

# Estimation of the new condominium price index: spatial autocorrelated and heteroskedastic approach

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2017-10-02 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/2297/45680">http://hdl.handle.net/2297/45680</a>

# 地域性を考慮した品質調整済新築マンション価格指数 空間的自己相関・不均一分散モデルによる接近\*

Estimation of the New Condominium Price Index : Spatial Autocorrelated and Heteroskedastic Approach

隅 田 和 人 (金沢星稜大学 経済学部)

藤 澤 美 恵 子 (東京工業大学大学院社会理工学研究科 特別研究員)

Kazuto Sumita, Mieko Fujisawa

## 概 要

不動産価格には変数として観測できない地域性が反映される。本研究では、これらの地域性から生じる空間的自己相関を仮定したヘドニック価格モデルを、GISデータを利用して定式化した。また、データの性質上発生する不均一分散についても考慮している。このようなモデルの推定結果より、1993年から2009年までの東京都23区における新築マンションの連鎖型価格指数を作成した。ヘドニック価格モデルの推定結果からは、空間的自己相関変数は、いずれも統計的に有意な結果を示しており、地域性の物件価格に与える影響を確認できた。さらに、いくつかの別の定式化から求められる指数も合わせて作成し、結果の頑健性についても確認できた。

キーワード：空間的自己相関，不均一分散，ヘドニック価格指数，連鎖型価格指数

## 目 次

1. はじめに
2. 先行研究と本研究
3. データとヘドニック価格モデル
4. 新築マンション価格ヘドニック・モデルの推定
5. 新築マンション価格指数
6. おわりに

### 1. はじめに

不動産価格については、現在公的には開示されていないにもかかわらず、不動産価格指数の研究が進んでいる。この理由は、供給側と需要側から述べることができる。まず供給側であるマンション業者からは、価格指数が適切な仕入れをおこなう際の参考値となり、市場ニーズに合致した価格で住宅を提供することで住宅の在庫過剰を適切に抑え、社会資本でもある住宅の供給効率を上げることができるからに他ならない。一方、需要者側にとっては、価格の客観的指標を得ることができるというメリットがある。このような理由から価格指数が、より正確に提供されることは供給側、需要者側双方にメリットのあることであり、さらなる価格指数の精度の向上が求められている。

本研究では、価格指数研究の精度の向上に向けてモデルの改良と新たな価格指数作成の手法を試みることを目的としている。今回の分析で使用したデータは、有限会社エム・アール・シー社（以下、MRC社）の新築マンションデータベース（以下、MRCデータ）である。このデータセットには、新築マンションの募集価格とその属性が含まれている。新築マンションの属性には、その物件が立地するGIS（Geographic Information System）情報も含まれているので、推定に使用される説明変数ではとらえられない空間的影響を反映するために、空間的自己相関を仮定したモデルの推定を試みた。推定の際には、前年を基準年とする連鎖型価格指数を作成するために隣接する2年ごとのデータをプールしたデータセットを作成し、モデルを推定した。これらのモデルの推定を1993年から2009年まで行い、前年に

\* 本稿は、応用地域学会2010年度第24回研究発表大会（2010年12月4日於名古屋大学）にて報告したものに加筆したものである。有益なモデル改良の助言をくださった東北大学大学院・横井渉央助教に感謝いたします。また、本稿の作成に際し、データを提供して頂いた有限会社エム・アール・シー社に感謝いたします。

対して、どう価格が変動してきたのかを連鎖型価格指数で示した。

得られたモデルの推定結果によれば、どのモデルでも、自己相関係数は、コンスタントに有意なことから、マンションにおける地域の空間的關係が存在し、相互に影響し合っており価格を形成していることが分かった。

本論文の構成は、次のようになっている。2節では我が国を中心とした先行研究について記述し、3節では推定に用いたモデルと説明変数について述べる。4節では、モデルの推定方法と推定結果について述べる。5節では、4節の推定結果を基に作成された価格指数に関して述べる。最後に6節で、まとめと今後の課題を述べている。

## 2. 先行研究と本研究

住宅価格が公的に開示されていない我が国では、住宅の価格指数開発が1990年以降に本格化する。1990年までのバブルを経て下落する住宅価格に対して、厳密な収益還元法による住宅評価のニーズが高まり、住宅の価格の変化を客観的に捉えることのできる価格指数が注目されたのである。成約価格の開示がない条件下で、東京都の中古マンションの売出価格を利用して価格指数作成を試みた伊藤・廣野(1992)に端を発し、伊藤(1993)、田辺(1994)、中神(1995)、鈴木(1995)、春日(1996)、中村(1998)、大守・上坂・大日向(2001)、原野・清水・唐渡・中川(2007)、清水・唐渡(2007)と数多くの研究が存在する。今日ではリクルートや東日本レイズなどで供給側も需要者側も手軽に価格指数を閲覧することができる<sup>1)</sup>。

しかしながら、これらの価格指数は固定型価格指数であり、価格の変動が数年前もしくは数十年前の固定年に縛られている状況である。再開発やマンション開発による価格の変動は長い期間の比較の中で、ならされる恐れもある。同時に、開発効果による地域の変動を現状モデルでは反映させる変数がなく、開発効果を十分に考慮したモデルになっていないと考える。そこで本稿では、これらの開発効果など空間的影響をとらえるために、隣接した2年間のデータを対象にして、空間的自己相関の存在を仮定したモデルを推定し、前年を基準年とする連鎖型価格指数を推定することにした。隣接2年間データを利用することは、空間的自己相関モデルを推定する際の利点でもある。サンプル・サイズが大きいと、空間的自己相関モデルの最尤推定は、困難になることがよく知られている。後述の尤度関数に含まれる隣接行列を含む行列式( $|B| = |I - \lambda W|$ )の計算が困難になるのである。しかし、隣接している2年間にデータを区切ることで、推定可能なサンプル・サイズに抑えることができた。

また、既存研究が中古マンションを対象とするものが多

かったのに対し、本稿の分析では新築マンションを分析対象としている点も、特徴となっている。本研究で分析対象としたMRC社のデータベースを用いた既存研究として、藤澤・隅田(2001)がある。この研究では、1993年から2000年までのデータを用いて、首都圏での沿線毎の観測期間中パラメータを一定とするヘドニック価格モデルを推定し、新築マンションの固定基準年型の価格指数を作成している。本研究では、この研究を基にしてモデルを発展させた。

本稿に類似する空間的影響を考慮した価格指数を作成した研究としてCan and Megbolugbe(1997)がある。この研究では、隣接する物件の価格の、当該物件への直接的な価格への影響を考慮するために、隣接物件の価格を説明変数に含む、空間的自己回帰モデルが推定されている。これらの推定結果を基にして、代表的属性を持つ物件の予測価格を求め、価格指数を作成している。しかし、このような価格指数の作成方法は、1990年の4半期の価格指数の作成のような短期間の分析には有効かもしれないが、本稿で目指している10年以上にわたる価格指数の作成では、代表的属性を持つ物件の変化などにより価格指数に偏りが出る問題がある。そこで、本研究では、明示的に代表的属性を持つ物件を指定する必要のない、ダミー変数法により指数を作成している。

以上を踏まえ、本研究では、新築マンションのデータを対象とし、開発効果などの地域性を考慮することを目的にして、隣接2年間のデータを利用して空間的自己相関モデルを推定し、時点ダミー変数の係数から連鎖型の品質調整価格指数を作成している。

## 3. データとヘドニック価格モデル

### 3.1 使用データ

今回の分析に使用したMRCデータは、新築マンションの販売期毎に販売用パンフレットから収集したものである。一棟の新築マンションの販売が期分け販売のため、データに関しては、販売期分の複数データが存在する。本研究では、代表値として第1期販売のデータを使用した。利用できるデータは、物件全体の総戸数や駅から分数などに加え、販売期ごとの分譲戸数、平均分譲価格、平均専有面積などがある。

本研究のような取引実態を明らかにするために価格指数を作成することを目標とする研究では、成約価格を用いることが望ましい。しかし、現在成約価格は一般開示されていない。そこで成約価格を近似する価格として、このMRC社のデータを用いている。MRC社のデータは広告価格であるため、成約価格と異なっている可能性がある。しかしながら、以下の1)から3)のような理由のために、成約価格は広告価格と比例的な関係にあると考える。1)

提携企業により、企業割引を受けられる場合がある（例えば、3～5%程度）。2）取引関係があり、取引割引を受けられる場合がある（最大10%程度）。3）キャンセル住戸のため割引を受けられる（頭金没収のため10%程度、その割引される）場合がある。新築の売買では市場の評価とは全く異なった理由から乖離する場合もあり、成約価格をそのまま使用することによるバイアスも推察される。

一方で、以下の4）から6）のように交渉で成約価格が決定している可能性もある。4）強力な交渉により割引を受けられる（主体の問題）。5）近隣に競合新築物件があるために、利益早期確保のためにデベロッパーが割引を行う（売り急ぎ）。6）売れ残り住宅のため割引を受けられる（在庫処分）。このように広告価格と成約価格が乖離する理由は、相対取引である中古住宅とは異なるものである。

