在を認め、バイアスの方向や誤差の程度が事後的に検証可能であり、かつ事前に予想できるようにすることが重要であることを指摘した。

土地基本法において明記され、土地政策審議会の各種答申でも指摘されるように、不動産市場情報の開示・整備は必要不可欠である。かつては不動産市場における情報の非効率性が高く、取引価格といわゆる「正常な市場価格」との乖離が存在し、鑑定評価情報の重要性が高かったといえよう。しかし、今日のような情報化社会では、鑑定情報というような間接的な情報ではなく、直接に取引価格情報が開示されることが市場の効率性を高めるために不可欠なものであり、そのための障害は除去されなければならないものとする。

## 2.不動産市場の非効率性

多くの経済分析においては、不動産市場の情報の完全性を前提として分析が行われる。しかし、不動産市場は完全ではなく、不完全であると想定した方がよい。一般に市場がその資源配分機能を十分に発揮するためには、取引対象となる財の質と取引価格についての情報が市場における取引参加者に十分にいきわたっていること、そして適切な取引対象(相手)を見出し取引を実現するための特別な費用が存在していないことという条件が必要である。したがって、不動産市場が適切な資源配分機能を達成するためには、不動産に関する取引価格(市場価格)とともに当該不動産の品質に関する情報が同時に開示されていることが求められる。しかし価格に関する情報・品質に関する情報ともに整備されておらず、特に、住宅市場においては、売り手と買い手の間に情報の非対称性が存在するばかりか、売り手・買い手双方において、十分な情報を持ちえていないので、様々な社会的コストが発生していることが予想される。

そこで、第4章の「住宅市場の情報不完全性」では、東京都区部の中古マンション市場を対象として、売り手・買い手双方に潜む社会的コストの推計を行った。第4章の分析を通じて、次の点が明らかになった。

わが国における不動産流通制度においては、不動産仲介業者が「売り手」とだけ媒介契約を結ぶこと、売り手は「より高く」売却したいこと、仲介手数料が成約価格に連動することから、付け値が上方に吊り上げられる可能性があることがわかる。また、「買い手」においては、「情

報誌「チラシ」などで提供される情報では、物件の維持・管理の履歴や構造強度等の情報を得る機会がなく、住環境も含めると情報が不十分な状態にある。

そこで、「売り手」「買い手」それぞれにおける情報が欠如することから発生する経済的損失を計算したところ、「売り手」サイドにおいては、完全情報となり市場滞留時間が0になった場合には、市場に売りに出されている物件の帰属純賃料に対して、約定平均金利換算で10.58%、粗賃料換算で31.28%、純賃料換算で22.59%に相当する利益が発生することが分かった。「買い手」サイドにおいては、1物件の取引あたり探索費用として1,042,000円が発生していることがわかり、それは物件購入者の平均世帯年収の13.2%に相当することが分かった。

現在、良質な中古住宅ストックの形成が政策目標に掲げられているが、そのためには不動産流通市場の活性化と効率化が望まれる。

そのためには、「売り手」サイドの空室の機会費用削減とともに、「買い手」サイドでは物件を探索するための機会費用を削減することが求められるが、そのためには、情報開示にともなう価格の透明性の確保とともに、物件の品質調整済価格を適正に評価できる情報整備が必要とされる。例えば、現在の情報誌などでは知ることのできない子育てのしやすさといった「保育環境」「教育環境」、日常の買い物のしやすさといった「商業集積」といった情報もここにはいる。また、水害が発生する頻度や災害に対する地盤強度、さらには、大気等の環境汚染が健康に害を与えることも多く、居住地選択とは無関係ではない。このような情報は、探索して初めてわかる情報であり、後者などについては住んでみて初めてわかることが多い。さらには、維持管理の経歴や外見からでは判断できない構造強度などは、高度に専門的な知識が必要となるため、探索しても十分に判断できない場合が多い。

このような問題に対しては、社会システムとして解決していかなければならない。たとえば、活断層の存在や水害の発生確率、大気の汚染状況などは生命にかかわるものであるため、「重要事項説明」だけでなく「探索段階」から情報提供がなされるべきであるが、これら情報を民間だけで収集していくことは不可能であり、行政の責任のなかで行うべきである。一方、物件の構造強度などについては、米国においてはインスペクションとして根付いている。物件そのものの耐震強度などは、インスペクションを普及させることで解決できるであろう。

このような問題は、不動産流通市場に関わる「売り手」「買い手」といった直接の当事者、さらには「不動産流通業者」の責任を明確にした上で、より高度な情報提供を可能とするプレイヤーの市場参入を促し、不動産流通制度そのものの高度化をはかっていくことが必要である。

不動産流通制度は、土地の流動化を伴う都市再生、良質な中古住宅ストックの形成などに大きく関わる行為であることから、不完全情報から生じるコストを全体として把握し、それを最小化していくことが求められる。

### 3.住宅価格構造の非線形性と時間的変化

#### 3.1.非線形性

住宅の価格構造を分析した多くの先行研究では、線形モデルとして推定されている。しかし、現実の住宅市場は非線形構造を持つことが予想される。それは、異なる選好（効用関数）を有する家計群が異なる需要関数を有する（値を付ける）こと、異なる技術を有するland developer群が異なる供給関数を有する（値をオファーする）ことによって、非線形になるものと考えられる。そこで、第5章では「住宅価格構造の非線形性」として、非線形モデルを設定し、計量モデ

ルとして推定した。一連の分析を通じて、分析において、以下の点が明らかになった。

ヘドニック・アプローチを用いて、東京都区部を対象とした中古マンション価格構造の推定をしたところ、線形モデルとしては、「専有面積:FS」,「建築後年数:Age」,「開口部の向き」といった建物属性,「最寄り駅までの時間:TS」,「都心までの時間:TT」といった立地属性などのマンション固有の属性や沿線のグレード差を示す「沿線ダミー」,地域間のグレード差を示す「地域ダミー」によって説明された(自由度調整済決定係数0.775)。

中古マンション価格に影響を与える主要要因となる「専有面積:FS」「建築後年数:Age」「最寄り駅までの時間:TS」「都心までの時間:TT」に着目し、ノンパラメトリックなモデル(DmM)として単位価格との関係を調べたところ、自由度調整済決定係数で0.819と説明力が改善された。また、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」ともに非線形構造を持つことが分かった。

また、AICを評価指標として、Switching Regression Model(SWR)として推定したところ、「専有面積」においては40㎡と90㎡のところ、建築後年数においては12年および23年、「最寄り駅までの時間」においては12分と17分、「都心までの時間」は11分と15分のところで非連続点が存在することが分かった。このような結果を踏まえて、F検定によって構造変化テストを実施したところ、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」においては、先に検出された2つの点において構造変化が発生していることが確認されたが(有意水準10%)、「都心までの時間」については11分のところでは構造変化は認められず、15分のところでのみ構造が変化していることが分かった。

