

競売不動産からみた首都圏地価の動向

さいた ゆみ
才田友美

要 旨

各地方裁判所で行われている不動産競売は、不良債権の担保を回収する際などに多く用いられる制度として、近年注目を集めている。競売市場での落札価額は、わが国において個別の不動産価額情報としては唯一、一般に公開されている取引価額であり、地価動向を把握するうえで有益な情報を有している。しかし、データの未整備により、これまで分析されることが困難とされてきた。そこで本稿では、過去10年間にわたる首都圏の不動産競売データを整備したうえで、競売物件の地価動向を、ヘドニック・アプローチにより探った。

その結果、首都圏の競売地価は、バブル崩壊後、一貫して前年水準を下回ったが、1997年の金融危機後を除けば、下落幅は縮小傾向にあることがわかった。また、競売地価は、鑑定価格をベースにした公示地価に比して、下落幅が大きく、変動が激しく、転換点については先行する傾向があることもわかった。

キーワード：不動産競売、地価、ヘドニック・アプローチ

本稿の作成に当たっては、関根敏隆氏（日本銀行調査統計局）に懇切丁寧なご指導をいただいた。また、匿名査読者、日本銀行のスタッフから有益なコメントをいただき、中島上智氏（東京大学大学院経済学研究科）、村野直樹氏（慶応義塾大学大学院経済学研究科）、永幡崇氏（日本銀行企画局）、有永恵美氏（元日本銀行調査統計局）の多大な協力を得た。この場を借りて感謝の意を示したい。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

才田友美 日本銀行調査統計局（E-mail : yumi.saita@boj.or.jp）

1．はじめに

本稿の目的は、個別の不動産競売情報を用い、不良債権の担保となっていたような土地の価格動向を、ヘドニック・アプローチにより探ることにある。具体的には、これまで整備されていなかった首都圏の不動産競売情報をデータベース化し、競売で落札された土地の価格をヘドニック関数により導出することで、バブル崩壊後の競売市場における地価動向（以下、「競売地価」と呼ぶ）をフォローする。

不良債権の最終処理を行う際に、どの程度の回収率が見込めるのかを見通すうえで、競売地価の動向を知ることが重要である。後にみるように、不動産競売市場での売却は、不良債権をもつ金融機関が、担保となっていた土地を見切り売りする際の最終手段という性格をもつ。競売地価の動向を知ることができれば、最悪でもどの程度の回収ができるのかという感触をつかむことができよう。

また、競売物件の落札価額は、個別の不動産価額情報としては唯一公開されている取引価額であるという点でも興味深い。公示地価や市街地価格指数は、鑑定価格をベースとするため、実売の取引価格と乖離することが指摘されている。競売地価を通じて、実売価格はどのような推移を示していたのかを知ることができる。

このように、競売市場の分析はバブル崩壊後の地価動向を把握するうえで、極めて有益な情報を提供するにもかかわらず、データの未整備により、これまで大阪の分析があるのみであった（井出〔2000, 2001〕、田口・井出〔2002〕、戸田・井出〔2000〕）。首都圏を対象とした分析は、本稿が初めての試みとなる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、競売不動産とは何かを解説し、3節では、今回構築した首都圏競売不動産データベースの内容を紹介する。4節では、ヘドニック価格指数を算出し、5節で、本稿で得られた分析結果をまとめ、今後の分析の拡張可能性について述べる。

2．競売不動産とは

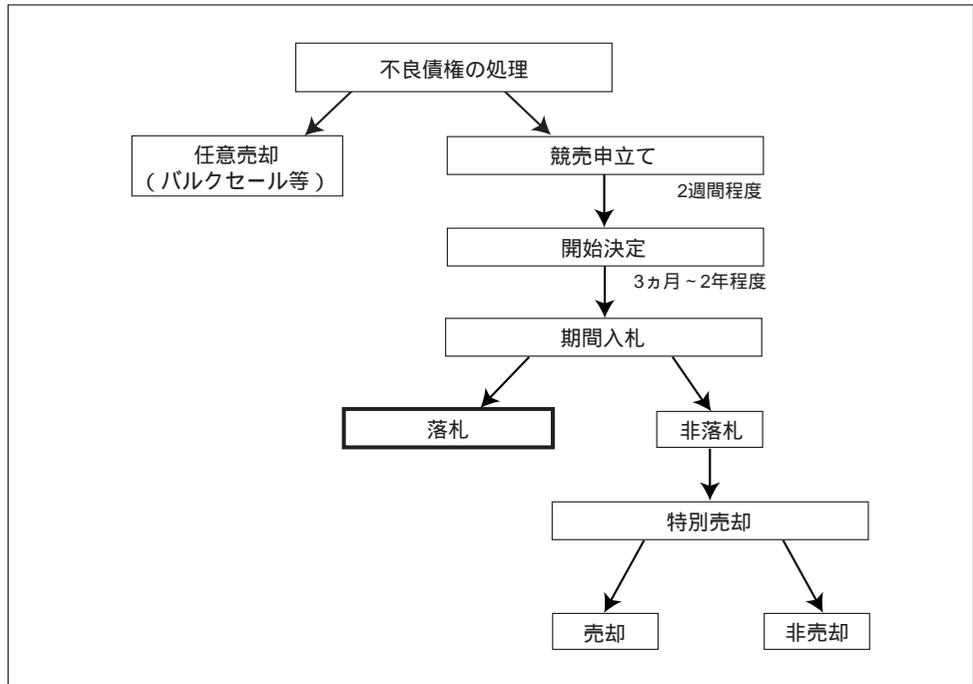
競売不動産とは、裁判所で競売手続きにかけられる不動産物件のことを指す。一般の不動産物件は、不動産業者等を通じるか、売り手・買い手の直接交渉により、売買が行われる。ところが、不動産の所有者が借金を抱えるなどして、債務不履行に陥った場合、債権者の裁判所への申立てにより、不動産を差し押さえられ、競売にかけられる。実際に、競売に持ち込まれた物件をみると、国や自治体が差し押さえた税金滞納者の所有不動産や金融機関の不良債権の担保となっていたものが多いとされている。

不動産競売市場は、購入者側からみた場合、不動産業者等の卸売市場という性格がある。一般消費者が、競売市場から直接購入した場合は、業者を介さず、市価よりもだいぶ安い値段で不動産を購入することができるため、最近では、一般

消費者が入札に参加するケースが増えてきている。しかし、競売においては、一般的な不動産の売買取引と異なり、売主は買主に対して瑕疵担保責任を負わないうえ、買受希望者の物件への事前立入調査も原則として認められていない。この結果、落札しても違法占有者が居座る¹（場合によっては、立ち退き料を支払わざるを得ないこともある）など、通常の不動産取引にないリスクを伴うため²、競売不動産は、不良債権等を取り扱うプロ向けの色合いが今なお強いとされている³。競売不動産が市価よりも安いのは、不動産業者が介在しないことに加えて、このような競売物件に特有のリスクが反映されるためと考えられる。

これを、不良債権を持ち込む金融機関等の債権者の立場からみてみよう。債権者が担保不動産を処分するには、バルクセールをはじめとした「任意売却（任売）」と「競売申立て」という手段がある（図1）。任売とは、債権者が競売という法的手

図1 不動産競売の流れ



1 バブル崩壊後の暗い世相を反映した宮部 [2002] の小説では、違法占有などの執行妨害に関する詳細な記述がなされている。

2 入札に際し保証金が必要となす、原則として代金を即納しなければならないことも、一般消費者にとっては、使い勝手が悪いところ。従来は、銀行が競売不動産の所有権移転と同時に抵当権設定できなかったため、買受人は代金納付に際し、借入を行うことが困難であった。この点、1998年12月に成立した競売手続円滑化に関する法律により、民事執行法82条2項が改正され、ローン設定（所有権移転登記と抵当権設定の同時履行）が可能になった。

3 以前より、競売市場は「いわゆる事件屋と称する転売利得を目的とする買い手がほとんどの制限されたマーケット」（宮ヶ原 [1994]）といわれていた。その後、一般消費者のほかに、不動産投資ファンドの市場参入は一部にみられたが、制限されたマーケットとの性格は強く残っているようだ。

段によらず、所有者に任意で抵当不動産を、一般市場において売却処分させることを指す。競売を用いた場合、裁判所が手続を行うため、債務者の同意や他の債権者との調整は不要となるが、売却まで時間を要するうえ、上記の競売市場特有のリスクを反映して、任売に比べて売却価格が安くなる傾向がある。一方、任売は、競売より高額かつ迅速に債権回収できる可能性は高いが、(1)債務者の同意、(2)買い手探し、(3)他の債権者との調整が必要になるというデメリットがある。

債権者が競売申立てを選んだ場合は、以下のような手続を経ることになる。まず、債権者は抵当権を実行するために⁴、裁判所に申立てを行う。裁判所は該当不動産の調査を行って、最低売却価額を決定し、公開入札にかける。実際に競売申立てから入札が行われるまでは、裁判所に申し込まれた物件の集中度合いや調査の困難さに応じて、3ヵ月から2年程度の期間がかかるとされている。なお、落札されなかった物件については、特別売却にかけられる。この場合は、入札ではなく、先着順で購入者が決定されることになる。

実際に不動産競売市場が不良債権処理の動向と密接に関連していることを、まず確認しよう。図2では、上段パネルに不良債権の最終処理額、下段パネルには首都圏の落札物件数が示されている。

同図より、落札物件数が、不良債権の最終処理額の多寡に応じて推移していることがわかる。すなわち、1995年度に住専向け債権処理に伴う直接償却が急増し、それに呼応する形で、落札物件数は1996年以降増加した。その後、1998年度にかけては、自己査定に基づく償却・引当の開始や金融検査マニュアルの作成等を受け、不良債権の最終処理額はさらに増加し、連れて落札物件数も増加トレンドを辿った。

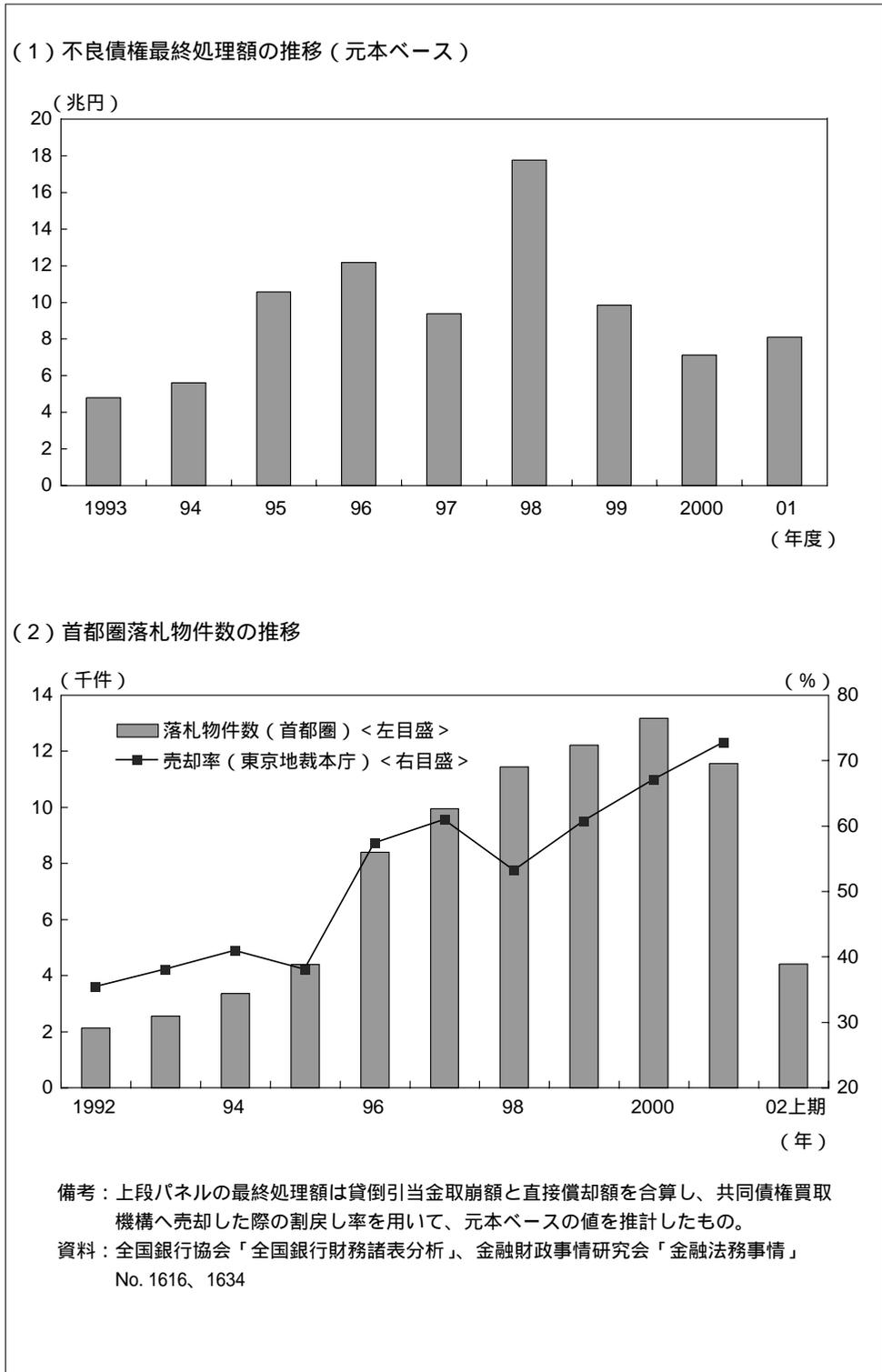
なお、落札物件数を入札物件数で除した売却率は1996年に上昇し、金融危機後の1998年にいったん下落した後、上昇傾向を辿っている。この間、不良債権の最終処理額が高水準に推移し、供給圧力が強かったことを考えると、売却率の上昇には、競売物件に対する需要が増加し、需給環境が相対的に改善したことが寄与したとみられる。また、売却率の上昇には、競売手続の円滑化を図るための法整備が進み、裁判所の事務手続が迅速化したことも寄与したと思われる⁵。

4 正確には、抵当権実行のための競売を「担保競売」と呼び、抵当権がない場合に差し押さえられた物件が競売にかけられることを「強制競売」と呼ぶ。

5 1998年7月の臨時国会において、金融システムの危機に対処するため、いわゆる金融再生関連法案が審議された。同年12月には、その一環として、競売手続に関連して「競売手続の円滑化等を図るための関連法律の整備に関する法律」および「特定競売手続における現況調査及び評価等の特例に関する臨時措置法」が成立した。

競売物件の場合、いわゆる占有屋は、裁判所の競売事務手続に対して不当に執行抗告をしたり、登記簿に載せない件外物件（売却対象が土地のみの場合に建物を建てて居座る）に対する情報を渡さないなどの手段を使って、円滑な競売事務手続を阻害することがあった。同法の成立により、裁判所は、従来のように高等裁判所の判断をその都度仰がずとも、不当な執行抗告を却下することが可能になった。また、裁判所の調査権限を拡充して、固定資産税を徴収する市町村や電気・ガス・水道を供給する公益事業者から、件外物件についての情報を収集することが可能となった。同法の詳細は、小堀〔1999〕を参照。

図2 競売市場の動向



どのような物件が不動産競売にかけられているのか、その内訳をみたのが表1である。ここでは首都圏（東京、神奈川、千葉、埼玉）の各地方裁判所で、1992年1月から2002年6月までに落札された競売物件数を種別ごとに集計した。

表1 落札物件数

	件数	(%)
土地のみ	7,260	8.68
土地付き建物	43,380	51.87
建物	62	0.07
マンション	29,784	35.62
借地権付き建物	2,741	3.28
法定地上権付き建物	183	0.22
使用者借地権付き建物	146	0.18
地上権	3	0.004
その他	67	0.08
合計	83,626	100

全体の中で最も大きな部分を占めているのは、土地と建物が一体として売却される「土地付き建物」で過半数を占めている。次いで「マンション」が35%を占め、「土地のみ」を扱うケースは、1割弱に過ぎない。このように、実際に競売で売買される物件には、土地だけでなく、何らかの形で上物が付いた物件が多いことがわかる。

