

ランダムつけ値モデルの地域/時間移動性の検証

名古屋大学 正員 林 良嗣
 名古屋大学大学院 学生員 岡田 安夫
 名古屋大学大学院 学生員 土井 健司

1. はしりき

交通施設整備に伴う効果は、最終的には地価上昇に帰着するものと考えられ、これについては、実証分析も行なわれている⁽¹⁾。そこで効果の計測のためには地価を予測するためのモデル(地価モデル)が不可欠となる。従来から、いくつかの地価モデルが開発されているが、中でもランダム効用理論を応用した地価モデル(2.において定式化され、これをランダムつけ値モデルと呼ぶ)は、以下の点において優れていると考えられる。1)土地市場参加者のつけ値の最高値が地価として顕在化することと表現したものであり、地価形成過程の適切なモデル化であること。2)土地市場参加者の増大すなわち需要の増大に伴う地価の上昇が表現されていること。3)土地市場参加者により提示されるつけ値の不確実性が考慮されていること。このため本研究では、ランダムつけ値モデルをとりあげ、地域/時間移動性を検証することにより、効果分析のための地価モデルとしての有効性について検討する。

2. ランダムつけ値モデルの定式化と推定方法⁽²⁾⁽³⁾

世帯(土地市場参加者)が、ある土地に対して提示するつけ値は、世帯主の通勤する従業員への近接性に大きく依存しており、従業員(j)へ通勤する世帯主を有する世帯が、居住地(i)に対して提示するつけ値を b_{ji} 、その世帯数 N_{ji} とする。(j=1,...,J, J:都市圏内の全従業員の数)ここで、これら各世帯の提示するつけ値が、各々独立で同じ分散をもつGumel分布(最頻値 $\bar{b}_{ji}$)に従って分布するものと仮定し、さらに居住地(i)への土地市場参加者全員($\sum_{j=1}^J N_{ji}$)のつけ値($b_{1i}, \dots, b_{Ji}$)の最大値分布の最頻値として地価が決定される(最も出現しやすいという意味において最頻値を地価と考える)とすれば、居住地(i)の地価 $\bar{p}_i$ は次式となる。

$$\bar{p}_i = (1/\omega) \ln \sum_{j=1}^J \left[\exp \omega(\bar{b}_{ji} + \ln N_{ji}) \right]$$

ここで $\bar{b}_{ji} = \sum_k \alpha_k X_{ki}$, α_k : パラメータ, X_{ki} : 居住地(i)のj番目の土地条件

推定方法としては、非線形最小二乗法と最尤推定法の両方法が考えられるが、統計的検定上の有利性より最尤推定法を用いる。

3. 対象地域および使用データ

対象地域は、東京圏(東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県・茨城県南部)および名古屋圏(名古屋市を中心とした約40km圏)とする。

使用データとしては、昭和44・55年度の公示地価データ(土地条件を含む)を用いる。このデータの都県別あるいは市内・市外別の平均値を表-1に示す。

表-1 使用データの概要

		54年度 平均地価 (円/m ²)	55年度 平均地価 (円/m ²)	54年度 地価上昇率 (%)	55年度 地価上昇率 (%)	平均通勤距離 (km)	バス乗降率 (%)	下水道普及率 (%)	市街化調整 区域率(%)
		(n)	(n)	(%)	(%)	(km)	(%)	(%)	(%)
東京圏	区部	203 (330)	284 (599)	39.9	1.4	1.02	85.3	57.7	0.0
	部下	88 (400)	110 (523)	25.0	2.4	1.54	61.0	33.7	0.0
	神奈川	81 (450)	108 (956)	21.3	2.4	1.44	54.6	28.1	6.0
	埼玉	57 (551)	73 (606)	28.1	2.2	1.75	29.4	22.6	0.0
	千葉	60 (273)	94 (567)	23.3	2.6	1.58	63.3	21.3	1.06
	茨城南部	33 (203)	35 (126)	6.1	3.4	3.28	11.4	8.7	0.0
名古屋圏	全域	90 (2207)	102 (3376)	13.3	2.3	1.67	56.4	31.8	1.4
	名古屋市内	78 (219)	97 (956)	24.4	1.1	1.48	95.3	65.6	0.0
	その他	38 (305)	55 (520)	44.7	1.7	1.44	52.1	7.9	14.4
	全域	78 (219)	97 (956)	24.4	1.4	1.75	70.0	31.7	8.5