以上より、本研究では広告価格が成約価格を近似していると判断し、かつ市場評価により広告価格が成約価格と乖離する場合をも想定して、1棟の広告価格平均値をあえて使用した。

また、当該物件の存在するGIS情報も利用することができるのもこのデータの大きな特徴となっている。このGIS情報として含まれているのは、次のデータである。X座標：平面直角座標系の座標系原点からの距離メートル単位（北方向プラス）、Y座標：平面直角座標系の座標系原点からの距離メートル単位（東方向プラス）。これらの座標データを用いて物件間の距離を計算している。

### 3.2 ヘドニック価格モデル

本研究で構築するマンションヘドニック価格モデルは、以下のとおりである。第*i*棟の*j*番目の分譲新築マンション価額を $P_{ij}$ とする。この $P_{ij}$ を1㎡当たり直した値を分譲新築マンション価格 $p_{ij}$ とする。ただし、前述のように今回の分析で使用したMRCデータに含まれる価格の情報は、個別の物件の価格ではなく、棟毎の平均価格 $\bar{p}_i$ である。この $\bar{p}_i$ を $Y_i$ とする。さらに、この $Y_i$ に自然対数をとった値を $y_i$ とする<sup>2</sup>。これを被説明変数として、分譲新築マンションを特徴づける変数 $x_i$ により説明することを考え、次のようなヘドニック価格関数を定式化する。

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、 $\beta$ は $x_i$ に対応する未知パラメータのベクトルであり、 $\varepsilon_i$ は $x_i$ 以外に、 $y_i$ に影響を与えらる、観測されない要因を示す確率的な誤差項である。

説明変数 $x_i$ には、藤澤・隅田（2001）を参考にして、次のような変数を使用している。「時点ダミー変数」は、そ

表1 記述統計量

	N	平均	標準偏差	最小値	最大値	棟数
平均価額(万円)	9030	4756.4	2510.78	1471.7	43250	
単位当たり平均価格(万円)	9030	75.493	21.60	31.42654	337.0217	
平均面積(㎡)	9030	63.4	18.09	16.23	203.81	
1LDKダミー	9030	0.172	0.38	0	1	1551
2LDKダミー	9030	0.183	0.39	0	1	1651
3LDKダミー	9030	0.630	0.48	0	1	5689
4・5LDKダミー	9030	0.015	0.12	0	1	139
エレベータ基数	9030	1.416	1.41	1	28	
駅までの徒歩・バス乗車分数	9030	7.5	4.29	1	28	
分譲戸数	9030	34.7	31.04	2	555	
RCダミー	9030	0.727	0.45	0	1	6566
SRCダミー	9030	0.255	0.44	0	1	2306
分譲駐車場数	9024	0.205	2.12	0	129	
賃貸駐車場数	9028	30.0	77.47	0	1349	
敷地面積(㎡)	9030	1706.9	2944.81	96	48303	
容積率(%)	8939	326.6	158.66	0	1000	
住居系用途地域ダミー	9030	0.202	0.40	0	1	1822
高層マンションダミー	9030	0.027	0.16	0	1	240
大規模マンションダミー	9030	0.048	0.21	0	1	436
南向きダミー	9030	0.154	0.36	0	1	1392
時点ダミー変数						
1993	9030	0.019	0.14	0	1	171
1994	9030	0.049	0.21	0	1	438
1995	9030	0.054	0.23	0	1	485
1996	9030	0.059	0.24	0	1	532
1997	9030	0.061	0.24	0	1	547
1998	9030	0.058	0.23	0	1	521
1999	9030	0.082	0.27	0	1	743
2000	9030	0.089	0.28	0	1	801
2001	9030	0.080	0.27	0	1	718
2002	9030	0.077	0.27	0	1	698
2003	9030	0.081	0.27	0	1	727
2004	9030	0.068	0.25	0	1	613
2005	9030	0.049	0.22	0	1	445
2006	9030	0.038	0.19	0	1	340
2007	9030	0.031	0.17	0	1	278
2008	9030	0.030	0.17	0	1	269
2009	9030	0.078	0.27	0	1	704

のマンションの販売時点を示し、この時点ダミー変数の係数を利用して価格指数が作成されている。「主タイプ間取りダミー変数」は、その棟の中で主に売られている物件の間取りを示し、1LDKダミー、2LDKダミー、4・5LDKダミーがある。「エレベータ基数」は、分譲マンションに存在するエレベータの基数を示している。「駅までの徒歩・バス乗車分数」は、駅までの徒歩分数とバスの乗車時間を合計したものである。「SRCダミー」は、そのマンションの建物が、鉄筋鉄骨コンクリートで建てられていることを示す。マンションに付属する「分譲駐車場数」と「賃貸駐車場数」は、それぞれの数を示している。「敷地面積」は、分譲マンションの敷地面積(㎡)を示し、「容積率」は分譲マンションの敷地の容積率(%)を示している。またマンションの立地している地域が住居系用途地域であるならば1、それ以外ならば0を取る「住居系用途地域ダミー」、マンション棟が21階以上なら1を取る「高層マンション・ダミー変数」、マンション総戸数が200戸以上の物件が販売されているならば1を取る「大規模マンション・ダミー変数」、多くの専用部が面している方角として南向きならば1をとる「南向き・ダミー変数」を設定した。これらの変数の記述統計量が表1である。

はじめに、定式化の問題を検討するために(1)式



をOLSで推定し、不均一分散、正規性、関数形、多重共線性の観点から検定統計量を求めている。これらの結果をまとめたのが、表2である。

不均一分散を検査するために、特徴の異なる複数の検定統計量を計算している。これらの検定統計量は、いずれも補助回帰式から得られる決定係数に観測値数を乗じた値として得られ、均一分散の下ではカイ2乗分布に従う検定統計量である。よく使われる統計量として Breusch

and Pagan (1979) の統計量BPと Glejser (1969) の統計量Gがある。非正規分布に弱いBPを修正した Koenker (1981) の統計量K、不均一分散の要因として(2)式の子測値を用いた統計量K(y)、不均一分散の要因として(2)式の子測値の2乗を用いた統計量K(ysq)を使用している。また、誤差項の歪みからくる非正規性に弱いG統計量を修正した Machado and Santos Silva (2000) の統計量GMS、これよりも弱い仮定の下で適応できるように修正したIm

表2a OLSの推定結果に関する定式化検定の結果 (1993-1997)

	1993-1994			1994-1995			1995-1996			1996-1997		
	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値
均一分散の検定												
BP	0.277	2	0.871	4.931	2	0.085	19.504	2	0.000	30.809	2	0.000
K	0.303	2	0.860	5.670	2	0.059	22.401	2	0.000	28.010	2	0.000
K(y)	7.941	1	0.005	2.555	1	0.110	0.003	1	0.959	0.632	1	0.427
K(ysq)	7.879	1	0.005	2.579	1	0.108	0.007	1	0.931	0.662	1	0.416
G	0.584	2	0.747	6.598	2	0.037	30.769	2	0.000	52.994	2	0.000
GMS	105.885	2	0.000	148.375	2	0.000	135.441	2	0.000	128.481	2	0.000
GI	0.224	2	0.894	8.898	2	0.012	37.314	2	0.000	60.654	2	0.000
正規性の検定												
歪度	0.045			0.009			0.045			0.208		
尖度	2.832			2.739			2.741			3.200		
JB	0.920	2	0.631	2.627	2	0.269	3.184	2	0.204	9.572	2	0.008
修正済JB	0.857	2	0.652	2.539	2	0.281	3.098	2	0.212	9.743	2	0.008
定式化の検定: RESET												
t統計量	0.332	591	0.740	2.049	905	0.041	0.871	999	0.384	0.198	1061	0.843
尤度比検定	0.113	1	0.736	4.274	1	0.039	0.773	1	0.379	0.040	1	0.842
VIF												
説明変数の数	16			16			16			16		
平均値	1.616			1.616			1.616			1.615		
最大値	3.876			3.877			3.870			3.875		
最小値	1.009			1.009			1.009			1.009		
観測値数	609			923			1017			1079		

注: BPはBreusch and Pagan (1979)の検定。補助回帰の説明変数には専有面積を使用している。KはKoenker (1981)の検定、K(y)はKoenkerの検定での補助回帰にyの子測値を使った場合、K(ysq)は子測値の2乗を使った場合である。GはGlejser(1969)の検定である。GMSはMachado and Santos Silva (2000)の検定、GIはIm(2000)の検定である。

JBはJarque and Bera (1987)の検定、修正済JBは自由度修正済のJB検定。

RESETはRamsey (1969)の検定である。子測値の2乗が有意になるかどうかをt検定と尤度比検定で検討する。

表2b OLSの推定結果に関する定式化検定の結果 (1997-2001)

