【土木計画学研究・論文集 No.4 1986年10月】

住宅立地つけ値関数の推定

ESTIMATION OF A RESIDENTIAL BID RENT FUNCTION

柏谷増男
小倉幹弘

By Masuo KASHIWADANI *
Mikihiro OGURA **

This papper represents the parameter estimation results of randome bid rent model which was proposed by Lerman and Kern and has never actually computed. The estimation was carried out over ten computation cases, each had three alternatives and a few hundred samples in Matsuyama area. Parameters estimated are well behaved about sign and relative magnitude among types of family. It is also shown that they are substantially stable over various computation cases. Important variables of residential bid rent functions are income, distance from city center, school caliver and commercial land use. Commuting time is less important than those. However,it is found that the model generally underestimates land prices while the correlationship of estimated price and actual one is good.

1．はじめに

住宅立地つけ値関数を推定することは，世帯の住宅立地選好特性を明らかにすることであり，将来の住宅需要分析や住宅立地モデル作成に対して有用である。また，つけ値は土地に対する支払意思額を示しているため，推定されたつけ値関数を用いて，公共投資の便益を測定することも可能である[1)]

つけ値関数推定の特殊性は，つけ値関数という関数形に推定に対して，我々が立地点の地価あるいは家賃という１点の情報しか持ち得ないことである。図－１は，つけ値と地価の関係を示したものであり，

＊ 正会員 工博 愛媛大学教授 工学部土木工学科
（〒790 松山市文京町３番）

＊＊ 正会員 工修 安田信託銀行 大阪支店
（〒541 大阪市東区北浜４－38 ）

キーワーズ ： 住宅立地， ロジットモデル

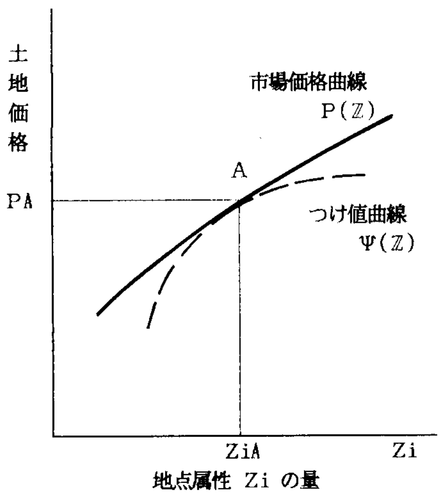
世帯は市場価格曲線Ｐ(ℤ)とつけ値曲線Φ(ℤ)の接点Ａに立地し，価格ＰAを支払って，地点属性ＺiをＺiAだけ消費する。

つけ値関数推定の最初の試みは，クロスセクション分析によるHarrisの研究[2)]である。これは，Φ(ℤ)＝ＰAという情報のみを用いるものであり，満足のゆく結果は得られなかった[3)]

Rosenは，Ａ点でＰ(ℤ)とΦ(ℤ)とが接することを情報として用いたHedonic Price Theoryを示した[4)]この方法はクロスセクション法に比べてより多くの情報量を含むこと，また供給側のオッファー関数との同時推定を考慮し得ること等の利点があり，近年多くの推定が試みられている[5)]

さらに，Ellickson は，新しい手法として非集計モデルの適用を行なった[6)]これは，Ａ点ではＰ(ℤ)＝Φ(ℤ) が成立し，それ以外の点ではＰ(ℤ)≧Φ(ℤ) が成立するという情報を用いたものである。

Hedonic Price Theory では推定した地価関数の微係数を計算し，その値を外生変数とした推定を行なうが，推定手続きが複雑でかつ誤差を含む外生変数を用いるという問題がある。これに対して非集計モデルの方法は，一般には推定作業が簡単かつ明瞭という利点を持っている。しかしながら通常のロジットモデルでは，その判別機能のためにつけ値関数の絶対値を定められず，また推定値にバイアスがかかる可能性がある[7]。これに対して，Lerman とKern は，回帰機能を加えたランダムつけ値モデルと呼ばれる方法[1]を提案した。



