

## 特集論文 (ヘドニック・アプローチによる社会資本整備の評価)

## 2 大都市圏における地価関数の推定結果を用いた地価変動の時空間分析

安藤朝夫\*・内田隆一\*\*・吉田克明\*\*\*

地価公示データを公共投資の帰属評価に用いるには、公示地点の変更に伴う欠測部分の補間が必要となる。ここでは、ヘドニック的な地価関数を横断面で推定し、補間プロセスを構成する。その妥当性を東京・大阪の両都市圏に関して検討し、地価関数パラメータの時間的・空間的変動を示す。得られた地価データベースにより、近年の地価高騰が都市圏間或いは都市圏内で時間的に如何に波及したかを視覚的に検討する。

**Keywords:** hedonic theory, land price function, space-time analysis

## 1. はじめに

交通施設整備に限らず、何らかの生産性の向上につながる投資がなされた場合、その開発便益の相当部分が土地市場を通じて地代（あるいは地価）の増分として固着されることは周知の事実である<sup>1)</sup>。したがって、投資の前後における地価の変化を観察すれば、開発便益の量的規模、ひいては整備事業の費用便益分析に関する有用な情報を得ることが出来るはずである。しかし、単純に地価を含む資産価値の増加分が開発便益に等しいとすることは出来ない。第1に、いわゆるキャピタリゼーション仮説<sup>2)</sup>が成り立つためには対象とする地域が small-open の条件を満たし、かつ土地利用の変換に費用を要しないことが必要とされるが、これらの条件の検証は困難であること。第2に実際の都市圏では、複数の整備事業が並行して実施されることが一般的であるから、観察された増価分のどれだけが対象となる事業の寄与分であるかを、正確に識別することは困難であるからである。

高度に差別化された財を、その属性に関する個別の評価値の複合したものと把握しようとするのがヘドニック理論である<sup>3)</sup>。特に住宅価格関数に関しては早くから研究されているが<sup>4)</sup>、我が国では地価の高騰が社会問題化していることもあって、地価関数に関する応用が多い<sup>5)-7)</sup>。この場合ヘドニック分析は、例えばある社会基盤の整備に起因する土地属性の変化の、地価に対する影響の比較静的な評価を通じて、整備の社会的便益を評価しようとする意図で用いられる場合が多く、その意味でヘドニック分析は横断面的に、費用便益分析にいう地域比較法的な文脈で適用されることになる<sup>8)</sup>。しかし

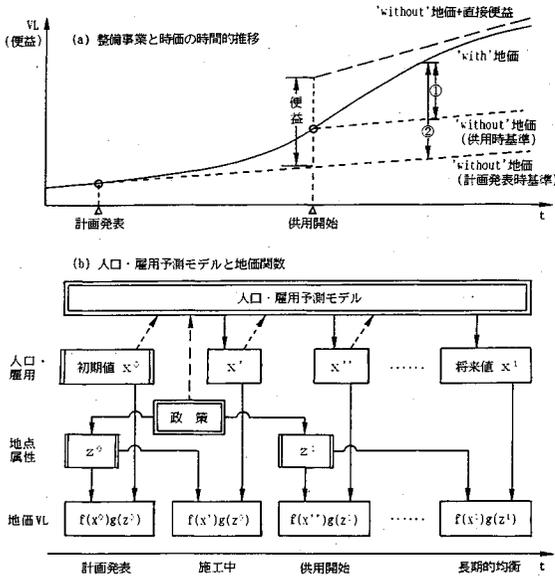
現実の整備効果を計測する場合には、異なる時点に亘る有無比較法的な文脈が必要とされるため、便益の時間的な推移が重要となる。特にこうした整備事業の実施には、その計画から供用までに相当の時日を要する一方で、新しい施設条件に土地利用が調整するには極めて長い期間を要するため、便益計測の基準時点を何時に置くべきかを含めて、その時間的経路が問題となる。図-1(a)はこの間の事情を模式的に示したものであり、整備に起因する地価上昇は、供用による便益の発生以前から生じており、したがって地価への帰属便益①を、供用時点を基準として算定することは過小評価となる可能性が大きい。また土地利用の調整には時間を要するため、供用時点では便益も完全には発生しておらず、地価への帰属も不完全であること、長期的均衡状態に至っても帰属は必ずしも完全なものとはならないことを示唆している。

したがって、開発便益を的確に把握するためにも、地価に関する時系列データの整備は重要であると考えられる。本研究は「地価公示」データを用いて、我が国の2大都市圏について多年次に亘る地価関数を推定し、これを用いて地価に関する時系列データを整備する方法を提示することを第1の目的としている。したがって、本稿に示される地価関数は主としてデータ整備のためのものであって、それ自身で開発便益を直接推定することを意図するものではないが、地価関数定式化の考え方や得られた時系列データは、便益の実証に十分資するものであると考える。特に、近年のような地価高騰下では、資産価値増大の内、いわゆるバブルが相当部分を占めると考えられるが、開発便益に対応する部分を正しく識別する上でも、時系列データの整備が重要である。バブル経済は一過性のものであるため、長期的トレンドからの一時的な乖離として識別することが可能であると考えられるからである。その意味で、我々のデータが近年の地価高騰をどのように表現し得るかを検証することは重要であ

\* 正会員 Ph. D 熊本大学助教授 工学部土木環境工学科 (〒860 熊本市黒髪 2-39-1)

\*\* 正会員 熊本大学技官 工学部土木環境工学科

\*\*\* 正会員 工修 パシフィック・コンサルタンツ (株) 情報技術部



図一 地価の時間的推移と人口・雇用予測モデルとの関連

ると考えられるが、これが本研究の第2の目的である。

ヘドニック分析が、地価関数を用いて比較静学的に便益を計測しようとする時、その信頼性は推定されたパラメータの安定性に依存する。すなわち、パラメータが経年的に不安定であれば、同じ開発効果の評価値が推定年次によって大きく異なることとなり、不合理であると言えるが、時系列データの整備はパラメータの安定性に関する検討を可能ならしめる。本稿の大半が、地価関数の推定結果と、時系列データを用いた近年の地価高騰の時空間的な波及の事後的な検証に費やされているのも、このような検討がヘドニック分析の適用される前提として、極めて重要であるという認識に基づくものである。ただし後述のように、本稿における地価関数はヘドニック的ではあるが、人口密度指標を含むため、純粋の意味でのヘドニック関数ではないことに留意されたい。

## 2. 地価公示データと地価関数の利用

### (1) 分析対象地域・期間と補間の必要性

国土庁による「地価公示」は、既に20年を越える実績があり、我が国における最も包括的な地価データであるため、本研究でもこのデータを用いて分析を行う。むしろ公示価格は取引事例比較法を基本にした推定値であり、これに基づく地価関数は一種の同義反復であるという批判もある<sup>9)</sup>。またその価格水準の実勢との乖離も周知の事実であるはあるが、少なくとも同じ都市圏においては実勢価格と比例的であることが期待されるから、本研究では公示価格を地価データとして採用する。しかし、公示データによって長期的な地価変動を観察しようとする場合、最大の問題は各公示地点の継続年数の平均が5

表一 地価公示の調査地点の残存率(%)

