

住宅用画地の枢要形状存在仮説の統計的検証

1. はじめに
2. 住宅用画地の枢要形状存在仮説
3. 検証するためのデータ
4. 基本単位間口の分析
5. 単峰的分布の検定
6. 単峰的分布の場合の集中度の分析
7. 基本単位間口への集中度の分析
8. おわりに

浅見 泰司*

カンドカールM. マニルザマン**

要 約

生活を行っていく上で特定の空間スペースを消費する活動があり、その活動が可能かどうかで住宅用画地の価値が事実上決まってしまう場合には、多くの住宅用画地はそのスペースの形状が1ないし複数入るような形状をしているはずである。そこで、一辺で接道する長方形画地について、奥行が所与の場合、ある基本単位間口が存在し、画地の間口は基本単位間口の倍数に集中する傾向があるというこの仮説（枢要形状存在仮説）を、世田谷区北沢地区の戸建住宅用画地のデータを用いて統計的に検証した。分析の結果、奥行をそろえると画地の間口分布は弱い単峰的分布となり、一様分布と比較して特定の基本単位間口に集まる傾向のあることがわかった。しかし、単峰的分布であることを加味して分析すると、最頻間口階級に有意に集中している間口分布を持つ奥行階級は少なく、また、求められた基本単位間口にも相互に統一的な傾向が見られなかった。さらに、単峰的分布の一つである三角形の分布と比較すると、どの奥行階級についても有意な集中はないこととなり、実証分析からは枢要形状存在仮説は支持されなかった。

1. はじめに

住宅地における画地の形状の特徴についての知見が都市計画において重要であることは古くから

知られている。例えば、土地区画整理事業は、画地形状を整形化し、もってその画地の利用効率を上げるために行われる。また河中（1988）も指摘しているように、住宅地にそぐわない大規模な街区では、街区が細分化されて不整形画地が多く

*東京大学工学部都市工学科

**東京大学工学部都市工学科、及びバングラデッシュ工科大学都市・地域計画学科

なってしまうことが知られている。そのためにも住宅地において、画地形状にどのような特徴があるかを明らかにする必要がある。

浅見 (1993) や Asami (1994) は土地区画整理事業などにおける画地形状の評価のしかたについて理論的に考察した。この研究では、画地形状評価関数がどのような性質を具備すべきかを公理系としてまとめ、それらを満たすような「適切な」関数形状について分析している。この中で、特に間口の増加による画地の限界価値がピークがひとつしかない単峰的な関数形状であるならば、「適切な」関数は、かなり限定された関数となることが示された。

ところが、この性質の重要な反例として、ある特定の形状の土地スペースが画地に含まれるか否かで画地の価値が事実上決まってしまうような形状が存在する場合がある。この可能性が存在する限り、上記の知見は有効に活用できなくなる。そこで、本研究ではこのような画地の価値を決定づけるような特定の形状の土地スペース (以下、「**枢要形状**」と呼ぶ) が住宅用画地について存在するかどうかを実証的に調べる。

2. 住宅用画地の枢要形状存在仮説

どのような住宅画地も、その中で生活を行っていくためには、ある程度の広さのスペースが必要である。仮に、生活を行う上で非常に重要な活動があり、それができるかどうかで住宅画地の価値が決まってしまうとしよう。その活動がある特定の土地形状を必要とするならば、その形状を画地に含むことができるかどうかで、その画地の価値は決まってしまう。すると画地の価値はその形状がいくつ入るかで事実上評価できるだろう。そのような価値を決定付ける形状を**枢要形状**と呼ぶことにする。

直線状の道路に接する長方形画地はその間口 x と奥行 y で表すことができる。画地の形状のみで決まる部分に限定した価値を、 x と y の関数、 $r(x, y)$ で表す。上記で述べた枢要形状が存在するならば、 $r(x, y)$ はその形状が入る個数で

ほぼ決まってしまうために、 x に関して階段状の関数となる (浅見 (1993)、Asami (1994))。

$r(x, y)$ が、 $x = m\xi$ (ξ, y は正の実数、 m は自然数) において大きく増加するような階段状の関数だったとしよう。(図1参照。)

間口が x で奥行が y の画地を持っている土地所有者は、間口が ξ 未満になるような分割を行おうとはしないだろう。実際、その画地をいくつか分割する場合には、分割された画地の価値を最大にするようにするために、その間口は ξ の倍数にほぼ等しくなると考えられる。そこで枢要形状が存在するならば、奥行が等しい長方形画地の内、かなり多くの画地の間口はある特定の長さ ξ の自然数倍となるはずである。そこでこのような現象が存在するという仮説を「**枢要形状存在仮説**」と呼ぶことにする。