次節以降では、このうち「土地のみ」と「土地付き建物」に焦点を当てて分析を行う。これは、データ整備に膨大な労力を必要とする中で、実売価格のデータが取り難い地価の動向を探ることに、プライオリティを置いたためである。前述の大阪を対象とした先行研究では、建物価格の影響を排除するために、「土地付き建物」を対象外とし「土地のみ」を取り上げている。しかし、本稿では、十分なサンプル数が確保できる「土地付き建物」についても分析を行い、「土地のみ」から得られた推定結果の頑健性をチェックすることとした。

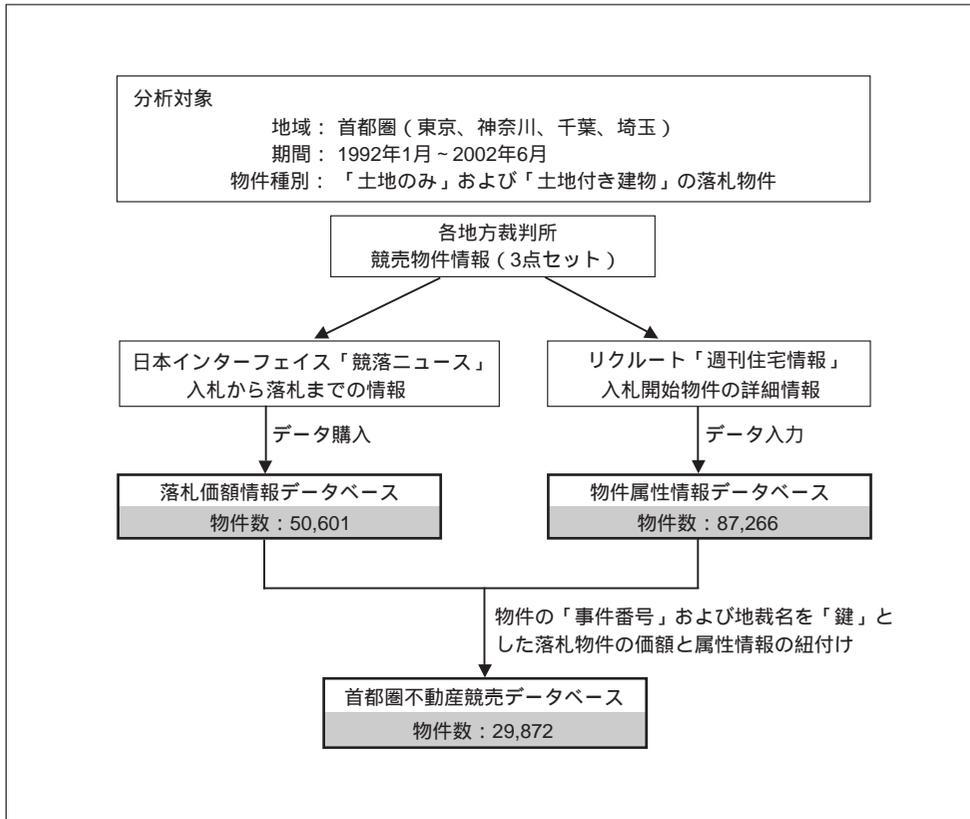
3 . データ

(1) データベース構築

分析に当たって必要となる個別物件の価額および属性情報といった競売物件情報は、一部の地域を除きデータベース化されていない⁶。そこで本分析では、図3に示された手順でデータベースを構築した。

6 大阪地方裁判所管轄地域の競売不動産については、1997年より民間でデータベース化されている。2002年7月からは大阪地裁が、8月からは東京地裁がインターネット上で競売不動産の(1)物件明細書、(2)現況調査報告書、(3)評価書の「三点セット」の掲載を開始し、その後も順次、全国の主要地裁も開始している (<http://bit.sikkou.jp>)。

図3 データベース構築手順



元となる情報は、『週刊住宅情報⁷』（株）リクルート）と『競落ニュース』（株）日本インターフェイス）による。本分析では、これらの雑誌情報を電子化、紐付けすることにより、データベースを構築した。『週刊住宅情報』には、裁判所の公告をもとに、競売物件の所在地や土地（建物）面積、権利関係といった属性情報（期間入札物件情報）が、地方裁判所ごとに一覧表形式で毎週掲載されている。当該記事を過去10年にわたって電子化し、87,266件の物件属性情報のデータベースを作成した。一方、『競落ニュース』には、実際に落札された物件の価額が掲載されており、これをもとに落札価額情報のデータベースを作成した。両データベースの情報を、各物件に振られている事件番号（競売申立て時に各地方裁判所が割り振る物件番号）と地裁名を鍵として、紐付けを行った。

データベース化の対象は、前述のとおり、「土地のみ」および「土地付き建物」に分類される落札物件に限定している。（1）落札されなかった物件、（2）『週刊住宅情報』に掲載後、取り下げられた物件、（3）記載情報に誤りがあると思われる物件

7 2002年1月23日号より『住宅情報STYLE』に名称変更。

(例えば、両データベースで事件番号、地裁コードは一致していても、面積が一致していない物件)(4)属性情報が一項目でも欠如している物件は除外した。これらの結果、「土地のみ」で3,487件、「土地付き建物」で26,385件の物件情報が残った。

構築されたデータベースの項目は、表2のとおりである。一般的な属性情報としては、「土地面積」、「建物面積」、「建ぺい率」、「容積率」といった情報のほかに、最寄り駅から「山手線までの所要時間⁸」や、物件から「最寄り駅までの所要時間」(記載がない場合は徒歩速度を80m/分として距離より逆算)、最寄り駅に出るまでに「バス利用」が必要かどうかの情報を付加した。

「地目用途」と「用途地域」とは、前者が登記簿上に記載されている土地の主たる用途による分類であるのに対し、後者は建築基準法の用途規制(用途地域別に、建てられる建築物の種類が規制されている)に対応する分類である。登記簿上の地目では「宅地」であり、建築基準法の用途地域では「住宅地(例えば、第1種低層住居専用地域)」と指定されていても、実のところは「更地」になっていたり、「駐車場」になっていたりするケースがある。こうした実際の土地の状況は、「利用状況」として記録されている。

競売物件の場合、権利関係が複雑なケースが多い。こうした権利関係については、データベース上、「短期賃借権」、「長期賃借権⁹」、「第三者占有」、「私道負担¹⁰」、「法定地上権¹¹」の有無といった形で記述されている。加えて、「傾斜地」かどうかや、「接道義務違反¹²」となっているかどうかについての情報も記録されている。

8 山手線沿線上、および山手線内地域に位置する駅については所要時間を0としている。

9 物件につき、抵当権設定前に既に賃貸借契約が締結されていたものは、民法および借地借家法により、買受人は引続き賃借しなければならない(長期賃借権)。ただし、抵当権設定後に設定された賃借権でも、民法602条に定める一定の期間(山林10年、その他の土地5年、建物3年)に限った賃借権(短期賃借権)については、買受人は引き受けなければならない。

10 土地の一部に私道の敷地が含まれている場合に、この私道敷地部分を私道負担という。「私道」とは、建築基準法42条の道路や、通行地役権の目的となっている道路を指す。

11 「売却により設定されたものとみなされる地上権の概要」の欄に記載がある場合に、土地と建物を別々の人が買い受けたときは、土地については地上権の負担を伴うものとなる。

12 敷地が建築基準法で定義している道路(幅員4m以上の公道)に2m以上接していなければ、原則として建物を建てるできない。

表2 データベース内容

	変数	単位		変数	単位
1	落札価額	円	15	権利関係ダミー	
2	落札年	年		短期賃借権あり	(1,0)
3	入札年	年		長期賃借権あり	(1,0)
4	事件番号			第三者占有あり	(1,0)
5	地方裁判所ダミー			私道負担あり	(1,0)
	東京地裁	(1,0)		法定地上権あり	(1,0)
	本庁		16	接道義務違反ダミー	(1,0)
	八王子支部		17	傾斜地ダミー	(1,0)
	横浜地裁	(1,0)	18	利用状況ダミー	
	本庁			更地	(1,0)
	川崎支部			件外物件あり	(1,0)
	横須賀支部			駐車場	(1,0)
	相模原支部			山林・田畑	(1,0)
	小田原支部			雑種地	(1,0)
	千葉地裁	(1,0)	19	築年数	年
	本庁		20	木造ダミー	(1,0)
	松戸支部		21	建物種別ダミー	
	木更津支部			住居	(1,0)
	佐倉支部			事務所	(1,0)
	さいたま地裁	(1,0)		作業所	(1,0)
	本庁			店舗	(1,0)
	川越支部			工場・倉庫	(1,0)
	越谷支部			ホテル・旅館	(1,0)
	熊谷支部			集合住宅	(1,0)
6	山手線までの所要時間	分		その他	(1,0)
7	最寄り駅までの所要時間	分			
8	バス利用ダミー	(1,0)			
9	土地面積	m ²			
10	建物面積	m ²			
11	建ぺい率	%			
12	容積率	%			
13	地目用途ダミー				
	宅地	(1,0)			
	山林・田畑	(1,0)			
	雑種地	(1,0)			
14	用途地域ダミー	(1,0)			
	住宅地	(1,0)			
	住居				
	第一種低層住居専用地域				
	第一種中高住居専用地域				
	第二種低層住居専用地域				
	第二種中高住居専用地域				
	第一種住居地域				
	第二種住居地域				
	準住居地域				
	商業地	(1,0)			
	近隣商業地域				
	商業地域				
	工業地	(1,0)			
	準工業地域				
	工業・工業専用地域				
	市街化区域外	(1,0)			
	市街化調整区域				
	都市計画区域内未線引き				
	都市計画区域外				

備考：17、18は「土地のみ」のみに該当。
 （ただし、件外物件の情報は「土地付き
 建物」でも得られる）
 19～21は「土地付き建物」のみに該当。

(2) サンプル特性

分析対象となるサンプルの特性を、「土地のみ」でまとめたものが図4である。地域別物件数の推移をみると¹³、1998年頃まで東京がおよそ半数を占めていたが、その後、神奈川、千葉、埼玉のシェアが高まった。用途別では、一貫して住宅地が大半を占めているが、1990年代の中頃には商業地の占める割合が一時期拡大し、2000年入り後は代わって市街化区域外の土地が増加した。

これを、地域別に用途内訳をみると、東京は商業地が占める割合が東京以外の地域より高く、神奈川、千葉、埼玉では、市街化区域外が目立っている。地目内訳では東京以外の地域で、山林や田畑が多く取引されている様子が見える。これより、1990年代半ばの商業地のシェアの上昇は、その当時の東京のシェア上昇に呼応しており、2000年入り後の住宅地、市街化区域外のシェア上昇は、東京以外のシェア上昇に呼応していることがわかる。ちなみに、東京以外で目立つ市街化区域外の物件（地目内訳では概ね山林・田畑、雑種地に対応）には、ゴルフ場等のリゾート案件が多く含まれているとみられる。

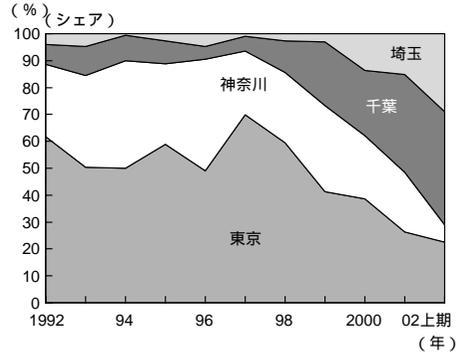
図5では「土地付き建物」について、同様にサンプル特性をまとめた。程度の差はあれ、地域別のシェア、用途別のシェア、地域別用途内訳の特徴は、「土地のみ」のケースとほぼ同じである。建物別でみると、東京と東京以外の地域間での用途内訳の違いを受けて、東京では、店舗・事務所といった商業用建物が占める割合が高い。一方、東京以外の地域では、住居が6割以上を占めている。

13 ここでいう「地域」とは、東京、横浜、千葉、さいたま地方裁判所の管轄下のことであり、それぞれ東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県に対応している。

図4 土地のみ・サンプル特性

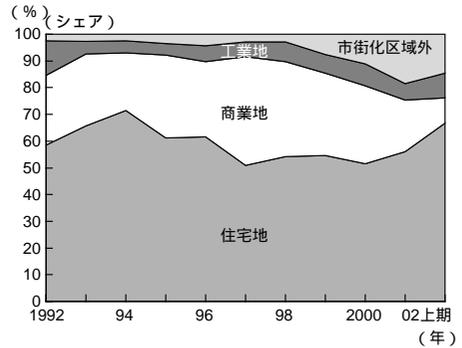
(1) 地域別物件数

	東京	神奈川	千葉	埼玉	合計
1992	76	33	9	5	123
93	75	51	16	7	149
94	100	80	19	1	200
95	152	77	22	7	258
96	157	133	15	15	320
97	240	81	19	3	343
98	251	110	50	11	422
99	208	161	119	15	503
2000	185	113	116	65	479
01	145	123	200	84	552
02上期	31	9	58	40	138
合計	1,620	971	643	253	3,487

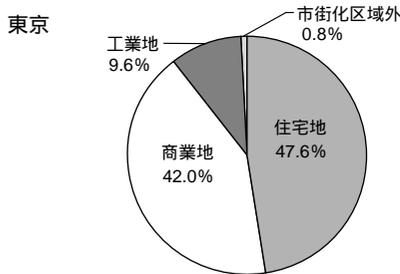


(2) 用途別物件数

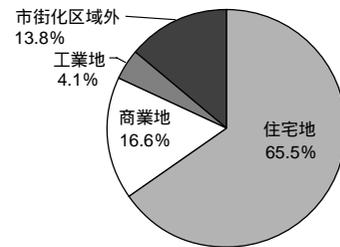
	市街化				合計
	住宅地	商業地	工業地	区域外	
1992	72	32	16	3	123
93	98	40	7	4	149
94	143	43	9	5	200
95	157	81	11	9	258
96	196	91	19	14	320
97	171	143	19	10	343
98	230	149	31	12	422
99	275	154	36	38	503
2000	248	139	39	53	479
01	310	106	34	102	552
02上期	92	13	13	20	138
合計	1,992	991	234	270	3,487



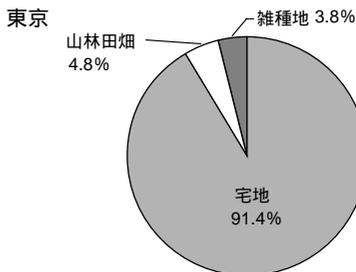
(3) 地域別用途内訳



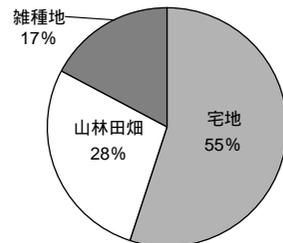
神奈川、千葉、埼玉



(4) 地域別地目内訳



神奈川、千葉、埼玉

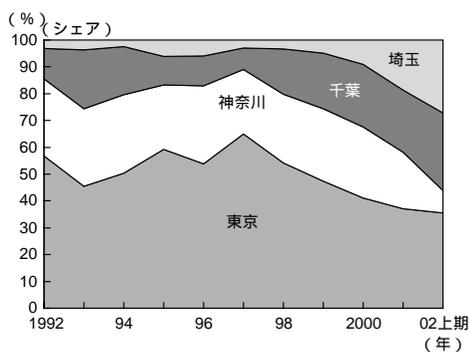


備考：円グラフはサンプル全期間における内訳を示す。

図5 土地付き建物・サンプル特性

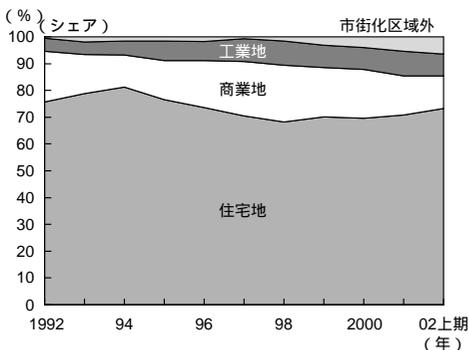
(1) 地域別物件数

	東京	神奈川	千葉	埼玉	合計
1992	232	117	46	13	408
93	328	208	158	27	721
94	619	360	222	29	1,230
95	1,129	460	203	115	1,907
96	1,134	611	235	126	2,106
97	2,461	915	303	110	3,789
98	1,867	877	582	115	3,441
99	1,597	909	697	165	3,368
2000	1,497	965	848	330	3,640
01	1,614	917	1,011	812	4,354
02上期	504	120	411	386	1,421
合計	12,982	6,459	4,716	2,228	26,385