		東京圏																									
		2614	81	4570	82	83	84	85	86	87	88	89	90	大阪圏													
大	阪	82	76.4	2662	82	4677	37.5	32.5	30.1	26.0	23.0	21.4	20.6	19.3	82	20.5	37.2	2500	83	4401	93.0	88.6	79.9	73.1	68.7	66.4	62.6
		83	16.3	30.6	91.9	2500	84	4401	93.3	86.2	78.9	74.3	71.7	67.7	84	13.7	25.2	83.1	91.0	2497	85	4401	90.6	82.7	77.8	75.1	70.8
		85	11.7	21.7	73.6	81.1	89.7	2438	86	4330	91.6	85.2	81.3	78.5	85	9.7	19.2	68.4	75.2	83.3	82.2	2412	87	4366	94.5	91.3	86.4
		86	8.7	17.5	64.4	70.8	78.5	88.2	87	2380	88	4593	96.8	91.9	86	8.2	16.4	60.6	66.4	73.5	83.1	84.3	94.4	2426	89	4590	95.0
		87	7.7	15.6	57.0	62.1	69.0	77.4	83.4	88.4	94.0	2425	90	4590	87	7.7	15.6	57.0	62.1	69.0	77.4	83.4	88.4	94.0	2425	90	4590
		88	6.4	11.0	44.0	48.0	53.0	58.0	63.0	68.0	73.0	78.0	83.0	88.0	88	6.4	11.0	44.0	48.0	53.0	58.0	63.0	68.0	73.0	78.0	83.0	88.0
		89	5.7	10.0	37.0	41.0	45.0	49.0	53.0	57.0	61.0	65.0	69.0	73.0	89	5.7	10.0	37.0	41.0	45.0	49.0	53.0	57.0	61.0	65.0	69.0	73.0
		90	5.7	10.0	37.0	41.0	45.0	49.0	53.0	57.0	61.0	65.0	69.0	73.0	90	5.7	10.0	37.0	41.0	45.0	49.0	53.0	57.0	61.0	65.0	69.0	73.0
		90	5.7	10.0	37.0	41.0	45.0	49.0	53.0	57.0	61.0	65.0	69.0	73.0	90	5.7	10.0	37.0	41.0	45.0	49.0	53.0	57.0	61.0	65.0	69.0	73.0

表二 原データの種類

項目名	変数名	出典	項目名	変数名	出典
地価 (100円/m <sup>2</sup> )	VL	①	ガスダミー	DE 2	①
市区町村別人口	POP	②③	下水道ダミー	DE 3	①
密度 (人/ha)	⑥		ロットサイズ	LOT	①
市区町村別従業者	EMP	②④	道幅 (10cm)	RW	①
密度 (人/ha)	⑥		最寄駅から都心	TM 1	①⑤
住居ダミー	DH 1	①	までの時間 (分)		
商業地ダミー	DH 2	①	最寄駅までの距離 (100m)	TM 2	①
工業地ダミー	DH 3	①			
水道ダミー	DE 1	①	容積率 (10%)	FAR	①

①地価公示(国土庁) ④事業所統計(総務庁統計局)  
 ②国勢調査(総務庁統計局) ⑤時刻表・鉄道ネットワーク  
 ③住民基本台帳(自治省行政局) ⑥市町村別統計総覧

年程度に過ぎない点にある。

表一は東京圏・大阪圏の2大都市圏における地価公示の調査地点の、1981年以降の年次別残存率をまとめたものである。表から明らかなように、何れの都市圏でも1982年と83年の間で大幅な地点変更が実施されており、1981年の公示地点のうち10年後まで公示が継続する地点の割合は東京圏で5.7%、大阪圏で7.7%に過ぎないことが読み取れる。なおここで、東京圏は南関東4都県(埼玉・千葉・東京(島しょ部を除く)・神奈川)を指し、実際の通勤状況とは無関係に定義されている。一方大阪圏は、大阪府の全域と、大阪市への通勤者数が就業者数の3%を超える周辺府県の市町村を基準として、そのような市町村に隣接し、かつ大阪寄りに位置する市町村を含む領域として定義されている。その範囲は近畿2府5県の全てに及んでおり、このうち公示地点が存在するのは60市44町1村である。

筆者らは東京圏のデータを用いて、時系列方向の外挿と、横断面方向の地価関数を組み合わせることで公示地点の変更に対処する方法を提案した<sup>10)</sup>。本稿もその延長線上に位置するものであるが、東京圏に関してはデータ年数を2年延長して、1976~90年の15年間としている、さらに都市圏間の比較を行うため、大阪圏についても1981~90年の10年分のデータを新たに作成している、などの2点に関してデータベースの充実が図られている。本研究の目的の1つである、最近10年余りの間における2大都市圏での地価の時空間的変動の検証は、このような経年的なデータベースが整備されて初めて可能となる。

### (2) 地価関数の利用と考え方

本研究では公示地価の欠測部分(各地点について公示がなされていない年次)を、横断面方向に推定された地

価関数を用いて補間する。具体的には、表一2に示されるような変数プールを作成し、それに含まれる変数の範囲内で地価関数を推定する。変数プールには地価以外に、各種の地点属性情報が含まれるが、その多くは「地価公示」自体から得られる。人口密度指標（居住および従業員人口密度）と最寄り駅から都心駅までの時間距離のデータについては別途作成する必要がある。特に後者に関しては、都心駅を東京圏では東京駅または大手町駅、大阪圏では大阪駅または梅田駅（地下鉄の東西梅田駅を含む）に定め、鉄道ネットワーク（東京圏については1985年、大阪圏については90年時点）上の最短経路探索により計算している。

純粋のヘドニック型地価関数では、個々の区画の地価はその地点における各種の属性のみによって説明されなければならない。しかし実際には、広範囲に適用可能な単一の地価関数を、属性のみによって作成することは極めて困難と考えられ、たとえば路線別ダミー変数の導入などが必要とされる<sup>6)</sup>。一方、市区町村単位での平均地価は、その市区町村における人口密度指標の線形式によって、よく説明されることが知られている<sup>11)</sup>。そこで本稿でも筆者らの従来の考え方を踏襲して、地価  $V_L$  を、市区町村単位の平均的な地価を表現する人口密度指標  $x$  に基づく線形関数  $f(x)$  と、市区町村内の地点ごとのパラッキを表現する地点属性  $z$  に基づく項  $g(z)$  の積によって定式化することにする。

$$V_L = f(x) \cdot g(z) \dots \dots \dots (1)$$

本稿の地価関数は、市区町村間の地価格差の説明を人口密度指標に委ねることによって、市区町村内の地価格差のみをヘドニック的に説明する形となっているため、通常のものに比べて広域的適用が可能となるメリットがある。しかしその反面、本来土地に対する需要と同時に決定されるべき地価を、需要そのものとも言える人口密度指標によって説明する、という一種の同義反復を含んでいる。その意味で、式(1)は真の意味のヘドニック関数とは言えないが、この点に関しては以下のような解釈が可能である。