そこで、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」では構造変化点は2つとし、「都心までの時間」では構造変化点は1つとして、定数項ダミーおよびクロス項を加味した関数推計を実施したところ、DmMと同様に自由度調整済決定係数は0.817と改善された。

さらに、一般化加法モデル(GAM)により推計を行ったところ、自由度調整済決定係数で0.819と説明力が改善され、DmM、およびSWRと同様に、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」で非線形性が確認された。また、F検定で平滑化を行わなかった場合に比べて効果があるかどうかを検定したところ、平滑化によってモデルに有意な差が生まれていることが確認された。

線形モデルである基本モデルと、DmM、SWR、GAMと比較したところ、DmM、SWR、GAMといった独立なモデルではほぼ同様な非線形性を推計されることが分かった。つまり、線形モデルとして推計してしまうと、大きな推定誤差をもたらされる領域が存在していることが分かった。また、DmM、SWR、GAMともに「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」について同様な非線形構造を持つこと、自由度調整済決定係数でみた説明力も改善されていることから、SWR、GAMは実用性の高い有効な推定方法であることが分かった。ただし、「都心までの時間」については、データの分布が非連続的であるためDmMとSWRは近似した形状で推定されたが、GAMは異なる形状として推定された。

以上の一連の分析結果によって、ヘドニック・アプローチによる中古マンション価格関数を推定した結果、一定の精度で関数推定ができることが分かった。しかし、東京都区部といった地域的な範囲で中古マンション価格関数を推定した場合、「専有面積」「建築後年数」「最寄り駅までの時間」「都心までの時間」といった主要要因と単位価格との関係においては、単純な線形モデルで推定することには問題があり、非線形構造を前提として推定を行わなければならないこと

が分かった。

わが国においては、住宅の価格評価モデルとしてヘドニック・モデルの応用を試みたときに、時として、実用的ではないという批判がなされてきた。その原因のひとつが、線形モデルとして推計されてきたためであると考えられよう。わが国の不動産市場への適用においては、非線形性を前提としたモデルを適用していくことが重要であることを明らかにした。

### 3.2. 時間的変化と価格指数

第4章、第5章の分析においては、ある特定時点における住宅価格構造の分析を行ったものであった。しかし、住宅価格構造は、第2章、第3章の土地市場を対象とした分析で明らかになったように、時間的に変化していくことが予想される。このような住宅価格構造の時間的な変化に関する問題は、住宅価格指数の推定問題として多くの先行研究が行われている。第6章では、「住宅価格構造の時間的変化と価格指数」として、住宅価格構造の時間的な変化に着目し、価格形成要因の時間の経過に伴う変化と日本の住宅市場が持つ市場特性のひとつであるサンプルの季節的な偏りに対応したヘドニック・モデルの推定方法および価格指数の推定方法の提案を行った。

まず、市場構造の変化に対応した構造非制約型モデル(NRHI)では、回帰係数が期ごとにあるいは数期ごとに乱高下することが分かった。そして、その動きは、短い期間では乱高下するものの、長期的には一定の傾向を持つことが観察された。また、乱高下の理由としては、住宅市場に構造変化が発生しているだけでなく、期毎に取引されたサンプルに偏りが発生していることが予想された。具体的には、住宅市場には季節変動特性があり、時期によって取引が活発化したり縮小したりしていることが考えられる。その変化が回帰係数に対して影響を持つものと考えられた。

市場構造の変化とあわせて、季節変動特性を中心とした期毎に取引されたサンプルに存在する偏りを解消するために、重複期間型価格指数(overlapping period hedonic model:OPHM)を提案した。OPHMとは、あたかも移動平均を求めると同様に、一定の期間長(重複期間: $\tau$ )を推定期間にとり、その期間を移動させながらモデルを推定する方法である。ここでは、取引の季節変動にともなう取引件数およびサンプルの偏りを解消するために、重複期間 $\tau$ を12ヵ月から36ヵ月を単位として設定して推定した。時間的経過による主要な回帰係数の変化をみると、構造非制約型モデルのときの乱高下が消えてなだらかな変化となり、回帰係数の時間経過に伴う変動が捉えやすくなった。

OPHMにより、回帰係数の時間的な変化を見ると、「最寄り駅までの時間:TS」と「都心までの時間:TT」の回帰係数は、近年にかけて絶対値が次第に小さくなる傾向にあり、距離に対する弾力性が小さくなっていることが分かった。また、「建築後年数:Age」については、いづれも周期的な変化があり、「専有面積:FS」については、1989年から1995年にかけて負となっていたが、その後は正で推定されていることが示された。このような推定結果から、消費者の選好は、1990年代後半からは、立地よりも「専有面積:FS」や「建築後年数:Age」に重きをおくようになってきていることが分かった。

このような回帰係数の変化とともに、重複期間( $\tau$ )を12ヵ月から36ヵ月を比較したときに、回帰係数に時間的なラグが存在していることが分かった。そして、その回帰係数のラグが急激な価格の上昇局面であった1986年以降のいわゆるバブル期で、価格指数に対しても大きなラグをもたらしていた。このようなことから、重複期間( $\tau$ )は短い方が良いことが示された。

季節変動に伴う取引件数の偏りを解決するためにはすべての季節を含めて重複期間  $\tau$  を設定しなければならないものの、価格指数としてのラグを最小とするためには重複期間はできる限り短くしなければならないといった二つの点をあわせて考慮すると、最適な重複期間( $\tau$ )は 12 ヶ月であると考えられる。

$RHI \cdot NRHI \cdot OPHM$ ( $\tau=12$  ヶ月)を比較すると、構造非制約型価格指数は指数の変動が大きく、その変動の大きさは、現実の価格の変動と大きく乖離していることが示された。

$RHI$  と  $OPHM$  との比較では、1986 年から 1990 年にかけて大きな乖離があることが示された。そこに、 $NRHI$  を加えて比較してみると、 $NRHI$  が、 $OPHM$  を中心としてランダムに変化していることが分かった。このような 3 つの価格指数を比較した結果としては、1986 年から 1990 年にかけては、価格構造も大きく変化しており、その価格構造の変化に対して  $RHI$  では対応できないために、 $NRHI$  および  $OPHM$ ( $\tau=12$  ヶ月)と大きく乖離したことが予想された。

以上の一連の分析から、市場の構造変化に対応していくためには、日本の中古マンション市場においては、 $OPHM$ ( $\tau=12$  ヶ月)で推計することの優位性が示された。

#### 4. 本研究で残された課題と政策的含意

本研究は、ヘドニック・アプローチを用いて、不動産価格の価格形成要因を解明することを試みた。そして、一連の分析を通して、今まで明らかにされていなかった多くの部分を解明することができた。このような分析を経済政策・公共政策・都市政策等に応用することが期待されるが、そのためには、計量経済分野において、いくつかの問題を残している。