枢要形状存在仮説：一辺で接道する長方形画地について、奥行 y が一定の場合、ある基本単位間口 ξ が存在し、かなり多くの画地の間口 x は ξ の倍数となる。

そのような枢要形状があっても、その形状は土地利用によって異なることが予想されるため、土地利用を限定して検証していく必要がある。そこでここでは、特に戸建住宅用の住宅地に限定してこの仮説が実証的に支持されるかどうかを分

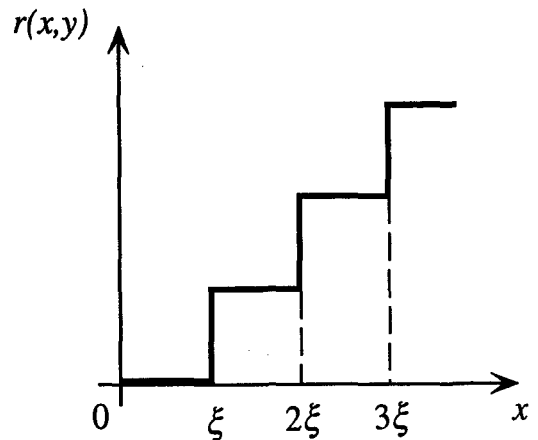


図1 階段状の関数 $r(x, y)$ の例

析する。

浅見 (1993)、Asami (1994) は画地形状評価関数が「間口限界単峰性」を示す可能性について言及した。 $r(x, y)$ を x で偏微分した関数を $r_1(x, y)$ とする。間口限界単峰性とは、 $r_1(x, y)$ が x に関して単峰的であるということである。「適切な」画地形状評価関数について、もしもこの性質が満たされれば、 $a \leq b$ を満たす a, b について

$$r(a, y) + r(b, y) = r(a+b, y) \quad (1)$$

が成り立つ場合に、全ての $a \leq x \leq a+b$ を満たす x について、

$$r(x, y) = xr_1(a, y) \quad (2)$$

となることを示すことができる (Asami (1994) の Proposition 4)。すなわち、ある画地がその間口を2つ以上に分割されたことを現実に観察することができれば、分割された間口の最小値から分割前の全体の間口までの区間において、画地形状評価関数が間口に関して線形であることになる。この結果は、浅見 (1993) 及び Asami (1994) の理論的研究と画地評価に関する実証研究を結び付ける非常に重要な知見となる。

この間口限界単峰性に対する重要な反例が、概要形状存在仮説である。もしも仮説が実証的に示されるならば、間口限界単峰性は成り立たず、従って $r(x, y)$ がある区間の x について線形であると

は言えなくなる。このためにも、概要形状存在仮説の検証は重要となる。

3. 検証するためのデータ

前節で述べた仮説を検証するために東京都世田谷区のデータを用いる。世田谷区は東京都23区の中でも住宅市街地として性格の強い区である。収集したデータは各画地の土地利用とその頂点の座標の情報が含まれている。研究対象地区として世田谷区の中でも様々な戸建住宅が立ち並ぶ北沢地区 (東西2.5km、南北1.5kmの長方形の地区) を選んだ。(図2参照。) この地区を以下、対象地区と呼ぶ。このデータを ARC-INFO という地理情報ソフトウェアを用いて画地データベースを作成した。対象地区には、13,252画地が含まれ、23種の土地利用種類があった。この中で、12,712画地が完全に対象地区に含まれており、7,574画地が住宅用地であった。住宅用地とは、世田谷区役所で作成した土地利用分類で、戸建住宅または住商併用住宅が含まれ、共同住宅や寮などの大規模な住宅団地は含まれない。

