

特集論文（ヘドニック・アプローチによる社会资本整備の評価） 商業集積地における地価構成要因に関する研究

屋井鉄雄*・岩倉成志**・洞 康之***

本研究では商業地における地価関数の構成要因を調べ、その経年的な安定性を把握するとともに、近年の地価高騰前後で構成要因にどの様な変化が生じたかについても考察を加えた。その成果を踏まえて、通常の地価関数の推定法に加え、マーケティングサイエンス分野で活用の多い LISREL を応用した新たなモデル推定方法を示すと共にその特性を分析した。

Keywords : hedonic approach, land price, LISREL, commercial area

1. はじめに

鉄道新駅の設置と周辺再開発、車庫上空利用など交通施設と都市空間とを一体的に整備する事例が増している。複数の主体が複雑な権利関係のもとで、開発に伴う負担を分担しつつも様々な開発利益を受けている。一方、このような開発に伴う効果がどの様に波及するかを、効果の最終帰着先としての地価の分析で把握しようとするヘドニック・アプローチの試みは従来から多い。実際、新駅設置の費用を人口比や独自に設定した影響度の大きさによって駅周辺の複数の関係主体が分担した事例や、最近では事前に従前価格で開発利益相当分の土地を売却する事例などもあり、安定的な地価関数を複数主体の負担合意形成の材料とする意義も大きい^①。

しかし、通常1時点のクロスセクションデータで作成する地価関数は地価の安定的な時点での構築される必要性は説かれているが、実際、どの時点の地価データでモデルを構築するべきかは、議論も多いところである。また、従来の回帰分析による方法では商業地地価を構成する基幹的な要因である交通需要や、商業施設の立地ポテンシャル等の変数間の相互依存関係が表現できないことや、それらの変数間の共線関係により、不安定なパラメータ推計結果をもたらすことも指摘されている。

このため本研究では、空間整備の及ぼす影響を分析することを念頭に、多時点でのクロスセクションモデルを作成し、地価関数の時間的な安定性と変動特性とを調べ、その構成要因を探ることと、通常の重回帰分析による地価関数推定に加えて、LISREL と呼ばれる比較的新しいパラメータ推定方法を用いた地価関数の作成方法につ

いて検討することとした。

すなわち、2. では従来の商業地地価関数の構成要因を整理し、3. ではその内容も踏まえて横浜市域における昭和50年以降の地価関数を作成することによって時点間での構成要因の変化を調べ、地価関数の時間的な安定性、移転可能性を分析している。4. では、LISREL を用いて地価関数を推定する方法と、その特性を分析し、5. では3. やおよび4. の地価関数を横浜市内の特定な再開発地区に当てはめて、資産総額の変化からみた地価関数の特性を簡単に検討している。6. は本研究のまとめである。

2. 従来の成果による地価の構成要因

商業地における地価関数作成の事例はさほど多くはないが、図-1に示したように様々な要因の導入が試みられている。概ね土地利用条件、交通利便性、購買力に関わる指標でモデルが作成されている。簡便なモデルが望ましいため、多くは線形または乗法形モデルである。また説明要因を合成変数とする例も多くないが、商圈の広がりを表現するために幾つかの工夫がみられる。周辺地域の人口を地価地点からそこまでの距離や時間の関数で除した合成変数が用いられたり^{②)}、人口の替わりにゾーン間交通量を用いた研究^{③)}等がある。これらは、購買力、ポテンシャル、アクセシビリティ等と各論文で称されている。

1時点のクロスセクションデータによる地価関数の作成によって効果計測を行えるヘドニック分析の手軽さのためか、地価関数の各構成要因について時間的な安定性等を論じた研究はあまり多く報告されていない^{④)、⑤)}。本研究は商業地における地価構成要因を探る実証的検討であるが、この種の分析はまだ十分ではない。

* 正会員 工博 東京工業大学助教授 工学部土木工学科
(〒152 目黒区大岡山2-12-1)

** 正会員 工修 東京工業大学助手 工学部土木工学科
*** 正会員 工修 (株) 三菱総合研究所

地點特性	土地利用条件	交通条件
	接面道路幅員[5,8] 歩道の有無[7] 街路樹の有無[7] 角地[7] 商店街に沿っている[7]	交通近接性 幹線道路に面している[5] 最寄駅への距離[1,2,3,4,5,6] 主要道路への距離[2,4,5]
	法的規制 容積率[4,6] 商業用途地域[2,7] 近隣商業用途地域[2,7]	徒歩圏購買力ゾーン[4] 最寄駅の列車運行間隔[1]
	区画整理の有無[6]	最寄駅降車人数[6] 最寄駅の規模(乗客数比)[5] 5km商圏購買力ゾーン[4]
	既存敷地面積指標 周辺の商業密度[6] 周辺の大型店面積[6] 周辺の大店舗数[1] 商業面積率[1] 周辺状況(商業繁華街他)[8] 従業員数[3,4] 小売店年間販売額[1]	道路密度[3]
	市街地密度 旧市街地面積比率[1,2] 現市街地面積比率[2] 宅地化率[2]	交通近接性 主要駅への距離[5] 高速道路[1,2]への距離[3] 駅勢圏[5]
	後背地条件 住宅地利用面積比率[2] 商業地利用面積比率[2] 道路・鉄道用地面積比率[2] 農業用地面積比率[2]	ボテンシャル[8] 居住者購買力ゾーン[1] 通勤者購買力ゾーン[1]
広域特性	買物圏セパレーティング[7]	買物圏セパレーティング[7]