図－1　つけ値と地価の関係図

ランダムつけ値モデルの推定は，わが国以外では例がないようである[5]。わが国では，筆者等[7,8]の他に大貫・富田・林の研究[9]と川井・枝村・松尾の研究[10]がある。このうち，大貫らの研究は，ランダムつけ値モデルの直接的な適用ではなく，最小二乗法を用いた近似的推定である。また，川井らの研究では推定結果は報告されていないが，後の注に述べるように計算過程にも問題がないとは言えない。このように，ランダムつけ値モデルの適用については未知の点が多い。

本研究は，ランダムつけ値モデルを実際に適用した結果を示したものであり，パラメーター値の性格や，その安定性について述べるとともに，推定計算法についても事例に基づいた考察を行なう。

2．ランダムつけ値モデル

（1） つけ値密度関数[1]

世帯タイプの集合をTとし，各世帯タイプを添字 tで表わす。地点または住宅を添字hで表わす。地点，または住宅の属性ベクトルを ℤ とする。ただし簡単のため，以後Zと記すこととする。地点hの地価をPh とし，世帯tの地点hに対するつけ値関数の値をΨt(Zh)で表わす。地点hに世帯タイプtが立地し，そのときの地価がPh であるという確率f (t，Ph| Zh)は次式で表わされる。

$$f(t,Ph \mid Zh)=Pr\{\Psi t(Zh)+\varepsilon th=Ph \text{ and } \Psi t'(Zh)+\varepsilon t'h \leqq Ph, t\neq t' t,t' \varepsilon T\} \quad (1)$$

簡単のため，添字hをとることとし，εtの密度関数がそれぞれのtについて分散ωを持つ独立で同一のGumbel分布に従う（I．I．G．D）とすると，式(1)は次式で表わされる。

$$f(t,P \mid Z)=\frac{\omega e^{-\omega(P-\Psi t(Z))}}{\exp\left\{\sum_{t\varepsilon T} e^{-\omega(P-\Psi t(Z))}\right\}} \quad (2)$$

なお，式(2)は確率分布関数と密度関数の積であるため，tによる総和は1とはならない。

（2） 尤度関数の特性

式(2)のモデルに対する尤度関数は式(3)で表わされる。

$$L_0=\prod_{h=1}^{H}\prod_{t=1}^{\bar{t}} f(t,P \mid Z)^{\delta th} \quad (3)$$

ここで，Hはサンプルの総数

$\delta th=1$　（tがhに立地したとき）

$\quad =0$　（tがhに立地しないとき）

$\sum_t \delta th=1$を用いるとき，式(3)の対数尤度Lは，次式で表わされる。

$$L=H\ln\omega-\omega\sum_h\sum_t \delta th(Ph-\Psi t(Zh)) -\sum_h\sum_t e^{-\omega(Ph-\Psi t(Zh))} \quad (4)$$

式(4)より，尤度を大きくするためには，各世帯タイプtについて，立地点ではつけ値を地価にできるだけ近づけ，非立地点ではできるだけ小さくすべ

きであることがわかる[7]。実際のデータでは立地点の混在が見られることと，上に述べた尤度関数の特性とを考えあわせると，推定されるつけ値関数は地価曲線に比べて低い値を持つものと考えられる。

ωの変化に対する対数尤度の変化について考えると，$\partial L/\partial\omega$に関しては一般的な性質は見出せないが$\partial^2 L/\partial\omega^2$の値は負であることがわかる。しかしながらωの値があまりに大きいことはモデルの実用的意義を失なわせるため，許容しうる領域で尤度関数の値が最大値をとるか否かは保証されていない。

（3） 適合度指標[7]