	1997-1998			1998-1999			1999-2000			2000-2001		
	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値
均一分散の検定												
BP	15.433	2	0.000	3.712	2	0.156	5.931	2	0.052	0.751	2	0.687
K	12.274	2	0.002	2.770	2	0.250	4.556	2	0.102	0.650	2	0.722
K(y)	0.531	1	0.466	0.788	1	0.375	1.839	1	0.175	0.061	1	0.804
K(ysq)	0.599	1	0.439	0.872	1	0.350	2.149	1	0.143	0.085	1	0.770
G	29.668	2	0.000	13.702	2	0.001	19.218	2	0.000	7.044	2	0.030
GMS	114.159	2	0.000	108.696	2	0.000	128.791	2	0.000	166.451	2	0.000
GI	29.038	2	0.000	10.920	2	0.004	18.177	2	0.000	2.328	2	0.312
正規性の検定												
歪度	0.368			0.429			0.428			0.387		
尖度	3.515			3.680			3.604			3.309		
JB	35.918	2	0.000	63.047	2	0.000	70.526	2	0.000	43.421	2	0.000
修正済JB	36.482	2	0.000	63.867	2	0.000	71.244	2	0.000	43.789	2	0.000
定式化の検定: RESET												
t統計量	1.18731	1050	0.235	4.784	1246	0.000	6.731	1526	0.000	6.687	1480	0.000
尤度比検定	1.432909	1	0.231	23.006	1	0.000	45.178	1	0.000	44.595	1	0.000
VIF												
説明変数の数	16			16			16			16		
平均値	1.614			1.6139			1.614			1.613		
最大値	3.867			3.8704			3.869			3.865		
最小値	1.009			1.0085			1.008			1.004		
観測値数	1068			1264			1544			1498		

注: BPはBreusch and Pagan (1979)の検定。補助回帰の説明変数には専有面積を使用している。KはKoenker (1981)の検定、K(y)はKoenkerの検定での補助回帰にyの子測値を使った場合、K(ysq)は子測値の2乗を使った場合である。GはGlejser(1969)の検定である。GMSはMachado and Santos Silva (2000)の検定、GIはIm(2000)の検定である。

JBはJarque and Bera (1987)の検定、修正済JBは自由度修正済のJB検定。

RESETはRamsey (1969)の検定である。子測値の2乗が有意になるかどうかをt検定と尤度比検定で検討する。

(2000) の統計量  $GI$  を使用している。表2を見ると、分譲戸数を重みとしていないOLSの結果であることも反映して、いくつかの統計量は有意なものがある。特に  $GMS$  は常に有意となっており、不均一分散が問題となっていることが分かる。

正規性の検定として歪度と尖度に基づく Jarque and Bera (1987) の検定 ( $JB$ ) を行っている。この統計量は正規分布の帰無仮説の下で自由度2のカイ2乗分布に従う。

また自由度修正を行った修正済  $JB$  統計量も求めている。表2の結果より、これらの統計量がほぼ一貫して有意であることから、正規性の仮定が満たされていないことが分かる。

関数の線形性・除外変数などの問題を検討するための検定として Ramsey (1969) の  $RESET$  を用いている。(1) 式に、予測値の2乗を含めた補助回帰式を推定し、予測値の2乗の係数が有意にゼロと異なるかを検定する。これに

表2c OLSの推定結果に関する定式化検定の結果 (2001-2005)

	2001-2002			2002-2003			2003-2004			2004-2005		
	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値
均一分散の検定												
BP	0.630	2	0.730	9.270	2	0.010	4.919	2	0.085	3.888	2	0.143
K	0.428	2	0.807	6.327	2	0.042	3.386	2	0.184	2.153	2	0.341
K(y)	0.177	1	0.674	1.081	1	0.298	0.437	1	0.509	0.009	1	0.924
K(ysq)	0.213	1	0.644	1.078	1	0.299	0.470	1	0.493	0.001	1	0.982
G	3.269	2	0.195	6.917	2	0.031	5.686	2	0.058	2.137	2	0.344
GMS	129.113	2	0.000	97.597	2	0.000	88.352	2	0.000	67.871	2	0.000
GI	1.895	2	0.388	8.735	2	0.013	3.865	2	0.145	1.832	2	0.400
正規性の検定												
歪度	0.448			0.535			0.531			0.742		
尖度	3.942			3.931			3.905			4.611		
JB	97.315	2	0.000	116.952	2	0.000	105.854	2	0.000	205.591	2	0.000
修正済JB	98.550	2	0.000	118.254	2	0.000	107.110	2	0.000	208.593	2	0.000
定式化の検定: RESET												
t統計量	8.271	1363	0.000	7.603	1378	0.000	4.959	1287	0.000	2.666	1011	0.008
尤度比検定	67.633	1	0.000	57.371	1	0.000	24.702	1	0.000	7.208	1	0.007
VIF												
説明変数の数	16			16			16			16		
平均値	1.614			1.615			1.615			1.617		
最大値	3.865			3.870			3.870			3.879		
最小値	1.009			1.010			1.009			1.009		
観測値数	1381			1396			1305			1029		

注: BPはBreusch and Pagan (1979) の検定。補助回帰の説明変数には専有面積を使用している。KはKoenker (1981) の検定、K(y)はKoenkerの検定での補助回帰にyの予測値を使った場合、K(ysq)は予測値の2乗を使った場合である。GはGlejser(1969)の検定である。GMSはMachado and Santos Silva (2000) の検定、GIはIm(2000)の検定である。

JBはJarque and Bera (1987) の検定、修正済JBは自由度修正済のJB検定。

RESETはRamsey (1969) の検定である。予測値の2乗が有意になるかどうかをt検定と尤度比検定で検討する。

表2d OLSの推定結果に関する定式化検定の結果 (2005-2009)

	2005-2006			2006-2007			2007-2008			2008-2009		
	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値	統計量	自由度	P-値
均一分散の検定												
BP	9.905	2	0.007	3.798	2	0.150	2.405	2	0.300	455.299	2	0.000
K	4.823	2	0.090	2.115	2	0.347	1.176	2	0.555	186.339	2	0.000
K(y)	0.231	1	0.631	7.059	1	0.008	2.063	1	0.151	0.029	1	0.866
K(ysq)	0.168	1	0.682	6.883	1	0.009	2.036	1	0.154	0.012	1	0.913
G	2.685	2	0.261	0.694	2	0.707	4.197	2	0.123	178.329	2	0.000
GMS	70.585	2	0.000	47.553	2	0.000	43.358	2	0.000	165.766	2	0.000
GI	10.599	2	0.005	4.177	2	0.124	1.756	2	0.416	41.342	2	0.000
正規性の検定												
歪度	0.957			0.863			0.841			0.823		
尖度	5.107			4.592			5.090			5.887		
JB	258.542	2	0.000	138.028	2	0.000	161.646	2	0.000	446.759	2	0.000
修正済JB	263.335	2	0.000	141.196	2	0.000	166.195	2	0.000	454.148	2	0.000
定式化の検定: RESET												
t統計量	2.213	748	0.027	1.471	583	0.142	2.000	521	0.046	0.373	954	0.709
尤度比検定	5.001	1	0.025	2.227	1	0.136	4.121	1	0.042	0.142	1	0.706
VIF												
説明変数の数	16			16			16			15		
平均値	1.618			1.617			1.618			1.666		
最大値	3.889			3.881			3.888			3.886		
最小値	1.009			1.009			1.009			1.021		
観測値数	766			601			539			971		

注: BPはBreusch and Pagan (1979) の検定。補助回帰の説明変数には専有面積を使用している。KはKoenker (1981) の検定、K(y)はKoenkerの検定での補助回帰にyの予測値を使った場合、K(ysq)は予測値の2乗を使った場合である。GはGlejser(1969)の検定である。GMSはMachado and Santos Silva (2000) の検定、GIはIm(2000)の検定である。

JBはJarque and Bera (1987) の検定、修正済JBは自由度修正済のJB検定。

RESETはRamsey (1969) の検定である。予測値の2乗が有意になるかどうかをt検定と尤度比検定で検討する。

より、必要な交差項が除かれているかどうかに関する、一つの目安として、使用している。この結果を見ると、1998年から2006年までのモデルにはRESETは有意であり、定式化に問題があることが示唆される。

また、多重共線性の尺度としてVIFを利用している。説明変数の数、VIFの平均値、最大値、最小値を求めている。これらより、VIFが10を超えるような多重共線性は、各モデルには存在しないことが分かる。

#### 4. 新築マンション価格ヘドニック・モデルの推定

##### 4.1 推定方法

今、N棟の平均新築マンション価格のベクトル  $y$  を、その新築マンションの属性  $X$  ( $N \times k$ ) で説明する次のようなモデルを考える。

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (3)$$

$$\mu \sim N(0, \sigma^2 \Omega) \quad (4)$$

$$\Omega = \begin{bmatrix} n_1^{-1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & n_2^{-1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & n_N^{-1} \end{bmatrix} \quad (5)$$