いま、属性の変化（たとえば交通時間の短縮）があった場合、その効果は短期的なものとも長期的なものに分けられる。すなわち、交通時間の変化は即時的に生じるが、その変化に土地利用が適応するには相当の時日を要するから、現在の土地利用を固定した上で、属性の変化が地価に及ぼす影響を短期的なものと考え得る。これは言わば偏微分的な影響であり、

$$\partial V_L / \partial z = f(x) \partial g / \partial z$$

により評価される。これに対して、長期的効果は全微分的であり、

$$dV_L / dz = g(z) (\partial f / \partial x) (dx / dz) + f(x) \partial g / \partial z$$

と表現される。第1項が属性変化に対する人口（=市場

の需給条件）の変化を経た間接的な影響を表すが、属性の変化に伴う人口密度指標の変化がモデル化できれば、単なるヘドニック型関数より現実の動学性を寧ろよく表現し得る可能性がある。その意味で、本稿の地価関数を用いて長期的な便益を計測しようとすることは、独立した「人口・雇用予測モデル」の存在を前提とすることには他ならない。

すなわち、整備という外生的な政策による地点属性の変化が、人口・雇用予測モデルにおける予見に組み込まれるならば、人口密度指標は実際の供用を待たずに変化するのであろうし、供用時点で地点属性が変化しても人口指標は急激に新しい属性に適応することはできない。図一1(b)は人口・雇用予測モデルの役割を、地価の時間的推移と関連づけて模式的に示したものである。既存の土地利用シミュレーション・モデルの多くは、人口・雇用予測モデルをその一部分として含んでいるから、たとえばそのようなモデルを用いて、

前期の地価 → 立地選択 → 人口密度指標 → 今期の地価の順に逐次的に決定することが考えられる。この場合、地価は今期の立地の結果を集約的に表現する事後的な指標と見なすことができ、これが来期の立地選択に反映される形でシミュレーションが進行する<sup>12)</sup>。

筆者らは福岡市の地下鉄建設を例に、本稿と同様な地価関数を用いて、直接便益の帰属率の評価を試みている。その場合には、特に人口・雇用予測モデルを用いることはせず、with ケースとしては過去の実際の人口密度指標の時間経路を用い、without ケースとしては地下鉄の時間短縮便益を受けない地域における人口・雇用の平均上昇率を適用して算定した人口密度指標と、地下鉄がない場合の都心までの時間距離を用いた関数値を採用している（詳細については文献1）を参照されたい）。ただし、大都市圏においては様々な整備が複合的に実施されているため、単一の整備効果を抽出するためには、モデルを用いたケース・スタディが不可欠となる。

### 3. 地価公示データの補間

前章で述べたように、地点ベースでの経年的地価データを得るためには、公示地価の欠測部分を補間してやる必要があるが、その概要は以下のようである<sup>10)</sup>。

① まず各公示地点に関して、時系列方向にロジスティック曲線をあてはめ、外挿を行った結果を補間初期値とする。このとき定めるべきパラメータ数は3つであるから、この処理の対象となるのは公示の継続年数が3年以上の地点に限られる。

② 次に各年次ごとに、全公示地価をデータとする地価関数を推定し、これを用いて横断面方向に欠測値の補間を行う。地価関数はいくつかの地点属性項を含むが、その変数選択に際しては筆者らの従前の結果を踏襲し、

表—3 東京圏における補間用地価関数式(3)の回帰結果

	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
$\beta_1$ 人口密度	0.1561 16.01	0.1539 14.24	0.2218 16.75	0.4575 19.81	0.8195 22.18	1.0965 24.60	1.1341 24.11	1.0917 22.68	0.9009 19.84	0.5252 16.96	0.3167 14.23	1.1712 20.38	2.1571 22.55	1.7302 22.47	1.5110 22.26
$\beta_2$ 従業者 密度	0.0624 14.22	0.0686 13.92	0.0765 14.17	0.1149 14.69	0.1967 16.53	0.3068 19.75	0.3156 19.93	0.3496 19.98	0.3734 18.88	0.2342 16.76	0.2955 15.63	0.2088 20.68	0.1853 22.55	0.9578 22.60	0.8057 22.55
$\beta_0$ 定数項	95.54 23.12	100.71 21.76	96.13 20.65	120.13 19.87	162.98 20.12	198.27 21.51	167.47 19.92	166.66 19.15	145.90 17.28	70.67 14.65	50.62 13.51	27.07 8.91	108.64 14.40	115.58 15.87	123.98 16.82
$\beta_3$ 最寄の 道幅	0.2265 35.15	0.2223 32.42	0.2173 30.78	0.2273 31.64	0.2227 31.92	0.2272 35.18	0.2427 36.14	0.2181 32.28	0.2227 30.79	0.3089 39.55	0.3222 42.37	0.1995 35.94	0.1860 33.91	1.2185 33.91	0.9578 32.88
$\beta_4$ 容積率	0.7467 66.94	0.7373 62.43	0.7349 60.50	0.6484 53.87	0.5796 50.94	0.5344 51.45	0.5659 51.71	0.6685 57.90	0.7282 56.22	0.8313 54.89	1.0030 60.85	1.0830 85.17	0.9795 83.52	1.0421 89.83	1.0745 92.95
$\beta_5$ 都心まで の時間	0.0061 19.00	0.0061 18.10	0.0054 15.06	0.0056 14.53	0.0055 14.49	0.0054 14.71	0.0039 10.43	0.0044 11.37	0.0043 10.29	0.0035 7.49	0.0035 7.26	0.0008 2.06	0.0003 0.79	0.0016 4.33	0.0023 6.55
$\beta_6$ 最寄駅まで の距離	0.0352 36.05	0.0351 34.03	0.0348 32.52	0.0342 31.76	0.0327 32.08	0.0318 34.36	0.0236 29.76	0.0236 24.91	0.0236 22.24	0.0210 17.53	0.0233 18.24	0.0236 22.65	0.0265 26.64	0.0256 26.27	0.0243 25.55
R-SQR	0.8532	0.8360	0.8268	0.8159	0.8167	0.8356	0.8287	0.8375	0.8334	0.8398	0.8791	0.9206	0.9155	0.9184	0.9179
収束回数	31	28	28	26	26	27	29	24	23	25	32	38	39	39	39
補間地点	7531	7305	7016	6555	6375	6748	6937	6432	6260	6207	6280	6216	5980	6109	6323
実測地点	3010	3236	3525	3986	4166	3793	3604	4109	4281	4360	4323	4360	4590	4588	4588