尤度関数の確率分布特性が未知のため適切な適合度指標を設定できない。

モデルが判別的側面と回帰的側面を持つため，ここでは，それぞれについて適合度指標を考えることとする。

a）判別に関する指標

McFaddenが，重相関係数に対応するものとして提案している次式のR^2を用いる[11]。

$$R^2 = 1 - S(\beta)/S(0) \qquad (5)$$

ここで$S(\beta)$は最大尤度に対応するパラメーターに関する調整済残差二乗和，$S(0)$はすべての係数が0の場合の調整済残差二乗和である。

確率密度関数に対する尤度関数を用いているので，残差二乗和を計算するためには選択確率$\hat{P}(t|Zh)$を求めねばならない。ここでは最尤法で求めたパラメーターで算出したつけ値関数の値を$\hat{\Psi}t(Z)$として式(2)に代入し，tについての相対値としてその値を得た。実際に算出した指標値は次式の値である。

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_h \sum_t \{\delta th - \hat{P}(t|Zh)\}^2}{\sum_h \sum_t \{\delta th - (1/\bar{t})\}^2} \qquad (6)$$

b）回帰に関する指標

立地世帯のつけ値推定値が地価に一致しているかどうかに着目した。このため，最大つけ値推定値$\Psi t*(Zh)$とPhとの相関係数rを算出することとした。しかしながら2(2)で述べたように，つけ値関数が地価に比べて低くなる傾向があるので，次式に示すMAPEの値をも用いることとした。

$$MAPE = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^{H} \frac{|Ph - \Psi t*(Zh)|}{Ph} \qquad (8)$$

（4）パラメーター推定方法

推定すべきパラメーターは，つけ値関数の係数と分散パラメーター ω であり，ωの値は正でなければならない[注]。そこで $\omega=\exp(\theta)$ と置いて，ニュートンラプソン法を適用することを試みたが，尤度関数に指数関数が2重にかかる項が現われて計算不能となるケースがいくつかの場合に生じた[12]。このため，やむなく，ωの値を外生的に逐次与えたうえで，ニュートンラプソン法を適用することにした。

3．松山都市圏での推定

（1）対象地域，世帯

松山市及び周辺2市6町を居住対象地域とした。昭和54年パーソントリップ調査時のアンケート調査結果から，居住年数5年以内，持家か民営借家に居住し，世帯主が通勤している世帯を対象世帯として選んだ。

（2）つけ値関数の形

つけ値関数を構成する主要な変数は，所得，効用水準，地点属性及び世帯属性であると考えられる。本研究では家族数を基本的な世帯属性とし，非集計モデル適用時の選択肢も家族数とした。効用水準については，市場での均衡効用水準値は選択肢固有変数として現われると考え，定数項で表わされるものとした。したがって，モデルの明示的な変数は所得と地点属性とであり，家族数によりパラメーターの値が変化することを仮定している。ただし，本論文のつけ値関数は定数項を含んでいない。定数項を含まなれば将来推定時にバイアスがかかることが言われている[1]が，定数項を含まない理由は，筆者らが定数項の値は各時点の需給関係で決まり，それは別途推定すべきと考えているためである[13]。

つけ値推定式の形については，線形と対数線形とを想定したが，対数線形の場合にパラメーター推定が不能になる場合があったため，線形に定めた。

（3）推定ケースの設定

各地点におけるつけ値の値は，家族数のような人口属性だけでなく，従業地によっても異なる。このため，従業地を固定したうえで，パラメーター推定

を行なった。従業地の選定に際しては，パラメーター値の安定性を検討するために都心とその周辺に４つの従業ゾーンを設けることとした。まず，これら４つの従業ゾーンそれぞれについて，家族数を選択肢とするパラメーター推定を行なうことにした。

ところで，本研究に先立った事前テストでは，通勤時間の項の影響力が小さかったことが知られている[7]。そこで家族タイプを同一にして，異なる従業地を選択肢とする推定をも行なうこととした。従業地選択の推定ケースを設けたもうひとつの理由は，所得変数の影響を吟味することである。家族数と所得とは年齢を介して関係を持っている。このため所得変数のみによって家族数を選択肢とする判別がある程度可能である。そこで，所得の項に強く影響されない推定方法として，家族タイプを同一にして従業地を選択肢とするケースを設けたわけである。なお，都心を選択肢に含まない方が従業地判別はより容易であると考え，各家族数タイプ別に，都心を含む従業地判別と都心を含まない従業地判別との各々についてパラメーター推定を行なった。

