

論文概要

1. 本研究の背景と目的

1998年4月の改正外為法から始まった日本版金融ビッグバンは金融市場に大きな変化を与え、自由化と多様化の観点から不動産が金融の一部に組み込まれていくことになった。その垣根を橋渡ししたのが不動産の証券化である。これによって、不動産への投資家の関心も将来キャッシュ・フローとそのリスクへと変化し、市場と物件の利回りを注視し、分散投資を前提としてリスクコントロールしながら売買するようになった。このような状況において投資家は、その不動産が持つ投資価値やリスクを知る必要がある。しかし、不動産には公設の取引市場というものがなく、取引に関する市場情報は依然として不足しており、連続データが取れない等の理由によって定量的な測定が不成熟な環境にある。このように信頼性の劣る価値評価では投資の意思決定やチェックを誤ることになり、取引が低調になるなど社会全体としても損失が発生する。そこで観察可能な取引データによって、不動産市場の構造と価格形成を把握する必要がある。

以上を背景として、本研究では不動産市場の構造と価格形成に関して、3つのテーマについて明らかにすることを目的とする。以下に対応する章とタイトルを併記して示す。

- (1) . 一般不動産市場における登録価格と市場滞留期間が成約価格に与える影響
 . . . 第3章「中古マンション市場の構造分析」
- (2) . 不動産オークション市場における売買不成立情報に基づく流動性リスクの把握
 . . . 第4章「不動産オークション市場の構造分析」
- (3) . オプション・アプローチによるREIT価格からの不動産価値の推定
 . . . 第5章「REIT市場と実物市場の関連性分析」

2. 第2章 先行研究サーベイ

第2章では、研究テーマおよび関連分野の文献についてサーベイを行った。現状の問題点を踏まえ、先行研究の未解決な部分を明らかにした上で、3つのテーマを導き、本研究の新規性について論じる。

3. 第3章 中古マンション市場の構造分析

まず、1つ目のテーマである「一般不動産市場における登録価格と市場滞留期間が成約価格に与える影響」について明らかにする。そのために、住宅市場での売り手と買い手の交渉の最適な戦略を求めるモデルを取り上げ、仮説「初期の登録価格を高く設定することによって、最終的な成約価格が高くなる。その代償としてTOMは長くなる」を設定した。この検証のために、中古マンション取引の個票のトラック・データを分析する。ここでTOM (Time On Market : 市場滞留期間) とは、本研究では「初期登録の公開日から成約日までの期間」と定義する。我が国の不動産市場の分析において、大量データにより成約価格と登録価格およびTOMの関連について包括的な分析するのは初めての研究である。

この結果、不動産市場は株式市場と違い流動性が低く、成約価格はコントロール可能な登録価格に大きく依存し、必ずしも不動産価値を正確に表したものではない。よって不動産の価値やリスクを評価するうえでは、成約価格は情報の一部でしかないことがわかった。TOMという非流動性のコストに対する報酬も把握できたが、登録やTOMが増加すると負の効果（レピュテーション・リスク）が生まれ、市場に長く滞留させることで必ずしも高く売れるとは限らないメカニズムも発見された。

さらに市場参加者の意思決定について、ベイズ更新の枠組みでモデリングし、得られた実証データを使ってシミュレーションを行った。これによって、情報不足や非流動性といった不動産市場にとって重要な価格形成上の特性を明らかにすることが目的である。その結果、市場全体の登録情報の変化の約80%を取り込む構造が判明した。このモデルはリバース・エンジニアリングとして活用でき、不動産市場の動きをとらえることができる。

4. 第4章 不動産オークション市場の構造分析

次に、2つ目のテーマである「不動産オークション市場における売買不成立情報に基づく流動性リスクの把握」を明らかにする。前のテーマの対象市場と異なり、売り手の意向が無く流動性リスクとしての売却期間や価格設定と交渉というものが無い市場である競売市場を対象に分析している。こうした特殊な市場モデルの構造を検証することで、より一般市場の理解を深めることが期待できる。たとえば一般市場における非流動性という測定が難しいものを、売れ残りというカウント可能なデータとして把握できるなどの有用性があるからである。

本研究では、計量モデルで実証データを分析して、仮説「入札者数を通じた価格形成の存在」と「低密度市場における成約価格情報のバイアスの存在」を検証する。2004年の法改正後の東京地方裁判所の入札者数も含めた大量データにより、基準価額、入札者数、落札価額の関係を分析し、さらに不売情報や取り下げ情報を入れることにより精度を高めた分析を行う。こうした競売市場の価格形成に関する分析は本邦では最初のものとなる。

この分析結果では入札者数を通じた価格形成の影響は大きく、通常の評価や分析では考慮外とされていることは大きな問題であることがわかった。そして「売れなかった事実」を考慮した潜在価格からの上方バイアスは数カ月間に渡って20%を超えている。ここで検出されたバイアスは「流動性リスク」の一部であり、それは期待市場滞留期間を超える換金困難性を意味する。ここに注目するのは競売市場にも一般市場にも共通に存在すると考えられるからである。この分析によって不動産市場では、比較物件が極端に少ない特殊な利用形態、絶対取引量の薄い地方都市に存する場合、市場が暴騰・急落したような時期などでは要注意であることが示唆される。

5. 第5章 REIT市場と実物市場の関連分析

最後に、3つ目のテーマである「オプション・アプローチによるREIT価格からの不動産価値の推定」を行うために、J-REIT価値情報を通して不動産価値の把握するモデルを考える。実物不動産は連続データが取れないため時系列変動が観察できない。そこでREIT市場と実物不動産市場の理論的な関連をみることを考える。具体的には、2001年に上場されたJ-REITのデータを活用して、REIT市場と実物不動産市場の関連性を分析する。仮説的なアプローチ手法として「REIT証券は実物不動産を原資産としたオプション」として、市場の違いによる価値評価の差異を検討するとともに、実物不動産に価値についてREITデータを通して観察する方法論を試みる。2つの市場における評価が同じであれば実物不動産の価格をREIT株から価格発見できるからである。こうしたアプローチによる研究はJ-REITに関しては我が国で最初のものである。

分析期間においては、NAVプレミアムと同時にインプライド評価のディスカウントの関係が見られた。また、インプライド・ボラティリティは5%~15%で一定ではない。不動産市場とREIT市場の間は完全に分断されているとは考えづらく、資産価値の評価範囲を狭め参考とすることはできる。これまでのように不動産市場からだけで判断するだけでなく、REIT価格情報を鑑定評価の検証手段とすることも考えるべきであることがわかった。

6. 第6章 結論

以上の分析結果を総合することにより各市場相互の横断的な考察を行うことができる。一般市場と競売市場では、任意売却と抵当権実行の選択が行われており、競売の買受可能額の元となる基礎評価額は一般市場を参考に評価されている。一般市場と競売市場を比較してみると水準差が現れ、一般市場で売却したほうが高く売れる。ただし、一般市場では流動性コストとしてのTOMを引き受ける必要がある。一方、競売市場はTOMというコ

ストは無い市場であるが、売れ残る可能性がある。さらに一般市場とREIT市場では、相互に評価の参考としており、物件が行き来することもあり得る。そこで東証REIT指数など金融市場の各指数と比較を行う。実物不動産の連続データを得ることは困難なため、今後の実務応用の課題は、こうした金融系の指数等の活用にあることが導かれる。

目 次

第1章 序論	1
1-1. 背景	1
1-2. 目的と概要	4
1-3. 本論文の構成	6
第2章 先行研究サーベイ	8
2-1. 「中古マンション市場の構造分析」について	8
2-1-1. 不動産の価格形成	8
2-1-2. 鑑定モデルと予測可能性	12
2-1-3. ヘドニック分析と回帰分析	14
2-1-4. 不動産インデックス	15
2-2. 「不動産オークション市場の構造分析」について	17
2-2-1. オークション基本モデル	17
2-2-2. 不動産オークションの理論研究	18
2-2-3. 米国における不動産オークション	19
2-2-4. 日本の競売実証研究	20
2-3. 「REIT市場と実物市場の関連性分析」について	21
2-3-1. REIT市場	21
2-3-2. 2つ不動産市場の関係	22
2-3-3. 二つの市場間の資産評価差	24
2-3-4. J-REITの分析	31
2-3-5. オプション・アプローチ	32
第3章 中古マンション市場の構造分析	33
3-1. はじめに	33
3-2. 仮説と検証	33
3-3. 登録過程とTOMの記述統計	34
3-4. 基準価格とTOMの統計分析	38
3-5. 成約価格の分析	43
3-6. 登録価格の分析	46
3-7. 登録と成約の意思決定	49

3-8. 実証数値によるシミュレーション.....	52
3-9. 本章のまとめ	54
第4章 不動産オークション市場の構造分析	57
4-1. はじめに	57
4-2. 不動産競売市場	59
4-3. 成約情報による分析	61
4-4. 入札者数の分析	64
4-5. 不売情報を取り入れた分析	68
4-6. サンプル・セレクション・バイアス.....	71
4-7. 成約情報のバイアス	74
4-8. 本章のまとめ	78
第5章 REIT市場と実物市場の関連性分析	81
5-1. はじめに	81
5-2. オプション・アプローチの理論.....	81
5-2-1. 基本的な考え方	81
5-2-2. J-REITへの適用	82
5-2-3. 負債の時価評価	83
5-2-4. 定式化と評価手順	84
5-2-5. 問題の解き方	87
5-2-6. 副次的な成果	87
5-3. オプション・アプローチの適用.....	88
5-4. オプション・アプローチの適用結果.....	90
5-4-1. 方式の比較	90
5-4-2. 負債の時価	92
5-4-3. インプライド・ボラティリティ.....	93
5-4-4. インプライド・キャップ・レート.....	95
5-4-5. 信用リスクと倒産確率.....	97
5-5. 二つの市場における資産評価差.....	98
5-6. 本章のまとめ	99
第6章 結論	101

付録A.	104
付録B.	108
〔参考文献〕	111

第1章 序論

1-1. 背景

戦後の日本における不動産市場、特に経済成長と都市化が進んでいた時期においては、建物よりも住宅地や開発用地といった土地取引が中心であった。また長い間、実需以上にキャピタル・ゲインを狙った投機目的の購入が多かった。そこではバイ&ホールドでの永久保有を前提とし、土地を担保とした銀行からの間接金融がほとんどであり、土地の値上がりはさらに担保から融資を増大させることができた。特に1980年代後半は、低金利政策が過剰流動性を発生させ東京を中心に地価高騰が発生した。この高騰が1970年代の列島改造ブームの頃と異なるのは、高収益が期待できる東京の商業地から他の大都市圏に地価高騰が波及したことである。この間、金融機関の不動産業に対する貸出残高の推移も大きく増大していた。この間経済のストック化が進み、土地資産の国民総資産に占める割合は34%、フローのGDPに対する倍率は5倍を超えた。住宅でも首都圏マンション価格はピーク時には平均年収倍率の8倍超まで上昇した。

しかし、90年代初頭にバブル経済と「土地神話」が崩壊した後は、土地と建物と一体として利用し、低経済成長や人口変動など経済のファンダメンタルズと実需に即応する資産という考え方に変わっていった。同時に市場を通じて不特定多数の投資家から資金を調達する直接金融へのシフトが起こった。1998年4月の改正外為法から始まった日本版金融ビッグバンは金融市場に大きな変化を与え、自由化と多様化の観点から不動産が金融の一部に組み込まれていくことになった。その垣根を橋渡ししたのが不動産の証券化であった。

日本における不動産の小口化は、古くは1931年施行の抵当証券まで遡り、不動産小口化商品などで金融犯罪事件も発生していた。それを教訓として投資家保護の観点から1995年に不動産特定共同事業法が施行され、1998年に不良債権処理のために「特定

目的会社による特定資産の流動化に関する法律」いわゆる S P C (Specific Purpose Company : 特定目的会社) 法が成立したことにより、当時の証券取引法上の有価証券としての流動性を持つ不動産証券化が脚光を浴びるようになった。制度面でも不動産情報のディスクロージャーおよび会計税務などのインフラ面も整備されていった。さらに 2000年 11月投信法改正によりいわゆる不動産ファンドが可能となり、翌年 9月には日本版 R E I T (Real Estate Investment Trust : 不動産投資信託) が上場し、金融投資の 1つとしての不動産投資が本格的に始動した。それ以降、投資用物件については投資ファンドや R E I T が存在感を増すことになり、住宅であってもローン・プールが証券化され、それを投資家が購入するようになった。通常、金融資産への投資家は、リスクとリターンを他の金融資産と比較し機会コストとしての利回りを重視する。よって不動産への投資家の関心も将来キャッシュ・フローの期待とそのリスクへと変化し、市場と物件の利回りを注視し、分散投資を前提としてリスクコントロールしながら売買するようになった。これに合わせて不動産鑑定実務では、戦後の価格上昇期に主流であった取引事例比較法から D C F (Discounted Cash Flow : 割引現在価値) 法に代表される本来の収益還元法に戻った。

投資家が不動産を投資資産として考える場合、その不動産が持つ投資価値やリスクを知る必要がある。しかし、不動産には公設の取引市場というものがなく、取引に関する市場情報は依然として不足しており、連続データが取れない等の理由によって定量的な測定が不成熟な環境にある。

たとえば年金基金や家計の不動産シェアをどのくらいにするかという問題に対して、データが無いため議論できないこともある。また、不動産を生産財と見る C R E (Corporate Real Estate : 企業不動産) の使用価値や時価会計の公正価値を、所有する企業側や投資家が意思決定のために知りたい場合も同様である。不動産評価のための情報に関して、比較するための類似した取引事例が少ない場合は評価の精度は落ち、評価のバラツキは大きくなってしまう。また、D C F 法で評価する場合でも、リスク・プレミアムの把握が困難であり割引率の根拠づけに苦労している。

それでもたとえ情報不足の中でも与えられた環境の中で合理性を働かせながらも不動

産市場はそれなりに動いている。しかしそういった不動産市場や取引がどのような構造になっているのかもはっきりわかっていない。このような信頼性の劣る価値評価では投資の意思決定やチェックを誤ることになり、取引が低調になるなど社会全体としても損失が発生する。そこで観察可能な取引データによって、不動産市場の構造と価格形成を把握する必要がある。

表1-1 日本の不動産に関する主な時系列データ

分類	名称	作成・発表機関	頻度	場所	内容
土地価格	地価公示	国土交通省土地鑑定委員会	年	全国約2.6万ポイント	1月1日の標準地(更地)1㎡当たりの価格
土地価格	都道府県地価調査	各都道府県知事	年	全国約2.3万ポイント	7月1日の標準地(更地)1㎡当たりの価格
土地価格	相続税路線価	国税庁	年	全国の路線	地価公示の約8割 相続税、贈与税の算定のため
土地価格	固定資産税路線価	市町村	3年	全国の路線	地価公示の約7割 固定資産税の算定のため
土地価格	地価LOOKレポート	国土交通省	四半期	三大都市圏、地方中心城市等高度利用地150地区	住宅系、商業系の土地
土地価格	市街地価格指数	日本不動産研究所	半年	全国平均と6大都市	指数
土地価格	田畑価格及び山林価格調査	日本不動産研究所	年	全国平均	田、畑、林地、立木の指数
マンション価格	リクルート住宅価格指数	リクルート・IPDジャパン	月	首都圏1都3県、関西2府1県	住宅情報誌の登録停止データによる。1986年1月より
マンション価格	東証住宅価格指数	東京証券取引所	月	首都圏(東京、神奈川、千葉、埼玉)の中古マンション	レインズに登録された成約情報より算定。1993年6月より
事業用インデックス	MU-Cbex	三菱UFJ信託銀行・シービー・リチャードエリス総合研究所	年	全国13都市の81ゾーン	1970年からの収益率と指数。旧名称:MTB-IKOMA不動産投資インデックス
事業用インデックス	ARES J-REIT property インデックス	不動産証券化協会	月	J-REITの情報から算定	投資収益率(AJPI)、価格インデックス(AJPP)
オフィス賃料	不動産業統計集(ビルディング賃料)	国土交通省総合政策局不動産課	年	東京圏10地区、全国の主要オフィスゾーン(50地点)	坪当たり賃料
オフィス賃料	全国オフィス市況分析(不動産白書)	シービー・リチャードエリス総合研究所	年	県庁所在地および主要都市のオフィスゾーン全国183か所	建物の竣工年別および規模別、坪当たり賃料
オフィス賃料	Office Market Report	シービー・リチャードエリス総合研究所	四半期	全国主要都市	賃料、預託金、空室率等
オフィス賃料	最新エリアマーケットデータ	シービー・リチャードエリス総合研究所	月	全国59都市オフィスビルおよび20都市の物流施設	坪当たり賃料等
オフィス賃料	世界のオフィスマーケット	シービー・リチャードエリス総合研究所	年	世界主要都市	オフィスコスト(月額賃料+共益費)のランキング
オフィス賃料	相場データ	三幸エステート株式会社	月	全国主要都市	エリア・ビル規模別
オフィス賃料	市況/相場状況	三鬼商事株式会社	月	全国9地域の主要都市	エリア・ビル規模別
オフィス賃料	全国賃料統計(オフィス)	日本不動産研究所	年	全国61都市	指数および変動率
オフィス賃料(継続)	企業向けサービス価格指数	日本銀行	月	東京圏、名古屋圏、大阪圏、その他	事務所
住宅家賃	小売物価統計調査	総務省統計局	月	県庁所在地および人口15万人以上の都市(合計71)	平均賃料、民間および公的住宅
住宅家賃	住宅・土地統計調査報告	総務省統計局	5年	全国、大都市圏、距離帯、都市圏、都道府県	種類、所有関係、入居時期、建築時期等別の家賃・間代(1畳当たり)
住宅家賃	住宅市場動向調査報告書	国土交通省住宅局	年	首都圏、中京圏、近畿圏	家賃、共益費、敷金/保証金、礼金等
マンション家賃	リクルート住宅価格指数	リクルート・IPDジャパン	月	首都圏1都3県、関西2府1県	住宅情報誌の登録停止データによる。1986年1月より
マンション家賃	不動産業統計集(マンション賃料相場)	国土交通省総合政策局不動産課	年	東京、名古屋、大阪および福岡圏の鉄道沿線主要駅周辺	賃料相場
マンション家賃	全国賃料統計(共同住宅賃料)	日本不動産研究所	年	全国149都市	指数および変動率
マンション家賃	賃貸住宅市場動向調査レポート	日管協情報調査研究会	年	首都圏、近畿圏、中京圏	平均賃料
マンション家賃	世界地価等調査	(社)日本不動産鑑定協会	2、3年	世界主要都市	集合住宅地、高度商業地別
事業用賃料(継続)	企業向けサービス価格指数	日本銀行	月	全国	店舗、ホテル、駐車場
事業用賃料(継続)	ARES J-REIT property インデックス	不動産証券化協会	月	J-REITの情報から算定	オフィス、住宅、商業
地代(継続)	継続地代の実態調べ	日税不動産鑑定士会	3年	東京23区など	用途別、区別、地代割合
地代	田畑価格及び山林価格調査	日本不動産研究所	年	全国平均	田、畑の賃借料指数
期待利回り	不動産投資家調査	日本不動産研究所	半年	都心、政令指定都市、都内各地	期待利回り、取引利回り、オフィス賃料予測、賃貸住宅一棟、近郊商業店舗、物流・倉庫、ビジネスホテル、アンケート調査による。1994年4月より
金融市場	J-REIT(個別)	東京証券取引所	随時	35銘柄、うち1銘柄は福岡証券取引所へ重複上場	
金融市場	東証REIT指数	東京証券取引所	随時	J-REIT全銘柄を対象とした時価総額加重平均指数	2003年3月31日を基準日。公表は2003年4月開始
金融市場	東証REIT指数先物	東京証券取引所	随時		2008年6月16日から開始
金融市場	東証REIT個別オプション	大阪証券取引所	随時	8銘柄	2008年5月12日上場
金融市場	東証業種別価格指数(不動産業)	東京証券取引所	随時		

表1-1に我が国における不動産に関する価格や指数データのうち時系列の比較が可能なものを挙げた。これらの中で実物不動産市場のデータについて見ると、発表頻度は年単位がほとんどであり、エリアも広く取っているものが多い。しかも算定方法を詳細に調べると成約価格などを使ったものはほとんどなく、人為的な鑑定価格や募集価格、アンケートを使ったものがほとんどであり信頼性に問題がある。また、すでに集計化されたものであるから、新ためて別の属性変数について取り出して観察や分析をすることも不可能である。これまで不動産市場の研究やその実務応用は遅れていた原因にこうしたデータ不足の問題もあった。したがって、不動産市場を研究や精緻な評価を行うためには、成約価格等

の質の高い情報を収集し整理したうえで分析を行う必要がある。また、連続データの得られる金融市場のデータが入手できるようになった事でその関連性を検証することも重要となってきた。

1-2. 目的と概要

以上を背景として、本論文では不動産市場の構造と価格形成に関して、以下の3つのテーマについて明らかにすることを目的とする。以下に対応する章とタイトルを併記して示す。

- (1) . 一般不動産市場における登録価格と市場滞留期間が成約価格に与える影響
 . . . 第3章「中古マンション市場の構造分析」
- (2) . 不動産オークション市場における売買不成立情報に基づく流動性リスクの把握
 . . . 第4章「不動産オークション市場の構造分析」
- (3) . オプション・アプローチによるREIT価格からの不動産価値の推定
 . . . 第5章「REIT市場と実物市場の関連性分析」

まず最初に、1つ目のテーマである「一般不動産市場における登録価格と市場滞留期間が成約価格に与える影響」について明らかにする。そのために中古住宅取引を取り上げ、売買交渉の理論モデルを個票データにより検証する。これによって、情報不足や非流動性といった不動産市場にとって重要な価格形成上の特性を明らかにすることを目的とする。不動産市場は株式市場と違い流動性が低く、成約価格はコントロール可能な登録価格に大きく依存し、必ずしも不動産価値を正確に表したものではない。よって不動産の価値やリスクを評価するうえでは、成約価格は情報の一部でしかないことがわかる。売却情報の登録日から成約までの期間をTOM (Time On Market : 市場滞留期間) と呼び、本研究では「初期登録の公開日から成約日までの期間」と定義する。このTOMという非流動性のコ

ストに対する報酬も把握できたが、登録やTOMが増加すると負の効果（レピュテーション・リスク）が生まれ、市場に長く滞留させることで必ずしも高く売れるとは限らないメカニズムも発見された。

さらに市場参加者の意思決定について、得られた実証データを使ってシミュレーションを行った。その結果、市場全体の登録情報の変化の80%ほどを取り込む構造となった。こうしたモデルを発展させることで、リバース・エンジニアリングとして活用でき、情報不足と登録方法やTOMの代償として市場が滑らかに動くように見える不動産市場の動きをとらえることができる。

次に、2つ目のテーマである「不動産オークション市場における売買不成立情報に基づく流動性リスクの把握」について明らかにする。前のテーマの対象市場と異なり、売り手の意向が無く流動性リスクとしての売却期間や価格設定と交渉というものが無い市場である競売市場を対象に分析する。こうした特殊な市場モデルの構造を検証することで、より一般市場の理解を深めることが期待できる。たとえば一般市場における非流動性という測定が難しいものを、売れ残りというカウント可能なデータとして把握できるなどの有用性があるからである。分析結果では入札者数を通じた価格形成の影響は大きく、通常の評価や分析では考慮外とされていることは大きな問題であることがわかる。そして「売れなかった事実」を考慮した潜在価格からの上方バイアスは数カ月間に渡って20%を超える。検出されたバイアスとは「流動性リスク」の一部であり、それは期待市場滞留期間を超える換金困難性を意味する。売買不成立に注目するのは、バイアスの大小はあるにしても競売市場にも一般市場にも共通に存在すると考えられるからである。よって不動産市場では、比較物件が極端に少ない特殊な利用形態、絶対取引量の薄い地方都市に存する場合、市場が暴騰・急落したような時期などでは要注意であることが示唆される。

最後に、3つ目のテーマである「オプション・アプローチによるREIT価格からの不動産価値の推定」を行うために、J-REIT価値情報を通して不動産価値の把握するモデルを考える。実物不動産は連続データが取れないため時系列変動が観察できない。そこでREIT市場と実物不動産市場の理論的な関連をオプション・アプローチで分析し、RE

IT市場を通して不動産価格を把握する方法を試みる。分析期間においては、NAVプレミアムと同時にインプライド評価のディスカウントの関係が見られた。また、インプライド・ボラティリティは5%~15%で一定ではない。日本のREITは外部運用型の受動型REITであることを考慮しても、不動産市場とREIT市場の間は完全に分断されているとは考えづらい。その関連性の強さを活用することで、実物不動産の資産価値の評価の範囲を狭めるなど参考とすることはできる。これまでのように不動産市場からだけで判断するだけでなく、REIT価格情報を鑑定評価の検証手段とすることも考えるべきである。

以上の分析結果を総合することにより、各市場相互の横断的な考察を行うことができる。一般市場と競売市場では、任意売却と抵当権実行の選択が行われており、競売の買受可能額の元となる基礎評価額は一般市場を参考に評価されている。一般市場と競売市場を比較してみると水準差が現れ、一般市場で売却したほうが有利である。ただし、一般市場では流動性コストとしてのTOMを引き受ける必要がある。一方、競売市場はTOMというコストは無い市場であるが、売れ残る可能性も大きい。さらに一般市場とREIT市場では、相互に評価の参考としており、市場間を物件が行き来することも実際にあり得る。そこで東証REIT指数など金融市場の各指数と比較を行うことも行った。実物不動産の連続データを得ることは困難なため、今後の実務応用の課題は、こうした金融系の指数等の活用にある。

1-3. 本論文の構成

本論文の構成は以下のとおりである。

第2章では、前節に掲げた3つの研究テーマおよび関連分野の文献についてサーベイを行う。現状の問題点を踏まえ、先行研究の未解決な部分を明らかにした上で、先に挙げた3つのテーマを導き、本研究の新規性について論じる。

第3章では、住宅市場での売り手と買い手の交渉の最適な戦略を求めるモデルを取り上

げ、仮説「初期の登録価格を高く設定することによって、最終的な成約価格が高くなる。その代償としてTOMは長くなる」を検証するために、中古マンション取引の個票のトラック・データを分析する。さらに市場参加者の意思決定について、ベイズ更新の枠組みでモデリングし、得られた実証データを使ってシミュレーションを行う。

第4章では、不動産競売市場を分析し、オークション・モデルの検証を行う。計量モデルで実証データを分析して、仮説「入札者数を通じた価格形成の存在」と「低密度市場における成約価格情報のバイアスの存在」を明らかにする。

第5章では、2001年に上場されたJ-REITのデータを活用して、REIT市場と実物不動産市場の関連性を分析する。仮説的なアプローチ手法として「REIT証券は実物不動産を原資産としたオプション」として、市場の違いによる価値評価の差異を検討するとともに、実物不動産に価値についてREITデータを通して観察する方法論を試みる。

第6章では、結論として本研究の横断的な解釈と実務活用について考察する。得られた分析を踏まえ、第3章の一般市場、第4章の競売市場、第5章のREIT市場の各市場相互の関連性について比較を行う。

第2章 先行研究サーベイ

不動産価格形成に関しては、与えられた観測データから実証的、あるいは理論モデルを構築することで、価格付け原理を議論することが多い。このような文献の中から、本章では、特に論文の3つのテーマに関連する研究、および周辺分野に関してサーベイを行う。

2-1. 「中古マンション市場の構造分析」について

2-1-1. 不動産の価格形成

不動産市場における不動産の価格形成の研究は、売り手と買い手の相対による価格交渉とその過程に着目するものが多い。この中で代表的な価格形成モデルとして、Quan and Quigley (1991) が知られている。

売り手の募集価格 P^0 と買い手の留保価格 P^r とすると、取引が成立するのは $P^r \geq P^0$ の場合であり、2つの価格の間で決まる。差額は当事者間で配分される余剰であり、成約価格 P^T は、この均衡シェア ω の加重平均として、

$$P^T = \omega P^r + (1 - \omega) P^0 \quad (2-1)$$

ω : 均衡シェア

で決まるとする。 ω は Rubinstein (1982) の非協力交渉ゲームによる、

$$\text{売り手シェア} \quad \omega = \frac{1 - \rho^b}{(1 - \rho^b \rho^s)} \quad (2-2)$$

が使われ、買い手シェアは $1 - \omega$ となる。 ρ^s ρ^b は売り手と買い手の割引率であり、市場における取引を成立させたい緊急性を意味する。たとえば上昇期など売り手市場であれば ρ^b は小さくなる。

さらに Quan and Quigley (1991) は、買い手側の探索行動について、Lippman and McCall

(1976) のジョブ・サーチ理論を応用し、売り手のオファー価格分布を想定して最大余剰ゲームの解を探す研究を行っている。

また、売り手側の探索行動について、情報不完全で探索コストの分布が与えられる市場の均衡価格分布に関する研究にRob (1985) がある。買い手は不動産のオファー価格に探索コストを加えて考えるはずであり、この買い手に対しての売り手の行動をモデル化している。先に述べたQuan and Quigley (1991) はこの研究も不動産に適用している。

本研究で取り扱う募集価格（売り希望価格、登録価格）の買い手側に対するシグナリング効果の研究には、Knight, Sirmans, and Turnbull (1994) がある。そこでは買い手側の意思決定を、与えられた募集価格のもとで最適な留保価格の値付け戦略を解くことで住宅を選択するモデルを提案している。そして募集価格は成約価格の推定のための重要な情報を含んでいることを示した。さらに買い手は募集価格を通して学習するとし、前期の募集価格は今期の成約価格を説明することに寄与することを示した。そして彼らは実証研究としてGranger因果性テストで確認し、結果として募集価格には次期の成約価格を予測する有効な情報を含んでいると結論付けた。

売り手と仲介業者の目標は、なるべく高くなるべく早く売却することである。TOM (Time On Market : 市場滞留期間) と成約価格を考慮した売り手の最適な登録価格設定の研究にYavas and Yang (1995) がある。そこでは売り手、買い手とも主観的な価格を持つが、お互い相手の価格は知らず、多くの買い手は売り手の提示する売り希望価格のみをシグナルとして行動することを仮定した。ただし、ここでの登録価格は売り手側の主観的価格とは必ずしも一致しないが、TOMと密接であると考えられる。これに売り手、買い手および仲介ブローカーの探索強度および探索コスト、仲介手数料、売り手の交渉力を考慮し、売り手側の最適な登録価格設定のモデルを分析した。

中古住宅の売買の一般的な流れは次のとおりである。

- (1) 売り手は仲介業者を介して売り希望価格 P^L を登録設定する。
- (2) 仲介業者は自ら買い手を探すと同時に同業者に登録情報を流す。
- (3) 買い手は仲介業者の店頭等から物件を探索し、候補の物件を選択する。

- (4) 買い手は登録価格 P^L で買収を受諾する。もしくは購入希望価格（カウンター・オファー）を返す。
- (5) 売り手はカウンター・オファーを受諾するか拒否する。
- (6) 受諾により成約となった場合、登録価格もしくはオファー価格が成約価格 P^T となる。

以下ではYavas and Yang (1995) のモデルで説明する。市場でのマッチングにおいて重要な情報は登録価格である。売り手 S および仲介業者 M はなるべく高くなるべく早く売ることが目標である。探索コスト C も考慮して最適な登録価格を設定する。売り手、買い手 B ともに物件に対して自身の主観的評価を持つが、お互いに相手の評価や留保価格（売買してもよいと思う価格）については知らない。それを推定する唯一の価格情報が売り手の登録価格 P^L である。

売り手の住宅の評価 P^s 、売り手の最低希望価格 $f(P^L)$ 、買い手の留保価格 P^b と表記する。当事者が選択するサーチ強度 i は探索意欲であり、探索コストと成約確率に影響を与える。マッチング技術 θ は仲介業者と広告媒体の影響度を表し、売り手と買い手が出会う確率は $\theta(i^s, i^b, i^m)$ で与えられる。売り手の均衡シェア ω は、売り手の交渉力であり、住宅市場が活発に上昇しているときは大きく、売り急ぎの場合は小さくなる ($0 \leq \omega \leq 1$)。 f は市場の共通知識と仮定し、 $f(P^L) > P^s$ であり、 $P^b \geq f(P^L)$ であれば交渉に入ることができ、交渉の区間は $[f(P^L), P^L]$ である。交渉成立は $P^b \geq f(P^L) \geq P^s$ のときとなる。成約価格は、

$$P^T = f(P^L) + \omega(P^L - f(P^L)) \quad (2-3)$$

である。

売り手は期待収益を最大化するが、潜在的な買い手のランダムな留保価格を想定し、

$$\max_{i^s, P^L} \int_{f(P^L)}^1 \theta(i^s, i^b, i^m) [(1-k)[f(P^L) + \omega(P^L - f(P^L))] - P^s] d\bar{P}^b - C(S) \quad (2-4)$$

k : 仲介手数料率

を計算し i^s および P^L を決定する必要がある。登録価格は売り手の留保価格のシグナルであるが、「買い手へ P^L を上昇させると $f(P^L)$ が上昇し、売り手の期待ゲインは増加するが、

$f(P^L)$ を超える留保価格を持つ買い手は減少するから買い手の出現確率は小さくなる」という役割を持つ。

(2-3) 式の最大化の一階条件は、

$$\theta^S (1-k) [\omega P^L + (1-\omega)f - P^S] (1-f) = C'(S) \quad (2-5)$$

および、

$$\begin{aligned} \theta^M \frac{\partial M}{\partial P^L} [(1-k)(\omega P^L + (1-\omega)f) - P^S] (1-f) \\ + \theta(1-k) [\omega + (1-\omega)f'] (1-f) - f'\theta [(1-k)(\omega P^L + (1-\omega)f)] - P^S = 0 \end{aligned} \quad (2-6)$$