住宅用画地から、以下の条件を満たす典型的な長方形画地を抜き出す作業を行った。

- 1) 対象地区に画地が完全に含まれていること。
- 2) 土地利用が住宅用地であること。

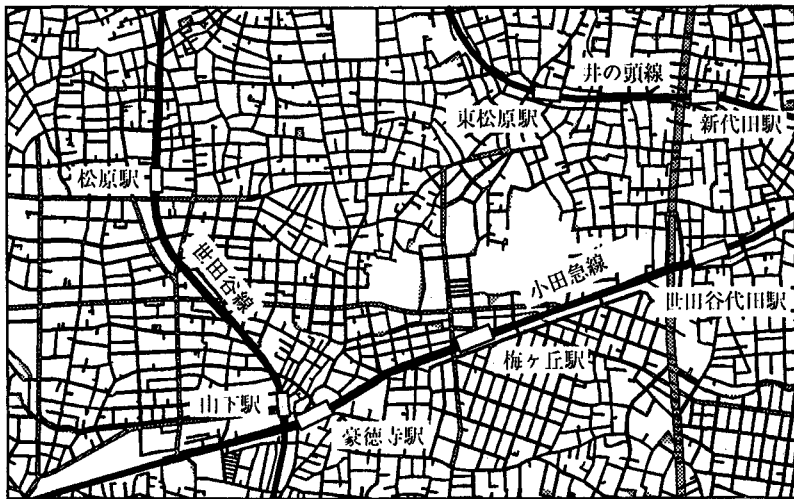


図2 対象地区 (世田谷区北沢地区)

- 3) 4つの辺で画地が構成されていること。
 - 4) 対辺のなす角がそれぞれ10度以下であること。
 - 5) 隣合う辺のなす角が80から100度であること。
 - 6) 一つの辺だけが全て道路に接していること。
- 最初の3条件はデータベースにすでにある情報をもとに選択すればよい。また、4), 5) の条件も単純な計算により確かめることができる。最後の条件だけは、地理情報システム上で特別な作業を行う必要がある。そこで、ARC-INFO 上で補遺Aで述べる操作により画地選択作業を行った。これらの結果、1,265画地が条件を満たすものとして選定された。

4. 基本単位間口の分析

概要形状存在仮説を検証するための統計手法について考えてみる。もしもこの仮説が支持されるならば、奥行一定の画地の間口分布をとった場合に、 m を自然数として $x = m\xi$ において非常に大きな集中が見られるはずである。従って、最も近い $m\xi$ との差の絶対値の平均値を求めると有意に小さい値となるはずである。

R_+ を非負の実数の集合とする。概要形状存在仮説が支持されない場合には、間口の分布は $m\xi$ には特に集中しないような分布形状となるはずである。このような分布として様々な分布を考えることができるが、帰無仮説として分布関数 $f: R_+ \rightarrow R_+$ を仮定すると、 $m\xi$ との距離の期待値 $\mu(\xi)$ は以下のように計算できる。

$$\mu(\xi) = \int_0^{\xi/2} |x - \xi| f(x) dx + \sum_{m=1}^{\infty} \int_{(m-1/2)\xi}^{(m+1/2)\xi} |x - m\xi| f(x) dx \quad (3)$$

さらに、 f として ν をある自然数として、 $[\xi/2, (\nu + 1/2)\xi]$ の範囲に分布する一様分布を仮定するならば、 $\mu(\xi)$ は以下のように求めることができる。

$$\mu(\xi) = \int_{-\xi/2}^{\xi/2} |x| dx / \xi = \xi/4 \quad (4)$$

奥行 y が一定の画地について、 i 番目の画地の間口を x_i ($i = 1 \sim N$) とする。 x_i が上記で仮定したように一様分布であるならば、距離の分散 $V(\xi)$

も同様に求めることができる。

$$V(\xi) = \int_{-\xi/2}^{\xi/2} (|x| - \xi/4)^2 dx / \xi = \frac{\xi^2}{48} \quad (5)$$

x_i と最も近い $m\xi$ との平均距離 $D_n(\xi)$ で表すと、その分散 $V(D_n(\xi))$ は以下ようになる。

$$V(D_n(\xi)) = \xi^2 / (48n) \quad (6)$$

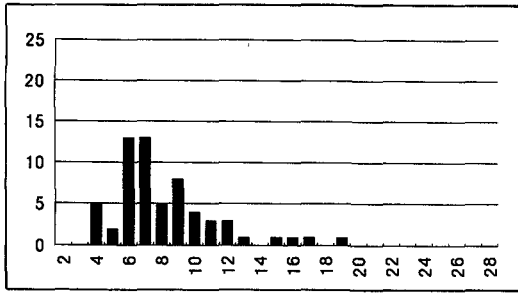
n が十分に大きいならば、中心極限定理によって平均値 $\xi/4$ 、分散 $\xi^2 / (48n)$ の正規分布で近似できる (Feller(1968))。そのため、実際の $D_n(\xi)$ の値を計算し、基準化値 $z(\xi) = [D_n(\xi) - \xi/4] / [\xi^2 / (48n)]^{1/2} = [D_n(\xi) / \xi - 1/4] (48n)^{1/2}$ が有意に小さいかどうかを検定すればよい。