* 地価は55年度換算値表示である。【()内サンプル数】

4. 地域/時間移転性の検証

4-1 地域移転性の検証

移転方法は、両モデルとも同一の変数組とし、両地域のデータを用いてパラメータの推定を行なう方法であり、その評価方法は、両モデルの各パラメータの有意差についてt検定を行なうこととした。

推定結果および評価結果を表-2に示す。これによると係数 $\alpha_2, \alpha_4, \alpha_5$ については、有意水準5%に対して両パラメータに有意な差が認められなく、安定していると考えられるが、係数 $\omega, \alpha_1, \alpha_3$ については有意な差が認められ特に ω, α_1 は、大きな差があらわれている。

まず、 ω については、モデル1は、モデル2より小さな値となっており、東京圏における世帯のつけ値の方が、名古屋圏におけるものより不確実性が高いことを示している。これは、東京圏では、2・3の市を1つの従業員としているのに対して、名古屋圏では1つの市を従業員としているために、説明力の大きな変数である通勤一般化費用の値が、東京圏において比較的大きな誤差を含んでいるためと考えられる。

次に、 α_1 は、モデル1の方が、モデル2より絶対値において大きな値となっている。このことは、東京圏の方が地価の地点間較差が大きいことのあらわれであり、通勤一般化費用の短縮に対する評価（つけ値の増加）は、東京圏の世帯の方が高いことを意味している。

4-2 時間移転性の検証

移転方法・評価方法は、4-1と同様である。推定結果・評価結果を表-3に示す。各係数は、 ω, α_4 を除いて、有意水準5%に対して有意な差は認められない。 ω, α_4 についても、大きな差はあらわれず、比較的移転性は高いものと考えられる。

5. あとがき

交通施設整備の効果は、短期間ではなく、むしろ長期間にわたって継続的に発生するため、これを計測するための地価モデルも、長期間において時間移転性が高いことが必要とされる。この点についても検証が必要である。また、このようなパラメータの推定結果の検討以外に、交通施設が新たに整備された地域について、その地域の現実の地価の推移と、地価モデルによる推定結果とを比較・検討するという実証的研究も必要であると考えている。

〔参考文献〕

- 1) 肥田野・中村・太田：資産価値による公共投資効果の計測，第39回年次講演会概要集，1984
- 2) Lerman, Kern: Hedonic Theory and Bid Rents and Willingness to Pay, JUE 1983
- 3) 林・富田・中村：土地利用・交通モデルを用いた郊外鉄道新線の効果分析の試み，土木計画学研究・講演集 1984 No.6

表-2 東京圏・名古屋圏における推定結果・移転性評価結果

説明変数	モデル1 (555東京圏)	モデル2 (555名古屋圏)	パラメータ差 の検定(t値)
α_1 通勤一般化費用(4円)	-4.00 (-17.6)	-1.49 (-6.54)	-11.0
α_2 最寄駅距離(km)	-1.02 (-1.04)	-1.10 (-1.06)	0.08
α_3 都市ガス	無 有	0 有	0 2.52
α_4 下水道	無 有	0 有	0 -0.914
α_5 市街化調整区域	指定外 指定内	0 -2.05 (-1.08)	0 1.31
ω 分散パラメータ	0.218 (36.6)	0.542 (26.6)	-16.2
重相関係数	0.68	0.77	
サンプル数	1690	520	

〔単位：万円，（）内t値〕

表-3 東京圏における544・555の推定結果・移転性評価結果

説明変数	モデル3 (544東京圏)	モデル4 (555名古屋圏)	パラメータ差 の検定(t値)
α_1 通勤一般化費用(4円)	-3.79 (-17.0)	-4.00 (-17.6)	0.344
α_2 最寄駅距離(km)	-1.07 (-1.08)	-1.10 (-1.06)	-0.05
α_3 都市ガス	無 有	0 有	0 0.50
α_4 下水道	無 有	0 有	0 3.66
α_5 市街化調整区域	指定外 指定内	0 -0.897 (-1.08)	0 0.58
ω 分散パラメータ	0.282 (13.8)	0.218 (36.6)	3.05
重相関係数	0.71	0.68	
サンプル数	2207	1690	

〔単位：万円，（）内t値〕