ここで  $\beta$  は属性  $X$  に対応する未知パラメータ ( $k \times 1$ ) である。 $\varepsilon$  は属性で説明できない誤差項を表している ( $N \times 1$ )。さらに、この誤差項は、近隣の物件の影響を受けると考える。 $W$  は隣接する新築マンションが存在する場合には1、それ以外では0を示す重み行列 (weight matrix,  $N \times N$ ) である。ただし、行和が1となるように基準化されている。ここで物件間の距離として5キロメートルを採用し、この距離内の物件が存在する場合には1、それ以上に離れている場合には0とした。

$\lambda$  は空間的自己相関係数である。ここで、この空間的自己相関に関する項は、 $X$  には含まれないが隣接している物件に共通する環境の影響などを代理する変数であると考えている。さらに  $\mu$  は、(2) 式の被説明変数に、棟毎の平均データを使用しているために生じる誤差項の分散の不均一性を反映させている。このことを考慮して、 $\mu$  は、平均0、分散共分散行列を  $\sigma^2 \Omega$  とする正規分布に従うと仮定した。ここで  $\Omega$  は、(5) 式にあらわされるように、その対角要素に対応する第  $i$  新築マンション棟内で販売されている物件数  $n_i$  の逆数 ( $1/n_i$ ,  $i=1, 2, \dots, N$ ) とする行列である ( $N \times N$ )。

このモデルを推定するための対数尤度関数は、次のようになる。

$$l = -\frac{N}{2}(\ln 2\pi + 1) - \frac{N}{2} \ln \left\{ \frac{1}{N} (y - X\beta)' B' P' PB (y - X\beta) \right\} + \ln |P| + \ln |B|$$

ここで  $B = I - \lambda W$  であり、 $P$  は  $\Omega^{-1} = P'P$  を満たす次のよ

うな行列である。

$$P = \begin{bmatrix} \sqrt{n_1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{n_2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{n_N} \end{bmatrix}$$

この対数尤度関数を最大にする  $\beta$ ,  $\sigma^2$ ,  $\lambda$  を推定する。

これらのパラメータを次のようなアルゴリズムで推定した。

(i) 初期値の設定

$g$  回目に計算された  $\beta$  を  $\beta_{(g)}$  とすると、初期値は次のように表される。

$$\hat{\beta}_{(0)} = (X'X)^{-1} X'y \\ \hat{u}_{(0)} = y - X\hat{\beta}_{(0)}$$

(ii)  $\lambda$  の推定

この値を使って、 $\lambda$  に関連する次の対数尤度関数の部分を最大にする、 $\hat{\lambda}^{(g)}$  を求める。

$$-\frac{N}{2} \ln \left\{ \frac{1}{N} (y - X\hat{\beta}^{(g)})' B^{(g)'} P' PB^{(g)} (y - X\hat{\beta}^{(g)}) \right\} + \ln |B^{(g)}|$$

ここで、 $B^{(g)} = I - \hat{\lambda}^{(g)} W$  である。 $\lambda$  の推定では、Dubin (2003) のような格子探索法 (grid search) を行った。1回目は  $\lambda = -1(0.01)$  1 で探索している。2回目以降は、 $\lambda$  の探索範囲を、2割ずつ狭めている。ステップの大きさも0.0001としている。

(iii)  $\hat{\lambda}^{(g)}$  を用いて  $\hat{\beta}^{(g)}$  を推定する。

$$\hat{\beta}_{(g)} = (X' B^{(g)'} P' PB^{(g)} X)^{-1} X' B^{(g)'} P' PB^{(g)} y$$

(iv)  $\|\hat{\beta}^{(g)} - \hat{\beta}^{(g-1)}\| < \phi$  ならば収束したと判断し、 $\hat{\beta}^{(g)}$  を最尤推定量  $\hat{\beta}_{MLE}$  とする。また、この時の  $\hat{\lambda}^{(g)}$  を  $\hat{\lambda}_{MLE}$  とする。ここでは  $\phi = 0.01$  としている。そうでないならば、 $\hat{\beta}^{(g)}$  を  $\hat{\beta}^{(g-1)}$  として (ii) に戻り、計算を繰り返す。

(v) 最尤推定量  $\hat{\beta}_{MLE}$  を用いて、 $\sigma^2$  の最尤推定量を求める。

$$\hat{\sigma}_{MLE}^2 = \frac{1}{N} (y - X\hat{\beta}_{MLE})' B' P' PB (y - X\hat{\beta}_{MLE})$$

(vi) パラメータ推定値の分散共分散行列の推定

$\theta = (\beta, \sigma^2, \lambda)$  とすると、これらの分散共分散行列は、次式で求められる。

$$\text{Var}(\theta) = [I(\theta)]^{-1} = -E \left[ \frac{\partial^2 l}{\partial \theta \partial \theta'} \right]^{-1}$$

ここで情報行列  $I(\theta)$  の各要素は次のようになる。

$$\begin{aligned}
 -E\left[\frac{\partial^2 l}{\partial \beta \partial \beta'}\right] &= \frac{1}{\sigma^2} X' B' P' P B X \\
 -E\left[\frac{\partial^2 l}{\partial \beta \partial \sigma^2}\right] &= 0 \\
 -E\left[\frac{\partial^2 l}{\partial \beta \partial \lambda}\right] &= 0 \\
 -E\left[\frac{\partial^2 l}{\partial (\sigma^2)^2}\right] &= \frac{N}{2(\sigma^2)^2} \\
 -E\left[\frac{\partial^2 l}{\partial \sigma^2 \partial \lambda}\right] &= -\frac{1}{2\sigma^2} \text{tr}\left\{\left[-\Omega^{-1}W - W'\Omega^{-1} + 2\lambda W'\Omega^{-1}W\right]B^{-1}\Omega(B^{-1})'\right\} \\
 -E\left[\frac{\partial^2 l}{\partial \lambda^2}\right] &= \text{tr}\left(W'P'PWB^{-1}\Omega(B^{-1})\right) + \text{tr}\left\{B^{-1}\Omega(B^{-1})W\right\}
 \end{aligned}$$

これらを  $\hat{\theta}' = (\hat{\beta}_{MLE}, \hat{\sigma}_{MLE}^2, \lambda_{MLE})$  で評価し、分散共分散行列を求め、仮説検定を行った。

#### 4.2 推定結果

5 km以内の物件を隣接物件として作成した隣接行列を用いたモデルの推定結果が表3にまとめられている。係数の推定結果には、符号や有意性にばらつきが見られるため、観測期間中パラメータを一定とするモデルがふさわしくないことが示唆される。また空間自己相関係数の値はいずれも1に近く、1%水準で有意となっている。これは、説明変数には含まれていないが、前述のような開発による空間的な影響が価格に影響を及ぼしているためであると考えている。

### 5. 新築マンション価格指数

#### 5.1 モデルの推定結果

マンション価格指数は、時点ダミー変数の係数推定値  $\hat{\eta}_t$  を  $\exp(\hat{\eta}_t)$  で変換して求めた。ただし、この値は、前年を1とした場合の固定基準価格指数である。これらの指数を、2000年が1となる連鎖基準価格指数となるように変換した<sup>3</sup>。また、これらの指数の信頼区間について、まず固定基準価格指数の信頼区間を求めた。これらの指数の分散はデルタ法により、 $\exp(\hat{\eta}_t)^2 \text{Var}(\hat{\eta}_t)$  で得られ、例えばPoirier (1995,p.204, Theorem 5.7.2.) で述べられているような漸近的正規性より  $\exp(\hat{\eta}_t)$  も漸近的正規性を持つので、この結果を用いて信頼区間を作成することができる。この方法により求められた95%信頼区間の上限と下限を利用して、連鎖基準価格指数の95%信頼区間の上限と下限を求めている。最終的に、作成された1993年から2009年までの指数が表4であり、これらを図示したのが図1である。

図1から90年以降のマンション価格の下落は、2003年ごろまで継続したことがわかる。わずかに1997年に上昇するが、これは消費税率の変更（3%から5%）による駆け込み需要に支えられた結果と推測される。2000年以降はITバブルの崩壊もあり、さらに下落し2003年に底値となる。2004年にはやや価格の上昇が見られるが、上昇幅はわずかである。低迷が継続したマンション価格も2005年より上昇幅が大きくなり、2006年と2007年に大幅に価格が上昇する。2006年の価格上昇は、景気の回復に伴う点と消費税率の上昇予測もあり好調な販売が支えていた点が挙げられる。

表3a 推定結果 (1993年-1997年)