3節の過程で得られた画地を間口と奥行がそれぞれ $1m$ ごとの階級に分類した。そして奥行の各階級について、間口の分布を分析した。奥行が i [m] 以上 ($i+1$) [m] 未満の階級を奥行階級 i と呼ぶことにする。また、間口が i [m] 以上 ($i+1$) [m] 未満の階級を間口階級 i と呼ぶことにする。各奥行階級についての間口階級の頻度分布を図3に示す。

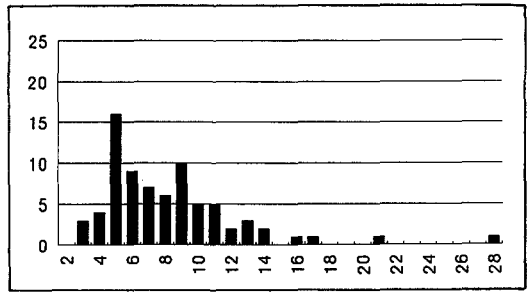
画地の間口 x_i と最も近い $m\xi$ との距離を、 ξ が $2m$ から $20m$ まで $0.1m$ きざみで計算した¹⁾。この計算において間口が $\xi/2$ 未満の画地は上の仮定と適合的にするために除外した。また、標本数が不安定だと得られる結果が不安定となるため、分析対象となる奥行階級内の画地の数が50以下となる奥行についても分析対象外とした。

帰無仮説「 $H_0: D_n(\xi) = \xi/4$ 」を正規分布で近似できることを利用して検定する。もしも $D_n(\xi)$ が $\xi/4$ よりも有意に小さければ、その階級の奥行については間口が ξ の倍数に集まっている傾向があると言える。 $D_n(\xi)$ を基準化した値 $z(\xi)$ を最小化することは、 $D_n(\xi) / \xi$ を最小化することと等価であるため、これを最小にする ξ を求め、 $D_n(\xi)$ を基準化した値 $z(\xi)$ を算出した。その結果を表1に示す。

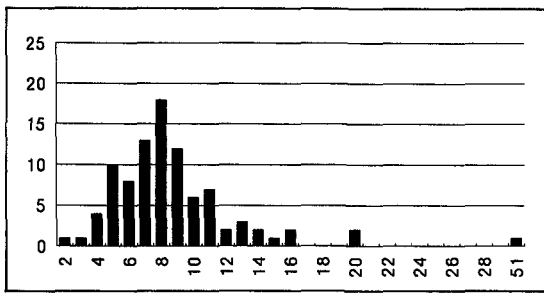
¹⁾ 最小値 $2m$ というのは、建築基準法の接道義務を満たす最小限幅であることから採用した。また、最大値の $20m$ は、すべての奥行階級について最頻値を大きく超える値であり、分析上の支障がない値として選んだ。



