

# 金沢市における中古マンション価格のヘドニック分析

A Hedonic Analysis of Condominium Prices in Kanazawa City

## 〈目 次〉

1. はじめに
2. ヘドニック 価格モデルの概略
3. データ
4. モデルの推定
  4. 1 初期推定の結果
  4. 2 外れ値の検討
  4. 3 推定結果の検討
5. 価格指数の作成
6. おわりに

隅 田 和 人  
Kazuto Sumita

## 1. はじめに

住宅は立地場所やデザインなどが異なるのが通常の不均一な財であり、同じ物件は2つとない。このような財の価格の経済全体での変動を知るのは容易な作業ではない。なぜなら住宅の属性の変化(例えば間取りや専有面積の変化)が価格に反映されるためである。そこで、まとまった地域、例えば国全体や地方公共団体の平均的な住宅価格の時系列の変動を見るときには、このような住宅の持つ属性の違いや変化を除いた上での価格を見る必要がある。特に政府による経済政策の住宅価格への影響を知りたい場合には、このような価格が必要になると考える。

住宅価格指数の作成の既存研究は数多いが、主に東京都の中古マンションについてである。この理由は、東京には物件の情報が多く、中古マンションには、規格化された住宅が多いからであると考えられる。主な既存研究として伊藤・廣野(1992)、伊藤(1993)、田辺(1994)、中神(1995)、鈴木(1995)、春日(1996)、中村(1988)、大守・上坂・大日向(2001)がある<sup>(1)</sup>。最近では実用の目的とした東京都区部の指数も出されるようになった[清水(2001)]。

本稿では、これらの既存研究を参考にして、金沢市の中古マンションのデータを分析している。分析の目的は2つある。一つは、マンションの属性に固有の住宅価格に及ぼす影響を推定することにより、金沢の中古マンション市場

の特徴を明らかにすることである。いま一つは、金沢の中古マンション市場の全体的な価格動向を表す価格指数を作成することである。前述のように住宅は地域性を持つ財であるので、金沢市の住宅価格動向を調べるために価格指数を作成することには十分意味があると考ええる。

統計分析の方法は、古典的アプローチに基づいており、ここで推定されている回帰モデルは誤差項の正規性に基づく古典的回帰モデルである。

本稿の構成は次のようになっている。2節でヘドニック・モデルの概要を述べ、3節でデータの説明をしている。4節がモデルの推定についてであり、5節では価格指数が作成されている。6節でまとめと今後の課題が述べられている。

## 2. ヘドニック価格モデルの概略

ヘドニック価格モデルとは市場で取引されている住宅の価格が、この住宅の質を表す種々の「属性」に依存するとする仮説に基づくモデルである。具体的には、住宅の販売価格 $P$ をその住宅の専有面積、間取、交通手段などの属性 $(h_1, h_2, \dots, h_k)$ の関数として定式化する。

$$P = f(h_1, h_2, \dots, h_k)$$

このモデルから得られる各属性の価格に対する限界効果は、影の価格(Shadow Price)と呼ばれる。この値は、市場で、その属性が金額価値に直したときにどのくらいの額として評価されているかを表している。このモデルの未知パラメータを推定し、同一の属性の物件を每期取引する場合の価格を求め価格指数を作成する。この指数はヘドニック価格指数と呼ばれ、品質変化による価格変化が大きい財である自動車、パソコン、ビデオ、衣服などの価格分析

(1) ここでのアプローチと類似した方法による新築マンションのデータを分析した研究として田辺(1994)と藤沢・隅田(2001)がある。

に使用されている<sup>(2)</sup>。

これまで関数形 $f$ を特定化せずに一般化させたまま議論を進めてきたが、関数 $f$ の関数形は、経済理論からは特定されず、統計的に決定される<sup>(3)</sup>。

### 3. データ

分析の基礎となるデータは石川県・富山県の不動産物件を扱っている『ハウジング・パル』<sup>(4)</sup>に掲載されている情報である。このデータを利用することの注意点は、2つある。一つはこの雑誌に掲載されている物件の情報は「広告価格」であるということである。『週刊住宅情報』の広告価格を利用した分析である春日(1996)で指摘されているように、実際に物件の売買される際の「取引価格」は「広告価格」よりも値引きされるのが通常である。そこで、この「取引価格」と「広告価格」との乖離を小さくするために、本稿の分析では、取引価格に近いとされる最終掲載物件の情報を利用している。この最終掲載物件とは、同一物件が複数の巻号に掲載される場合、最後に掲載されている物件のことである。

いま一つは、雑誌に掲載される物件は売れにくい物件が掲載されることが多く、したがってこのデータは偏りを持った標本であると考えられることである。人気のある物件は、市場に出た時点で売れる傾向があるので、この雑誌に掲載された物件は、金沢市のマンションの中でも売れにくい物件が含まれていると考えられる。分析の目的からすると、実際に物件の売買される際の「取引価格」を用いるのが最もよいのであるが、そのようなデータを得ることは困難であるので、ここでは広告価格に基づく分析を行うことにした<sup>(5)</sup>。

分析に用いた標本の住宅の属性は次にあげる項目であ

る。住宅価格(万円)、専有面積( $m^2$ )、管理費(円)、間取り、階建、建築年月、最寄駅あるいはバス停、そしてその最寄駅あるいはバス停から物件までの徒歩分数である。