従って推定ケースは，全部で１０となる。表－１は，これらの推定ケースの内容とサンプル数とを示したものである。

表－１　つけ値関数の推定ケース

ケース	固　定	選　択　肢	サンプル数
1	従 業 地　A	家族タイプ 1,2,3	４４１
2	従 業 地　B	家族タイプ 1,2,3	２８２
3	従 業 地　C	家族タイプ 1,2,3	３５７
4	従 業 地　D	家族タイプ 1,2,3	２０１
5	家族タイプ１	従業地　A，C，D	１７９
6	家族タイプ１	従業地　A，B，D	１６０
7	家族タイプ２	従業地　B，C，D	３３３
8	家族タイプ２	従業地　A，B，D	３９５
9	家族タイプ３	従業地　B，C，D	３２８
10	家族タイプ３	従業地　A，B，D	３６９

注）家族タイプ 1,1人　　従業地 A,都心
　　〃　2,2人・3人　　〃　B,都心周辺北部
　　〃　3,4人以上　　〃　C,都心周辺東部
　　　　　　　　　　〃　D,都心周辺南部

（４）用いたデータ

a)　居住地区ゾーニング

昭和５４年度パーソントリップ調査のＤゾーン(町丁単位，ゾーン数536)を居住地区とした。

b)　地価(万円／m^2)

地価公示，及び基準地価格128点を用いて，地価推定式を作成し，この式を用いた推定式をＤゾーンの地価の値とした。推定式の重相関係数の値は0.9341であった。なお，この地価推定式は，推定精度を上げるため，また後に述べるつけ値推定式と同じ形にならないことを考慮して，式(９)に示すような１０種の地区属性を含む指数関数式で表わされている（ａ：パラメーター）。地価データとしては，厳密には地点データが必要であるが，データの制約上この推定値を用いることとした。

$$\ln Ph = a_0 + \sum_{k=1}^{10} a_k Z_{kh} \qquad (9)$$

c)　所得(万円)

世帯主の年齢及び職業を松山市モデル賃金表[14]に対応させて月収で表示した。

d)　通勤時間(分)

自動車利用通勤者の場合は，パーソントリップ調査のデータを用いた。自動車以外の手段を利用している場合は，パーソントリップ調査結果を用いて推定した。

e)　都心からの距離(Km)

居住地区中心から松山市役所までの道路距離。

f)　公共交通機関へのアクセス(Km)

居住地区から市内電車を含む伊予鉄道線の各駅への距離が１Km未満の場合，及び，その値が主要バス路線(１日50本以上運行)までの距離を下まわる場合には，鉄道駅までの道路距離を採用。それ以外では，主要バス路線までの距離を採用。

g)　商店までの距離(Km)

居住地区から，主要商店街または日用生活品量販店までの直線距離

h)　道後ダミー

居住地区が，教育水準が高いと評価されている道後中学校区の場合１，そうでなければ０の値を取る。

i)　商業地域ダミー

居住地区が商業地域もしくは近隣商業地域に属しておれば１，そうでなければ０の値を取る。

４．推定結果

（１）ωの値と適合度指標

ωの値を0.01きざみで与えてパラメーターの推定を行ない，尤度比の値が最大となるωの値及びその場合のパラメーター推定結果を採用した。ωの値の変化に対して，尤度比最大の点でR^2の値も最大となることが示された。一方ＭＡＰＥの値については，尤度比最大の値を越えてもωの値が大きくなるとともに低下していた。

表－３は，検討した１０ケースについて，ωの値と各種の適合度指標値とを示したものである。ωの値については，0.88から2.2まで分布しているが，ケース３，５，６を除けば，1.38から1.64までの間に入っている。ωの値によるパラメーター推定値の変化はさほど大きくないので，全体を通じてほぼ1.5程度と考えてさしつかえないと考えられる。