各変数の上段はパラメータ、下段はt値。

表—4 補間用地価関数式(2)の回帰結果

	大阪圏									東京圏					
	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	76	81	84	87	90
$\beta_1$ 人口密度	4.4708 17.92	6.4989 17.94	5.7887 10.10	4.3503 9.46	3.6688 7.84	1.1800 2.82	-1.139 -0.25	-0.647 -0.09	2.0145 2.26	6.0803 4.50	0.2786 4.84	2.5024 21.21	2.1295 11.46	8.6565 17.12	6.7091 11.08
$\beta_2$ 従業者 密度	2.0904 18.04	3.1832 18.30	4.0367 11.39	3.2469 10.94	3.5605 10.35	4.5566 9.52	4.8161 8.90	7.3694 8.86	9.0874 9.98	14.614 11.13	1.4816 26.87	2.0119 26.36	3.8594 24.68	19.157 28.23	22.117 29.48
$\beta_0$ 定数項	591.96 18.19	770.68 17.31	675.71 9.65	496.12 8.98	520.63 8.33	528.17 7.45	351.49 6.71	758.38 6.51	987.68 6.93	1700.3 8.11	662.76 26.50	835.26 23.97	1215.3 20.46	828.98 11.53	2522.6 18.95
$\beta_3$ 最寄の 道幅	0.1502 16.93	0.0857 9.47	0.1365 9.38	0.2136 13.90	0.2467 15.31	0.3513 20.93	0.4360 26.06	0.4104 25.91	0.3901 26.31	0.2943 21.28	0.2875 44.76	0.3058 46.09	0.3321 44.36	0.3694 56.68	0.3348 53.57
$\beta_4$ 商業地 ダミー	0.8163 43.19	0.9050 46.79	0.8802 24.61	0.8293 21.66	0.7907 18.60	0.6288 12.04	0.6301 9.98	0.8101 11.76	0.8601 14.59	0.9759 19.62	0.7920 57.38	0.5046 39.54	0.6270 39.35	0.7374 40.30	0.8274 48.48
$\beta_5$ 都心まで の時間	0.0053 11.56	0.0037 7.96	0.0018 2.21	0.0017 1.94	0.0028 2.84	0.0028 2.44	0.0060 4.57	0.0066 5.04	0.0079 6.66	0.0026 2.56	0.0104 30.18	0.0097 26.56	0.0123 27.75	0.0114 24.33	0.0106 25.00
$\beta_6$ 最寄駅まで の距離	0.0246 16.58	0.0228 15.15	0.0232 8.36	0.0213 7.35	0.0237 7.15	0.0358 8.16	0.0377 7.56	0.0409 8.07	0.0376 8.44	0.0388 9.86	0.0385 38.80	0.0362 38.44	0.0295 27.13	0.0338 28.80	0.0348 31.54
R-SQR	0.7443	0.7468	0.6334	0.6247	0.6171	0.6375	0.6596	0.6848	0.6999	0.7032	0.8527	0.8324	0.8246	0.8907	0.8880
収束回数	22	22	20	20	20	16	19	21	23	24	31	27	22	36	35
補間地点	2593	2204	799	719	661	710	729	755	881	1024	7531	6748	6260	6216	6323
実測地点	2602	2652	2499	2499	2496	2438	2412	2380	2426	2425	3010	3793	4281	4360	4588

各変数の上段はパラメータ、下段はt値。

次式を基本的な関数として採用する。

$$VL = (\beta_1 \text{POP} + \beta_2 \text{EMP} + \beta_0) \text{RW}^{\beta_3} \cdot \exp(\beta_4 \text{DH}2 - \beta_5 \text{TM}1 - \beta_6 \text{TM}2) \dots \dots \dots (2)$$

なお、式(2)を設定する段階では、表—2に含まれる、ガスや下水道に関するダミー変数などの要因も取り入れた式を考慮していたが、統計的に有意とはならず、変数選択の結果として、道幅のみが時間距離以外の社会基盤水準に関する指標として残ったものである(変数選択の詳細については、文献10)を参照されたい)。

③ 地価関数による補間値を用いて①の補間初期値を修正し、新たな補間値を得る。各年次ごとに欠測部分のデータを含めて地価関数を再計算し、順次補間値の修正を行う。補間値の収束を待って最終的な値とする(本来なら、②の横断面方向の補間値を併せて①の時系列方向の補間に立ち戻ることが望ましいが、その場合、全年次の計算が連動することになるため、現在の大型計算機の能力では殆ど不可能に近い)。

なお、東京圏については昨今の地価高騰が都心のオフィス床需要に起因すると言われることもあって、容積率の説明力が高いため、式(2)の商業地ダミー(DH2)に代えて容積率(FAR)を用いた以下の式を用いて補間を行っている。

$$VL = (\beta_1 \text{POP} + \beta_2 \text{EMP} + \beta_0) \text{RW}^{\beta_3} \text{FAR}^{\beta_4} \cdot \exp(-\beta_5 \text{TM}1 - \beta_6 \text{TM}2) \dots \dots \dots (3)$$

容積率は、用途地域指定と連動して定められるため、商業地ダミー等の用途ダミーと代替的であるが、より多くの情報量を持つ。特に、容積率は実際の土地利用密度を追認して定められる側面があるため、既成市街地では地価と極めて高い相関を持つことは当然と考えられる。後に述べるように、大阪圏では容積率は距離指標(TM1, TM2)と両立しない結果となるため、この式は大阪圏には妥当しない。

表—3に東京圏における式(3)に基づく地価補間プロセスの最終ステップにおける回帰結果を、また表—4に大阪圏における式(2)に基づく同様の回帰結果をそれぞれまとめる。実際にはこれらの式に含まれる7つのパラメータを同時に推定することは技術的に困難であるため、 $\beta_3$ 以下の非線形パラメータを固定して線形回帰を行い、線形パラメータを所与とする重み付き非線形最小2乗法(観測値の重みを補間値の4倍にしている)により、非線形パラメータを推定するプロセスを収束に至るまで反復している。ただし表中に示す漸近t値および決定係数(R-SQR)は、収束後に式全体に対して再計算したものである。一般にヘドニック関数にはBox-Cox型の変数が使用される場合が多いが<sup>9)</sup>、本研

究では当初より非線形の関数形を想定しているため、変換パラメータを決定するためにもう1段の収束プロセスを加えることは実際的ではないと考える。以上の結果、対象期間を通してデータが得られるのは、東京圏で10541地点、のべ158115個、大阪圏で3127地点、31270個となる。なお、大阪圏で当初の2年次の補間地点数が多いのは、1983年の大幅な公示地点の見直しにより、これらの年次に存在した公示地点のほとんどが継続年数不足となって、時系列方向の補間対象から外れてしまうことに由来する。

得られた地価関数について見ると、まず東京圏におけるR-SQRは全ての年次について0.8以上であり、またパラメータも全て符号条件を満たすとともに、1カ所を除いて5%で有意となっている。これに対して、大阪圏ではR-SQRは全般的に低く、また2年次に亘って人口密度変数に関して符号条件の反転が見られるが、式(2)に依る限りほぼ満足すべき結果ではあると言えよう。しかし、大阪圏に関して式(3)を計算すると、最初の2年次と最終年次を除いて、距離指標(TM1, TM2)に関して符号の反転が見られるなど、式(3)は適当ではないと判断される。これは大阪圏における容積率の指定が、ある意味で合理的になされている結果であると考えられ、容積率自体が地価の代理指標としての性質を濃厚に持つことを反映している。一方、東京圏では都心部にも第1種住居専用地域が存在するなど、データのバラツキが確保されているため、多重共線性の問題が生じないものと考えられる。

ただし、東京圏についても式(2)に基づく計算を試みており、その結果の一部を表-4の右側に示している。この場合は全てのパラメータが5%で有意となるが、回帰の適合度において式(3)が勝っているため、地価データの補間に際しては式(3)を採用する。しかし、時系列方向のパラメータの安定性に関しては式(2)の方が勝っていること、大阪圏では式(3)は有意でないことにより、次章以下の都市圏間の比較に際しては式(2)のパラメータを採用することにする。