間取りについては複数ある間取りの種類を5種類にまとめたダミー変数で表している。すなわち、1Kタイプ(1 room, 1K, 1DK, 1LDK), 2LDKタイプ(2K, 2DK, 2LDK), 3LDKタイプ(3K, 3DK, 3LDK), 4LDKタイプ(4DK, 4LDK), 5LDKタイプ(5K, 5LDK)である。これらに該当する物件については1をとるダミー変数としている。

これらのデータのいずれかが欠損している標本は分析の対象としていない。このようにして標本を選択したところ、2001年5月については標本が存在しなくなった。

分析対象とした地区は『ハウジング・パル』で金沢市北部として分類されていた次の地区である。旭町、旭町3丁目、駅西本町1丁目、駅西本町6丁目、下堤町、笠市町、笠舞3丁目、笠舞本町2丁目、割出町、菊川1丁目、京町、橋場町、玉川町、栗崎町、兼六元町、元町2丁目、高岡町、高柳町、此花町、三口新町2丁目、三社町、山花町、若松町、十間町、出雲町、春日町、諸江町、諸江町下丁、小将町、小立野1丁目、小立野2丁目、小立野4丁目、昌永町、城南2丁目、新堅町3丁目、神宮寺町、西念町、石引4丁目、扇町、大手町、大豆田本町、堅町、池田町四番町、中川除町、長町、長町1丁目、長町2丁目、長田3丁目、直江町、天神町、土清水3丁目、東御影町、東山1丁目、東山3丁目、尾張町1丁目、尾張町2丁目、彦三町1丁目、彦三町2丁目、武蔵町、片町2丁目、宝町、法光寺町、芳斉1丁目、北安江1丁目、北町、本多町1丁目、本多町3丁目、本町1丁目、末町、鳴和1丁目、涌波3丁目。

分析に使用した記述統計量として平均と標準偏差を表1にまとめている<sup>(6)</sup>。ダミー変数については平均がその変数が該当する物件の全物件に占める比率を表している。

分析に用いた物件数は336件である。平均価格は約1,670万円、平均専有面積は72 $m^2$ 、平均築年数は約12年、間取りでは3LDKの物件が全体の54%を占める。時点ダミー変数はその月に広告から抹消された物件を表しており、2000年1月から2002年9月までであり、それぞれの月で抹消される物件数は全物件数の1%から6%の間の値をとっている。

(2) 白塚(1998), 第6章を参照。なお白塚(p. 83)によれば、直訳すれば「快楽的」という意味である「ヘドニック hedonic」の由来は、自動車の「乗り心地の良さ」である品質向上を除去して作成された価格指数の研究に由来するそうである。

(3) ヘドニック・モデルで使用される代表的な関数形については Halvorsen and Pollakowski (1981) を参照。Meese and Wallace (1991) のように関数形を特定化しないアプローチもある。

(4) 株式会社KCCにより1996年10月より出版されている福井県、石川県、富山県の不動産物件を扱った情報誌。

(5) 取引物件を利用した研究として田辺(1994)と大守・上坂・大日向(2001)がある。田辺は住宅金融公庫の持つ新築マンションの取引に関する個表データを利用している。大守らの研究では、東日本不動産流通機構(東日本レインズ)の取引データを利用している。大守らの研究に基づく東京圏の価格指数は下記の財団法人日本総合研究所のホームページから利用可能である。

<http://www.jri.or.jp/>

(6) 2000年10月の物件がゼロとなっているのは、この月の『ハウジング・パル』のバック・ナンバーが手に入らなかったためである。

表 1：記述統計量

	平均	標準偏差
(連続変数)		
価格	1690.0	914.4
専有面積	71.9	25.6
管理費 (円)	12177.3	6611.4
築年数	12.5	6.4
徒歩分数	3.7	2.6
(ダミー変数)		
1K タイプ	0.080	0.272
2LDK タイプ	0.256	0.437
3LDK タイプ	0.542	0.499
4LDK タイプ	0.104	0.306
5LDK タイプ	0.009	0.094
最寄駅：金沢駅	0.104	0.306
最寄駅：東金沢駅	0.033	0.178
最寄バス停	0.857	0.350
2000年 1月	0.009	0.094
2000年 2月	0.012	0.109
2000年 3月	0.030	0.170
2000年 4月	0.030	0.170
2000年 5月	0.036	0.186
2000年 6月	0.015	0.121
2000年 7月	0.036	0.186
2000年 8月	0.018	0.133
2000年 9月	0.048	0.213
2000年 10月	0	0
2000年 11月	0.018	0.133
2000年 12月	0.021	0.143
2001年 1月	0.033	0.178
2001年 2月	0.015	0.121
2001年 3月	0.045	0.207
2001年 4月	0.021	0.143
2001年 5月	0	0
2001年 6月	0.036	0.186
2001年 7月	0.012	0.109
2001年 8月	0.042	0.200
2001年 9月	0.033	0.178
2001年 10月	0.039	0.193
2001年 11月	0.024	0.153
2001年 12月	0.036	0.186
2002年 1月	0.051	0.220
2002年 2月	0.018	0.133
2002年 3月	0.045	0.207
2002年 4月	0.018	0.133
2002年 5月	0.045	0.207
2002年 6月	0.048	0.213
2002年 7月	0.057	0.231
2002年 8月	0.057	0.231
2002年 9月	0.060	0.237