尤度比の値は十分に大きく，通常のロジットモデルと同様に考えるといずれのケースも0.5％以下の水準で有意と言える。R^2の値は，0.4～0.5であり，これまでの多項ロジットモデルの適用例と比べてそん色はないと思われる。なお，家族タイプを選択肢とする場合よりも，従業地を選択肢とする推定の場合の方がR^2の値が大きい。従業地選択の場合，都心を選択肢に含む場合よりも含まない場合の方がR^2の値は大きく，予想通りの結果が得られている。適中率については，50％から80％程度の結果が得られている。従来のロジットモデル適用例と比べると，ケース１～４の家族タイプを選択肢とする場合の結果はやや悪いようであるが，ケース５～10の従業地を選択肢とする場合の結果はほぼ同等の結果が得られたと思われる。

次に回帰に関する指標値を取りあげる。相関係数の値は0.92～0.96であり良好である。しかしながら，ＭＡＰＥの値は0.2～0.4程度であり，良い値とは言えない。このことは，２の(２)に述べたように，このモデルが過少推定値を与える傾向を持つことがひとつの原因と考えられる。表－３のように推定値が実績値を上まわるサンプル数割合はほぼ20％以下であり，相対的には対応しているが絶対値としては低い値が得られている。ここで言う実績値がやはり推定値であることを考えると，表に示されている相関係数の値をうのみにはできないが，地価推定時の相関係数の値が約0.93であることを考えあわせると，つけ値関数を用いた計算値と実際の地価の値とにはかなり高い相関が見られると期待して良かろう。以上の結果よりつけ値推定式の値は，実際の地価に比べて，2～3割程度低い値をもたらすが，相対的にはよく対応していると考えられる。

（２） パラメーター推定値

推定ケースの総数は１０，また各ケースの選択肢の数は各々３であり，合計３０本のつけ値関数式のパラメーターが推定されたが，このうち，符号が予期したものと異なった件数は，主要バス路線までの距離について２，商店までの距離について２にとどまった。また，家族タイプを選択肢とする推定ケースと従業地を選択肢とする推定ケースとを比較すると，後に述べる通勤時間の項を除けば，推定ケースの相違によるパラメーター値の相違はあまり見られなかった。３０本のつけ値関数推定式を家族タイプ別にまとめた場合と従業地別にまとめた場合とを比較すると，当然のことながら，家族タイプによる相違の方が従業地による相違よりも大きいことが示された。

表－４は，つけ値関数推定値を家族タイプ別にまとめたもので，各家族タイプごとに１０本の推定式の平均値と標準偏差とを示している。なお，表中のｔ値は，ω＝１の場合のｔ値の計算方法と同じ方法で算出した値である。

表より，次のことがわかる。

(ｉ)つけ値に対して影響力の大きい変数は，所得，都心からの距離，道後校区ダミー，商業地域ダミーである。

(ii)これら影響力の強い変数については，パラメーター値の標準偏差は平均値に比べて小さく，パラメーター値は安定している。

(iii)都心からの距離，通勤時間のパラメーターの値の絶対値は家族数が少ないほど大きく，従来の説に合致している。

(iv)通勤時間１分が約400～500ｍに相当していることを考慮すると，都心からの距離のパラメーターの値は通勤時間に比べて，５～10倍大きいといえる。

表－２　地価関数推定パラメーター値　(定数項の値　11.38（ｔ値 181.0))

変　　数	パラメーター値	ｔ　値	変　　数	パラメーター値	ｔ　値
都心からの距離 (Km)	-0.07417	-9.50	主要工場までの距離 (Km)	-0.3858	-2.05
鉄道駅までの距離 (Km)	-0.03572	-1.28	重信川南部地区ダミー	-0.3118	-4.41
主要バス路線までの距離 (Km)	-0.05005	-2.07	商業地域ダミー	0.6313	8.12
商店までの距離 (Km)	-0.07696	-1.97	準工業地域ダミー	0.07351	0.91
道後校区ダミー	0.3340	3.83	市街化調整区域ダミー	-0.4359	-5.64