図-1 商業地の地価構成要因の一覧（従来の研究より整理[] 内は文献番号）

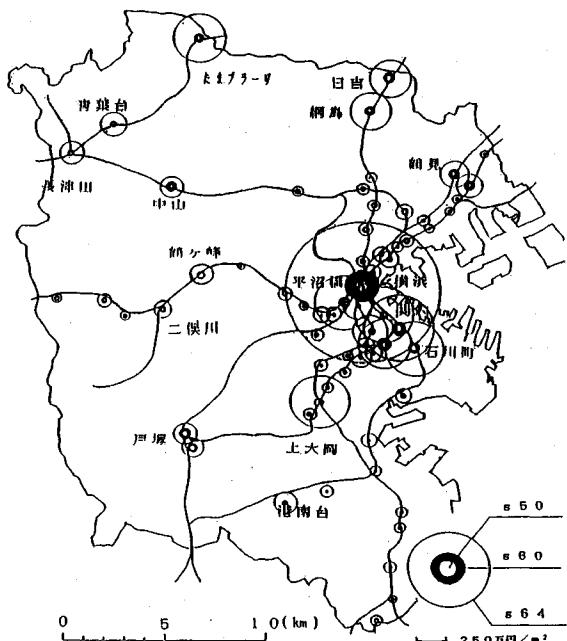


図-2 横浜市内の鉄道網と駅別平均地価の推移

3. 地価関数の時間的な安定性、変動特性の考察

(1) 分析に用いた地価データ

横浜市内の商業地を対象とし、地価のデータには国土庁の公示地価と都道府県の基準地地価とを用いた。公示地価や基準地地価は市場価格とは異なるが、安定的で簡

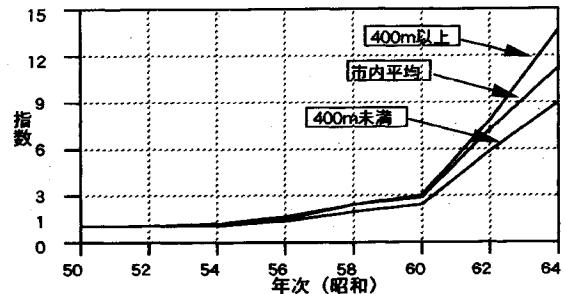


図-3 最寄り駅までの距離帯別にみた地価の経年変化

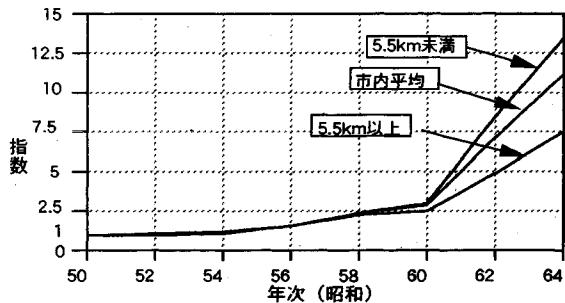


図-4 横浜駅までの距離帯別にみた地価の経年変化

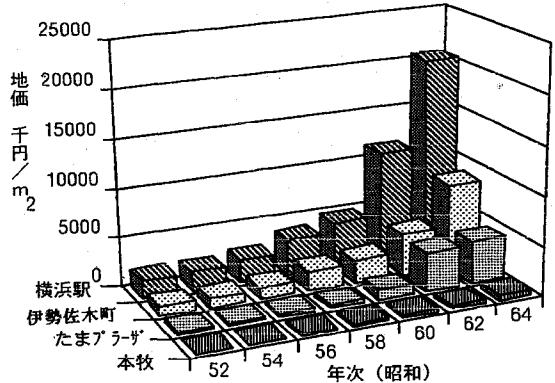


図-5 市内代表商業地の地点地価の推移

便な構成要因と関数型とを知ることが、本研究の趣旨であるので公的評価値を用いる。なお、地価の年次には昭和50年から平成元年までを隔年で取り、計8時点を用いた。データ数は各年とも116サンプル前後である。各年の地点に対応する土地利用条件や交通条件などの説明要因の候補となるデータも別途収集している。

(2) 地価の分布と変動の実態

図-2は横浜市内の鉄道路線と主要駅名とを、商業地地価の駅別平均値（駅から500 m以内）とともに示したものである。中心商業地である横浜、関内等と他の商業地との地価格差が昭和60年以降の高騰によって拡大した様子が空間的に読み取れる。また、地価水準からみた商業地の優劣関係が周辺部で変化している様子もわかつ

表-1 各年の商業地地価関数のパラメータ推定結果

変数	モデル年次	M50	M52	M54	M56	M58	M60	M62	M64
定数項		0.844 (1.00)	1.12 (1.22)	1.29 (1.39)	3.27 (3.34)	3.53 (4.09)	3.03 (3.65)	3.75 (3.24)	3.01 (3.07)
ln(最寄り駅距離) (km)		-0.152 (4.76)	-0.147 (4.23)	-0.119 (3.24)	-0.0699 (2.26)	-0.0788 (2.83)	-0.0668 (2.58)	-0.0470 (1.05)	-0.106 (3.37)
ln(横浜への距離) (km)		-0.0560 (0.97)	-0.0986 (1.70)	-0.0680 (1.18)	-0.0803 (1.32)	-0.104 (1.76)	-0.0834 (1.48)	-0.161 (2.04)	-0.249 (4.02)
ln(容積率) (%)		0.672 (5.03)	0.637 (4.22)	0.637 (4.22)	0.437 (2.65)	0.436 (3.07)	0.581 (4.34)	0.620 (3.29)	0.753 (4.87)
ln(年間降車人数) (百万人/年)		0.100 (1.90)	0.0610 (1.12)	0.0494 (0.86)	0.0141 (0.28)	0.00820 (0.18)	0.0142 (0.32)	0.0951 (1.55)	0.0694 (1.35)
ln(商業集積) (m²)		0.0517 (5.57)	0.0478 (5.00)	0.0470 (4.35)	0.0424 (3.80)	0.0421 (4.14)	0.0318 (3.37)	0.0289 (2.08)	0.0352 (3.24)
ln(商業競合度) (m²/m)		-0.0662 (1.49)	-0.0599 (1.36)	-0.0628 (1.22)	-0.136 (2.72)	-0.120 (3.11)	-0.162 (4.84)	-0.223 (3.90)	-0.117 (2.43)
閑内周辺地域ガミー		0.332 (2.61)	0.288 (2.19)	0.300 (2.24)	0.328 (2.53)	0.316 (2.74)	0.329 (2.98)	0.493 (3.18)	0.555 (4.24)
田園都市線沿線ガミー		0.145 (0.67)	0.131 (0.59)	0.190 (0.84)	0.0822 (0.42)	0.238 (1.42)	0.287 (1.78)	0.928 (4.08)	0.859 (4.10)
急行停車駅ガミー		0.0217 (0.24)	0.170 (1.92)	0.110 (1.25)	0.160 (1.82)	0.216 (2.57)	0.204 (2.57)	0.191 (1.69)	0.205 (2.09)
商業エリア外ダミー		-0.239 (1.19)	-0.200 (1.00)	-0.235 (0.95)	-0.652 (2.63)	-0.417 (2.15)	-0.662 (4.06)	-1.07 (3.54)	-0.582 (2.35)
接面道路幅員ガミー		0.145 (2.02)	0.127 (1.72)	0.106 (1.41)	0.00910 (0.12)	0.0208 (0.27)	0.129 (1.75)	0.0852 (0.68)	0.116 (1.16)
相関係数		0.855	0.850	0.845	0.826	0.814	0.847	0.864	0.899
サンプル数		115	115	115	119	117	116	116	116