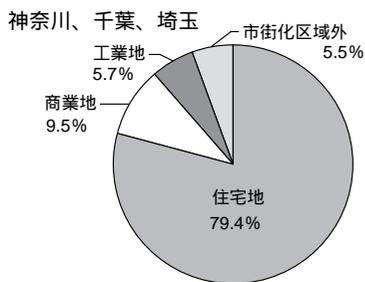
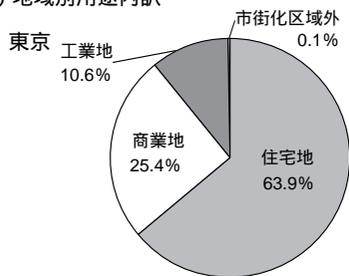


(2) 用途別物件数

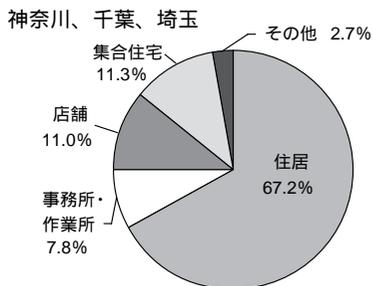
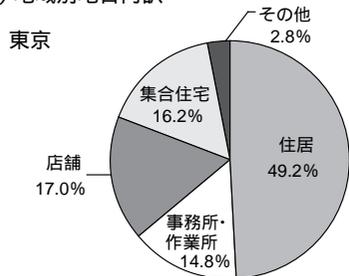
	市街化			合計
	住宅地	商業地	工業地 区域外	
1992	309	77	20	408
93	568	106	33	721
94	999	147	65	1,230
95	1,459	278	140	1,907
96	1,552	368	149	2,106
97	2,673	768	321	3,789
98	2,347	729	313	3,441
99	2,362	621	278	3,368
2000	2,536	663	298	3,640
01	3,086	631	404	4,354
02上期	1,042	173	114	1,421
合計	18,933	4,561	2,135	26,385



(3) 地域別用途内訳



(4) 地域別地目内訳



備考：円グラフはサンプル全期間における内訳を示す。

4. ヘドニック価格指数の導出

(1) ヘドニック・アプローチ

競売市場における地価動向を分析するに当たって、物価指数の導出で応用が進んでいるヘドニック・アプローチ¹⁴を適用する。

ヘドニック・アプローチとは、ある基準時点から財の品質を一定に保った場合の物価変動を捕捉する「品質調整済み物価指数」を算出する枠組みの1つである。具体的には、財の価格はその財の品質を表すさまざまな属性に依存していると考え、属性ごとの金額換算値を求め、品質調整を行う手法である。このアプローチに理論的基礎付けを与えているのは「ランカスター・モデル」に基づく消費者行動理論であり、その中では、諸属性を取引する暗黙的な市場が想定され、諸属性に関する需要と供給が均衡する市場価格曲線としてヘドニック関数が導出されることが示されている（Lancaster [1991]、Rosen [1974]）。

わが国では、太田 [1978] による自動車価格の分析以降、数々の応用が進んできた。なかでも、取引される財に同質性のない不動産市場において、価格指数を作成する際には、ヘドニック・アプローチにより物件の属性を調整し、全ての物件を同質の物件として扱う必要がある。実際に、地価（井出 [1997, 2001]、中島 [1990]、西村・清水 [2002]、Suzaki and Ohta [1994]）のほか、マンション価格（伊藤・廣野 [1992]、小野・高辻・清水 [2002]、春日 [1996]、鈴木 [1995]、田辺 [1994]、中村 [1998]）やオフィス賃料（Nagai, Kondo and Ohta [2000]）など、数多くの実証分析例が存在する。

ヘドニック・アプローチは、その関数形に関する先験的な制約を理論的に与えていないため、多くの可能性が考えられる。最も基本的、かつ現在でも一般的に用いられているのが、線形や対数線形といった、パラメトリック・アプローチである。1970年代までは、多くの研究が関数形をアприオリに設定し、当てはまりのよい説明変数を探していく方法をとるのが一般的であった。具体的には、(1)式に示されているように、物件*i*の落札価額 P_i を被説明変数、属性変数を説明変数とした回帰式となる（ここでは便宜的に両側対数形で表記）。

$$\ln P_i = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln X_{ij} + \sum_{k=1}^m \delta_k D_{ik} + TD_i + \epsilon_i \quad (1)$$

ただし、 X_{ij} は*j*番目の連続数で表される属性変数（面積、所要時間等）、 D_{ik} は*k*番目のダミーで表される属性情報（地目ダミー、用途地域ダミー等）、 TD_i はタイム・ダミー、 ϵ_i は誤差項を表す。

その後、Goodman [1978] などによって「ボックス=コックス変換形」という線

14 ヘドニック・アプローチの物価への応用は、白塚 [1994]、日本銀行調査統計局物価統計課 [2001] を参照。

形制約を緩めた関数形が導入されてからは、関数形をアプリアリに設定するのではなく、ボックス=コックス変換形を用いた実証的な検定に基づいて選択することが一般化した。この検定は、ボックス=コックス変換した関数形と、それに制約を加えた関数形の間で尤度比検定を行うものである。ボックス=コックス変換形は、以下のように対数形と線形を特殊ケースとして含む変換形であり、具体的にはパラメータ λ が、 $\lambda=0$ のとき対数形、 $\lambda=1$ のとき線形となる。

$$P_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{P_i^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{when } \lambda \neq 0, \\ \ln P_i, & \text{when } \lambda = 0. \end{cases}$$

ボックス=コックス変換をどの変数に適用するかについてはさまざまな選択肢があるが、本稿では、両辺のダミー変数以外の全変数を変換する両側ボックス=コックス形（以下「両側BC形」と表記。χ(2)式）と、被説明変数のみをボックス=コックス変換する片側ボックス=コックス形（以下「片側BC形」と表記。χ(3)式）2つのケースを設定した。

$$P_i^{(\lambda_0)} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij}^{(\lambda_1)} + \sum_{k=1}^m \delta_k D_{ik} + TD_i + \epsilon_i, \quad (2)$$

$$P_i^{(\lambda_0)} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \sum_{k=1}^m \delta_k D_{ik} + TD_i + \epsilon_i. \quad (3)$$

(2)式において、 $\lambda_1=1$ という制約をおくと片側BC形に、 $\lambda_0=\lambda_1=0$ では両側対数形、 $\lambda_0=0, \lambda_1=1$ では片側対数形、 $\lambda_0=\lambda_1=1$ では線形となる。同様に、(3)式において、 $\lambda_0=0$ という制約をおくと片側対数形に、 $\lambda_0=1$ では線形となる。これらの制約をおいた関数形とボックス=コックス形との間での優劣を尤度比検定によって判定することになる。

さらに、白塚・黒田[1996]、日本銀行調査統計局物価統計課[2001]にならい、説明変数に見落としがないかを判定するため、ボックス=コックス検定で選択された関数形に対しラムゼイのRESET検定を実施する。RESET検定とは、(1)式の説明変数に、同式から得られた推定値 $\ln \hat{P}_i$ の2乗項 $(\ln \hat{P}_i)^2$ 、3乗項 $(\ln \hat{P}_i)^3$ 、.....を加えて、その有意性をチェックするものである（本稿では、2乗項までで判定）。

なお、近年、ヘドニック・アプローチは、(i)ノンパラメトリック推定、(ii)空間自己相関、(iii)可変パラメータ(time-varying parameter)といった要素を取り入れることによって、新たな展開がみられている。

このうち、ノンパラメトリック推定とは、特定の関数形をあらかじめ設定せず、データから直接的に属性価格を導出するものである（Sheppard[1999]）。前述のとおり、ヘドニック・アプローチにおいては、関数形に関する先見的な理論制約が与えられていない。そこで、ノンパラメトリック推定では、属性変数 $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{in})$ や属性情報 $D_i = (D_{i1}, \dots, D_{im})$ の関数 $M(\cdot)$ に対して事前制約を課さず、次式のような推定を行う。

$$P_i = M(X_i, D_i) + TD_i + \epsilon_i, \quad E(\epsilon_i | X_i, D_i) = 0. \quad (4)$$

また、説明変数のうち一部の変数 X'_i 、 D'_i にはパラメトリックな制約を課すセミパラメトリック推定というものもある。

$$P_i = M(X_i, D_i) + X'_i \gamma^X + D'_i \gamma^D + TD_i + \epsilon_i, \quad E(\epsilon_i | X_i, X'_i, D_i, D'_i) = 0. \quad (5)$$

ただし、 γ^X 、 γ^D は係数ベクトルである。

実際に、Anglin and Gencay [1996]のようにセミパラメトリック推定がパラメトリック推定よりも優れたパフォーマンスをあげた例もみられるが¹⁵、ノンパラメトリック推定には、(a)推定に際して極めて多くのデータを必要とし、推定も複雑になる、(b)説明変数が増加すると収束速度が遅くなり、推定値にバイアスが生じる、(c)推定に用いるカーネルの関数形によって推定値が有意に変わり得るといった欠点があることも指摘されている(Stock [1989, 1991])。そこで本稿では、計算が簡単なうえ、解釈も容易なパラメトリック推定を採用することとした¹⁶。

次に、空間自己相関とは、ある物件の価格が近隣物件の価格と相関することを指す¹⁷。こういった空間自己相関が存在すると、OLS推定によるパラメータにバイアスが生じるため、その場合には相関を排除して再推定する必要がある。データの用意が大変な手間がかかるため、限られたサンプルとなるが、本稿では、「土地付き建物」のケースで、空間自己相関の有無を検定する。

最後に、可変パラメータ・モデルとは、例えば(1)式の β_j 、 δ_k といった係数が、時間の変化に伴って変化することを許容するモデルをいう(Knight, Dombrow and Sirmans [1995])。仮に真のモデルでは、係数ベクトルが可変であるのに(β_{jt} 、 δ_{kt})これを一定と仮定してしまえば、それに伴うバイアスがタイム・ダミー TD_i に及び、ヘドニック指数にも歪みが生じてしまう。本稿では、こうした事態をチェックするために、通期サンプルの推定に加えて、隣接する2年ごとにサンプルを区切って逐次推定(以下、「隣接2年次推定」と表記。Munneke and Slade [2001]の連鎖指数に対応)を行うこととした。

(2)「土地のみ」ヘドニック価格指数

(イ) 基本モデルの推定

まず、「土地のみ」のサンプルでヘドニック関数を推定する(本節のモデルを

15 具体的には、ハウスマン・タイプおよびWhang and Andrews [1993]の“specification test”と、“prediction intervals”、“out-of-sample mean squared prediction error”といった指標でパフォーマンスを比較している。

16 ノンパラメトリック推定やセミパラメトリック推定の適用は、将来の課題としたい。

17 この点について、匿名査読者より示唆をいただいた。詳細は、Basu and Thibodeau [1998]、Can and Megbolugbe [1997]に詳しい。なお、*Regional Science and Urban Economics*, 22, Issue 3, 1992, pp. 307-536において、空間自己相関に関する特集が組まれている。

「基本モデル」と呼び、次節のモデルと区別する)。

不動産価格の先行研究では、(i)中心地への接近性、(ii)最寄り駅までの距離・バスの使用有無、(iii)面積(土地面積 地積 や占有面積)といった物件の属性情報をコントロールしたうえ、その他の属性変数を適宜付加している。そこで、本稿も先行研究にならい、(i)~(iii)の変数を軸に、競売物件の特徴を捉えた属性変数を適宜選択する。

具体的には、以下のような変数を選択した。まず、(i)中心地への接近性として「山手線までの所要時間」を、(ii)利便性として「最寄り駅までの所要時間」および「バス・ダミー」を採用し、(iii)「土地面積」と「容積率」を加えた。また、競売物件特有の属性としては、地域性(「地方裁判所ダミー」)や土地の種別(「地目ダミー」、「用途地域ダミー」、「利用状況ダミー」)をコントロールしたうえ、権利関係¹⁸として「長期賃借権ダミー」、「法定地上権ダミー」、地形情報として「傾斜地ダミー」、「接道義務違反ダミー」(いずれも有=1、無=0)も加えた。

上記の変数を説明変数、落札価額を被説明変数として、タイム・ダミーと誤差項を含んだ推定式を設定し、ボックス=コックス検定により関数形の選択を行った。表3が検定結果である。両側BC形に対する尤度比検定で、各関数形の尤度について「両側BC形の尤度と有意に異なる」という帰無仮説が棄却され、両側BC形が支持されている。

このように、ボックス=コックス検定では、両側BC形を支持する結果となったが、以下では推定結果の解釈が容易な両側対数形に基づいて分析を進める。なお、ボックス=コックス・パラメータである λ_0 が極めて0に近い場合、両側BC形で得ら

表3 ボックス=コックス検定(基本モデル)

	λ_0	対数尤度	尤度比検定(両)	尤度比検定(片)
両側BC形	0.007	-64593.1		
片側BC形	-0.013	-65546.2	1906.2(***) [$\lambda_1=1$]	
両側対数形		-64641.4	96.6(***) [$\lambda_0=\lambda_1=0$]	
片側対数形		-65547.7	1909.2(***) [$\lambda_0=0, \lambda_1=1$]	20310(***) [$\lambda_0=0$]
線形		-76289.2	23392.2(***) [$\lambda_0=\lambda_1=1$]	139710(***) [$\lambda_0=1$]

備考: 1.(2) (3)式に基づくボックス=コックス検定の結果。 λ_0 は被説明変数、 λ_1 は説明変数にかかるパラメータ。

2.「尤度比検定(両)」は両側BC形に対する尤度比検定。「尤度比検定(片)」は片側BC形に対する尤度比検定。

3.「***」は [] 内で示された帰無仮説が、1%有意水準で棄却されることを示す。

18 権利関係では、「短期賃借権」および「第三者占有」もダミー変数の候補となるが、土地のみの物件でこれら権利関係を有するサンプルがほとんど存在しなかったため、取り入れていない。

れたヘドニック指数は、両側対数形で得られたそれと、ほぼ同じものになることが確認されている。

両側対数形によって推定を行った結果が、表4である。誤差項の不均一分散についてチェックしたところ、1%有意水準で、均一分散であるとの帰無仮説が棄却されたため、標準誤差は不均一分散一致推定誤差（HCSE: heteroscedasticity consistent standard error）によって計算している。RESET検定の帰無仮説（定式化の誤りが無い）が棄却され、除外変数の存在が指摘されているが、各属性変数の符号条件、有意性ともに良好なパフォーマンスを示しており、まずはこの推定結果についてみていくことにする。

推定されたパラメータはほぼ全てが有意で、符号は通常予想される条件を満たす。例えば、山手線からの所要時間や駅までの所要時間が長くなるにつれ、また、バスを使用する場合の方が、物件の価格が有意に低くなることがみてとれる。地裁ダミー（基準：さいたま地裁）をみると、東京地裁管轄下の競売物件は他地域より有意に価格水準が高いことがわかる¹⁹。地目ダミー（基準：宅地）は、山林・田畑や雑種地が宅地に比べ有意に低価格であることを示している。用途ダミー（基準：市街化区域外）は、商業地が最も高価格であり、次いで住宅地、工業地、市街化区域外となっていることを示している。利用状況ダミー（基準：更地）からは、件外物件は価格の押し下げ要因となることがわかる。長期賃借権や法定地上権は、買受け後の土地利用を制限するため、価格に負の影響を与えている。また、傾斜地や接道義務を果たしていないことも低価格化の要因となっている。