表－３　ωの値と適合度指標値

推定ケース	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ωの値	1.64	1.48	0.88	1.60	0.92	2.20	1.62	1.58	1.38	1.42
尤度比（$\times 10^3$）	0.806	0.779	0.606	0.761	0.718	0.896	0.798	0.788	0.707	0.721
適中率（%）	51.9	50.0	50.1	47.3	83.2	76.9	68.8	66.1	60.4	59.4
R^2	0.396	0.413	0.398	0.396	0.745	0.570	0.527	0.501	0.469	0.429
ＭＡＰＥ	0.240	0.304	0.310	0.334	0.218	0.149	0.301	0.293	0.397	0.371
地価相関係数	0.969	0.919	0.954	0.917	0.935	0.974	0.928	0.935	0.933	0.956
地価推定値が実績値を越えるサンプル割合(%)	6.3	8.9	7.8	10.9	21.8	21.9	12.9	10.4	13.4	9.5

表－４　家族数別のパラメーター推定値の平均値

変　数	家　族　数　1				家族数２，３				家族数４以上			
	パラメーター値		ｔ　値		パラメーター値		ｔ　値		パラメーター値		ｔ　値	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
所得（万円）	0.730	(0.0463)	30.48	(15.39)	0.549	(0.0859)	37.49	(10.45)	0.451	(0.0372)	29.72	(7.68)
通勤時間（分）	-0.0611	(0.0562)	-3.73	(2.11)	-0.0369	(0.0247)	-4.33	(2.56)	-0.0210	(0.0180)	2.49	(1.92)
都心からの距離 (Km)	-0.701	(0.170)	-12.99	(7.96)	-0.612	(0.0433)	-17.83	(4.70)	-0.482	(0.0651)	15.57	(4.18)
主要バス路線までの距離 (Km)	-0.521	(0.571)	-0.97	(1.06)	-0.336	(0.224)	-2.29	(1.04)	-0.404	(0.176)	3.21	(1.15)
鉄道駅までの距離 (Km)	-1.44	(1.08)	-3.15	(2.10)	-0.642	(0.350)	-3.28	(1.56)	-0.855	(0.253)	4.26	(1.32)
商店までの距離 (Km)	-0.210	(0.468)	-1.50	(1.24)	-0.338	(0.249)	-2.29	(1.00)	-0.428	(0.190)	2.23	(1.04)
道後校区ダミー	3.23	(0.520)	7.72	(4.22)	2.85	(0.415)	10.13	(5.04)	3.06	(0.477)	10.49	(4.62)
商業地域ダミー	5.81	(0.920)	20.36	(12.20)	5.41	(0.517)	19.26	(8.18)	5.39	(0.707)	17.26	(8.44)

表－５　推定ケース別通勤時間パラメーター平均値

選択肢	家　族　数　1				家族数２，３				家族数４以上			
	パラメーター値		ｔ　値		パラメーター値		ｔ　値		パラメーター値		ｔ　値	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
家族タイプ	-0.0219	(0.00564)	-1.57	(0.85)	-0.0119	(0.00737)	-1.38	(0.90)	-0.00282	(0.000398)	-0.39	(0.15)
従　業　地	-0.0873	(0.0594)	-5.16	(1.38)	-0.0535	(0.0169)	-6.30	(0.85)	-0.0332	(0.00130)	-3.90	(1.08)

(ⅴ)主要バス路線，鉄道駅あるいは商店までの距離については，特に際だった特徴を持つものはない。これらのうち，鉄道駅までの距離に関するパラメーター値及びｔ値が大きい。