そこで、本章を終えるにあたって補間結果の妥当性に関するF検定を行う。ここでは、東京圏では式(3)、大阪圏では式(2)を用いて、補間値のみに関する地価関数をそれぞれ計算し、収束プロセスのはじめに計算される観測値のみに関する関数、表に示される最終的な結果の3つの関数を用いて、Chowによる分散分析の方法に基づく(漸近的)F統計量を計算する<sup>13)</sup>。いま、観測値の数を $m$ 補間値の数を $n$ とし、これらに付随する残差およびパラメータ・ベクトルを $e_i$ 、 $\beta_i$ ( $i=1$ は観測値、 $i=2$ は補間値、無印は双方を結合したデータによる結果を示す)とすると、

$$F(7, m+n-14) = \{Q_3/7\} / \{Q_2/(m+n-14)\} \dots (4)$$

表-5 実測値・補間値間のF値

年	分散分析	
	東京圏(3)式	大阪圏(2)式
76	3.9167	—
77	2.2992	—
78	2.6639	—
79	4.3622	—
80	4.2948	—
81	4.6241	0.17791
82	3.9213	0.037070
83	2.1936	0.0016369
84	2.5397	0.0035705
85	2.7983	0.00096455
86	2.0587	0.042582
87	0.6776	0.037416
88	1.1431	0.031222
89	1.2707	0.0040101
90	1.1916	0.0033005

ここに、 $Q_2 = \sum_i e_i e_i'$ ,

$Q_3 = \|G_1\beta_1 - G_1\beta\|^2 + \|G_2\beta_2 - G_2\beta\|^2$ であり、 $G_i$ は地価関数を $\beta_i$ で評価したJacobi行列である。

式(4)に対応する帰無仮説は( $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta$ )であるが、これは「観測値と補間値は同様の性質を持つ」と言い換えることができる。表-5に結果をまとめているが、この場合自由度( $df = m+n-14$ )はほぼ無限大に近いので、有意水準5%に対応する棄却域は $F_{5\%}(7, \infty) = 2.01$ により与えられる。

表から明らかなように、大阪圏では全ての年次に関してこの仮説は採択されるのに対して、東京圏では1986年以前に関して多少の差異が認められる。このことは、容積率を含む関数は近年の地価高騰の時期に大きな説明力を発揮していることを示唆している。しかし、それ以前についても仮説は棄却されるものの、F統計量の値自体はそれほど大きいものではない。例えば、東京圏の1万を越える公示地点について建て替えが観察されるのは十指に満たないが、これは建て替えが生じるとはほぼ例外無く地点替えが行われることを示唆している。したがって、公示地点の変更自体がある程度の作為性を伴い、結果的に観測値が一定のバイアスを持っていると考えられることを勘案すれば、本章の方法による地価データの補間は概ね妥当なものであると言えよう。

#### 4. 地価関数パラメータの定性的検討

ここでは前章で得られた地価関数のパラメータに関して若干の検討を試みる。はじめに、密度指標を含む地点属性の評価が、都市圏間で相違するか否かについて、式(2)のパラメータの年次に関する平均値の差の検定を試みる。この場合のt統計量は、

$$t = (\bar{\beta}_{k1} - \bar{\beta}_{k2}) / \sqrt{s_k^2/df} \dots (5)$$

で与えられる。ここに、 $\bar{\beta}_{ki}$ はk番目の変数の都市圏i( $i=1$ は東京圏、 $i=2$ は大阪圏とする)におけるパラメータの平均値、 $s_k^2$ はパラメータの差の分散である。

式(5)に関して片側検定を行う場合の帰無仮説は( $H_0$

表—6 パラメータによる地域間比較

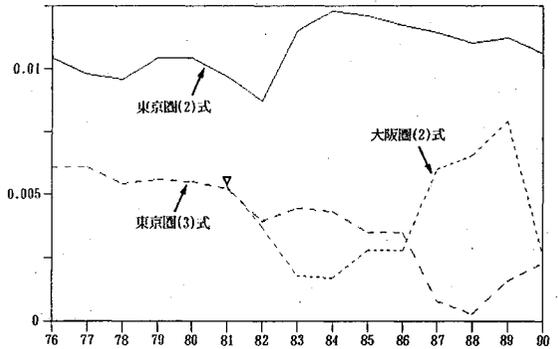
	東京圏(2)式 パラメータの平均	大阪圏(2)式 パラメータの平均	東京 > 大阪 (2) ? (2)	東京圏(3)式 パラメータの平均	東京 > 東京 (2) ? (3)	有意水準	自由度9	自由度14
人口密度	3.3792	3.3874	0.769	0.8962	3.175***	1%***	2.821	2.624
従業者密度	7.8114	5.6561	2.291**	0.4062	3.197***	5%**	1.833	1.761
定数項	1124.2	738.11	3.556***	116.69	5.425***	10%*	1.383	1.345
最寄りの道幅	0.3455	0.2715	2.191**	0.2265	14.646***			
商業地ダミー/容積率	0.6638	0.8127	-2.397**	0.7972				
都心までの時間	0.0107	0.0041	8.194***	0.0039	10.658***			
最寄り駅までの距離	0.0351	0.0306	1.127	0.0282	10.889***			
データ数/自由度	15	10	9	15	14			

:  $\beta_{k1} = \beta_{k2}$ ) であり、対立仮説は「東京圏におけるパラメータは大阪圏に対するものよりも平均して大きい」となる。両方の都市圏に共通する年次は1981~90年の10年次であるため、自由度  $df=9$  となる。この仮説に対するt統計量は表—6の中欄ようになるが、表中の\*印は片側検定の結果を示している。

その結果、6つの説明変数のうち3つまでが、東京圏のパラメータの方が有意に大きく、中でも都心までの時間距離に関する差が最も大きいことが明らかになった。パラメータ値は、それが付随する変数の限界的な変化に関する直接的な効果の評価値であると解釈されるから、時間距離を1分短縮することによる地価の上昇分は東京圏の方が大きいと言える。したがって、同じ時間短縮につながる交通投資を行う場合、東京圏における方がより多くの資産価値の増大をもたらすであろうことが期待される。同様に従業者密度、前面道幅に関するパラメータも、それぞれの変数の限界的増加に伴う評価値と解釈され、何れも東京圏において大きな値を示す。特に前者は、従業者を単位面積あたり一人増加させるのに要するオフィススペースの限界的な価値と解釈されるため、東京圏の方が高いことは容易に理解される。これに対して、商業地ダミーに関するパラメータは大阪圏の方が有意に大きい。これも前章の容積率に関する説明と同様に、大阪圏においては用途指定が比較的合理的になされていることの傍証であると解釈される。すなわち大阪圏では都心に近い、地価の高い地域に住居系の用途が指定されることは稀であることを示唆していると考えられる。

最後に定数項は、都心から無限遠に位置する農地の評価額（いわゆる農業地価）と解釈されるが、これに関しても東京圏の方が有意に高いと言える。このことは、両都市圏の土地市場をめぐる条件がかなり異なるため、ベースとなる農業地価にも相当の差があることを意味する。したがって総体的に見て、両都市圏の土地市場は別個のものであって、同一の地価関数（関数形ではなく、パラメータに関して）を適用することは困難であると結論されよう。