#### 4. モデルの推定

まず既存研究で頻繁に使用される従属変数のみを対数変換する半対数モデルと、定式化の誤りによるパラメータへの偏りが少ないと Cropper, Deck and McConnell (1988) により指摘されている線形モデルを推定する。次にこれらの推定結果の定式化・外れ値の有無を検討し、モデルを選択する。

#### 4.1 初期推定の結果

モデルの候補として従属変数のみに自然対数をとった半対数線形モデルを  $m$  種類の属性と  $n$  種類のダミー変数を持つモデルで示すと次の (1) 式のように書ける。

$$\ln P_i = \sum_{j=1}^m \alpha_j h_{ij} + \sum_{k=1}^n \beta_k d_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

そして、対数変換をしない線形モデルは次のように書ける。

$$P_i = \sum_{j=1}^m a_j h_{ij} + \sum_{k=1}^n b_k d_{ik} + v_i \quad (2)$$

まずこれらを推定し、定式化を検討することにした。ここで  $h_{ij}$  は第  $i$  物件の第  $j$  属性を表し、 $d_{ik}$  は第  $k$  属性を表すダミー変数である。該当するときには 1、それ以外の場合にはゼロをとる変数である。誤差項  $\varepsilon_i$  と  $v_i$  はそれぞれ同一独立に期待値ゼロ、分散  $\sigma_i^2 (i = \varepsilon, v)$  の正規分布に従うと仮定する。

これらのモデルを推定した結果が表 2 のモデル 1 とモデル 3 であり、推定結果から得られる情報と残差を用いた回帰診断等計量が表 3 にまとめられている<sup>(7)</sup>。

まず、推定されたパラメータを検討する前に、残差について検討する。まず半対数線形モデルの残差と予測値のプロット ( $e - \hat{y}$  プロット) を見る。このグラフは回帰モデルの問題点を調べるのに有効である。

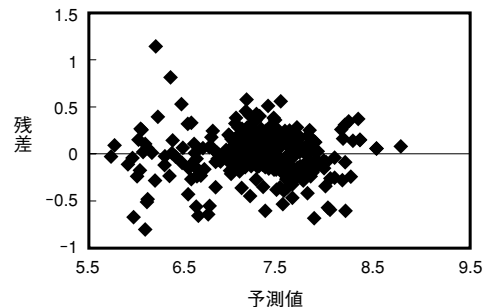


図1. 半対数線形モデルの残差-予測値プロット

図 1 の結果を見ると、左上、右下の散らばりが外れ値となって残差の分散を不均一にしている可能性があることが分かる。表 3 の診断等計量の結果を見ると、不均一分散の検定等計量である LM 統計量が有意となっており、均一分散の仮説が棄却されている。正規性の仮定については、JB 統計量、AJB 統計量ともに有意であり、この仮定も棄却される結果が得られている。

次に線形モデルの結果を検討する。まず残差と予測値のプロット図 2 を見る。

(7) モデルの推定には TSP4.5 with GiveWin を利用している。TSP については和合・伴 (1995) を参照されたい。

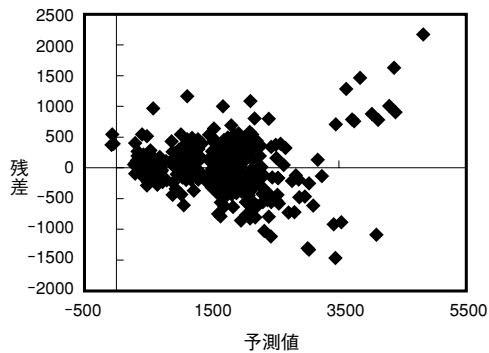


図2. 線形モデルの残差-予測値プロット

このグラフは予測値が大きくなるにつれて残差の分散が大きくなる典型的な不均一分散の形を示している<sup>(8)</sup>。表3の検定等計量を見てもLM統計量とBP統計量は大きな値を示しており不均一分散であることが示されている。正規性の検定も帰無仮説を棄却している。グラフから見るとこの場合には、右上のばらつきが外れ値となっている可能性がある。

#### 4.2 外れ値の検出

外れ値の検出は外的スチューデント化残差により検討している。第*i*観測値のスチューデント化残差、 $t_i = e_i / s(i) (1 - p_i)^{1/2}$ は、*n*を標本数、*k*を定数項を除く説明変数の数とすると、自由度  $n - k - 2$  の *t* 分布に従う<sup>(9)</sup>。ここで  $e_i$  第*i*観測値の残差であり、 $p_{ii}$  はモデルの説明変数を  $(n \times k)$  の行列 *X* で表すときに、 $I - X(X'X)^{-1}X'$  の対角要素を表している。 $s(i)$  は第*i*観測値を除いて計算したときに得られる残差標準誤差である。この統計量が有意になる場合には、その観測値を外れ値と判断して分析から除くことにした。ここでの分析は、金沢市の平均的な物件を対象にしており、極端に高価な物件や、安い物件については分析対象から除くことが適当と判断したためである。