（ロ）拡張モデルの推定

基本モデルでは、RESET検定の帰無仮説が棄却され、除外変数の存在による定式化の誤りがある可能性が高い。これは「土地のみ」のサンプルに多様な利用形態の土地が混在しているにもかかわらず、全物件に共通の属性調整を施した結果、調整が十分になされなかったためかもしれない。例えば、駐車場と山林・田畑では、土地の価値を測る尺度が異なることが予想されるため、各属性変数について、有意性や係数の大きさに違いが出ることが考えられる。そこで、説明変数のパラメータが全サンプル共通であるという制約を外し、土地の利用状況ごとに異なるパラメータを取るように、各説明変数に利用状況ダミーをかけたモデル（「基本モデル」に対して「拡張モデル」と呼ぶ）を設定し、基本モデルと同様にボックス＝コックス検定および推定を行った²⁰。

19 「地裁ダミー」、「地目ダミー」、「用途ダミー」、「利用状況ダミー」では、それぞれ、「さいたま地裁」、「宅地」、「市街化区域外」、「更地」を0に基準化している。したがって、これらのダミーにかかるパラメータは、基準となる属性との相対的な大小関係を表す。

20 利用状況以外にも、地裁、用途、地目、それぞれのダミーを各説明変数とかけあわせたモデルも推定した（指数は付図上段参照、推定結果の掲載略）。これらの交差項を含んだモデルでは、RESET検定が改善し、得られたヘドニック指数は基本モデルのそれと似た推移を示すという点は、以下に述べる利用状況によるモデルと同様である。

表4 土地のみ・ヘドニック関数の推定結果（基本モデル）

被説明変数：落札価額（対数値）
説明変数

定数項	14.08	(0.34)***
山手線までの所要時間（対数値）	-0.31	(0.02)***
最寄り駅までの所要時間（対数値）	-0.27	(0.03)***
バス・ダミー	-0.32	(0.05)***
土地面積（対数値）	0.81	(0.02)***
容積率（対数値）	0.13	(0.04)***
傾斜地ダミー	-1.29	(0.17)***
接道義務ダミー	-0.51	(0.09)***
地域ダミー		
東京地裁	0.17	(0.07)**
横浜地裁	-0.09	(0.07)
千葉地裁	-0.29	(0.06)***
地目ダミー		
山林・田畑	-0.42	(0.06)***
雑種地	-0.24	(0.05)***
用途ダミー		
住宅地	1.04	(0.07)***
商業地	1.29	(0.08)***
工業地	0.84	(0.09)***
利用状況ダミー		
件外物件あり	-0.29	(0.04)***
駐車場	0.34	(0.04)***
山林・田畑		
雑種地	-1.29	(0.13)***
雑種地	-0.47	(0.07)***
権利関係ダミー		
長期賃借権あり	-0.93	(0.07)***
法定地上権あり	-0.59	(0.12)***
タイム・ダミー		
D1993	-0.22	(0.13)*
D1994	-0.33	(0.10)***
D1995	-0.63	(0.10)***
D1996	-0.79	(0.10)***
D1997	-0.89	(0.10)***
D1998	-1.14	(0.09)***
D1999	-1.37	(0.09)***
D2000	-1.44	(0.09)***
D2001	-1.51	(0.09)***
D2002	-1.55	(0.12)***
決定係数	0.65	
標準誤差	0.88	
RESET (2)	10.01	[0.002]**
サンプル数	3,487	

備考：1. ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

2. () 内の数値は標準誤差。誤差項の分散が不均一分散を示しているため、ホワイトの方法による不均一分散一致標準誤差を利用して推定している。
3. [] 内の数値は p 値。
4. 山手線までの所要時間は0を含む系列であるため、全体に1を加えた後に対数値変換している。

具体的には以下の式を推定する。

$$\ln P_i = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln X_{ij} + \sum_{k=1}^m \delta_k D_{ik} + \sum_{j=1}^n \sum_{h=1}^l \gamma_{jh} \ln X_{ij} \cdot \tilde{D}_{ih} + \sum_{k=1}^{m-1} \sum_{h=1}^l \theta_{kh} \tilde{D}_{ik} \cdot \tilde{D}_{ih} + TD_i + \epsilon_i \quad (6)$$

基本モデルに含まれる変数に加え、ダミー変数 D_{ik} から取り出された「利用状況」ダミー \tilde{D}_{ih} と、各属性変数 X_{ij} およびその他のダミー変数 \tilde{D}_{ik} との交差項が入っている。

ボックス=コックス検定の結果は表5である。検定の結果、片側BC形に対する検定では片側対数形が支持されたが、両側BC形に対し、片側BC形は棄却されているため、両側BC形が支持されている。ただし、基本モデルの推定結果と同様、ボックス=コックス・パラメータが限りなく0に近い場合、以下では両側対数形に基づいた分析結果を報告する。なお、拡張モデルではRESET検定の帰無仮説は5%有意水準では棄却されず、基本モデルに比して改善している。誤差項の不均一分散が認められたため、基本モデルと同じくHCSEを計算した。

表5 ボックス=コックス検定（拡張モデル）

	λ_0	対数尤度	尤度比検定（両）	尤度比検定（片）
両側BC形	0.001	-64420.5		
片側BC形	0.003	-64798.0	755(***) [$\lambda_1=1$]	
両側対数形		-64450.3	59.6(***) [$\lambda_0=\lambda_1=0$]	
片側対数形		-65798.2	755.4(***) [$\lambda_0=0, \lambda_1=1$]	0.4() [$\lambda_0=0$]
線形		-76193.1	23545.2(***) [$\lambda_0=\lambda_1=1$]	22790.2(***) [$\lambda_0=1$]

備考：表3の備考を参照。

推定の結果は表6である。表の左パネルは、このモデルの基準となる「更地」の推定値であり、中央・右パネルは、(1)件外物件あり、(2)駐車場、(3)山林・田畑、(4)雑種地の各ダミーを残りの説明変数にかけた交差項の推定値である。中央・右パネルの各係数の大きさは、基準となる「更地」に対する相対関係を表す。例えば、(2)駐車場の山手線までの所要時間は、基準である更地の推定値-0.43と、(2)の推定値0.23の合計値-0.20が駐車場の係数となる。0.23というプラスの値は、駐車場では山手線からの所要時間が長くなるほど、値段が高くなることを示しているのではなく、更地に比べれば、山手線からの所要時間の長さが値段を引き下げないということである。

表6 土地のみ・ヘドニック関数の推定結果（拡張モデル）

被説明変数：落札価額（対数値）	基準：更地		(1) 件外物件ありダミー		(2) 駐車場ダミー		(3) 山林・田畑ダミー		(4) 雑種地ダミー	
定数項	15.69	(0.55) ***	-3.49	(0.86) ***	-3.60	(0.82) ***	3.02	(1.72) *	0.77	(0.98)
山手線までの所要時間（対数値）	-0.43	(0.04) ***	0.20	(0.06) ***	0.23	(0.05) ***	-1.21	(0.28) ***	-0.28	(0.12) **
最寄り駅までの所要時間（対数値）	-0.35	(0.04) ***	0.18	(0.07) ***	0.18	(0.07) ***	0.11	(0.16)	0.20	(0.10) **
バス・ダミー	-0.43	(0.07) ***	0.27	(0.11) **	0.07	(0.13)	-0.06	(0.28) *	-0.08	(0.18)
土地面積（対数値）	0.74	(0.04) ***	0.18	(0.05) ***	0.25	(0.05) ***	0.07	(0.10)	0.04	(0.07)
容積率（対数値）	0.03	(0.07)	0.18	(0.11) *	0.33	(0.10) ***	0.51	(0.19)	0.11	(0.12)
傾斜地ダミー	-1.38	(0.26) ***	-0.56	(0.64)	0.72	(0.29) **	1.15	(0.39) ***	0.11	(0.39)
接道義務ダミー	-0.59	(0.13) ***	0.07	(0.20)	0.31	(0.23)	0.33	(0.34)	0.07	(0.28)
地域ダミー										
東京地裁	0.18	(0.09) *	0.24	(0.16)	0.43	(0.16) ***	0.26	(0.52)	-0.97	(0.24) ***
横浜地裁	-0.07	(0.10)	0.29	(0.16) *	0.44	(0.16) ***	-1.10	(0.45) **	-0.67	(0.20) ***
千葉地裁	-0.25	(0.09) ***	0.11	(0.17)	0.27	(0.15) *	-0.57	(0.44)	-0.40	(0.21) *
地目ダミー										
山林・田畑	-0.50	(0.08) ***	0.27	(0.15) *	0.22	(0.14)	0.96	(0.36) ***	0.15	(0.18)
雑種地	-0.30	(0.07) ***	0.29	(0.15) *	0.00	(0.12)	0.59	(0.44)	0.13	(0.19)
用途ダミー										
住宅地	0.99	(0.11) ***	-0.06	(0.20)	-0.67	(0.19) ***	-0.11	(0.29)	0.14	(0.19)
商業地	1.14	(0.11) ***	0.07	(0.20)	-0.68	(0.20) ***	0.54	(0.57)	0.63	(0.28) **
工業地	0.90	(0.18) ***	-0.33	(0.24)	-0.73	(0.24) ***	0.10	(0.57)	0.33	(0.35)
権利関係ダミー										
長期賃借権あり	-0.85	(0.07) ***								
法定地上権あり	-0.60	(0.12) ***								
タイム・ダミー										
D1993	-0.24	(0.12) *								
D1994	-0.35	(0.10) ***								
D1995	-0.63	(0.09) ***								
D1996	-0.81	(0.09) ***								
D1997	-0.89	(0.09) ***								
D1998	-1.15	(0.09) ***								
D1999	-1.35	(0.09) ***								
D2000	-1.43	(0.09) ***								
D2001	-1.51	(0.09) ***								
D2002	-1.57	(0.12) ***								
決定係数	0.69									
標準誤差	0.84									
RESET (2)	3.15	[0.08]								
サンプル数	3,487									

備考：表4の注を参照。

左パネルの更地の推定結果における、係数の有意性や符号条件は、前出の基本モデルとほぼ同じである。また、中央・右パネルの交差項の推定結果も、概ね通常の解釈ができる。

(八) ヘドニック価格指数の算出

以上の推定結果から、ヘドニック価格指数を算出した結果が図6である。左側3つのパネルには1992年=1とした指数²¹、右側3つのパネルには前年比(%)が示されている。

上段パネルをみると、首都圏の競売地価は、(i)バブル崩壊後、最近期まで一貫して下落し、2002年には1992年比2割程度の水準にまで下がっていることがわかる。もっとも、(ii)1990年代前半には年間-20%前後の下落率であったものが、2000年頃から-5~-10%の下落率にまで下げ幅を縮小させている。また、(iii)下げ幅の縮小過程において、1997年にかけて、いったん下げ幅を縮小させた後、折からの金融ショックの影響で再び拡大したというように、下げ幅の縮小が一本調子ではなかったことも特徴的である。こうした特徴点は、基本モデルでも拡張モデルでも同じである。金融危機の後を除いて下げ幅が徐々に縮小したという点は、図2でみた売却率の推移と平仄がとれており、基調的には、この間の需給動向を反映したものと考えられる。

これを東京圏の公示地価の動きと比較したのが中段パネルである。特徴的な点として、(A)左側の指数をみると、ヘドニック指数は公示地価に比して下方に乖離しており、1992年以降一貫して、両者の乖離幅は拡大してきた、(B)右側の前年比をみると、ヘドニック指数のボラティリティが公示地価に比べかなり大きい、(C)公示地価が1995年と1998年に上昇したのに対し、ヘドニック指数は、公示地価に先行して1994年と1997年に上昇したことがあげられる。このうち(A)の点(ヘドニック指数の下方乖離)は、バブル期に設定され、その後不良債権化したような担保について、回収見込み額(裏を返せば不良債権処理損)を推計する際、公示地価を基準として担保を評価すると過大評価(処理損については過小評価)になりやすいことを示唆している²²。なお、公示地価の代わりに市街地価格指数でみても、定性的には同じ特徴がみられる。

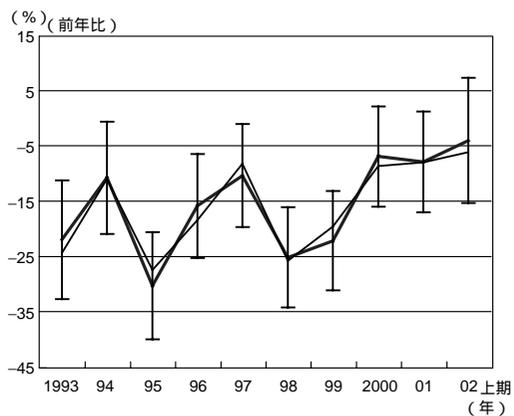
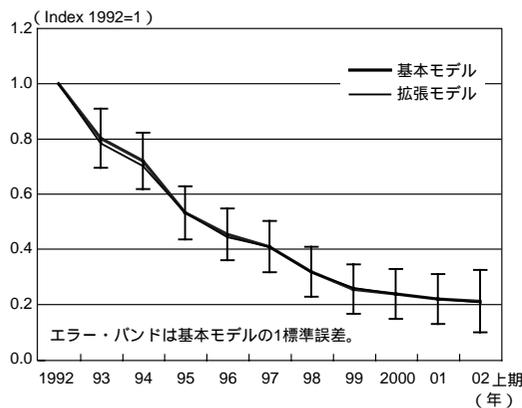
また、公示地価との相違は、不動産競売市場が需給動向を敏感に反映する「限界的な市場」という性格を有しているからとも考えられる。公示地価と競売地価の指

21 対数形による推定を行っているため、タイム・ダミーの係数を真数化することにより価格指数を算出することができる。

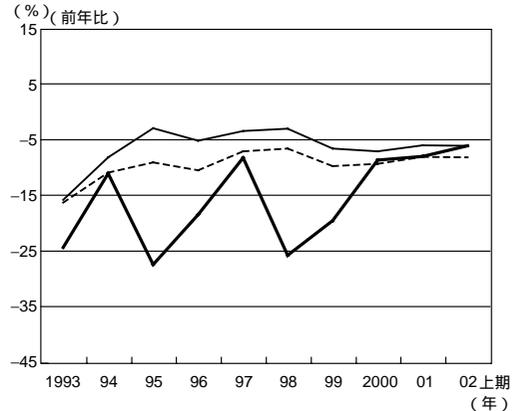
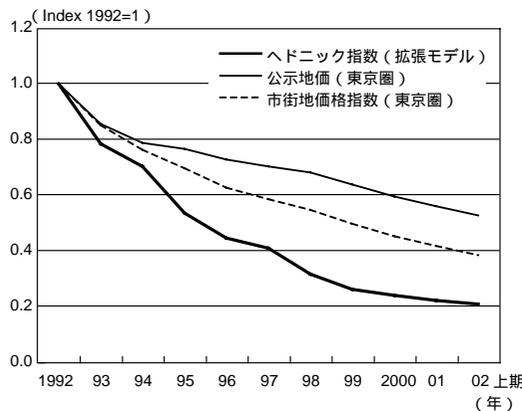
22 不良債権の担保評価に当たっては、(各銀行によってまちまちではあるが)過去の処分事例に基づいた掛け目を適用して、保守的に評価しているほか、不動産鑑定士による鑑定を別途実施するケースもあり、必ずしも公示地価の上方バイアスがそのまま影響するわけではない。もっとも、金融機関は、担保処分の行いやすい優良物件から処分を行っているため、現在保有している不良債権の担保に対する処分掛け目が十分でないとの指摘があるほか、不動産鑑定士の鑑定価格は、結局のところ、公示地価に強く影響されやすいとの指摘もなされている。

図6 土地のみ・ヘドニック指数

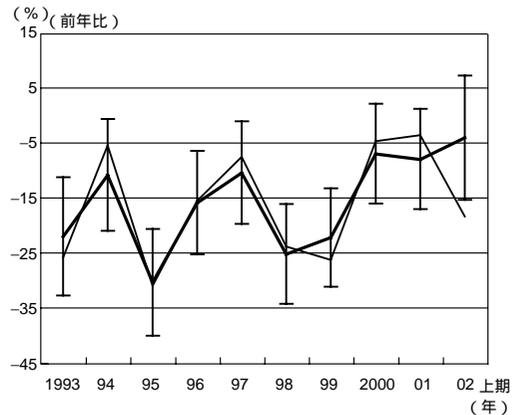
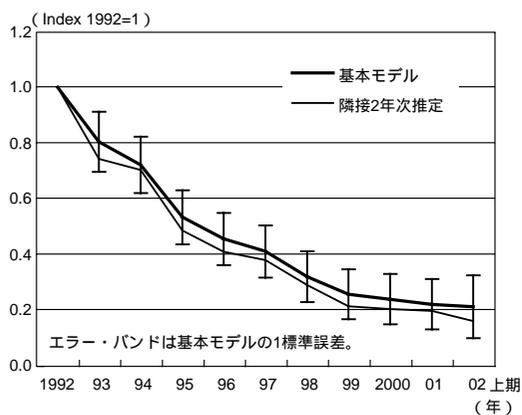
(1) ヘドニック指数・基本モデルと拡張モデル