$$\text{式形} ; \ln Y_i = \sum_k \theta_k \cdot \ln X_{ik}$$

- ・年間降車人数；最寄り駅とサンプル地点から1 km以内の駅の年間降車人数
- ・商業集積；サンプル地点から半径300 m以内に立地する大規模店舗（1、2種）の延べ床面積
- ・商業競合度；サンプル地点の属する商業エリアの集積より他のエリアの集積が大きい場合、そのエリアの集積量を地点との距離で除して、各々加えた
- ・閑内周辺地域ガミー；閑内・桜木町・石川町・伊勢佐木長者町駅を最寄り駅とするサンプルにe、他は1
- ・田園都市線沿線ガミー；田園都市線を最寄り駅とするサンプルにe、他は1
- ・急行停車駅ガミー；急行停車駅またはJR駅を最寄り駅とする場合にe、他は1
- ・商業エリア外ダミー；サンプル地点が商業集積エリアの外にある場合にe、他は1
- ・接面道路幅員ガミー；M50～60は6 m以上8 m以内にe、M62・64は10 m以上12 m以内にe

る。

図-3, 4は全929サンプルの平均の距離により、データを分け、平均地価の上昇率の推移を示したものである。縦軸は昭和50年を基準とし1を取って指数で表示した上昇率の値である。図-3からは、最寄り駅までの距離の遠い地域の地価上昇が近年卓越している様子がわかり、図-4からは横浜駅まで近いところで上昇傾向が大きいことが分かる。すなわち、高騰後の地価上昇は最寄り駅からは遠く、横浜都心に近いところでより顕著であった。

図-5には市内の代表的な4つの商業地を取りあげ、周辺地点の地価上昇推移を表示した。東京都からの近さでは、たまプラーザ、横浜駅、伊勢佐木町、本牧の順になる。このうち、たまプラーザでは昭和57年に東急百貨店が、本牧では昭和64年にマイカル本牧という共に30000 m²ほどの大型ショッピングセンターが進出している。図からは正確に読み取れないが、昭和50年に對し、たまプラーザが62年に13.2倍、横浜駅は64年に11.1倍、また伊勢佐木町は64年に9.3倍など、東京に近いほど地価上昇の発現が早く上昇率も有意に高い。このこ

とだけから判断できないが、図-2も併せて考えると、東京からの地価上昇の伝播が地価公示の値にも現れていける可能性はある。以上より、地価上昇が時間空間の2次元的に変動しているとすれば、明らかに地価構成要因の重みも時点間で異なる可能性が高い。

(3) 地価関数の作成

以上の結果も踏まえ、地価関数の同定を試みた。用いたデータは公示地価と基準地価である。前者は1月1日、後者は7月1日時点を基準日として判定された価格であるため、データブーリングを行う際には短期変動分を調整することが望ましい。しかし、両者の同一時点が小サンプルなため適切なデフレートが困難である。このため両データによる個別モデルのパラメータに殆ど有意な差がないことを確認した上で、本研究では両者をブーリングして用いてる。

昭和50年から平成元年までの隔年データに対して、従来の研究（図-1）で取り上げられた立地特性、周辺要因等を中心に導入を試み、1時点でも統計的に有意な変数は極力残し、全時点で共通な変数同定作業を進めた。

様々な説明要因の導入を検討した結果、昭和50年か

表-2 各年モデルの他時点データへの移転性（実績と推計との相関係数）

	モデル年次								
	M50	M52	M54	M56	M58	M60	M62	M64	
データ年次	D50	0.855	0.850	0.851	0.823	0.819	0.810	0.768	0.797
	D52	0.845	0.850	0.848	0.828	0.829	0.822	0.777	0.804
	D54	0.841	0.843	0.845	0.830	0.824	0.819	0.780	0.805
	D56	0.795	0.807	0.810	0.826	0.816	0.810	0.786	0.793
	D58	0.772	0.787	0.789	0.805	0.814	0.806	0.771	0.781
	D60	0.790	0.807	0.810	0.833	0.837	0.847	0.820	0.816
	D62	0.770	0.783	0.789	0.817	0.826	0.831	0.864	0.849
	D64	0.828	0.839	0.846	0.857	0.859	0.859	0.884	0.899

ら 64 年の 8 時点を通して共通な変数のモデルとして、表-1 を得た。関数形は乗法型であり、各地点 i の地価 (Y_i) が各要因 (X_{ik}) とパラメータ (θ_k) とを用いて、

$$\ln Y_i = \sum_k \theta_k \cdot \ln X_{ik} \quad (1)$$

で表される。この関数形であれば物価上昇分は定数項に吸収されるため、地価をデフレートすることなく、時点間でのパラメータ比較が可能である。

なお、商業競合度 (CC) とは、

$$CC_i = \sum_j A_j / d_{ij} \quad (2)$$

$$j(A_j > A_i)$$

で表され、各地点の属する商業地の大型店舗面積 A_i よりも大きな商業地すべてについて、そこまでの直線距離 d_{ij} で商業地規模 A_j を除した値を足し合わせた合成変数である。これは各地点が商業地として成立するための競争条件の良否を表している。大きな商業地内であれば小さな値を取るが、小さな商業地や大規模商業地に近い所では大きな値となる。

図-5 で見られた東京都からの近さによる影響は東京駅までの距離変数で対応したが、全般に有意でなかったため除いている。通常有意であるとされる接面道路幅員は、対数変換した変数では 62, 64 年モデル以外は有意でなく符号条件も合っていないかったため、ダミー変数によって対応した。最寄り駅への距離 (62 年除く)、容積率、商業集積の変数は全ての年度において有意な結果を得ている。

各地価構成要因の安定性、変動特性についてみると、モデル作成結果から先ほどの地価上昇傾向と同様に、横浜駅までの距離変数や閑内地域ダミーの有意性向上が横浜駅への中心性の強まりを表し、最寄り駅までの距離変数の有意性低下が商業地域拡散の影響であること等を推察できる。また、商業競合度や商業エリア外ダミーも 56 年以降では有意であることがわかる。接面道路幅員は 50~60 年モデルでは 6~8 m で符合が整合し、62, 64 年は 10~12 m で有意となっており、広幅員化の影響と