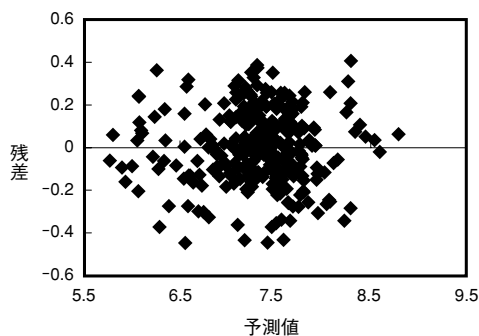


図3. 半対数線形モデル(外れ値除去後)の残差-予測値プロット

このスチューデント化残差が有意となる観測値を除いた推定結果が、半対数線形モデルについては表2のモデル2であり、線形モデルではモデル4となる。これらのモデルの診断等計量は表3にあるが、モデル2では有意となる統計量は存在せず、モデル4については依然として有意な統計量が存在することが分かる。モデル2については、図3の残差予測値プロットを見て、とくに外れ値がないことから分かる。以上よりモデル2がデータによく合致していることがわかるので、このモデルを最終モデルとして採用することにした。

#### 4.3 推定結果の検討

表2のモデル2の推定結果を見る。このモデルの係数は  $d \ln P_i / d h_{ii}$  を表しているが、 $d \ln P_i = (P_i - P_{i-1}) / P_{i-1}$  であることに注意すれば、このモデルの係数は住宅の属性  $h_{ii}$  が1単位変化したときの価格変化率を表していることが分かる。

連続変数の係数推定値をみると、専有面積については1  $m^2$  の増加につき、価格は1%上昇することが分かる。この値は東京都区部の既存研究に比べて小さい傾向が見られる [伊藤・廣野 (1992, 第3表a) : 2.2%, 中神 (1995) : 1.9%, 鈴木 (1995 図表2-1(a)) : 1.7%, 春日 (1996, 図表1-1) : 2%]。これは東京よりも地価が低く、面積に対する消費者の評価が低いことを示していると考えられる。

建築年数については、1年の経過につき3.2%価格が減少する傾向が見られる。この値は東京都区部の研究よりも大きな値である [伊藤・廣野 (1992, 第3表a) : -1.4%, 鈴木 (1995 図表2-1(a)) : -1.6%, 中神 (1995) : -1.5%, 春日 (1996, 図表1-1) : -2.0%]。東京都区部に比べてマンションに対する経済的な評価の減少率の効果が大きいことがわかる。

マンションの管理費については非常に小さな値であるが、有意にゼロと異なっており、管理費が高い物件は価格も高い傾向があることが見て取れる。

間取りについてみる。全ての物件を5つのタイプ (1K, 2LDK, 3LDK, 4LDK, 5LDK) に分類しているので、これらの変数を全て分析に用いると、完全な多重共線性が生じるので、2LDKタイプの物件の係数を基準のためにゼロとして推定している。この結果、2LDKタイプの物件よりも1Kタイプの物件は58%、5LDKタイプの物件は42%、割安である。これらに対して3LDKの物件は10%、4LDKの物件は14%、2LDKの物件よりも価格が高くなる傾向が見られる。