である。このように登録価格の決定には、売り手の評価、売り手の交渉力、関数 f の曲率に影響される。さらにマッチング技術、探索コスト、仲介手数料率も関係する。買い手および仲介業者のサーチ強度も同様の考え方である。TOM（市場滞留期間）は売り手の売却失敗の確率と考えられるから、

$$TOM = 1 - \theta(1-f) \quad (2-7)$$

となる。

Yavas and Yang (1995) は実証データによって帰納法的に分析している。内性変数の TOM の影響をコントロールするために成約価格をヘドニック分析して理論値を求める二段階モデルである。この結果、中級住宅では登録価格が高いと TOM は増加するが、低級住宅と高級住宅では、登録価格は TOM に有意に影響しないことを示した。さらに Krainer (1999) は、単位時間当たりの売却確率を取り入れており、TOM を期待生存期間ととらえている。

これらの先行研究では理論的に登録価格と TOM および成約価格の相互関連については不明な点が残る。実証研究では登録価格等によって成約価格が変化するという仮説にも関わらず、成約価格を基準とした登録設定率を使うなど循環論的な分析が行われている。そもそも日本においてはデータが入手できないことから、登録価格や TOM に関する分析は行われていなかった。

本研究では、Yavas and Yang (1995) を発展させたうえで日本のデータに適用し、仮説として「初期の登録価格を高く設定することによって、最終的な成約価格が高くなる。その代償としてTOMは長くなる」を検証する。我が国の不動産市場の分析において、大量データにより成約価格と登録価格およびTOMの関連について包括的な分析するのは初めての研究である。

2-1-2. 鑑定モデルと予測可能性

ここまでの分析によって、成約価格と登録価格およびTOMの関連について分析できたとしても基準価格と必ずしも一致しない成約価格の形成まで解明できない。不動産市場の情報不足や売買当事者の適正価格に関する確信の無さがどう影響するかがわからないからである。

そのためには、不動産価格の評価や実物不動産市場の動きを捉えるためにどのように分析や研究が行われていたかを検討する必要がある。不動産の場合、個別性が強く品質を調整しないと比較できないからである。参考となるのは不動産実務においては不動産鑑定という専門家による評価が行われており、この鑑定作業自体を研究した文献もある。

不動産の評価を行うとき、少ない類似事例から推定(比準)する作業を行うことが多い。この際ノイズと時間バイアスが同時に生じるため、そのどちらを重視するかトレード・オフ関係に対するバランス評価が要求される。この評価構造は、不確実性下において新旧の情報を使って最適な推定を行うこととして、ベイズ統計の枠組みで考えることができる。Quan and Quigley(1989, 1991)は、ベイズ統計のモデルを使って時間集計の問題に保守的な評価をすることが、鑑定士などの合理的な行動であることを示した。同様の結果はChilds, Ott, and Riddiough(2000)でも得られている。

この研究では、鑑定士は事前の全ての観察情報を利用することができるとして、付加情報 P_t^T が与えられた時、ベイズ更新で鑑定価格を真の価格に近づけようとする。そうすると、鑑定価格 V^* 現時点の経験的価値 (たとえばcomps P_t^T の加重平均) \bar{P}_t とすると簡単

化した部分調整モデルでは

$$V_t^* = \alpha \bar{P}_t + (1 - \alpha) V_{t-1}^* \quad (2-8)$$

となり、最適な鑑定価格は前期の鑑定と今期の取引事例の移動平均であり、過去の取引事例の指数平滑モデルになる。ここで調整パラメータである重み α は、市場価値のシステム変動を g_s 、取引ノイズ ε_i すると、

$$\alpha = \frac{\text{VAR}(g_s)}{\text{VAR}(g_s) + \text{VAR}(\varepsilon_i)} \quad (2-9)$$

となる。もし不動産市場の持つシステムティックな変動のボラティリティが大きければ α は大きくなり、より現在の取引を重視することを意味する。その保守性の程度について、Hamilton and Clayton(1999)は、米国の団体 N C R E I F (National Council of Real Estate Investment Fiduciaries) の作成する N P I インデックスのデータから、直近の取引の重視度合いが小さいことを導き出しており、これが鑑定の保守性による平滑化であると解釈している。これに似た研究として、Daiz and Wolverson(1998)は、鑑定士の評価を分析して過去の鑑定結果に引っ張られる傾向を見つけている。

この鑑定士モデルを市場の投資家や売買当事者にも適用を拡大した場合について、Geltner and Miller(2001)は、大規模なポートフォリオを持つ投資家にとってランダム・ノイズは重要でないため、結果として評価の遅れはほとんど無くなると述べている。しかし、取引時点で他の成約事例を入手し参考とすることは困難であり、特に日本では事実上不可能である。よって、少ない類似事例によるノイズとバイアスが生じる中での推定は売買当事者も行っていると考えられることができる。そこで本研究では、先行研究の単純なベイズモデルを発展させ、状態空間モデルで再構築し、市場データにより取引のシミュレーションを行う。

ただし、市場価格の決まり方において(2-8)式のような移動平均の構造が存在し、 α が小さいような場合、不動産価格の短期の予測可能性を示唆する(ただし取引コストが大きく儲けることはできない)。この点は研究者の関心が高いところであり、実証研究では、Barkham and Geltner(1995)、Case and Shiller(1990)、Case and Quigley(1991)、Gyourko

and Keim(1992)などで実物不動産市場の予測可能性が論じられている。日本では伊藤・廣野(1992)、伊藤(1993)、西村(1991)、(1995)が系列相関の有無で効率性のテストを行い、データ時期や用途により結論が異なることを指摘している。

2-1-3. ヘドニック分析と回帰分析

一方、学術研究においては、実物不動産市場の動きを捉えるために、大量データによる統計分析が行われる。

個別性が強く同一物件のない不動産ではRosen(1974)で確立されたヘドニック分析を行い市場をとらえることが多い。これは商品価格を多くの属性価値の集合体とみなし、それを品質調整して価格モデルやインデックスを統計的に推計することである。この考え方は、差別化された生産物の市場均衡理論を発展させて、需要者(消費者)のビッド関数と供給者(生産者)のオファー関数からヘドニック価格関数の間の構造を関連付けたものである。まず、各消費者の所得と選好から予算制約のもとで効用最大化すると仮定し、その達成のために支払ってよい最大の価格のビッド関数と市場価格の関係を求める。さらに、各生産者は属性・提供数とコストから利潤最大化すると仮定して、生産者が提示可能な最低価格であるオファー価格と市場価格の関係を求める。そして様々な属性を持つ住宅に関して需要と供給が一致するところで市場均衡が成立すると考える。結局、市場価格はビッド関数とオファー関数が接する軌跡(包絡線)となり、これを観察することでわれわれはヘドニック価格関数として推定することができる。このヘドニック価格関数は、様々な属性の限界価値の線形結合式とみなすことができるが、特定の関数形まで想定していない。ただし、その近似的な推定式の1つとして取引と属性のデータの重回帰式があるため、これを活用できる利点がある。求められた係数は、ヘドニック変数と呼ばれ、1単位当たりの各属性の価格へのインパクトを意味する。

このヘドニック分析は不動産において膨大な論文に利用されている。例を挙げると、アパートでCrosson, Dannis, and Thibodeau(1996)、オフィスでは, Downs and Slade(1999),

日本では中村（1998）、肥田野・山村・土井（1999）、西村・清水（2002b）などがある。ただし、Ekeland, Heckman and Nesheim（2004）は、すべての属性のデータを得ることは困難であることから過小定式化バイアスが生じることと、長期間を対象とした場合に構造変化の問題を指摘している。また、Rosen（1974）のオリジナルなヘドニック分析と統計的な「不動産価格を被説明変数とした重回帰分析」をどちらも「ヘドニック分析」と称することがある。本研究ではデータの制約のある中で変数の対数変換、物件の属性以外の変数や時間ダミーを採用し統計分析するため「重回帰分析」を行い、市場データの分析に活用することにする。

2-1-4. 不動産インデックス

こうした統計処理の結果は、不動産価値を時系列で示す不動産インデックスとして作成され公表されることが多い。これにより、実物不動産市場の動きを捉えることが可能となる。この精度を高めるための研究も多く行われている。

不動産に関連するインデックスには、REITインデックスのように金融市場で客観的・連続的に取得できるものがあるが、これは実物不動産市場の変動よりも先行的で変動が激しいと信じられ、実物不動産の代替インデックスとして使われることは少ない。そこで取引事例のヘドニック分析によるインデックスが参考となるが、データ収集の限界からヘドニック手法が適用されるのは、住宅分野がほとんどである。実務的にはいわゆる不動産投資インデックスや地価公示が存在するが、これらは鑑定価格を使っているため前述の問題を持っている。これら日本における地価情報の問題点については西村・清水（2002a）にまとめられている。さらに米国でもNCREIFの作成するNPIインデックスの持つバイアスが不明確であるという研究がある（Lai and Wang（1998））。

このように不動産研究において連続データが不足している点に対して、Bailey, Muth, and Nourse（1963）は、リピート・セールス回帰（repeated measures regression：RMR）を示した。これを実用的なインデックスの発展に貢献した論文がCase and Shiller（1987、

1989), Shiller(1991)である。これは、複数買い売買された物件をサンプルとして異時点間の差分を推定する方法である。現在、米国においてS & Pケース&シラー住宅価格インデックスとして公表され、このインデックスを対象とした先物取引も行われている。これに刺激を受けた前述の団体N C R E I Fは、新しくC V Iというインデックス(四半期)の公表を開始した。

日本でのこのRMRの適用には中村(2003)などの研究がある。しかし、Dieweit(2007)は、この方式であっても品質変化として価値減耗あるいは修繕問題があると指摘し、原野・清水・唐渡・中川(2007)は、標本サイズの問題によるサンプル・セレクション・バイアスと回復期のリード・ラグが生じることを指摘している。そもそも再売買データの不足と収集の困難さもあり日本ではまだ一般的なインデックスとは言い難い。

そして、本研究の「成約価格が不動産価値を正確に表したものではない」という仮説が真であれば、そもそも成約価格から作成されたインデックスには補正が必要ということになる。もし集計化によってバイアスが相殺されると考えた場合であっても、必ずしも分散化できていない住宅等の個別物件に対して、集計化されたインデックスを単純に活用することは難しいと言える。

そこで考えられるのは、入手可能なデータから代替的にインデックスを作成することである。鑑定価格を使う場合、そのラグ除去の手法への展開が考えられる。最も単純な方法として、(2-8)式を移項すると、

$$\bar{P}_t = \{V_t^* - (1-\alpha)V_{t-1}^*\} / \alpha \quad (2-10)$$

となる。これは鑑定を基礎として集計されたインデックス・データからラグと平滑化を取り除くことができることを意味する。日本では松本・川口(2001)において分析している。ただし、これらは鑑定評価もしくはそれを使ったインデックスに関するものである。そこで先行研究を参考に、我が国の不動産市場の慣行や情報に合わせた状態空間モデルから代替的なインデックスを作成する方法を試みる。

2-2. 「不動産オークション市場の構造分析」について

2-2-1. オークション基本モデル

各種オークション方式の持つ特徴とその経済理論は、売り手と買い手の情報ゲームとして考えることができる（一般的なオークション・モデルについては、三浦（2003）、McMillan（1992）、Salanie（1997）を参照のこと）。

オークションの買い手は、自己の留保価格とは違う虚偽の価格により情報レントという超過利益を得てしまうため、それをいかに削減してプリンシパルのペイオフを最大化するかの設計問題となる。ただし、情報を引き出すインセンティブ・スキームにはコストがかかり効率性を失うこともある。このように、オークションは、プリンシパル（主催者）がいかにエージェント（買い手）に真実の報告をさせるエージェンシー問題の枠組みで理解できる（McAfee and McMillan（1987a）、（1987b）など）。オークションの方式には、各入札者が他の入札者の行動を観察しながら入札価格を付ける公開型と観察できない非公開型がある。公開型には価格がセリ上がるイギリス式とセリ下がるオランダ式がある。非公開型の代表例は、各入札者が自分の入札価格を他の入札者に知られないように封印された封筒などで売り手に提出する封印オークションである。この封印オークションにおいては、最も高い価格を付けた入札者を落札者とし、その付け値を落札価格とする一位価格・封印型（FSA：first-price sealed-bid auction）が一般的であり、公共用地の売却などで活用されている。この他、最も高い価格を付けた入札者を落札者とするが、2番目に高い価格を落札価格とする二位価格・封印型（SSA：second-price sealed-bid auction）がある。

基本モデルは、非分割財1単位をオークションで売る場合で考える。入札者は n 人おり、互いに競争的（非協力的）に行動するものとする。入札者 i の財に対する留保価格（reserve price）を、その分布関数、定義域、密度関数で表す。これは私的情報として i しか知らないとする。売り手は全ての入札者を同質とみなし同一の分布関数に従う。そして誰がいく

らで落札するかわからないというリスクに対して全ての主体は中立的に行動するとする。

オークションは2段階ゲームとする。まず、売り手は最低落札価格 r （留保価格）を公表し、次に各入札者が同時に入札価格を決める。最高価格を付けた入札者が r 以上であれば落札となり、 r 未満の場合は不調に終わる。

方式の1つである S F A は、最高価格を付けた入札者がその付けた価格で落札する。非協力ゲームであるから各入札者の価格戦略をとして導出する。留保価格が同じであれば同一の入札価格を付け、対称ナッシュ均衡戦略を付けることが i にとって最適となる。

F S A と S S A は売り手に同一の期待収入をもたらす（「Revenue Equivalent Theorem 収入等価定理」）ことが Vickrey (1961) の先駆的な研究により導出された。これは F S A では各入札者は第2位の価格を予想し、それより少しだけ高い価格を付けるからである。その後、Riley and Samuelson (1981) が任意の留保価格の下でも収入等価原理が成り立つことを示している。さらに、Myerson (1981) は各入札者が異なる分布で財の品質に不確実性があるケースに拡張し、Engelbrecht-Wiggans (1988) は1つのオークションで多数財が取引される場合にも成立することを明らかにした。

一般的なオークション理論は、米国において不動産に関する理論研究と実証研究に応用されている。次にそれぞれの研究を見てみる。

2-2-2. 不動産オークションの理論研究

不動産領域における優れたサーベイ論文としては Quan (1994) がある。R T C (the Resolution Trust Corporation) や F D I C (the Federal Deposit Insurance Corporation) による競売オークションが増加した時期の研究である。そこでは勝者選択型、プールされた複数オークション、最低価格限度無しオークションなどが多様な方式が紹介されている。他、注目物件の後の回が低調になる“シャンデリア消灯効果” (Vincent (1989))、複数回では後半になるに従い落札価格が下がる Weber (1983) の言う“アフタヌーン効果”が分析されている。

なお, Quan (1994) ではオークションについて本研究に関連する重要な指摘をしている。つまり「ヘドニック・モデルなどでは市場で取引データが少ない場合その信頼性に批判がある。その点, 薄い市場であっても F S A の落札価格は, 最高最善の使用 (最有効使用) 法の定義に近い価値を推察できる。入札者が不完全な私的情報を持っていたとしても, 入札者数の増加するにつれて落札価格は財の真の価値に収斂していくはずである。不動産市場において物件価値への非難が出てくるとき, 特に経済危機でオークションが活況を呈する時期などで, オークションの入札は特殊な物件などの価値推定の代替として注目される。」という指摘である。F D I C などオークション会社は全ての入札や問い合わせのデータを保持しているため, オークション・データの分析による不動産市場の価値推定ができる。オークションと他の処分手段との関連も研究対象である。不動産では Adams, Kluger, and Wyatt (1992) の独占者の動的な最適価格設定モデルがある。

2-2-3. 米国における不動産オークション

不動産オークションに関する多くの実証研究は二つに大別され, アフタヌーン効果 (入札ラウンドが進むにつれて安くなる傾向) と異なるオークション型式ごとのシステムティックな価格の違いの検出に関する実証と測定が中心である。

前者の Ashenfelter and Genesove (1992) は, ラウンドの最初と最後で 10% ほど落札価格が下がることを示した。方式は違うがオーストラリアのデータでも Lusht (1992) が同様の結果を出している。さらに Vanderporten (1992) は異なる時間のデータを使うことで, 予想価格と落札価格の差は真ん中のラウンドが小さく, 変化は直線的ではないことを発見した。

後者では, 留保価格が高いほど落札価格と落札率が上昇するかという点について, DeBoer, Conrad, and McNamara (1992) が, 自己選択の二段階推定法を使って, 高い留保価格では落札率は下がり後のラウンドになることを実証している。

所有物件をオークションか交渉市場かどちらの市場で売却するかを選択について, Lusht (1992) は, オークションにかけられた物件と任意売却された物件をヘドニック分析し,

任意売却物件はオークション開催時点の前のほうが開始後より高くなるが、それを考慮してもオークションにかけるよりも5.6%低いことを示した。このようにオークションの方が高いことはGau and Quan(1992)の均衡分離モデル（探索コストの高い買い手ほど高く落札する）が説明し、更地のデータを使ってヘドニック分析で実証している。ただし、ヘドニック・モデルを使う際、ある属性が除外されていると標準的なOLSではバイアスが発生する。その結果、不良な物件が混入すると低い価格が検出される懸念がある。これを避けるためMayers(1992)ではBailey, Muth, and Nourse(1963)のリピート・セールス法（repeated measurement）を用い、オークションはロサンゼルスで6%低いなど地域ごとに価格サイクルが異なるという結果を得ている。

2-2-4. 日本の競売実証研究

米国における実証研究の成果を踏まえ、日本において競売市場の研究が進められている。井出（2000）、戸田・井出（2000）、井出・田口（2002）、井出・岩田・田口（2008）の一連の研究は、当時データが入手できなかった事から法改正前の大阪地方裁判所のデータを分析している。またその関心は競売制度と処理状況であり、権利関係や回収率についての分析である。才田（2003）は、広範な首都圏の競売データで土地市場の動向を対象に入札者数データを入れずに分析している。

海外の研究結果はオークションの制度の違いから我が国の競売制度と単純に比較することはできない。また、2004年の法改正以降、競売市場は活発化されより一般的になった。加えてこれまで得ることのできなかった情報も入手可能になったため精度の高い分析ができるようになった。本研究では、改正後の東京地方裁判所の入札者数も含めた大量データにより、基準価額、入札者数、落札価額の関係进行分析し、さらに不売情報や取り下げ情報を入れることにより精度を高めた分析を行う。こうした競売市場の価格形成に関する分析は本邦では最初のものとなる。特に、不動産の市場価値を知る上で重要な流動性リスクが「不売」となって現れることから、一般市場をとらえる意味においても有用な研究と

なる。

2-3. 「REIT市場と実物市場の関連性分析」について

2-3-1. REIT市場

米国におけるREIT (Real Estate Investment Trust : 不動産投資信託) は、1960年代に小規模な投資家が株式の投資信託 (クローズドエンド・ファンド) と同様な方法で金融市場を通して商業用不動産に投資できるように設計された導管体である。その特徴は条件 (不動産投資に限定、95%以上の配当、最低4年間は保有等) に合致する限り法人税がペイ・スルーされ投資家は二重課税から逃れられるというもので、上場か非上場か、投資はエクイティかデット (モーゲージ) かは問われない。

REITの発展はその不動産を金融市場に組み込むことで、資金調達手段の提供と価値評価が高度化することに貢献した。そしてREITは投資家に実物不動産へのレバレッジ投資に似たリスクとリターンを提供する。ただし相違点としては、小口であること、流動性が高い、専門的な経営を委託などにある。さらにREIT市場は証券市場に近いので、REIT価格は情報に敏感で時には過剰な反応を見せることがある。

1986年の税制改革によりそれまでの外部運用に任せる受動的REITから内部運用が可能なものになった。これにより、不動産開発、M&A、将来の成長性を織り込んだ能動的で活発なREITに変貌した。この能動的REITはそれまでの単なるビークルではなく規模の経済を利用した資本集約型の金融サービス業となった。そして1990年代初頭にはS&Lによる金融危機と不良債権処理を経験した後、譲渡益課税の繰り延べのためにパートナーシップのユニットを提供するUPREIT (umbrella partnership reit) が開発され、1993年には実質的に上位5人ルールは適用されなくなった。このような制度改革によって多くのREITが上場することになり、その多くは専門特化型のREITが占めていた。2001年より課税所得の90%以上を支払うことに緩和され、近年は

M&Aで大型化・総合化が進んでいる (Block(1998), Mullaney(1998), 最近の状況は木浦・宮澤(2009)を参照のこと)。

日本では2001年9月に日本版REIT (J-REIT) が2銘柄上場した。日本の場合も法人税免除は同じであるが、運用は外部運用であり、米国のREITが制度改革で内部運用に変わったことで実質的に不動産会社に変化した状況とは異なり、日本では受動的な運用に留まっている。その後多くのREITが誕生し順調に発展していたが、2008年9月の金融危機 (いわゆるリーマン・ショック) の影響で不動産市場は急落し、信用不安からローンの借り換えがうまくいかず、J-REITの倒産も起きている。

REITの実証分析で、Sanders(1997)は、Fama-French型のマルチファクター・モデルで分析を行い、既存の株式で疑似ポートフォリオを作成しREITインデックスの約70%まで説明可能であると結論付けている。さらにLiu and Mei(1992)は、実物不動産のキャップレートがREITの収益率の説明変数として有意であることを確認した。さらに、Chan, Hendershot, and Sanders (1990)は、債券インデックスのデータがREITリターンの主要なマクロ説明変数であることを示した。またGraham and Knight(2000)では会計情報よりフリーキャッシュフローがREIT株価をよく説明することを実証した。

2-3-2. 2つ不動産市場の関係

不動産市場を理解するために、代表的投資家の主観的なIV (投資価値あるいは使用価値) とMV (市場価値) を分けて考えることがある。一般的な取引の個別物件レベルでは、売り手も買い手も正のNPVを獲得しようとするはずだから、 $IV_b \geq MV \geq IV_s$ の場合に売買が成立する。

通常、我々が観察できるのは個々のIVであり、鑑定評価等の評価は、その前提となる最高最善の利用方法 (最有効使用の原則) のようにIVからMVを推定する作業を行う。不動産あるいは投資家について非同質性と個別性が大きい場合にはMV算定が困難になることがある。逆に同質性の高い場合には容易になり、市場が活発で代替性が高ければIV

とMVの差は小さい。たとえば、都心の住居マンション価格や家賃の評価は難しくないが、地方物件や特殊な不動産などは難しいことになる。

不動産には実物不動産市場とREIT市場が併存している。しかも資産が2つの市場を行き来する。これにより投資家や研究者は、2つの市場の間における投資配分、(厳密な意味ではないが)裁定取引の可能性、資産評価の問題などに関心を持ち多くの研究がなされている。たとえば、ある不動産が実物不動産市場とREIT市場において同一の評価になるかという問題が生じる。もし同じであれば実物不動産の価格をREIT株から価格発見できる可能性が出てくる。これを確かめるためには、REITのバランス・シートの1口当たりNAV (net asset value: 正味資産価値) とREIT株式(投資口)の時価を比較することが行われ、異なる場合にはディスカウント状態かプレミアム状態と呼ばれる。

Gentry *et al.* (2003)では、ディスカウント状態のREITを買い、プレミアム状態のREITを売る戦略で超過リターンを得た報告がある。さらに、同時点の鑑定評価で再評価を行っても同様の結果となることを示し、米国の実物不動産インデックスであるNPIインデックスとのNAREIT (National Association of REITs) インデックスを比較しても有意な差が存在していることを示した。これは、

$$IV_R \neq MV_P \quad (2-11)$$

REIT市場の評価: R

実物不動産市場の評価: P

となる。あるいは限界投資家にとっては、 $IV_R \neq IV_P$ という関係が個別物件レベルで存在する。個別物件レベルにおいて、

$$\text{REITが買収} \quad NPV_R = IV_R - MV_P \geq 0 \quad (2-12)$$

$$\text{REITが売却} \quad NPV_R = MV_P - IV_R \geq 0 \quad (2-13)$$

によって正のNPVが生み出される。たとえば前者では、REITが実物市場から物件を購入することで、正のNPVが確保されるので、REIT投資家は成長機会としてREIT株式購入する。よってREIT株式は上昇し、追加的エクイティ資金を集め易くなり、実際にREITは実物不動産を購入し規模が拡大する。しかし、REIT間の競争で実物

不動産の価格を $NPV_R = IV_R - MV_P = 0$ まで引き上げる。この結果、REITは正のNPV成長機会を失い、限界内投資家ではなくなる。

各市場における評価の違いをDCF法で考えると、分子のキャッシュ・フローの差が生じるか、あるいは分母の利回りを原因とするかに大別できる。所有者によって、ブランドや能力などによってキャッシュ・フローが異なることが起こり得る。しかし、市場の違いはシステマティックなものであるから、むしろ分母の資本変換の違い、あるいは割引率の違いのほうが重要となる。割引率が違うとすればリスク量かリスク評価（リスクの市場価値）の違いとなる。例えば流動性リスクや分散投資によるイデオシンクラティック・リスク減少などは市場によって異なり得るし、流動性が時間によって変動することもある。あるいはリスク回避度も違えばリスク評価が変動することもある。ただし、各市場が統合されていれば、同じ不動産にもかかわらずそれぞれに市場において機会コストの差が長期間放置されていることは考えにくい。

2-3-3. 二つの市場間の資産評価差

通常の資産評価理論では一物一価が成り立つ前提で理論付けや分析が行われる。実物不動産とREITの二つの市場で、空間市場で生まれるキャッシュ・イン・フローは共通であり、これが異なる価値を持つとすれば、キャッシュ・アウト・フローかリスク認識の違いが割引率を変化させるということになる。二つの市場の統合に関して米国のREITに関する研究は多数あるが日本のそれは少ない。J-REITにおいて、

① エクイティ差：NAVと比較してREIT証券がプレミアム状態。

② 資産評価差：インプライド評価が鑑定評価などより低いディスカウント状態。
が同時に起きている可能性もある。

まず、エクイティ差の原因について以下に列挙してみる。

(1) 流動性リスクの減少

株式投資信託などでは、オープンエンド型と異なり投資家の解約により換金されることはないため、含まれる株式の流動性との関連でNAV計算が高く評価されすぎる事がある。REITの場合は、実物不動産に比べて証券化スキームによる流動性付与・小口化と公開市場への上場等による流動性リスク減少で資産評価が高まりプレミアムが生まれる。本データ期間においてはエクイティ差に関してはプレミアムがついている。

(2) NAVの算定の誤り

短期的には会計上の簿価・鑑定評価を使っているため資産価格の短期変動が考慮されない。したがって、半期ごとの再評価から時間が経つにつれ、徐々に2つの価格に乖離が生じていくことになる。特に賃料将来動向はREIT市場では反応が早く情報効率性の違いやサプライズに対する過剰反応もある。

もう一つは鑑定評価そのものに問題がある疑いである。鑑定評価はそもそも主観的な意見に過ぎないが、現実には鑑定評価に一致した価格で物件の買収と売却が行われている。この現状から、鑑定評価は市場の後追い評価であると考えれば、逆説的に市場価値に近いと解釈できる（利益相反等がない限り）。この場合、買収時には実際買収価格と簿価と市場価値は一致する。しかし問題となるのは再評価する際に評価先例である買収価格を参照点にしてしまい、保守的な改定しか行われなないことである。再鑑定は時価と簿価の間にあることになり時価を適正に表さない。これに加え、利益相反があってオリジネーターから買収を押しつけられた場合はさらに深刻な事態となる。

(3) 分散投資効果

鑑定評価は個別不動産の価値を単純に総合計したものであり、累計の際にポートフォリオ効果を特に考慮していない。ポートフォリオ理論からすれば分散投資によるリスク減少は個別資産の評価の段階で織り込まれているはずである。不動産の個別資産としての評価は暗黙の内に市場が評価していると考えられるが、その点は曖昧であり(2)と関連するが鑑定評価の基準に明示されているわけではない。集団投資スキームが進展しそういった

ファンド等が増して来れば競争を通じて個別不動産の評価は分散投資を前提としたものとなる。

(4) 法人税

J-REITの場合法人税がかからないため、不動産直接投資に比べて有利でありその分プレミアムとなる。法人税のペイ・スルーが行われれば、税率40%の場合でキャッシュ・フローは単純計算で約1.67倍（ $\equiv 1 \div (1-40\%)$ ）となる。しかし、実物投資での減価償却費や金利の損金算入のタックス・シールド効果によってかなり小さくなる。さらにこの優遇分は受動的かつ上場REITとして外部運用費用等に回される。

(5) 追加コスト

追加コストには、外部運用委託費用、信託報酬、投資法人設立、上場維持費用、監査、鑑定、情報公開コスト等がある。また、運営報酬体系を原因とする過大投資も考えられる。ただし、こうした情報やリスクを減らすことにも貢献しており、法人税の優遇もあるため全て割高とは言えない。上場前にこれによりNAVよりもディスカウントされるのではないかと見られていたが、実際にはプレミアム状態である。（4）税金の優遇と成長期待性が追加コストのマイナス分を上回っていると解釈できる。

(6) REITスキームのリスク

実物不動産の流動性リスク等は意外に小さく、むしろREITスキームのリスクが上回っている場合である。倒産リスク、執行リスク、委託リスク、運用能力リスク、スキームリスク、インサイダー・リスクとそれに付随するリスク（利益相反など）の発生が考えられる。

(7) 不動産市場とREIT市場の分断

J-REIT証券が証券市場に統合されていて、不動産市場とは関係なく（低く）価格

付けされている場合である。ただし、REIT時価+負債との関連は説明できない。もし、こうした分断が中長期に存在するなら、ファンドの上場と解散精算から裁定利益を得る機会が生じることになる。

(8) 市場の評価基準の違い

REIT市場は資金提供者に帰属する利益で評価するため、FFO (Funds from operation: 純収益に減価償却費を加えた利益)や当期利益の指標で評価し、対して不動産市場はNOIで評価している。しかし、評価の際には利益に応じた利回りで調整されるはずであるからこの違いが長く続くことは考えにくい。

(9) スポンサーとの一体性

NBFは三井不動産、JREは三菱地所のグループ一体で同一視され、その経営能力も含めて不動産会社の如く市場で評価されて実質的に能動的REITと評価されている。(系列不動産会社の株価への一時的な影響は小林(2003)で検証されている。)たしかにREIT資産が親会社の信用やブランドにどれだけ影響される可能性はあるが、その価値増がREITスキームだけに存在するという事はない。

これらのうち、REIT証券がプレミアムになる要因は(1)(3)(4)(9)で、反対にディスカウントになる要因は(5)(6)となる。(7)(8)は中長期的には考えにくい。しかし、(2)があればエクイティ差の比較チェックは厳密なものではないということになる。たとえば、分析データ期間のような市場の上昇期には再評価の問題によってプレミアムが表示されやすい。さらに、ここでのNAV計算では負債簿価を使っているためエクイティ部分だけの枠組みの検討では足りない。

次にインプライド評価が低くなるような②資産評価差を考える。

再評価の問題はあるが鑑定評価との比較では、流動性と分散投資によるリスクの減少(市場間スプレッド)効果等が資産評価を上昇させると思われるが、後で行う本研究の分析期

(16) 価格発見機能	広義の流動性リスク
(17) 情報の非対称性	不動産は売買当事者間の格差が激しい
(18) 金融商品化	他の金融資産と比較・選択しやすい
(19) ガバナンス	議決権 帳簿閲覧権 残余財産分配請求権.
(20) 成長可能性	増資・投資法人債による追加投資が可能 (SPCと異なる)

などがある.

有利性はある程度犠牲にして分散投資効果・小口化・機関化のみを追求する私募型SPCや不動産特定共同事業の商品(住友不動産サーフ, 東京建物インベストメント・ファンドなど)もある. これらの商品とREITの違いは(16)の存否が非常に大きい.

(15) (17)は, これまでの不動産取引において, 地震発生予想損失(PML), 土壌調査, 有害物質, デューデリジェンス, 耐震調査, 建物エンジニアリングレポート, テナント分析, 鑑定評価額, 管理報酬内訳などの情報はほとんどなく, その情報も標準化されていなかった. これは, REIT投資家向け情報としてだけではなく, REIT証券の売手と買手, 不動産の売手と買手の非対称性の解消にも役立つ.

逆に, 不動産投資を好む理由として以下の要因が考えられる.

(21) コンビニエンス・イールド	実物資産としての利用可能性
(22) オーナー・シップ	銀座にビルを持つなどステイタス
(23) 節税効果	相続時の評価等

こうした市場の違いを利用して実物を器に移し変えるだけで, 評価が変わってくる可能性がある.(21)~(23)は既に実物不動産市場の価格形成に織り込まれていると考えられる. したがって, 残りのREITに有利な効果と不利な効果の差し引きで考えるべきである.