次に異なる関数形に関して、個々の変数に関する評価値がどのように異なるかについて、東京圏に関する式



図—2 都心までの時間距離 (TM1) に関するパラメータの推移

(2)と式(3)のパラメータの平均値の差を検定することを通じて考察する。この場合は、 $i=1$ を式(2)、 $i=2$ を式(3)として式(5)からt統計量を計算すればよいが、同一の都市圏を対象としているため、自由度  $df=14$  となる。この両式の形態上の差異は、容積率と商業地ダミーが代替的に用いられているということのみであるから、片側検定の対立仮説は「商業地ダミーを含む関数のパラメータは、容積率を含むものよりも平均して大きい」である。

表—6の右欄から明らかなように、すべてのパラメータについて、式(2)のパラメータが式(3)のパラメータより有意に大きいという結論が得られる。一般にヘドニック的な評価を行う場合には、まず評価項目を定めて、これらの評価項目に関する各サンプルの値を用いて評価関数を推定するという手順を踏む。その場合、各評価項目は互いに独立であると仮定されるのが普通であるが、実際にはこの例のように、同じ都市圏でも個々の項目に対する評価値は他の評価項目の組み合わせによって大きく異なる。むしろ設定上の問題が大きいことは否めないが、単一の地価関数のみからヘドニック的な意味での各項目の変化に対する評価値を定めることは性急であり、複数の関数形について十分な吟味がなされるべきである。

以上の議論は、全ての年次を通算した平均値に基づく議論であるが、次にパラメータの時間的な推移を、都市圏間あるいは式間のパラメータの差異の最も著しい、都

心までの時間距離 (TM1) を例に考える。図-2 は東京圏の式 (2) と式 (3), 大阪圏の式 (2) に対するパラメータ  $\beta_2$  の推移を示したものである。この図から明らかなように、パラメータのレベルが都市圏間あるいは式間で大きく異なるのみならず、同じ式に関するパラメータでも年次方向に相当の変動を伴うことが判る。特に東京圏の式 (3) に関するパラメータの変動が激しく、いわゆるバブル経済による地価高騰の時期には、時間距離に関する評価値は 1988 年を底に、殆ど 0 に近い状態であったことが読み取れる。しかしこれは先にも述べたように、容積率自体が地価の代理指標としての性格を持つため、距離に関する評価が容積率に対するそれに従属であったことを意味するだけで、必ずしも地価の距離に関する勾配が平坦になっていたことを意味するわけではない。したがって、商業地ダミーを用いた式 (2) では、この時期のパラメータの低下は観察されない。

式 (2) に関しては、東京圏で 1982 年にパラメータの大きな低下が観察されるが、これは 2. で触れた、1983 年の公示地点の大幅な変更に対応するもので、サンプルの取り方の不連続性に起因するものと考えられる。また、大阪圏では 1989 年に大きな上昇が見られるが、次章に見るように、大阪圏での地価高騰は東京圏に比べてほぼ 2~3 年遅れていると判断されるため、90 年までの範囲ではパラメータが安定するに至っておらず、定性的な判断はやや尚早であろう。

本稿における地価関数は、専ら公示地価の欠測値の補間を第一義的に考慮して設定されているため、東京圏では R-SQR の高い式 (3) を採用している。しかし、ヘドニック分析本来の、各評価項目に関する評価値を計測するという観点からは、パラメータの安定的な式 (2) が採用されるべきであろう。何れにしても、パラメータの値は時間的に必ずしも安定的であるとは言い難いため、1 時点におけるパラメータから評価値を定めることは問題であり、その安定性について十分な吟味がなされるべきである。

### 5. 地価形成の都市圏間時間差の検討

近年の地価高騰は、東京圏から他の大都市圏へ、さらに地方都市圏へと、時間的遅れを伴って波及したと言われている。そこで本章では、その仮説を検証するために、両都市圏の異なる年次に関するパラメータの近さについて検討を加えることにするが、この目的のためには次の 3 つの検定方法が考えられよう。すなわち、①3. の場合と同様に、両都市圏を連結したデータに関して改めてパラメータを計算し、分散分析的手法によりデータの同質性を検討する。②各パラメータごとに、両都市圏のパラメータの同一性に関する t 統計量を様々な年次の組み合わせに関して計算する。③②と同様であるが、個々の

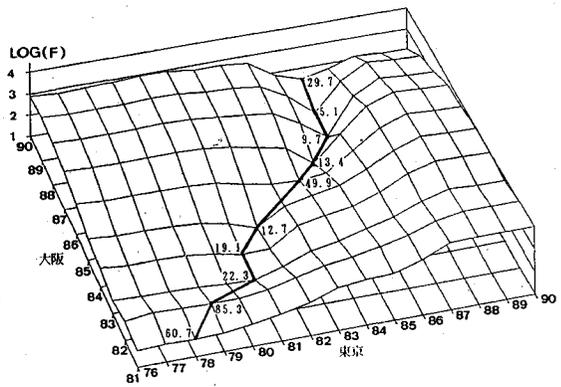


図-3 式 (2) パラメータの F 統計量に関する都市圏間比較 (大阪圏→東京圏)

パラメータについてではなく、全てのパラメータを一括した F 統計量を計算する、などである。

①の方法は計算コスト的に問題があり、②の方法では関数全体での近さが判断できないため、③に従って、「東京圏と大阪圏の地価関数は同一視出来る」という帰無仮説 ( $H_0: \beta_1 = \beta_2$ ) に対する F 統計量を計算する。なお地価関数としては、両都市圏に共通して有意な結果が得られることから、式 (2) を用いる。

$$F(7, m-7) = \frac{(\beta_1 - \beta_2)' G_2' G_2 (\beta_1 - \beta_2) / 7}{e_2 e_2' / (m-7)} \dots \dots \dots (6)$$

ここでは便宜上、大阪圏 ( $i=2$ ) のパラメータを基本とし、東京圏 ( $i=1$ ) のパラメータとの差に関する F 統計量を考えるが、逆に考えても本質的な差は生じない。また、同時点における両都市圏のパラメータの比較のみならず、都市圏別に式 (6) を計算する年次をずらすことによって、例えば「東京圏のどの年次における地価形成が大阪圏の特定の年次に近いといえるか」を考えることにする。

図-3 は大阪圏・東京圏の年次によって構成される平面上に F 統計量の曲面を 3 次元的に描いたものであり、3. で作成した地価データベースの範囲で可能な年次の全ての組み合わせを尽くしている。これらの F 統計量は最小値でも 5 程度であり、何れの年次についても両都市圏の地価関数が同等であるという仮説は棄却される。しかし図-3 の曲面の谷筋が、両都市圏間の地価形成が比較的類似した年次の組み合わせの経路を示すと見るとは可能であって、例えば大阪圏の 84 年の地価形成は東京圏の 81 年と、88 年は 86 年と最も類似していることが読み取れる。したがって全般的に見て、近年の両都市圏の地価形成機構 (各評価項目の評価値) の間には概ね 2 年から 3 年の時間的なずれが存在したと見ることができよう。

表一七 都心からの時間距離帯別経年地価データ地点数

		0-14	-29	-44	-59	-74	-89	-104	-119	120-
東京圏	全用途	380	1303	2119	2917	2242	1018	443	76	43
	住居系	119	803	1654	2406	1777	723	284	52	28
	商業系	237	385	344	288	175	119	56	7	8
大阪圏	全用途	260	527	658	884	550	192	40	16	0
	住居系	117	345	488	607	358	110	13	7	0
	商業系	106	101	81	104	52	12	5	3	0