表-3 各年モデルの他時点データへの移転性（実績と推計との不一致係数）

	モデル年次								
	M50	M52	M54	M56	M58	M60	M62	M64	
データ年次	D50	0.0625	0.0636	0.0647	0.0706	0.0729	0.0729	0.1039	0.1093
	D52	0.0651	0.0639	0.0651	0.0702	0.0718	0.0718	0.1052	0.1106
	D54	0.0665	0.0650	0.0636	0.0671	0.0690	0.0695	0.1031	0.1073
	D56	0.0725	0.0677	0.0637	0.0597	0.0614	0.0624	0.0894	0.0925
	D58	0.0672	0.0618	0.0571	0.0524	0.0507	0.0525	0.0819	0.0819
	D60	0.0672	0.0616	0.0567	0.0504	0.0499	0.0479	0.0590	0.0623
	D62	0.0953	0.0919	0.0880	0.0804	0.0811	0.0761	0.0590	0.0623
	D64	0.0816	0.0790	0.0753	0.0700	0.0715	0.0673	0.0509	0.0475

$$\text{タイルの } U = \sqrt{\left[\sum (P_i - A_i)^2 / \sum A_i^2 \right]} \quad A_i : \text{実績値} \quad P_i : \text{推計値}$$

表-4 各年モデルの他時点データへの移転性（推計値から実績値への単回帰）

	モデル年次								
	M50	M52	M54	M56	M58	M60	M62	M64	
データ年次	D50	β α	1.036 -0.179	1.113* -0.539	1.129* -0.592	1.216* -1.027	1.104 -0.450	0.733* 1.619	0.722* 1.715*
	D52	β α	0.852 0.242	1.072 -0.332	1.112 -0.502	1.209* -0.992	1.102 -0.433	0.728* 1.655	0.710* 1.782*
	D54	β α	0.801* 1.112*	0.927 0.348	1.045 -0.189	1.122* -0.587	1.033 -0.102	0.691* 1.854	0.688* 1.997*
	D56	β α	0.809* 0.956*	0.860* 0.688*	0.934* 0.305	1.062 -0.339	0.988 0.101	0.670* 2.034*	0.642* 2.195*
	D58	β α	0.727* 1.306	0.784* 1.198	0.844* 0.871	0.902 0.563*	0.902 0.626*	0.584* 2.672*	0.576* 2.712*
	D60	β α	0.790* 1.140*	0.854* 0.750	0.921 0.372	1.000 -0.053	1.098 -0.653*	0.664* 2.227*	0.642* 2.357*
	D62	β α	1.090 -1.083	1.163* -1.590	1.241* -2.093	1.349* -2.756	1.447* -3.450	1.362* -2.784	0.927 0.494
	D64	β α	1.182* -1.826	1.249* -2.311	1.324* -2.821	1.390* -3.205	1.454* -3.680	1.377* -3.043	1.018 -0.118

$$A_i = \beta \cdot P_i + \alpha \quad A_i : \text{実績値} \quad P_i : \text{推計値}$$

$\beta > 1$ の時 P_i は過小推計、 $\beta < 1$ の時 P_i は過大推計を示す。

$$\beta = \frac{T\beta}{\sqrt{\text{var}(\beta)}} \quad T\alpha = \frac{\alpha}{\sqrt{\text{var}(\alpha)}} \quad \bullet \text{は } T\text{ 値が } 10\% \text{ 有意であるもの}$$

を考えられる。

なお、昭和 60 年までは安定的であったり、単調な変化傾向であったパラメータのうち、同年を境に大きく変動しているものもある。これは明らかに地価高騰を期に構成要因の重みが変動したためと考えられる。

(4) 地価関数の時点間移転性に関する研究

次に各時点のモデルを他時点に当てはめた場合の推計精度を調べた結果を表-2, 3, 4 に示す。表-2 は移転結果を相関係数で、表-3 は不一致係数²¹⁾で表したものである。列は各年次のモデルを、行は各年のデータを各々表している。地価の推計値は用いるデータの年次の地価平均を用いてデフレートした。結果をみると、56, 58, 60 年モデルは全般にわたって、0.8 以上の相関を得、良好な移転がなされているが、地価高騰のさなかにあった 62 年モデル等は 50 年~58 年のデータに対するあてはまりが若干劣っている。不一致係数を見ると 50 年~60 年

モデルは全年のデータで10%以下であり、特に60年では8%を超えることが無かった。62, 64年モデルは同様の誤差傾向を示し、56年以降のデータで10%以下となる。

表-4は実績値を被説明変数として、各モデルの推計値を説明変数として、単回帰を行った結果である。 $\beta < 1$ ならば高地価で推計値が過大、低地価で過小傾向にあり、 $\beta > 1$ は高地価で過小推計低地価で過大傾向であることを示す。ここで各モデルにより得られた推計値の偏りの有意性を調べるために $\beta=1$, $\alpha=0$ に対してのt検定を行った。この結果、54年、56年モデルがモデル年次の前後3時点で、60年モデルは50~58年のデータに対して偏りが無いことが分かる。また62, 64年モデルは概ね過大推計になっており、移転性が低いことが示されている。

以上のように、全般的にみて56, 60年モデルの安定性が比較的高いことを示したが地価水準を適用する年次に合わせたとしても、用いるモデル次第では、偏りのある推計結果になることは、5.で更に検討を進める。

4. LISRELを用いた地価関数の同定

3では、商業地における地価構成要因の近年の変動特性を把握するとともに、比較的安定的な説明要因の存在を明らかにした。これらの成果を生かして、ここではヘドニック・アプローチの概念を多少拡張することによって、新しいモデル作成方法を地価関数に応用することを試みた。

(1) LISRELの活用のねらい

本来、基幹的な地価構成要因である交通需要や商業立地ポテンシャルといった変数が、各々相互依存関係を持ちながら決定されることから、これらの関係を内包する構造化を図り地価関数を同時的に求める方法を試みた。しかし、通常の連立方程式等のモデル体系は、駅周辺の再開発事例等への適用を想定している場合にあまりに大きくなり過ぎ、重回帰モデルによる地価関数では簡便ながら相互関係を考慮できず、共線性によって基幹要因の同時導入が困難な場合も生じる。

一方、再開発のように高度利用空間を最終的に提供する場合、底地の地価分析ばかりではなく、高層空間自体の魅力、価値を知ることも重要である。これは理論的に最終効果が地価に帰着するという議論とは異なるが、底地には、容積率等では表現し切れない上空空間に対する様々な期待が影響するはずである。この様に考えると、公示地価や高層空間の価格などが、高度利用された場合に本来持つはずの潜在的な空間価値の一端を表す指標であると想定することはできる。そのとき地価の発現の元にある潜在価値を分析する視点が必要になろう。