2つの市場の統合に関して, 実物不動産市場と株式市場が統合されていてリスク価格がほぼ一致するという実証研究には, Geltner(1989), Liu *et al.* (1990), Mei and Lee(1994)などがある. ただし, これはLing and Naranjo(1999)の研究においては否定され, むしろ

REIT市場と株式市場が統合されていることを示している。これらは本研究のような実物不動産とREIT市場間のテストではないものの、実物不動産のデータに信頼性の問題があり、また短期でみるか長期かで異なった結果が出ることに注意すべきである。

さらにLieblich, Pagliari, and Webb(1997)は、インデックス間に長期的に収束する関係を見出し、またラグ付きのREITインデックスで実物不動産インデックスを回帰して、実物不動産はREITにより価格発見されることを示唆した。またREIT指数が1年～3年の先行指標となることは、Geltner and Goetzmann(2000)などで実証されている。そしてGoldstein and Nelling(1999)によると、REITのベータ値は、90年代に小さくなり、小型株と相関が強いことを示している。なお、REIT運用における利益相反問題の影響に関してはSagalyn(1996)が広範に取り上げている。

さらに複数の物件レベルで考えると、市場間の評価差の存在は2つの解釈ができる。1つ目は、REITを受動的導管体であるクローズドエンド・ファンドととらえ、実物不動産を包んだ財布（あるいはヴィークル）にすぎず、これに金融市場で市場価格がついていると考える。このとき、REITの投資口価格がNAV（純資産価値）に一致しないという現象（NAVパズル）が起きることは株式投資信託の場合と同様のパズル（クローズドエンド・ファンド・パズル）の枠組みでとらえることができる。これは個人投資家などが分散投資や免税措置等によってプレミアムが付く半面、追加的な管理コストや運用リスクでディスカウントされることもある。

2つ目として、REITを運営の違いが出る能動的な賃貸事業の不動産会社と考えることもできる。この考えによれば、企業としての将来の成長機会があれば現行のNAVを超えることも十分考えられる。さらに経営のフォーカスの違いより割引率が変化してファンド価値に影響与えるという視点は、Cappozza and Seguin(1999)が議論している。この他、Linnemann(1997)は、規模の経済の追及による正のNPV機会を主張し、Bers and Springer(1997)、Ambrose and Pennington-Cross(2000)は、REITの規模が大きくなると、平均資本コストが減少することを示した。ただし、こうした事が金融市場に起きることに懐疑的な意見もある（Vogel(1997)）。なお、米国の不動産市場とREIT市場の双子の不動産

市場に関するサーベイには、川口(2001b)がある。

2-3-4. J-REITの分析

2001年9月に日本版REIT(J-REIT)が上場した後、J-REITに関する研究も始まった。

J-REIT設立当初のパフォーマンス分析には小林(2003)、大橋・紙田・森(2003)、大橋・澤田(2004)がある。高橋・石原(2004)では月次データを使ってリターン分析した。吉田(2005)ではREITの信用リスクを統計分析している。REIT市場が拡大し、存在感を示すに従い多様な分析が出てきたが、一方でREIT投資のリスクとその危険性については小林・福井(2006)が指摘している。

本研究に近いものとしては以下の論文がある。溝越(2006)は、プレミアムとディスカウントの関係をトービンの q としてとらえている。肖・森平・小暮・吉田(2007)ではキャップ・レートによって、実物不動産市場と金融市場の統合を検討している。大高・川口(2008)では、株式バリュエーションモデルのBakshi-ChenモデルによってJ-REIT価格を分析している。さらにJ-REITのNAVパズルについての議論に、渡部・川口(2008)がある。その後金融危機を迎え、その前後の構造変化も分析されている。能登・森(2009)では資金と資産の流動性に関して述べており、小出(2009)は価格と配当の関係が米国に比べて薄いことを指摘している。

J-REITに関しても注目される「クローズドエンド・ファンド・パズル」は、行動ファイナンスと呼ばれる領域である。Lee, Shleifer, and Thaler(1991)、Thaler(1992)は、4つのアノマリーズを示し、投資家の感情がカギだとしている。Capen, Clapp, and Campbell(1971)は石油採掘権のオークションで「勝者の呪い(The winner's curse)」という概念を示した。

2-3-5. オプション・アプローチ

本研究で活用するオプション・アプローチは多くの企業や業種を対象に応用が試みられている。

信用リスクを考慮したデリバティブ評価は、大別して（１）構造モデルと（２）外生変数モデルに分けることができる。前者は、企業資産を資本と負債で構成され、債務超過の場合のデフォルトが発生すると考えるものである。このカテゴリーのモデルとしては、Merton (1974) , Black, and Cox (1976) の「企業資産価値モデル」が代表的である。その基盤はBlack, and Scholes (1973) である。これらのモデルにおいて資産価値は、原資産が幾何ブラウン運動に従うとして割引社債を評価する。株式をオプションと考えるなら、さらに株式オプションとはGeske(1979)のコンパウンド・オプションととらえることも可能である。オプション理論の信用リスクの分野への応用として、倒産確率推定のオプション・アプローチの考え方があり、Kealhofer (1993) , Vasichok (1984) などが代表的であり、Crosbie(1998)はマートン・モデルによる倒産確率の距離について論じている。日本市場における倒産確率推定のオプション・アプローチの解説には、森平 (1997) (2000) などがあり、そこではBoness (1964) (1968) のモデルを復活させている。それをもとに岩崎 (2009) は、金融危機後に倒産が生じたデータによってJ-REITのデフォルト確率を算定している。

J-REITが創設されたことからこのオプション・アプローチを実物不動産市場とREIT市場の関連について分析することができる。実務では単純なNAVによる比較を行っているが、それを再検討する必要がある。そもそも鑑定評価が正しいとは限らないからである。本研究では、REIT市場の情報から実物不動産市場の価値を推定するオプション・アプローチの方法論を試みる。２つの市場における評価が同じであれば実物不動産の価格をREIT株から価格発見できるからである。こうしたアプローチによる研究はJ-REITに関しては我が国で最初のものである。

第3章 中古マンション市場の構造分析¹

3-1. はじめに

不動産市場の動向を知りたいときは売買の結果である成約価格を収集して分析することが一般的であり、初期の売り希望の設定から成約までの過程を対象とすることは稀である。また、中古住宅などの不動産市場では、オークション方式や入札方式は一般的ではない。一般的には売り手が売り希望の価格を登録設定し、仲介不動産会社を通して公開し、それを入手した買い手側はその登録情報によって購入可能かを考える。また、成約情報を収集することは容易ではなく、とりわけ取引直近の成約情報を入手し参考にするのは困難である。したがって、株価のように直近の成約情報を参考にするにはできないため、市場参加者は募集価格情報群とわずかな過去の成約情報から適正な価格を推定せざるを得ない。一方、売り手にとって価格や売却の意思はコントロールできるが、販売開始から売却までの期間はコントロールできず、誤った価格設定をすると売れ残る可能性がある。

不動産の価値やリスクを評価するうえでは、成約価格は情報の一部でしかない。何故なら、不動産市場は株式市場と違い流動性が低く、成約価格は登録価格とTOM（Time On Market：市場滞留期間。本研究では「初期登録の公開日から成約日までの期間」と定義する。）に大きく依存し、必ずしも不動産価値を正確に表したものではないからである。本研究ではこの考えの下でその検証を個票のトラック・データにより行い、登録設定価格の変遷とTOMについて分析し、成約までの情報伝達と価格形成について示すことを目的とする。

3-2. 仮説と検証

本章の仮説は「初期の登録価格を高く設定することによって、最終的な成約価格が高く

なる。その代償としてTOMは長くなる」であり、これをデータにより検証する。

Yavas and Yang (1995) の分析は、内性変数のTOMの影響をコントロールするために成約価格をヘドニック分析して理論値を求める二段階モデルであった。本研究ではより明確にするため成約価格のレベル値ではなく理論値に対する登録価格の比率に変換する。さらに成約価格ではなく基準価格を別に求めて各登録時点の理論値を採用して、登録価格のTOMと成約価格への影響をみる。本研究の仮説を検証するためである。検証モデルは、

$$\text{第一段階} \quad \widehat{P}^{base} = f(X) \quad (3-1)$$

$$\text{第二段階} \quad TOM = f\left(\frac{P^L}{\widehat{P}^{base}}, X\right) \quad (3-2)$$

$$P^T = f\left(\frac{P^L}{\widehat{P}^{base}}, X\right) \quad (3-3)$$

\widehat{P}^{base} : 基準価格の理論値 X : 個別要因, 地域要因, 時間要因

である。

3-3. 登録過程とTOMの記述統計

モデルの検証は、東京都区部の中古マンション市場のデータにより行う。これは不動産仲介業者間で流通する売り希望の登録情報のチラシ広告をデータ化したものであり、首都圏の居住用マンションの売買では一般的な媒体となっている。売却の媒介を委託された仲介業者は、費用をかけて広告を出し買い手側を探す仲介業者に登録情報を提供する。売れない場合は再度広告を出し²、その際価格を変更することもある。このデータでは追跡調査で成約の確認が取れた場合に、当該登録データに成約情報（成約価格と成約日）が加えられる。なお、必ずしも成約に使われた登録価格³（以下「成約登録」と言う）で成約するとは限らず、交渉によって別の成約価格になる場合もある。本データによって、物件ごとに初期の登録からその登録の変遷と最終的な成約までの一連のトラック情報が得られることになる。

提供データは2007年1月～2010年3月の39カ月間に登録された東京23区内の中古マンションであり、単部屋売却⁴のもので項目に漏れの無いデータを分析対象とした。物件数は16,164件であり、そのうち成約情報が確認できたものが6,259件である。複数に渡る登録も含めると総登録データ数は延べ47,738件であり、これによって追跡を行った。

まず、成約データに関して基本統計量を算定する。本提供データは2007年1月より前の登録情報が存在しないため、当初のTOMや登録数が減少してしまう。そこで初期の成約データは除外したもので計算・表示することにする。分析精度を高める上においては、除外期間はできるだけ長くすることが望ましいが、完全に影響を除くことはできず⁵、また除外期間を長くするとデータ数が減ってしまう。そこで除外前のTOMの2σの範囲である291.5日を参考に10カ月(304日)とした。これは除外後で対数変換後のTOMにおいて正規分布の上側確率5%の293.5日とほぼ近い数値となった。表3-1に成約データに関する平均データを示す。

なお、マンションは床面積の規模によって単身者とファミリーに分けられるため50m²⁶を境に小規模、大規模に分けて表示している(以下同)。この構造変化の検定は後述の基準のデータ(1,636件)および抽出前データ(5,390件)に対してChow検定を参考に行った。1m²ずつ床面積を変化させて逐次検定を行ったところ、50m²前後で構造変化が確認されたが、分割された残差平方和の合計が最も小さくなる区切りとして50m²とした。

表3-1 対象データ(成約)の平均値

	物件数	成約価格	都心時間	駅時間	床面積	所在階	借地権	築年	鉄筋構造
	(件)	(円/m ²)	(分)	(分)	(m ²)	(階)	ダミー	(年)	ダミー
全床面積	4,535	509,636	41.31	7.33	54.04	5.06	0.03	22.36	0.99
小規模	1,779	506,492	38.40	6.08	35.47	4.73	0.05	26.66	0.98
大規模	2,756	511,666	43.18	8.13	66.02	5.27	0.02	19.59	0.99

- ※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。
- ※ 借地権ダミーは借地権の場合を1とする。
- ※ 鉄筋構造ダミーはRC, SRCの場合を1とする。
- ※ 床面積が50m²以下を小規模、50m²超を大規模としている。(以下同)

表3-2 平均登録数

	物件数 (件)	総登録数 (件)	登録段階数 (回)	登録価格数 (件)	複数駅登録 ダミー
全床面積	4,535	3.96	2.16	1.70	0.06
小規模	1,779	3.67	2.09	1.59	0.05
大規模	2,756	4.15	2.21	1.77	0.06

※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。

※ 登録段階数は、価格変更もしくは1カ月超の間隔のある登録を1段階として数えたもの。

※ 登録価格数は価格変更された登録数、複数駅登録は別の駅として登録された場合を1とする。

表3-3 登録価格と成約価格の変化

	成約登録/ 初期登録	成約/ 成約登録
全床面積	-3.67%	-0.35%
小規模	-3.96%	-0.43%
大規模	-3.49%	-0.30%

※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。

※ 初期登録は当該物件の最も古い登録情報、成約登録とは成約に至った登録情報。

次に成約までの登録情報の平均数を表3-2に、最初期から成約登録までの価格変化および成約登録と実際の成約価格の違いの平均値を表3-3にそれぞれ示す。初期登録からの成約登録の価格変化は期間の取り方によっても変動する⁷が、対象期間ではダウンが1,598件(35.2%、最大ダウン▲40.8%)、そのうち小規模580件(小規模の32.6%)、大規模1,018件(大規模の36.9%)。変化なし2,884件(63.6%)、プラス53件(1.2%、最大アップ+42.5%)であった。

成約登録時の価格と異なる実際成約価格の物件数は、235件(5.2%)で、小規模111件(小規模の6.2%)、大規模124件(大規模の4.5%)であった。異なった235件のうちダウン232件(5.1%、最大ダウン▲44.4%)、プラス3件(0.1%、最大アップ+7.1%)であった。

TOMと登録数当りの日数の平均値を表3-4に示す。この表によると、平均すると全床面積の場合、初期登録から44.1日で登録し直し、54.0日で価格を変更し、98.4日で成約する。それぞれ大規模のほうが少し短い。

表3-4 TOMと登録数当日数の平均

	初期登録公開～ 成約 (日)	成約登録公 開～成約 (日)	最終価格公開 ～成約 (日)	TOM/ 総登録数 (日)	TOM/ 登録段階数 (日)	TOM/ 登録価格数 (日)
全床面積	98.4	37.1	47.1	33.7	44.1	54.0
小規模	100.6	37.0	49.1	35.8	45.6	57.7
大規模	97.0	37.1	45.7	32.3	43.2	51.6

※ 算術平均の値。

※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。

※ 初期登録は当該物件の最も古い登録情報、成約登録とは成約に至った登録情報であり、最終価格登録は成約に至った情報と同じ価格の登録の中で最も古い登録情報。

※ 登録段階数は、価格変更もしくは1カ月超の間隔のある登録を1段階として数えたもの。登録価格数は価格変更された登録数。

※ 登録数当日の日は、個別物件の平均であり表3の数値で割っても一致しない。

TOMのヒストグラムを図3-1(1)に示す。また図3-1(2)は対数変換したヒストグラムである。この図から対数変換したTOMの形状がより正規分布に近く⁸、TOMは対数正規分布のほうが当てはまりが良いと考えられる。そこでTOMに対する幾何平均値を計算したところ61.5日であり、対数変換した値の標準偏差を σ とすると幾何平均値から 2σ 加減した範囲に対応するTOMは9.2日～409.0日であった。なお、TOMの最大は1,017日である。

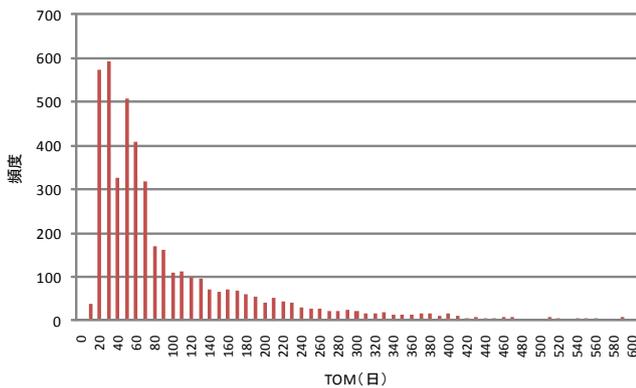


図3-1(1) 成約までのTOM

※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。

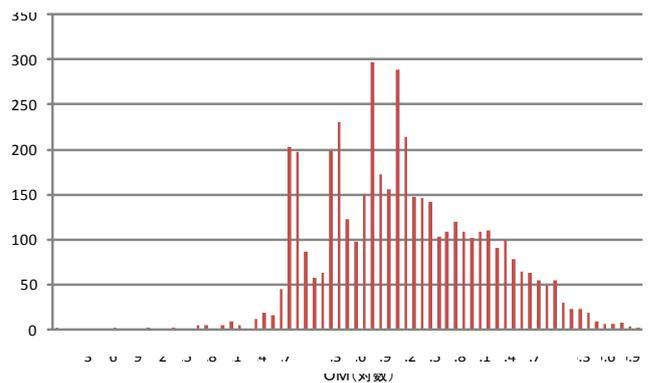


図3-1(2) 成約までのTOM(対数変換後)

※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。

※ 図(1)とはデータ区間が異なるため頻度は一致しない。

3-4. 基準価格とTOMの統計分析

本研究は「初期の登録価格を高く設定することによって、最終的な成約価格が高くなる。その代償としてTOMは長くなる」ことを検証するが、登録価格の変遷やTOMの成約価格への影響を分析するためには、これらが直接影響しない純粋な基準（「基準価格」）を得ておく必要がある。

そのために、総登録数が1つだけで成約し、さらに成約登録の価格と実際成約価格が異なる物件を抽出した。ここでは、まず当初3カ月のデータを除外した2007年4月以降の成約データ2,103件を対象とする。ここで基本統計量や成約価格の分析におけるデータ除外の当初10カ月と不統一となったのは、ここでのTOMの活用が次に行う極端なデータを排除するための目安に過ぎず、厳密な数値は重要でないこと。また、除外期間を長くしてしまうとデータ数が減少による推定精度の悪化が懸念されたからである。特に小規模は475件に激減してしまい、床面積の変数が有意でなくなるなどの問題が見られた。登録数の平均間隔が約34日であることから除外期間3カ月を妥当と判断した⁹。次に標準的なTOMのみとするため、対数変換後の平均を中心として標準偏差を狭めていき、TOMが有意でなくなる範囲を探した¹⁰。TOMが非常に長期な場合や逆に短い（登録価格を安く設定してしまった場合など）物件も入ってしまう可能性があるからである。その結果1.2σとなり、これはTOMが16日～59日に該当し、その間に成約した1,636件を基準価格の元データとして採用した。

次に、「基準価格」を求めるために、元データの成約価格について回帰分析を行う。本研究ではデータ期間中に係数が変化しないという仮定し、プーリング・データを対象に時間ダミーを入れ標準的な線形回帰分析によって行うことにする。

第 t 期に属する i 番目の住宅が K 個の属性値 $\{x_k\}(k=1,2,\dots,K)$ と質的変数として L 個のダミー変数 D_l を加え、価格 p_{it} の推定モデルを、

$$\ln p_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{k,it} + \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{l,it} + d_l \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3-4)$$

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

$$it = 1, 2, \dots, nt$$

とする。添え字の it は第 t 期のデータが nt 件あるときの i 番目を表し、定数項 α 、第 1 期を基準として第 2 期以降の時間ダミー d_t とそのパラメータ $\delta_t (2 \leq t \leq T)$ 、攪乱項 ε_{it} である。推定するパラメータは α 、 β_k 、 γ_l 、 δ_t である。

被説明変数は基準となる成約価格 (㎡単価)。説明変数は、1. 都心時間 (分)、2. 最寄駅までの時間 (分)、3. 築年数 (年)、4. 構造・ダミー、5. 借地権・ダミー、6. 階数、7. 床面積、8 ~ 13. 地区ダミー (山手線の利用ターミナル駅ごとに分け、北東方面を基準として都心中心部、東方面、南方面、南西方面、西方面、北西方面)、14. ~ 49. は時間ダミー (月)、50. ~ 58. 設備ダミーである。この回帰分析の変数選択においては、購入希望者が優先する属性ほど重要な変数となる。そこで複数の不動産広告に採用された共通項目と先行研究 (中村 (1998)、肥田野・山村・土井 (1999)、西村・清水 (2002b)、伊藤・廣野 (1992) など) で採用された変数を参考として求めた。なお、設備ダミーについては基本的には取得できた全てのデータ項目を候補とし、有意性と符号条件および変数同志の相関が無いものからステップワイズ的に求めた。地区ダミーはデータ数が少ないことと路線が入り組むなど恣意性の介入の懸念があるため、客観性を保つため山手線ターミナルで区分した 7 分割に留めた。(以下の分析も同様に行った)

表3-5 基準価格の分析

変数名	(1)小規模		(2)大規模	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	16.1463 ***	0.2508	15.0852 ***	0.2166
都心時間	-0.6615 ***	0.0408	-0.6180 ***	0.0347
駅距離	-0.0550 ***	0.0114	-0.0957 ***	0.0094
築年数	-0.2851 ***	0.0147	-0.1801 ***	0.0092
構造	0.0858 *	0.0471	0.1375 **	0.0700
借地権	-0.1628 ***	0.0327	-0.1677 ***	0.0497
階数	0.0654 ***	0.0121	0.0193 **	0.0091
床面積	-0.0383 *	0.0231	0.1240 ***	0.0373
地区(都心)	0.3853 ***	0.0437	0.5649 ***	0.0390
地区(東部)	0.2378 ***	0.0294	0.2347 ***	0.0187
地区(南部)	0.3067 ***	0.0281	0.3371 ***	0.0205
地区(南西部)	0.5197 ***	0.0275	0.5576 ***	0.0241
地区(西部)	0.3643 ***	0.0256	0.3853 ***	0.0216
地区(北西)	0.1050 ***	0.0280	0.1483 ***	0.0200
2007年5月	-0.0865	0.1891		
2007年6月	-0.1205	0.1868	0.0228	0.0542
2007年7月	-0.0211	0.1870	0.0074	0.0571
2007年8月	0.0104	0.1881	0.0508	0.0571
2007年9月	-0.0229	0.1885	0.0748	0.0572
2007年10月	0.0229	0.1873	0.0158	0.0577
2007年11月	0.0341	0.1872	0.0187	0.0578
2007年12月	0.0381	0.1892	0.0577	0.0551
2008年1月	0.0376	0.1891	0.1097 *	0.0579
2008年2月	-0.0025	0.1880	0.0269	0.0546
2008年3月	0.0730	0.1891	0.0814	0.0549
2008年4月	0.0349	0.1883	0.0329	0.0581
2008年5月	-0.1772	0.1916	0.0265	0.0569
2008年6月	0.0189	0.1903	0.0545	0.0613
2008年7月	-0.1050	0.1903	0.0386	0.0557
2008年8月	-0.0870	0.1925	0.0228	0.0583
2008年9月	-0.2102	0.1937	-0.0141	0.0621
2008年10月	-0.0381	0.1890	0.0041	0.0603
2008年11月	-0.1120	0.1918	-0.0345	0.0661
2008年12月	-0.1454	0.1944	-0.0273	0.0621
2009年1月	-0.1959	0.1932	-0.0751	0.0705
2009年2月	-0.2369	0.1914	-0.0019	0.0602
2009年3月	-0.1081	0.1890	-0.0524	0.0582
2009年4月	-0.1428	0.1906	-0.0716	0.0587
2009年5月	-0.1118	0.1913	-0.0762	0.0584
2009年6月	-0.1001	0.1893	-0.0547	0.0598
2009年7月	-0.1595	0.1901	-0.0559	0.0541
2009年8月	-0.1326	0.1908	-0.0966	0.0606
2009年9月	-0.1119	0.1919	-0.0129	0.0587
2009年10月	-0.0639	0.1879	-0.0654	0.0560
2009年11月	-0.1209	0.1892	0.0680	0.0598
2009年12月	-0.0824	0.1893	0.0496	0.0566
2010年1月	-0.0361	0.1951	-0.0117	0.0566
2010年2月	-0.1919	0.1882	0.0023	0.0540
2010年3月	-0.0409	0.1880	-0.0040	0.0522
2010年4月	0.0250	0.1899	0.0194	0.0598
付属建物			0.0429 *	0.0234
オートロック	0.0407 **	0.0192	0.0662 ***	0.0138
庭	0.1179 ***	0.0479		
洗髪等洗面台	0.0949 ***	0.0368	0.0462 **	0.0226
温水便座	0.0502 **	0.0217		
システムキッチン等	0.0644 ***	0.0197	0.0262 **	0.0127
食器乾燥機			0.0569 **	0.0248
追焚機能	0.0549 **	0.0246		
IH	0.1384 **	0.0608	0.1568 ***	0.0548
有料駐車場			0.0304 **	0.0136
補正R ²	0.7080		0.7432	

※ OLSIによる推定。

※ 床面積が50㎡以下を小規模、50㎡超を大規模とした。

※ ダミー変数を除いて対数変換している。

※ ***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を示す。

表3-6 TOMの分析

変数名	(1)小規模		(2)大規模	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	4.1836 ***	0.1097	2.9180 ***	0.3827
駅距離	0.0783 **	0.0318		
借地権			0.2748 ***	0.1153
床面積			0.3897 ***	0.0901
初期設定率	0.5644 ***	0.0969	0.4358 ***	0.0778
地区(南部)			-0.1696 ***	0.0483
地区(南西部)	0.1089 *	0.0619		
地区(西部)	0.1192 **	0.0510		
2007年12月	-0.0295	0.1423	-0.1435 ***	0.0476
2008年1月	0.0973	0.1393	-0.1004 ***	0.1177
2008年2月	0.1377	0.1301	-0.0866 ***	0.1129
2008年3月	0.0372	0.1312	-0.0429 ***	0.1126
2008年4月	0.0661	0.1356	0.1459 ***	0.1177
2008年5月	0.1931	0.1441	0.2169 ***	0.1143
2008年6月	0.2883 **	0.1408	0.1531 ***	0.1143
2008年7月	0.2099	0.1372	0.2936 ***	0.1125
2008年8月	0.2225	0.1669	0.2613 ***	0.1176
2008年9月	0.4729 ***	0.1519	0.3115 ***	0.1172
2008年10月	0.2673 *	0.1451	0.4658 ***	0.1175
2008年11月	0.4868 ***	0.1529	0.4289 ***	0.1197
2008年12月	0.3458 **	0.1670	0.3303 ***	0.1242
2009年1月	0.3539 **	0.1638	0.2984 ***	0.1299
2009年2月	0.2454	0.1536	0.2511 ***	0.1175
2009年3月	0.5771 ***	0.1429	0.5068 ***	0.1175
2009年4月	0.3354 **	0.1551	0.3945 ***	0.1162
2009年5月	0.4982 ***	0.1618	0.2517 ***	0.1273
2009年6月	0.5961 ***	0.1486	0.4474 ***	0.1309
2009年7月	0.6984 ***	0.1597	0.3980 ***	0.1207
2009年8月	0.1895	0.1901	0.2501 ***	0.1446
2009年9月	-0.3320 *	0.1725	0.2062 ***	0.1370
2009年10月	0.4022 **	0.1604	-0.0317 ***	0.1400
2009年11月	0.2908	0.1771	0.3349 ***	0.1451
2009年12月	0.1692	0.1822	-0.3655 ***	0.1461
2010年1月	0.7390 ***	0.1804	0.0191 **	0.1409
2010年2月	0.1432	0.1630	-0.0108 ***	0.1269
2010年3月	-0.1964	0.1589	0.0942 ***	0.1188
2010年4月	0.2568	0.1962	0.0699 ***	0.1617
付属建物	-0.3155 **	0.1448		
ディンブルキー			-0.5959 ***	0.3594
床暖房			-0.1103 ***	0.0561
システムキッチン等	-0.2411 ***	0.0461	-0.0974 ***	0.0350
収納			-0.0990 ***	0.0596
インターフォン			-0.1100 ***	0.0405
有料駐車場			-0.1037 ***	0.0372
対数尤度	-9886.8		-15208.4	
尤度比検定量	170659		225889	
散らばり母数	-0.2238		-0.308851	
※ 負の二項モデル(ML)による。				
※ 床面積が50㎡以下を小規模、50㎡超を大規模とした。				
※ ダミー変数を除いて対数変換している。				
※ ***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を示す。				
※ 負の散らばり母数は、Under Dispersionを意味する。				

表3-7 成約価格の分析

変数名	(1)全床		(2)小規模		(3)大規模	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	15.4894 ***	0.0613	16.0976 ***	0.0586	14.6922 ***	0.1146
都心時間	-0.6820 ***	0.0088	-0.7195 ***	0.0140	-0.6384 ***	0.0096
駅距離	-0.0873 ***	0.0024	-0.0620 ***	0.0037	-0.1003 ***	0.0025
築年数	-0.1969 ***	0.0026	-0.2572 ***	0.0048	-0.1682 ***	0.0028
構造	0.0631 ***	0.0131	0.0423 **	0.0169	0.0784 ***	0.0176
借地権	-0.1631 ***	0.0087	-0.1489 ***	0.0111	-0.2171 ***	0.0135
階数	0.0584 ***	0.0025	0.0867 ***	0.0041	0.0450 ***	0.0024
床面積	0.0424 ***	0.0044				
総登録数	-0.0168 ***	0.0023	-0.0093 **	0.0037	-0.0204 ***	0.0024
予測TOM	0.0376 ***	0.0113			0.2026 ***	0.0238
TOM倍率	-0.0104 ***	0.0017	-0.0153 ***	0.0028	-0.0081 ***	0.0019
初期設定率	0.6653 ***	0.0089	0.7334 ***	0.0118	0.6024 ***	0.0129
複数登録	0.0157 **	0.0069			0.0183 **	0.0073
地区(都心)	0.4556 ***	0.0096	0.3589 ***	0.0146	0.5309 ***	0.0110
地区(東部)	0.2549 ***	0.0053	0.2585 ***	0.0109	0.2517 ***	0.0051
地区(南部)	0.3226 ***	0.0057	0.3065 ***	0.0099	0.3550 ***	0.0069
地区(南西部)	0.5165 ***	0.0058	0.5022 ***	0.0095	0.5282 ***	0.0065
地区(西部)	0.3651 ***	0.0052	0.3515 ***	0.0086	0.3637 ***	0.0058
地区(北西)	0.1299 ***	0.0055	0.1024 ***	0.0096	0.1676 ***	0.0064
2007年12月	0.0104	0.0105	0.0094	0.0162	0.0202 *	0.0116
2008年1月	0.0292 ***	0.0105	0.0221	0.0158	0.0483 ***	0.0118
2008年2月	0.0372 ***	0.0099	0.0096	0.0148	0.0651 ***	0.0113
2008年3月	0.0299 ***	0.0100	0.0160	0.0149	0.0414 ***	0.0111
2008年4月	0.0350 ***	0.0104	0.0280 *	0.0154	-0.0019	0.0121
2008年5月	0.0074	0.0107	-0.0003	0.0165	-0.0322 ***	0.0124
2008年6月	-0.0079	0.0105	-0.0550 ***	0.0161	-0.0161	0.0118
2008年7月	-0.0388 ***	0.0105	-0.0571 ***	0.0156	-0.0599 ***	0.0131
2008年8月	-0.0299 ***	0.0115	-0.0622 ***	0.0190	-0.0632 ***	0.0132
2008年9月	-0.0552 ***	0.0115	-0.0945 ***	0.0174	-0.0792 ***	0.0137
2008年10月	-0.0544 ***	0.0114	-0.1016 ***	0.0165	-0.1028 ***	0.0162
2008年11月	-0.0773 ***	0.0121	-0.1214 ***	0.0175	-0.1179 ***	0.0157
2008年12月	-0.0830 ***	0.0122	-0.1272 ***	0.0191	-0.1115 ***	0.0146
2009年1月	-0.0865 ***	0.0123	-0.1008 ***	0.0187	-0.1256 ***	0.0148
2009年2月	-0.1119 ***	0.0111	-0.1714 ***	0.0175	-0.1196 ***	0.0129
2009年3月	-0.1412 ***	0.0120	-0.1855 ***	0.0163	-0.1813 ***	0.0167
2009年4月	-0.1098 ***	0.0116	-0.1602 ***	0.0177	-0.1480 ***	0.0150
2009年5月	-0.1204 ***	0.0121	-0.1562 ***	0.0184	-0.1337 ***	0.0138
2009年6月	-0.1370 ***	0.0127	-0.1460 ***	0.0170	-0.1957 ***	0.0169
2009年7月	-0.1210 ***	0.0125	-0.1331 ***	0.0182	-0.1716 ***	0.0152
2009年8月	-0.1129 ***	0.0136	-0.1216 ***	0.0216	-0.1333 ***	0.0154
2009年9月	-0.1038 ***	0.0125	-0.1401 ***	0.0196	-0.1259 ***	0.0145
2009年10月	-0.0944 ***	0.0124	-0.1130 ***	0.0182	-0.0733 ***	0.0139
2009年11月	-0.0841 ***	0.0135	-0.1030 ***	0.0202	-0.1125 ***	0.0165
2009年12月	-0.0500 ***	0.0134	-0.0966 ***	0.0207	0.0539 ***	0.0170
2010年1月	-0.0524 ***	0.0134	-0.0887 ***	0.0206	-0.0215	0.0140
2010年2月	-0.0421 ***	0.0117	-0.0993 ***	0.0187	-0.0180	0.0126
2010年3月	-0.0394 ***	0.0111	-0.0930 ***	0.0182	-0.0389 ***	0.0121
2010年4月	-0.0546 ***	0.0146	-0.0952 ***	0.0223	-0.0404 ***	0.0159
付属建物	0.0311 ***	0.0071			0	

結果は、表 3-5 のとおりである（補正 R^2 ：小規模 0.708，大規模 0.743）。この分析から得られた係数の符号は、先行研究の結果に合致している。たとえば都心時間、駅からの距離、築年数の符号はマイナスであり、これらの変数の数値が大きくなるほど住宅価格は安くなる傾向を示す。一方、階数の符号はプラスであり、高い位置になるほど住宅価格は高くなる傾向を示す。

ここで推定された「基準価格」は、登録価格の設定や TOM が影響していないものと仮定し、この結果から各物件の各登録情報公開時の予測価格を得ることができる。初期登録価格の予測価格に対する実際の登録価格を計算し、これを売り手の戦略と意思が織り込まれた乖離率として「初期登録設定率 I 」と呼ぶことにする。すなわち、各物件 i の初期登録時点 t において、予測される基準価格 \hat{P}_{it}^{st} 、初期登録価格 P_{it}^{re} のとき初期設定率 I_{it} (%) は、

$$I_{it} = \frac{P_{it}^{re}}{\hat{P}_{it}^{st}} - 1 \quad (\%) \quad (3-5)$$

である。

次に TOM の分析を負の二項モデルで行った。元々は連続変量である「期間 (Duration)」を離散近似して計数値にしたものであるため、期待値 μ と分散 V との関係が分散 $V = \phi\mu^2$ で与えられるような連続分布を当てはめることも考えられる。一方、負の二項分布は $V = \mu + \phi\mu^2$ という分布を当てはめていることになり、 μ が小さいところを除いて、ほとんどこのような連続分布の当てはめと変わらない。よって $\mu = 0$ 近傍での離散性の影響を軽減するために本モデル当てはめ最尤推定することにした。

第 t 期に属する i 番目の住宅が K 個の属性値 $\{x_k\} (k=1,2,\dots,K)$ と質的変数として L 個のダミー変数 D_l を加え、その TOM が μ_{it} の推定モデルを、

$$\begin{aligned} y &\sim NB(\mu, \phi) \\ E[y] &= \mu, \quad V[y] = \mu + \phi\mu^2 \\ \ln \mu_{it} &= \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{k,it} + \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{l,it} + d_t \delta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3-6)$$