##### 4.1. 推計論上の問題

残された推計論上の最も大きな問題は、識別と一致性に関する問題である。ヘドニック・モデルでは、市場価格関数として推定されているが、付け値関数を直接に推計することができれば、経済政策・公共政策・都市政策のさまざまな分野への応用が可能となる。この問題は、本研究における第 5 章の分析と独立ではない。

多くの先行研究では、線形モデルとして推定されることが多いが、第 5 章の分析では非線形性を想定し、非線形モデルとして推定した。その背景には、個人の属性によって需要が異なることが予想される。そのため、それを価格データのほうから間接的に構造推定した。所得や個人属性に関するデータがない場合には、付け値ではなく市場価格関数を推定するので、第 1 章 2.3 節で整理したように、便益評価等に応用した際には、過大推定の問題が起りやすい。所得や個人属性に関するデータがあったとしても、付け値関数と市場価格関数の勾配が一致する点以外での、あらゆる属性のレベルに対応した付け値を推定すること、すなわち付け値の関数型を統計的に決定することはほとんど不可能である。

そのような問題を解決するために、所得や個人特性を考慮したモデルを構築し、付け値を直接的に推定することを行う方法も考えられる(Ekeland, *et al*(2004)。この問題に対しては今後の課題として取り組みたい。

加えて、ヘドニック関数の推定におけるもうひとつの大きな問題として指摘されるのが、観測不可能な変数の存在である。

ヘドニック・モデルで扱われる地理的な属性は、本研究で推定した一連のモデルでも採用されたように「都心からの時間」や周辺環境に関するダミー変数で代用されることが多い。しかしながら、空間的に価格構造に格差が存在し、観察できない地理的差異がある場合には、これ

らの代理変数だけでは不十分である。特に、ヘドニック・モデルの攪乱項とそのような観察できない地理的差異が相関している場合には、推定値にも悪影響を及ぼす。

このような問題に対応するために、i)観測不可能なデータを GIS 等を活用することで新しく観測する、ii)推計する(道路交通騒音の事例については、清水(2004)参照)、またはiii)推定法を工夫する、といった方法に大別される。

観察できない地理的差異がある場合における推計方法による工夫としては、パラメトリックな手法とセミ・パラメトリックな手法が存在する。

代表的なパラメトリックな手法は、座標値(緯度、経度)を利用した高次元の多項式によって、当てはまりの柔軟性を高めることを目的としたパラメトリックな多項式展開モデル(Parametric Polynomial Expansion Model)が挙げられる。しかしながら、座標値の2乗、3乗や多次元の交差項との間には高い共線関係が予想されるし、当てはまりの柔軟性を高めるために多項式の次元を高めることは、自由度を低下させることにつながる。そのため個々の推定値の信頼度に対する蓋然性が低下する恐れがある。

セミ・パラメトリックな手法は、観察できない地理的差異を座標値だけで平滑化し、観察できない地理的差異が推定値に及ぼす影響を排除することを目的とした地理的加重モデル(Geographically Weighted Regression, GWR)が挙げられる。セミ・パラメトリックな手法の利便性は、ヘドニック・モデルに対して先見的に関数型の想定を置かないことである。また、パラメトリックな手法で地理上の局所的な変化を捉えるためには、多数の地理的属性を導入する必要があるが、局所的な回帰を行うセミパラメトリック推定は座標値のみで補正をおこなわれている Clapp(2003)。しかし、複雑な数値計算を行うので推定作業に膨大な時間を要する。

一般に都市全体を対象として推定された線形回帰モデルのパラメータは地理データ全体の傾向を示すものである(Global parameter)。これに対して地理的加重回帰モデルでは局所的(local)な座標点に応じた各パラメータを計測する。例えば、座標 $(u, v)$ におけるパラメータを $\beta(u, v)$ とする。線形回帰モデルを拡張すると

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (7-1)$$

である。GWR 推定量をベクトルで表現すると

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = [X'W(u_i, v_i)X]^{-1} X'W(u_i, v_i)y \quad (7-2)$$

である。ここで $W(u_i, v_i)$ は観測点 $i$ の地理的重み行列である。

GWR 推定量は各観測地点における重みを座標値からカリブレーションする。たとえば、地理的重み行列の要素は

$$w_{ij} = \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{d_{ij}}{b} \right)^2 \right]$$

(7-3)

と定義する (Gaussian weighting function).  $d_{ij}$  は座標値から得られるユークリッド距離,  $b$  はバンド幅 (bandwidth) である. 最適なバンド幅を選ぶためにヘドニック関数の実績値と理論値の平方和を最小化する CV 値 (Cross Validation score) を求めることで, 各座標値に応じた各パラメータが推計される. このように推計することで, 局所的な構造を加味した形でヘドニック関数を推定することができる. しかしながら, 推定値の背後にある要因については推測するしかなく, その構造を解明することはできないといった問題が残る. パラメトリックな多項式展開モデル (Parametric Polynomial Expansion Model) と地理的加重モデル (Geographically Weighted Regression, GWR) による東京都区部を対象とした中古マンション関数の推計例は, 清水・唐渡 (2007b) 第 5 章を参照されたい.

今後, 空間計量経済モデルの発展により, 今まで解決できなかった推計問題に答えていくことができるものと考え

#### 4.2. 観測不可能な変数の問題

住宅に付随する情報とは, 大きく住宅そのものの品質に関する情報と, 住宅を取り巻く周辺環境情報に大別される. 住宅に関する品質情報は, 物件の間取り, 建築後年数, 構造, 日照・通風などの要因を挙げることができる. これらの情報は, 消費者が情報探索をすることで確認が可能な情報と, 確認ができない情報に分けられる. さらに, 時間の経過と共に変化していく情報が存在することに注意する必要がある.

間取りや建築後年数, 日照・通風は, 情報探索や実際の物件を直接に見ることで観察可能であったり, 信頼できる文書によって確認したりすることが可能な情報となる. また, その情報の誤差も大きくないであろう. 一方, 構造やアスベスト, 土壌汚染などの目で見るすることができない情報は, 開示されている情報を信じるしかない.

多くの市場財においても, すべての情報が知ることができるわけではない. 生産者によって開示される情報について, 信頼をするしかないのである. しかし, 住宅市場においては, 構造偽装問題や土壌汚染問題に代表されるように, 開示情報そのものが信頼できないという問題が, 他の市場と比べてより大きな問題として発生することが多い.

特に, 中古流通市場においては, その情報がさらに不確実となる. その理由としては, 生産段階における情報が蓄積されていなかったり, 時間の経過とともに, 生産段階での情報が大きく変化してしまったりしている可能性があるためである. 特に, 保有段階での住宅の質的变化に対する情報蓄積の社会的ルールが構築されていない. また, 日照・通風などにおいては, 時間の経過と共に周辺環境要因の変化によって情報が変化してしまう可能性がある. 具体的には, 近隣における開発行為によって, 大きな影響を受けるためである.