### 6. 都市圏内地価の時空間分析

前章では都市圏間の地価形成機構の時間的遅れについて検証したが、本章では単一の都市圏内で地価の上昇が時間的・空間的にどのように波及して行ったかを検証する。地価データベースは公示地点単位で作成されているため、2次元平面上に散布した公示地点のレベルで波及を論じることが出来るが、ここでは簡単のため、地点を最寄り駅から都心までの所要時間に基づいてグループ分けし、そのグループごとの平均地価に基づいて検討を試みる。具体的には、ある程度詳細な分析が可能であり、またグループごとにある程度の調査地点数を確保するために、5分刻みで時間帯を設定している。時間距離帯別の公示地点数を用途指定別に15分刻みで表一七にまとめているが、対象都市圏内で最寄り駅が都心から最も遠い公示地点に対する時間距離は、東京圏で154分、大阪圏で112分である。ただし、ここでは東京圏で120分以上、大阪圏で90分以上に相当する距離帯では、十分な地点数が確保できないため、分析の対象から除外している。

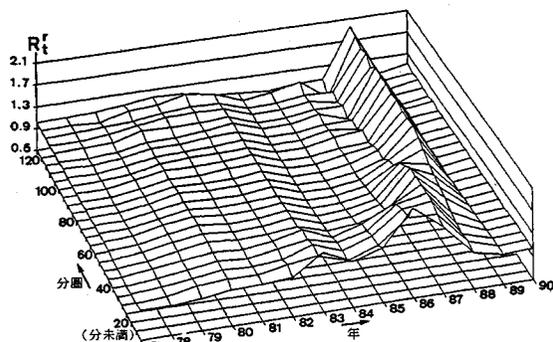
分析の評価指標としては、種々の指標が考えられるが、ここでは簡単に、次式で表される対前年地価指数を用いて検討を行う。

$$R_t^r = VL_t^r / VL_{t-1}^r \dots \dots \dots (7)$$

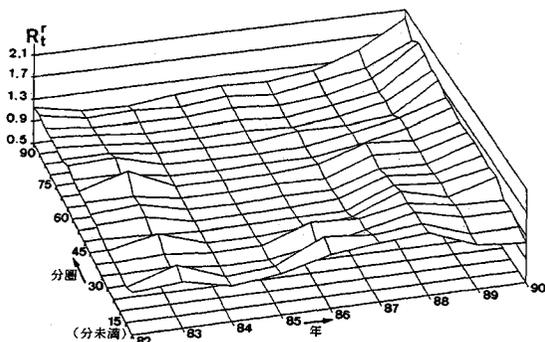
ここに、 $t$ は年次であり、 $r$ は時間距離帯を表す。

図一四および図一五は、それぞれ東京圏および大阪圏について、縦軸に都心からの時間距離帯、横軸に年次をとって、全用途に関する対前年地価指数を3次元的に表現したものである。なお、元になる地価データベースは、前者については式(3)、後者については式(2)に基づく補間値を含むものである。

東京圏における地価変動を見ると、1983年にはほぼ全域に亘る地価の上昇が観察されるが、翌84年には鎮静化している。公定歩合で見ると、80年3～8月の9%をピークとする下降局面にあり、82年の地価公示直前の81年12月には5.5%への引き下げが行われるなど、金融緩和の影響も否定できないが、実際には2.で触れた、82年から83年に掛けての公示地点の大幅な変更によるものが大きいと考えられる。さて、近年の地価高騰は85年に始まると見ることが出来るが、地価公示が1月1日付けである関係で、データ上では86年から高騰が



図一四 時間距離帯別対前年地価指数の変動(東京圏)



図一五 時間距離帯別対前年地価指数の変動(大阪圏)

観察されることになる。しかし、86年において上昇がピークとなるのは、都心から9分以内の範囲に限定されており、続いて87年には都心から10～44分の帯域に上昇のピークが移動し、さらに88年には45分以遠の全ての地域で鋭いピークが観察される。「今次の地価高騰は都心から郊外に向かって波及した」という一般的認識は、この図からも確認されるが、全ての距離帯で上昇は持続せず、ピーク以後は急速に調整局面に入っていることが特徴的である。なお、同様な分析は地価公示の原データのみを用いても可能であるが、3.で述べたように、公示地点の変更にバイアスの介在が疑われる場合には、欠測部分を補間したデータを用いた方が、むしろ安定的な結果を提示し得るものと考えられる。

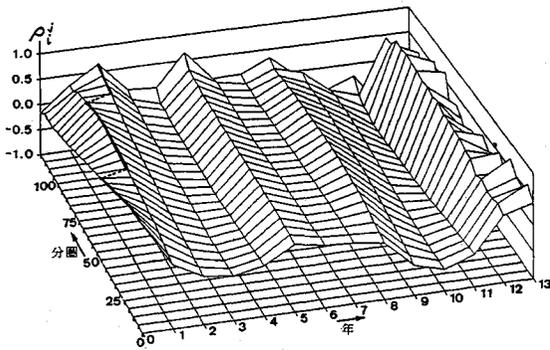
大阪圏での地価上昇を示す図一五では、東京圏のように顕著なピークは観察されない。一方、空間軸方向に幾つかのピークが見られるが、これは大阪圏が京都・神戸のような副次的中心都市を含む多極分散型の圏域であることに由来すると考えられ、大阪の都心が地価の面で卓越的存在ではないことを示唆している。上の結果から、東京圏全域に亘る地価上昇のピークは1988年であったと考えられるが、前章の議論から大阪圏での地価形成機構がほぼ東京圏の2～3年遅れとなっていることを考え合わせると、大阪圏のピークは90～91年頃となるはずである。実際、図の範囲では90年の地価は明らかに上

7. おわりに

本研究は、我が国の大都市圏における地価形成メカニズムを明らかにする意図で始められた。そのためには地価データを時空間的に整備することが不可欠であるが、ここでは地価公示を基礎データとしてその整備を図った。地価公示から時系列データを整備する上で、最大の障害は公示地点の変更であると言えるため、公示データの欠測部分に関する合理的な補間方法が必要とされる。そのような方法を提示することが本研究の第1の目的であり、これは時系列方向の回帰と、横断面方向に推定されたヘドニック的な地価関数とを組み合わせることで実現されている。その過程で多年次に関する地価関数が得られるため、地価関数パラメータの時系列的な比較検討が可能となる。したがって、本稿はヘドニック分析による開発便益の推定を直接目的とするものではないが、我々の結果は幾つかの意味で、地価を便益の資産価値への帰属評価のための基礎資料として用いようとする場合に、重要な示唆を与えるものと言える。