隣接2年推定 変数	1993-1994		1994-1995		1995-1996		1996-1997	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値	係数	z値
定数項	4.417851	29.57 ***	4.116763	12.93 ***	4.242653	45.00 ***	2.408599	4.41 ***
時点ダミー変数	-0.105477	-10.12 ***	-0.123536	-18.30 ***	-0.04513	-6.73 ***	0.001489	0.22 ***
1LDKダミー	0.10366	5.41 ***	0.128506	6.10 ***	0.093824	5.40 ***	0.067904	4.72 ***
2LDKダミー	0.012884	0.89 ***	0.012435	1.08 ***	0.00874	0.76 ***	0.030503	2.78 ***
3LDKダミー (基準)								
4・5LDKダミー	-0.04004	-0.51	-0.065271	-1.45	-0.019578	-0.76	0.010859	0.39
エレベータ基数	0.032162	3.83 ***	0.026836	3.83 ***	0.025698	4.46 ***	0.020637	6.12 ***
駅までの徒歩・バス乗車分数	-0.005594	-4.97 ***	-0.006073	-7.25 **	-0.006376	-7.74 ***	-0.005732	-6.65 ***
分譲戸数	-0.00086	-3.87 ***	-0.001049	-6.30 ***	-0.000685	-4.32 ***	-0.000234	-1.77 ***
SRCダミー	-0.016781	-1.32 ***	0.000612	0.07 ***	-0.00047	-0.06 ***	-0.009479	-1.13
分譲駐車場数	0.005431	5.80 ***	-0.003015	-1.64	-0.002298	-1.44	0.001234	0.65
賃貸駐車場数	0.000329	2.44 ***	0.000451	4.43 ***	-0.000386	-3.84 ***	0.000424	3.11 ***
敷地面積	9.02E-07	0.82	8.10E-06	3.87 ***	6.28E-06	2.80 ***	-5.87E-06	-2.91 ***
容積率	3.27E-04	5.82 ***	9.46E-05	2.30 **	-7.81E-05	-2.11 **	-1.09E-04	-3.47 ***
住居系用途地域ダミー	0.033563	3.10 ***	4.72E-03	0.54	1.42E-03	0.16	-0.003858	-0.45
高層マンション	0.012214	0.52	0.186538	6.79 ***	0.12495	3.73 ***	0.058519	1.72 *
大規模マンション	-0.025142	-0.92	-0.147358	-6.55 ***	-0.043464	-2.04 **	-0.125395	-4.63 ***
南向きダミー	0.011852	0.91	0.00479	0.49 ***	0.000802	0.09	0.007609	0.79 ***
誤差分散	0.623781	17.42 ***	0.509698	21.45 ***	0.508468	22.54 ***	0.533173	23.22 ***
空間的自己相関係数	0.988	146.53 ***	0.9884	191.44 ***	0.994	269.31 ***	0.993399	249.79 ***
	3		5		3		33	
対数尤度	130.8668		294.5763		331.2925		327.6243	
観測値数	609		923		1017		1079	
平均隣接物件数	73.66174		110.065		129.9764		153.1603	

注：\*\*\*:1%, \*\*:5%, \*:10%でそれぞれ有意であることを示す。



表3b 推定結果 (1997年-2001年)

隣接2年推定 変数	1997-1998		1998-99		1999-2000		2000-2001	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値	係数	z値
定数項	4.015183	45.75 ***	3.260242	8.78 ***	3.989673	48.78 ***	3.979533	29.41 ***
時点ダミー変数	-0.058082	-8.38 ***	-0.058536	-8.46 ***	-0.044447	-6.65 ***	-0.015373	-2.19 **
1LDKダミー	0.101998	7.62 ***	0.136206	10.92 ***	0.20059	16.95 ***	0.263946	21.18 ***
2LDKダミー	0.029875	2.85 ***	0.036448	3.34 ***	0.058712	5.67 ***	0.04799	4.46 ***
3LDKダミー (基準)								
4・5LDKダミー	-0.015284	-0.35	-0.072626	-2.20 **	-0.096526	-3.39 ***	-0.051662	-2.04 ***
エレベータ基数	0.017701	5.42 ***	0.019891	4.73 ***	0.032179	9.71 ***	0.039676	11.98 ***
駅までの徒歩・バス乗車分数	-0.005877	-7.10 ***	-0.007448	-8.95 ***	-0.009019	-10.76 ***	-0.009667	-10.67 ***
分譲戸数	-0.000351	-3.53 ***	-0.000494	-4.60 ***	-0.001038	-12.90 ***	-0.001174	-13.72 ***
SRCダミー	0.001341	0.15	0.017784	2.11 ***	-0.004027	-0.50	0.019194	2.30 **
分譲駐車場数	0.005052	1.66 *	-0.004044	-1.25	-0.006411	-4.24 ***	-0.00362	-2.52 **
賃貸駐車場数	0.000365	3.59 ***	2.05E-05	0.22	0.000454	4.72 ***	0.000343	3.11 ***
敷地面積	-1.77E-06	-0.93	3.33E-06	1.46	-4.24E-06	-2.03 ***	-6.08E-06	-2.46 **
容積率	-7.65E-05	-2.61 ***	-7.65E-05	-2.59 ***	-7.91E-05	-2.77 ***	-1.31E-04	-4.19 ***
住居系用途地域ダミー	-1.75E-02	-1.89 *	-4.85E-03	-0.49	1.71E-03	0.18	0.049573	5.06 ***
高層マンション	0.159189	7.08 ***	0.12433	6.27 ***	0.167989	8.02 ***	0.268878	14.98 ***
大規模マンション	-0.130006	-5.52 ***	-0.094914	-4.76 ***	-0.08115	-4.28 ***	-0.064819	-3.75 ***
南向きダミー	-0.005891	-0.61 ***	-0.014561	-1.47 ***	0.002456	0.25 ***	0.002941	0.28
誤差分散	0.56088	23.08 ***	0.710608	25.12 ***	0.857684	27.77 ***	0.958598	27.36 ***
空間的自己相関係数	0.9639	47.90 ***	0.990078	241.61 ***	0.9919	204.33 ***	0.9909	182.99 ***
対数尤度	4		13		3		3	
観測値数	299,5495		200,9147		107,4024		20,6345	
平均隣接物件数	1068		1264		1544		1498	
平均隣接物件数	153.2622		182.5032		228.6347		219.3244	

注: \*\*\*:1%, \*\*:5%, \*:10%でそれぞれ有意であることを示す。

表3c 推定結果 (2001年-2005年)

隣接2年推定 変数	2001-2002		2002-3003		2003-2004		2004-2005	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値	係数	z値
定数項	3.998075	27.37 ***	2.65216	3.23 ***	3.682647	25.30 ***	3.288276	8.99 ***
時点ダミー変数	-0.00258	-0.32 ***	-0.00115	-0.15	0.00353	0.47 ***	0.03597	3.94 ***
1LDKダミー	0.22471	17.69 ***	0.17985	15.75 ***	0.164546	14.52 ***	0.19162	13.62 ***
2LDKダミー	0.023726	1.95 *	0.036548	3.04 ***	0.032869	2.83 ***	0.070769	5.25 ***
3LDKダミー (基準)								
4・5LDKダミー	0.032513	1.40	-0.02181	-0.97	-0.03896	-1.88 *	-0.015	-0.69 ***
エレベータ基数	0.033383	11.90 ***	0.018808	7.61 ***	0.021256	7.40 ***	0.016933	8.33 ***
駅までの徒歩・バス乗車分数	-0.00857	-8.32 ***	-0.01014	-9.80 ***	-0.01067	-10.57 ***	-0.01022	-8.76 ***
分譲戸数	-0.0008	-7.27 ***	-0.00026	-2.77 ***	0.000177	2.17 ***	-0.00016	-2.31 **
SRCダミー	0.033453	3.63 ***	0.020992	2.19 **	0.007864	0.79	0.007286	0.56
分譲駐車場数	-0.00176	-1.15	-0.00207	-1.11	0.018069	2.81 ***	-0.00129	-2.88 ***
賃貸駐車場数	-0.00055	-6.48 ***	-0.00065	-9.46 ***	-0.00046	-7.07 ***	-0.00013	-3.14 ***
敷地面積	2.36E-06	1.75 *	1.08E-05	8.52 ***	9.23E-06	5.66 ***	7.41E-07	0.44
容積率	-5.01E-05	-1.46	1.91E-05	0.60 ***	4.37E-05	1.47 ***	-3.37E-05	-1.03
住居系用途地域ダミー	4.19E-02	4.05 ***	1.89E-02	2.06 **	1.61E-02	1.74 *	1.66E-02	1.50
高層マンション	0.227596	13.24 ***	0.003568	0.23	-0.00997	-0.61	0.024913	1.34
大規模マンション	0.005263	0.33	0.031997	2.00 **	-0.06083	-3.81 ***	-0.02497	-1.38
南向きダミー	-0.01612	-1.45	0.027463	2.40 **	0.002965	0.24 ***	-0.04135	-2.59 ***
誤差分散	1.058017	26.27 ***	1.129401	26.41 ***	1.199752	25.53 ***	1.350258	22.66 ***
空間的自己相関係数	0.9943	293.47 ***	0.995002	342.57 ***	0.9816	95.96 ***	0.986102	####
対数尤度	3		14		2		14	
観測値数	-50.4374		-96.2235		-128.432		-168.732	
平均隣接物件数	1381		1396		1305		1029	
平均隣接物件数	205.118		224.6834		210.8613		151.9106	