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

$$it = 1, 2, \dots, nt$$

とする。

結果は、表 3-6 のとおりである（対数尤度：小規模－9,886，大規模－15,208）。初期登録設定率および一部のエリア，設備の変数と時間ダミーが有意であった。初期登録価格を高く設定すると，TOMは長くなるが，それよりも時期に大きく依存することがわかる。成約価格とTOMは同時決定されると考えられ内生性のあるため，この分析結果からTOMの予測値を得て以降の成約価格の分析を行うことにした。

初期登録設定率と成約価格の関係を図 3-2 に示す。登録価格を高く（低く）設定することによって，成約価格は高く（安く）なる（ R^2 は0.772）。横軸に初期の代わりに最終価格や成約登録価格の設定率でも同様の関係が見られ，相関係数は高くなる。売り手が設定した価格でほぼ成約するのであるから，時間が成約に近づくにつれて関係が強くなる。図 3-3 は初期登録設定率とTOMの関係である。 R^2 は小さく，初期登録の設定を高く（低く）すればTOMもやや長く（短く）なる傾向がわずかがえる（次節で統計的に有意であることが判明する）。

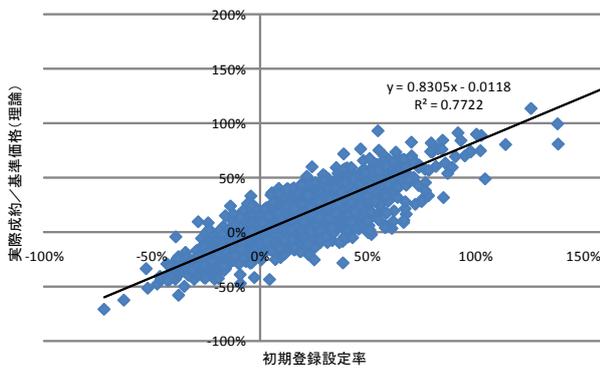


図3-2 初期登録設定率と成約価格の関係

※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10ヵ月除外)で作成。

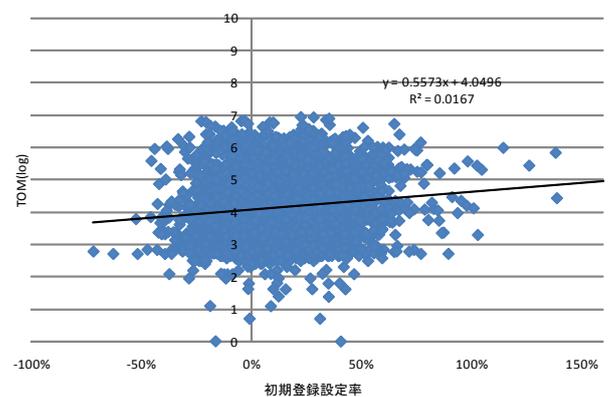


図3-3 初期登録設定率とTOMの関係

※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10ヵ月除外)で作成。

2つの関係から初期登録を高く設定すれば，TOMは長くなり，成約価格も基準価格より高くなることになる。しかし，高く設定し過ぎてTOMが長期化することは得策とはいえない。すなわちTOMと成約価格の正の相関は「見せかけの相関」の可能性もある。実

際に図3-4のとおりTOMと成約価格にほとんど相関はなく、むしろ負の関係に見える¹¹。TOMは市場の下降期が来れば必然的に長くなるのであり、それで高く成約することはない。時間的な市場変動を除き、TOMの残差だけの影響をみた(図3-5)。これによると、長期滞留になってしまったりかえって安くなる傾向がうかがえる(次節で統計的に有意であることが判明する)。

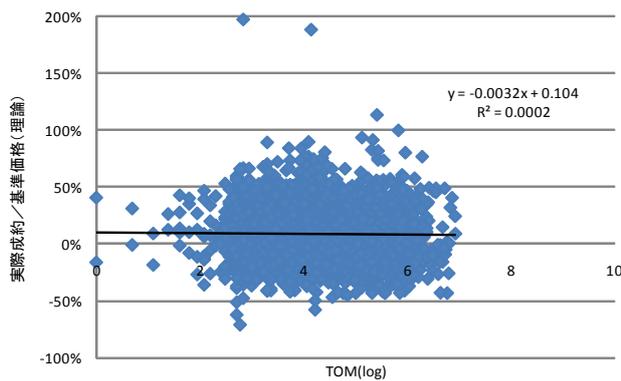


図3-4 TOMと成約価格の関係
※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。

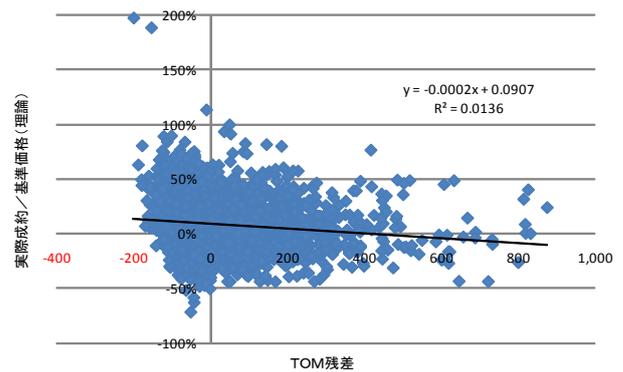


図3-5 TOM残差と成約価格の関係
※ 2007年11月～2010年4月の成約データ(当初10カ月除外)で作成。

以上から、高い登録設定を行うことは、高い成約になるが、その代償として流動性コストがかかる。ただし、長引かせるとかえってペナルティが生じる可能性がある。ただし、詳細なメカニズムを捉えるには、さらに成約価格の分析を行う必要がある。

3-5. 成約価格の分析

次に成約価格の回帰分析を行う。(3-4)式で、被説明変数は成約価格(㎡単価)。説明変数は、基準価格の分析の説明変数に、総登録数倍率(平均登録数に対する倍率)¹²、予測TOM、TOM倍率(TOM残差に代え、TOM理論値に対する実際TOMの倍数を使った。)、初期登録設定率、複数駅登録を加えた。

結果は表3-7のとおりである(補正R²:小規模0.911,大規模0.942)。規模の大小で若干違いはあるが、初期登録設定率が高いほど高く成約される。予測TOMは大

規模と全床では正の値で有意である。このTOM経由の成約上昇は、非換金性に対する報酬であり、非流動性コストの一部の価値を意味する¹³。ただし、総登録数とTOM倍率の係数はマイナスであり、そもそも小規模では有意ではないから図3-4でみたとおりトータルとして相殺されてみえたことがわかる。解釈としては一種のレピュテーション・リスクと考えることができる。

以上の分析で得られた回帰モデルに物件の平均値を代入し、基準価格とともに予測価格を得て、図3-6と図3-7に規模別に価格を表示した。図にはTOMの予測値も加えた。これをみると小規模より大規模の物件のほうが変動性は高い。また、基準価格は成約価格の周りで大きく変動しており、TOMは価格と逆に動くことが見て取れる。

時系列の変動をコレログラムで自己相関を確認したところ、成約価格はAR(1) (Auto-Regressive: 自己回帰モデル, カッコ内の数字は次数を示す.) であるが、基準価格はAR(2)と判断できる。成約(全床)では, AC(1) (Auto-Correlation coefficient: 自己相関係数, カッコ内の数字は次数を示す.) は0.932であるが、基準(全床)はAC(1) 0.642, PAC(2) (Partial Auto-Correlation coefficient: 偏自己相関係数) は0.439である(まとめの表3-8を参照のこと)。

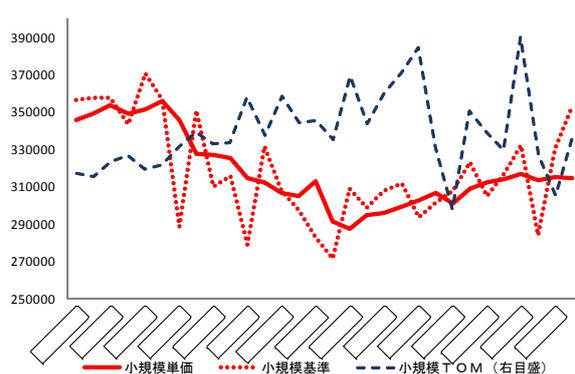


図3-6 小規模物件の価格とTOM

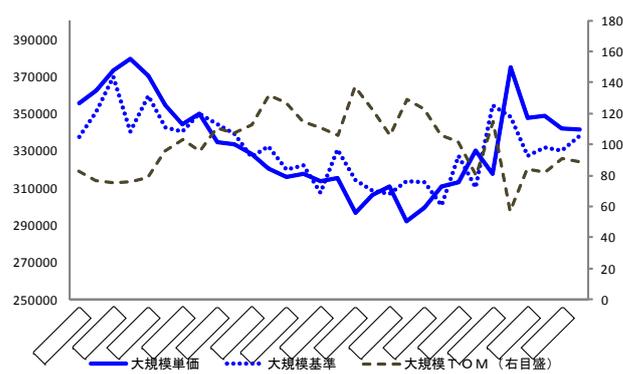


図3-7 大規模物件の価格とTOM

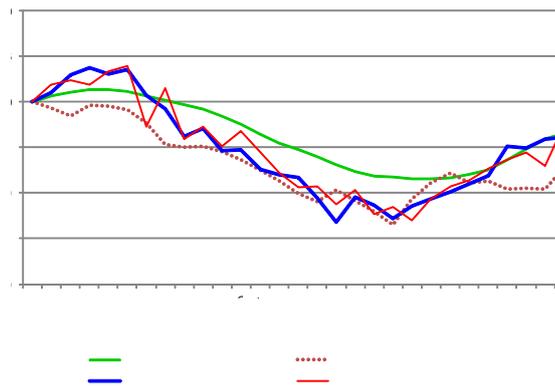


図3-8 他のインデックスとの比較
 ※ 2007年11月を100として算定。
 ※ リクルート住宅価格指数は、東京23区の中古マンションのタイプなし。

次に成約価格の予測価格と他のインデックスとの比較を行った。図3-8に、リクルート住宅価格指数と東証住宅価格指数を2007年11月を100として図示した。前者はリクルート社発行の雑誌に登録された中古マンションの情報を月次で統計分析しており、登録の抹消した直前情報を成約とみなし採用しているのが特徴である。ここでは東京23区内の指数から再計算している。後者は、財団法人東日本不動産流通機構（通称レインズ）から提供された中古マンションのリポート・セールスのデータ（repeated measurement）から算出している。さらに、今回のトラック・データから入手できた初期設定率、TOMなどの変数を除いて基準価格と同じ変数によって成約価格のデータを回帰分析し、このモデルからの予測価格も図に加えた。なお、他のインデックスと比較するため全床面積を対象としている。

これを見ると、リクルート価格指数はフィルタリングされているためスムーズな形状である。また最終情報を成約とみなしているためやや高く推移している。東証住宅価格指数は2007年1月まで、2009年11月以降など他の指数を違う推移である。TOM等を除いた分析にからの指数は補正 R^2 が0.734と低くなり、また変動は大きくなった。

市場参加者はおおまかな相場価格は把握しているものの、直近の成約事例データというものは通常手に入らない。市場参加者は市場にある多くの登録情報と過去の経験を比較して成約水準を推定すると考えられる。そこで市場参加者は価格水準の設定に関してどのような行動をとっているかを次に分析した。

3-6. 登録価格の分析

次に登録価格を被説明変数として回帰分析を行う。どの属性の登録価格を含めるか、あるいは1つの物件について複数存在する登録価格のどれを選ぶかについて、以下の4つのデータセットの分析を行った。

- (1) . 成約が確認できた6,259件についてその初期登録価格を被説明変数とした回帰分析を行い、最初にどのような値付けを行ったかを知る（図において「成約初期」と表示）。
- (2) . 実務においては、ほとんどの場合に成約が確認できないため、同一物件のデータ中で最終に登録されたデータを成約情報とみなして分析し、インデックスの作成等が行われている。そこで、物件数の16,164件の最終データを被説明変数として回帰分析する（図において「物件最終」と表示）。
- (3) . 16,164物件の初期登録価格を被説明変数として回帰分析する（図において「物件初期」と表示）。
- (4) . 市場参加者が登録情報群を参考に市場動向や価格の比較を行う際、重複データの最終的に売れ残った物件のデータの区別はできない。そこで、重複も許した全データの47,738件でデータにより回帰分析を行った（図において「全（重複）」と表示）。

分析から求められた結果に物件の平均値を代入し、基準価格と成約価格の予測価格とともに示した図が、図3-9と図3-10である。

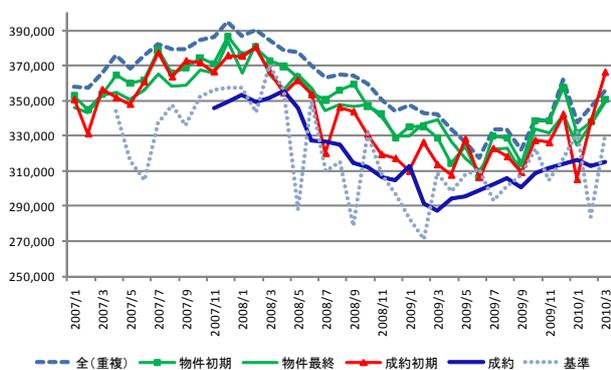


図3-9 データ別の価格変動(小規模)

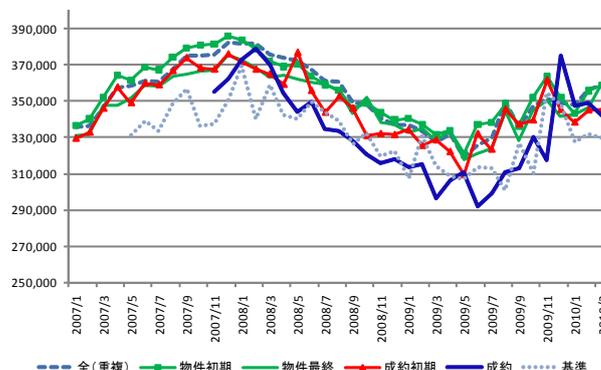


図3-10 データ別の価格変動(大規模)

これをみると平均価格と基準価格は同程度であるが、インデックス作成などでみなし成約として扱われる物件最終は成約より5%以上高い。一部で逆転はあるものの、成約初期は成約より高く、物件初期は物件最終よりもそれぞれ高い。重複もある全データは全体的に高い水準である。規模別には大規模の各動きは差が小さくなっている。変動の様子はリターンとボラティリティを計算して表3-8にまとめた。ただし、ボラティリティは、データ数による影響も考えられるためデータ数の平方根で調整したものも加えた。なお、季節性変動は数値に含まれていると考えられる。

表3-8 採用データ別の平均と動向

	全床						小規模						大規模								
	平均価格	成約差	リターン	ボラティリティ	調整後 ボラティリティ	データ数	時系列	平均価格	成約差	リターン	ボラティリティ	調整後 ボラティリティ	データ数	時系列	平均価格	成約差	リターン	ボラティリティ	調整後 ボラティリティ	データ数	時系列
成約基準	322,225 322,774	0.0% 0.2%	-1.5% -0.5%	6.2% 17.5%	6.2% 10.5%	4,535 1,636	AR(1) AR(2)	318,433 316,981	0.0% -0.5%	-3.7% 2.0%	7.8% 33.2%	4.9% 13.1%	1,779 704	AR(1) AR(2)	333,031 330,982	0.0% -0.6%	-0.4% 0.4%	16.6% 17.4%	12.9% 7.9%	2,756 932	AR(1) AR(2)
全(重複)	349,530 352,362	8.5% 1.3%	-2.4% 1.3%	7.2% 6.7%	20.0% 21.7%	47,738	AR(1)※1	355,012 359,559	11.5% 0.2%	-3.0% 0.2%	10.2% 9.2%	17.8% 18.7%	18,733	AR(1)※2	352,087 353,484	5.7% 2.3%	-1.7% 2.3%	7.5% 7.0%	16.2% 17.8%	29,005	AR(1)※1
物件初期	343,554 347,026	6.6% 1.1%	-2.4% 1.1%	7.7% 7.3%	12.5% 13.8%	16,164	AR(1)※1	345,881 350,154	8.6% 0.5%	-1.6% 0.5%	13.0% 12.0%	13.8% 14.8%	6,880	AR(1)※2	353,443 355,787	6.1% 2.3%	-2.3% 2.3%	8.3% 7.8%	10.1% 11.2%	9,284	AR(1)※1
物件最終	340,191 342,644	5.6% 1.8%	-0.9% 1.8%	9.0% 8.2%	14.6% 15.6%	16,164	AR(1)※1	342,436 345,747	7.5% 0.9%	-1.2% 0.9%	12.0% 10.7%	12.7% 13.2%	6,880	AR(1)※2	347,240 348,531	4.3% 3.0%	-0.4% 3.0%	9.2% 8.4%	11.3% 12.0%	9,284	AR(1)※1
成約初期	336,300 340,121	4.4% 1.6%	-1.1% 1.6%	10.2% 9.8%	10.3% 11.5%	6,259	ARMA(1,1)	336,548 342,128	5.7% 2.8%	1.6% 17.1%	18.4% 17.1%	11.9% 12.9%	2,573	AR(1)	345,184 347,522	3.6% 2.1%	-2.0% 11.0%	11.9% 11.0%	9.2% 9.9%	3,686	AR(1)

※ 期間は2007/11～2010/3。下段(全期間)は2007/1～2010/3。
 ※ リターン、ボラティリティは年換算後の数値。
 ※ 調整後ボラティリティは成約(全床)との比較のためデータ数で調整したもの。
 ※ 全(重複)は、全ての登録データで同一物件で重複がある。成約初期は成約データに対応するデータで、物件初期と物件最終は各物件でまとめた中の最初と最後のデータ。
 ※ 時系列は相関係数0.35より高いラグとコロログラムの形状から判断した。
 ※ ※1はラグ5。※2はラグ6のPAC(partial autocorrelation)がそれぞれ高い。

これを見ると、市場には物件数の約3倍の登録情報が存在し、平均すると8.5%高い。初期価格は6.6%ほど高く設定するが、成約が確認できた物件だけをみると4.4%である。表3-3での4%弱と違うのは、時間のズレが無いことと、高く設定し続ける登録や高い設定のまま成約まで至らなかった物件の存在が原因と考えられる。規模別では小規模のほうが初期設定率等は高い。ボラティリティは基準17.5%（調整後10.5%）から成約は6.2%に低下している。

売り手が最も避けたいことは、市場の適正価格より安い設定をしてしまい買われてしまうことである。こういう後悔はしたくないはずである。しかし、売り手はおおよその相場水準を把握していても正確な成約水準を知らず、概ねわかっているとしても確信はないから、どうしても高い登録価格を設定する傾向がある。特に初期登録時はそうなるはずである。初期の登録設定をその時点の成約水準より数%高く設定するということは、その後市

場が上昇してこないと成約できないため、流動性コストとしてのTOMを支払うことである。そして上昇しない場合あるいは高く設定し過ぎたことがわかれば売りの緊急性に応じて登録価格を段階的に下げるしかない。その判断には市場における他の売り希望としての登録情報で市場の方向性を知る必要がある。また買い手の反応をみることも必要である。

一方、買い手が避けたいのは、市場の適正価格より高くつかんでしまうことである。買い手もまたその時点の成約水準をはっきり知らないし確信を持たない。相対交渉ではないから、自らの留保価格が反映されることはない。登録価格は高く設定されがちなことは知っており、段階的に下がることも期待している。ただし、成約するか最終判断は買い手が握っており、自らの留保価格と買いの緊急性で判断する。しかし、あまり待ちすぎると他の買い手に買われてしまうこともある。

このように住宅市場に代表される売り希望価格を登録する売買方式は、売り手の緊急性が登録価格の改訂やTOMの長短に反映する。これに買い手の緊急性の判断が加わることによって、価格差が収斂され最終的に成約価格となる。これは個別性が強く情報を非公開にするため客観的な市場価格がわからない不動産について慣習的に成立した市場形態である。これはオークションや入札方式に比べれば時間がかかるが、激しい価格変動が少ない方式である。

ただし、物件は1つだけしか存在せず、市場全体の需給動向や相手の戦略といった自らコントロールできない要因があるため、自らの留保価格と確信だけで売買を成立させることはできない。そもそも買い手側にとってTOMというものに価値を見出さないため、成約価格に流動性コストが反映されているかに関心が無いはずである。登録価格の設定によって成約価格が異なることはある一面しか見ていないことになる。買い手が最終判断する価格は、ある程度の相場がコンセンサスとなっている数%の価格差の間で、登録情報の方向性とその先行性を考慮して決定する。このとき市場参加者の判断の参考としているのは観察不能な純粋価格や少ない成約情報ではなく主に登録情報からであり、その登録情報から主観的に推定している点が重要である。

3-7. 登録と成約の意思決定

不動産市場の状況をみると、売り手も買い手も情報不足によって物件の適正な価格を知らず、概ね把握していたとしても確信は持ち得ない。そこで売り手は登録価格を高く設定する手段を選ぶ。それによって最終的な成約価格が高くすることができるが、その代償としてTOMというコストを支払うことがわかった。しかし、買い手からすればTOMの長さを成約価格に反映させる理由はない。それにも関わらず、登録価格の設定と成約価格に正の相関関係があり、あるいは基準価格と成約価格の違いがあるのは、やはり情報不足による適正価格の確信のなさにあると考えるべきである。

不動産市場の参加者は、その時点での客観的な成約価格情報のない状態で価格を推定し交渉し契約してゆく。限定された情報の下で潜在的な市場価値を推定し、市場における新しい売り希望情報によってそれをアップデートする作業を繰り返す。この事前情報からノイズとバイアスを調整しながら事後の推定を行うメカニズムがベイズ更新に他ならない。Quan and Quigley(1989, 1991)は、鑑定評価人の行動モデルとして過去の鑑定価格と直近の取引価格から合理的な鑑定価格を出すモデルを提示しているが、本研究ではこれを市場取引の当事者のモデルに発展させる。ただし、不動産の場合個別物件の連続データが市場で観察されることはないため、個別物件のシミュレーションは無理がある。そこで、あたかも1人の代表的投資家（買い手）が存在するとして市場全体のインデックスで考えることにする。

市場当事者にとって参考となるのは登録価格情報である。やや高めに登録された希望価格群の内容情報とTOMなどその登録の消息動向、加えて稀に入手できる成約情報から対象物件の「適正な価格」を推定するしかない。この適正な価格とはTOM等の影響のない「純粋な価格」であるとし、割高な設定程度は平均的な数値としてだけ経験的に把握できると仮定する。この推定の困難さは、「純粋な価格」のシステムティックな変動誤差と登録情報に関する誤差の2つの誤差を考慮して行われる点にある。買い手は、直近の登録情報の変動傾向を見て将来動向も加味した上で最終的な意思決定を行うとする。これらの特

性を以下において状態空間モデルの枠組みで示す。

不動産の時系列データに対する線形の逐次推定を考える。いったん全てのデータを収集してから次の推定するのではなく、1時点前の推定値 $\hat{\theta}_{t-1}$ を保持しておいて新しい観測値 y_t (売り希望価格の登録情報) から線形関数 φ でリアル・タイムに $\hat{\theta}_t$ (潜在価格=純粋価格) を推定する。膨大な過去のデータは推定値 $\hat{\theta}_{t-1}$ に織り込まれているのでリアル・タイムな推定が可能となる。以下では北川 (2005), 松原 (1992) を参考に状態空間モデルの枠組みに沿って説明する。

登録情報 (観測値) の時系列データを,

$$y_t, y_{t-1}, \dots, y_2, y_1$$

とする。各 y_t は、直接には観測できない純粋価格 (状態空間モデルの潜在価格) θ_t に依存している。この θ_t は状態とよばれ統計の母数に相当する。これを推定することが市場当事者の目的である。登録情報 y_t と純粋価格 θ_t の関係は線型とし、観測方程式と呼ばれる式、

$$[\text{登録情報の観測方程式}] \quad y_t = F_t \theta_t + v_t \quad (3-7)$$

で表せられる。ここで、 F_t は純粋価格からの登録設定率であり、また v_t は市場当事者の得る登録情報に関する誤差で、

$$v_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3-8)$$

に従うとする。この誤差には物件の個別修正の誤りも含まれる。

状態の動的運動、すなわち純粋価格はシステム方程式と呼ばれる式、

$$[\text{純粋価格のシステム方程式}] \quad \theta_t = \mu_t \theta_{t-1} + w_t \quad (3-9)$$

を通してモデルに組み込まれる。市場当事者はシステム方程式で動く純粋価格を登録情報の観測値で逐次的に純粋価格 $\hat{\theta}_t$ を推定していくとする。ここで、 μ_t は純粋価格システムのドリフトを表し、 w_t は市場価格のシステムティックな変動誤差で、

$$w_t \sim N(0, \tau_t^2) \quad (3-10)$$

に従うとする。

このように、システム方程式で動く純粋価格を登録情報の観測値で漸化式で逐次的に $\hat{\theta}_t$ を推定していくとする。

1 時点前の θ_{t-1} の推定値は、 $\hat{\theta}_{t-1}$ であるが純粋価値はこれを中心として、

$$N(\hat{\theta}_{t-1}, \delta_{t-1}^2) \quad (3-11)$$

に従うとする。システム方程式によると θ_t の確率分布は、 μ_t と w_t によって、

$$N(\mu_t \hat{\theta}_{t-1}, \mu_t^2 \delta_{t-1}^2 + \tau_t^2) \quad (3-12)$$

との事前予想となる。この分散を ρ_t^2 としておく。すなわち、

$$\rho_t^2 \equiv \mu_t^2 \delta_{t-1}^2 + \tau_t^2 \quad (3-13)$$

である。ここは1時点前における予測値に過ぎない。次にt時点の登録情報の観測値 y_t を見て新しい情報とする。これはドリフトを時点修正として外挿した予測値とは異なるが、その差はサプライズ e_t 、

$$e_t = F_t \theta_t + v_t - F_t \mu_t \hat{\theta}_{t-1} = F_t (\theta_t - \mu_t \hat{\theta}_{t-1}) + v_t \quad (3-14)$$

である。この分布は、

$$N(F_t (\theta_t - \mu_t \hat{\theta}_{t-1}), \sigma_t^2) \quad (3-15)$$

となり、これが尤度となる。

θ をパラメーター、 D をデータ、 $f(D|\theta)$ を尤度、事前情報 $w(\theta)$ 、事後情報 $W(\theta|D)$ とすると、ベイズ更新は、

$$W(\theta|D) \propto w(\theta) \cdot f(D|\theta) \quad (3-16)$$

である。尤度が正規分布であれば、事前分布を自然共役分布である正規分布にとれば事後分布も正規分布に帰着する。事後分布は、平均が、

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_t &= \frac{\left(\frac{1}{\mu_t^2 \delta_{t-1}^2 + \tau_t^2} \right) \mu_t \hat{\theta}_{t-1} + \left(\frac{F_t^2}{\sigma_t^2} \right) \left(\frac{e_t}{F_t} + \mu_t \hat{\theta}_{t-1} \right)}{\frac{1}{\mu_t^2 \delta_{t-1}^2 + \tau_t^2} + \frac{F_t^2}{\sigma_t^2}} \\ &= \mu_t \hat{\theta}_{t-1} + \frac{\frac{F_t}{\sigma_t^2}}{\frac{1}{\mu_t^2 \delta_{t-1}^2 + \tau_t^2} + \frac{F_t^2}{\sigma_t^2}} \cdot e_t \end{aligned} \quad (3-17)$$

となり、分散は、

$$\delta_t^2 = \frac{1}{\frac{1}{\mu_t^2 \delta_{t-1}^2 + \tau_t^2} + \frac{F_t^2}{\sigma_t^2}} \quad (3-18)$$

とする正規分布となる．（詳しい式の導出は松原（1992）および付録A．を参照のこと）これを整理して漸化式とする．新しい分散の系列 δ_t^2 は，（3-18）式を変形し，

$$\delta_t^2 = \frac{\rho_t^2 \sigma_t^2}{F_t^2 \rho_t^2 + \sigma_t^2} \quad (3-19)$$

が得られ，（3-13）式の分散の二式で交互に定義される．

θ_t の推定値 $\hat{\theta}_t$ の漸化式は，

$$\hat{\theta}_t = \mu_t \hat{\theta}_{t-1} + \frac{F_t \rho_t^2}{F_t^2 \rho_t^2 + \sigma_t^2} e_t \quad (3-20)$$

である．この純粋価格を推定した価格が，成約価格として形成される．（3-20）式 e_t に掛っている係数を λ_t と定義し，

$$\lambda_t = \frac{F_t \rho_t^2}{F_t^2 \rho_t^2 + \sigma_t^2} \quad (3-21)$$

とする．この λ の意味は，観測値の時系列変動に関するサプライズの取り込み割合（確信度合い）であり，この数値が大きいほど直近の登録情報の変動に対して敏感に反応する．

3-8. 実証数値によるシミュレーション

次に本モデルを使ったシミュレーションを行う．（3-20）式に実際のデータ（全床面積）を当てはめ，基準価格を純粋価格とみなし，その事後平均の推定値が成約価格の再現を試みる．

2007年11月～2010年3月までの29カ月間のデータを使い，純粋価格 θ_t を基準価格とみなして，そこから μ_t と τ_t を算定し採用する．市場当事者にとって，売り希望の登録情報 y_t が成約に結び付くか等の真偽やその精度についての判断はつかないため，全重複データを採用する．実際のデータから登録と成約の登録設定率 F_t はその平均差8.3%，

ドリフト μ_t は基準価格の期間変化率の平均 -1.94% 、システムティックな変動誤差 w_t のボラティリティ τ_t は調整後の 10.5% 、初期値は 2007 年 10 月の数値とした。これで事後価格と実際の成約価格の平均が一致するように登録情報の誤差 v_t のボラティリティ σ_t をキャリブレーションしたところ、 4.5% となった。このとき事後の成約価格のボラティリティは 6.2% となり実際の成約のボラティリティに一致した。シミュレーションの結果を図 $3-11$ に示す。成約価格と事後平均の価格の相関係数は 0.963 と高いものとなった。このとき、平均 $\bar{\lambda}$ は 0.797 となり売り希望のサプライズの約 80% ほど取り込むことで成約の価格形成が行われる構造が得られた。なお、ボラティリティ τ_t を調整前の 17.5% にした場合は、 σ_t 7.5% 、成約価格と事後平均の価格の相関係数 0.969 、平均 $\bar{\lambda}$ 0.796 となった。ここでは基準価格に対して平滑化（フィルタリング）した推定値が成約価格として市場で観察されることを表している。

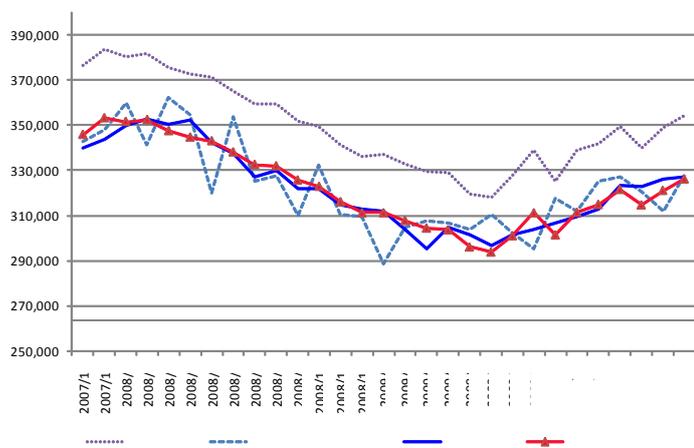


図3-11 ベイズ更新シミュレーション

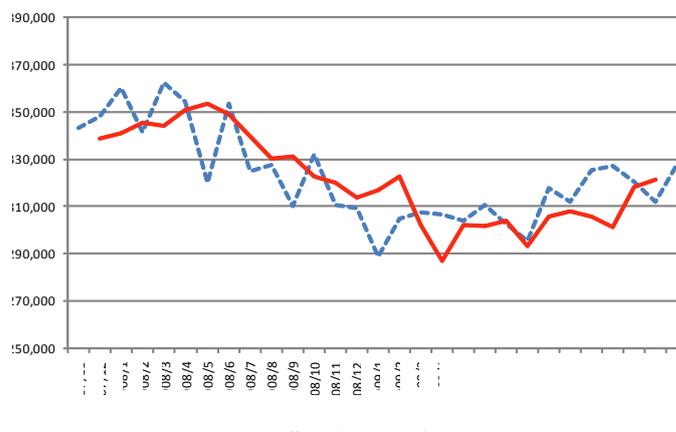


図3-12 基準価格のリバースエンジニアリング

次に、得られた数値を使って逆に基準価格 k を捉えることを考える¹⁴。事後的な段階で純粋価格を大まかに変動を捉えたいという要請があるためである。ここで推定される基準価格は、観察可能な成約価格をもとに非平滑化作業を施して復元された純粋価格のインデックスを意味する。(3-20)式で基準価格を推定した価格が実際の成約価格となることに注意し、市場当事者による推定目的であった基準価格を求める。

分析者は得られた $\bar{\lambda}$ (0.797) と平均登録設定率 \bar{s} (8.3%) を既知として、成約

価格 $\hat{\theta}_t$ と成約価格の期間平均ドリフト \bar{d} (−1.65%)，登録価格 y_t を事後データを観察できるとする．基準価格のドリフト μ_t は正確な数値を把握することはできない．実際上の対応として， λ_t の代わりに $\bar{\lambda}$ ， F_t の代わりに \bar{s} ， μ_t の代わりに \bar{d} を代用すると (3-20) 式は，

$$\hat{\theta}_t = \bar{d}\hat{\theta}_{t-1} + \bar{\lambda}(y_t - \bar{s}\bar{d}k_{t-1}) \quad (3-22)$$