加えて, 住宅の品質に関する情報のうち, 周辺環境に関する情報については, わが国では総合的に情報を提供する主体が存在しない. しかし, 周辺環境情報は, 住宅選択に対して大きな判断要素のひとつであるし, 住宅選択行動に影響をもたらした結果として, 住宅の資産価格に

対して大きな影響を与える(例えば、清水(2006)(2007a)参照).

そのため、わが国の住宅購入者は、個別に周辺環境情報を探索することとなる。

清水(2007a)では、「最寄り駅までの時間」や「通勤地までの時間距離」、および「買い物利便性」といった指標は、住宅選択時においてきわめて重要な選択要因であるとともに、情報探索も行っていることをアンケート調査により明らかにしている。重視している比率は低いものの、情報探索をしている比率が高い指標は、「総合病院や緊急病院の存在」や「役所・公民館等の公共施設への利便性」である。続いて、重視項目(非常に重視した)と入居後の不満項目を比較では、重視したものの不満が相対的に高いものとしては、「近隣道路の騒音」や「治安の状況」などのネガティブな要因、または「気のきいた喫茶店や美容院」の不在が指摘されている。加えて、実際に情報探索したものと入居後の不満項目を比較してみると、道路騒音については、実際に情報探索をしたものの、入居後に不満が高いことがわかる。一方、治安情報や喫茶店・美容院等は、情報探索そのものをしていなかったことがわかる。加えて、固定資産税の負担水準も、情報探索はしなかったものの不満が多い。

このように整理してみると、次のような仮説が設定できる。「道路交通騒音」については、実際に見に行くことで情報探索をしたものであるが、例えば昼間時に情報探索を実施したときに知りえた情報と、夜間時において感じる情報との格差が存在していた可能性が考えられる。昼間時において、生活騒音等により道路交通騒音がそれほど気にならなくても、夜間時においては、同じ騒音レベルでも不快と感ずることもある。「治安情報」においては、情報探索を行っても正確な情報を知りえることができなかつたものと考えられる。「気のきいた喫茶店や美容院」は、住宅探索時においては、より重視すべき情報が多すぎるために見落としていたものの、生活が始まる中で不満度が高くなっていったことが予想できよう。「固定資産税の負担水準」は、賃貸から所有へと移行したことで初めて固定資産税の納税者となったが、その負担の発生を予期できていたものの、十分に認識できていなかったことが原因であると考えられる。

このような情報の中でも、特に資産価値に大きな影響を与えるネガティブ要因が重要な問題となる。道路交通騒音もそうであるが、土壌汚染や大気汚染などの環境汚染も、目に見える情報ではないが、一旦、問題が発覚したときには資産価値を大きく低下させる要因となりうる(清水(2004)第8章)。

このようなネガティブ情報は、近年においては、公共部門を中心となって公開されるようになってきている。具体的には、水害のハザードマップ、地震危険度、大気汚染および犯罪発生マップなどである(清水(2007b)参照)。しかし、清水(2007a)のアンケート調査の結果は、これらの情報が、消費者に対して十分にいきわたっていないことを示唆するものである。

また、これらの周辺環境は、住宅情報を提供する主体に対して、なんら開示義務が求められているものでもなく、消費者が自らの責任の下で情報探索を行う。住宅の品質は、周辺環境をも含めたものであると考えれば、情報整備と提供の手段を検討すべきであろう。

今後、空間情報や住宅の詳細な性能情報、環境情報の整備が進められ、所得等の個人特性を含めた個票データの整備が進められるとともに、付け根関数を直接に推計する推定方法の開発などが行われることになれば、本研究では明らかにできなかったいくつかの問題を解決することができるようになるであろう。そのような研究の発展により、経済政策・公共政策・都市政策に対する応用が可能となる。

これらの問題の解決に向けて、さらに研究を進展させていきたい。

## 参 考 文 献



- 赤池弘次・北川源四郎編(1994)『時系列解析の実際 I・II』朝倉書店.
- Allen, R.G.D.,(1975), *Index Numbers in Theory and Practice*, The Macmillan Press (溝口敏行・寺崎康博訳,1977)『指数の理論と実際』東洋経済新報社).
- Amemiya, T., (1985) , *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Anglin, P. M. and R. Gencay, (1996), “Semiparametric estimation of hedonic price function”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.11, pp.633-648.
- Arnott, R., (1989), “Housing Vacancies, Thin Markets, and Idiosyncratic Tastes”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.17, pp.223-249.
- 浅見泰司 (編) (2001)『住環境：評価方法と理論』東京大学出版会.
- 浅見泰司・高曉路(2002)「都市計画と不動産市場」西村清彦編著『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社, 第5章所収,pp.129-150.
- Asami, Y., (1995), “Evaluation of the Shape of Residential Lots in Land-Readjustment Projects”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.25, pp.483-503.
- Asami, Y. and T. Ohtaki, (2000), “Prediction of Shape of Detached Houses on Residential Lots”, *Environment and Planning B: Planning and Design*, Vol.27, pp.283-295.
- 芳賀敏郎・野沢昌弘・岸本淳司(1996)『SASによる回帰分析』東京大学出版会.
- Bailey, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse, (1963) “A Regression Model for Real Estate Price Index Construction”, *Journal of American Statistical Association*, Vol.58, pp.933-942
- Bartik, T. J., (1987), “The estimation of demand parameters in hedonic price models”, *Journal of Political Economy*, Vol.95, pp.81-88.
- Bin, O.,(2004), “A Prediction Comparison of Housing Sales Price by Parametric versus Semi-parametric Regressions”, *Journal of Housing Economics*, Vol.13, pp.68-84.
- Bourassa,S.C, M.Hoesli and V.S. Peng,(2003) , “Do housing submarkets really matter?”, *Journal of Housing Economics*, Vol.12 (1), pp.12-28.
- Bourassa, S.T, Martin Hoesli, Jian Sun, (2006), “A Simple alternative house price index method”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 15, pp.80-97.
- Bowles, G, P. McAllister and H. Tarbert, (2001), “An Assessment of the Impact of Valuation Error on Property Investment Performance Measurement”, *Journal of Property & Finance*, Vol.19, No.2, pp. 139-155.
- Box, G, and D.Cox ,(1964), “An Analysis of Transformation”, *Journal of Royal Statistical Society B*, Vol.26, pp.211-252.
- Brown, J. N. and H. S. Rosen, (1982), “On the estimation of structural hedonic price model”, *Econometrica*, Vol.50, pp.765-768.
- Brueckner, J. K., (1980), “A vintage model of urban growth”, *Journal of Urban Economics*, Vol.8, pp.389-402.
- Can., A., (1992), “Specification and estimation of hedonic housing price models”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.22 (3), pp.453-474.
- Cannaday, R. E., H. J. Munneke and T. T. Yang, (2005), “A Multivariate Repeat-Sales Model for Estimating House Price Indices,” *Journal of Urban Economics*, Vol.57, pp.320-342