(2) ヘドニック指数と公示地価・市街地価格指数



(3) 通期推定と隣接2年次推定



備考：隣接2年次推定では、基本モデルの定式化に基づいて推定を行っている。

数水準の乖離やボラティリティの差は、西村・清水〔2002〕で確認された鑑定価格と取引価格の差をはるかに上回るものがある。2節で指摘したように、不動産競売市場は参加者が制限されたプロ向けのマーケットという色彩が強く、競売地価は、不良債権処理の進捗状況をはじめとした需給動向により感応的に決まっていると思われる。この結果、価格変化は早く（特徴点(C)）、振幅が大きくなった（特徴点(B)）。このような市場に、バブル崩壊後の不良債権処理にあわせて、一般市場で売却困難な物件が大量に供給されたため、一般の物件価格よりも大幅な価格下落を示した（特徴点(A)）と考えられる。

なお、上記の指数は、通期サンプルによる推定パラメータに基づいており、期間を通じて価格形成に構造変化がないことを仮定しているため、隣接する2年ごとにサンプルを区切った「隣接2年次推定」を行い、通期サンプルによる推定結果との比較を行った（図6下段パネル）。サンプル数が少ない2002年上期を除き、両者は極めて近い動きを示しており、通期サンプルによる推定結果は頑健であることが確認された。

（二）用途別、地域別ヘドニック価格指数の試算

全サンプルを用いて算出したヘドニック価格指数に加え、サンプルを用途別、地域別に分割して、指数を算出したものが図7である（推定結果は付表1、2）。

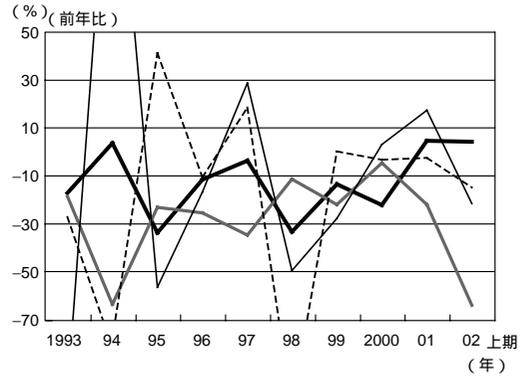
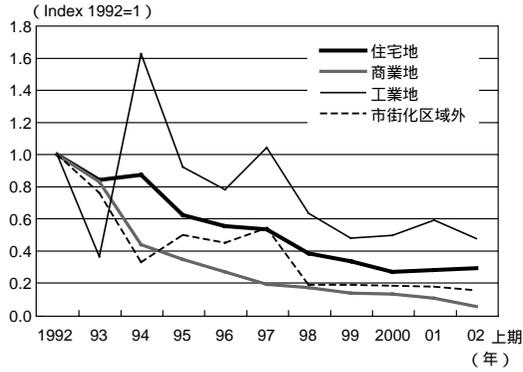
上段パネルの用途別指数をみると、工業地と市街化区域外の土地についてはサンプル数が限られているためボラティルな動きになっており、標準誤差も大きいことから指数の推移を的確に追うことは難しい。ただし、商業地と住宅地については、商業地の下落が先行し、住宅地が追随した様子がみてとれる。中段パネルの地域別指数では、東京の下落が他地域（神奈川、千葉、埼玉）より若干速く進んだことがうかがえる。なお、2002年上期について、商業地（上段右パネル）、東京（中段右パネル）で前年比-40～-50%と大幅なマイナスとなったのは、当該期間のサンプル数が少なく（2002年上期の商業地のサンプル数は13件、東京は31件、図4参照）、異常値の影響を受けたものと思われる。

この用途別、地域別の指数を、各年の金額ウエイト（=年間取引総額）で集計した結果が図7下段である。前年比で見れば、ほぼどの年も、拡張モデルの1標準誤差のエラー・バンド内におさまるなど、趨勢的には、前述の拡張モデルと似た動きを示している²³。2002年上期で、用途別、地域別の集計指数が下落幅を拡大しているのは、上でみたように、異常値の影響を拾った可能性が高い（拡張モデルでは、2002年上期のサンプルは138件あり、用途別や地域別の推定に比べて異常値の影響を受けにくい）。

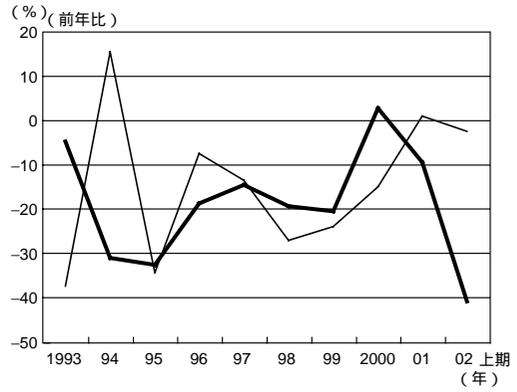
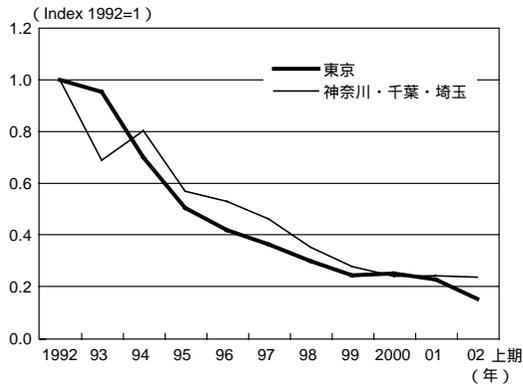
23 なお、金額ウエイトの代わりに数量ウエイト（=年間取引件数）を用いて集計を行った場合にも、同様な結果が得られた。

図7 土地のみ・ヘドニック指数（用途別・地域別）

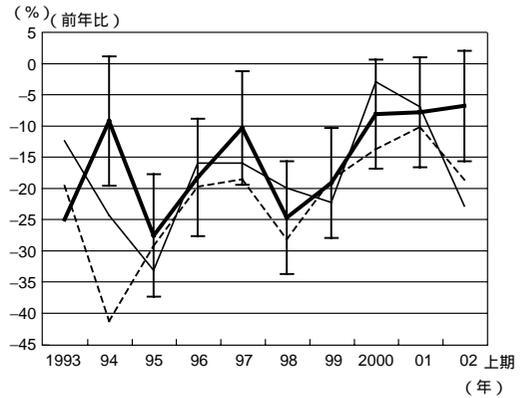
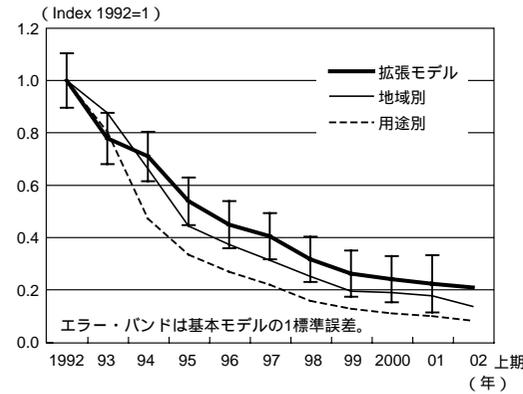
(1) 用途別



(2) 地域別



(3) 金額ウエイトによる集計



(3) 「土地付き建物」ヘドニック価格指数

次に、「土地付き建物」についても同様に、ヘドニック関数を推定し、指数を導出する。前述のとおり、「土地付き建物」は、建物価格の影響を受けることが否めず、土地建物一体の価格指数が導出されることとなるが、サンプル数が26,385件と十分に確保されており、「土地のみ」で得られた結果の頑健性をチェックするデータとして用いることができよう。

(イ) モデル推定

まず、推定モデルの定式化は、基本的に「土地のみ」の基本モデルと同じである。相違点は、(i)「利用状況」は「件外物件あり」を除いて説明変数から落とす(「土地付き建物」については、定義により「更地」、「山林・田畑」といった利用状況にはならない)一方、(ii)建物の属性情報(「建物面積」、「築年数」、「建物種別ダミー」)を説明変数に加え、(iii)権利関係ダミーとして短・長期賃借権ダミー(「短期賃借権」もしくは「長期賃借権」が設定されているときに「1」となるダミー)を取り入れ、(iv)「土地のみ」では有意でないため説明変数から外していた「私道負担ダミー」を付加している点である(「土地付き建物」の基本モデル)。さらに、この短・長期賃借権ダミーの係数が建物種別によって異なる可能性を想定し、建物種別ごとにパラメータ・ダミーを付加した推定も行った(「土地付き建物」の拡張モデル)²⁴。なお、「第三者占有」については、井出[2000]、戸田・井出[2000]と異なり、有意にならなかったため、説明変数から除外している²⁵。

ボックス=コックスの検定の結果、基本モデル、拡張モデルとも両側BC形が選択された(表7)。しかし、土地のみと同様に、ボックス=コックスパラメータが限りなく0に近い場合、両側対数形とほぼ同一の結果となる。

24 このほかに、「土地のみ」のケースと同じく(脚注19)地裁、用途地域、地目、それぞれのダミーを各説明変数とかけあわせたモデルも推定した(指数は付図下段、推定結果の掲載略)。これらのモデルは、地域別の場合を除いて、RESET検定をクリアした。得られたヘドニック指数は基本モデルのそれと似た推移を示すという点は、「土地のみ」のケースと同様である。

25 具体的には、説明変数に(i)短・長期賃借権ダミーを外し、第三者占有ダミーを入れた場合、(ii)短・長期賃借権ダミーと第三者占有ダミーの双方を入れた場合、(iii)第三者占有と短・長期賃借権ダミーの有無を組み合わせさせた場合(「第三者占有：有+短・長期賃借権：有」、「第三者占有：有+短・長期賃借権：無」、「第三者占有：無+短・長期賃借権：有」、「第三者占有：無+短・長期賃借権：無」)の3通りについて推定を行ったが、いずれも有意にならなかった。占有権限などの情報を加味したコントロールを行えば、第三者占有は有意になるのかもしれない。しかし、こうした情報は、記載情報が簡略化された『週刊住宅情報』では、利用可能ではない。

表7 ボックス=コックス検定

(1) 基本モデル

	λ_0	対数尤度	尤度比検定 (両)	尤度比検定 (片)
両側BC形	-0.012	-479640		
片側BC形	-0.084	-479614	1994 χ^2 (***) [$\lambda_1=1$]	
両側対数形		-479656	3 χ^2 (***) [$\lambda_0=\lambda_1=0$]	
片側対数形		-479826	2037 χ^2 (***) [$\lambda_0=0, \lambda_1=1$]	2034 χ^2 (***) [$\lambda_0=0$]
線形		-549511	13974 χ^2 (***) [$\lambda_0=\lambda_1=1$]	13971 χ^2 (***) [$\lambda_0=1$]

(2) 拡張モデル

	λ_0	対数尤度	尤度比検定 (両)	尤度比検定 (片)
両側BC形	-0.012	-479606		
片側BC形	-0.084	-489545	1987 χ^2 (***) [$\lambda_1=1$]	
両側対数形		-479623	34 χ^2 (***) [$\lambda_0=\lambda_1=0$]	
片側対数形		-489754	2029 χ^2 (***) [$\lambda_0=0, \lambda_1=1$]	2026 χ^2 (***) [$\lambda_0=0$]
線形		-549492	13977 χ^2 (***) [$\lambda_0=\lambda_1=1$]	13973 χ^2 (***) [$\lambda_0=1$]

備考：表3の備考を参照。

以下、「土地のみ」のケースと同じく、両側対数形の推定結果に沿って分析を進める（表8）。本推定式では、基本モデルでもRESET検定による定式化の誤りが認められなかった。「土地のみ」の推定結果と比べると、「横浜地裁」が有意に正になった点を除いて、各変数の有意性や符号条件はほぼ同じである。「土地付き建物」で新たに付加された変数をみると、「建物面積」は有意に正、「築年数」は有意に負、「私道負担ダミー」は有意に負になっている。「建物種別」（基準：その他）では、「作業所」、「工場・倉庫」、「ホテル・旅館」が有意に負になっている。

「短・長期賃借権」は「土地のみ」の「長期賃借権」と同じく、有意に負になっており、買受け後に利用制限されることが、価格にマイナスの影響を与える点は同じである。ただし、拡張モデルをみると（表9）、係数は「住居」で有意に負、「店舗」で有意に正の符号となっている。これは、住居は主に居住目的で購入されるため、賃借人の存在は利用の制約となるのに対し、店舗のような商業用建物は賃借人（テナント等）が存在する場合には賃貸料収入を得ることが可能となるため、賃借

表8 土地付き建物・ヘドニック関数の推定結果（基本モデル）

被説明変数：落札価額（対数値）		
説明変数		
定数項	14.35	(0.09)***
山手線までの所要時間（対数値）	-0.24	(0.01)***
最寄り駅までの所要時間（対数値）	-0.15	(0.01)***
バス・ダミー	-0.30	(0.01)***
土地面積（対数値）	0.52	(0.01)***
建物面積（対数値）	0.41	(0.01)***
築年数（対数値）	-0.13	(0.01)***
件外物件ダミー	-0.17	(0.03)***
私道負担ダミー	-0.10	(0.02)***
接道義務ダミー	-0.32	(0.03)***
地域ダミー		
東京地裁	0.45	(0.01)***
横浜地裁	0.35	(0.01)***
千葉地裁	-0.07	(0.01)***
地目ダミー		
山林・田畑	-0.15	(0.02)***
雑種地	-0.01	(0.03)
用途ダミー		
住宅地	0.37	(0.02)***
商業地	0.47	(0.02)***
工業地	0.22	(0.02)***
建物種別ダミー		
住居	0.05	(0.06)
事務所	0.02	(0.06)
作業所	-0.14	(0.07)**
店舗	0.00	(0.06)
工場・倉庫	-0.18	(0.07)***
ホテル・旅館	-0.31	(0.09)***
集合住宅	-0.10	(0.06)
権利関係ダミー		
短・長期賃借権あり	-0.02	(0.01)*
タイム・ダミー		
D1993	-0.13	(0.04)***
D1994	-0.27	(0.04)***
D1995	-0.42	(0.04)***
D1996	-0.51	(0.04)***
D1997	-0.60	(0.04)***
D1998	-0.72	(0.04)***
D1999	-0.83	(0.04)***
D2000	-0.86	(0.04)***
D2001	-0.92	(0.04)***
D2002	-0.97	(0.04)***
決定係数	0.71	
標準誤差	0.52	
RESET (2)	0.80	[0.37]
サンプル数	26,385	