本分析では、ヘドニックモデルの持つ簡便さの利点も

保ち、かつ連立方程式による計量経済モデルの持つ相互関連の表現も可能な、LISRELを応用することとした。

(2) LISRELの概要

LISRELは、因子分析、回帰分析、連立方程式などを包含するモデル体系で、1973年にJoreskogによって開発され、マーケティング・サイエンスの分野で、消費者の意識構造や行動分析などに適用されてきた。近年、交通需要の分野でもその応用例が増えている⁶⁾⁻⁸⁾。地価分析では岡部⁹⁾が因子得点を変数として回帰分析を行った例があるものの、同時方程式による構造化の例は見あたらない¹⁰⁾。回帰モデルが観測された外生変数と内生変数間の構造モデルを同定するのに対して、LISRELは外生変数と内生変数の各々に対して観測変数と潜在変数との2種類の変数を設け、潜在変数間で構造モデルの同定を行う。事前にモデル構造の仮定を必要とするため、確認的因子分析とも呼ばれる²⁰⁾。

以下に共分散構造モデルの考え方を示す。

$$\text{外生変数の観測モデル: } X = \lambda_x \xi + \delta \quad \dots \quad (3)$$

$$\text{内生変数の観測モデル: } Y = \lambda_y \eta + \epsilon \quad \dots \quad (4)$$

$$\text{構造方程式モデル: } \eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad \dots \quad (5)$$

ここで、 X が観測外生変数、 ξ は潜在外生変数、 y は観測内生変数、 η は潜在内生変数、 δ 、 ϵ 、 ζ は誤差項、 λ_x 、 λ_y 、 B 、 Γ はパラメータである。 Φ 、 ϕ 、 $\Theta\delta$ 、 $\theta\epsilon$ はそれぞれ ξ 、 ζ 、 δ 、 ϵ の分散共分散行列を表す。これらのパラメータは観測変数間の分散共分散行列 S の推定量 $\Sigma(\theta)$ を用いて最尤法により同時推定で求める。分散共分散行列 S の推定量 $\Sigma(\theta)$ は以下の式で示される。

$$\Sigma(\theta) = \begin{bmatrix} \lambda_y(B^{-1}(\Gamma\phi\Gamma' + \phi)(B')^{-1})\lambda_{y'} + \theta\epsilon & \lambda_y B^{-1}\Gamma\phi\lambda_x \\ \lambda_x\phi\Gamma'B'^{-1}\lambda_{y'} & \lambda_x\phi\lambda_x + \theta\delta \end{bmatrix} \quad \dots \quad (6)$$

$\Sigma(\theta)$ の推定における十分統計量は S であり、 S はウェイシャート分布に従うため、尤度関数を示すと次式のようになる。

$$F = \log|\Sigma| + \text{tr}(S\Sigma)^{-1} - \log|S| \quad \dots \quad (7)$$

モデルの全体の評価は χ^2 値、適合度指標(GFI)などで行う。適合度指標は以下の式で表される。

$$GFI = 1 - \frac{\text{tr}(\Sigma S^{-1} - I)^2}{\text{tr}(\Sigma S)^2} \quad \dots \quad (8)$$

(3) LISRELによる地価関数に用いたデータ

本モデルの推定には3.において地価高騰以前で安定したモデルが作成できている昭和60年時点のデータを用いた。なお、交通需要推計のための「従業人口」、「後背地人口」の変数はデータ制約のため、東京都市圏パーソントリップ調査時点の昭和63年の小ゾーンデータを用いている。モデル化の対象地域は3.と同じ横浜市内の商業地である。説明要因として、新たに「区画整理の有無」を各地点で調べて導入した。これをすべての地点

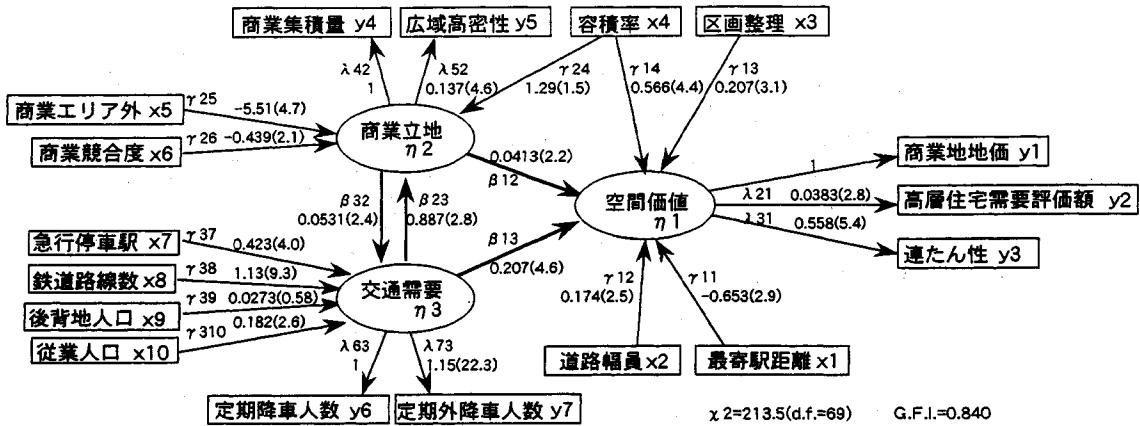


図-6 LISREL の作成結果の全体図

表-5 モデルに用いた観測変数

観測外生変数		潜在内生変数		観測内生変数	
x1	ln(最寄り駅距離) (km)	η_1	空間価値	y1	ln(商業地価) (千円/m ²)
x2	接面道路幅員ゲージー	η_2	商業立地	y2	ln(高層住宅需要評価額) (100万円/m ²)
x3	土地区画整理ゲージー	η_3	交通需要	y3	連たん性 (イメージ指標, 3段階)
x4	ln(容積率) (%)			y4	ln(商業集積量) (m ²)
x5	商業エリア外ゲージー			y5	広域高密性 (イメージ指標, 3段階)
x6	ln(商業競合度) (m ² /m)			y6	ln(年間定期降車人数) (百万人/年)
x7	急行停車駅ゲージー			y7	ln(年間定期外降車人数) (百万人/年)
x8	ln(鉄道路線数)				
x9	ln(後背地人口) (千人)				
x10	ln(従業地人口) (千人)				