となるから，

$$k_{t-1} = (\bar{d}\hat{\theta}_{t-1} - \hat{\theta}_t + \bar{\lambda}y_t) / \bar{\lambda}\bar{s}\bar{d} \quad (3-23)$$

が簡略化したリバース式となる．これにより基準価格を逆計算したものが図3-12である．基準価格とリバース価格の相関係数は0.712であり，ボラティリティは9.8%となり基準価格の調整後ボラティリティ10.5%に近いものとなった．このリバース・モデルによって，通常観察不能な基準価格と市場の変動を観察可能なデータから知ることができる．

3-9. 本章のまとめ

本研究は，売り手と買い手の交渉理論モデルについて，東京都区部の中古マンション市場のデータを使い，登録価格の設定，TOMおよび成約の価格形成の関連を実証分析し，設定仮説である「初期の登録価格を高く設定することによって，最終的な成約価格が高くなる．その代償としてTOM（市場滞留期間）も長くなる」を検証できた．不動産市場は株式市場と違い流動性が低く，成約価格はコントロール可能な登録価格に大きく依存し，必ずしも不動産価値を正確に表したものではない．よって不動産の価値やリスクを評価するうえでは，成約価格は情報の一部でしかないことがわかった．登録戦略は売主によって異なり，市場全体のインデックスを作成する際には集計化されて問題ないが，個別の物件の価値評価については無視できない情報となる．

新規性として登録価格とTOMの成約価格への影響を調べるため基準価格を活用した．既存研究では誤差の影響を除くため，予測成約価格から登録設定率を求める二段階分析にとどまっていたが，情報不足や主観的な登録戦略によって成約価格そのものが変更されるという立場をとった．その結果，モデルのとおり初期登録価格が成約価格とTOMに正の影響を与えることが検証できた．TOMという非流動性のコストに対する報酬も把握でき

たが、登録やTOMが増加すると負の効果（レピュテーション・リスク）が生まれ、市場に長く滞留させることで必ずしも高く売れるとは限らないメカニズムも発見された。

TOMは規模の違いで有意な説明変数は異なるが、最も大きいのは時間要因であった。予測された成約価格は基準価格の周りで変動しているが、これはデータ数の違いも影響している。初期登録はその時点で5%高く設定され、全ての登録情報で見ると8.5%高い。

直近の成約情報が無い中で、市場参加者はいかに意思決定を行うのか、これをベイズ更新の枠組みでモデリングし、得られた実証データを使ってシミュレーションを行った。その結果、市場全体の登録情報の変化の約80%を取り込む構造となった。このモデルはリバース・エンジニアリングとして活用でき、不動産市場の動きをとらえることができる。

注：

- 1 本研究は、アットホーム株式会社からのデータ提供を受けた。ここに記して謝意を表す。
- 2 業界の経験値を聞くと、広告が実質的に有効な期限は、登録公開から1カ月程度とされる。
- 3 実務では一般的に「募集価格」、「提示価格」、「売り希望価格」という言葉が使われているが、以下では登録情報の一部という意味で「登録価格」を、また「取引価格」、「取引事例」、「comps 比較可能物件」には契約が成立したという意味で「成約価格」を用いることとする。
- 4 複数部屋での登録は階数と間取りで判断できるが、広告主が中間階や合計間取りを入力するなどの指定を原因として若干混入している可能性がある。
- 5 構造変化が起きる原因は、背後にある需要層の違いと考えられる。床面積50㎡でファミリー向け等の広告となる事や税制の各種適用の境となっている。
- 6 除外の程度による変化は、除外なし、3カ月、6カ月をそれぞれ計算すると、総登録数は3.74、3.73、3.93、価格数は1.58、1.60、1.65、TOMは、86.6、87.1、94.5であった（全床面積の場合）。
- 7 Jarque-Bera 統計量は、31,752.21から対数変換後63.27となった。正規性は棄却される。
- 8 TOMの最大日数は1,000日を超える。直観的にこの滞留は長すぎるように思える。4,535件のうちTOMが10カ月（304日）を超える件数は275件6.06%になる。ただし、長期の滞留期間の物件の中には途中で売却をあきらめた期間があり、その後登録し直し、実質的には別案件になっている場合も含まれる。
- 9 当初10カ月のデータを除外したものでも行ったがほとんど同じ結果が得られている。
- 10 TOMと相関する可能性のある登録設定変数を除いたうえでOLSで推定した。厳密に言えばTOMの内生性の問題があるがここでは無視し、後で再度確認している。
- 11 ただし、大規模の場合は後述のとおり予測TOMが有意に正の効果を持つ（表3-7参照）。
- 12 TOMが長くなれば登録数は多くなり多重共線性の懸念があるが、予測TOMと総登録数倍率の相関係数は0.17であった。
- 13 最終的に売れ残る可能性もあるから、TOMは非流動性コストの一部にすぎない。
- 14 通常の計量分析から得られた推定モデルでは誤差の取り込みが排除されうまくいかない。

第4章 不動産オークション市場の構造分析

4-1. はじめに

ある市場のある時点における取引の活発さと効率性の度合いを市場密度 (market density) と呼ぶ。完全なオークション市場が連続的に存在すればこれが最も高いと考えられ、観察できる取引情報によって均衡価格が収斂し価格発見 (price discovery) できる効果を持つ。逆に低密度の市場では、主観的な留保価格に左右されがちで、均衡価格の周りで観察される取引価格は分散が大きくなってしまう。

金融市場のような高度な公設取引市場がなく連続データの観察できない資産市場がある¹。こうした資産であっても企業意思決定や時価会計情報の開示や処理などの場面で適正な価格付けを行う社会的要請と必要性がある。それでも取引量が多く類似の資産が活発に取引されていれば対象資産の価格を推定することは可能である。あるいはデリバティブのように原資産の価格がわかれば理論的に計算できる場合もある。

しかし、対象資産や原資産が個別性の強い場合や取引市場の薄さによっては価格付けが難しい場合も出てくる。たとえば不動産でも画一性の高い住宅マンションが活発に取引されていれば類似取引の価格を観察して推定することはできる。鑑定評価は、取引事例比較法と収益還元法を使うのが一般的である。前者は3～5件程度の成約価格事例から比準して求める。後者は将来キャッシュ・フローと利回りから計算するが、このとき成約情報から利回りを算出して比較考量することが行われる。さらに、大量評価や市場動向を知るための価格インデックス作成には成約価格を収集して統計分析することが重要だとされる。しかし成約取引情報は当事者の秘密にされ市場に出ないことが多い。代わりの売り希望などの情報にはバイアスがあり証拠とはならず価値が劣ると考えられている。したがって、精緻な評価を行うためには成約価格を探すことが必須であり、逆に言うと成約情報が多数見つかりさえすれば精度の高い推定評価ができ、競争優位にも立てると考えられている。

これを成約価格主義と呼ぶことにする。

ところが、比較物件が極端に少ない特殊な利用形態、絶対取引量の薄い地方都市に存する場合、市場が暴騰・急落したような時期の市場環境（低密度な市場という）では評価の信頼性が落ちるといった疑いが出る²。それは単に成約価格情報の発見が困難で少ない情報では推論誤差が大きいということだけではない。「売買が不成立」「売買をあきらめてしまう」といった一種の流動性リスクや「安すぎるので今は待つ」というロスを顕在化させない判断の存在によって、成約価格やそこから推定された評価の信頼性が低下すると市場に疑念を持たれるからである。実際、評価実務においてはこの懸念は経験的に認識されており、恣意的ではあるが、特殊性や取引量によって「市場性減価」を施したり、価格急落時に「早期売却価格」として20%～30%下げたりすることがある。

株式取引でも「指値で売り買いできなかった」「塩漬けにしている」ということはある。しかし、出来高が相当数ある限りは成約した価格は一応信頼できる。一方、個別性の強い不動産の場合、出来高は多くても1にすぎないため影響は大きい。

また、成約情報を集めて統計を取ることは、「成約価格の統計」になることを考えるべきだ。物件の標準性が高く、比較的安定し厚みのある市場（高密度な市場）では留保価格がほぼ対称分布で密度も同等に近いと思われ、不成立があっても売りと買いで相殺されるから問題は少ないとも考えられる。しかし、低密度の市場においては売り買いで偏りが生じ、市場動向の判断や鑑定取引比準の精度³に問題が残るから、成約データからの類推で「私の保有物件はいくらなら売れる」とまで言えない。何故なら「売れなかった」「買えなかった」事実を無視しているからである。実際に「適正価格」で売り出しても必ずしも売れないことが起きる。

こうした非流動性リスクとしての成約情報のバイアスは有るのか。有るとすればどの程度なのか。本研究では低密度な市場環境におけるこうした成約価格情報のバイアスと信頼性低下について、オークション・モデルから仮説「重要な変数である入札者数を通じた価格形成の存在」と「低密度市場における成約価格情報のバイアスの存在」を設定し、競売データで計量モデルにより検証する。

4-2. 不動産競売市場

成約価格に現れない事象の影響を見たいのであるが、その場合は成約価格情報に加えて、入札者数、不売、不買、再売却、取り下げといった情報も必要になる。これは通常の不動産市場では入手不可能な情報である。そこで、代わりにそういったデータが入手可能な不動産競売市場を分析することにする。

競売制度の流れは概ね以下のとおりである。東京地方裁判所の標準的なものとして、まず、申立てがあると、執行官と評価人による調査や評価を行い、それが終わると公告され事件情報の閲覧が11日間あり、その後に6日間の「期間入札」がある。1週間後に開札されその3日後に落札者が正式に決定される（本稿での「期間入札売却」以下同）。もし、入札者がいない場合は「期間入札不売」となって、開札日の翌日から2週間の特別売却期間に入る。その間は裁判所との個別交渉により買い受け可能となる（「特売成約」ただし必ず買受可能額であるとは限らない）。それでも売れない「特売不売」の場合は、数カ月後に再度期間入札に入る。この手順を3回繰り返しても買い受け申し出がない場合（売却困難物件と呼ばれる）は、売却の停止や取消となる。

なお、買受申出人（入札者）が出るまでは申立人（銀行等）に取り下げてもらえる（「取下」）。代金納付までの期間は買受申出人の同意があり費用負担すれば取り下げが可能である。

価格情報は評価人（不動産鑑定士）による評価が行われ公表される。まず、一般市場価格の情報をもとに対象物件の市場価値（基礎となる価格＝「基礎評価額」）を求めるが、特殊な物件の場合は、需要や一般性を勘案して市場性減価を施す場合もある。これから通常30%の競売市場性減価を割り引いた売却基準価額が求められる。売却基準価額の10分の8（2割引き）が買受可能価額で、希望者はこれ以上の金額で入札でき、売却基準額に応じた保証金（原則として10分の2）を事前納入する。入札者は三点セット⁴と呼ばれる事件情報書類と売却基準価額をもとに自らの付け値（入札額）を決める。ただし、自分以外の入札者数や付け値はわからない。開札日に一番高い付け値の入札者に付け値による購

入の権利が与えられる。入札者数が知らされないため、各入札者はそれを想定しながらその効果も織り込みながら付け値を決めることになる。

本研究にとって重要な一般の不動産市場や他の資産市場との違いは、競売では売り手の留保価格とその範囲は、売却基準価額と買受可能額に代わられ固定されているという点である。したがって一般市場の不売と競売制度上の不売は意味が異なることに注意を要する。

競売市場性減価がある理由としては、不動産競売には特殊性があり、そこで成立する価格は一般の市場とは異なると考えられているからである。すなわち、購入者に心理抵抗感がある。引き渡しのために法的手段が必要。所有者の協力は得られない。物件に立ち入りできず、内覧制度であっても目視に限られる。瑕疵担保責任がないこと。調査や評価との時点とのズレがあり変わっている可能性があること。売却期間が短いこと。参加に保証金が必要で代金即納であること。こうした点を考慮して評価において「競売市場修正」という減価修正が行われている。

かつての競売市場は、一部の競落専門業者と反社会勢力だけの特殊な市場になり、格安で落札されてしまうと考えられてきた。そうすると債務者は債権者に協力してもらい一般市場で売却する「任意売却」を選択することになる。その結果、競売事件に申し立てられるのは、債務者の協力が得られない、権利関係が複雑すぎる、事故物件、特殊物件やほとんど価値のない物件等のいわゆる「売却困難物件」が多くなり、調査や評価に時間がかかる割に、結局不成立になるような事件が多くなった。こうした問題に法改正や競売制度の改善が進められてきた。短期賃借権の保護は2004年に廃止され、引き渡し命令や保全措置の迅速化、最低売却価額に代わりその2割引まで買受可能になった。インターネットでの検索やダウンロード・サービス、DCF法など評価手法の改善と手法マニュアル化、住宅ローンと登記、内覧制度、など大幅な改善が進み、落札率は向上し、処理スピードも速まり未処理案件は減少してきた。個人の落札者も増加した。

4-3. 成約情報による分析

最初に、期間入札による売却できた物件だけのデータについて、回帰分析で価格関数を推定する。東京地方裁判所管轄の、22回分の開札分（2008年10月23日～2009年8月27日）からマンションのデータを分析する。単部屋売却のもので店舗仕様と建物共有は除いた。データ数は1,322件である。

本研究ではデータ期間中に属性変数の効果が変わらないという仮定し、プーリング・データを対象に時間ダミーを入れ標準的な線形回帰分析によって行うことにする。

第 t 期に属する i 番目の住宅が K 個の属性値 $\{x_k\}(k=1,2,\dots,K)$ と質的変数として L 個のダミー変数 D_l を加え、価格 p_{it} の推定モデルを、

$$\ln p_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{k,it} + \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{l,it} + d_t \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4-1)$$

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

$$it = 1, 2, \dots, nt$$

とする。添え字の it は第 t 期のデータが nt 件あるときの i 番目を表し、定数項 α 、第1期を基準として第2期以降の時間ダミー d_t とそのパラメータ $\delta_t(2 \leq t \leq T)$ 、攪乱項 ε_{it} である。推定するパラメータは α 、 β_k 、 γ_l 、 δ_t である。

被説明変数は落札価格（㎡単価）である。説明変数は、購入希望者が優先する属性ほど重要な変数となる。そこで複数の不動産広告に採用された共通項目と先行研究（井出（2000）など）で採用された変数を参考として求めた。採用された説明変数は、1.都心時間（分）、2.複数駅利用、3.最寄駅までの時間（分）、4.ワンルーム・ダミー、5.事務所仕様・ダミー、6.借地権・ダミー、7.土地建物分離型・ダミー、8.築年数（年）、9.階数、10.総戸数、11.前回開札有り・ダミー、12～17.地区ダミー（山手線の利用ターミナル駅ごとに分け、北東方面を基準として都心中心部、東方面、南方面、南西方面、西方面、北西方面）、18.入札者数、19.～28.は時間ダミー（月）である。

一般市場の分析では、成約情報を収集したデータを標準的な線形回帰分析として最小二

乗法によりモデル推計を行う。期間入札の物件（データセットa）を対象に、入札者数を説明変数として入れる場合（1）と入れない場合（2）で推定を行った。対象物件の売却基準価格（㎡単価）も同様に分析したのが（3）である。結果は、表4-1のとおりである⁵（補正R²：表4-1（1）0.765，表4-1（2）0.709，表4-1（3）0.647）。この推定結果は、落札者や評価人がマンションの属性をどう暗黙に評価したかデータセット全体の平均を意味する。個別物件の価格推定に使うことができ、品質調整を施したことになるから平均価格水準を求めることが可能となる。

この分析から得られた係数の符号は、先行研究の結果に合致している。たとえば都心時間、駅からの距離、築年数の符号はマイナスであり、これらの変数の数値が大きくなるほど住宅価格は安くなる傾向を示す。一方、階数の符号はプラスであり、高い位置になるほど住宅価格は高くなる傾向を示す。

表4-1 標準線形回帰分析による推定結果

変数名	(1) 期間入札売却 入札者数あり		(2) 期間入札売却 入札者数なし		(3) 売却基準価額	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	15.0800 ***	0.1690	15.1859 ***	0.1882	15.1036 ***	0.1690
都心時間	-0.6037 ***	0.0410	-0.5974 ***	0.0457	-0.5731 ***	0.0429
複数駅	0.0549 ***	0.0165	0.0746 ***	0.0184		
駅距離	-0.0650 ***	0.0101	-0.0790 ***	0.0113	-0.0737 ***	0.0103
ワンルーム	0.1098 ***	0.0204	0.0639 ***	0.0225	0.1228 ***	0.0227
事務所仕様	-0.1772 ***	0.0519	-0.2616 ***	0.0575	-0.2103 ***	0.0579
借地権	-0.2676 ***	0.0360	-0.3372 ***	0.0398	-0.4064 ***	0.0400
土地分離	-0.0858 ***	0.0230	-0.1654 ***	0.0251	-0.0908 ***	0.0252
築年数	-0.2751 ***	0.0094	-0.2870 ***	0.0105	-0.2807 ***	0.0104
階数	0.0219 **	0.0102	0.0529 ***	0.0112		
総戸数	0.0418 ***	0.0097	0.0619 ***	0.0107	0.0577 ***	0.0102
前回開札	-0.1028 ***	0.0375	-0.1656 ***	0.0416		
地区(都心)	0.6376 ***	0.0468	0.6717 ***	0.0521	0.5502 ***	0.0523
地区(東部)	0.2694 ***	0.0205	0.3103 ***	0.0227	0.2100 ***	0.0227
地区(南)	0.3587 ***	0.0234	0.3829 ***	0.0261	0.2578 ***	0.0262
地区(南西)	0.6440 ***	0.0287	0.6557 ***	0.0320	0.5764 ***	0.0321
地区(西)	0.3963 ***	0.0209	0.4086 ***	0.0232	0.3590 ***	0.0233
地区(北西)	0.1909 ***	0.0202	0.2059 ***	0.0225	0.1691 ***	0.0225
入札者数	0.1398 ***	0.0079				
2008年11月	-0.0476 *	0.0285	-0.0512	0.0318	-0.0388	0.0320
2008年12月	-0.0241	0.0340	-0.0282	0.0379	-0.0068	0.0381
2009年1月	-0.1128 ***	0.0290	-0.1188 ***	0.0323	-0.0482	0.0325
2009年2月	-0.0951 ***	0.0303	-0.0345	0.0335	-0.0345	0.0337
2009年3月	-0.1437 ***	0.0318	-0.0786 **	0.0352	-0.0934 ***	0.0355
2009年4月	-0.1259 ***	0.0298	-0.0418	0.0327	-0.1064 ***	0.0328
2009年5月	-0.0836 ***	0.0279	0.0162	0.0305	-0.1252 ***	0.0305
2009年6月	-0.1086 ***	0.0341	0.0314	0.0370	-0.1702 ***	0.0373
2009年7月	-0.0827 ***	0.0290	0.0561 *	0.0311	-0.1627 ***	0.0313
2009年8月	-0.0171	0.0362	0.0981 **	0.0397	-0.1070 ***	0.0399
補正R ²	0.7654		0.7090		0.6465	

※OLSにより推定。

※データセットa

※ダミー変数を除いて対数変換している。

※***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を示す。

採用されなかった変数⁶の中で、井出・岩田・田口（2008）などの先行研究では有意であった占有者有り・ダミーに注目したい。昨今の不動産市況を見れば借家人を確保する競争となっており、適正な家賃であればむしろ既に占有者がいることは望ましい場合が多い。つまり、マンション価格も家賃収入による収益還元価値との関連性が強まったと言える。2003年7月の民法・民事執行法の改正により短期賃借権保護制度は廃止され明渡執行の実効性向上が図られている。また、競売不動産評価実務でも従来は借家権減価として10%～30%の減価を施していたが現在は行っていない。加えて評価手法にDCF法が採用されている。この変化で不動産価格を被説明変数とした回帰モデルの経済的な意味は、間接的に家賃形成も含んだものになったと考えられる⁷。

補正R²をみると表4-1（2）は表4-1（1）より低く、係数も若干異なる変数がある。一般市場において、入札者数はデータとして得られないため、表4-1の（2）の過小定式化のモデルで分析していることになる。この問題によるバイアスはどのようなのであろうか。真のモデル（iは省略し、対数化前のモデルで説明する）が、

$$P = \alpha + \beta_{nyu} x_{nyu} + X\beta + U_1 \quad (4-2)$$

であり入札者数 x_{nyu} が有意で $\beta_{nyu} \neq 0$ のとき、過小定式化のモデルの、

$$P = \alpha + X\beta + U_2 \quad (4-3)$$

としてしまった場合、 $U_2 = \beta_{nyu} x_{nyu} + U_1$ となり、 $E(U_2) = \beta_{nyu} x_{nyu} \neq 0$ であるから標準仮定 $E(U_i) = 0$ を満たさず不偏性も一致性も満たされない。この場合、他の変数 x_m のOLS推定量 $\hat{\beta}_m$ は、

$$\begin{aligned} \frac{\partial P}{\partial x_m} &= \beta_m + \left(\frac{dP}{dx_{nyu}} \right) \left(\frac{dx_{nyu}}{dx_m} \right) \\ &= \beta_m + \beta_{nyu} \left(\frac{dx_{nyu}}{dx_m} \right) \end{aligned} \quad (4-4)$$

というバイアスを持つ。 $\beta_{nyu} > 0$ であるから、

$\text{cov}(x_{nyu}, x_m) > 0$ のとき 正のバイアス

$\text{cov}(x_{nyu}, x_m) < 0$ のとき 負のバイアス

を持つことになる。この性質は対数モデル（1）でも変わらない。だからと言って（1）が一般市場の真のモデルかどうかはわからない。次の入札者数の影響を考えなければならない。

4-4. 入札者数の分析

入札結果のグループごとの物件数および変数の平均値は表4-2のとおり。なお、以下の分析では期間入札で売却された物件データの1,322件をデータセットaを基本とし、それに期間入札不売データを加えた1,446件をデータセットb、特売成約データを加えた1,402件をデータセットb'、データセットbに取下データを加えた1,620件をデータセットcと呼ぶことにする。

表4-2 入札結果グループごとの物件数と変数平均値

	物件数	売却価格	入札者数	基準価格	都心時間	駅距離	複数駅	床面積	ワンルーム	事務所仕様	借地種	分離型	築年数	階数	総戸数	前回開札	含まれる データセット 名称
	(件)	(円/㎡)	(札数)	(円/㎡)	(分)	(分)	ダミー	(㎡)	ダミー	ダミー	ダミー	ダミー	(年)	(階)	(戸)	ダミー	
期間入札 売却	1,322	345,045	10.0	278,499	43.0	8.3	0.600	49.2	0.141	0.017	0.036	0.134	16.0	5.0	66.8	0.03	全て
LOW	688	301,011	3.6	280,811	43.2	9.0	0.547	47.3	0.167	0.025	0.042	0.190	18.0	4.5	58.5	0.04	—
HIGH	634	392,830	16.8	275,991	42.9	7.5	0.645	51.3	0.114	0.009	0.030	0.073	13.8	5.6	75.7	0.02	—
差の検定		***	***			***	***	***	***	**		***	***	***	***	**	
期間入札 不売	124	—	—	239,413	44.4	10.2	0.540	55.5	0.161	0.089	0.040	0.371	24.6	3.6	45.0	0.09	b c
特売成約	80	—	—	229,757	44.4	10.5	0.525	49.5	0.150	0.063	0.050	0.313	24.3	3.4	46.0	1	b'
特売不売	40	—	—	256,354	44.8	9.5	0.575	61.4	0.150	0.100	0.025	0.475	24.8	3.9	42.4	1	—
取下	174	—	—	297,413	41.7	8.0	0.655	55.5	0.063	0.011	0.034	0.201	17.1	4.9	86.9	0	c

※ LOWは入札者数7人まで、HIGHは8人以上のグループ。
 ※ 差の検定はHIGHとLOWの平均に関して、***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を示す。
 ※ 期間入札の不売になった後に停止や対象期間中に特売に付されていない事件があるため、特売数と一致していない。
 ※ ダミー変数の場合は、有る=1として平均を取った。

これをみると、期間入札では売却された物件は不売になった物件よりも質が高い（床面積は除く）。入札者数の多い物件（HIGH⁸）と少ない物件（LOW）の間では、ほとんどの変数には有意な差がみられ、HIGHグループのほうが物件の質が良い。良質な物件は入札者数も多くなる。基準価格の平均はHIGHグループのほうが低いにもかかわらず、売却価格は高くなっている。

入札者数にも時系列変動があるはずで、その影響を落札率と買増率（落札額÷売却基準価額）でみると図4-1のようになった。今回の分析期間の前半は平均入札者数は6人に満

たず、落札率も80%台であったが、後半は平均13人を超え落札率も100%近くなった。

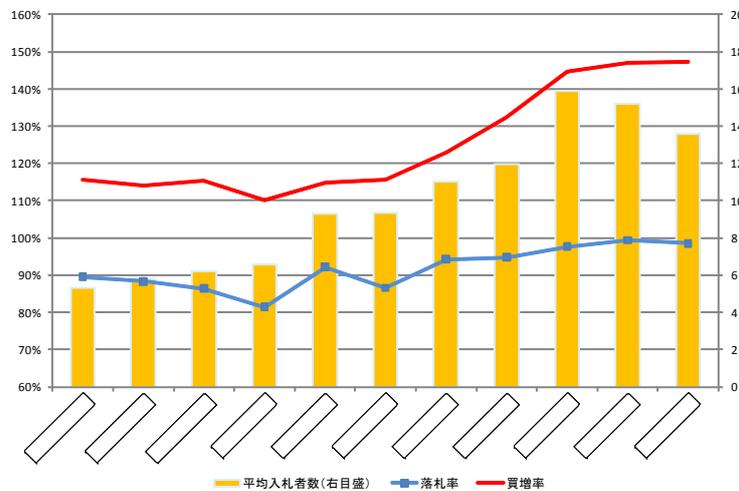


図4-1 入札結果の時系列動向
 ※ 期間入札データで入札終了日を基準として作成。
 ※ 買増率は、落札額÷売却基準価額。
 ※ 2009年5月平成20年(ケ)725は、管理費等の滞納額が多額で買増率が異常に高くなるため除いている。

競売市場性減価30%を施す前の水準（基礎評価額）は、買増率約42.5%に当たる。実際に市場安定期はこの程度になっていたがこの期間平均は25.4%と低調になっている。

入札者数が増すにしたがい買増率と落札率とともに高くなる傾向がうかがえる。井出・岩田・田口（2008）、小林（2009a）では入札者数も良質な物件ほど多くなり、この経路を通じても落札額がさらに高まることが実証されている。これらの先行研究では同時決定の問題を避けるため、一般化モーメント法（GMM）で推定している。こうしたオークションの特殊性上、“勝者の呪い”が存在し、入札者数が増えれば高い落札額になるとされる（付録B. 参照）から表4-1（1）こそが一般市場を表すモデルとも言い難い。業者同士でも完全オープンの入札形式を行うことは稀⁹であるから入札者数は少なくバラつきも小さく、落札額もその分抑制されていると考えることができる。ただし、一般市場では売り手が希望価額を提示するため、適切な提示額と情報公開を行う場合にはこれに近い価格となると考えることができる。

入札者数はどういう要因で形成されているか分析を行うことにする。入札者数はカウント・データの0, 1, 2・・・なのでゼロを含む非負整数である。したがって、離散型の

一般化モデルで推定する必要がある。

第 t 期に属する i 番目の住宅が K 個の属性値 $\{x_k\} (k=1,2,\dots,K)$ と質的変数として L 個のダミー変数 D_l を加え、その TOM が μ_{it} の推定モデルを、

$$y \sim NB(\mu, \phi)$$

$$E[y] = \mu, \quad V[y] = \mu + \phi\mu^2$$

$$\ln \mu_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{k,it} + \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{l,it} + d_t \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4-5)$$

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

$$it = 1, 2, \dots, nt$$

として最尤推定する。また、 $\phi = 0$ の場合がポアソン回帰となる。

追加した変数は、建物構造（コンクリート）・ダミー、床面積、複数階・ダミー、付属建物有り・ダミー、バルコニー有り・ダミー、占有者有り・ダミー、法人属性ダミー、基準評価誤差である。基準評価誤差は、売却基準価額の理論予測値と実際値の乖離度であり、

(理論基準価格-実際基準価格) ÷ 実際基準価格とした¹⁰。比較のためポアソン回帰でも行った。2つのモデルに候補となるフルモデルの同一の変数により対数尤度を計算したところ、LR (尤度比統計量) は 3, 4 0 0 となり、 χ^2 検定から有意水準 1% で負の二項モデルの妥当性が検証された。散らばりの母数は Under Dispersion であった。後で活用するデータセット b による結果を表 4-3 に示す ((1) 負の二項モデルの対数尤度 - 4, 3 1 1, 尤度比統計量 8, 8 1 4)。

基準評価誤差は有意である。これは理論モデルで言うところの売り手の留保価格の設定問題であり、正の値を取るということは実際基準価格 (評価) を下げると入札者数は増加することを意味する。

表4-3 期間入札の入札者数の推定（データセットb）

変数名	(1)負の二項分布モデル (ML)		(2)ポアソン回帰 (ML)		参考:標準線形回帰 (OLS)	
	係数 (漸近的)	標準誤差	係数 (漸近的)	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	0.8138 ***	0.2136	-0.1145	0.2394	-5.2601 **	2.4591
都心時間			0.1608 ***	0.0566		
複数駅	0.1840 ***	0.0508	0.1557 ***	0.0227	1.4923 ***	0.5106
駅距離	-0.1738 ***	0.0353	-0.1271 ***	0.0137	-1.1728 ***	0.3373
構造(コンクリート)			0.1001 ***	0.0216		
床面積			0.1466 ***	0.0250	1.7890 ***	0.4816
複数階	-0.4744 **	0.2184	-0.5046 ***	0.1054	-4.2097 **	2.1101
ワンルーム	-0.1616 **	0.0716	-0.2092 ***	0.0369		
事務所仕様	-0.7736 ***	0.1698	-0.9447 ***	0.0953	-6.9581 ***	1.4399
付属建物	-0.3784	0.2383	-0.4695 ***	0.1114	-5.0222 **	2.3457
バルコニー有り	0.2185 **	0.0980	0.2214 ***	0.0482		
借地権	-0.5287 ***	0.1209	-0.5620 ***	0.0580	-4.4359 ***	1.1673
土地分離	-0.6304 ***	0.0759	-0.6780 ***	0.0383	-3.6914 ***	0.7014
占有有り	-0.3041 ***	0.0498	-0.3549 ***	0.0212	-3.3641 ***	0.5042
築年数	-0.1287 ***	0.0336	-0.1080 ***	0.0128	-0.9822 ***	0.3107
階数	0.2504 ***	0.0340	0.1931 ***	0.0140	2.0622 ***	0.3224
総戸数	0.1349 ***	0.0315	0.1146 ***	0.0130	1.1311 ***	0.3136
前回開札	-0.4889 ***	0.1228	-0.5171 ***	0.0634	-3.6112 ***	1.1498
地区(都心)	0.1193	0.1469	0.3047 ***	0.0640	1.2770	1.4629
地区(東部)	0.2946 ***	0.0669	0.2774 ***	0.0267	2.5362 ***	0.6795
地区(南)	0.1361 *	0.0751	0.2782 ***	0.0307	2.1652 ***	0.7597
地区(南西)	0.0605	0.0920	0.2091 ***	0.0421	0.9949	0.9125
地区(西)	0.1104 *	0.0662	0.2199 ***	0.0298	1.1830 *	0.6707
地区(北西)	0.0757	0.0647	0.1307 ***	0.0286	0.5361	0.6414
法人属性	0.3424 ***	0.0553			1.0969 **	0.5305
2008年11月	0.0384	0.0983	0.0526	0.0518	-0.0542	0.9185
2008年12月	0.0682	0.1158	0.1395 **	0.0602	0.8083	1.0864
2009年1月	0.0621	0.0980	0.0982 *	0.0510	0.5564	0.9170
2009年2月	0.6824 ***	0.1018	0.7034 ***	0.0494	4.8543 ***	0.9827
2009年3月	0.6330 ***	0.1050	0.6589 ***	0.0513	4.3730 ***	1.0182
2009年4月	0.8586 ***	0.0986	0.9023 ***	0.0471	6.3747 ***	0.9642
2009年5月	0.8904 ***	0.0928	0.9611 ***	0.0447	7.3919 ***	0.9001
2009年6月	1.1826 ***	0.1102	1.2481 ***	0.0477	11.3454 ***	1.1067
2009年7月	1.1881 ***	0.0941	1.1886 ***	0.0440	10.5037 ***	0.9307
2009年8月	0.9827 ***	0.1182	1.0692 ***	0.0514	8.6314 ***	1.1946
基準評価差	0.2987 ***	0.0621	0.1543 ***	0.0121	2.2772 ***	0.4696
対数尤度	-4310.6		-6050.0		-5036.3	
(同一フルモデル)	-4309.7		-6009.5			
尤度比統計量	8814.0		5335.2			
散らばり母数	-0.7301				24.2	(F値)

負の二項モデルによる推定は、他の方式より対数尤度の絶対値は小さく、落札価格とは異なった変数が有意に影響していることがわかる。入札者数データが欠けると他の変数だけでそれをカバーすることはできず、当てはまりも悪くなると考えられる。係数符号からみると、概ね優良物件の入札者数は多くなり、表4-2のHIGHとLOWの関係どおりとなった。

しかし、ここで問題点は、入札者数と落札価格は同時決定され入札者数が内生変数になっているという懸念である。説明変数と誤差項が相関すると一致性が失われることが知ら

れる。そこで外生性のHausman testを行う。

まず、入札者数を負の二項モデル、ポアソン回帰、OLSでそれぞれ推定し各推定式による残差を求める。この残差を説明変数に加えた拡張回帰でt検定を行った。もし入札者数と残差が相関しなければ加えた残差のt値は漸近的にN(0, 1)分布に従う。結果のt値は5.37(負の二項モデル)、3.91(ポアソン回帰推定)、15.35(OLS推定)で帰無仮説は棄却される。したがって、入札者数は内生変数であり落札価格に入札者数を説明変数に加えたOLSによる推定量は不偏性と一致性を持たないことになる。