- Case, B. and J. M. Quigley, (1991), “The Dynamics of Real Estate Prices”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.22, pp.50-58.
- Case, K. E. and R. J. Shiller, (1987), “Prices of Single Family Homes since 1970: New Indexes For Four Cities”, *New England Economic Review*, (Sept./Oct.), pp.45-56.
- Case, K. E. and R. J. Shiller, (1989), “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes”, *The American Economic review*, Vol.79, No.1, pp.125-137.
- Case, B., H.O.Pollakowski and S. M. Wachter, (1991), “On Choosing among House Price Index Methodologies”, *AREUEA Journal*, Vol.19, No.3, pp.286-307.
- Case, B., Pollakowski, H.O and Wachter, S.M, (1997), “The Construction of Residential Housing Price Indices: A Comparison of Repeat-Sales, Hedonic-Regression, and Hybrid Approaches”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.14, pp.173-187.
- Cassel, E. and Mendelsohn, R, (1985), “The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment”, *Journal of Urban Economics*, Vol.18, pp.135-142.
- Chau, K.W. and Wong, S.K. and Yiu, C.U, (2005), “Adjusting for Non-Linear Age Effects in the Repeat Sales Index”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.31(2), pp.137-153.
- Cheshire, P. and S. Sheppard, (1998), “Estimating the demand for housing, land, and neighbourhood characteristics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.60, pp.357-382.
- Chinloy, P., M.Cho and I.Megbolugbe, (1997), “Appraisal, Transaction Incentives,and Smoothing”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.14, pp. 89-111.
- Clapp, J. M., C. Giaccotto and D. Tirtiroglu, (1991) “Housing Price Indices Based on All Transactions Compared to Repeat Subsamples,” *AREUEA Journal*, Vol.19 (3), pp.270-285.
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto, (1992), “Estimating Price Trends for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.5, pp.357-374.
- Clapp, J. M., (2003), “A Semiparametric Method for Valuing Residential Locations: Application to Automated Valuation”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.27, No.3, pp.303-320.
- Clapp, J. M., C. Giaccotto and D. Tirtiroglu, (1991), “Housing Price Indices Based on All Transactions Compared to Repeat Subsamples”, *AREUEA Journal*, Vol.19 (3), pp.270-285.
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto, (1992), “Estimating Price Trends for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.5, pp.357-374.
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto, (1998a), “Price Indices Based on the Hedonic Repeat-Sales Method: Application to the Housing Market”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.16(1), pp.5-26.
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto, (1998b), “Residential Hedonic Models: A Rational Expectations Approach to Age Effects”, *Journal of Urban Economics*, Vol.44 (3), pp.415-437.
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto, (1999), “Revisions in Repeat-Sales Price Indexes: Here Today, Gone Tomorrow?”, *Real Estate Economics*, Vol.27 (1), pp.79-104.
- Clapp, J.M, M.Rodriguez and G.Thrall, (1997), “How GIS Can Put Urban Economic Analysis on the Map”, *Journal of Housing Economics*, Vol.6 (4), pp.368-386.

- Clayton, J., (1996), "Rational Expectation, Market Fundamentals and Housing Price Volatility", *Real Estate Economics*, Vol.24 (4), pp. 441-470.
- Cole, R., D. Guilkey, and M. Miles, (1986), "Toward an Assessment of the Reliability of Commercial Appraisals", *The Appraisal Journal*, Vol. LIV, July, pp. 422-432.
- Conley, T. G., (1999), "GMM estimation with cross sectional dependence", *Journal of Econometrics*, Vol.92, pp.1- 45.
- Crone, T. M. and R. P. Voith, (1992), "Estimating House Price Appreciation: A Comparison of Methods," *Journal of Housing Economics*", Vol.2, pp.324-338.
- Cropper, M. L., L. B. Deck and K. E. McConnell, (1988), "On the choice of functional form for hedonic price functions", *Review of Economics and Statistics*, Vol.70, pp.668-675.
- Crosby, N., (2000), "Valuation Accuracy, Variation and Bias in the Context of Standards and Expectations", *Journal of Property Valuation and Investment*, Vol.18, No.2, pp. 130-161.
- Davidson, R. and J.G Mackinnon, (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Diamond, D. B. Jr. and B. A. Smith, (1985), "Simultaneously in the market for housing characteristics", *Journal of Urban Economics*, Vol.17, pp.280-292.
- Dombrow, J., J. R. Knight. and C. F. Sirmans, (1997) "Aggregation Bias in Repeat-Sales Indices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.14, pp.75-88.
- Ekeland, I., J. J. Heckman and L. Nesheim, (2004), "Identification and Estimation of Hedonic Models", *Journal of Political Economy*, Vol.112, pp.60-109.
- Englund, P., J. M. Quigley and C. L. Redfearn, (1998), "Improved Price Indexes for Real Estate: Measuring the Course of Swedish Housing Prices", *Journal of Urban Economics*, Vol.44, pp.171-196.
- Englund, P., J. M. Quigley and C. L. Redfearn, (1999), "The Choice of Methodology for Computing Housing Price Indexes: Comparisons of Temporal Aggregation and Sample Definition", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.19 (2), pp.91-112.
- Epple, D., (1987), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products", *Journal of Political Economy*, Vol.95, pp.58-80.
- Ermisch, J.F, J. Findlay and K. Gibb, (1996), "The Price Elasticity of Housing Demand in Britain: Issues of Sample Selection", *Journal of Housing Economics*, Vol.5 (1), pp.64-86.
- Follain, J.R and E. Jimenez, (1985), "Estimating the demand for housing characteristics: A survey and critique", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.15 (1), pp.77-107.
- Fotheringham, A. S., C. Brunson, and M. Charlton, (2002), *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*, John Wiley & Sons Inc.
- Gallimore, P. and M. Wolverton, (1997), "Price-Knowledge-Indices Bias: a Cross Cultural Comparison", *Journal of Property Valuation and Investment*, Vol. 15, No.3, pp. 261-273.
- Gao, X. and Y. Asami, (2001), "The External Effects of Local Attributes on Living Environment in Detached Residential Blocks", *Urban Studies*, Vol.38, pp. 487-505.
- Garcia, A. R. and P. Perron, (1996), "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts", *Review of Economic and Statistics*, Vol. 78, pp. 111-125.
- Gatzlaff, D.F. and D. C. Ling, (1994), "Measuring changes in local house prices: An empirical