交通手段に関連するダミー変数については、金沢駅を基準としている。近くにバス停がある場合は、そうでない場合に比べて約8%価格が高くなる傾向が見られる。東京都

(8) 例えばマダラ (1996), p.126 参照。

(9) このことの証明は蓑谷 (1992), pp.57-59を参照されたい。

表2：モデルの推定結果

変数名	半対数線形モデル				線形モデル			
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項	6.878	42.37 **	6.800	55.95 **	482.38	1.59	66533	2.92 **
専有面積 (㎡)	0.010	10.33 **	0.010	12.08 **	15.11	8.66 **	15.24	9.73 **
築年数	- 0.034	- 14.64 **	- 0.032	- 17.76 **	- 44.69	- 10.33 **	- 44.42	- 14.06 **
管理費 (円)	2.06E - 05	7.39 **	2.15E - 05	10.36 **	0.06	11.43 **	0.04	10.11 **
1k タイプ	- 0.580	- 9.00 **	- 0.576	- 10.62 **	- 87.24	- 0.72	- 17884	- 1.92
2LDK タイプ	0.000		0.000		0.00		0.00	
3LDK タイプ	0.089	2.44 *	0.103	3.75 **	38.84	0.57	75.02	1.45
4LDK タイプ	0.099	1.65	0.141	2.93 **	172.58	1.53	30298	3.22 **
5LDK タイプ	- 0.350	- 2.04 *	- 0.420	- 3.21 **	- 272.52	- 0.85	- 87076	- 2.45 *
金沢駅	0.000		0.000		0.00		0.00	
東金沢駅	- 0.038	- 0.40	- 0.045	- 0.65	126.85	0.72	69.95	0.55
バス停	0.048	0.97	0.079	2.08 *	76.59	0.82	10442	1.52
徒歩分数	- 0.004	- 0.61	- 0.003	- 0.66	- 12.07	- 0.97	- 9.82	- 1.08
2000年 1月	0.000		0.000		0.00		0.00	
2000年 2月	- 0.005	- 0.03	- 0.007	- 0.05	21.72	0.06	- 51.61	- 0.20
2000年 3月	- 0.077	- 0.47	- 0.144	- 1.19	- 164.86	- 0.53	- 26279	- 1.19
2000年 4月	- 0.077	- 0.46	- 0.102	- 0.84	- 120.04	- 0.39	- 20524	- 0.93
2000年 5月	- 0.209	- 1.29	- 0.227	- 1.94	- 268.26	- 0.89	- 31689	- 1.48
2000年 6月	- 0.165	- 0.90	- 0.173	- 1.30	- 382.10	- 1.11	- 34709	- 1.43
2000年 7月	- 0.068	- 0.42	- 0.046	- 0.39	126.65	0.42	- 44.44	- 0.20
2000年 8月	- 0.370	- 2.09 *	- 0.399	- 3.11 **	- 593.26	- 1.79	- 62501	- 2.67 **
2000年 9月	- 0.063	- 0.40	- 0.096	- 0.84	233.25	0.79	- 4.57	- 0.02
2000年11月	- 0.086	- 0.49	- 0.100	- 0.78	- 86.30	- 0.26	- 12784	- 0.54
2000年12月	- 0.120	- 0.69	- 0.146	- 1.15	4.20	0.01	- 10418	- 0.45
2001年 1月	- 0.155	- 0.95	- 0.125	- 1.04	- 229.15	- 0.75	- 32327	- 1.48
2001年 2月	- 0.039	- 0.21	- 0.203	- 1.46	156.62	0.45	- 16295	- 0.64
2001年 3月	- 0.058	- 0.36	- 0.069	- 0.60	3.52	0.01	- 74.22	- 0.35
2001年 4月	- 0.193	- 1.11	- 0.208	- 1.66	- 221.46	- 0.68	- 30221	- 1.32
2001年 6月	- 0.178	- 1.10	- 0.192	- 1.64	- 96.69	- 0.32	- 16512	- 0.77
2001年 7月	- 0.133	- 0.70	- 0.141	- 1.02	- 80.54	- 0.23	- 35160	- 1.30
2001年 8月	- 0.151	- 0.94	- 0.056	- 0.48	- 99.99	- 0.33	- 14586	- 0.69
2001年 9月	- 0.147	- 0.89	- 0.108	- 0.90	- 119.56	- 0.39	- 90.83	- 0.41
2001年10月	- 0.123	- 0.76	- 0.139	- 1.19	97.57	0.32	- 13821	- 0.64
2001年11月	- 0.129	- 0.76	- 0.147	- 1.19	- 193.05	- 0.61	- 24281	- 1.07
2001年12月	- 0.180	- 1.11	- 0.156	- 1.32	- 215.73	- 0.71	- 27520	- 1.25
2002年 1月	- 0.207	- 1.31	- 0.184	- 1.60	- 156.50	- 0.53	- 20748	- 0.99
2002年 2月	- 0.301	- 1.70	- 0.323	- 2.52 *	- 245.67	- 0.74	- 58076	- 2.40 *
2002年 3月	- 0.224	- 1.40	- 0.212	- 1.82	- 138.80	- 0.46	- 21790	- 1.03
2002年 4月	- 0.249	- 1.40	- 0.263	- 2.03 *	- 222.22	- 0.67	- 31979	- 1.35
2002年 5月	- 0.205	- 1.28	- 0.171	- 1.47	- 121.32	- 0.41	- 24604	- 1.16
2002年 6月	- 0.185	- 1.18	- 0.148	- 1.29	- 185.19	- 0.63	- 16929	- 0.81
2002年 7月	- 0.175	- 1.11	- 0.118	- 1.01	- 148.20	- 0.50	- 14330	- 0.68
2002年 8月	- 0.066	- 0.42	- 0.151	- 1.31	- 8.41	- 0.03	- 15041	- 0.72
2002年 9月	- 0.087	- 0.56	- 0.104	- 0.91	- 86.50	- 0.30	- 76.03	- 0.36

備考：推定は全て単純最小自乗法による。計算には T S P 4.5 with GiveWin を使用した。\*\* は 1%水準で，\* は 5%水準でそれぞれ有意であることを示す。

表3：回帰診断統計量

統計量	半対数線形モデル				線形モデル			
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
N	336		316		336			
s	0.249		0.180		465.1		329.2	
RSQ	0.831		0.897		0.772		0.814	
Adj-RSQ	0.808		0.882		0.741		0.787	
不均一分散：LM	9.403	[.002]	0.006	[.941]	144.551	[.000]	73.054	[.000]
不均一分散：BP	5.482	[.065]	1.549	[.461]	87.306	[.000]	22.457	[.000]
定式化：RESET2	8.057	[.005]	0.597	[.440]	99.844	[.000]	53.001	[.000]
定式化：RESET3	5.587	[.004]	0.687	[.504]	66.899	[.000]	31.733	[.000]
正規性：歪度	-0.078		-0.086		0.423		0.285	
正規性：尖度	5.530		2.812		5.868		4.002	
正規性：JB	89.928	[.000]	0.856	[.652]	125.179	[.000]	17.504	[.000]
正規性：AJB	95.338	[.000]	0.792	[.673]	132.105	[.000]	18.755	[.000]

(備考)

1. [ ] 内の値はp-値である。

2. 不均一分散のLM 統計量は、残差の2乗を定数項と予測値の2乗に回帰したときの決定係数に標本数を乗じて得られラグランジェ乗数等計量である。均一分散の帰無仮説の下では自由度1のカイ自乗分布に従う。