すべての年次に行なうことが困難であったため、3. のモデル分析には導入していない。また、「高層住宅需要側評価額」という変数を導入した。この値は、高層住宅の販売価格と契約率とを用いてトビットモデルにより算出した評価関数に今回の地価地点の情報を付加することで計算できる⁹⁾。これは中高層の住宅に対する評価価格を表するものであり、対象地点に高層住宅が併せて整備される場合を想定した指標である。なお、本節のモデルも将来地価の予測ではなく施設整備効果等を現在価格で知る目的のモデルである。

(4) モデルの同定と安定性の分析

モデルに導入する観測変数の形式を3. と合わせて対数変換し、様々な検討の後に同定した共分散構造モデルの結果を図-6に示す。前もって仮定した、「空間価値」、「商業立地」、「交通需要」という3つの潜在内生変数間の構造によって地価が決定されるモデルである。ただし、商業立地や空間価値がともに複数の指標をもつ点が通常の計量経済モデルと異なる。このモデルの全体の再現性は、適合度指標が0.84であるが、 χ^2 値は大きく十分な構成概念が成立したとは言い切れない。しかし、個々の観測内生変数のモデルの相関関数は、地価0.82、商業集積0.64、定期降車人数0.81、定期外降車人数0.86であり、商業集積を除き比較的良好なモデルである。

表-6 回帰モデルと LISREL の比較

変数	タイプ1			タイプ2		
	回帰	t 値	LISREL	回帰	t 値	LISREL
最寄り駅距離	-0.0592 (-2.39)	-0.0653	-0.0570 (-2.31)	-0.0653		
道路幅員ゲージー	0.150 (2.10)	0.173	0.186 (2.54)	0.173		
区画整理ゲージー	0.0961 (1.30)	0.207	0.217 (3.04)	0.207		
容積率	0.596 (4.33)	0.636	0.804 (7.57)	0.566		
商業エリア外ゲージー	-0.647 (-4.40)	-0.302				
商業競合度	-0.111 (-3.72)	-0.0241				
急行停車駅ゲージー	0.163 (2.21)	0.108				
路線数	0.0930 (1.22)	0.288				
後背地人口	0.0295 (0.78)	0.0070				
従業人口	0.215 (3.94)	0.0463				
商業集積			0.0173 (2.01)			
定期降車人数			0.191 (5.99)			
η_2						0.0548
η_3						0.255

個々のパラメータについては、後背地人口の有意性が低いが、符合条件は全般に納得できるものである。モデルの特性は、例えば、鉄道路線が増すと、潜在変数の交通需要のポテンシャルが増し、降車人数が増すと共に、空間価値を上げ、商業立地ポテンシャルをも引き上げる。商業ポテンシャルが上昇すれば、再度交通需要ポテンシャルが上昇すると同時に、空間価値も上昇する。そして、これらによる空間価値の上昇が地価を引き上げることになる。

このように本モデルは相互関連を表せる点に特徴をも

表-7 LISREL の安定性の検討結果

パラメータ 変化率	切断したバス				
	β_{12}	β_{13}	β_{23}	β_{32}	$\beta_{23\&\beta_{32}}$
λ_{21}	2.6	-6.9	-1.5	0.9	-0.1
λ_{31}	0.5	-3.4	-1.1	0.4	-0.2
λ_{52}	-8.1	12.1	4.8	-1.6	5.5
λ_{73}	-0.4	0.9	-0.2	-1.8	-1.8
β_{12}	---	227.7	11.6	-12.7	1.6
β_{13}	27.3	---	13.2	2.5	15.8
β_{23}	15.3	45.2	---	-7.6	---
β_{32}	-11.9	57.5	-6.8	---	---
γ_{11}	11.2	-26.0	-9.0	2.6	-2.7
γ_{12}	13.8	-9.0	-2.6	1.6	-0.7
γ_{13}	-4.0	-4.1	-2.8	2.1	-0.5
γ_{14}	25.7	-30.4	-10.0	5.4	-6.0
γ_{24}	-6.7	19.2	70.5	-5.2	63.6
γ_{25}	-14.5	-25.7	20.1	-0.1	19.0
γ_{26}	-57.1	9.3	51.3	-10.9	43.8
γ_{37}	1.1	-8.1	10.0	31.3	32.3
γ_{38}	2.0	-9.6	4.3	10.3	10.1
γ_{39}	8.7	-14.6	1.9	-36.5	-42.3
γ_{310}	-0.5	-10.8	-1.8	8.7	8.3

$(\theta - \theta_d) / \theta_d \times 100$ θ_d : 図-6 のパラメータ値

つ。地価の構成要因である立地ポテンシャル（商業立地）や需要ポтенシャル（交通需要）を各々サブモデル化し、かつそれらの相互関係も明示的に扱う従来とは異なる地価関数である。

商業地地価は、バス解析の方法と同様に観測外生変数の直接効果に間接効果が加算されたパラメータによって通常の地価関数と同様に表現することもできる。表-6に通常の回帰モデルで推計されたパラメータと図-6のモデルを地価を説明するモデルに変換した結果を示す。タイプ1は観測外生変数 X で地価を表現したモデル、タイプ2は空間価値に直接かかる外生変数 χ と商業立地、交通需要の潜在内生変数 η で表したモデルである。

タイプ1, 2を式(3)(4)(5)により、各々展開して表すと、

$$\text{タイプ1 } Y = \lambda y(I-B)^{-1} \Gamma X \dots \dots \dots (9)$$

$$\text{タイプ2 } Y = \lambda y \Gamma X + \lambda y(I-B)^{-1} \eta \dots \dots \dots (10)$$

下線部が図-6に示したパラメータ値である。

例えばタイプ2は

$$\begin{aligned} \ln(\text{商業地価}) &= -0.0653 * (\ln(\text{最寄り駅距離}) : x_1) \\ &+ 0.173 * (\text{接面道路幅員ダミー} : x_2) \\ &+ 0.207 * (\text{区画整理ダミー} : x_3) \\ &+ 0.566 * (\ln(\text{容積率}) : x_4) \\ &+ 0.0548 * (\text{商業集積} \eta_2) \\ &+ 0.255 * (\text{交通需要} \eta_3) \end{aligned}$$

である。回帰モデルとLISRELの比較をすると、区画整理や路線数、最寄り駅距離の変数のパラメータが大きく異なっていることがわかる。また、タイプ1の回帰モデルから分散拡大係数の大きい変数（商業エリア外ダ