(ⅵ)道後校区ダミー，及び商業地域ダミーのパラメーター値は，家族数にかかわらずほぼ同じような値を示している。

表－５は，通勤時間に関するパラメーター推定結果を，家族数を選択肢とする場合と従業地を選択肢とする場合とに分けて示したものである。なお，各家族数タイプについて，前者では４本の推定式，後者では６本の推定式の平均値及び標準偏差値を示している。表からわかるように，従業地選択肢の場合での値は家族数選択肢の場合での値に比べて４～１０倍大きく，ｔ値も同様である。この点については，次の解釈が出来よう。いま，家族数が同じであればパラメーター値は同一であると仮定すると，従業地を選択する場合の実質的な変数は通勤時間のみである。尤度関数は回帰的側面と判別的側面を持っているので，判別的側面での尤度を上げるためには，通勤時間の差異を強調することが必要となる。

（３） 考察

得られたパラメーター推計値は，符号条件をほとんど満足し，都心からの距離や通勤時間についても家族特性に関する従来の説に合致し，全体として妥当なものと思われる。

パラメーターの値は，重要な変数については，推定ケースによるばらつきは小さい。モデルの回帰的側面と判別的側面については，モデルの回帰的側面がパラメーター値の安定性を保証していると考えられる。すなわち，地価はどの推定ケースにも共通しており，推定値を地価に近づけようとする回帰的側面は常に働いている。地域ダミー変数の値が，家族数にかかわらず同じような値を示していることも，このことを表わしている。一方，選択肢が変わった場合，判別的側面から見れば，パラメーターは変化するはずである。表－５はそれを示している。従って，判別機能のみを持つEllicksonのモデルの推定値に比べて判別機能と回帰機能を持つLerman & Kernのモデルの推定値はより安定的であると考えられる。

ところで，通勤時間のパラメーターとして，どの値を採用すべきかについては，現段階では確たる指針は得られていないが，家族数選択肢の場合に比べて従業地選択肢の場合の結果は，ＭＡＰＥについては同等，R^2 については優れており，従業地選択の値を用いた方が良いのではないかと思われる。

次に，推定したつけ値関数の値は過少推定となる可能性が大きいことを指摘できる。このことは，２の(２)に示した点からも推察できるが，表－３に示したように，計算結果からも指摘できる。ここで推定した１０ケースについて，地価推定値が実績値を上まわるサンプル割合の平均値は約12％であり，最大の場合でも22％程度である。しかしながら，相関係数の値は良好であり，相対的な面に限定すれば応用時の問題点は少ないといえよう。

５．おわりに

本研究では，これまでに計算例のない Lerman & Kernのつけ値関数推定モデルを実際に計算し，いくつかの新たな知見を得た。それらを箇状書きすれば以下の様になる。

(ⅰ)常識的に妥当と思われるパラメーター値が得られた。重要な変数は所得，都心からの距離，道後校区ダミー，商業地域ダミーであった。

(ⅱ)都心からの距離に関するパラメーターに比べて通勤時間に関するパラメーターの値は小さい。

(ⅲ)異なる推定ケースについても，重要な変数のパラメーター値やｔ値は安定的であり，モデルの回帰的側面が安定性に寄与していると考えられる。

(ⅳ)推定したつけ値関数は過少推定となることが明らかとなった。ただし，相関係数の値は良く，相対的な値としては適用しうると思われる。

ところで，本モデルのパラメーター推定に関しては，未だ多くの課題が残されている。

第１は一般のロジットモデルに比べて尤度関数の形が複雑なため計算機での演算が不能になることを生じ勝ちな点である。筆者らの経験では，指数関数のオーバーフローが最も多い原因であり，２の(４)に示したようにωを含む一括計算法を開発できない

理由となっている。また，対数線形のつけ値関数を用いた場合にもオーバーフローが生じることが多い。対数線形関数を用いて運良く計算できた場合には実データに対してMAPEの値を数%に低下できる例もあり[15]，こうした演算法の改良が必要である。