3. 不均一分散のBP 統計量はBreusch-Pagan 統計量であり、残差の2乗を築年数と専有面積に回帰したときの決定係数に標本数を乗ずることにより得られたラグランジェ乗数統計量であり、均一分散の帰無仮説の下で自由度2のカイ自乗分布に従う。

4. 定式化の検定のRESETは、RESET2が予測値の2乗を加えた補助回帰において、この係数が有意かどうかを検査している。RESET3は予測値の2乗と3乗の項を持つ補助回帰においてこれらの係数が有意かを検定している。定式化の誤りがない場合にはこの統計量はF分布に従う。

5. 正規性の検定は残差により行なわれている。JBはJarque-Beraの検定統計量であり、帰無仮説の下では自由度2のカイ自乗分布に従う。またAJBは自由度修正を行なった統計量である。

区部の研究では駅に近いマンションほど価格が高くなる傾向が見られるが、駅に近い物件がそうでない物件と比べて有意な価格の差が出ていないのが興味深い。これは金沢の居住者は電車を利用して他の地域に通勤をすることが少ないことを反映しているのではないだろうか。

最後に広告抹消時点を表す時点ダミー変数について検討する。2000年1月をゼロとして基準とする場合、全体としては基準時点よりも価格が低くなっているが、特に2000年8月は40%、2002年2月32%、2002年4月26%、それぞれ基準時点よりも価格が低くなっている。

次にこのパラメータ推定結果を利用して、価格指数を作成する。

## 5. 価格指数の作成

推定結果より、モデル2の半対数線形モデルを用いてヘドニック価格指数を作成することができる。ヘドニック価格指数とは一定の属性を持つ物件を、毎月購入する場合の価格から作成される指数である。具体的には、次のようにして計算される。

2つの属性、3時点 ( $t=0, 1, 2$ ) のヘドニック・モデルについて考える。一定の属性を  $h_1^*$ ,  $h_2^*$  で表し、1期に対応する時点ダミー変数を  $m_1$ , 2期に対応する時点ダミー変数

を  $m_2$  で表す。これらは当該時点で取引された物件については1、それ以外には0をとる変数である。半対数線形モデル(1)式の両辺に  $\exp$  をとると、次式を得る。

$$P_t = \exp(\alpha_1 h_1^* + \alpha_2 h_2^* + \beta_1 m_1 + \beta_2 m_2)$$

基準時点の価格を  $P_0$  とすると、 $m_1 = m_2 = 0$  より、

$P_0 = \exp(\alpha_1 h_1^* + \alpha_2 h_2^*)$  である。時点1の価格は、 $m_1 = 1, m_2 = 0$  より、 $P_1 = \exp(\alpha_1 h_1^* + \alpha_2 h_2^* + \beta_1)$  である。時点2の価格は、 $m_1 = 0, m_2 = 1$  より、 $P_2 = \exp(\alpha_1 h_1^* + \alpha_2 h_2^* + \beta_2)$  である。これらより、基準時点の価格を  $P_0$  とする価格指数は  $P_0/P_0 = 1$ ,  $P_1/P_0 = \exp(\beta_1)$ ,  $P_2/P_0 = \exp(\beta_2)$  として表すことができる。

このようにして作成された価格指数が表4である。ただし基準時点である2000年1月の値を100とするように基準化している。モデルから求められた標準誤差を用いて95%信頼区間も計算している。ただし、モデルの推定に使用できなかった2000年10月と2001年5月は線形補完により、求められている。これらの数値を図にしたのが図4である。

2000年1月を100としており、推定値はこれよりも低い値をとって推移しているが、95%信頼区間を見ると、上限は100を上回って推移しているのに対して、下限は100を下回っている期間が多いことが分かる。これは各時点で

推定された指数が2000年1月の値と異なっているとは言えないことを示している。ただし2000年8月、2002年2月、2002年4月の95%上限値は100を下回っており、これらの期間に広告された物件の価格は2001年1月よりも低かったと言える。

表4：金沢市北部中古マンション価格指数

	指数	95%上限	95%下限
2000年 1月	100.00	100.00	100.00
2000年 2月	99.26	130.38	75.57
2000年 3月	86.55	109.70	68.29
2000年 4月	90.31	114.43	71.28
2000年 5月	79.66	100.23	63.30
2000年 6月	84.09	109.12	64.81
2000年 7月	95.48	120.39	75.72
2000年 8月	67.11	86.27	52.21
2000年 9月	90.86	113.73	72.58
2000年 10月	90.69	115.08	71.46
2000年 11月	90.52	116.44	70.37
2000年 12月	86.42	110.72	67.46
2001年 1月	88.23	111.63	69.74
2001年 2月	81.63	107.27	62.12
2001年 3月	93.31	116.97	74.44
2001年 4月	81.24	103.88	63.54
2001年 5月	81.88	103.85	64.55
2001年 6月	82.52	103.82	65.58
2001年 7月	86.85	113.85	66.26
2001年 8月	94.54	118.96	75.13
2001年 9月	89.76	113.56	70.94
2001年 10月	87.01	109.40	69.20
2001年 11月	86.33	109.98	67.76
2001年 12月	85.52	107.93	67.77
2002年 1月	83.16	104.20	66.37
2002年 2月	72.37	93.03	56.29
2002年 3月	80.90	101.67	64.38
2002年 4月	76.88	99.05	59.68
2002年 5月	84.28	105.84	67.11
2002年 6月	86.26	107.97	68.91
2002年 7月	88.89	111.72	70.72
2002年 8月	86.01	107.75	68.66
2002年 9月	90.14	112.60	72.16