第1に地価による帰属評価には、長期に亘る地価の定点観測が不可欠であり、時系列データの整備が必要とされるが、本稿はその1つの方法を提示するものである。第2に、従来のヘドニック型地価関数は殆どの場合、横断面かつ限られた地域に関するものであって、本稿におけるように複数の都市圏に関する、多年次に亘るデータベースに基づくものではない。地価関数を用いて比較静学的に便益を評価しようとする時、パラメータの安定性が評価の信頼性を確保する上で重要であるが、それらの年次間・都市圏間の差異を具体的に例示することには意義があると考えられる。第3に我々の地価関数は人口密度指標を含むため、真のヘドニック関数ではないが、このような関数形は地価を内生化した逐次型立地モデルの中で用いる場合には、帰属の時間的経路を追えるという意味でむしろ望ましいと言える。ここでの地価関数は横断面で推定されているが、そのようなモデルの中では、長期間を通して1本の地価関数で実際の地価水準が安定的に表現されることが望ましい。そのためには、人口密度指標、あるいはマネーサプライなどの変数を導入することが適当であるが、その基本的な関数形は本稿の地価関数を拡張することにより得られる。

本研究の第2の目的は、得られた地価データベースの妥当性を検証するとともに、近年の大幅な地価高騰の時空間的な性質を明らかにすることであった。このために、補間値の同質性、地価関数パラメータの都市圏間の類似性の評価、都市圏内の地価上昇の時空間的な波及に関する分析を、視覚的に表現する方法を採用した。その結果、近年の地価高騰に際しては、東京圏と大阪圏の地価形成機構の間にはおよそ2~3年の時間差があったこと、単



図—6 対前年地価指数の時空間自己相関係数 (東京圏)

昇局面にあるため、ピークを確認するためには、あと数年分のデータ蓄積が必要であろう。

最後に東京圏について、空間方向への波及の遅れを顕在化させるために、対前年地価指数に関する時空間自己相関係数を計算する。時空間自己相関係数は、通常の自己相関係数を空間方向にも拡張したもので、 $x_t^i$ を年次 $t$ 、距離帯 $r$ での平均地価として、以下のように定義される。

$$\rho_i^j = \frac{\sum_r \sum_t (x_t^i - \bar{x}_i) (x_{t+j}^j - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_r \sum_t (x_t^i - \bar{x}_i)^2 \sum_r \sum_t (x_{t+j}^j - \bar{x}_j)^2}} \dots\dots\dots (8)$$

ここに、 $\rho_i^j$ は時間方向に $i$ 年、空間方向に $j$ ゾーンずらした時の自己相関係数であり、 $x_t^i$ 、 $\bar{x}_i$ は東京圏に関する地価指数の年次数(14年)、距離帯数(24ゾーン)を考慮して以下の式により計算される。

$$x_t^i = \sum_{r=1}^{24} \sum_{j=1}^{14} x_{t+j}^j, \bar{x}_i = \sum_{r=1}^{24} \sum_{j=1}^{14} \bar{x}_{t+j}^j$$

式(8)は、年次別・空間別の地価指数の集合から、時間的・空間的に同じ大きさを持つ2つの部分集合を取り出し、それらの対応する要素について相関係数を求める操作である。したがって、限られたデータサイズの下では、時空間的に近接した部分集合間では、比較的多くのサンプル数が確保できるが、 $i, j$ が大きくなるにつれて、確保できるサンプル数が少なくなるため、係数の信頼性が低下することに留意されたい。

図—6は、縦軸に空間方向のずれ、横軸に時間方向のずれを取って、東京圏における時空間自己相関係数を図示したものであるが、この場合、図の南西隅の係数の336サンプルから、北東方向に進むに従ってサンプル数が少なくなっている。都心から10ゾーンでは同時点の地価指数の相関が高いが、周辺部へ行くに従って1年遅れ、2年遅れの相関が高くなっており、この図からも、地価上昇が都心部から周辺部へ伝播していった様子を読み取ることができよう。また時間方向に5年ずれた位置で、空間的なずれと無関係に高い相関が見られるが、これも83年の公示地点の大幅な変更が、88年の全体的な地価上昇と同期した現象であると思われることが出来よう。

一の都市圏内では都心部から郊外へ向かって時間的な遅れを伴って波及したことなど、一般的認識と一致する現象が観察されたが、このことは補間値を含むデータベースの妥当性の傍証となる。

ただし、ここでの時空間分析は時間距離帯による平均地価に基づくものであるため、2次元平面上で個々の公示地点を考慮した波及分析が望まれること。また、人口密度指標は本来地価と同時決定されるべきものであるため、土地に対する需要と供給を明示的に考慮した地価関数が提示されねばならぬことを指摘して今後の課題としたい。

#### 参 考 文 献

- 1) Ando, A. and R. Kakimoto : On Capitalization of Transportation Improvements through Land Market ; The Case of Subways in Fukuoka City, Selected Procs. of 5th WCTR, Vol.1, pp.287~301, 1989.
- 2) 金本良嗣：地方公共財の理論，岡野・根岸編「公共経済学の展開」，東洋経済，第3章，1983.
- 3) Rosen, S. : Hedonic Prices and Implicit Markets ; Product Differentiation in Pure Competition, J. of Polit. Econ., Vol.82, pp 34~55, 1974.
- 4) Quigley, J.M. : Nonlinear Budget Constraints and Consumer Demand ; An Application to Public Programs for Residential Housing, J. of Urban Econ., Vol 12, pp.177~201, 1982.
- 5) 肥田野・武林：大都市における複合交通空間整備効果の計測，土木計画学研究・論文集，No. 8, pp. 121~128, 1990.
- 6) 金本・中村・矢沢：ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定，環境科学会誌，Vol. 2 ( 4 ) , pp. 251~266, 1989.
- 7) 川井・小田・枝村：ヘドニック地価関数モデルによる都市の地価構造分析，土木計画学研究・論文集，No. 9, pp. 269~276, 1991.
- 8) 常木 淳：交通投資，奥野・篠原・金本編「交通政策の経済学」，第2章，日本経済新聞社，1989.
- 9) 中村良平：ヘドニック・アプローチにおける実証分析の諸問題，土木学会論文集，No. 449/IV-17, 57~66, 1992.
- 10) 安藤・吉田：金融指標を含む地価関数と首都圏の地価形成；1976-88，日本不動産学会誌，Vol. 5 ( 4 ) , pp. 40~51, 1990.
- 11) 山田浩之他：東京大都市圏における住宅市場の計量分析，経済企画庁経済研究所研究シリーズ，No. 31, 第2章，1976.
- 12) 安藤朝夫：都市的土地利用のための活動立地のモデル化について，地域学研究，Vol. 17, pp. 33~53, 1987.
- 13) Chow, G.C. : Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, Econometrica, Vol.28 ( 3 ) , pp.591~605, 1960.

(1992. 3. 9 受付)

## SPACE-TIME ANALYSES ON LAND PRICE VARIATIONS IN TWO JAPANESE METROPOLITAN AREAS BASED ON LAND PRICE FUNCTIONS

Asao ANDO, Ryuichi UCHIDA and Katsuaki YOSHIDA

While the public notification of land prices can be considered the most extensive survey of the kind, the problem associated with it is the frequent changes in points to be notified. Thus it is desirable to fill in the land prices which are not available due to such changes. This can be done by means of an iterative process incorporating cross-sectional land prices which reflect density variables and hedonic-like items. After examining the validity of our compilation process on two Japanese metropolitan areas, we demonstrate the parameters of land price function fluctuate depending on the area and year. Additionally, we investigate how the recent rise in land prices has propagated among and within metropolitan areas using the land price database thus obtained.