備考：表4の備考を参照。

表9 土地付き建物・ヘドニック関数の推定結果（拡張モデル）

被説明変数：落札価額（対数値）		
説明変数		
定数項	14.36	(0.09) ***
山手線までの所要時間（対数値）	-0.24	(0.01) ***
最寄り駅までの所要時間（対数値）	-0.15	(0.01) ***
バス・ダミー	-0.30	(0.01) ***
土地面積（対数値）	0.52	(0.01) ***
建物面積（対数値）	0.41	(0.01) ***
築年数（対数値）	-0.13	(0.01) ***
件外物件ダミー	-0.17	(0.03) ***
私道負担ダミー	-0.10	(0.02) ***
接道義務ダミー	-0.32	(0.03) ***
地域ダミー		
東京地裁	0.45	(0.01) ***
横浜地裁	0.35	(0.01) ***
千葉地裁	-0.06	(0.01) ***
地目ダミー		
山林・田畑	-0.15	(0.02) ***
雑種地	-0.01	(0.03)
用途ダミー		
住宅地	0.37	(0.02) ***
商業地	0.46	(0.02) ***
工業地	0.22	(0.02) ***
建物種別ダミー		
住居	0.06	(0.06)
事務所	0.02	(0.06)
作業所	-0.14	(0.07) **
店舗	-0.03	(0.06)
工場・倉庫	-0.17	(0.07) **
ホテル・旅館	-0.30	(0.10) ***
集合住宅	-0.11	(0.06) *
権利関係（建物種別パラメータ・ダミー）		
短・長期賃借権あり		
住居	-0.14	(0.02) ***
事務所	0.01	(0.03)
作業所	-0.05	(0.06)
店舗	0.06	(0.02) ***
工場・倉庫	-0.07	(0.07)
ホテル・旅館	-0.05	(0.16)
集合住宅	0.01	(0.02)
タイム・ダミー		
D1993	-0.13	(0.04) ***
D1994	-0.28	(0.04) ***
D1995	-0.42	(0.04) ***
D1996	-0.52	(0.04) ***
D1997	-0.60	(0.04) ***
D1998	-0.72	(0.04) ***
D1999	-0.83	(0.04) ***
D2000	-0.87	(0.04) ***
D2001	-0.92	(0.04) ***
D2002	-0.97	(0.04) ***
決定係数	0.71	
標準誤差	0.52	
RESET (2)	0.71	[0.40]
サンプル数	26,385	

備考：表4の備考を参照。

権が設定されている物件が優良な物件と認識されることを表しているのだろう²⁶。

(ロ) ヘドニック価格指数の算出

前節の推定結果に基づいて価格指数を導出した結果が図8である。基本モデルと拡張モデル(上段パネル) 通期推定と隣接2年推定(中段パネル)で、算出された指数にほとんど差がないということは、「土地のみ」のケースと同じである。特に、基本モデルと拡張モデルは、ほとんど差異がないため、グラフ上、全く同じ推移を示している。また、「土地付き建物」と「土地のみ」のヘドニック価格指数を比較すると(下段パネル)(1)バブル崩壊後、一貫して前年水準を下回ったこと、(2)下落幅は縮小傾向にあること、(3)金融危機後には下落幅が拡大したことなど、定性的にみて大きな特徴点は共通している。

ただし、「土地付き建物」の方が「土地のみ」に比べてボラティリティが小さい。これは、「土地付き建物」の方が各物件が均質的であり、かつサンプル数が多く、異常値の影響を受けにくいと考えられる。実際に、土地のみ、土地付き建物の各サンプルについて、土地単価の変動係数(標準偏差/平均)をみると²⁷、土地のみの2.81に対し、土地付き建物は1.58と小さい値を示しており、より均質なサンプルになっていることがわかる。

また、「土地付き建物」は「土地のみ」に比べて、ほとんどの年において下落幅が小さい。この背景には、(1)バブル期に、更地に代表される「土地のみ」の物件価格が「土地付き建物」よりも高騰したため、その後、より大幅な価格調整圧力が加わった、(2)ヘドニック関数において建物の属性を完全にはコントロールしきれていない、(3)建物付きの物件の方が、その土地には何らかの利用価値があり、需要は底堅く、バブル崩壊以降の需給バランスの悪化が軽微であったなどの可能性が考えられる。

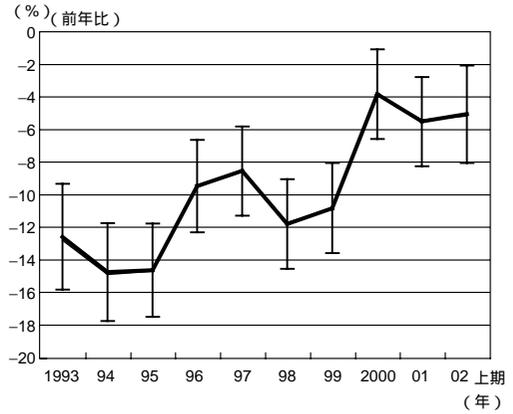
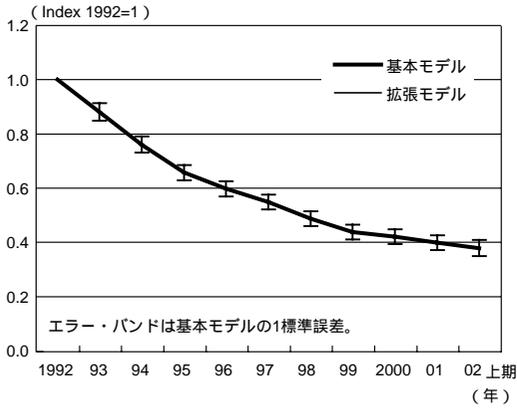
全サンプルを用いて算出したヘドニック価格指数に加え、サンプルを用途別、地裁別に分割して、指数を算出したものが図9である(推定結果は付表3、4)。ほとんどのケースでRESET検定が棄却されているため、推定にはまだ改善の余地があるが、商業地(上段パネル) 東京(中段パネル)の下落が先行し、集計された指数が基本モデル、拡張モデルと同様の推移を示す(下段パネル)という点は、「土地のみ」と同じである。また、用途別推定の短・長期賃借権ダミーに注目すると、住宅地で有意に負、商業地で有意に正、工業地、市街化区域外では有意にならないという結果を得た(付表3)。これは、用途地域とその地域に建設される建物の間にはある程度の相関があることから、拡張モデルにおける、住居の係数が負、店舗の係数が正という結果と整合的であるといえる。

26 田口・井出[2002]では、落札率を被説明変数とした関数推定で、法定地上権および長期賃借権ダミーを説明変数に取り入れ、このダミーの係数が住宅地で有意に負、商業地では正(ただし有意ではない)となる結果を導いた。本分析はこの結果と整合的といえる。

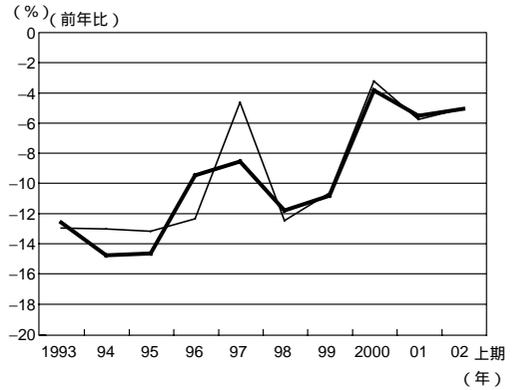
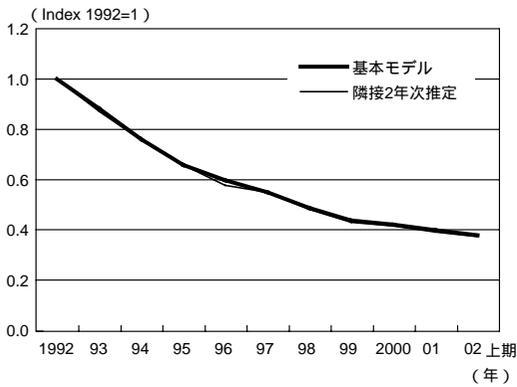
27 ここでは、便宜的に土地付き建物についても価額を土地面積で除した単価を用いている。

図8 土地付き建物・ヘドニック指数

(1) 基本モデルと拡張モデル



(2) 通期推定と隣接2年推定



(3) 土地付き建物ヘドニック指数・土地のみヘドニック指数

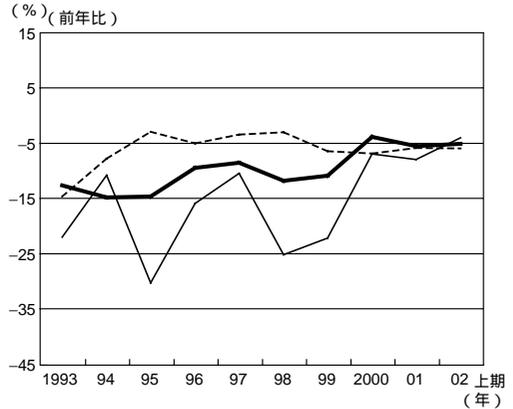
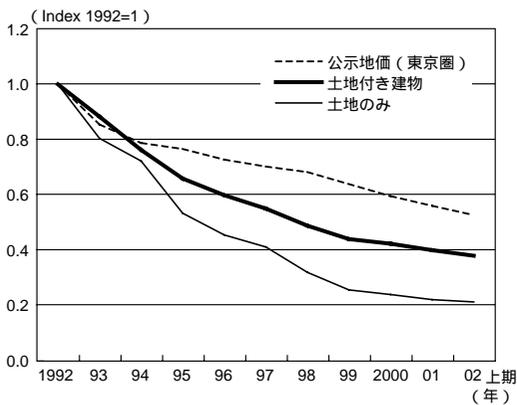
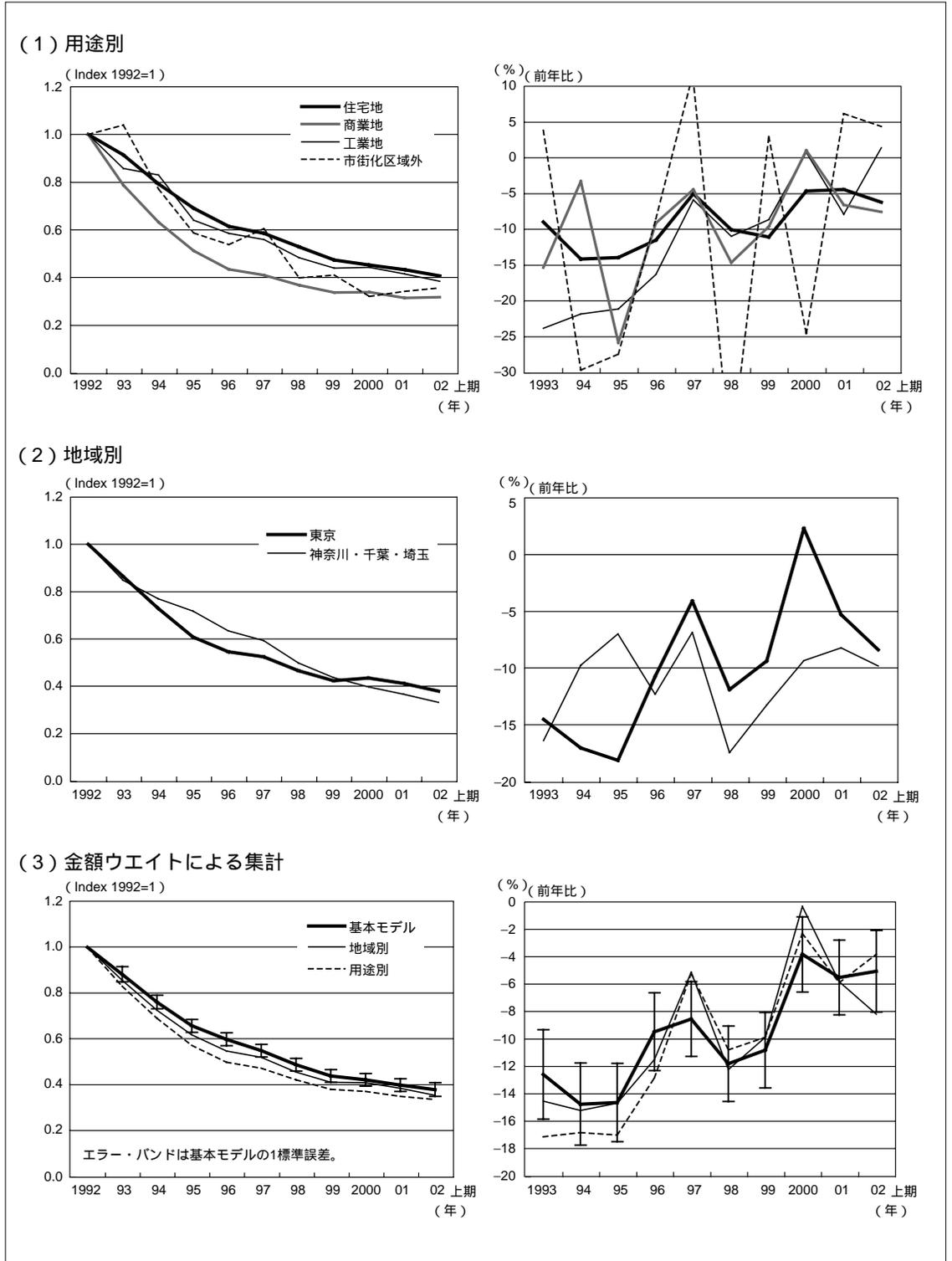


図9 土地付き建物・ヘドニック指数（用途別・地域別）



(八) 空間自己相関

最後に、あくまでも簡易的ではあるが、空間自己相関の有無について検定を行う。

ここでは、最もスタンダードな検定の1つである、Anselin [1988] のラグランジェ乗数検定のうち、 LM_{err} 検定と呼ばれる検定を行う²⁸。具体的には、以下の式において、 $\lambda=0$ という帰無仮説をLM検定する。帰無仮説が棄却されなければ、近隣物件の価格との空間自己相関は認められないこととなる。

$$\epsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \epsilon_{jt} + v_{it} \quad (7)$$

ただし、 ϵ_{it} は物件*i*のOLS推定残差、 W_{ij} は近隣物件*j*の残差 ϵ_{jt} にかかるウエイト、 v_{it} は誤差項である。ウエイトの作成方法には、いくつかの可能性が考えられるが、ここでは、物件*i*と物件*j*の距離 d_{ij} の逆数を用いたウエイト1: $(1/d_{ij})/\sum(1/d_{ij})$ 、およびその2乗項を用いたウエイト2: $(1/d_{ij}^2)/\sum(1/d_{ij}^2)$ の2通りを用意した。

なお、Anselin [1988] では、本節で用いた LM_{err} 検定のほかに、次式において $\rho=0$ という帰無仮説を検定する LM_{lag} 検定も提案されている (P は物件価格、 X は属性変数)。

$$P_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} P_{jt} + \beta X_{it} + \epsilon_{it}$$

本稿では、競売物件という個性性が強く、価格に大きなばらつきのある物件を扱っているため、直接、価格を説明変数とする LM_{lag} 検定よりは、 LM_{err} 検定の方が望ましいと考え、推定残差を用いる LM_{err} 検定のみを行うこととした。

本検定を、本稿で分析対象とした物件全てについて行うのは、多大な作業を伴うため、ここでは2001年に落札された物件について、以下のような限定的なサンプルに基づいて検定を行った。ケースAでは、たかだか54件の物件数とはいえ、全ての物件の組み合わせ(1,431通り)の距離を調べる必要が生じるため、作業としてはかなりの労力を強いられる。そこで、かなりラフな近似ではあるが、物件間の距離を最寄り駅の駅間距離で代替するケースBも考えることとした。

ケースA：任意の駅を1つ選択し、当該駅を最寄り駅とする物件について、所在地を元に物件間の距離を測定し、その距離を近隣物件ウエイトとした。具体的には、充分なサンプル数を確保できる「土地付き建物」のうち、最も落札数の多かった本厚木駅を最寄り駅とする物件(54件)を抽出し、物件の所在地を地図ソフト((株)アルプス「プロアトラスW2」)上にプロットし、物件間の距離を測定した。

28 空間自己相関のテストとしては、このほかに、“Moran’s I test”、“Kelejian-Robinson test”などがある。詳しくは、Anselin and Hudak [1992]、Kelejian and Robinson [1992] を参照。

ケースB：同一沿線上の連続する任意の駅を5駅選択し、それらの駅を最寄り駅とする物件を抽出し、物件間の距離は駅間の距離で代替した。具体的には、他の沿線との入り組みが少ない、東海道沿線上の藤沢・辻堂・茅ヶ崎・平塚・大磯の5駅を最寄りとする物件（56件）を抽出した。

表10は、(7)式の λ についてLM検定を行った結果である。ケースA、B共に、帰無仮説（ $\lambda=0$ ）を棄却しておらず、空間自己相関の存在は認められない。当然のことながら、ここでの結果は抽出された特定サンプルの検定に基づくものであり、空間自己相関の存在を完全に否定するものではないが、競売物件のように個別性の強い物件では、近くの物件の価格があまり参考にならない（空間自己相関の度合いが低い）可能性を指し示していると考えられる。