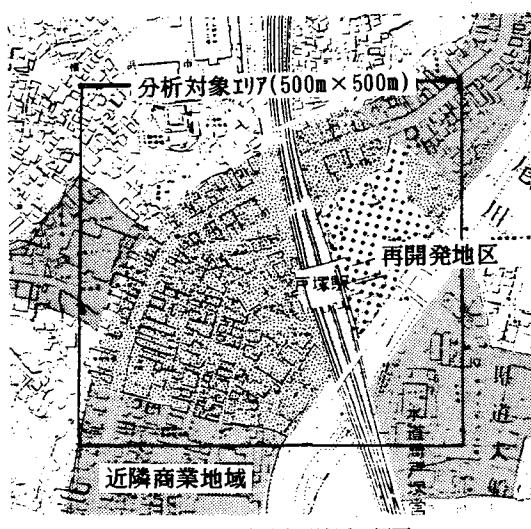


図-7 地価計測適用地区的概要

ミーや商業競合度）を取り除くと、総じてLISRELのパラメータ値に近づく傾向が観察された。例えば、エリア外ダミーを除いた場合、区画整理ダミーでは0.0961が0.155、路線数のパラメータは0.0930が0.196の値となる結果を得ている。このように、LISRELによる構造化と共線性の排除との関連性が示されたことは大変興味深い¹⁴⁾。次にこのモデルの安定性を若干検討してみた。表-7は構造方程式のバスを外して、その結果他のパラメータがどのように変わるか調べた。切断したバスと元のモデルに対するパラメータの変化率を示した。 β_{13} を外すと β_{12} のパラメータが非常に大きくなる事や、 β_{23} 、 β_{32} を双方1つづつ外すと相互関係が弱くなり、 β_{23} 、 β_{32} の両方を外すと構造方程式のパラメータに変化は少ないが、個々の説明変数に関わる γ のパラメータが非常に大きくなる。相互依存関係が特徴的に現れた結果となっている様子が伺える。

以上、述べたようにLISRELを用いて地価分析を行う新しいパラメータ推計法の適用によって多数の要因を取り込み、かつ共線性の問題にも触れられたことは、有意義と考える。

5. 地価関数の再開発地区への適用

3. および4. で作成したモデルを特定の再開発地区に適用し、整備前後の地価上昇額を試算した。簡単な適用例を示すと共に、各々のモデルの上昇額の差異を比較することが、ここでのねらいである。

(1) 適用地区的概要

分析対象地区は、横浜市戸塚区にあるJR東海道線戸塚駅の東口周辺の再開発地区である。この地区は1.8haの広さを持ち、昭和57年9月の協定締結以来、事業が進められ、昭和61年11月には再開発事業が完了し、

表一8 開発による地価の上昇割合（多時点モデルの比較）

整備内容	M50	M52	M54	M56	M58	M60	M62	M64
地下鉄整備	3.6	2.2	1.7	0.5	0.3	0.5	3.4	2.5
再開発整備	5.4	4.9	4.9	4.4	4.4	3.2	3.0	3.7
地下鉄整備 再開発整備	11.8	9.5	9.2	10.2	9.3	10.0	15.5	10.8

地価上昇割合 (%)

表一9 開発による地価上昇の総額（多時点モデルの比較）

整備内容	対象エリア	M50	M52	M54	M56	M58	M60	M62	M64
地下鉄整備	再開発地区	16.0	7.7	6.4	1.3	0.8	2.0	14.5	9.2
	周辺商業地域	69.6	33.4	28.4	6.1	3.6	8.9	66.2	40.9
再開発整備	再開発地区	24.2	17.6	18.3	12.0	12.6	12.9	12.9	13.8
	周辺商業地域	105.1	76.6	81.2	54.3	56.9	58.4	59.3	61.2
地下鉄整備 再開発整備	再開発地区	53.0	33.9	34.1	27.9	26.7	39.9	66.3	40.5
	周辺商業地域	230.1	147.7	150.9	126.0	120.2	180.8	303.3	179.9

開発効果総額（億円）（再開発地区1.8ha：周辺商業地域8.4ha）

表一10 開発による地価の上昇割合（回帰モデルとLISRELの比較）

整備内容	対象エリア	M60	LISREL	
			ケース1	ケース2
地下鉄整備	再開発地区 周辺商業地域	0.5	1.1	23.6 23.6
再開発整備	再開発地区 周辺商業地域	3.2	0.9	24.1 0.9
地下鉄整備 再開発整備	再開発地区 周辺商業地域	10.0	2.0	53.4 24.6

地価上昇割合 (%)

表一11 開発による地価上昇の総額（回帰モデルとLISRELの比較）

整備内容	対象エリア	M60	LISREL	
			ケース1	ケース2
地下鉄整備	再開発地区 周辺商業地域	2.0 8.9	5.0 22.8	103.0 466.8
再開発整備	再開発地区 周辺商業地域	12.9 58.4	3.8 17.1	105.4 17.3
地下鉄整備 再開発整備	再開発地区 周辺商業地域	39.9 180.8	8.9 40.4	233.5 488.2

開発効果総額（億円）

昭和62年5月には市営地下鉄が延伸されて新駅が開業している。図一7に地区の概要を示す。

(2) モデルの適用結果

3. で作成された各年のモデルを適用した地価上昇の程度を計測した。整備例として、(a) 地下鉄延伸による地価上昇、(b) 再開発整備による地価上昇、(c) 両整備による地価上昇、を再開発地区内と周辺の商業地区に分けて調べた。表一8は整備前後の地価上昇の割合、表一9は対象地域内での総上昇額である。価格は横浜西南部(保土ヶ谷区、戸塚区、栄区、泉区)の平均地価を用いて64年時点にデフレートしている。

各ケースの設定値は地下鉄整備が降車人数、再開発整備が商業集積と競合度の変数について、開発前に56年次の値、開発後を64年次の値とじている。なお、対象地区は10m×10mのメッシュに分割し、各々のメッシュの地価を計算し、これより再開発地区内と周辺商業地域別に平均値を算出した。

表一8で56年、58年、60年のモデルは降車人数のパラメータが小さく、地下鉄延伸の効果が低くなっている。地下鉄延伸と再開発の両整備が行われた場合は50年、62年モデルを除き地価上昇率は9~11%程度と試算される。ほぼ全般に渡って同様な上昇率、上昇額を示している。また、表一9を対象エリア全体の額でみると、(c)の場合、56年モデルが154億円、60年モデルが221億円となっており、3.において安定的であったモデルでも異なる上昇額が算出されている。