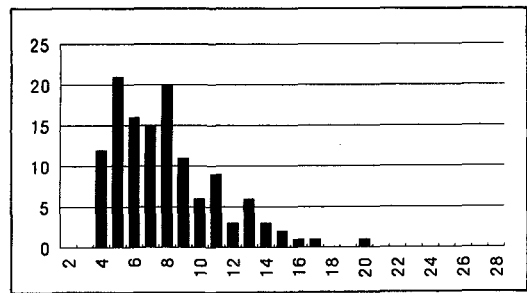
奥行階級: 7



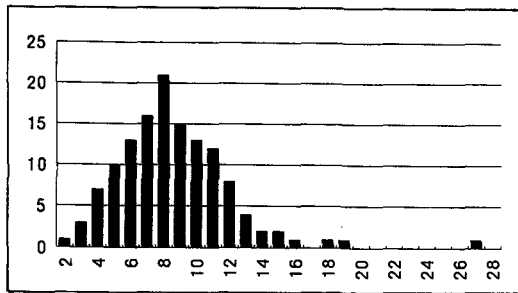
奥行階級: 8



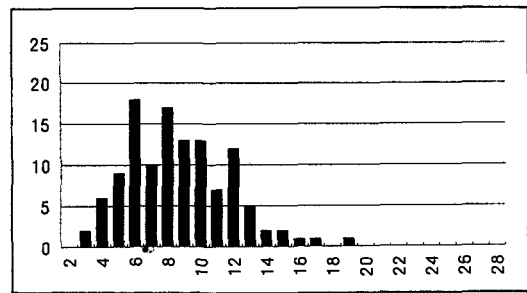
奥行階級: 9



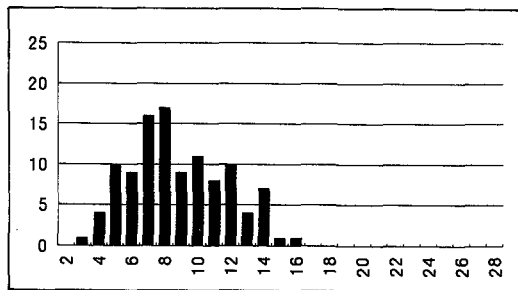
奥行階級: 10



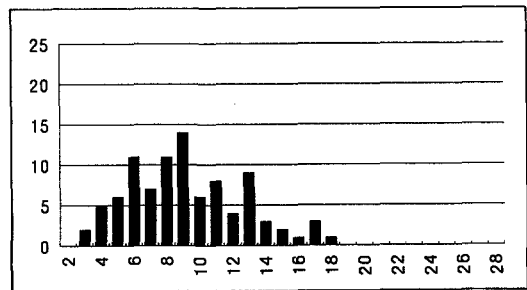
奥行階級: 11



奥行階級: 12

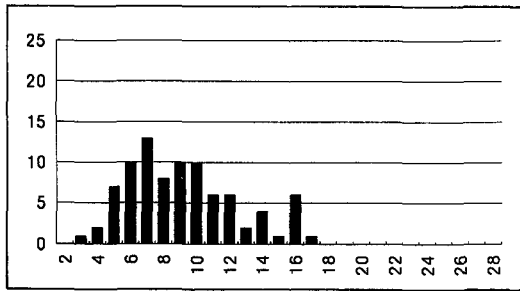


奥行階級: 13

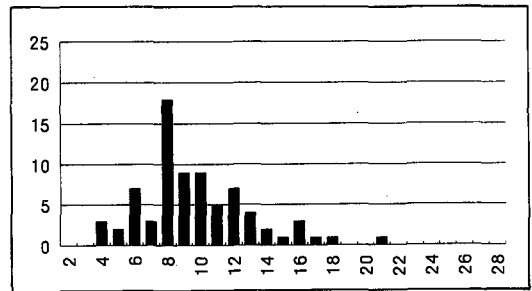


奥行階級: 14

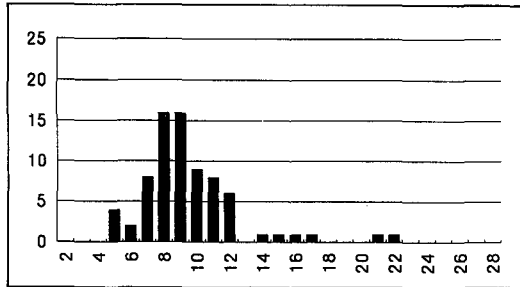
図3 各奥行階級の間口頻度分布
(縦軸はカウント数、横軸は間口階級を表す)



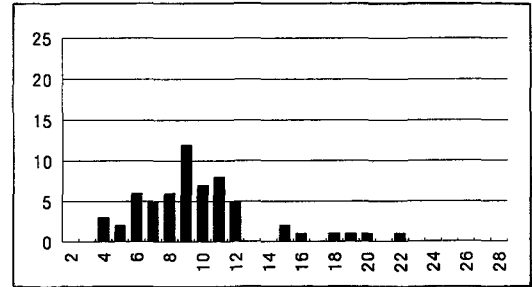
奥行階級: 15



奥行階級: 16



奥行階級: 17



奥行階級: 18

図3 各奥行階級の間口頻度分布 (続き)
(縦軸はカウント数、横軸は間口階級を表す)

表1 基本単位間口の分析結果

奥行階級	最小化 ξ	$D(\xi)/\xi$	$z(\xi)$	画地数
7	7.1	0.195	-2.977	61
8	5.0	0.212	-2.297	76
9	8.4	0.196	-3.535	89
10	6.8	0.217	-2.592	127
11	9.6	0.205	-3.455	121
12	2.1	0.216	-2.606	119
13	7.4	0.219	-2.197	107
14	9.4	0.220	-1.903	86
15	8.8	0.210	-2.538	85
16	9.2	0.196	-3.213	74
17	9.5	0.163	-5.248	75
18	9.7	0.178	-3.816	58

検定の結果、 $D_n(\xi)$ は有意に小さい値を示していることがわかる。従って、帰無仮説は棄却され、 $D_n(\xi)$ は算出された ξ の倍数に集まる傾向があると言える。ところが、この結果から直ちに枢要形状存在仮説が支持されたと結論づけることはできない。他の要因によってこのような傾向が現れた可能性を考える必要がある。この中で特に