ここでは入札者数を非負整数を明示的に N_{nyu}^0 と表記すると、 N_{nyu}^0 と u の間に相関があると、確率極限のバイアスは、

$$COV(N_{nyu}^0, u) > 0 \text{ のとき, } \hat{\beta}_{nyu} > \beta_{nyu} \quad \text{正のバイアス}$$

$$COV(N_{nyu}^0, u) < 0 \text{ のとき, } \hat{\beta}_{nyu} < \beta_{nyu} \quad \text{負のバイアス}$$

となる。このようなバイアスがあるため、たとえ入札者数のデータが収集できたとしても表4-1(1)のような分析はバイアスが存在する可能性が懸念される。

このような場合は、操作変数を使うことになる。この候補となるのは、誤差項と相関せず、 N_{nyu}^0 と相関する z である。これを使うことによって一致性を持つ。

この問題により、以下の分析においては入札者数に予測値を使ったOLS(TSLS:二段階最小二乗法)で行うことにする。そうすることで誤差項と相関のない操作変数とすることができる。また、落札価格の品質変数の一部が入札者数を經由して影響する問題にも対処できると考える。入札者数の採用自体が不適當である場合は、入札者数なしの推定結果を吟味することになる。

4-5. 不売情報を取り入れた分析

成約情報に加えて「売れない」という不売事実も取り入れて分析を行う。データは期間入札にかけられた全データセット b となる。

買い手が現れないということは、対象物件の価値が買受可能額より低いと考えられる。すなわち落札者は、物件価値と買受可能額の差額を表明し、これがマイナスの場合は0と

なっていると考えられる．ここで観察不能な潜在変数 (latent variable) という概念を導入する． dif_i^* は差額の潜在変数であり，

$$dif_i^* = \alpha + X_i\beta + U_i$$

$$U_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (4-6)$$

とする．表明された差額 dif_i と潜在変数との関係は，

$$dif_i = \begin{cases} dif_i^* & \text{if } dif_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } dif_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4-7)$$

となる．

$dif_i^* > 0$ のときの条件付き期待値は，

$$E(dif_i | dif_i^* > 0) = \alpha + X_i\beta + E(U_i | U_i > -\alpha - X_i\beta)$$

$$= \alpha + X_i\beta + \sigma \frac{\phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right)} \quad (4-8)$$

で与えられる．ここで ϕ は標準正規分布の確率密度， Φ は累積分布関数である．この右辺第3項はゼロではないから誤差の期待値は正になってしまう．

$dif_i^* \leq 0$ の確率は $1 - \Phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right)$ で，期待値は $E(dif_i | dif_i^* \leq 0)$ である．よって，単純に

全サンプルで期待値をとった場合は，

$$E(dif_i) =$$

$$P(dif_i^* > 0) \cdot E(dif_i | dif_i^* > 0)$$

$$+ P(dif_i^* \leq 0) \cdot E(dif_i | dif_i^* \leq 0) \quad (4-9)$$

$$= \Phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right) \left(\alpha + X_i\beta + \sigma \frac{\phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right)} \right)$$

$$+ \left(1 - \Phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right) \right) E(dif_i | dif_i^* \leq 0)$$

となるが，第2項は0であるから，

$$\begin{aligned}
& E(dif_i) \\
& = \Phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right)(\alpha + X_i\beta) + \sigma\phi\left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma}\right) \quad (4-10)
\end{aligned}$$

となる。これは途中打ち切りデータモデルであり、OLS推定では不偏性を持たずバイアスが出てしまうため、Tobit Model (Tobin(1958)) で分析すべきである。 $dif_i = 0$ すなわち不売になった物件のデータが存在するので、分析は閏覧モデル (プロビット・モデルと切断分布モデルの結合型) を採用する。Tobit Modelの対数尤度は、

$$\begin{aligned}
& \log L \\
& = \sum_{dif_i^* > 0} \left(\log \left(\left(\frac{1}{\sigma} \right) \phi \left(\frac{dif_i^* - \alpha - X_i\beta}{\sigma} \right) \right) \right) \quad (4-11) \\
& + \sum_{dif_i^* \leq 0} \log \left(\Phi \left(-\frac{(\alpha + X_i\beta)}{\sigma} \right) \right) \\
& = \sum_{dif_i^* > 0} \left(-\frac{1}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \frac{(dif_i^* - \alpha - X_i\beta)^2}{\sigma^2} \right) \quad (4-12) \\
& + \sum_{dif_i^* \leq 0} \log \left(1 - \Phi \left(\frac{\alpha + X_i\beta}{\sigma} \right) \right)
\end{aligned}$$

となる。

実際の差額データ (落札価格 - 買受可能価格もしくは0) に関してTobit分析を行った漸近的推定量の結果が表4-4 (1) である (対数尤度 - 3, 456)。なお、入札者数は内生変数の問題を回避するため負の二項モデルによる予測値を使った。

ただし、不売を考慮した潜在モデルとはいえ、不売となった物件を全て取り入れるのは問題がある。つまり、一般市場と異なり競売では非常に特殊な物件やいわゆる売却困難物件も機械的に含まれてしまう。こうした物件は一般市場で売りに出されることは少ないため本分析において過剰に下方に求められてしまう。表4-2をみても、特売になった物件の売却と不売になった物件を比較しても品質差はあまりはっきりしなかったが、採用された変数以外に重大な欠点を持つ可能性もある。そこで、(特売によって売却できた物件のみを加えた) データセット b^{\wedge} で行った。その結果が表4-4 (2) である (対数尤度 - 3,

276) が、表4-4(1)の係数との大きな差は見られなかった。なお、入札者数の予測値(負の二項モデル)は、データセットb'で再推定したものに代えている。

表4-4 差額のTobit分析による推定結果

変数名	(1)期間入札 データセットb		(2)期間入札 データセットb'	
	係数 (漸近的)	標準誤差	係数 (漸近的)	標準誤差
定数項	11.9984 ***	1.9685	11.9397 ***	1.8078
都心時間	-1.6137 ***	0.4503	-1.5758 ***	0.4151
構造(鉄筋)	1.3481 **	0.6534	1.1309 *	0.6098
床面積	-0.8087 ***	0.1733	-0.4964 ***	0.1621
バルコニー	0.7233 **	0.3416	0.7438 **	0.3147
占有者有り	0.5008 ***	0.1883	0.5090 ***	0.1729
借地権	0.7096 *	0.4217	0.4839	0.3852
築年数	-0.2966 ***	0.1107	-0.3082 ***	0.1001
地区(都心)	1.1274 **	0.5588	0.9789 *	0.5047
地区(東部)	0.5898 **	0.2530	0.5162 **	0.2303
地区(南)	0.5061 *	0.2793	0.5356 **	0.2549
地区(南西)	0.7874 **	0.3382	1.0026 ***	0.3121
地区(西)	0.2345	0.2499	0.4118 *	0.2295
地区(北西)	0.1725	0.2412	0.2037	0.2200
予測入札者数	2.1082 ***	0.1828	1.9088 ***	0.1815
法人属性	2.7670 ***	0.2123	2.0691 ***	0.1911
2008年11月	-0.1334	0.3373	-0.1885	0.3089
2008年12月	-0.6556	0.3992	-0.6240 *	0.3678
2009年1月	-0.8706 ***	0.3376	-0.8459 **	0.3117
2009年2月	-0.8071 **	0.3821	-0.8854 **	0.3505
2009年3月	-1.3754 ***	0.3898	-1.1329 ***	0.3627
2009年4月	-1.0647 ***	0.3830	-1.0511 ***	0.3522
2009年5月	-1.2142 ***	0.3631	-1.1730 ***	0.3354
2009年6月	-1.2365 ***	0.4610	-1.1332 ***	0.4280
2009年7月	-1.0566 ***	0.4038	-0.9926 ***	0.3741
2009年8月	-0.7130	0.4786	-0.6116	0.4431
対数尤度	-3456.5		-3276.3	

※ 推定入札者数は負の二項モデルによる
 ※ 最尤法による推定。

4-6. サンプル・セレクション・バイアス

不売データを取り入れることは下方の打ち切りを考慮したのであるが、競売市場においては上方での打ち切りも考えられる。たとえば、競売で落札されるよりも一般市場で売却(任意売却)したほうがはるかに高く売れるのが確実であると予想される場合である。この場合、債権者の同意によって取下することになる。このとき落札されたデータだけで分析すれば低い価値となってしまう。表4-2で取下物件を比較すると、利便性の高い物件で売却基準価額は最も高いが、採用された各変数を比較すると飛びぬけて良質とまではいえない。その場合でも観察できない要因が存在し通常分析では誤差項に含まれている可能

性がある。そうした損得判断でなく「愛着」のような感情が強く、金策等でなんとか当面の担保権実行を回避したのかもしれない。いずれにせよ、自己選択が行われることでサンプル・セレクション・バイアスが存在する可能性があるため、これをみる必要がある¹¹。

Y_1^* を期間入札に付するかの判断のための潜在変数、 X を期間入札に付するかの判断に影響する観察可能な変数ベクトル、 ω が二値変数とすると、選択モデルは、

$$Y_{1i}^* = X' \beta + U_{1i} \quad (4-13)$$

$$\omega_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_{1i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4-14)$$

ただし、 $\omega_i = 1$ のときのみ観察される

と定式化できる。感情のような観察不能な要因は U_{1i} に含まれる。ここでは取下データを $\omega = 0$ とする（取り下げは価値が高いと判断されたときであるから、係数の符号は正負逆になる）。 Y_2 を落札価格、 Z をそのデータの観察可能な変数ベクトルとすると、回帰モデルは、

$$Y_{2i} = Z' \gamma + U_{2i} \quad (4-15)$$

として定式化できる。取り下げる必要がないと判断された物件が期間入札に付され、それが落札されるという二段階の構造になる。取下の価格方程式は、

$$\begin{aligned} E(Y_{2i} | Y_{1i}^* > 0) \\ &= Z' \gamma + E(U_{2i} | X' \beta + U_{1i} > 0) \\ &= Z' \gamma + E(U_{2i} | U_{1i} > -X' \beta) \end{aligned} \quad (4-16)$$

が成立する。ここで U_{1i} と U_{2i} は相関が存在し、二変量正規分布に従うと仮定すると、

$$U_{2i} = \frac{\delta_{12}}{\delta_1} U_{1i} + e_{2i} \quad (4-17)$$

が成り立つ。ここで δ_1 は U_{1i} の分散、 δ_{12} は U_{1i} と U_{2i} の共分散である。 e_{2i} は誤差項である。

これから、

$$E(U_{2i} | U_{1i} > -X'\beta) = \frac{\delta_{12}}{\delta_1} \frac{\phi\left(\frac{X'\beta}{\delta_1}\right)}{\Phi\left(\frac{X'\beta}{\delta_1}\right)} = \frac{\delta_{12}}{\delta_1} \lambda_i \quad (4-18)$$

が得られる。置き換えた λ はミルズ比であり、分布の歪みを調整する。よって推定すべき価格方程式は、

$$(Y_{2i} | Y_{1i}^* > 0) = Z'\gamma + \frac{\delta_{12}}{\delta_1} \lambda_i + e_{2i} \quad (4-19)$$

となる。もし λ_i を入れなければ定式化は誤りであり一貫性がなくなる。この分析は、Heckit Modelの二段階推定法 (Heckman (1974)) により行う。

まず第一段階で、期間入札された物件に取下された物件を加えたデータ (データセット c) と選択モデルによって λ_i をProbitモデルで推定する。入札者数は予測値 (データセット b の負の二項モデルによる) で行った。その結果、対数尤度 -396.6, McFadden R^2 は 0.2822 であった。

第二段階目は、データセット a に λ_i の漸近的推定値の逆数を加えて、(4-18) 式の価格方程式を OLS 推定した。

結果は表 4-5 のとおりである (補正 R^2 : 0.777)。 λ の逆数である逆ミルズ比は 1.27 で有意となっており、サンプル・セレクション・バイアスの存在が示唆される。一般市場が上昇している時期は、この影響はさらに強くなるかもしれない。

表4-5 Heckitモデルによる推定結果

変数名	係数	標準誤差
定数項	14.6717 ***	0.1720
都心時間	-0.5904 ***	0.0400
複数駅	0.0424 ***	0.0162
駅距離	-0.0682 ***	0.0099
ワンルーム	0.1289 ***	0.0200
事務所仕様	-0.1538 ***	0.0506
借地権	-0.2738 ***	0.0351
土地分離	-0.0974 ***	0.0224
築年数	-0.2667 ***	0.0093
階数	0.0227 **	0.0099
総戸数	0.0317 ***	0.0095
前回開札	-0.2926 ***	0.0432
地区(都心)	0.5929 ***	0.0460
地区(東部)	0.2507 ***	0.0201
地区(南)	0.3281 ***	0.0232
地区(南西)	0.6043 ***	0.0284
地区(西)	0.3633 ***	0.0207
地区(北西)	0.1771 ***	0.0198
予測入札者数	0.1394 ***	0.0077
2008年11月	-0.0320	0.0279
2008年12月	-0.0105	0.0332
2009年1月	-0.1060 ***	0.0283
2009年2月	-0.0836 ***	0.0296
2009年3月	-0.1383 ***	0.0310
2009年4月	-0.1038 ***	0.0292
2009年5月	-0.0643 **	0.0273
2009年6月	-0.0998 ***	0.0333
2009年7月	-0.0720 **	0.0283
2009年8月	-0.0172	0.0353
逆ミルズ比	1.2684 ***	0.1533
補正 R^2	0.7770	

4-7. 成約情報のバイアス

以上の推定結果から成約情報のバイアスを時系列に図示する。カッコ内の a, b, c は各データセット名を表す。

まず、期間入札で売却された物件データ（データセット a）の各属性変数の平均値 \bar{A} を算出し、これを各推定モデルに代入して被説明変数の予測値（㎡単価）を求める。なお、4-4 節でみたとおり、落札価格の価格形成は、物件の属性による直接効果だけでなく入札者数を通じた間接効果がある。そのため分析は間接効果を入れた場合と入れない場合に分けて図示することにする。

最初に入札者数を通じた間接効果を含めた場合を示す。ここでは市場変動を見るためデータセット a の月別平均値を入れた。

落札価格¹²の予測値 W_t は 3 種類あり、

- ① 表 4-1 の (1) のモデルに \bar{A} を代入した $W_t^N(\bar{A})$
- ② 表 4-2 の (2) のモデルに \bar{A} を代入した $W_t^m(\bar{A})$
- ③ 表 4-5 の自己選択バイアスの潜在モデルに \bar{A} を代入した $W_t^{se}(\bar{A})$

をそれぞれ求める。（図 4-2 では落札価格 (a), 落札価格 (a 入札者数なし), 潜在落札価格 (c 選択) と表示）。モデル式は、①②が (4-1) 式, ③が (4-19) 式である。

売却基準価格の予測値 B_t は 2 種類あり、

- ① データセット a から推定した表 4-1 (3) のモデルに \bar{A} を代入した $B_t^a(\bar{A})$
- ② データセット b から同様に推定したモデルに \bar{A} を代入した $B_t^b(\bar{A})$

をそれぞれ求める。（図 4-2 では「基準価格 (a)」, 「基準価格 (b)」と表示）。モデル式は (4-1) 式である。

鑑定士による基礎評価価格 AP_t の予測値は、

$$AP_t(\bar{A}) = b_t^a(\bar{A}) \div 0.7 \quad (4-20)$$

である（図 4-2 では「基礎評価価格 (a)」と表示）。

買受可能価格 LC_t の予測値は、

$$LC_t(\bar{A}) = b_t^a(\bar{A}) \times 0.8 \quad (4-21)$$

である（図4-2では「買受可能価格（a）」と表示）。

不売情報を取り入れた価格 S_t の予測値は、データセット b' による表4-4（2）の潜在モデルから求めた数値と買受可能価格¹³を加算し、

$$S_t(\bar{A}) = Tobit_t(\bar{A}) + LC_t(\bar{A}) \quad (4-22)$$

を求める（図4-2では「潜在価格（ b' ）」と表示）。潜在価格モデルは（4-5）式である。

これらをプロットしたのが図4-2（直接効果+間接効果）である。

不売情報を取り入れた潜在価格（点線）は、分析開始時から落札価格より低く、後半に差が縮んでいる。落札価格（a）は潜在価格に対して分析期間の平均で19.5%高く、最大の5月は27.9%高い。分析期間の途中でやや開差は広がっている。落札価格（a 入札者数なし）は潜在価格に対して平均17.0%、最大の5月は26.6%高く、最後の月は逆転している。なお、 b による潜在価格モデルでもほぼ同様の結果となる。

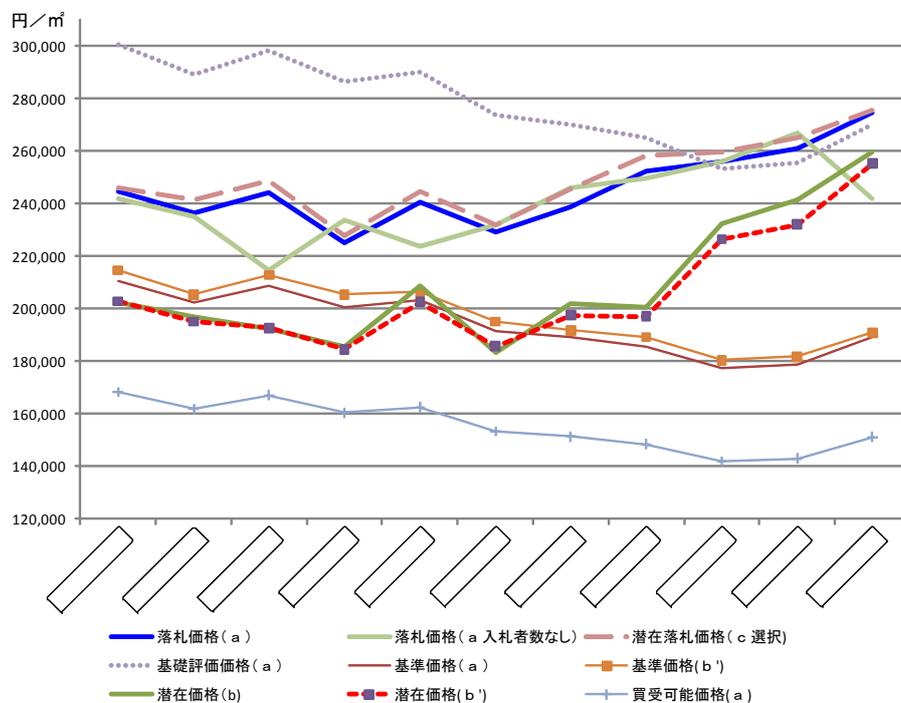


図4-2 潜在変数にみる成約情報のバイアス(直接効果+間接効果)

ただし、潜在価格は不売情報を取り込むものであるから、入札者数に売却できたデータセット a の数値を代入すると実態に合わないとも考えられる。そこで潜在価格モデルは、推定時に使用したデータセット b の月別平均値に代えてみた。その結果、潜在価格はやや下がり、落札価格 (a) は平均 21.5% 高く、最大の 5 月は 30.5% 高い。落札価格 (a 入札者数なし) は平均 19.0%、最大の 5 月は 29.0% 高くなった。

なお、基準評価差と法人属性の影響を除いた予測入札者数 b で分析を行っても概ね同様の結果が得られている。ただし、何を調整したいのかによって、入札者数の扱いは異なってくる。

次に、入札者数自体を固定化 (分析期間のデータセット a の平均値を採用) させたのが図 4-3 (直接効果のみ) である。これはオークション特有の入札者数を通じた落札価格への間接効果を除いた直接効果だけで価格変動をみることになる。図 4-2 よりも落札価格の変動は水平に近くなり、入札者数なしのモデルとズレが出てくる。潜在価格は急な右下がりになり、上昇に転じるのは 7 月以降である。

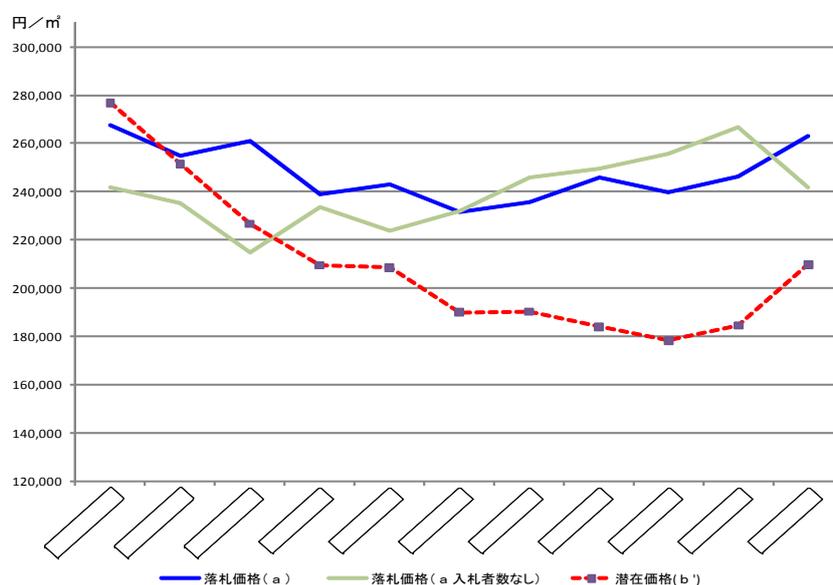


図4-3 潜在変数にみる成約情報のバイアス(直接効果のみ)
 ※ 入札者数は固定させ、入札者数を通じた間接効果を除いている

落札価格 (a) は潜在価格に対して分析期間の平均で 19.7% 高く、最大の 6 月は 34.6% 高い。落札価格 (a 入札者数なし) は平均 16.8%、最大は 7 月で 44.5% 高い。

入札者数の変動に対しては、落札価格よりも潜在価格のほうが影響は大きいですが、どちらも価格の上昇は入札者数の増加を通じた間接効果が寄与していたことがわかる。しかし、潜在価格は落札率にも影響を受けるため、分析期間の最後の2カ月は入札者数が落ち（図4-1参照）、図4-3のとおり後半の落札率の上昇効果の寄与が上回り、よって総合的にも開差が縮まっている。

各推定モデルや推計方法が違い、統計的な有意性が劣る月もあることから単純に比較はできない¹⁴が、落札価格は数カ月に渡って20%超の上方バイアスが発生している。入札者数の変動（間接効果）が無ければ、バイアスは30%を超える時期が続き、落札価格は下がらずとも潜在価格は下落が続いたことになる。

ただこれは統計理論上のバイアスというより、サンプル・データ収集上の問題である。落札価格（成約価格）データからのインデックスであっても有用性が全く無いとは言えない。一般市場では限定された相手と交渉することが多いことを考えると、入札者数の変動は少ないから、潜在価格は図4-3のような直接効果による動きになることもある。

基礎評価価格は落札価格よりも高いが、これは評価人が一旦、競売市場とは異なる一般市場価値を求めているからである。この差は競売市場性減価の根拠となっている。活況時には減価分を上回る落札価格にもなっていたが、本分析当初は落札価格との差は大きかった。しかし、分析期間の後半になると評価人の基礎評価は下がる一方で、落札価格は上昇してきたため逆転が生じた。これは評価に内在するラグと評価時点からの事務的な時間ロスもあるため数カ月の遅れが原因である。このラグは売却基準価格と落札価格の差を広げるから買増率は実態以上に上昇して見える¹⁵。遅れた評価減は買受可能価格を直接下げることから、購入に有利に見えて入札者数は増える。これが呼び水となり回復の後押しをする効果を持つ。ところが、6月以降は基準評価価格が上昇に転じて落札価格と逆転したため、図4-1でみたとおり入札者数も減少に転じている。

価格水準が異なるということは、ボラティリティの把握も異なる。落札価格（a）4.9%、基準価格（a）3.7%、基準価格（b¹）3.5%である。基準価格が小さくなるのは評価人による平滑化（スムージング）の効果による。それに対して潜在価格（b¹）

7.4%, 潜在価格 (b) 8.7%でありボラタイルである。もし落札価格の小さなボラティリティでデリバティブ価値の算定をすると、過小評価する可能性がある (しかも原資産の価格の把握が間違っている)。

取下による自己選択のバイアスは有意であった。これを考慮すると分析期間中で平均1.6% (0.5%~2.8%) で常に高いものとなるが、これを明示的に扱ったとしても結論に大きな影響はない。任意売却の市場価値と落札価格の差が大きければ、落札後に再販して裁定取引できることになるので、それほど大きくなるとは思われない。

4-8. 本章のまとめ

本研究は、オークション・モデルからの仮説「重要な変数である入札者数を通じた価格形成の存在」と「低密度市場における成約価格情報のバイアスの存在」について計量モデルを活用して検証を行った。分析結果では入札者数を通じた価格形成の影響は大きく、通常の評価や分析では考慮外とされていることは大きな問題であることがわかった。

分析期間の競売市場は、不活発で低迷した時期から競売市場が注目され落札価格が上昇しはじめた時期にあたる。こうした時期で「売れなかった事実」を考慮した潜在価格からの上方バイアスは数カ月間に渡って20%を超えている¹⁶。今回対象とした東京23区内のマンションは、不動産としては最も活発で画一的であり、比較が容易な種類であるが、それでも入札者数による間接効果が無ければ、潜在価値はなお下落が続いていた。売却困難物件が入ればさらに開差は広がり、他の地域や種類であればバイアスはさらに大きいと予想される。

もし同じ事が一般市場にも当てはまるとすれば、鑑定評価や時価会計情報の開示や処理にとっては過大で、デリバティブの計算は誤ることになり、売買等の意思決定を混乱させることになる。一般市場では高めの売り希望価格の提示が可能であり、その代償としてある程度の市場滞留期間の発生 (流動性リスクの一部) が伴う。一方、競売市場は両者とも無いため入札者数が同じ水準であれば一般市場よりも時間の節約分だけ安い落札価格にな

る。検出されたバイアスとは「流動性リスク」の残りの部分に該当し、それは期待市場滞留期間を超える換金困難性を意味すると考えられる。これは競売市場にも一般市場にも共通に存在すると考えられる。

成約情報だけを集めて単純にインデックスなどの統計を取ることは、「成約価格の統計」が出るだけである。成約情報の活用は、比較的安定し厚みのある市場（高密度な市場）では問題は少ないが、低密度な市場では信頼性は落ちる。市場下落時であれば、買い手は「まだ買わない」「割高なので借りない」ということでも意思表示している。この不成立の表明が一方に偏るため改めて不成立情報が重要となるが、それが入っていないからである。不動産市場では、比較物件が極端に少ない特殊な利用形態、絶対取引量の薄い地方都市に存する場合、市場が暴騰¹⁷・急落したような時期などでは要注意である。

よって、評価実務では、成約情報以外に市場の密度を示す何らかのデータを取り入れて修正する必要がある。具体的には、取引量、市場滞留期間（TOM）や家賃市場での空室率を活用すべきである¹⁸。評価実務で施される市場性減価や早期売却減価は、この直感的な修正と言える。厚みのある金融市場であっても市場急落時など売買が成立しにくい時期でのプライシング作業の際に考慮すべきことも示唆する。

以上から、成約価格だけを信じ、それを発見さえすれば万事解決するという考え方には問題があると言える。

注：

- 1 不動産，人的資産，各種の権利，知的財産などの無形資産，貴金属，絵画やコレクション，ホールローンや債権，一次産品やエネルギー資源，商品や在庫，プロジェクトや事業，M & Aなど。
- 2 同様の問題は金融危機後の証券の価格付けとその時価会計処理でも提議されている。
- 3 たとえば，分譲マンションを10戸売った場合で，4戸しか売れなくても4つの成約事例は立派な証拠として比準に使われる。逆に10戸即日完売したとしてもそれが適正な価格であったのかはわからない。同じことは家賃であっても空室率によって「借り手がない」「貸し部屋がない」状況で同じことがいえる。
- 4 「現況調査報告書」は執行官が現地調査し目的不動産や占有関係その他現実の状況に関する報告書。「評価書」は評価人による目的不動産の状況，評価額とその過程が記された書類。「物件明細書」は裁判所の書記官が作成する権利関係等に関して上記書類から判断の記載された書類。
- 5 データセットb'でも行ったところ同様の結果が得られている。
- 6 有意でなかった変数としては，占有者有り・ダミー，建物構造・ダミー，複数階・ダミー，バルコニー有無・ダミー，付属建物有り・ダミー，落札者の法人個人・ダミーである。床面積はワンルーム間取りとの相関があったため外している。
- 7 占有者有り・ダミー変数は，後で行う入札者数の分析では負値で有意となり，Tobit分析では正值で有意となる形になっている。
- 8 入札者数6までのデータ数は620，入札者数7までのデータ数は688であった。したがって中央の661に近い入札者数7までをLOWグループ，8以上のHIGHグループに便宜上分けた。
- 9 何故，オープンにしないかいくつかの関係者にインタビューしたところ，「つきあいの無い相手に売りたいくない」「手戻りが増え，コストや時間のロスが増す」「公開物件になると叩かれる可能性が高まる」「なるべく秘密にしたい」という回答であった。
- 10 他にも，理論予測値である落札価格と基準価格の乖離度「(理論落札価格－理論基準価格)÷理論基準価格」などの変数も有意になる場合もあったが，循環的になるため外した。
- 11 このバイアスがあったとしても一般市場にはないから，成約情報による落札額と不売を考慮した潜在価格の差をみることはできる。
- 12 求めるのは㎡単価とするため，正式用語である××価額ではなく××価格という名称に統一している。
- 13 売却基準価格は，データセットb'による推定を別に行っている。
- 14 対数尤度は，落札価格(a)の分析では61.23，基準価格(a)の分析では-93.47であった。差額を別に推計する方法の誤差について，データセットaについてOLSで確認したところ，一括の分析に比べ差額による方法が2.8%高いものの大きな違いはなかった。
- 15 評価人が一喜一憂している買増率の変化はこうした遅れの影響もあるということになる。
- 16 ただし，競売は「安いので売らない」「売り延期する」という判断はなく，売却基準価額と買受可能額が売り手の留保価格の代りとなって固定されているので一般市場のバイアス数値とは当然異なる。
- 17 価格上昇期であっても，急騰すると「買いたくても買えない」「お金はあるが売り物件がない」という事実を考慮する必要がある。売買数からすると上昇期であっても低密度な市場になりうる。少なくとも適正な潜在価格は，10戸即日完売した価格より高いと考えることが妥当である。
- 18 売れなかった6戸の情報を考慮せよということ。

第5章 REIT市場と実物市場の関連性分析

5-1. はじめに

本研究の目的は、キャッシュ・フローの導管体であるREITを対象として、REIT市場と実物不動産市場の関連性を分析し、REIT市場を通して実物不動産市場の価値把握の可能性を試みることである。研究の着眼点は、制度的に「所有」と「経営」の分離がなされた証券化において、受動的なJ-REITを「企業」とも「証券」とも「不動産」とも見なすことができる多面性および「資本」「リスク」の移転に付随して「情報」も流れる点にあり、これまでなかった金融市場と不動産市場をつなぐパイプができたことにある。ここでセミ・ストロング市場効率性を仮定し「株式（REIT証券）は企業資産（実物不動産）を原資産としたオプション」という仮説的なアプローチを施すことで、市場でインプライされた情報を抽出し「不動産」としての短期変動等を捉える方法論を試み、その結果を検証することにする。

5-2. オプション・アプローチの理論

5-2-1. 基本的な考え方

オプション・アプローチは構造アプローチともよばれる。この有用性は、企業資産を原資産として負債価格を行使価格としたときの自己資本価値（株式）を求める枠組みを活用することで、負債時価や倒産確率を算定できる点にある。これは、デフォルトを「時点Tにおいて、資産価値が負債価値を下回った状態」と定義しておき、株式を有限責任制の下で企業資産に対する残余請求権（Residual Claim）を表す企業資産上のコール・オプションとみなす。そう考えた場合、負債の満期における株式は、資産が負債を上回るとき（倒産しないとき）だけペイオフが発生するため、その現在価値は株式価値に等しいことにな

る。

このコール・オプション価値を求める際、倒産確率を推定することに応用でき、この実務の活用としてムーディズKMV社のKMVモデルなどがある。さらに、Geske (1979) では、株式オプションはオプションのオプション=コンパウンド・オプションとして考え、負債額面と満期を使って評価している。また、不良債権処理において債務の時価評価を求める場合に、プット・オプションを求めるとみなすことで、株価から逆算して求めることも可能である。

このアプローチの基本的な仮説は、当該企業に関するあらゆる情報が企業の株価や債券価格に反映されているとする「効率的市場仮説」である。ただし、オプション・アプローチであるからといって、ブラック・ショールズ・モデルをそのまま適用できるかには論争¹がある。否定派は、このモデルは無裁定ヘッジ・ポートフォリオを作ることができてはじめて微分方程式の導出とリスク中立な状況が仮定できるのであって、原資産である企業資産（非公開市場性資産）とその派生証券である株式の間ではヘッジ・ポートフォリオが構成できないことを論拠とする。投資家が現実にはデルタ・ヘッジや「複製」しているかに関係なく、むしろやろうと思えば可能かどうかの方が重要だとする。一方、適用容認派は、デルタ・ヘッジはあくまで想定上のものであってオプション実務においてもデルタ・ヘッジしている投資家は実際にはなく、状態変数の表現と考えればそのまま適用しても問題はないとする。