表10 空間自己相関（検定結果）

	ケースA	ケースB
ウエイト1	0.436 (0.509)	0.098 (0.753)
ウエイト2	0.047 (0.828)	0.078 (0.780)
サンプル数	54	56
推定期間	2001年	2001年

備考：1. 自由度1の χ^2 分布に従うLM検定量。

2. () 内は p 値。

5. おわりに

本稿は、首都圏（東京・神奈川・千葉・埼玉）の不動産競売データを整備することにより、バブル崩壊後の競売地価の動向をヘドニック・アプローチにより探った。土地のみの物件、土地付き建物の物件、双方の価格動向をフォローし、以下の結果を得た。

首都圏の競売地価は、バブル崩壊後、一貫して前年水準を下回ったが、1997年の金融危機後を除けば、下落幅は縮小傾向にあることがわかった。こうした動きは、売却率の推移と整合的であり、不動産競売市場の需給動向を反映したものである。

また、競売地価は、鑑定価格をベースにした公示地価に比して、下落幅が大きく、変動が激しく、転換点については先行する傾向があることもわかった。これは、競売地価が、公示地価よりも需給動向に感応的であることを示していると考えられる。

競売不動産のヘドニック・アプローチによる分析は、本稿の分析以外にもさまざまな応用が可能である。今回の分析では、タイム・ダミーの係数に注目して、属性

を調整した競売地価がどのような推移を辿ってきたかに焦点を当てた。ヘドニック・アプローチは、こうした地価指数の計測以外に、個々の物件価格の関数推定値を用いて、過去の取引事例を元にする物件価格がどの程度になるかといった評価を与えることにも利用できる。こうした関数推定値は、不動産担保価値に対して客観的な評価を与え、回収率についての当たりをつけることを可能にする。また、競売不動産の公開入札における最低売却価額に透明性を与え、より円滑な競売を可能にすると考えられる²⁹。今後、不動産競売のデータ蓄積・整備を進める一方で、今回は分析対象外であったマンション価格も含めた形で推定し、ヘドニック関数の推定精度を高めれば、こうした実務ニーズに耐え得るだけのものができることが期待される。

また、競売不動産のみならず、一般的な物件にも、実売価格に基づくヘドニック・アプローチは適用可能である。不完全情報市場と特徴づけられる不動産市場では、サーチ・コストが膨大なものになることが、既の実証されている（西村・浅見・清水 [2002]）。適切な情報開示とともに、ヘドニック・アプローチ等により品質調整済みの価格が明らかになれば、サーチ・コストは引き下げられ、不動産市場の活性化と効率化につながるだろう。この点、実売価格に基づくヘドニック・アプローチの分析が可能になるよう、土地の成約価格を一般に公開し、データの蓄積・整備が進められることが肝要であろう。

29 最低売却価額の設定方法に透明性がなかったことは、不動産競売市場での需要者層に拡がりを欠くこととなった原因の1つとされている（例えば、『金融法務事情』No. 1654、2002年9月25日号を参照）。この点、不動産鑑定士の間では、地域ごとでばらつきのみられた評価基準を統一し、最低売却価額に透明性を与える方向で、議論が進んでいる。

補論．不動産競売市場での回収率

不良債権処理との関係では、実際に競売に持ち込まれた物件から、債権者はどの程度の回収ができたのかにも関心がある。2001年7月～2002年6月までに東京地方裁判所本庁で落札された物件のデータを活用して回収率を計算すると、第1抵当は55.6%、第2抵当は18.6%、平均では34.2%となった。計算に当たっては、第1抵当と第2抵当といった抵当権順位を考慮して、落札価額が第1抵当権者への債権額を上回っているときのみ、第2以降の抵当権者は弁済を受けることとした。地価下落の結果、第2抵当権者以降に弁済がなされないケースも少なくなかった。

次に、こうした回収率が、債権者によってどのように異なるのかを計算した。第1抵当、第2抵当合わせて3,804件の債権者別内訳、および回収率は下表のとおりである。個人向け融資が中心で、第1抵当比率の高い住公関連（住宅金融公庫と公庫住宅融資保証協会）の回収率が最も高く、ついで中小公庫等3公庫（中小公庫、国民公庫、商工中金）となっている。最も低いのは共同債権買取機構であった。

表A-1 債務者別内訳と回収率

	第1抵当	第2抵当	第1 + 第2		回収率
	(件数)	(件数)	(件数)	(%)	(%)
合計	2,348	1,456	3,804	100.0	34.2
公的サービサー	163	67	230	6.0	32.1
共同債権買取機構	70	36	106	2.8	18.8
政府系金融機関	282	150	432	11.4	61.9
住宅金融公庫関連	235	121	356	9.4	64.2
中小公庫等3公庫	47	29	76	2.0	51.2
民間金融機関	872	558	1,430	37.6	42.2
都銀・地銀・地銀2	463	318	781	20.5	40.4
信金	342	204	546	14.4	43.4
信組	67	36	103	2.7	47.4
その他	961	645	1,606	42.2	38.1
商工ローン等	128	54	182	4.8	29.6
その他	833	591	1,424	37.4	39.2

こうした債権者による回収率の違いは、第1抵当、第2抵当といった抵当順位や、法人、個人といった債務者区分（個人の方が回収率が高い傾向にある）の構成要素の違いを反映したものである。加えて、以下のような要因も作用したと考えられる。

公的サービサー³⁰や共同債権買取機構の回収率が、民間金融機関のそれよりも低いのは、これらのサービサー機関には、民間金融機関が自ら回収することが困難な債権が持ち込まれるためである³¹。

中小公庫等3公庫が民間金融機関よりも高い回収率となったのは、両者の第1抵当比率がほぼ同じであることを考えると（中小公庫等3公庫は62%、民間金融機関は61%）、担保掛け目の違いや融資実行時期の差を反映しているとみられる³²。

商工ローン等³³の回収率は低い。資金繰りの厳しい企業が主に利用する商工ローンは、担保物件よりも連帯保証を重視して融資を行うため、担保物件からの回収率が低くなっていると考えられる。

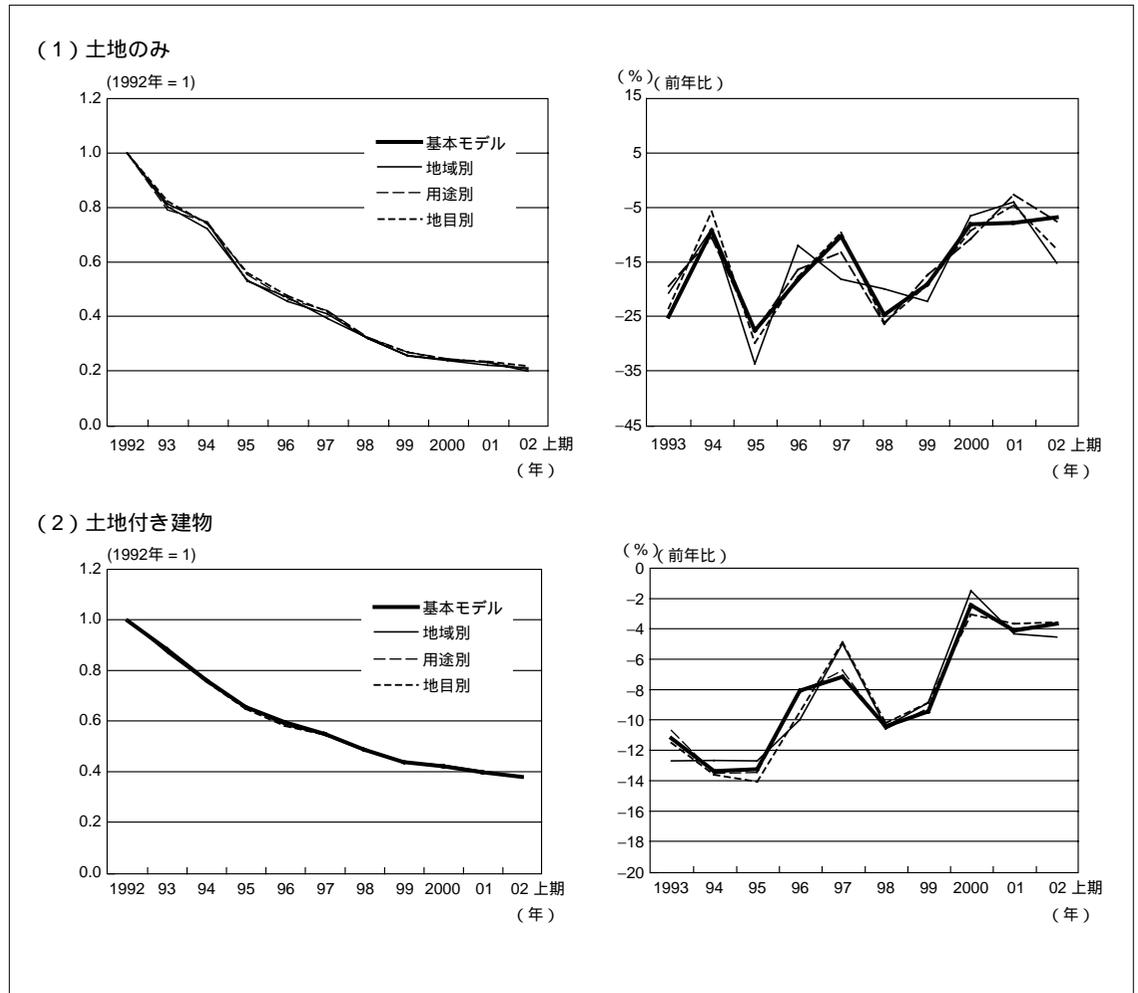
30 東京共同銀行、整理回収銀行（RCB）、住宅金融債権管理機構、整理回収機構（RCC）。

31 なお、回収率が低くても、民間金融機関からの不良債権の購入価格が十分に低ければ、これらのサービサー機関は必ずしも損失を被るものではない。

32 バブル期に融資した物件と、バブル崩壊後の融資物件では、バブル崩壊以降、地価は一貫して下落したため、融資実行時期には同じ掛け目を設定しても、前者の方が回収率は低まる。中小公庫等は、1997年の金融危機以降、政府経済対策によって融資姿勢を積極化させており、バブル期以降の融資物件の比率は、民間金融機関に比べて相対的に高いと考えられる。

33 商工ローン、消費者金融、信販のうち上場企業。

付図1．その他の拡張モデルによる頑健性チェック



付表1. 土地のみ・ヘドニック関数の推定結果(用途別)

被説明変数: 落札価額(対数値)				
説明変数	(1) 住宅地	(2) 商業地	(3) 工業地	(4) 市街化区域外
定数項	16.13 (0.36) ***	9.62 (0.60) ***	11.91 (2.31) ***	17.78 (1.25) ***
山手線までの所要時間(対数値)	-0.39 (0.03) ***	-0.20 (0.03) ***	-0.15 (0.08) *	-0.89 (0.20) ***
最寄り駅までの所要時間(対数値)	-0.20 (0.04) ***	-0.21 (0.05) ***	-0.09 (0.10)	-0.11 (0.06) ***
バス・ダミー	-0.30 (0.06) ***	-0.33 (0.14) **	-0.16 (0.15)	-0.01 (0.17) *
土地面積(対数値)	0.76 (0.03) ***	1.05 (0.03) ***	0.83 (0.11) ***	0.61 (0.05) ***
容積率(対数値)	-0.04 (0.05)	0.84 (0.08) ***	0.32 (0.38)	0.00 (0.11)
傾斜地ダミー	-1.16 (0.18) ***	0.52 (0.13) ***		
接道義務ダミー	-0.46 (0.10) ***	-0.66 (0.27) **	-0.79 (0.33) **	-0.45 (0.19) **
地裁ダミー				
東京地裁	0.15 (0.08) *	0.64 (0.17) ***	0.46 (0.23) **	-0.06 (0.29)
横浜地裁	-0.13 (0.08) *	0.40 (0.17) **	0.55 (0.22) **	-0.55 (0.22) **
千葉地裁	-0.28 (0.08) ***	0.21 (0.18)	-0.04 (0.30)	-0.23 (0.13) *
地目ダミー				
山林・田畑	-0.35 (0.06) ***	-0.26 (0.42)	0.07 (0.24)	-0.51 (0.14) ***
雑種地	-0.19 (0.06) ***	0.04 (0.13)	-0.23 (0.22)	-0.37 (0.14) **
利用状況ダミー				
件外物件あり	-0.30 (0.05) ***	-0.24 (0.07) ***	-0.54 (0.16) ***	0.18 (0.15)
駐車場	0.34 (0.05) ***	0.25 (0.06) ***	0.41 (0.18) **	0.66 (0.27) **
山林・田畑	-1.28 (0.16) ***	-1.36 (1.06)	-0.70 (0.25) ***	-0.52 (0.22) **
雑種地	-0.49 (0.08) ***	0.10 (0.15)	-0.46 (0.31)	0.11 (0.15)
権利関係ダミー				
長期賃借権あり	-0.82 (0.11) ***	-0.90 (0.09) ***	-0.45 (0.21) **	-0.83 (0.22) ***
法定地上権あり	-0.56 (0.13) ***	-0.30 (0.28)	-0.63 (0.31) **	-1.00 (0.35) ***
タイム・ダミー				
D1993	-0.17 (0.14)	-0.18 (0.24)	-1.01 (0.80)	-0.27 (0.65)
D1994	-0.13 (0.12)	-0.82 (0.18) ***	0.49 (0.30)	-1.10 (0.68) ***
D1995	-0.47 (0.11) ***	-1.05 (0.16) ***	-0.08 (0.26)	-0.69 (0.65)
D1996	-0.59 (0.12) ***	-1.31 (0.14) ***	-0.25 (0.28)	-0.80 (0.63)
D1997	-0.62 (0.12) ***	-1.65 (0.14) ***	0.04 (0.28)	-0.61 (0.67)
D1998	-0.96 (0.11) ***	-1.76 (0.14) ***	-0.45 (0.20) **	-1.66 (0.61) ***
D1999	-1.09 (0.11) ***	-1.98 (0.14) ***	-0.73 (0.26) ***	-1.66 (0.60) ***
D2000	-1.31 (0.12) ***	-2.03 (0.15) ***	-0.70 (0.22) ***	-1.69 (0.59) ***
D2001	-1.27 (0.11) ***	-2.25 (0.16) ***	-0.53 (0.25) **	-1.72 (0.59) ***
D2002	-1.22 (0.13) ***	-2.89 (0.40) ***	-0.74 (0.34) **	-1.86 (0.59) ***
決定係数	0.60	0.74	0.68	0.65
標準誤差	0.86	0.76	0.77	0.80
RESET(2)	2.34 [0.13]	4.06 [0.04] *	0.62 [0.43]	2.81 [0.09]
サンプル数	1,997	990	234	271