(備考) 2000年10月と2001年5月は線形補完により、求められている。

図5はヘドニック価格指数と物件価格の単純平均により作成された平均価格指数とを比較したものである。ヘドニック指数がなだらかに推移しているのに対して、平均価格指数は変動が大きく、ヘドニック価格指数の周りを循環して動いていることを示している。この傾向は大守・上坂・大日向(2001, 図-2)でも見られた傾向である。平均価格指数の変動が大きいのは属性の変化を反映していると考えられる。例えば、専有面積の大きな高額な物件が市場に

出ると、このことを反映して平均価格が高くなる傾向があるためである。

図6は本稿と同様な手法を用いて、『週刊住宅情報』から作成された東京都区部のヘドニック価格指数と、本稿で作成した価格指数とを比較したものである<sup>(10)</sup>。この東京都区部の指数は、清水(2001)に基づき、リクルート(株)が『週刊住宅情報』の最終掲載物件を利用して作成している。東京都区部の方が、金沢市よりも大きく、物件の数も桁が違う(発表はされていないが万単位の戸数の情報が利用されている)が、他に比較できる指数もないので東京都区部の指数と比較することにした。

東京都区部の指数は2000年1月に比べて下落傾向にあるが、その変動は非常に小さい。これは標本数の多さが反映されていると考える。それに対して、金沢市の場合でも同様に下落傾向にはあるが、その変動は大きい。この変動の大きさは標本数の少なさが原因なのではないかと考える。