5-2-2. J-REITへの適用

オプション・アプローチでは、J-REITの保有資産を原資産、負債を行使価格とみなし負債満期のREIT証券価値を、

$$E_T = \max(A_T - D_T, 0) \quad (5-1)$$

E_T : REIT時価総額

A_T : REIT資産価値

D_T : 時点Tにおける負債総額

のようにモデル化するものである。

ここで、一般のプット・コール・パリティを当該モデルに当てはめると $A_t = E_t + B_t$ となり、これはMM理論の無裁定の議論から成り立っていることがわかる。よって、①企業資産価値を求めること、および②負債時価を求める（信用リスク・スプレッドを求める）ことは同じであるから、通常の場合とは反対にこのアプローチを使って、REIT資産（不動産）の価値やその他のインプライされた情報を抽出するという点が本研究の着目点である。

オプション・アプローチでは、REIT証券の価格は既知であり、全ての情報は織り込まれていると考え、インプライド・ボラティリティを計算するのと同じく刻々の資産の時価を遡って求めることができると考えられる。とくに受動的REITのような経営能力に左右されない単純なバランス・シート資産構成を持つ企業には有効であると考えられる。

こうしたアプローチは、倒産間近の企業のような負債が多く株価も低迷している場合にしか適用できないとの考えもある。たしかに、たとえREITが倒産しても一般事業会社のように解散価値が小さくなることない。またプット価値（負債の簿価と時価の差）が0に近いような状況では、REIT時価総額で計算したバランス・シートに近いという結果が得られるだけとなる可能性もある。しかし、REITの場合、所有するのはほとんど不動産であり、その価値を見極めながら投資するのであるから、逆に清算価値を考えながら投資をするという意味において倒産間近の企業と同じと考えることができる。また、資産や負債の時価だけでなく市場間の違いといったより大きな事項の手掛かりも得られるのであるから無意味との批判は当たらないと考えることができる。

5-2-3. 負債の時価評価

時価のバランス・シートは均衡していると考えられるから、負債と株主資本の合計が資

産の市場価値であるとする。ただし、負債といえども時価を使用する必要があり、デフォルトの考慮されない会計上の簿価ではないことに注意する必要がある。

5-2-4. 定式化と評価手順

(i) 企業としてのREIT資産価値

REITの保有資産の価値 A_t が t 期において、

$$dA_t = \mu_A A_t dt + \sigma_A A_t dZ_t \quad (5-2)$$

A_t : REIT資産価値 時点 t ($0 \leq t \leq T$)

μ_A : REIT資産価値の期待収益率

σ_A : REIT資産価値のボラティリティ

Z_t : ウィナープロセス

の確率過程に従うと仮定する。 A_t はそのREITの平均的な資産価値を意味し、単一のパラメータであることは保有資産のポートフォリオのインデックス値を表すと考えることができる。

(ii) 条件付請求権モデル

REIT資産価値 A_t は、REIT証券時価総額 E_t と負債の市場価格 B_t に分解できる。

$$A_t = E_t + B_t$$

$$\text{ただし, } E_t = N_t S_t \quad (5-3)$$

N_t : 発行済み投資口数

S_t : 1口あたりREIT証券価格

B_t : 負債の市場価値

E_t : REIT時価総額

で時価バランスする。したがって、現在のREIT証券時価総額は、REIT資産価値か

ら負債時価を引いたものと表現できる。ただし、企業資産も負債の時価も公開市場がないため観察不能であり単純に計算することはできない。そこで、オプション・アプローチを導入し、REIT証券の時価はREIT資産を原資産とし、T期において負債総額を行使価格とする場合のヨーロッパン・コール・オプションの現在価値であると考え、Black and Scholes 式を導入する。すなわち、

$$E_t = C(A, t) \quad (5-4)$$

$$\begin{aligned} &= e^{-r_f(T-t)} \hat{E}[\max(A_T - D_T, 0)] \\ &= AN(d_1^*) - D_T e^{-r_f(T-t)} N(d_2^*) \end{aligned} \quad (5-5)$$

D_T : 時点Tにおける負債総額

T : 負債行使時期

r_f : 無リスク金利

$N(\cdot)$: 累積標準正規密度関数

ただしここで、

$$d_1^* \equiv \frac{\ln(A/D_T) + (r_f + \sigma_A^2/2)(T-t)}{\sigma_A \sqrt{T-t}} \quad (5-6)$$

$$d_2^* \equiv d_1^* - \sigma_A \sqrt{T-t} \quad (5-7)$$

(iii) ボラティリティの関係

REIT証券時価総額が、

$$dE_t = \mu_E E_t dt + \sigma_E E_t dZ_t \quad (5-8)$$

の確率過程に従っているとすると、 $t=0$ のとき、

$$\sigma_A = \frac{E_0}{A_0 N(d_1)} \sigma_E \quad (5-9)$$

が得られる。

(iv) BS方式 (適用容認派の考え)

適用派によれば、(5-5)式 と(5-9)式の2式により未知数の、

A_0 : 現在のREIT資産の市場価値

σ_A : REIT資産価値のボラティリティ

を求めることができる。この研究では「BS方式」とよぶ。

(v) 近似方式 (否定派の考え)

μ_A を別の関係式で定義することを考える。

成長率の関係は、時価の貸借対照表がバランスしていることと加重平均資本コスト (WACC) 式の考え方より、平均的には資産の期待収益率は、負債時価と自己資本の期待収益率の加重平均であると考え、

$$\mu_A = \left(\frac{E_0}{A_0} \right) \mu_E + \left(1 - \frac{E_0}{A_0} \right) \mu_B \quad (5-10)$$

という関係が成り立つ。(5-5)式と(5-9)式に(5-10)式を加える。この研究では「近似方式」とよぶ。

近似方式をまとめると(5-5)式より、

$$\text{式①} \quad E_0 = A_0 N(d_1) - D_T e^{-\mu_A T} N(d_2)$$

$$d_1 \equiv \frac{\ln(A_0 / D_T) + (\mu_A + \sigma_A^2 / 2) T}{\sigma_A \sqrt{T}}$$

$$d_2 \equiv d_1 - \sigma_A \sqrt{T}$$

$$\text{式②} \quad \sigma_A = \frac{E_0}{A_0 N(d_1)} \sigma_E \quad (5-9 \text{再})$$

$$\text{式③} \quad \mu_A = \left(\frac{E_0}{A_0} \right) \mu_E + \left(1 - \frac{E_0}{A_0} \right) \mu_B \quad (5-10 \text{再})$$

連立3式中で使われているパラメータとその求め方を列挙すると、

A_0 : 現在のREIT資産の市場価値 (未知)

μ_A : REIT資産価値の期待収益率 (未知)

σ_A : REIT資産価値のボラティリティ (未知)

E_0 : 現在のREIT時価総額 $E_0 = N_0 S_0$

σ_E : REIT証券のボラティリティ 直近60日で代理

μ_E : REIT証券の期待収益率 直近60日で代理

D_T : 時点Tにおける負債総額 財務データより簿価で算定

μ_B : 負債の期待成長率 代理変数

T : 擬似的な負債満期 財務データより算定

となる. J-REIT資産に関する A_0 , μ_A , σ_A の3未知パラメータを, 3本の非線形連立方程式で推定できる. こうして, 3式を変形してうまく並べ替え計算することにより, A_t , σ_A , μ_A , EDP , B_0 が日次時系列で求められる.

5-2-5. 問題の解き方

実際に3式連立から求める方法については, いくつかの方法が考えられる. 月次データなどでは最尤推定法等があるが, 本研究では日次評価で価値の変化をみるために収束計算で行う.

この方法は, ExcelのNORMSDIST関数とソルバーで, 誤差の二乗を最小化問題として解くものである. ただし, 膨大な収束計算を行う必要があるため, 本研究では一連の作業をVBAでプログラミングした.

5-2-6. 副次的な成果

上記手順を計算する過程において, 次のような情報も同時に得ることができる.

(i) EDP確率

倒産確率, つまり資産の市場価値が債務総額を上回る期待値確率: EDP (Expected Default Probability)

$$\begin{aligned}
EDP &= p_r(\tilde{A}_T < D_T | A_0) \\
&= p_r(\ln \tilde{A}_T < \ln D_T | \ln A_0) \\
&= \int_{-\infty}^{\ln D_T} f(\ln \tilde{A}_T) d \ln \tilde{A}_T \\
&= 1 - N(d_2^*)
\end{aligned} \tag{5-11}$$

(ii) 負債時価

$$\begin{aligned}
B_0 &= A_0 - E_0 \\
&= D_T \cdot e^{-\mu_B T} - P_0
\end{aligned} \tag{5-12}$$

(iii) 信用スプレッド

$$\text{時価の負債比率}^2 \quad \omega \equiv \left(\frac{D_T e^{-\mu_B T}}{A_0} \right) = \left(\frac{B_0}{A_0} \right) \tag{5-13}$$

$$\text{確実性等価係数} \quad k \equiv \left[N(d_2^*) + \left(\frac{N(-d_1^*)}{\omega} \right) \right] \tag{5-14}$$

$$\text{信用スプレッド} \quad (r_B - r_f) = \frac{-Ink}{T} \tag{5-15}$$

5-3. オプション・アプローチの適用

NBF, JREの目論見書, 決算短信, プレスリリース等公開情報を収集し, 時系列に分析しその財務内容の変化を追い日次のB/S, PLを詳細に作成した. タイミングはセミ・ストロング効率性を仮定としておいた.

日次財務諸表の主な作成方針は以下のとおりである.

(i) 日次B/Sの作成

- ① 賃料収入は, 次月分を前月末日に現金でNOI³ (Net Operating Income) 分入金するとする.
- ② ビル買収に伴い, 既存テナントの預かり敷金(保証金)の返還債務が発生する.
- ③ 各時点における公開情報による, 無形資産・現金その他・未収金その他流動資産・

投資等の合計額を「不動産以外の資産」として算定する。繰延資産は市場で評価されないため除く。

- ④ 無形資産，未収金，その他流動資産，その他流動負債等は決算発表日で新しいデータに更新する。
- ⑤ 新投資口の発行は，証券交付日から新発行済口数とする。（JRE）

(ii) 日次P Lの作成

- ① プレスリリースの情報は当日の終値に反映されているとする。
- ② 予想収益は，買収発表と同日に反映させる。
- ③ 予想収益は，半期の予想を年次変換したもので比較する。
- ④ 実際の購入が当該期ではない物件はP Lに影響させない。（中目黒GTタワー）
- ⑤ 予想NOI・利益が不明なもの等は前期のものを採用する。

(iii) 収束計算

- ② μ_E は過去60日の平均収益率を250営業日数を乗じて年次変換した。上場から60日は同一数値とする。
- ③ σ_E は過去60日の標準偏差に $\sqrt{250}$ を乗じて年次変換した。上場から60日は同一数値とする。
- ④ 行使価格 K は，負債簿価とする。
- ④ 満期期間は，各負債と残存期間の加重平均を計算して求める⁴。なお，短期借入金とその他流動負債は6ヶ月，預かり保証金は36ヶ月とする。
- ⑤ μ_B は，不動産ABS投資信託の過去60日の平均収益率を250営業日数で年次変換したものを代替データとする。
- ⑥ 求められた資産時価から「不動産以外の資産」を控除した額を不動産の市場価額として求める。

5-4. オプション・アプローチの適用結果

5-4-1. 方式の比較

二方式の結果を比較する。まず変化度合いをみるためインプライされた総合インプライドキャップ・レート（NOI ÷ インプライド不動産評価）の逆数を指数化して方式ごとに作成した（「不動産リアルタイム・インデックス」と呼ぶ）。（図5-1（1）、図5-1（2））初期の60日間のデータによる部分は除いてグラフに描いている。

この結果をみると、近似方式は乱高下が激しく1年間で半分まで下がったという不自然な結果となった。乱高下については μ_E のデータに問題があると考えられる。今回はデータの関係で長くとることはできなかったが、さらに長い期間をとる必要がある。

また、期間途中で急激に下がった事も金利水準が極端に低いため、REIT価格（日次 μ_E ）の変化の大きさが増幅されて割引率として影響してしまうのが原因である。一方、BS方式（1）の年9%程度の下落は近時の不動産投資インデックスや地価下落水準とほぼ一致する。よって、本研究ではデータに問題のある近似方式は外すことにする。

次に、評価水準をみるためNBFとJREそれぞれのインプライド不動産価格の変化を図5-2（1）、図5-2（2）に示す。

オプション・アプローチで求められた企業資産価値から「不動産以外の資産」を控除したものが「インプライド評価」である。図中の「鑑定評価」とは、各時点で行われた不動産鑑定評価額と新規に買収する時点で鑑定評価額を加算していった額である。「REIT

時価＋負債」は、REIT時価に負債簿価を加算したものから各時点における「不動産以外の資産」を控除した額である。

NBFのインプライド評価は、「REIT時価＋負債による評価」、「鑑定評価」よりも低く評価されている。また、「REIT時価＋負債による評価」は鑑定評価より高く、いわゆるプレミアムがついている状態にある。

5-4-2. 負債の時価

負債・資本の市場の評価をグラフに示す（図5-3（1）、図5-3（2））。

これをみると負債時価は、簿価より低く求められている。これはオプションでいう行使価格Kとその現在価値からプットを引いた関係となる。また、資本（REIT時価総額）は出資総額の回りを上下変動しており、JREよりもNBFのほうが変動幅が大きい。なお、JREは2001年5月8日の新投資口発行によりジャンプしている。

5-4-3. インプライド・ボラティリティ

次にインプライド・ボラティリティをREIT証券のボラティリティと比較した。（図5-4（1）, 図5-4（2））

時価のバランス・シートにおいても，REIT証券の変動が貸方の一部を成し，全体で吸収されるため資産ボラティリティより高くなる．レバレッジに相応のリスクが増加されていることになる．オプション・アプローチ式では，

$$\sigma_A = \frac{E_0}{A_0 N(d_1)} \sigma_E \quad (5-9 \text{再})$$

において $\frac{E_0}{A_0 N(d_1)} < 1$ の状態である．すなわち，

$$E_0 < A_0 N(d_1) \quad (5-16)$$

$N(\cdot)$: 標準正規確率密度

となっている．その差は3%～8%程度であり，絶対値に比例しているようである．2002年前半はNBFの資産のボラティリティのほうが高かったが，後半は同程度である．不動産以外の資産の存在も考慮すると，市場では不動産のボラティリティ⁵は，概ね5%～15%とみていることになる．こうした分析は，モンテカルロ法などの設計や想定チェックに役立つ．

不動産投資インデックスとREIT情報によるボラティリティの違いはそれぞれの特性の違いを検討する必要があり単純に比較できない．REITの分散投資効果の部分は，不動産投資インデックスの集計過程⁶で同様の効果があるためそれぞれの物件数の違いを考える必要がある．REIT市場には金融市場と同じく過剰反応があり，不動産投資インデックスの基礎データ算定過程（地価公示や標準賃料等の採用）での平滑化があるので差が出る可能性はある．また，データのインターバルは，不動産投資インデックスが年次で，本研究のREITは日次であるからそれぞれ相殺する方向に働いている．REITのボラティリティが依然として高ければ，その分オプション価値を高めるため，エクイティとデットの内訳としては影響が残る可能性がある．ただし，合計の資産価値としては相互に相殺されると考えることができる．

5-4-4. インプライド・キャップ・レート

インプライド評価としてREIT市場からみた不動産価値は把握できたが、新規に不動産を買収や売却や増資することもあるため、資産総額の価格水準のままで動きをみることは適切ではない。したがって、予想NOIをインプライド評価額で除した利回りを計算することにする。この利回りは不動産実務において「キャップ・レート」（以下CRと略す）と呼ばれているので、本研究でも使うことにする。

分子の予想NOIは、その時点に稼得中の不動産のものではなく長期的・平均的な純収益（年次換算）であるため、例えばビル買収が決定した時点でそのビルの予想NOIを反

映させることにした。こうして求めた「インプライド・キャップ・レート」を図5-5(1)，図5-5(2)にプロットした。比較のため他のレートも加えている。

この図において「鑑定CR」とは、予想NOIを「鑑定評価」で除した利回りである。また「REIT配当利回り」は、予想配当をREIT証券価格で除した利回りであり、「インプライド利益率」「鑑定利益率」は、予想利益を「インプライド評価」「鑑定評価」でそれぞれ除して求めた利回りである。

図をみるとインプライドCRは、6%～8%の間で推移している。また鑑定CRより高い理由は、前記の市場ごとの不動産評価の違いに起因する。

鑑定CRが直線的になっていることは、鑑定評価の評価手法の選択と保守性にあることが示唆される。つまり鑑定評価は、キャップ・レートを使った直接還元法⁷を先に暫定適用し、その後付けとして割引率を使ったDCF法を適用する傾向が見受けられる。そしてキャップ・レートの査定において不動産業界の慣習である“6%⁸”を参照点としている可能性がある。このようなリスクを過小評価しがちな鑑定評価バイアスの原因には、確信性のなさや保守性がある。この保守性には少ない取引事例によるものや再評価時の更新バイアスがある（鑑定評価の保守性については第3章を参照のこと）。

また、J-REITの特徴のひとつである「配当利回り」の高さ⁹と安定性も見て取れる。これが利益率の水準よりも高いのは、低金利を活用してレバレッジを利かせているためである。

次にNBFとJREのキャップ・レートの違いを考える。JREの2002年5月のCR上昇は、新投資口の発行が原因ではなく、決算発表による新データの更新が影響したものである。こうした作成上のギャップ以外のキャップ・レートを影響の少ない上場時でみると、NBF約6.1%、JRE約5.8%となっている。この鑑定評価の主体は、NBFが榊谷澤総合鑑定所、JREが(財)日本不動産研究所である。両社とも直接還元法により収益価格を採用しているためキャップ・レートの採用・補正に違いが考えられる。NBFは約90%が関東以外の物件であり、借地権1、区分所有3、信託受益権の準共有2、大口テナント1、定期借家契約1。JREは約40%が関東以外の地方物件であり、区分

所有が5，大口テナント1である．したがって，NOIには反映されない完全所有権でない法的権利関係（将来の転売価格に影響する）で差が出ているものと思われる．

投資法人の信用リスクは発行体格付け¹⁰を比較した．

S & P	M o o d y ' s
N B F : A / A - 1 安定的	A 3 安定的
J R E : A + / A - 1 安定的	A 2 安定的

J R Eの方が1ノッチ信用格付が高く評価されている．

5-4-5．信用リスクと倒産確率

本アプローチの副次的な産物として信用リスク・スプレッドとデフォルト確率が，

$$EDP = 1 - N(d_2^*) \quad (5-17)$$

と算定できる．

これを図5-6(1)，図5-6(2)に示した．確率としては非常に小さい値が求められた．

なお，「デフォルトまでの距離（DD）」の計算はCrosbie(1998)に従い，

$$(V_0 - D) / V_0 \sigma_V \quad (5-18)$$

と資産の標準偏差で基準化して求める．この距離を一旦実際のデータから求め，推計されたDDから倒産確率を計算することが行われる．

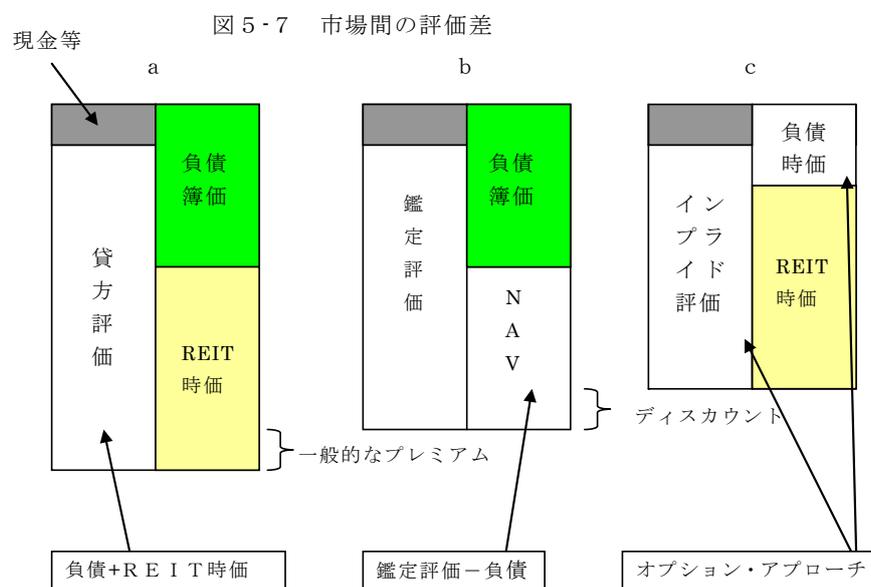
5-5. 二つの市場における資産評価差

本研究では、図5-3のとおりNAV（純資産）とREIT時価総額が合わない状態が起きている。すなわち、

① エクイティ差：NAVと比較してREIT証券がプレミアム状態。

が生じている。このエクイティ差は「NAVパズル（NAVプレミアムあるいはNAVディスカウント）」「クローズドエンド・ファンド・パズル」として、実務において常にチェックされており投資家にとって関心も高い。さらに本研究では図5-2のとおり①に加えて、

② 資産評価差：インプライド評価が鑑定評価などより低いディスカウント状態。が同時に起きていることがわかった。これをバランス・シートとして整理して図5-7に示す。



5-6. 本章のまとめ

本研究の仮説的なアプローチ手法は「株式（REIT証券）は企業資産（実物不動産）を原資産としたオプション」であり、市場の違いによる価値評価の差異を検討し実物不動産価値をREITデータを通して観察する方法論を試みた。J-REIT証券の受動的パス・スルー性を用いて、REIT市場と不動産市場の間で暗黙のうちに受け渡されている情報を抽出することができた。

分析期間においてはNAVプレミアムと同時にインプライド評価のディスカウントの関係が見られた。

インプライド・ボラティリティは5%~15%で一定ではない。REIT市場は過剰に反応しやすく、不動産投資インデックスは鑑定評価の平滑化と集計化があるが、反面年次データのインターバルで、ボラティリティは大きくなる。ただし、明らかに不動産投資インデックスよりも高いとは認められなかった。過剰な変動が懸念されるボラティリティのオプション評価への影響は、アセット全体でみる限り小さいと思われる。

本研究のように、REIT市場から不動産市場を観察し、不動産価値のプライシングに活用しようとしてもデータやモデルの限界があり、非公開市場性資産である以上ピンポイントでの評価は困難である。それでも不動産市場と全く分断されているとは考えづらく、資産価値の評価範囲を狭め参考とすることはできる。これまでのように不動産市場からだけで判断するだけでなく、REIT価格情報を鑑定評価の検証手段とすることも一考に値する。

注：

- 1 Merton (1974) は、無リスク金利を使用し、企業の全ての負債は一度に払われる仮定を置いて、預金保険料利率を求めている。森平 (1999) は、無リスク金利に代えて資産期待収益率で割り引くことで企業倒産確率・信用スプレッドを求めている。
- 2 Merton (1974) における“quasi” debt-ratio は、デフォルトが起きない前提がある。
- 3 NOI＝総収益－総費用。税引前・金利支払前・償却前利益であり、EBITDAとFCFの間にあると考えられる。他の一般的な概念と比較すると、資金提供者の帰属よりもその時点の不動産のキャッシュを生み出す力を表すことに関心がある。
- 4 このようにまとめると結果は近似的なものとなる。厳密には負債ごとのオプションを総合的に評価する必要がある。
- 5 IKOMA-MTB 不動産投資インデックスによれば、都心三区のビル投資（1970年～2001年）は、総合リターン5.90%（インカム・リターン3.58%＋キャピタル・リターン2.32%）、ボラティリティ16.62%、対TOPIXのベータ0.24である。
- 6 株式インデックスと異なり、不動産の個別リスク ϵ は市場で評価され、それは集計で平滑化されると考えられる。よって、不動産投資インデックスでは二段階の平滑化が行われボラティリティが過小評価されていることになる。しかしこの論理は市場が分断されている場合であって、個別リスクにリターンがあるということは裁定があることになる。この点については小林・福井 (2003) を参照のこと。
- 7 (社)日本不動産鑑定協会「投資信託及び投資法人に関する法律（投信法）に係る不動産の鑑定評価上の留意事項について」（平成12年11月29日）においては、キャップ・レートを使った直接還元法ではなく、割引率によるDCF法の適用を基本とすることとされている。また、平成15年より適用される改正不動産鑑定評価基準においても同様である。
- 8 鑑定評価と購入価格にほとんど差がないこと、その後の特定資産の価格調査においてもそのキャップ・レートが概ね6%であることから、売買価格に応じてビル全体の賃料そのものを調整している疑いのある物件もある。
- 9 配当利回りの高さ等の問題と解釈は、小林 (2003)、小林・福井 (2003) を参照のこと。
- 10 NBF：S&P 2002/5/1「ニュース・リリース」、Moody's 2002/5/30「NEWS」。JRE：S&P 2002/2/14「ニュース・リリース」、Moody's 2002/3/15「NEWS」

第6章 結論

結論として本研究の横断的な解釈と実務活用について述べる。

第3章は、中古住宅取引を取り上げ、売買交渉ゲームの理論モデルについて個票データにより検証した。成約価格は必ずしも不動産価値を正確に表したのではなく、情報の一部でしかないことがわかった。よって登録情報やTOMは、個別の物件の価値評価については無視できない情報となる。さらに情報不足と市場参加者の確信の無さの影響を、ベイズ更新の枠組みで成約に至る価格形成のシミュレーションを行った。そのリバース・エンジニアリングは、観察可能なデータから本研究の基準価格のように市場の動きをとらえるデータを得る方法として活用できる。今後の課題は、リバース式に求められた基準価格をデリバティブ評価などに活用して検証することである。

第4章は、オークション市場について計量モデルで実証データを分析した。売り手の意向が無く流動性リスクとしての売却期間や価格設定と交渉というものが無いことは、第3章の非流動性と異なり競売では「不売」という結果にあらわれる。一般の実物不動産市場でも売買が成立しないことがあり、それはデータとして顕在化しないという問題が存在することを示唆する。ここでは、低密度な資産市場においては成約価格情報だけで市場を測ることは判断を誤る可能性が高いことがわかった。今後の課題は、地方の競売市場などでも同様の分析を行い、さらに低密度な市場の特性を分析することである。そのためには、土地で分析する必要がある。

第3章の一般市場の平均的な物件の変数を第4章の競売市場のモデルに代入してその予測値のグラフを比較してみた(図6-1)。一般市場の全床単価と鑑定士の評価による「基礎評価価格」に差が生じている。これにはいくつか理由が考えられるが、競売に出される物件の品質や区分された地域性が平均的に劣ること、また保守管理や維持修繕等が悪化していることが変数に現れていないこと、あるいは鑑定士の評価が低いことが挙げられる。市場間の評価の違いであれば、任意売却を選択して一般市場で売却したほうが高く売れる

ことになる。

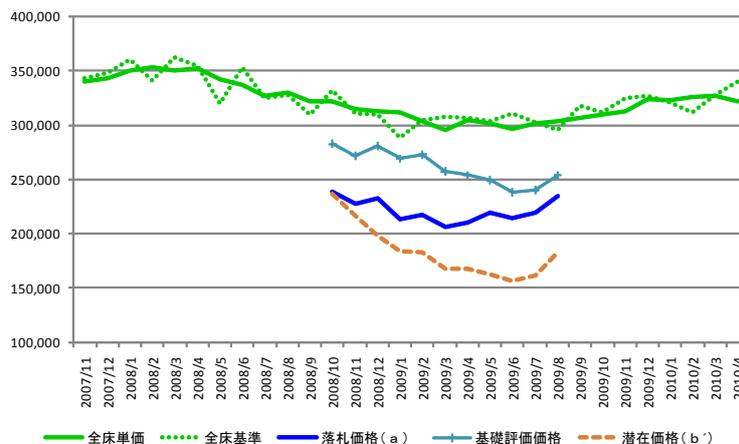


図 6-1 一般市場と競売市場

ただし、第3章でみたように確かに一般市場での売買水準は高いものの、その代償として流動性コストとしてのTOMを引き受ける必要がある。その場合、一般市場の全床単価とそれを参考に評価した「基礎評価価格」はその分高く見えることになる。一方、競売市場はTOMという流動性コストが無い市場であるが、売れ残る（不売）可能性があるため第4章で潜在価格を算定した。TOMというコストを支払ったか否かが、売買価格の差となって現れると考えることもできる。そこで図6-2に競売市場の潜在価格と一般市場との価格差とTOMの推移を同時に示した。上昇と下降の様子は似ているが、競売市場の特性や一般市場の売れ残りによって、実際の差はさらに小さいと考えられる。

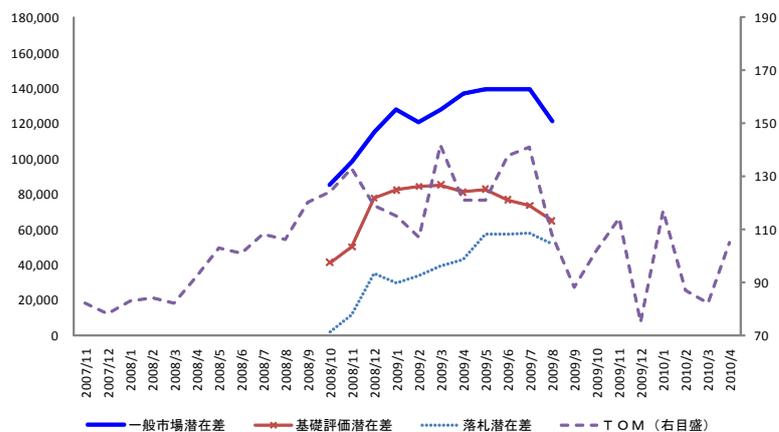


図 6-2 市場間の価格差とTOM

※ 競売市場の潜在価格と一般市場、基礎評価価格、落札価格との各予測値との差(万円/m²)。
 ※ TOMは一般市場の予測値。
 ※ 全床面積を対象としたデータ。

第5章は、REIT市場と実物不動産市場の理論的な関連を分析し、REIT市場を通して不動産価格を把握する方法を試みた。REIT市場を通して不動産価格を把握することで、鑑定評価などで得られた不動産インデックスを補助することに活用できる。第3章の一般実物市場、東証REIT指数、東証業種別指数（不動産業）、TOPIX（配当込）の各指数を図6-3に図示した。

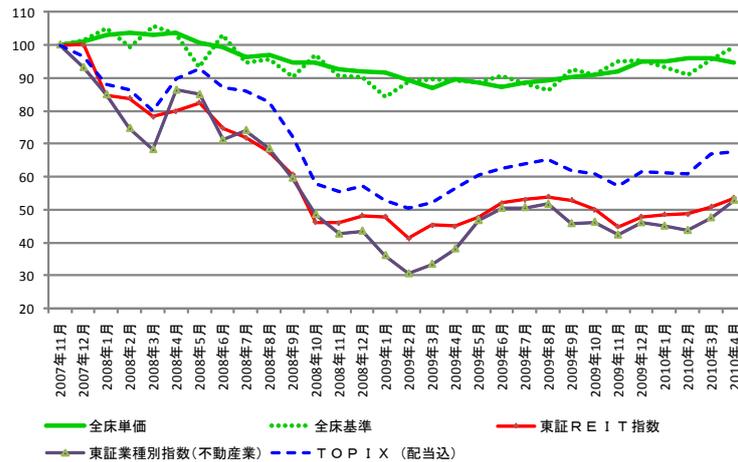


図 6-3 不動産の実物市場と金融市場

2007年11月～2010年3月のボラティリティ（年換算）は、東証REIT指数27.0%、東証業種別指数（不動産業）40.6%である（全床基準6.2%、基準価格17.5%）。金融市場の指数はエクイティでありJ-REITの平均LTVのレバレッジを考慮すれば、基準価格の変動性と近いことがわかる。日常的に基準価格を算定することは困難なため、今後の実務応用の課題は、東証REIT指数や東証住宅価格指数の活用にある。

不動産に関する成約事例と時系列データが不足している状況は、リスクや相関といった分析を困難にしている。本論文で扱ったように取引データを収集・分析し、価格に影響を与えている変数や取引構造を知ることができれば、今後のポートフォリオ戦略や不動産価値評価などのための基礎研究になる。ただし、今後の研究や実務活用を阻害する課題要因としては、データの整理に非常に手間がかかる点である。これには何らかの組織的なバックアップを要する。特に最寄駅や丁目など地域要因の数値化は客観性のあるランク付け等が必要である。

付録 A.