備考: 表4の備考を参照。

付表2. 土地のみ・ヘドニック関数の推定結果（地域別）

被説明変数：落札価額（対数値）		
説明変数	(1) 東京	(2) 神奈川・千葉・埼玉
定数項	11.52 (0.47) ***	16.59 (0.41) ***
山手線までの所要時間（対数値）	-0.18 (0.02) ***	-0.75 (0.05) ***
最寄り駅までの所要時間（対数値）	-0.22 (0.04) ***	-0.23 (0.03) ***
バス・ダミー	-0.51 (0.08) ***	-0.23 (0.06) ***
土地面積（対数値）	1.02 (0.04) ***	0.69 (0.02) ***
容積率（対数値）	0.49 (0.06) ***	0.02 (0.05)
傾斜地ダミー	0.58 (0.32) *	-1.16 (0.17) ***
接道義務ダミー	-0.38 (0.17) **	-0.48 (0.10) ***
用途地域ダミー		
住宅地	0.61 (0.16) ***	0.91 (0.08) ***
商業地	0.62 (0.16) ***	1.31 (0.09) ***
工業地	0.11 (0.17)	1.22 (0.11) ***
地目ダミー		
山林・田畑	-0.41 (0.12) ***	-0.37 (0.06) ***
雑種地	-0.21 (0.12) *	-0.22 (0.06) ***
利用状況ダミー		
件外物件あり	-0.43 (0.06) ***	-0.15 (0.05) ***
駐車場	0.19 (0.05) ***	0.44 (0.06) ***
山林・田畑	0.02 (0.31)	-1.14 (0.13) ***
雑種地	-0.51 (0.16) ***	-0.31 (0.07) ***
権利関係ダミー		
長期賃借権あり	-0.93 (0.08) ***	-0.67 (0.13) ***
法定地上権あり	-0.57 (0.17) ***	-0.54 (0.15) ***
タイム・ダミー		
D1993	-0.05 (0.17)	-0.37 (0.20) *
D1994	-0.36 (0.12) ***	-0.22 (0.17)
D1995	-0.68 (0.11) ***	-0.56 (0.17) ***
D1996	-0.87 (0.11) ***	-0.64 (0.17) ***
D1997	-1.02 (0.11) ***	-0.77 (0.17) ***
D1998	-1.21 (0.10) ***	-1.04 (0.16) ***
D1999	-1.41 (0.11) ***	-1.28 (0.16) ***
D2000	-1.39 (0.11) ***	-1.43 (0.16) ***
D2001	-1.48 (0.12) ***	-1.42 (0.16) ***
D2002	-1.89 (0.25) ***	-1.45 (0.17) ***
決定係数	0.70	0.60
標準誤差	0.79	0.88
RESET (2)	3.45 [0.06]	1.74 [0.19]
サンプル数	1,622	1,870

備考：表4の備考を参照。

付表3．土地付き建物・ヘッドニック関数の推定結果（用途別）

被説明変数：落札価額（対数値）

説明変数	(1) 住宅地	(2) 商業地	(3) 工業地	(4) 市街化区域外
定数項	14.66 (0.11) ***	14.98 (0.22) ***	14.55 (0.25) ***	17.11 (0.52) ***
山手線までの所要時間（対数値）	-0.28 (0.01) ***	-0.19 (0.01) ***	-0.18 (0.02) ***	-0.68 (0.08) ***
最寄り駅までの所要時間（対数値）	-0.11 (0.01) ***	-0.20 (0.02) ***	-0.11 (0.02) ***	-0.18 (0.03) ***
バス・ダミー	-0.25 (0.01) ***	-0.40 (0.05) ***	-0.26 (0.04) ***	-0.32 (0.08) ***
土地面積（対数値）	0.58 (0.02) ***	0.49 (0.03) ***	0.60 (0.04) ***	0.36 (0.05) ***
建物面積（対数値）	0.35 (0.02) ***	0.46 (0.02) ***	0.26 (0.05) ***	0.36 (0.09) ***
築年数（対数値）	-0.15 (0.01) ***	-0.14 (0.02) ***	-0.17 (0.03) ***	-0.16 (0.04) ***
件外物件ダミー	-0.18 (0.03) ***	-0.02 (0.06)	-0.23 (0.06) ***	-0.35 (0.13) **
私道負担ダミー	-0.14 (0.02) ***	0.05 (0.07)	-0.13 (0.04) ***	-0.01 (0.34)
接道義務ダミー	-0.32 (0.03) ***	-0.27 (0.08) ***	-0.18 (0.10) *	-0.27 (0.12) **
地裁ダミー				
東京地裁	0.44 (0.01) ***	0.51 (0.06)	0.44 (0.05)	0.07 (0.17)
横浜地裁	0.35 (0.01) ***	0.47 (0.07) ***	0.16 (0.05) ***	0.08 (0.08)
千葉地裁	-0.04 (0.02) ***	0.00 (0.08)	-0.22 (0.06) ***	-0.22 (0.05) ***
地目ダミー				
山林・田畑	-0.13 (0.02) ***	-0.20 (0.09) **	-0.01 (0.12)	-0.12 (0.12)
雑種地	-0.03 (0.03)	0.23 (0.16)	0.11 (0.08)	0.28 (0.18)
建物種別ダミー				
住居	0.09 (0.08)	-0.25 (0.14) *	0.19 (0.15)	0.14 (0.24)
事務所	0.03 (0.08)	-0.13 (0.14)	0.33 (0.16)	0.10 (0.25)
作業所	-0.08 (0.08)	-0.37 (0.14) **	0.16 (0.15)	-0.16 (0.27)
店舗	0.00 (0.08)	-0.19 (0.14)	0.28 (0.16) *	0.04 (0.27)
工場・倉庫	-0.16 (0.10) *	-0.28 (0.17) *	0.11 (0.16)	0.00 (0.32)
ホテル・旅館	-0.61 (0.17) ***	-0.35 (0.15) **	0.28 (0.20)	-0.40 (0.35)
集合住宅	-0.04 (0.08)	-0.37 (0.14) ***	0.26 (0.16) *	-0.13 (0.29)
権利関係ダミー				
短・長期賃借権あり	-0.07 (0.01) ***	0.04 (0.02) **	-0.02 (0.04)	0.05 (0.09)
タイム・ダミー				
D1993	-0.09 (0.04) **	-0.24 (0.15)	-0.15 (0.15)	0.04 (0.28)
D1994	-0.23 (0.04) ***	-0.46 (0.15) ***	-0.19 (0.12)	-0.26 (0.28)
D1995	-0.37 (0.03) ***	-0.67 (0.14) ***	-0.45 (0.11) ***	-0.53 (0.27) **
D1996	-0.49 (0.03) ***	-0.83 (0.13) ***	-0.54 (0.11) ***	-0.62 (0.26) **
D1997	-0.54 (0.03) ***	-0.89 (0.13)	-0.58 (0.11)	-0.50 (0.26)
D1998	-0.64 (0.03) ***	-1.00 (0.13) ***	-0.73 (0.11) ***	-0.92 (0.25) ***
D1999	-0.75 (0.03) ***	-1.09 (0.13) ***	-0.82 (0.11) ***	-0.89 (0.25) ***
D2000	-0.79 (0.03) ***	-1.08 (0.13) ***	-0.81 (0.11) ***	-1.14 (0.25) ***
D2001	-0.84 (0.04) ***	-1.16 (0.13) ***	-0.88 (0.11) ***	-1.07 (0.25) ***
D2002	-0.90 (0.04) ***	-1.14 (0.14) ***	-0.95 (0.12) ***	-1.03 (0.26) ***
決定係数	0.70	0.67	0.73	0.57
標準誤差	0.48	0.60	0.52	0.56
RESET (2)	47.86 [0.00] **	43.25 [0.00] **	0.32 [0.57]	17.98 [0.00] **
サンプル数	18,933	4,561	2,135	756

備考：表4の備考を参照。

付表4．土地付き建物・ヘドニック関数の推定結果（地域別）

被説明変数：落札価額（対数値）		
説明変数	(1) 東京	(2) 神奈川・千葉・埼玉
定数項	14.84 (0.11) ***	15.21 (0.14) ***
山手線までの所要時間（対数値）	-0.20 (0.01) ***	-0.43 (0.01) ***
最寄り駅までの所要時間（対数値）	-0.14 (0.01) ***	-0.18 (0.01) ***
バス・ダミー	-0.36 (0.01) ***	-0.20 (0.01) ***
土地面積（対数値）	0.62 (0.02) ***	0.48 (0.02) ***
建物面積（対数値）	0.38 (0.02) ***	0.39 (0.02) ***
築年数（対数値）	-0.14 (0.01) ***	-0.14 (0.01) ***
件外物件ダミー	-0.19 (0.04) ***	-0.13 (0.04) ***
私道負担ダミー	-0.13 (0.03) ***	-0.08 (0.04) *
接道義務ダミー	-0.17 (0.04) ***	-0.45 (0.04) ***
地目ダミー		
山林・田畑	-0.23 (0.05) ***	-0.11 (0.03) ***
雑種地	0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)
用途地域ダミー		
住宅地	-0.03 (0.03)	0.55 (0.02) ***
商業地	0.08 (0.03) ***	0.79 (0.03)
工業地	-0.17 (0.03) ***	0.43 (0.03)
建物種別ダミー		
住居	-0.02 (0.07)	0.14 (0.09)
事務所	-0.03 (0.08)	0.09 (0.10)
作業所	-0.19 (0.08) **	-0.09 (0.10)
店舗	-0.02 (0.08)	0.04 (0.10)
工場・倉庫	-0.22 (0.08) ***	-0.13 (0.10)
ホテル・旅館	-0.27 (0.10) ***	-0.25 (0.15) *
集合住宅	-0.19 (0.08) **	0.01 (0.10)
権利関係ダミー		
短・長期賃借権あり	-0.03 (0.01) **	0.01 (0.02)
タイム・ダミー		
D1993	-0.15 (0.06) **	-0.16 (0.05) ***
D1994	-0.32 (0.06) ***	-0.26 (0.05) ***
D1995	-0.50 (0.05) ***	-0.33 (0.05)
D1996	-0.60 (0.05) ***	-0.45 (0.05) ***
D1997	-0.64 (0.05) ***	-0.52 (0.05)
D1998	-0.76 (0.05) ***	-0.70 (0.05) ***
D1999	-0.86 (0.05) ***	-0.83 (0.05) ***
D2000	-0.83 (0.05) ***	-0.92 (0.05) ***
D2001	-0.89 (0.06) ***	-1.01 (0.05) ***
D2002	-0.97 (0.06) ***	-1.10 (0.05)
決定係数	0.71	0.63
標準誤差	0.51	0.54
RESET (2)	7.99 [0.01] **	61.16 [0.00] **
サンプル数	12,982	13,403

備考：表4の備考を参照。

参考文献

- 井出多加子、「土地収益率と地域間情報伝達 - 首都圏住宅地マイクロデータによる分析 - 」、『住宅土地経済』、住宅総合センター、1997年秋季号、20～27頁
- 、「不動産競売市場のリスク」、『不動産流動化と日本経済』第2章、全宅連不動産総合研究所、2000年、18～37頁
- 、「日本の不動産市場における価格情報とボラティリティの非対称について：大阪市の実証研究から」、日本銀行「物価に関する勉強会(第1回)」、2001年、(日本銀行ホームページに掲載。<http://www.boj.or.jp/seisaku/01/spri01c.htm>)
- 伊藤隆敏・廣野桂子、「住宅市場の効率性：マイクロデータによる計測」、『金融研究』第11巻第3号、日本銀行金融研究所、1992年、17～50頁
- 太田 誠、「ヘドニック・アプローチの理論的基礎、方法および日本の乗用車価格への応用」、『季刊理論経済学』第29巻第1号、1978年、31～55頁
- 小野宏哉・高辻秀興・清水千弘、「首都圏中古マンション市場を対象とする品質調整済住宅価格指数の開発 - 市場の構造変化と指数の接続 - 」、麗澤大学経済社会総合研究センター Working Paper No. 3、2002年
- 春日義之、「首都圏における住宅問題の考察 - ミクロデータによる住宅市場の検証 - 」、『調査』No. 211、日本開発銀行、1996年
- 小堀 悟、「競売手続きの円滑化に係る立法措置の概要」、『季刊不動産研究』第41巻第2号、日本不動産研究所、1999年、1～8頁
- 白塚重典、「物価指数に与える品質変化の影響 - ヘドニック・アプローチの適用による品質調整済みパソコン物価指数の推計 - 」、『金融研究』第13巻第4号、日本銀行金融研究所、1994年、61～95頁
- ・黒田祥子、「アパレル製品価格と品質差 - CPIアパレルの抱える問題点とヘドニック・アプローチによる改善の可能性 - 」、『金融研究』第15巻第1号、日本銀行金融研究所、1996年、117～143頁
- 鈴木史郎、「住宅市場における価格形成の分析 - 東京圏における80年代以降の価格変動をめぐって - 」、『フィナンシャル・レビュー』、1995年、91～111頁
- 田口輝幸・井出多加子、「不良債権処理と不動産競売市場の課題」、『住宅土地経済』、2002年春季号、住宅総合センター、2002年、22～29頁
- 田辺 亘、「マンションのヘドニック価格と超過収益率の計測」、『住宅土地経済』、住宅総合センター、1994年秋季号、32～39頁
- 戸田 泰・井出多加子、「不動産競売市場と明渡しの権利関係」、『住宅土地経済』、住宅総合センター、2000年夏季号、20～27頁
- 中島康典、「取引事例による地価変動分析の試み」、『不動産研究』第32巻第2号、1990年、45～56頁
- 中村良平、「マンション価格指数と収益性」、『住宅土地経済』、住宅総合センター、1998年冬季号、16～25頁

- 西村清彦・浅見泰司・清水千弘、「不完全情報をもたらす損失：東京住宅流通市場での計測」、西村清彦（編）『不動産市場の経済分析』、日本経済新聞社、2002年、151～194頁
- ・清水千弘、「地価情報の歪み：取引事例と鑑定価格の誤差」、西村清彦（編）『不動産市場の経済分析』、日本経済新聞社、2002年、19～66頁
- 日本銀行調査統計局物価統計課、「卸売物価指数におけるヘドニック・アプローチ - 現状と課題 - 」、日本銀行調査統計局 Working Paper 01-24、2001年
- 宮ヶ原光正、「不良債権処理に係わる担保不動産の評価」、『季刊不動産研究』第36巻第4号、日本不動産研究所、1994年、1～9頁
- 宮部みゆき、『理由』、朝日新聞社、2002年
- Anglin, Paul M., and Ramazan Gencay, “Semiparametric Estimation of a Hedonic Price Function,” *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 1996, pp. 633-648.
- Anselin, Luc, “Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity,” *Geographical Analysis*, 20, 1988, pp. 1-17.
- , and Sheri Hudak, “Spatial Econometrics in Practice,” *Regional Science and Urban Economics*, 22, 1992, pp. 509-536.
- Basu, Sabyasachi, and Thomas G. Thibodeau, “Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17 (1), 1998, pp. 61-85.
- Can, Ayse, and Isaac Megbolugbe, “Spatial Dependence and House Price Index Construction,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, 1997, pp. 203-222.
- Goodman, A. C., “Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets,” *Journal of Urban Economics*, 5, 1978, pp. 471-484.
- Kelejian, Harry H., and Dennis P. Robinson, “Spatial Autocorrelation: A New Computationally Simple Test with an Application to Per Capita County Police Expenditures,” *Regional Science and Urban Economics*, 22, 1992, pp. 317-331.
- Knight, J. R., Jonathan Dombrow, and C. F. Sirmans, “A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes,” *Real Estate Economics*, 23, 1995, pp. 187-205.
- Lancaster, Kelvin, *Modern Consumer Theory*, Edward Elgar Publishing Limited, 1991.
- Munneke, Henry J., and Barrett A. Slade, “A Metropolitan Transaction-Based Commercial Price Index: A Time-Varying Parameter Approach,” *Real Estate Economics*, 29, 2001, pp. 55-84.
- Nagai, Koichi, Yasushi Kondo, and Makoto Ohta, “An Hedonic Analysis of the Rental Office Market in the Tokyo Central Business District: 1985-1994 Fiscal Years,” *Japanese Economic Review*, 51 (1), 2000, pp. 130-154.
- Rosen, Sherwin, “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*, 82 (1), 1974, pp. 34-55.
- Sheppard, Stephen, “Hedonic Analysis of Housing Markets,” in *Handbook of Regional and Urban Economics* ed. by Mills, E. S. and P. Cheshire, 3, Chapter 41, 1999, pp. 1595-1635.
- Stock, James H., “Nonparametric policy analysis,” *Journal of the American Statistical Association*, 84, 1989, pp. 567-575.

- , "Nonparametric Policy Analysis: An Application to Estimating Hazardous waste Cleanup Benefits," in *Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics and Statistics: Proceedings of the Fifth International Symposium in Economic Theory and Econometrics*, ed. by W. Barnett, J. Powell, and G. Tauchen, Cambridge University Press, New York, 1991.
- Suzaki, Kenji, and Makoto Ohta, "A Hedonic Analysis of Land Prices and Rents in the Bubble: Kanagawa Prefecture in Japan for 1986-1988," *Economic Studies Quarterly*, 45 (1), 1994, pp. 73-94.
- Whang, Yoon-Jae, and D. W. K. Andrews, "Tests of Specification for Parametric and Semiparametric Models," *Journal of Econometrics*, 57, 1993, pp. 277-318.