第2は，演算時における尤度関数の特性，特に判別的側面と回帰的側面のウェイトに関する点である。式(2)に示した尤度関数は，密度関数と分布関数の積であり，対数尤度関数の値は両者の和で与えられる。本来，両者は異なったものであるが，演算時にはどちらも数で表わされる。このため，サンプルによっては，尤度比最大の点と判別的指標値R^2の最大の点，さらには，回帰的指標値MAPEの最小の点とが相互に食い違う場合がある。本論文に示した結果は尤度比とR^2値の最大点が一致した例であるが，そのことは一般には期待できない。

第3は，本モデルに関する数理統計的分析がされていない点である。一般のロジットモデルでは尤度比が0.2～0.4で十分高い適合性を持つと判断されているが[16]，表－3に示すように本計算例では0.7～0.8程度の値が得られており，t値もより高い値を示しているようである。しかしながら，尤度関数にωが含まれているため，ωが1よりも大きくなれば，当然それらの指標値は大きくなる。従って Lerman & Kernのモデルに対応した統計指標値を得ることが必要である。

その他，本研究に限って言えば，地価，所得等のデータ問題，あるいは従業地選択に際しての通勤時間に関するＩＩＧＤにも課題が残されている。

以上，このモデルにはいくつかの未解決な問題が残されてはいるが，常識的に妥当でかつ安定的なパラメーター値が得られる点で優れた点を持っており，実用的なつけ値関数推定法として評価できるといえよう。

なお，本研究は，文部省科学研究費（総合研究A 59350035，一般研究C 60550375）によるものである。また，日本交通政策研究会の援助にも感謝したい。

注）川井等の計算法では，ωの値が非負であることは，論理的には保証されていない。

参考文献

1) Lerman,S.R. and Kern,C.R., Hedonic Teory, Bid Rents and Willingness to Pay:Some Extentions of Ellickson's Results, J.Urban Economics, 13, 1983, pp 358-363.

2) Harris, B., Nathanson, J. and Rosenburg, L., Research on An Equilibrium Model of Metropolitan Housing and Locational Choice, Interim Report, Univ. of Pennsylvania, 1966.

3) Anas,A.,Residential Location Markets and Urban Transportation, Academic Press, 1982.

4) Rosen, S., Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, J.Political Economy, 82, 1974, pp 34-55.

5) Follain,J.R.and Jimenez,E., Estimating the Demand for Housing Characteristics:A Survey and Critique, Regional Science and Urban Economics 15, 1985, pp 77-107.

6) Ellickson, B., An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets, J.Urban Economics, 9, 1981, pp 56-79.

7) 柏谷・小倉，多項ロジットモデルによる住宅立地つけ値関数の推定，土木計画学研究・講演集，No.7, 1985, pp 141-148.

8) 柏谷・小倉，松山都市圏における住宅立地つけ値関数の推定，第37回土木学会中国四国支部研究発表会講演概要集，1985, pp 339-340.

9) 大貫・冨田・林，土地利用交通モデルを用いた通勤鉄道新線の効果分析，土木学会第39回年次学術講演会講演概要集，第4部，1984, pp 229-230.

10) 川井・枝村・松尾，市場均衡理論による住宅立地モデルに関する研究，土木学会第40回年次学術講演会講演概要集，第4部，1985, pp 253-254.

11) Domencich, T.A. and McFadden, D., Urban Travel Demand, North Holland and American Elsevier, 1975.

12) 藤原，住宅立地つけ値関数推定法に関する研究，愛媛大学卒業論文，1986,2.

13) Kashiwadani M and Ogura M, A Hybrid Multinomial Logit and Linear Programming Model for Residential Location Projection, 9th Pacific Regional Science Conference 1985.

14) 愛媛の春闘・賃闘資料編集委員会，愛媛の春闘・賃闘資料，'80，愛媛労働問題資料センター，1981.

15) 荒木，地価分布に関する統計的研究，愛媛大学卒業論文，1985, 2.

16) 森杉，非集計モデルの推定と検定，非集計モデルの理論と実際，土木計画学講習会テキスト，1984, pp 25-66.