自然共役分布が正規分布であることの証明

と事後分布の導出・・・第3章

θ をパラメーター（原因）， D をデータ（結果）， $f(D|\theta)$ をデータの確率分布（尤度），事前情報 $w(\theta)$ ，事後情報 $W(\theta|D)$ とすると，ベイズの定理から，

$$W(\theta_i|z) = \frac{w(\theta_i)f(D|\theta_i)}{\sum w(\theta_j)f(D|\theta_j)} \quad (\text{A-1})$$

となる．つまり，ベイズ更新は，

$$W(\theta|D) \propto w(\theta) \cdot f(D|\theta) \quad (\text{A-2})$$

である．尤度が正規分布のとき事前分布に正規分布をとれば事後分布も正規分布に，逆ガンマ分布であれば逆ガンマ分布となる．分散既知の場合において前者を証明する．

正規分布に従う n 個のデータ x_1, x_2, \dots, x_n は平均 μ ，分散 σ^2 の正規分布に従うので，尤度 $f(D|\mu)$ は，

$$\begin{aligned} f(D|\mu) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_1-\mu)^2}{2\sigma^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_2-\mu)^2}{2\sigma^2}} \dots \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_n-\mu)^2}{2\sigma^2}} \\ &= \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right]^n \left(\frac{1}{\sigma} \right)^n e^{-\frac{(x_1-\mu)^2 + (x_2-\mu)^2 + \dots + (x_n-\mu)^2}{2\sigma^2}} \end{aligned} \quad (\text{A-3})$$

で与えられる．ここで e の指数の分子は，データ平均 \bar{x} ，偏差平方和 Q とすると，

$$n(\mu - \bar{x})^2 + Q \quad (\text{A-4})$$

で表せられるから，(A-3)に代入し定数部分を無視すると，

$$f(D|\mu) \propto e^{-\frac{n(\bar{x}-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (\text{A-5})$$

となる．

μ の事前分布は，正規分布 $w(\mu)$ を，

$$w(\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} e^{-\frac{(\mu-\mu_0)^2}{2\sigma_0^2}} \quad (\text{A-6})$$

とする．ここで σ_0 は定数．

(A-5) 式， (A-6) 式をベイズ更新の (A-2) 式に代入すると，

$$W(\mu|D) \propto e^{-\frac{n(\bar{x}-\mu)}{2\sigma^2}} e^{-\frac{(\mu-\mu_0)^2}{2\sigma_0^2}} \quad (\text{A-7})$$

となり，ここで e の指数について μ でまとめると，

$$\begin{aligned} & -\frac{n(\bar{x}-\mu)^2}{2\sigma^2} - \frac{(\mu-\mu_0)^2}{2\sigma_0^2} \\ &= -\frac{1}{2} \left\{ \left[\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_0^2} \right] \mu^2 - 2 \left[\frac{n\bar{x}}{\sigma^2} + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2} \right] \mu \right\} + C \\ &= -\frac{1}{2} \left[\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_0^2} \right] \left[\mu - \frac{\frac{n\bar{x}}{\sigma^2} + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2}}{\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_0^2}} \right]^2 + C \end{aligned} \quad (\text{A-8})$$

となる (C は μ を含まない項)．整理のために新たに μ_1 と σ_1^2 を，

$$\mu_1 = \frac{\frac{n\bar{x}}{\sigma^2} + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2}}{\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_0^2}} \quad (\text{A-9})$$

$$\frac{1}{\sigma_1^2} = \frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{n}{\sigma^2} \quad (\text{A-10})$$

のように定義すると， (A-7) 式は，

$$W(\mu|D) \propto e^{-\frac{(\mu-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \quad (\text{A-11})$$

と簡略化され，事後分布は平均 μ_1 ，分散 σ_1^2 の正規分布，

$$W(\mu|D) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} e^{-\frac{(\mu-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \quad (\text{A-12})$$

である． (証明終)

次に本研究のモデルに当てはめる．ただし，以降本文の記法に合わせ， μ はドリフトを表し，平均は θ とする．1時点前での t 時点の事前予想は (本文3-12) 式

$$N\left(\mu_t \hat{\theta}_{t-1}, \mu_t^2 \delta_{t-1}^2 + \tau_t^2\right) \quad (\text{A-13})$$

である。t 時点で得たサプライズの分布は（本文 3-15）式，

$$N\left(F_t \left(\theta_t - \mu_t \hat{\theta}_{t-1}\right), \sigma_t^2\right) \quad (\text{A-14})$$

が尤度となる。ここで，サプライズ e_t の（本文 3-14）式を

$$e'_t = \frac{e_t}{F_t} + \mu_t \hat{\theta}_{t-1} \quad (\text{A-15})$$

と線形変換しておくとし， e'_t の確率分布は，

$$N\left(\theta_t, \sigma_t^2 / F_t^2\right) \quad (\text{A-16})$$

であるから尤度は，

$$N\left(\frac{e_t}{F_t} + \mu_t \hat{\theta}_{t-1}, \frac{\sigma_t^2}{F_t^2}\right) \quad (\text{A-17})$$

となる。事後の平均は（A-9）式を使って，

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_t &= \frac{\frac{1}{\rho_t^2} \mu_t \hat{\theta}_{t-1} + \frac{F_t^2}{\sigma_t^2} e'_t}{\frac{1}{\rho_t^2} + \frac{F_t^2}{\sigma_t^2}} \\ &= \frac{\sigma_t^2 \mu_t \hat{\theta}_{t-1} + \rho_t^2 F_t^2 e'_t}{\sigma_t^2 + \rho_t^2 F_t^2} \end{aligned} \quad (\text{A-18})$$

となり，分子に（A-15）を代入して整理すると，

$$= \mu_t \hat{\theta}_{t-1} + \frac{\rho_t^2 F_t}{\sigma_t^2 + \rho_t^2 F_t^2} e \quad (\text{A-19})$$

となる。本モデルでは $n=1$ である。

同様に事後の分散は，（A-10）式を使って，

$$\frac{1}{\delta_t^2} = \frac{1}{\rho_t^2} + \left(\frac{F_t}{\sigma_t}\right)^2 \quad (\text{A-20})$$

$$\delta_t^2 = \frac{1}{\frac{1}{\rho_t^2} + \frac{F_t^2}{\sigma_t^2}}$$

$$= \frac{\rho_t^2 \sigma_t^2}{\sigma_t^2 + \rho_t^2 F_t^2} \quad (\text{A-2 1})$$

付録B.

オークションにおける入札者の理論モデル・・・第4章

オークション理論で考えられる基本モデルは次のようなものである。

前提として各入札者の選好がありそれぞれの私的情報となっており、それは売り手や入札者同士では正確に把握できないため情報の非対称性が存在することである。この表明させることにオークションを実行する意味がある。さらに、買い手側に交渉力はなく常に独占的な売り手が交渉力を持ち、自らの制度設計にコミットする。したがって、エージェンシー理論の枠組みとなる。

入札者数 n で互いに競争的に行動するとする。 i 番目の留保価格を v_i とする。これは私的情報で自分は知っているが他の入札者や売り手は非公開なのでわからない（ただし入札者数は知らせるとする）。そして売り手が最低落札価格 c を公表し、最も高い入札者の価格がこれ以上で落札者となる。最高価格が c 未満のときは不調に終わる。これは2段階非協力ゲームで F S A (first-price sealed-bid auction) と呼ばれる封印で一位価格型のオークションである。

ここで仮定、①リスク中立的②独立的な私的価値③対称性を置く。対称性とは各 v_i が同一分布 $F(v_i)$ で他の入札者は同質とみることである。 $F(v_i)$ は区間 $[v, \bar{v}]$ で定義され微分可能で密度関数を $f(v_i)$ とする。

入札者 i の入札価格を $bid_i (v_i \geq bid_i \geq c)$ とすると、落札できたときの利潤 π_i は、

$$\pi_i = v_i - bid_i \quad (B-1)$$

となる。各入札者の価格戦略を非協力で対称性としたので対称ナッシュ均衡戦略により導出することにして、戦略を $S_i = S(v_i)$ と表す。留保価格が同じ入札者は同一の入札価格を付け、 $S(v_i)$ で入札することが最適で、また、留保価値が高い入札者ほど高い入札価格を付けるとする ($S'(v_i) > 0$)。

このとき、入札者 i の落札確率は $F(S^{-1}(bid_i))^{n-1}$ となり (S^{-1} は戦略の逆関数)、 bid_i を選んだ時の期待利潤 $E(\pi_i)$ は、

$$E(\pi_i) = (v_i - bid_i) F(S^{-1}(bid_i))^{n-1} \quad (B-2)$$

となる。入札者 i にとってこの戦略 $S(v_i)$ が最適になるには $bid_i = S(v_i)$ のときに期待利潤が最大化することである。1 階の条件から結局入札者 i の均衡価格戦略は、

$$S(v_i) = v_i - \frac{\int_c^{v_i} F(v)^{n-1} dv}{F(v_i)^{n-1}} \quad (v_i \geq c) \quad (B-3)$$

と求められる。入札者数が増えると、競争が促進されることで各入札者の付ける入札価格も上昇することがわかる。

次に売り手（裁判所や債務者・抵当権者）の期待収入である期待落札額 $E(R)$ は、対称性条件より、

$$E(R) = n \int_c^{\bar{v}} S(v_i) F(v_i)^{n-1} dv_i \quad (B-4)$$

と表すことができる。これに求められた各入札者の均衡戦略を代入して整理すると、

$$E(R) = n \int_c^{\bar{v}} F(v_i)^{n-1} [F(v_i) + v_i f(v_i) - 1] dv_i \quad (B-5)$$

を得る。やはり入札者数が増えると期待落札額も高くなる。

以上はいくつかの仮定を置いたものである。それらを緩めて検討する。

入札者が「落札価格はいくらか」についてリスク中立的ということは、期待利潤のみに関心があることであり、安い入札価格で低い落札確率になろうと、高い入札価格を付けて高い落札確率になっても期待値が同じである限り無差別になる。これがリスク回避的になると、より高い入札価格を付けることになる（特に F S A）。不況期になると不動産価格は下落するが、リスク回避度も上昇するからオークションだから下落を加速することにはならない。また、入札者数が知らされない場合には、合理的な入札者は入札者数を事前に予想した上で価格戦略を選ぶ。このとき、リスク回避的になると過大に見積もりがちになる。よって入札者数を開示しないほうが売り手の期待収入を増やす。

財が共通価値を持つ場合には、「勝者の呪い (winner's curse)」という現象が起きることが知られる。入札者は真の価値を高く付け過ぎてしまい、落札者は最も過大評価した敗者である。これを嫌うために入札者は低めに入札してしまう。この現象を避けるためセ

カンド・プライスが推奨され、また、第三者による鑑定結果を公表することは売り手の期待収入を増加させることに寄与する。最適な入札価格を求めるには入札者数も入れたモデルにしなければならない。

入札者の異質性は、同一の分布関数に従わないことである。F S Aでは必ずしも最も高い評価をした入札者が落札しないケースも起こる。相対的に低い選好分布のグループの中で最も高い評価の入札者が落札する可能性が出てくる。

〔参考文献〕

- 井出多加子 (2000), 「不動産競売市場のリスク」, 『不動産流動化と日本経済』所収 (第2章), 全宅連不動産総合研究所.
- 井出多加子・田口輝幸 (2002), 「不良債権処理と不動産競売市場の課題」, 『住宅土地経済』, 44, 22-29.
- 井出多加子・岩田真一郎・田口輝幸 (2008), 「不動産競売市場の法規制と入札行動」, 法と経済学会『2008年度全国大会プログラム梗概集』, 29-41.
- 伊藤隆敏・廣野桂子 (1992), 「住宅市場の効率性: ミクロデータによる計測」, 『金融研究』, 11(3), 17-50.
- 伊藤隆敏 (1993), 「マンション価格・賃貸料の動向と効率性のテスト」, 『住宅土地経済』, 8, 2-8.
- 岩崎茜 (2009), 「J-REITのインプライド・デフォルト確率の測定: オプション・アプローチを用いて」, 『JAREFE実務ジャーナル』, 7, 1-20.
- 植杉大 (2009), 「新築戸建住宅市場における需要者の留保価格の分布推定」, 『住宅土地経済』, 73, 20-28.
- 大高正明・川口有一郎 (2008), 「Bakshi-ChenモデルによるJ-REIT価格の分析」, 日本不動産金融工学学会定期大会予稿集.
- 大橋和彦・紙田純子・森政治 (2003), 「J-REITのリスク・リターン分析 -市場開設から2003年3月までの週次データによる分析-」, 『国土交通省政策研究』, 27.
- 大橋和彦・澤田考士 (2004), 「J-REITリターンのイベント・スタディ」, 『国土交通省政策研究』, 35.
- 川口有一郎 (2001a), 『不動産金融工学』, 清文社.
- 川口有一郎 (2001b), 「双子の不動産市場 -アメリカのREITを例として-」, 『証券アナリストジャーナル』, 39(7), 4-13.
- 鑑定評価理論研究会 (2003), 『要説 不動産鑑定評価基準』, 住宅新報社.
- 木浦尊之・宮澤史江 (2009), 「米国REIT市場・不動産市場の現状と展望」, 『証券アナリストジャーナル』, 47(12), 52-62.
- 北川源四郎 (2005), 『時系列解析入門』, 岩波書店.
- 小出晃三 (2009), 「機関投資家から見た不動産運用の今後 -REIT投資の効用を振り

- 返ってー」, 『証券アナリストジャーナル』, 47(12), 63-73.
- 小林秀二(2003), 「オプション・アプローチによる受動的REIT証券のインプライド情報の抽出と不動産市場の分析」, 『日本不動産金融工学会2003年度春季大会プログラム』.
- 小林秀二(2008), 「会計ファイナンスによる不動産投資評価へのインプリケーション-オールソン・モデルとEVA」, 『JAREFE実務ジャーナル』, 6, 1-23.
- 小林秀二(2009a), 「不動産競売オークションにおける落札額決定路」, 『日本不動産金融工学会2009年大会予稿集』.
- 小林秀二(2009b), 「情報不効率市場のベイズ意思決定構造シミュレーション」, 『JAREFE実務ジャーナル』, 7, 59-80.
- 小林秀二・福井義高(2006), 「不動産投資における「見落とされた」リスク」, 『JAREFE実務ジャーナル』, 4, 15-29.
- 才田友美(2003), 「競売不動産からみた首都圏地価の動向」, 『Working Paper Series 日本銀行調査統計局』.
- 肖建・森平爽一郎・小暮厚之・吉田靖(2007), 「キャップレートを用いたJ-REIT価格分析-実物不動産市場と金融市場は統合しているのか-」, 『日本不動産金融工学会定期大会予稿集』.
- 曹雲珍・前川俊一(2008), 「登録価格が滞留期間と取引価格に与える影響」, 『日本不動産学会平成20年度秋季全国大会梗概集』.
- 全国競売評価ネットワーク(2006), 『競売不動産評価の理論と実務』, 金融財政事情研究会.
- 高橋秀行・石原雅行(2004), 「J-REITのリターン特性と分散投資効果-月次データを用いた分析-」, 『日本不動産金融工学会定期大会予稿集』.
- 張磊・曹葦如・前川俊一(2008), 「J-REITの投資行動に関する研究」, 『JAREFE実務ジャーナル』, 6, 51-76.
- 戸田泰・井出多加子(2000), 「不動産競売市場と明渡しの権利関係」, 『住宅土地経済』, 37, 20-27.
- 中村良平(1998), 「マンション価格と収益性」, 『住宅土地経済』, 27, 16-25.
- 中村良平(2003), 「不動産価格指数と市場効率性」, 『ジャレフ・ジャーナル2003』, 97-124.
- 西村清彦(1991), 「日本の土地市場は効率的か」, 『住宅土地経済』, 2, 2-9.

- 西村清彦（1995），「情報の不十分性と地価」，『住宅土地経済』，15，16-25.
- 西村清彦・清水千弘(2002 a)，「地価情報の歪み：取引事例と鑑定価格の誤差」，『不動産市場の経済分析』所収（第2章），日本経済新聞社.
- 西村清彦・清水千弘(2002 b)，「商業用不動産価格指数の「精度」－東京都区 1975-1999－」，『住宅土地経済』，43，28-35.
- 原野啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之（2007），「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』，65，12-19.
- 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地区部住宅地における地価変動分析」，『都市計画』，224，56-66.
- 能登秀晴・森寛太(2009)，「J-REIT市場にみる流動性リスクと価格形成」，『証券アナリストジャーナル』，47(6)，61-71.
- 前川俊一(2003)，『不動産経済学』，プロGRESS.
- 松原望（1992），『統計的決定』，財団法人放送大学教育振興会.
- 松本敬子・川口有一郎（2001），「不動産鑑定評価を用いたインプライド不動産投資インデックスに関する研究」，『日本不動産金融工学学会春季大会予稿集』.
- 三浦功（2003），『公共契約の経済理論』，九州大学出版会.
- 溝越祐輔(2006)，「トービンの q を用いたJ-REITの価格形成要因についての分析」，『日本不動産金融工学学会定期大会予稿集』.
- 森平爽一郎(1997)，「倒産確率推定のアプローチ」，『証券アナリスト・ジャーナル』，35(10)，2-9.
- 森平爽一郎(1998)「倒産確率の推定と信用リスク管理：展望」，『ジャフイー・ジャーナル』所収，1998年3月.
- 森平爽一郎(2000)，「信用リスクの測定と管理(3)：オプション・モデルによる倒産確率推定：基礎」，『証券アナリスト・ジャーナル』，38(1)，85-100.
- 森平爽一郎(2000)，「信用リスクの測定と管理(4)：オプション・モデルによる倒産確率推定：拡張と応用」，『証券アナリスト・ジャーナル』，38(3)，102-110.
- 森平爽一郎・小松幹夫・湯山智(1996)，「倒産確率と考査モデル－信用組合の事例をめぐって」，『日本金融・証券計量・工学学会1996年度夏季大会予稿集』.
- 齋藤啓幸、森平爽一郎(1997)，「銀行の債務超過（倒産）確率：オプション・アプローチによる推定」，『日本金融・証券計量・工学学会1997年度夏季大会予稿集』.

- 吉田二郎 (2008), 「不動産価格とキャップ・レートの合理的な予測可能性」, 『住宅土地経済』, 70, 19-28.
- 吉田靖 (2005), 「不動産投資信託の信用リスク分析」, 『日本不動産金融工学学会定期大会予稿集』.
- 渡部光章・川口有一郎 (2008), 「JREITのパズルと投資戦略」, 『日本不動産金融工学学会合同大会予稿集』.
- Adams, P., B. Kluger, and S. Wyatt (1992), “Integrating Auction and Search Market: The Slow Dutch Auction,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5, 239-253.
- Ambrose, B. and A. Pennington-Cross (2000), “Economies of Scale in Multi-Product Firms: The Case of REITs,” *Working Paper*, Real Estate Research Institut (RERI)
- Appraisal Institute (1995), *The Appraisal of Real Estate Tenth Edition*. Appraisal Institute. ((財) 日本不動産研究所 (訳) (1995) 『アメリカ不動産鑑定評価論—第10版』, 住宅新報社) .
- Ashenfelter, O. and D. Genesove (1992), “Testing for Price Anomalies in Real-Estate Auctions,” *American Economic Review Papers and Proceeding*, 3, 501-505.
- Barkham, R. and D. Geltner (1995), “Price Discovery in American and British Property Market,” *Real Estate Economics*, 23(1), 21-44.
- Bailey, M., R. Muth, and H. Nourse (1963), “A Regression Method for Real Estate Price Index Construction,” *Journal of the American Statistical Association*, 58, 933-942.
- Bers, M and T. Springer (1998), “Source of Scale Economies for REITs,” *Real Estate Finance*, 14(4), 47-56.
- Black, F. and J. Cox (1976), “Valuing corporate securities: Some effect on bond indenture provisions,” *Journal of Finance*, 31, 351-367.
- Black, F. and M. Scholes (1973), “The pricing of options and corporate liabilities,” *Journal of Political Economy*, 81, 637-654.
- Block, R. L. (1998), *Investing in REITs*, Bloomberg Press, (松原幸生・河邑環 (訳) (2002) 『投資家のための入門不動産投資信託』, プロGRESS) .
- Boness, A, James, (1964), “Elements of A Theory of Stock -Option Value, ” *Journal Of Political Economy*, 72(2), 163-175.
- Boness, A, J., (1968), “The Valuation of Stock Options: Comment,” *Journal of*

- Financial and Quantitation Analysis*, 3(2), 225-226.
- Cappozza, D. and P. Seguin(1999), "Focus, Transparency and Value : The REIT Evidence," *Real Estate Economics*, 27(4), 587-619.
- Case, K. and R. Shiller(1987), "Price of Single Family Homes Since 1970 : New Index for Four Cities," *New England Economics Review*, 45-56.
- Case, K. and R. Shiller(1989), "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," *The American Economics review*, 79(1), 125-137.
- Case, K. and R. Shiller(1990), "Forecasting Price and Excess Return in the Housing Market," *AREUEA Journal*, 18(3), 253-273.
- Case, K. and J. Quigley(1991), "Dynamics of Real-Estate Prices," *Review of Economics and Statistics*, 73(1), 50-58.
- Cassady, R. (1967), *Auctions and Auctioneering*, University of Calif. Press.
- Chan, K. C., P. H. Hendershot, and A. B. Sanders (1990), "Risk and Return on Real Estate : Evidence from Equity REITs," *AREUEA Journal*, 18(4), 431-432.
- Childs, P., S. Ott, and T. Riddiough(2000), "Noise, Real Estate Market, and Options on Real Asset," *Working Paper*, MIT Center for Real Estate.
- Cho, H., Y. Kawaguchi, and J. D. Shilling(2003), "Unsmoothing Commercial Real Estate Returns : Revision to Fisher-Geltner-Webb's Unsmoothing," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27(3), 393-405.
- Clapp, J. and C. Giacotto(1992), "Estimating Price Indices for Residential Property : A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods," *Journal of the American Statistical Association*, 87, 300-306.
- Crosbie, P. (1998), "Modeling Default Risk," In *Credit Derivatives : Trading & Management of Credit & Default Risk*, John Wiley and Sons.
- Crosson, S., C. Dannis, and T. Thibodeau(1996), "Cutting-Edge, Cost-Effective Valuation for Accurate Portfolio Level Appraisal," *Real Estate Finance*, 12(4), 20-28.
- Daiz, J. and M. Wolverton(1998), "A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis," *Real Estate Economics*, 26(2), 349-358.
- DeBoer, L., J. Conrad, and K. McNamara(1992), "Property Tax Auction Sales," *Land Economics*, 68, 72-82.

- Dieweit, E. (2007), “The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions,” *Discussion Paper*.
- Dixit, A. K. and R. S. Pindyck (1994), *Investment Under Uncertainty*, Princeton University Press, (川口有一郎他 (訳) (2002) 『投資決定理論とリアルオプション－不確実性のもとでの投資－』, エコノミスト社) .
- Downs, D. and B. Slade (1999), “Characteristics of a Full-Disclosure Transaction-Based Index of Commercial Real Estate,” *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 5(1), 94-104.
- Duan, J. C. (1994), “Maximum Likelihood Estimation Using Price Data of the Derivative Contract,” *Mathematical Finance*, 4, 155-167.
- Ekeland, I., J. J. Heckman, and L. Neshei (2004), “Identification and Estimation of Hedonic Models,” *Journal of Political Economy*, 112, 60-109.
- Engelbrecht-Wiggans, R. (1988), “Revenue Equivalence in Multi-Object Auctions,” *Economic Letters*, 26, 15-19.
- Ficher, J., D. Geltner, and R. B. Webb (1994), “Value Indices of Commercial Real Estate: A Comparison of Index Construction Methods,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9(2), 137-164.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Capen, E. C., R. V. Clapp, and W. M. Campbell (1971), “Competitive Bidding in High-Risk Situations,” *Journal of Petroleum Technology*, 23(June), 641-53.
- Gau, G. and D. Quan (1992), “Market Mechanism Choice and Real Estate Disposition: Negotiated Sale Versus Auction,” *Working Paper 17-92*, Anderson Graduate School of Management, UCLA.
- Geltner, D. (1989), “Estimating Real Estate’s Systematic Risk from Aggregate Level Appraisal Based Returns,” *AREUEA Journal*, 17(4), 463-481.
- Geltner, D. (1998), “How Accurate is the NCREIF Index as a Benchmark, and Who Cares?,” *Real Estate Finance*, 14(4), 25-38.
- Geltner, D. M and N. G. Miller (2001), *Commercial Real Estate Analysis and Investment*. South Western College. (川口有一郎 (監訳) (2006) 『不動産投資分析 不動産の投

資価値とファイナンス』, プログレス) .

- Geltner, D. and W. Goetzmann(2000), “Tow Decade of Commercial Property Return : A Repeated-Measure Regression-Based Version of the NCREIF index,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21(1), 5-21.
- Gentry, W. M. , C. M. Jones, and C. J. Mayer(2003) “Deviations between Stock Price and Fundamental Value for Real Estate Investment Trusts, ” *Discussion Paper*, Columbia Business School and Wharton.
- Geske, E. (1979), “The Valuation of Compound Options,” *Journal of Financial Economics*, 7, 63-81
- Goetzmann, W. (1992), “The Accuracy of Real Estate Indices : Repeat Sales Estimate,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5(1), 5-54.
- Goetzmann, W. (1993), “The Single Family Home in the Investment Portfolio,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 6(3), 201-222.
- Goldstein, M. and E. Nelling(1999), “REIT Return Behavior in Advancing and Declining Stock Markets,” *Real Estate Finance*, 15(4), 68-77.
- Graff, R. and M. Young(1999), “The Magnitude of Random Appraisal Error in Commercial Real Estate Valuation,” *The Journal of Real Estate Reserch*, 17, 33-54.
- Graham, C. M. and J. R. Knight(2000), “Cash Flows vs. Earnings in the Valuation of Equity REITs,” *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 6(1), 17-25.
- Gyourko, J. and D. Keim(1992), “What Does the Stock Market Tell Us About Real Estate Returns,” *Real Estate Economics*, 20(3), 457-486.
- Hamilton, S. and J. Clayton(1999), “Smoothing in Commercial Property Valuations : Evidence from the Trenches,” *Real Estate Finance*, 16(3), 16-26.
- Heckman, J. J. (1974), “Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply, ” *Econometrica*, 42(4), 679-694.
- Hull, J. C. (2000), *Options, Futures, and Other Derinatives*, Prentice-Hall, (東京三菱銀行商品開発部 (訳) (2001), 『フィナンシャルエンジニアリング』 (第4版), 金融財政事情研究会) .
- Johnson, R. (1979), “Auction Market, Bid Preparation Costs and Entrance Fees,” *Land Economics*, 55, 313-318.

- Kawaguchi, Y., J. Sa-Aadu, and J. Shilling (2008), "Do Change in Illiquidity Affect Investors' Expectation? An Analysis of the Commercial Property Returns," *AREU Annual Meeting in Chicago*.
- Kealhofer, S. (1993), "Portfolio Management of Default Risk," *working paper*, KMV corporation, 30.
- Knight, J., C. Sirmans, and G. Turnbull (1994), "List Price Signaling and Buyer Behavior in the Housing Market," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9, 177-192.
- Krainer, J. (1999), "Real Estate Liquidity," *FRBSF Economic Review*, 3(3), 14-26.
- Lai, T. and K. Wang (1998), "Appraisal Smoothing; The Other Side of the Story," *Real Estate Economics*, 26(3), 511-536.
- Lee, M. (2002), *Panel Data Econometrics*, Elsevier.
- Lee, Shleifer and R. Thaler (1991), "Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle." *Journal of Finance*, 46, 75-110.
- Lieblich, F., J. Pagliari, and J. Webb (1997), "The Historical Behavior of REIT Returns: A Real Estate Perspective," in *Real Estate Investment Trusts*, R. Garrigan and J. Parsons, eds. B. Ridge, IL: McGraw-Hill.
- Ling, D., A. Naranjo, and M. Nimalendran (1998), "Estimating Return on Commercial Real Estate: A New Methodology Using Latent Variable Regression," *Working Paper*, Real Estate Research Institute.
- Ling, D. and A. Naranjo (1999), "The Integration of Commercial Real Estate Markets and Stock Markets," *Real Estate Economics*, 27(3), 483-516.
- Linnemann, P. (1997), "Forces Changing the Real Estate Industry Forever," *The Wharton Real Estate Review*, 1, 1-12.
- Lippman, S. and McCall (1976), "The Economics of Job Search: A Survey," *Economic Inquiry*, XIV, 155-189.
- Liu, C., D. Hartzell, T. Grissom, and W. Grieg (1990), "The Composition of the Market Portfolio and Real Estate Investment Performance," *Real Estate Economics*, 18(1), 49-75.
- Liu, C. H. and J. Mei (1992), "The Predictability of Returns on Equity REITs and Their Co-movement with Other Assets," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*,

- 5(4), 401-418.
- Lusht, K. (1992), "A Comparison of Prices Brought by English Auctions and Private Negotiations," *Working Paper*, Smeal College of Business Administration, Penn State University.
- Malkiel, B. G. (2002), "How Much Diversification Is Enough?" , *AIMR Conference Proceeding (CONTINUING EDUCATION), Equity Portfolio Construction (March)*, 26-27.
- Maskin, E. and J. Riley (1984), "Optimal Auctions with Risk Averse Buyers," *Econometrica*, 52, 1473-1518.
- Maskin, E. and J. Riley (1985), "Auction Theory with Private Values," *American Economic Review*, 75, 150-155.
- Matthews, S. A. (1987), "Comparing Auctions with Risk Averse Buyer : A Buyer's Point of View," *Econometrica*, 55, 633-646.
- Mayers, C. (1992), "A Model of Auctions Versus Negotiated Sales," *Working Paper*, Federal Reserve Bank of Boston.
- McAfee, P. R. and J. McMillan (1987a), "Auctions and Bidding," *Journal of Economic Literature*, 25, 699-738.
- McAfee, P. R. and J. McMillan (1987b), "Auctions with a Stochastic Number of Bidders," *Journal of Economic Theory*, 43, 1-19.
- McAfee, P. R. and J. McMillan (1989), "Government Procurement and International Trade," *Journal of International Economics*, 26, 291-308.
- McAfee, R. P. and D. Vincent (1992), "Updating the Reserve Price in Common Value Auction," *American Economic Review and Proceedings*, 82, 512-518.
- McMillan, J. (1992) , *Games, Strategies and Managers*, Oxford University Press. (伊藤秀史・林田集 (訳) (1995) 『経営戦略のゲーム理論－交渉・契約・入札の戦略分析』, 有斐閣) .
- Mei, J. and A. Lee (1994), "Is There a Real Estate Factor Premium?," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9(2), 113-126.
- Merton, R. C. (1974), "On the pricing of corporate debt : The risk structure of interest rates," *Journal of Finance*, 29, 449-470.
- Merton, R. C. (1977), "An Analytic Derivation of The Cost of Deposit Insurance and Loan

- Guarantees : An Application of Modern Option Pricing Theory, ” *Journal of Banking and Finance*, 1(1), 3-11.
- Merton, R. C. (1990), *Continuous-Time Finance (Revised Edition)*, Blackwell.
- Milgrom, P. R., and R. Webber (1982), “A Theory of Auctions and Competitive Bidding,” *Econometrica*, 50, 1089-1122.
- Mullaney, J. A. (1998), *REITs*, John Wiley & Sons, ((財)民間都市開発推進機構 R E I T 研究会 (訳) (1999), 『R E I T 不動産投資信託の実務』, 金融財政事情研究会).
- Myerson, R. (1981), “Optimal Auction Design,” *Mathematics of Operations Research*, 6, 58-73.
- Quan, D. and J. Quigley (1989), “Inferring an Investment Return Series for Real Estate from Observation on Sale, ” *AREUEA Journal*, 17(2), 218-230.
- Quan, D. and J. Quigley (1991), “Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Market,” *Journal of the American Real Estate and Economics*, 4(2), 127-146.
- Quan, Daniel C. (1994) , “Real Estate Auctions : A Survey of Theory and Practice, ” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9, 23-49.
- Riley, J. G. and W. Samuelson (1981), “Optimal Auctions,” *American Economic Review*, 71, 381-392.
- Rob, R. (1985) , “Equilibrium Price Distributions,” *Review of Economic Studies*, L II, 487-504.
- Ronn, E. I. and A. K. Verma. (1989), “Risk-Based Capital Adequacy Standerds for A Sample of 43 Major Banks,” *Journal of Banking and Finance*, 13(1), 21-30.
- Rosen, S. (1974) , “Hedonic Prices and Implicit Markets, Product Differentiation in Pure Competition, ” *Journal of Political Economi*y, 82, 34-55.
- Rubinstein, A. (1983), “Perfect Equilibrium in a Bargaining Model,” *Econometrica*, 50(1), 97-109.
- Rubinstain, A. (1985), “A Bargaining Model with Incomplete Information about the Preference,” *Econometrica*, 53(5), 1151-1172.
- Sagalyn, L. (1996), “Conflict of Interest in the Structure of REITs,” *Real Estate Finance*, 13(2), 34-51.
- Salanie, B. (1997) , *The Economics of Contracts*, MIT Press. (細江守紀・堀宣昭・三浦

- 功 (訳) (2000) 『契約の経済学』勁草書房) .
- Sanders, B. A. (1997), “The Historical Behavior of REIT Returns: A Capital Markets Perspective,” in ‘*Real Estate Investment Trusts.*’ R. Garrigan and J. Parsons, eds. Burr Ridge, IL: McGraw-Hill.
- Santomero, A. M. and E. J. Chang (1992), “Evidence in Support of Broader Bank Power,” *Financial Markets, Institutions, and Instruments*, 1(1), 1-69.
- Shiller, R. (1991), “Arithmetic Repeat Sales Price Estimators,” *Journal of Housing Economics*, 1(1), 110-126.
- Smith, J. L. (1981), “Non-Aggressive Bidding Behavior and the ‘Winner’s Curse’ ,” *Economic Inquiry*, 19, 380-388.
- Thaler, R. H. (1992), *The Winner’s Curse*, The Free Press. (篠原勝 (訳) (1998) 『市場と感情の経済学 「勝者の呪い」 はなぜ起きるのか』ダイヤモンド社) .
- Tobin, J. (1958), “Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables,” *Econometrica*, 26, 24-36.
- Trigeorgis, L. (1996), *Real Options*, The MIT Press, (川口有一郎・前川俊一・竹澤直哉・山口浩 (訳) (2001) , 『リアルオプション』, エコノミスト社).
- Vanderporten, B. (1992), “Timing of Bids at Pooled Real Estate Auctions,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5, 255-267.
- Vasicek, O. A. (1984), “Credit Valuation,” working paper of KMV corporation, 34.
- Vickrey, W. (1961) , “Counterspeculation, Auctions and Competitive Sealed Tenders,” *Journal of Finance*, 16, 8-37.
- Vincent, D. (1989) , “Bidding Off the Wall: Why Reserve Prices are Kept Secret,” *Discussion Paper* 838, MEDS, Kellogg Graduate School of Management, Northwestern University.
- Vogel, J. (1997), “Why the Conventional Wisdom about REITs Is Wrong,” *Real Estate Finance*, 14(2), 7-12.
- Weber, R. (1983), “Multiple-Object Auctions,” In *Auctions, Bidding, and Contracting : Uses and Theory*, Engelbrecht-Wiggans (ed), 165-191.
- Wooldridge, J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- Yavas, A. and S. Yang (1995) , “The Strategic Role of Listing Price in Marketing Real

Estate : Theory and Evidence,” *Real Estate Economics*, 23(3), 347-368.