- investigation based on alternative methodologies”, *Journal of Urban Economics*, Vol.35 (2), pp. 221–244.
- Geltner, D., (1997), “The Use of Appraisal in Portfolio Valuation and Index Construction,” *Journal of Property Valuation and Investment*, Vol.15, No.5, pp. 423-447.
  - Geltner, D., (1998), “How Accurate Is the NCREIF Index, and Who Cares”, *Real Estate Finance*, Vol.14, pp. 25-37.
  - Geltner, D., R.Graff and M.Young, (1994), “Random Disaggregate Error in Commercial Property: evidence from the Russell-NCREIF database”, *Journal of Real Estate Research*, Vol.19, No.4, pp. 403-419.
  - Gencay, R. and X.Yong, (1996), “A forecast comparison of residential housing prices by parametric versus semiparametric conditional mean estimators”, *Economic Letters*, Vol.52, pp.129-135.
  - Goodman, A.C. and T.G.Thibodeau, (1998), “Dwelling Age Heteroskedasticity in Repeat Sales House Price Equations”, *Real Estate Economics*, 26(1), pp.151-171.
  - Goodman, A.C. and T.G.Thibodeau, (2003), “Housing market segmentation and hedonic prediction accuracy”, *Journal of Housing Economics*, Vol.12, pp.181-201.
  - Griliches, Z.,(1996), “Introduction to the Application”, In Matayas, L. and Sevescre, eds, *The Econometrics of Panel Data* ed. by, Kluwer Academic Publishers, pp.655-659.
  - Hansen, J.L, J. P. Formby and W. J.Smith, (1996), “The Income Elasticity of Demand for Housing: Evidence from Concentration Curves”, *Journal of Urban Economics*, Vol.39 (2), pp.173–192.
  - Hansen, J.L, John P. Formby and W. James Smith, (1998), “Estimating the Income Elasticity of Demand for Housing: A Comparison of Traditional and Lorenz-Concentration Curve Methodologies”, *Journal of Housing Economics*, Vol.7 (4), pp.328-342.
  - Harmon, O.R, (1988), “The income elasticity of demand for single-family owner-occupied housing: An empirical reconciliation”, *Journal of Urban Economics*, Vol.24 (2), pp.173–185.
  - Halvorson, R., and H.Pollakowski, (1981), “Choice of Functional Form for Hedonic Price”, *Journal of Urban Economics*, Vol.10, pp.37-49.
  - 原野啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之(2007a)「リピートセールス法による品質調整済住宅価格指数の推計」住宅土地経済No.65(2007年夏季号),pp.12-19.
  - 原野啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之(2007b)「わが国におけるリピートセールス法による住宅価格指数の推計課題」麗澤経済研究,第15巻第2号,pp.113-133.
  - Harvey, A.C., (1989), *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
  - Hastie, T. and R.Tibshirani, (1990), *Generalized Additive Models*. Chapman & Hall.
  - Hastie, T., R.Tibshirani, and J. H. Friedman, (2001), *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction*, Springer-Verlag.
  - 八田達夫編著(1994)『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社.
  - Haurin, D., (1988), “The Duration of Marketing Time of Residential Housing”, *AREUEA Journal*, Vol.16, No.4, pp.396-410.
  - 肥田野登(1997)『環境と社会資本の経済評価—ヘドニック・アプローチの理論と実際』勁草書房.

- Hidano, N., (2003). *The Economic Valuation of the Environment and Public Policy: A Hedonic Approach*. Edward Elgar Publication.
- 肥田野 登・山村 能郎 (1992) 「住宅地における容積率規制が地価の地域間波及に及ぼす影響」第 27 回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.127-132.
- 肥田野 登・山村能郎・土井康資 (1995) 「市場データを用いた商業・業務地における地価形成および変動要因分析」第 30 回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.529-534.
- 肥田野 登・山村能郎・土井康資(1999) 「市場価格データを用いた東京都南西区部住宅地における地価変動分析」-都市計画, 224, pp.56-66.
- Hill, R. C., J. R. Knight and C. F. Sirmans, (1997), “Estimating Capital Asset Price Indexes,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.79(2), pp.226-233.
- Hoesli, M., C. Giaccotto and P. Favarger, (1997), “Three New Real Estate Price Indices for Geneva, Switzerland”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.15 (1), pp.93-109.
- Hwang, M. and J. M. Quigley, (2004), “Selectivity, Quality Adjustment and Mean Reversion in the Measurement of House Values”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.28 (2/3), pp.161-178.
- 伊豆宏・清水千弘(1993) 「最近における地価形成理論と土地税制の研究」都市住宅学, 第 2 号, pp.58-61.
- Jackson, J., (1979), “Intraurban Variation in the Price of Housing”, *Journal of Urban Economics*, Vol 6(4), pp.464-479.
- Jushan, Bai and Pierre Perron, (1998) Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,”*Econometrica*, Vol. 66, No.1, pp. 47-78.
- 門脇 淳 (1981) 『不動産鑑定評価要説(7 訂版)』税務経理協会.
- 金本良嗣(1997) 『都市経済学』東洋経済新報社.
- Kanemoto, Y. and R. Nakamura, (1986), “A new approach to the estimation of structural equations in hedonic models”, *Journal of Urban Economics*, Vol.19, pp.218-233.
- Kinnard, W. N, M. M. Lenk, and E. M. Worzala, (1997), “Client Pressure in the Commercial Appraisal Industry: How Prevalent Is It”, *Journal of Property Valuation and Investment*, Vol.15, No.3, pp. 233-244.
- 小林忠雄(1964) 『不動産鑑定法解説』全国加除法令出版.
- 国土庁土地局(1992) 『土地情報の体系的整備体系について』.
- 国土庁土地局(1995) 『諸外国の土地関連情報調査』.
- Knight, J. R., R. C. Hill and C. F. Sirmans, (1993), “Estimation of hedonic housing price models using nonsample information: A Monte Carlo study”, *Journal of Urban Economics*, Vol.8, pp.47-68.
- Krainer, J., (1999), “Real Estate Liquidity”, *FRBSF Economic Review*, 1999. No.3, pp. 14-26.
- 櫛田光男 (1966) 『不動産鑑定評価に関する基本的考察』住宅新報社.
- Lancaster, K., (1966), “A new approach to consumer theory”, *Journal of Political Economy*, Vol.74, pp.132-157.
- Linneman, P., (1980), “Some empirical results on the nature of the hedonic price function for the urban housing market”, *Journal of Urban Economics*, Vol.8, pp. 47-68.
- Maddala, G.S., (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge

University Press.