注: \*\*\*:1%, \*\*:5%, \*:10%でそれぞれ有意であることを示す。

一方2007年からの価格上昇は、ファンドによる土地の取引の活性化が地価の高騰を招き、マンションの仕入れ価格が上昇したと類推される。2009年はリーマンショック（2008年9月）の影響もあり価格が下落に転じている。失業率の上昇や先行き不透明感の増幅で、購入予定者のマインドは冷めており、上昇した価格とのキャップが拡大し、販売状況が厳しくなったことで価格が調整されたと考えられる。

## 5.2 結果の頑健性について

表4と図1は、あくまで、5km以内の物件を隣接物件として作成した隣接行列を用いたモデルの推定結果からの結果である。そこでこの結果がどこまで信頼できるのかを、他の定式化のモデルを用いた場合の価格指数と比較することを行う。

具体的には、次のような（2）から（9）までの定式化のモデルから検証モデルの作成を試みた。以下、[ ]内

表3d 推定結果 (2005年-2009年)

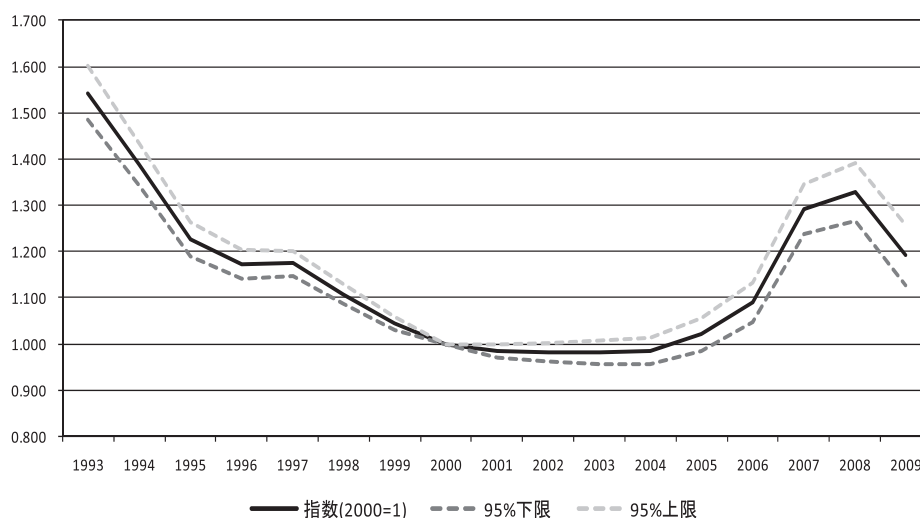
隣接2年推定 変数	2005-2006		2006-2007		2007-2008		2008-2009	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値	係数	z値
定数項	4.014993	26.71 ***	3.851189	21.31 ***	3.741567	28.97 ***	3.853646	25.33 ***
時点ダミー変数	0.065719	6.14 ***	0.169135	13.34 ***	0.028861	2.23 ***	-0.10794	-8.25 ***
1LDKダミー	0.176159	9.60 ***	0.067661	3.12 ***	0.020408	1.01	-0.016441	-0.95
2LDKダミー	0.124057	7.28 ***	0.118031	5.40 ***	0.046428	2.58 **	-0.023512	-1.76 *
3LDKダミー (基準)								
4・5LDKダミー	0.003805	0.12 ***	-0.045454	-0.84 ***	-0.091764	-1.90 *	-0.032978	-1.21
エレベータ基数	0.01169	4.97 ***	-0.005675	-1.35	0.002512	0.74	-0.014715	-7.70 ***
駅までの徒歩・バス乗車分数	-0.013945	-9.79 ***	-0.011291	-7.21 ***	-0.009367	-5.20 ***	-0.021642	-16.70 ***
分譲戸数	-0.000186	-2.47 **	0.000321	2.30 ***	0.000414	3.08 ***	-0.000467	-4.76 ***
SRCダミー	-0.00102	-0.06	-0.04743	-1.78 *	0.013151	0.49	-0.097649	-4.99 ***
分譲駐車場数	-0.001054	-2.28 **	-0.018403	-3.67 ***	-0.01014	-2.83 ***		
賃貸駐車場数	4.01E-05	0.64	-0.000336	-3.45 ***	-0.0003	-2.82 ***	0.000146	3.15 ***
敷地面積	-7.44E-06	-2.70 ***	4.54E-06	1.49	-2.27E-07	-0.08	-3.98E-06	-2.12 **
容積率	-1.00E-04	-2.56 ***	-2.03E-04	-3.81 ***	-4.80E-06	-0.10	-5.87E-05	-1.85 ***
住居系用途地域ダミー	0.003667	0.29	-0.00203	-0.14	3.35E-02	2.43 **	0.058595	5.01 ***
高層マンション	0.011405	0.52	-0.021831	-0.99	0.025529	1.13	0.166504	9.40 ***
大規模マンション	-0.012968	-0.58	0.013972	0.61	0.046152	2.21 **	0.052436	3.47 ***
南向きダミー	-0.023183	-1.22	-0.003716	-0.19	-0.000784	-0.04	0.025059	0.88
誤差分散	1.402323	19.55 ***	1.622391	17.31 ***	1.624218	16.39 ***	2.75713	22.02 ***
空間的自己相関係数	0.97752	80.60 ***	0.98182	99.42 ***	0.973376	74.45 ***	0.974097	83.17 ***
	6		6		7		11	
対数尤度	-140.0845		-156.6373		-141.4755		-502.8481	
観測値数	766		601		539		971	
平均隣接物件数	101.3133		74.07987		66.73098		128.1401	

注：\*\*\*:1%, \*\*:5%, \*:10%でそれぞれ有意であることを示す。

表4 東京都区部 新築マンション品質調整済価格指数

暦年	指数(2000=1)	変化率	95%下限	95%上限
1993	1.543		1.4837	1.6023
1994	1.389	-10.0105	1.3433	1.4337
1995	1.227	-11.6210	1.1907	1.2636
1996	1.173	-4.4127	1.1417	1.2043
1997	1.175	0.1490	1.1475	1.2021
1998	1.108	-5.6427	1.0876	1.1294
1999	1.045	-5.6856	1.0318	1.0591
2000	1.000	-4.3474	1.0000	1.0000
2001	0.985	-1.5255	0.9711	0.9984
2002	0.982	-0.2575	0.9616	1.0028
2003	0.981	-0.1144	0.9559	1.0062
2004	0.985	0.3536	0.9554	1.0137
2005	1.021	3.6625	0.9859	1.0553
2006	1.090	6.7927	1.0479	1.1320
2007	1.291	18.4280	1.2370	1.3446
2008	1.329	2.9282	1.2667	1.3905
2009	1.193	-10.2319	1.1277	1.2576
平均変化率(%)		-1.504	-1.6011	-1.4145

図1 都区部新築マンション価格指数 (1993年から2009年, 2000年=1)



の記述は表5と図2に合わせた記号となっている。

[(2) OLS] : 空間的自己相関も、不均一分散も考慮しないOLSによる推定結果

[(3) wls] : 不均一分散を考慮して、棟内の物件数を重

みとした加重最小2乗法による推定結果

[(4) sph 5k (wls)] : 表3の推定結果は、すべて初期値がOLSの結果に基づくものであった。そこで、初期値の違いからくる結果の差を検討するために、初期値をwlsのものとした5km周辺の物件を隣接物件としたモデル