問題なのは、得られた ξ の2倍の範囲に分布のほとんどが含まれるような奥行階級が多いことである。枢要形状存在仮説は間口が ξ の倍数に集中することを主張する。しかし、 ξ のみに集中する可能性があるならば、たまたま単峰的な分布の最頻値あたりに集中していたということを示すだけかもしれない。間口の分布が単峰的であるならば、この結果は自然に出てくることであり、何もある特定の形状が重要である証拠にはならない。もちろん、単峰的であるからといって枢要形状存在仮説を否定することにはならないが、他に考えられる要因が多すぎて枢要形状存在仮説を支持する結果とは考えにくい。

さらに、得られた最大化する間口 ξ とそれぞれの奥行の関係をみると非常にばらつきが大きいことがわかる。仮に枢要形状が存在するならば、多少奥行が大きくなっても基本単位間口はほとんど変わらないと考えるのが自然だろう。ところが、いくつかの奥行階級ではかなり小さな値となっている。しかも、仮に奥行階級8で、基本

単位間口を下の階級と同じに7.1mとすると基準化値 $z = -1.022$ 、また、基本単位間口を上 の階級と同じに8.4mとすると $z = -0.150$ となり、どちらの場合も有意な値とならない。このように、求められた最小化する基本単位間口に統一 的な傾向を見いだすことはできない。従って、分析結果からも枢要形状が存在しているとは考えにくい こととなる。

5. 単峰的分布の検定

間口の分布が単峰的でないならば、前節の分析結果から枢要形状存在仮説を支持できそうであることを述べた。逆に単峰的ならば、より適切な分析方法を考案せねばならない。このためにもまず、間口の分布が単峰的かどうかを統計的に検定する必要がある。ところが、統計の一般的な手法として、分布の単峰性を検定する手法は知られていない。そこで、以下のような方法を考案して検定した。

ある奥行 y に対応する間口 x の分布は、単峰的な分布密度関数に従うと仮定する。その最頻値を x^* (> 0) とする。単峰的な分布であるから、最頻値以下の区間では密度関数が広義での単調増加関数、最頻値以上の区間では広義の単調減少関数となる。そこで、実際に観察された間口を小さい値から順番に並べた値を x_i ($i = 1 \sim N$) としよ

う。この内、最頻値 x^* 以下の値は n 個であったと仮定する。すなわち、 $x_n < x^* < x_{n+1}$ とする。密度関数が大きいほどその近辺での出現確率は高くなる。換言すれば、同じ区間幅にはより多くの観測点が出てくる。従って、密度が高いほど隣の値との差は小さくなるはずである。すなわち、

$$x_2 - x_1 \geq x_3 - x_2 \geq \dots \geq x_n - x_{n-1} \quad (7)$$

及び、

$$x_{n+2} - x_{n+1} \leq x_{n+3} - x_{n+2} \leq \dots \leq x_N - x_{N-1} \quad (8)$$

となる傾向があることになる。単峰性の分布でありながら、そのような傾向が最も弱い分布は一様分布であるから、その場合を帰無仮説として有意に上記の傾向があるかどうかを調べれば、単峰性の検定を行うことができる。そこで、

$$d_i = x_{i+1} - x_i \quad (9)$$

とした時、 $\{d_i : i = 1 \sim n-1\}$ 及び $\{d_i : i = n+1 \sim N-1\}$ についてそれぞれ、 i とのスピアマンの順位相関係数を求め、有意性を検定することにする。表2にその検定結果を示す。

表より、すべての階級について、最頻値以下では確率密度が増加し、最頻値以上では確率密度が減少する傾向にあることが、順位相関係数の符号からわかる。ただ、奥行階級7の最頻値以下の場合を除き、それらが有意なほど強い傾向を示してはいない。従って、以上の分析の結果、すべての階級について弱い単峰性が認められることが確認されたにとどまる。

表2 スピアマンの順位相関係数による検定結果

奥行階級	最頻値	スピアマンの順位相関係数		臨界値		画地数	
		最頻値以下	最頻値より上	最頻値以下	最頻値より上	最頻値以下	最頻値より上
7	7	-0.640	0.292	-0.612	0.737	20	41
8	5.5	-0.367	0.294	-0.589	0.780	18	58
9	8.5	-0.308	0.048	-0.752	0.752	46	46
10	5.5	-0.094	0.368	-0.601	0.840	19	108
11	8.5	-0.386	0.262	-0.780	0.805	58	73
12	6.5	-0.574	0.299	-0.664	0.828	26	93
13	8.5	-0.222	0.360	-0.752	0.788	46	62
14	9.5	-0.257	0.344	-0.757	0.749	48	45
15	7.5	-0.532	0.352	-0.657	0.788	25	62
16	8.5	-0.540	0.457	-0.671	0.760	27	49
17	9.5	-0.560	0.644	-0.730	0.718	39	36
18	9.5	-0.441	0.559	-0.683	0.700	29	32