- Maddala, G.S. and I. M. Kim, (1998), *Unit Roots Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Maddala, G. S., (2001), *Introduction to Econometrics: Third edition*, Prentice – Hall.
- Malpezzi, S., (2003) “Hedonic pricing models: a selective and applied review”, in: O’sullivanm, T., Gibb, K. (Eds.), *Housing Economics and Public Policy*. Blackwell, Malder, MA.
- McGrath, D. T., (2000), “Urban Industrial Land Redevelopment and Contamination Risk”, *Journal of Urban Economics*, Vol.47, pp.414-442.
- Meese, R. A., and N. E. Wallace, (1997), “The Construction of Residential Housing Price Indices: A Comparison of Repeat-Sales, Hedonic-Regression, and Hybrid Approaches”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.14, pp.51-73.
- 目良浩一・坂下昇・田中一行・宮尾尊弘 (1992) 『土地税制の研究－土地保有課税の国際比較と日本の現状－』 日本住宅総合センター.
- 森田優三(1989) 『物価指数理論』 東洋経済新報社.
- 森田優三・久次智雄(1993) 『新統計概論改訂版』 日本評論社.
- Munneke, H. J., (1996), “Redevelopment Decisions for Commercial and Industrial Properties”, *Journal of Urban Economics*, Vol.39, pp.229-253.
- 中島康典 (1990) 「取引事例による地価変動分析の試み」 不動産研究, 第 32 巻第 2 号, pp. 45-56.
- 中村良平(1996) 『住宅市場におけるマンション価格形成と収益率に関する研究』 財団法人第一住宅建設協会.
- 中村良平 (1998) 「マンション価格指数と収益性」 住宅土地経済, No.27, pp.16-25.
- 社団法人 日本不動産鑑定協会(1980) 『正常価格の意義について』 日本不動産鑑定協会.
- 西村清彦(1990) 「日本の地価決定メカニズム」 三輪芳朗・西村清彦編 『日本の株価・地価』 東京大学出版会第 5 章所収, pp. 109-134.
- 西村清彦(1995) 『日本の地価の決まり方』 ちくま書房.
- Nishimura, K. G., (1999), “Expectation Heterogeneity and Excessive Price Sensitivity in Land Market”, *Japanese Economic Review*, No.50, pp.27-44.
- 西村清彦・清水千弘 (2002a) 「商業地不動産価格指数の「精度」 -東京都区部：1975-1999-」 住宅土地経済, Vol. 43 (2002 年冬季号), pp.28-35.
- 西村清彦・清水千弘 (2002b) 「地価情報の歪み」 西村清彦編著 『不動産市場の経済分析』 日本経済新聞社, 第 2 章所収, pp.19-66.
- 西村清彦・浅見泰司・清水千弘(2002) 「不完全情報をもたらす損失」 西村清彦編著 『不動産市場の経済分析』 日本経済新聞社, 第 6 章所収, pp.151-194.
- 小野宏哉(1989) 「東京における復興区画整理事業の開発利益処分方策の評価に関する研究」 東京工業大学学位論文.
- 小野宏哉・清水千弘 (1997) 「市場データを用いた震災前後の神戸市における地価構造分析」 不動産研究, 第 39 巻第 1 号, pp4-24.
- 小野宏哉・清水千弘 (1998) 「鑑定値・取引事例比較による復興地域の土地評価における地域的特性の検討－阪神・淡路大震災前後の神戸市を例として－」 第 33 回日本都市計画学会

学術研究論文集, pp. 565-570.

- 小野宏哉・清水千弘 (1999)「固定資産税の地域負担構造に関する統計的検証」麗澤経済研究,第7巻第2号,pp.81-100.
- 小野宏哉・高辻秀興・清水千弘(2002)「品質を考慮した中古マンションの価格モデルの推定」麗澤経済研究,第10巻第2号,pp.81-102.
- 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」住宅土地経済, Vol.49(2002年夏季号), pp.14-23.
- Ono H., H.Takatsuji and C.Shimizu, (2004), “Conjunct method of deriving a hedonic price index in a secondhand housing market with structural change”, *Reitaku Institute for Political Economics and Social Studies Working Paper*, No.18.
- Pace, R. K., (1995), “Parametric, semiparametric, and nonparametric estimation of characteristic values within mass assessment and hedonic pricing models”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.11, pp.195-217.
- Pace, R. K., (1998), “Appraisal Using Generalized Additive Models”, *Journal of Real Estate Research*, Vol.15, pp.77-99.
- Quan, D. and J. M. Quigley, (1991), “Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets”, *Journal of Real Estate Markets and Economics*, Vol. 4, pp. 127-146.
- Quigley, J. M., (1982), “Nonlinear Budget Constraints and Consumer Demand: An Application to Public Programs for Residential Housing”, *Journal of Urban Economics*, Vol.12, pp.177-201.
- Quigley, J. M., (1995), “A Simple Hybrid Model for Estimating Real Estate Price Indexes”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 4, No. 1, pp.1-12.
- Rasmussen, D. and T.Zuehlke, (1990), “On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions”, *Applied Economics*, Vol.22, pp.431-438.
- Rosen, S., (1974), “Hedonic Prices and Implicit Markets, Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp.34-55.
- Shaw, W. D., (1992), “Searching for the Opportunity Cost of and Individual Time”, *Land Economics*, Vol.68, pp. 107-115.
- Shepard, S., (1999). “Hedonic Analysis of Housing Markets.” In: Paul Cheshire and Edwin S. Mills, eds., *Handbook of Regional and Urban Economics*, 3. Elsevier Science Ltd., pp.1595–1635.
- Shiller, R.J. and A.N .Weiss, (1999), “Evaluation Real Estate Valuation System”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.18 (2), pp.147-161.
- Shulzs, S.D. and D.A.King, (2001), “The Use of Census Data for Hedonic Price Estimates of Open-Space Amenities and Land Use”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.22 (2/3), pp.239-252.
- 清水千弘(1992)「都市基盤施設の最適供給と時空間調整過程」経世論集,Vol.19, pp.45-78.
- 清水千弘(1993)「都市インフラのライフサイクルと財源問題」アーバンインフラテクノロジー推進会議第4回技術研究発表論文集,pp.495-500.
- 清水千弘(1995a)「復興都市計画事業と土地価格-開発利益の還元問題を中心として-」不動産研究, 第37巻第4号, pp.14-25.
- 清水千弘(1995b)「ドイツ連邦共和国の大都市における住宅地の価格」不動産研究, 第37巻第