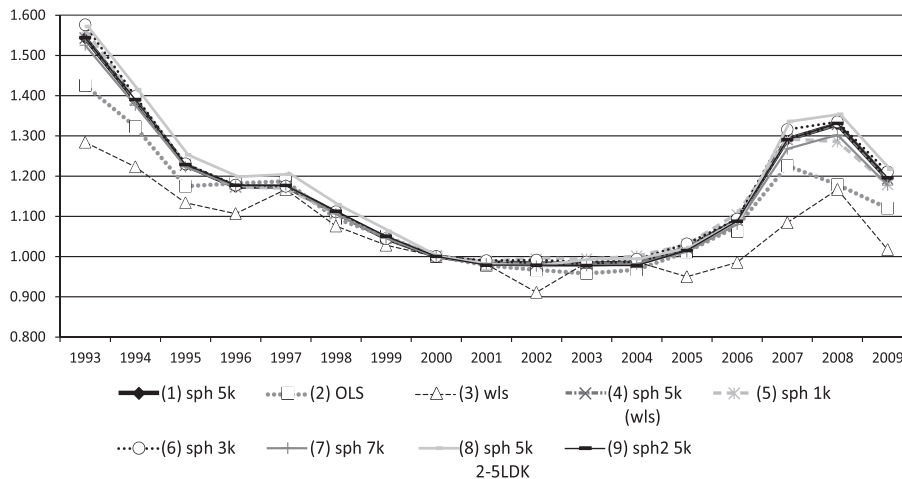
表5 推定方法別 都区部品質調整済み新築マンション価格指数

暦年	(1) sph 5k	(2) OLS	(3) wls	(4) sph 5k (wls)	(5) sph 1k	(6) sph 3k	(7) sph 7k	(8) sph 5k 2-5LDK	(9) sph2 5k
1993	1.543	1.425	1.284	1.543	1.563	1.576	1.525	1.572	1.544
1994	1.389	1.323	1.223	1.389	1.392	1.397	1.376	1.415	1.390
1995	1.227	1.175	1.133	1.227	1.230	1.230	1.223	1.252	1.229
1996	1.173	1.182	1.106	1.173	1.172	1.177	1.175	1.198	1.177
1997	1.175	1.187	1.166	1.175	1.170	1.175	1.178	1.204	1.177
1998	1.108	1.094	1.076	1.108	1.106	1.111	1.106	1.129	1.113
1999	1.045	1.050	1.028	1.045	1.047	1.045	1.045	1.062	1.051
2000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2001	0.985	0.978	0.981	0.985	0.988	0.990	0.982	0.980	0.978
2002	0.982	0.966	0.911	0.982	0.993	0.991	0.976	0.978	0.978
2003	0.981	0.958	0.985	0.981	0.993	0.986	0.977	0.993	0.977
2004	0.985	0.967	0.987	0.985	1.000	0.993	0.981	0.994	0.977
2005	1.021	1.011	0.950	1.021	1.029	1.032	1.012	1.022	1.015
2006	1.090	1.062	0.985	1.090	1.103	1.093	1.080	1.092	1.088
2007	1.291	1.226	1.084	1.291	1.292	1.316	1.267	1.336	1.290
2008	1.329	1.178	1.167	1.329	1.286	1.335	1.302	1.354	1.331
2009	1.193	1.120	1.017	1.193	1.179	1.210	1.177	1.217	1.196
平均成長率(%)	-1.504	-1.409	-1.360	-1.503	-1.646	-1.541	-1.510	-1.495	-1.491
相関行列									
(1) sph 5k	1.0000	0.9754	0.9130	1.0000	0.9964	0.9991	0.9991	0.9986	0.9998
(2) OLS		1.0000	0.9350	0.9754	0.9795	0.9722	0.9823	0.9772	0.9766
(3) wls			1.0000	0.9130	0.9072	0.9004	0.9254	0.9165	0.9155
(4) sph 5k(wls)				1.0000	0.9964	0.9991	0.9991	0.9986	0.9998
(5) sph 1k					1.0000	0.9971	0.9966	0.9940	0.9954
(6) sph 3k						1.0000	0.9974	0.9975	0.9984
(7) sph 7k							1.0000	0.9980	0.9993
(8) sph 5k 2-5LDK								1.0000	0.9989
(9) sph2 5k									1.0000

注 :

- (1) sph 5k : 5km 周辺の物件を隣接物件とした空間自己相関・不均一分散モデルの推定結果 (表 4)
- (2) OLS: OLS による推定結果
- (3) wls: 棟内の物件数を重みとした加重最小 2 乗法による推定結果
- (4) 初期値を wls のものとした 5km 周辺の物件を隣接物件とした空間自己相関・不均一分散モデルの推定結果
- (5) sph 1k: 1 km 周辺の物件を隣接物件とした空間自己相関・不均一分散モデルの推定結果
- (6) sph 3k : 3 km 周辺の物件を隣接物件とした空間自己相関・不均一分散モデルの推定結果
- (7) sph 7k : 7 km 周辺の物件を隣接物件とした空間自己相関・不均一分散モデルの推定結果
- (8) sph 5k 2-5LDK : 2LDK から 5LDK を観測値とした、5 km 周辺の物件を隣接物件とした空間自己相関・不均一分散モデルの推定結果
- (9) sph2 5k: 5km 周辺の物件を隣接物件とし、x 座標と y 座標を不均一分散の要因とした空間自己相関・不均一分散モデルの推定結果

図2 推定方法別 都区部新築マンション価格指数 (1993年から2009年, 2000年=1)



の推定結果

[(5) sph 1k] : 1 km周辺の物件を隣接物件としたモデルの推定結果

[(6) sph 3k] : 3 km周辺の物件を隣接物件としたモデルの推定結果

[(7) sph 7k] : 7 km周辺の物件を隣接物件としたモデルの推定結果

[(8) sph 5k 2-5LDK] : サブサンプルである, 2LDKから5LDKを観測値とした, 5 km周辺の物件を隣接物件としたモデルの推定結果

[(9) sph2 5k] : 5km周辺の物件を隣接物件とするが, 誤差項  $\mu$  の分散を変更させたモデルである。

$$\mu \sim N(0, V) \quad (4')$$

$$V_{ii} = n_i^{-1} \exp(z_i' \delta), \quad V_{ij} = 0 \text{ if } i \neq j, \quad i=1, 2, \dots, N. \quad (5')$$

ここで不均一分散の要因とした  $z_i$  には  $x$  座標と  $y$  座標を用いており,  $z_i = (1, x_i, y_i)$  である。

これらの推定結果からの価格指数を比較したのが, 表5と図2である。結果が大きく異なるのは, 空間的自己相関を仮定しない [(1) OLS] と [(2) WLS] の結果であることがわかる。その特徴は, 1993年から1997年の価格の下がり局面と2006年以降の上がり局面で端的に表れている。特に急激に変化をしている2007年以降の動きが, 他の空間的自己相関を仮定したモデルとは異なっている。

このような空間的自己相関を考慮しない場合とした場合の違いは, 表3からわかるように全て年の推定結果で有意となる空間的自己相関係数の結果から考えるに, 本来ならば必要な空間的な影響を反映していないために, 生じた違いと考えられる。さらに空間的自己相関を仮定した場合には, 指数の数値そのものの大きさや相関係数に, 大きな違いがみられないことから, 表4にまとめた指数を, 今回分析対象としたデータから作成した代表的な指数とすることに, 特に問題がないと結論付けた。

## 6. おわりに

本稿では, 新築マンションの立地情報であるGISデータを含むMRC社の新築マンションデータベースを用いて, 空間的自己相関や, データの性質から生じる不均一分散を考慮したヘドニック価格モデルを推定し, 1993年から2009年までの連鎖型の新築マンションの品質調整済価格指数を作成した。いくつかの異なる定式化に基づくヘドニック・モデルの推定結果からも価格指数を作成・比較し, 本稿のモデルの頑健性や価格指数の特徴を明らかにした。

最後に, 今後の課題として, いくつか述べる。OLSの残差分析の結果からは, ほとんどの推定結果に定式化の誤り

が存在することが示されている。今回の分析では反映できなかったが, この定式化の問題については, 今後の課題であると考えている<sup>4</sup>。特に非正規性の問題については, 最尤推定量に偏りが生じる可能性があるため,  $t$  分布などの, より裾の長い分布を仮定するなどの改善が必要であると考えている。また, 空間的自己相関の推定結果を価格指数作成に明示的に用いていない点も, 本稿の分析の特徴でもあり, 欠点でもある。Dubin (2003) にあるように, 空間的自己相関モデルを利用する長所の一つとして, 被説明変数の予測がある。この長所を生かし Can and Megbolugbe (1997) のようなモデルを推定し, 代表的物件の予測価格を求め, 今回の結果と比較するのも今後の課題としてあげることができる。最後に, 今回の分析対象とした地域は東京都23区であったが, 分析地域の首都圏への拡大や, 四半期毎に作成するなどの時点の細分化を行う予定である。

## 補論：モンテ・カルロ・シミュレーションによる検討

図2の結果を見ると, 空間的自己相関を仮定した場合の結果と, 仮定しないOLSとWLSとの結果で, 指数の推移が違う期間が観測されている。この原因として, 作成する指数の対象地域内で, 住宅価格変化率の異なる地域が部分市場 (sub-market) として存在する場合があるのではないかと考えた。この場合を検証するために, 2つの異なる部分市場の存在を仮定し, それぞれの部分市場ごとのデータを発生させ, これら2つの部分市場を対象にして空間的自己相関を仮定した場合と, 仮定しない場合の住宅価格指数を作成した。