次に3.の60年モデルとLISRELによって求めた地価上昇額の推計値を比較した。60年モデルの値は前出と同様である。但し、LISRELについては回帰モデルによる地価関数と変数組が異なるため2つのケースで変数の設定を行った。ケース1は従業人口、後背地人口、商業競合度の変数組を変化させた。LISRELの商業集積量の推計値が低いために、回帰モデルに比べて再開発整備の影響が低くなっている。ケース2では3.での回

帰モデルと異なり、再開発地区に対して鉄道路線数と区画整理ダミーをケース1の設定に追加して算出した。このため、地下鉄延伸の影響や、再開発整備による影響を大きく反映した結果となっている。

以上のように一例ではあるが、特定地区の地価推計においても、適用するモデル次第で結果に大きな差が生じることを、3. と同様に示すことが出来、パラメータの安定性、移転性の解明が重要であることを改めて示した。

6. おわりに

本研究は商業地における地価関数の構成要因の時間的な変動特性を調べることによって、開発効果分析に用いる地価関数の作成時点が効果計算の結果に及ぼす影響を分析した。一方で通常の重回帰分析とは異なる新しい地価関数の推定法を適用して、本来様々な要因の相互関連を無視できない商業地固有の複雑な経済活動のうちの一部を簡便に取り込んだ地価関数推定形式を示した。近年の都市空間整備の影響分析を行うことを念頭に分析を進めているが、多くの課題をまだ残しているものの、以下の事項を本研究の結論として挙げることができる。

① 近年の地価の変動特性を時間的また空間的に分析し、基幹となる距離要因等のパラメータ変化の傾向を明らかにした。地価関数は時間的にみて比較的安定しているが、他時点の地価を推計すること等により推計値の偏る明確な傾向を把握できた。

② 地価関数に商業地間の競合性を表す新たな指標の導入を試み、そのパラメータの統計的有意性を確認した。

③ LISREL モデルを応用した地価関数の作成方法を提案し、交通需要や商業立地を部分モデルとしたモデル構造の提案とパラメータ推定を行った。更に本推定法の特性を分析してた適用可能性を明らかにした。

本研究の今後の課題には、計画制度の変更や土地利用、立地形態の変化、交通施設整備状態による立地主体の効用の変化が地価関数のパラメータに及ぼす影響度合の確認や LISREL によるモデル化の意義をより明確に示すための実証的分析の積み上げ、より明確なモデル構造への理論展開の可能性の検討等がある。また、公示地価等が全国規模の土地の公的評価値である本来的な性質から、それをより精度高くかつ簡便に関数近似することも重要と考えられ、この視点から分析を深めることも必要と考えている。

参考文献

- 1) 中村・林・宮本：都市近郊地域の土地利用モデル、土木学会論文報告集 309, pp. 103~112, 1981.

- 2) 中原・太田：地価形成要因よりみた都市の土地利用変容予測に関する考察、第18回日本都市計画学会学術研究発表会論文集、pp. 241~246, 1983.
- 3) 阿部・天野・戸田：立地競争による土地の需給を考慮した土地利用予測モデル、土木計画学研究発表会講演集5, pp. 517~526, 1983.
- 4) 宮川・遠藤・柴崎：道路整備の土地利用誘導効果を計測する地域ミクロモデルの開発、第19回日本都市計画学会学術研究論文集、pp. 337~342, 1984.
- 5) 中川・肥田野・清水：広域幹線道路整備による主体別便益と負担の計測、土木計画学研究・論文集5, pp. 187~194, 1987.
- 6) 岩倉・屋井：面的開発を伴った鉄道新駅設置手法に関する考察、第25回日本都市計画学会学術研究論文集、pp. 109~114, 1990.
- 7) 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8, pp. 121~128, 1990.
- 8) 青山・近藤・大松：国道バイパスの整備が沿道地域に及ぼす影響の実証的研究、交通工学、vol. 26-4, pp. 17~27, 1991.
- 9) 山口・肥田野・中川：大正期に開発された住宅地に対する評価の時間的な変化に関する研究、土木学会第43回年次学術講演会、pp. 476~477, 1989.
- 10) 大野・森杉・村上：多時点時系列データによる地価モデルの推定、土木学会第45回年次学術講演会、pp. 106~107, 1990.
- 11) 矢嶋・屋井・森地：LISREL を用いた郊外型商業立地の交通影響分析、土木計画学研究・講演集13, pp. 7~14, 1990.
- 12) 屋井・柳原：交通の少量需要のマーケティング分析事例、土木計画学研究・講演集14(2), pp. 25~32, 1991.
- 13) 森川・竹内・加古：定量的観光魅力度と選択肢集合の不確実性を考慮した観光目的地選択分析、土木計画学研究・論文集9, pp. 117~124, 1991.
- 14) 屋井・岩倉・伊藤：需給特性を用いた住空間評価のヘドニック分析法、土木計画学研究・論文集9, pp. 253~260, 1991.
- 15) 肥田野・中村・荒津・長沢：資産価値に基づいた都市近郊鉄道の整備効果の計測、土木学会論文集365/IV-4, 135~144, 1986.
- 16) 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2(4), pp. 251~266, 1989.
- 17) S. Rosen : Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition, J. Polit. Econ. 82, pp. 34~55, 1974.
- 18) K. Joreskog, D. Sorbom : LISREL 7 A Guide to the Program and Applications, SPSS INC., 1988.
- 19) 岡部由彦：首都圏における地価決定の構造分析、不動産研究、第30巻第3号, pp. 14~21.
- 20) 繁樹ほか：特集因子分析、行動計量学、18巻1号, 1990.
- 21) 刈谷式昭：計量経済分析の基礎と応用、東洋経済新報社。(1992.3.9受付)

A BASIC ANALYSIS ON LAND PRICING STRUCTURE IN COMMERCIAL AREAS

Tetsuo YAI, Seiji IWAKURA and Yasuyuki HORA

There exist a lot of locations where should be redeveloped in Tokyo. Most of them are concerned with transport facilities such as a former yard site. There the following two problems may arise : to determine a fair level of encumbrance and to realize fine quality in urban space after a variety of redevelopment.

This paper presents simple econometric models which could estimate effects caused by transportation investment and district redevelopment in order to cope with the above problems. Ordinary hedonic land price models and LISREL models applied in marketing research field were employed here. The later has two advantages comparing with conventional econometric models. The first is its structural simplicity. The second is availability of introducing latent variables composed of some indicators observed by actual data. This is utilized for defining a new concept which structured the evaluation function. After the estimation of models, the effects of external changes on transportation could be evaluated using hedonic approach.