- 4号, pp.44-60.
- 清水千弘(1997a)「復興指標・合意形成指標としての土地価格」日本不動産学会誌, 第12巻第3号, pp.43-49.
  - 清水千弘(1997b)「農地所有者の土地利用選好に関する統計的検討—生産緑地法改正における農地所有者行動を中心として—」総合都市研究(東京都立大学), 第62巻, pp.31-45.
  - 清水千弘(1997c)「土地依存型経営の終焉」金融ビジネス1997.6月号(東洋経済新報社), pp.100-108.
  - 清水千弘(2000)「取引情報を用いた住宅市場環境と購入者の個別選好の把握手法に関する研究-東京圏中古マンション市場・賃貸市場を対象として-」データマイニング・シンポジウム2000論文集, pp.27-38.
  - 清水千弘(2001)「品質調整済住宅価格インデックス」東洋経済統計月報2001.07号, pp.14-17.
  - 清水千弘(2000)「不動産市場分析」投資不動産研究会編『投資不動産の分析と評価』東洋経済新報社, 第2章所収, pp.66-102.
  - 清水千弘(2004)『不動産市場分析』住宅新報社.
  - 清水千弘(2006)「住宅金融市場と住宅価格」住宅金融月報No.652(2006MAY), pp.16-23.
  - 清水千弘(2007a)「住宅関連情報の整備と消費者保護」季刊住宅金融, No2, pp.18-27.
  - 清水千弘(2007b)「不動産ビジネスとGIS」シリーズGIS第4巻 村山祐司・柴崎亮介編『ビジネス・行政のためのGIS』朝倉書店, 第9章所収(近刊).
  - 清水千弘・唐渡広志(2007a)「土地利用の非効率性の費用」, 住宅土地経済, Vol.64(2007年春季号), pp.22-29.
  - 清水千弘・唐渡広志(2007b)「土地利用の非効率性」, *RIPES (Reitaku Institute of Political Economics and Social Studies) Working Paper*, No.21.
  - 清水千弘・唐渡広志(2007c)「住宅価格の非線形性」麗澤経済研究第15巻第1号, pp.53-77.
  - 清水千弘・唐渡広志(2007d)『不動産市場の計量分析』朝倉書店.
  - Shimizu, C. and K.G.Nishimura, (2006), “Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan”, *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.26, No.2, pp.150-175.
  - Shimizu, C. and K.G.Nishimura, (2007), “Pricing structure in Tokyo metropolitan land markets and its structural changes: pre-bubble, bubble, and post-bubble periods”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.36 (2) (forthcoming).
  - 清水千弘・小野宏哉(1998)「地方都市の鉄道整備事業の費用負担における計画参加」計画行政, 第23巻第3号, pp.62-73.
  - 清水千弘・早川信也・篠津和夫(2001)「品質調整済住宅価格インデックス作成システムの開発」SUGI (SAS Users Group International Japan)-J2001(20th)/第20回SASユーザー会総会および研究発表会論文集, pp.91-100.
  - Shimizu, C., K.G.Nishimura and Y.Asami, (2004), “Search and Vacancy Costs in the Tokyo Housing Market: An Attempt to Measure Social Costs of Imperfect Information”, *Review of Urban & Regional Development Studies*, Vol.16, No.3, pp.210-230.
  - 清水千弘・西村清彦・浅見泰司(2004)「不動産流通システムのコスト構造」住宅土地経済, Vol.51(2004年冬季号), pp.28-37.
  - Shimizu, C., K.G.Nishimura and K.Karato, (2007), “Nonlinearity of Housing Price

Structure-Secondhand Condominium Market in Tokyo Metropolitan Area”, *CSIS Discussion Paper*: (The University of Tokyo), No.86.

- 清水千弘・平倫明・田原巨樹(1998)「登記簿情報による大規模開発事業地域における土地市場特性の検証—筑波研究学園都市・関西文化学術研究都市を例として—」不動産研究, 第40巻4号, pp.1-17.
- Shimizu, C., H.Takatsuji, H.Ono and K.G.Nishimura, (2007), “Change in house price structure with time and housing price index”, *RIPESS (Reitaku Institute of Political Economics and Social Studies) Working Paper*, No.25.
- 清水千弘・横井広明・杉本裕昭・花澤美紀子・石橋睦美(2001)「道路交通騒音が住宅価格に与える影響に関する統計的検証」不動産研究, 第43巻3号, pp.61-72.
- 新沢嘉芽統・華山譲(1975)『地価と土地政策』岩波書店.
- Steele, M. and R. Goy, (1997), “Short Hold, the Distributions of first and Second Sales, and Bias in the Repeat-Sales Price Index”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.14, pp.133-154.
- Stein, J., (1995), “Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down Payment Effect”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, pp. 379-406.
- 杉原敏夫(1996)『適応的モデルによる経済時系列分析』工学図書.
- 鈴木達三・高橋宏一(1998)『標本調査法』朝倉書店.
- Tabuchi, T., (1996), “Quantity Premium in Real Property Markets”, *Land Economics*, Vol.72, No.2, pp.206-217.
- 高辻秀興(2001)「SASによる構造変化テストの方法」mimeo.
- 高辻秀興・小野宏哉・清水千弘(2002)「構造変化のある価格関数を用いた品質調整済住宅価格指数の接続法」麗澤経済研究, 第10巻第2号, pp.103-134.
- 竹内啓ほか編(1989)『統計学辞典』東洋経済新報社.
- 田中啓一(1978)『土地の経済学』講談社.
- 田中啓一(1979)『受益者負担論』東洋経済新報社.
- 田中啓一(1983)『現代都市経済論』有斐閣.
- 田中啓一(1990)『都市空間整備論』有斐閣.
- 田中啓一・清水千弘(1992)「地価下落局面における土地税制とその問題点」税務弘報, 第40巻第6号, pp.6-12.
- 田中良久(1977)『心理学的測定法第2版』東京大学出版会.
- Tiebout, C.M., (1956) “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, Vol. 64(5), pp.416-424.
- Thibodeau, T.G ed., (1997), *House Price Indices*, Kluwer Academic Publishers.
- Thorsnes, P., and D.P.McMillen, (1998), “Land Value and Parcel Size: A Semi parametric Analysis”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.17 (3), pp.233-244.
- Tinbergen, J., (1959), “On the theory of income distribution”, in: L.M.K.L.H. Klaasen and H.J. Witteveen, eds, *Selected Paper of Jan Tinbergen* (North-Holland, Amsterdam).
- Turnbull, G. K. and C. F.Sirmans, (1993), “Information, Search, and House Prices”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.23, pp. 545-557.
- Wheaton, W. C., (1982), “Urban spatial development with durable but replaceable capital”, *Journal*

*of Urban Economics*, Vol.12, pp.53-67.

- Wheaton, W. C., (1990), “Vacancy, Search, and Prices in Housing Market Matching Model”, *Journal of Political Economy*, Vol.61, pp.1270-1292.
- Wilhelmsson, M., (2002), “Household Expenditure Patterns for Housing Attributes: A Linear Expenditure System with Hedonic Prices”, *Journal of Housing Economics*, Vol.11 (1), pp.75-93.
- Witte, A. D., H. Sumka and J. Erikson, (1979), “An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An Application of Rosen's Theory of Implicit Markets”, *Econometrica*, Vol.47, pp.1151-72.
- Wolverton, M. L., (2000), “Self-Perspective of the Role of the Appraiser”, *Appraisal Journal*, Vol. LXVIII, July, pp. 272-282.
- Wood, S., (2006), *Generalized Additive Models: An Introduction with R*, Chapman & Hall.
- Wooldridge, J., (1992), “Some Alternatives to the Box-Cox Regression Model”, *International Economic Review*, Vol.33, pp.935-955.
- Yatchew, A., (1998), “Nonparametric regression Techniques in Economics”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVI, pp.669-721.
- Yatchew, A., (2003), *Semi Parametric Regression for the Applied Econometrician*, Cambridge University Press.
- Zabel, J.E., (2004), “The demand for housing services”, *Journal of Housing Economics*, Vol.13 (1), pp.16-35.