6. 単峰的分布の場合の集中度の分析

前節の分析で、多くの奥行の階級について間口分布が単峰的と考えても良さそうであることが示された。そこで、4節の分析よりも単峰的な分布に適した分析方法を考える必要がある。

図-3をみると、例えば、奥行階級18の画地の間口分布では、間口階級9で他よりも多いことがわかる。しかし、これが特異的な集中を示しているのか、単に単峰的分布の最頻値を示しているだけなのかは区別できない。他の階級に比して明らかに多く集中している状態というのは、他の階級のみから予想された頻度よりも有意に大きい場合であると考えることができる。そこで以下に述べるような手法を考案して集中度の分析を行った。

間口階級で、頻度が0とならない最小の番号を i_1 、最大の番号を i_2 とする。各番号 i の階級の頻度を m_i で表す。全頻度を M とする。

$$M = \sum_{i=i_1}^{i_2} m_i \tag{10}$$

さて、 m_i の値を m_{i-2} 、 m_{i-1} 、 m_{i+1} 、 m_{i+2} の4つの値で推定することを考える。特に、3次多項式で頻度分布を近似すると、 m_i の推定値 m'_i は以下の式で表すことができる。

$$m'_i = (4m_{i-1} + 4m_{i+1} - m_{i-2} - m_{i+2}) / 6 \tag{11}$$

もしも m_i としてこの値となることが予想されるならば、この階級に標本が入る確率は m'_i/M で表すことができる。従って、 m_i の値を、他の間口階級の値から推定するならば、期待値が m'_i 、分散が $m'_i(1 - m'_i/M)$ の二項分布で表されると考えてよいだろう。二項分布は試行回数（この場合は M ）が大きい場合には正規分布で近似されることを利用して、その基準化値 z_i

$$z_i = \frac{m_i - m'_i}{\sqrt{m'_i(1 - m'_i/M)}} \tag{12}$$

で実際の階級 i の値が有意に大きいかどうかを調べることにした。その分析結果を表3に示す。表3をみると、奥行階級が8、12、14、16、18の

表3 3次式法による最頻値の集中度の検定

奥行階級	最頻値階級	頻度	期待頻度	画地数	z 値
7	6	13	8.33	61	1.394
	7	13	10.33		0.911
8	5	16	7.00	93	3.570
9	8	18	14.33	127	1.054
10	5	21	16.17	131	1.286
11	8	21	16.33	119	1.235
12	6	18	8.83	108	3.210
13	8	17	13.33	93	1.073
14	9	14	8.33	87	2.059
15	7	13	9.16	76	1.341
16	8	18	5.33	75	7.212
17	8	16	14.16	75	0.543
	9	16	14.00		0.593
18	9	12	6.50	61	2.283

場合にそれぞれの最頻値で有意に大きな頻度を示しており、集中している可能性があることを示している。しかし、それ以外の奥行階級については有意な集中とは見なしがたい。

同様の手法を用いた別の方法として、ある最頻値が第二位の最頻値と比べて有意に大きいかどうかを調べる方法がある。その場合は間口の特定の値への集中が1階級の階級幅にほぼ含まれてしまうことを前提にせねばならない。図3の間口分布をみると例えば、奥行階級7の分布については、この仮定が成立しているとは考えにくい。奥行階級8や9などについては、概ね1階級のみへの集中で議論できそうである。

そこで、上と類似の方法として、最頻値階級 i の頻度 m_i を他の階級の頻度の最大値で推定する方法を考える。すなわち、階級 i の頻度の期待値を m''_i とすると、

$$m''_i = \max_{\substack{i_1 \leq j \leq i_2 \\ j \neq i}} m_j \tag{13}$$

とおく。この場合にも上の分析と同様、二項分布を使って有意に集中しているかどうかを調べるのが可能である。やはり、基準化値を z_i で表し、(12)式で m'_i のかわりに、 m''_i を用いて計算すればよい。分析結果を表4に示す。

表4をみると、奥行階級が7、8、16、17の場合のみ有意な集中となっている。しかし、他の階級では有意な集中とは言えない。上でも記したよ

表4 最大値法による最頻値の集中度の検定

奥行階級	最頻値階級	頻度	第2頻度	画地数	z 値
7	6,7	13	8	61	1.896
8	5	16	10	76	2.036
9	8	18	13	93	1.495
10	5	21	20	117	0.246
11	8	21	16	131	1.334
12	6	18	17	119	0.262
13	8	17	16	108	0.271
14	9	14	11	93	0.963
15	7	13	10	87	1.008
16	8	18	9	76	3.195
17	8,9	16	9	75	2.487
18	9	12	8	61	1.517