(10) この指数はホームページより利用可能である。

<http://www.recruit.co.jp/corporate/report/index.html>

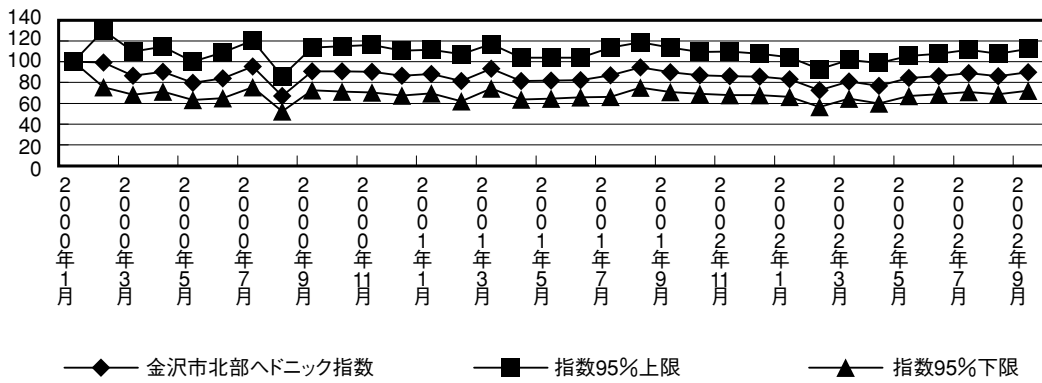


図4. 金沢市北部中古マンションヘドニック価格指数

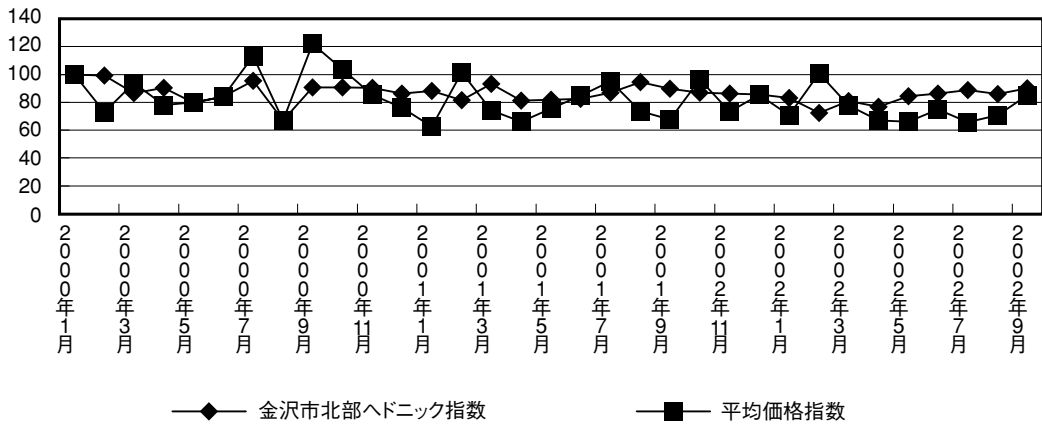


図5. ヘドニック価格指数と平均価格指数

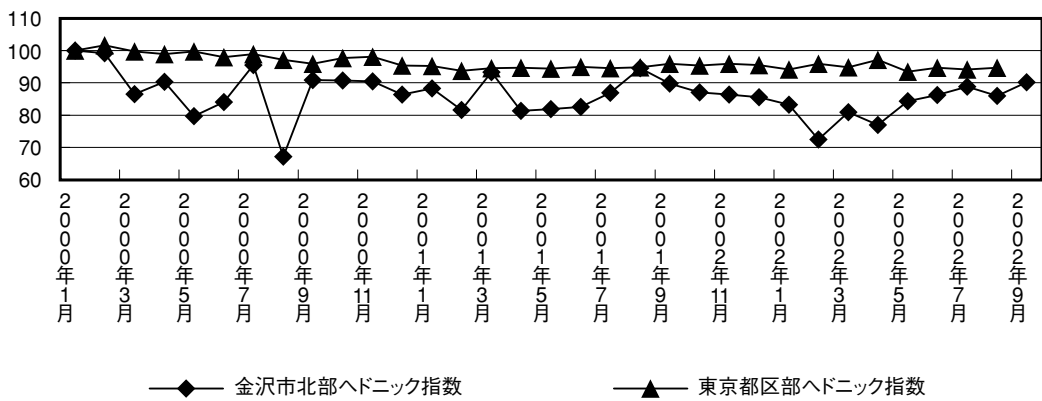


図6. 東京都区部中古マンションとの比較



## 6. おわりに

本稿では金沢市北部の中古マンションの物件のデータを利用して、ヘドニック価格方程式を推定し、金沢市北部中古マンションの価格指数を作成した。モデルの推定結果からは既存研究による東京都の場合と比較すると、次の特徴がある。(1) 専有面積の増加に対する価格の上昇率は低い、(2) 経済的減価償却率は大きい、(3) 駅に近い物件とそうでない物件との価格の差が有意でない。

作成された価格指数は2000年1月を基準とすると、下落傾向にはあるが、この傾向は顕著なものではない。ただし、作成された指数の標準誤差は大きいので、より信頼できる結果を得るためには、今後より多くの標本数を集める必要がある。

最後に本稿による分析で残された課題をあげる。今回の分析ではスチューデント化残差が有意となった観測値を外れ値として分析から除いたが、これはあくまで誤差項が正規分布に従うとする仮定が正しい場合に限られることである。誤差項が正規分布よりもすその厚い分布たとえば、自由度にもよるがt分布などの分布に従う可能性も排除できない<sup>(11)</sup>。もし他の分布が適当であるならば、モデルを改善する余地が十分に残っていることになる。今回はこの点についての考察が十分できていないので残された課題としたい。

また、他の利用可能なデータ、例えばGISのような地理情報などを利用したデータにより、Dubin (1998) のような近隣にある住宅価格の自己相関分析に拡張させていく可能性もあることもここで指摘しておきたい。

## 参考文献

- (1) 伊藤隆敏・広野桂子, 「住宅市場の効率性: ミクロデータによる計測」『金融研究』, 11巻3号, 1992年, 17-50頁。
- (2) 伊藤隆敏, 「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巻, 1993年, 2-8頁
- (3) 大森隆, 上坂卓郎, 大日向寛文, 「品質調整済不動産価格インデックスの実証研究」『応用地域学研究』6巻, 2001年, 111-121頁。
- (4) 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-」, 日本開発銀行『調査』, No.211, 1996年。
- (5) 清水千弘, 「品質調整済住宅価格インデックス (RRPI)」, 『東洋経済統計月報』, 2001年7月号, 14-17頁。
- (6) 白塚重典, 『物価の経済分析』, 東京大学出版会, 1998年。
- (7) 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年代の価格変動をめぐって-」, 『フィナンシャル・レビュー』, No.34, 1995年, 91-111頁。
- (8) 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』, No.14, 1994年, 32-39頁。
- (9) 中神康博, 「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』, No.16, 1995年, 20-27頁。
- (10) 中村良平, 「マンション価格指数と収益性」, 『住宅土地経済』, 1998年冬号, 16-25頁。
- (11) 藤沢美恵子・隅田和人, 「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巻, 2001年, 943-948頁。
- (12) マダラ, G.S., 和合肇訳, 『計量経済分析の方法』, CAP出版, 1996年。
- (13) 蓑谷千鳳彦, 『計量経済学の新しい展開』, 多賀出版, 1992年。
- (14) 和合肇・伴金美, 『TSPによる経済データの分析』第2版, 東京大学出版会, 1995年。
- (15) Cropper, Maureen L., Leland B. Deck and Kenneth E. McConnell, "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions." *Review of Economics and Statistics*, 70, 1988, pp.668-675.
- (16) Dubin, Robin A. "Spatial Autocorrelation: A Primer." *Journal of Housing Economics*, 7 (4, Dec), 1998, pp.304-327.
- (17) Halvorsen, Robert and Henry O. Pollakowski, "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations." *Journal of Urban Economics*, 10, 1981, pp.37-49.
- (18) Meese, R. and N. Wallace, "Nonparametric Estimation of Dynamic Hedonic Price Models and the Construction of Residential Housing Price Indices." *AREUEA Journal*, 19, 1991, pp.308-332.
- (19) Spanos, Aris, "On Modeling Heteroskedasticity: The Student's t and Elliptical Linear Regression Models." *Econometric Theory*, 10, 1994, pp. 286-315.
- (20) Spanos, Aris, *Probability Theory and Statistical Inference: Econometric Modeling with Observational Data*. Cambridge University Press, 1999.

(11) Spanos (1994) 参照。Spanos (1999, p. 344) でも指摘されているように t 分布の分散関数は不均一なので、分散不均一になることの多い住宅価格モデルでは誤差項に t 分布を仮定するモデルも有効かもしれない。