2時点, 2地域のデータを次のようにして発生させた。

まず時点1のデータを次のDGP (Data Generation Process) により発生させた。

$$\ln p_1 = \alpha_1 1 + \beta_1 h_1 + \varepsilon_1$$

$$\varepsilon_1 = \lambda W_1 \varepsilon_1 + \mu_1$$

$$\mu_1 \sim N(0, \sigma_1^2 I)$$

ここで,  $p_1$ ,  $1$ ,  $h_1$ ,  $\varepsilon_1$ ,  $\mu_1$  は,  $n_1 \times 1$  のベクトルである。 $1$  は全ての要素を1とするベクトルである。 $h_1$  は  $N(10, 5)$  により発生させた。 $\mu_1$  は  $\sigma_1^2 = 1$  として  $N(0, I)$  により発生させた。そして, 距離行列  $W$  については, 2008-2009年の  $x$  座標と  $y$  座標の平均 ( $x$ : -9020.823,  $y$ : -34077.98) と標準偏差 ( $x$ : 7374.215,  $y$ : 6234.811) とする正規分布から  $x$  座標と  $y$  座標を発生させ, それぞれの座標から観測値間の距離を求め, 5 km以内なら1, それ以外なら0とする行列を作成し, 行和が1となるように基準化した行列を  $W_1$  としている。また,  $x$  座標と  $y$  座標とが, それぞれの平均より大きい地域をA地域, 小さい地域をB地域とした。そして時点1の場合, 2地域の住宅価格水準は同じとした。パラメータについて



は、 $\alpha_1, \beta_1$ ともに1としている。空間的自己相関係数 $\lambda$ は0.8とした。発生させたサンプル数は $n_1=100$ である。

次に、時点2のデータを次のDGPにより発生させた。

$$\begin{aligned} \ln p_2 &= \alpha_2 1 + \gamma D + \beta_2 h_2 + \varepsilon_2 \\ \varepsilon_2 &= \lambda W_2 \varepsilon_2 + \mu_2 \\ \mu_2 &\sim N(0, \sigma_2^2 I) \end{aligned}$$

ここで、 $p_2, 1, h_2, \varepsilon_2, \mu_2$ は、 $n_2 \times 1$ のベクトルである。 $I$ は、時点1と同様に、全ての要素を1とするベクトルである。 $h_2$ についても時点1と同様にデータを発生させている。地域についても時点1と同様にA地域、B地域とし、A地域に1をとるダミー変数Dを作成し、この係数を $\ln(g+1)$ としている。これは時点2におけるA地域の価格指数が時点1に比べて、 $g \times 100\%$ の変化率で変化していることを示している。そしてパラメータについては、時点1と同様に $\alpha_1, \beta_1$ ともに1としている。空間的自己相関係数 $\lambda$ も時点1と同じく0.8とした。発生させたサンプル数は、時点1と同様に、 $n_2=100$ である。

時点1、A地域の時点1に対する住宅価格成長率示す $g$ を、-0.5 (0.1) 0.5で動かして、11通りのデータ生成した。

このように発生させた2時点、2地域のデータに対して、

空間的自己相関を仮定したモデル

$$\begin{aligned} \ln p &= \alpha 1 + \gamma_{sp} t + \beta h + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W \varepsilon + \mu \end{aligned}$$

と、そうでないモデル

$$\ln p = \alpha 1 + \gamma_{OLS} t + \beta h + \varepsilon$$

を推定した。ここで時点ダミー変数 $t$ は、時点2には1、時点1の場合には0をとる。これらのモデルを $g$ の値により異なる11のデータセット、それぞれに対して100回推定し、時点ダミー変数 $t$ の係数推定値である $\gamma_{SP}$ と $\gamma_{OLS}$ について比較した結果が表6である。この表は、それぞれの推定結果の平均値と標準偏差とを、まとめたものである。標準偏差を比較すると、OLSのほうがSPの場合よりも大きいことが見て取れるが、等分散の検定は棄却されなかった。また平均値についてもOLSとSPの差は、棄却されなかった。

以上より、今回の実験結果として、空間的自己相関を仮定しない場合と、した場合とで有意な差は観測されなかったが、引き続き図2にみられるような乖離が生じる原因について、継続して検定する予定である。

表6 時点ダミー変数のパラメータ推定値の比較

$g$	$\gamma$	$\gamma_{OLS}$		$\gamma_{SP}$		分散の検定： 平均の検定：	
	$\ln(g+1)$	平均	標準偏差	平均	標準偏差	$P(F_{(99,99)} > f)$	$P(t_{198} >  t )$
-0.5	-0.69	-0.51	1.95	-0.50	1.69	0.24	0.97
-0.4	-0.51	-0.54	1.94	-0.51	1.84	0.39	0.88
-0.3	-0.36	0.01	2.29	0.02	2.13	0.35	0.94
-0.2	-0.22	0.07	2.66	0.08	2.46	0.35	0.98
-0.1	-0.11	0.23	1.93	0.23	1.81	0.38	1.00
0	0.00	0.18	2.12	0.18	1.86	0.26	0.98
0.1	0.10	0.07	1.59	0.06	1.48	0.36	0.96
0.2	0.18	0.00	2.53	0.02	2.43	0.42	0.92
0.3	0.26	0.06	2.01	0.07	1.89	0.37	0.96
0.4	0.34	-0.07	2.67	-0.07	2.42	0.32	0.99
0.5	0.41	0.14	2.14	0.13	1.93	0.30	0.96

注：OLSは最小2乗法による推定結果であり、SPは空間的自己相関を仮定したモデルの推定結果である。モデルの推定回数はそれぞれ100回である。平均の検定は、等分散を仮定した場合である。

(注)

- 1 これらは次のサイトより利用できる。  
 (株)リクルート <http://www.recruit.jp/library/house>  
 (財)日本総合研究所 <http://www.jri.or.jp/>
- 2 ここでは、平均価格  $\bar{p}_i = \sum_j^n p_{ij} / n_i$  の対数  $\ln \bar{p}_i$  が、 $\ln p_i$  の平均である  $\overline{\ln p_i}$  と近似的に等しいと仮定している。

- 3 連鎖基準価格指数については森田(1989)、水野(1998)を参照されたい。
- 4 定式化については、ノンパラメトリックな方法を使用した研究としてMeese and Wallace(1991)がある。

参考文献

伊藤隆敏・広野桂子(1992)、「住宅市場の効率性：マイクロデータによる計測」、『金融研究』, 11 (3), pp.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, pp.2-8.  
 大守隆、上坂卓郎、大日向寛文(2001)、「品質調整済不動産価格指

数の実証研究」、『応用地域学研究』, 6, pp. 111-121.  
 春日義之(1996)、「首都圏における住宅問題の考察－マイクロデータによる住宅市場の検証」、『調査』(日本開発銀行), 211.  
 清水千弘・唐渡広志(2007)、『不動産市場の計量経済分析』, 朝倉書店, 2007年  
 鈴木史郎(1995)、「住宅市場における価格形成の分析－東京圏における80年代の価格変動をめぐって－」、『フィナンシャル・レ

- ビュー』, 34, pp. 91-111.
- 田辺亘 (1994), 「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』, 14, pp.32-39.
- 中神康博 (1995), 「不動産市場における現在価値モデルについて」, 『住宅土地経済』, 16, pp. 20-27.
- 中村良平 (1998), 「マンション価格指数と収益性」, 『住宅土地経済』, 1998年冬号, pp.16-2.
- 原野啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之 (2007) 「リポートセールス法による品質調整済価格指数の推計：東京都区部住宅市場への適用可能性」『住宅土地経済』65, pp. 12-19.
- 藤沢美恵子・隅田和人 (2001) 「東京大都市圏における新築マンション価格のヘドニック分析」, 『都市計画 別冊 都市計画論文集』, 36, pp.943-948.
- 水野勝之 (1998) 『経済指数の理論と適用：消費分析の経済指数の適用』創成社
- 森田優三 (1989) 『物価指数理論の展開』東洋経済新報社
- Breusch, T.S. and A.R. Pagan (1979), A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, *Econometrica*, 47 (5), pp.1287-1294.
- Can, A. and Isaac Megbolugbe (1997), Spatial dependence and house price index construction, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, pp. 203-222.
- Dubin, Robin (2003), Robustness of spatial autocorrelation specifications: Some Monte Carlo evidence. *Journal of Regional Science*, 43 (2), pp. 221-248.
- Glejser, H. (196) A new test for heteroscedasticity, *Journal of the American Statistical Association*, 64, pp. 316-323.
- Im, Kyung So (2000), Robustifying Glejser test of heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 97, pp. 179-188.
- Jarque, C.M. and A.K. Bera (1987), A Test for Normality of Observations and Regression Residuals, *International Statistic Review*, 55, pp.163-172.
- Koenker, Roger (1981) A Note on Studentizing a Test for Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 17, pp.107-112.
- LeSage, James and Pace, R. Kelley (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press.
- Machado, Jose A. F. and Santos Silva, J. M. C. (2000), Glejser's test revisited, *Journal of Econometrics*, 97, pp. 189-202.
- Poirier, D. (1995), *Intermediate Statistics and Econometrics*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Ramsey, J.B. (1969), Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 2, pp.350-371.
- Meese, R. and N. Wallace, "Nonparametric Estimation of Dynamic Hedonic Price Models and the Construction of Residential Housing Price Indices." *AREUEA Journal*, 19, pp.308-332, 1991.