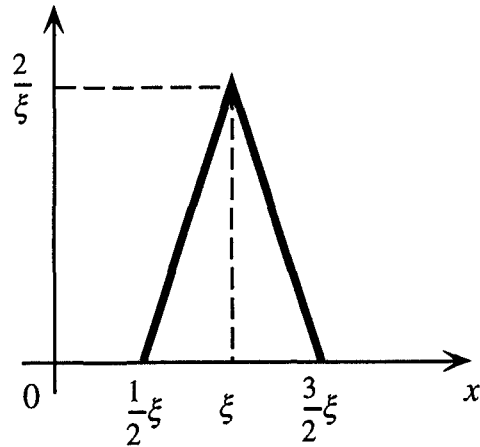


図4 三角形分布の密度関数

うにこの分析法は1階級のみ集中することを前提としているため、必ずしも完全な分析とは言えないが、やはり一部の階級でしか有意な集中があるとは言えないようである。

7. 基本単位間口への集中度の分析

以上の分析では、いくつかの奥行階級では有意に集中している可能性があることを示すものの、多くの階級では有意な集中は見られず、枢要形状存在仮説はあまり支持されたとは考えられない。

そこで単峰分布に関する集中度を考えるもう一つの方法として、4節の分析を三角形分布よりも集中していると言えるかどうかを検討する。比較する三角形分布として、 $[\xi/2, 3\xi/2]$ の区間で、 ξ を最頻値とする分布を考える(図4参照)。間口がこの三角形分布に従う場合の標本値の ξ との距離の期待値を $\mu(\xi)$ 、分散を $V(\xi)$ とすると、

$$\mu(\xi) = \int_{\xi/2}^{3\xi/2} (x - \xi) \left| \frac{4}{\xi^2} \left(\frac{\xi}{2} - |x - \xi| \right) \right| dx = \frac{\xi}{6} \quad (14)$$

$$\mu(\xi) = \int_{\xi/2}^{3\xi/2} (|x - \xi| - \frac{\xi}{6})^2 \frac{4}{\xi^2} \left(\frac{\xi}{2} - |x - \xi| \right) dx = \frac{\xi^2}{72} \quad (15)$$

となる。よって、平均距離を $D_n(\xi)$ で表すと、

その分散 $V(D_n(\xi))$ は以下ようになる。

$$V(D_n(\xi)) = \xi^2 / (72n) \quad (16)$$

n が十分に大きいならば、4節と同様に中心極限定理によって平均値 $\xi/6$ 、分散 $\xi^2/(72n)$ の正規分布で近似できる(Feller(1968))。そのため、実際の $D_n(\xi)$ の値を計算し、 $[D_n(\xi) - \xi/6] / [\xi^2/(72n)]^{1/2} = [D_n(\xi)/\xi - 1/6] (72n)^{1/2}$ が有意に小さいかどうかを検定すればよい。表1の $D_n(\xi)/\xi$ の値の項を見ると、 $1/6 = 0.1667$ よりも小さな値を示しているのは、奥行階級が17の場合だけである。しかもその場合も、 $[D_n(\xi)/\xi - 1/6] (72n)^{1/2} = -0.2369$ で有意とはならない。従って、どの奥行階級も典型的単峰分布のひとつである三角形分布と比較しては特に集中しているとは言えないことになる。

8. おわりに

本研究では住宅用画地の価値を決定づけるある特定の形状(枢要形状)があるかどうかを、東京都世田谷区北沢地区の戸建住宅用画地の形状データを用いて検証した。枢要形状が存在するならば、その整数個がちょうど含まれるように画地が分割される傾向にあるため、長方形画地の奥行を所与とすると、その間口はある基本単位間口の自然数倍に集中する傾向がみられるはずである。

実証分析の結果、確かに一様分布に比して有意

に集中するとみられる基本単位間口を求めることができた。しかし、多くの分布が単峰的であるために、ある値を中心とする山型の分布であったためにそのような結果となったのか、それとも枢要形状が存在するためなのかは判然としなかった。間口分布が単峰的と言えるかどうかを統計的に調べた結果、すべての奥行階級の分布で弱い単峰性が認められた。

単峰的な分布の場合は、その最頻値に特に集中している場合にはじめて枢要形状が存在する必要条件が満たされる。そこでこのような集中がみられるかどうかを、他の間口階級との比較で最頻値の集中度を調べるといくつかの奥行階級で集中していると言えるものの、有意な集中が認められない奥行階級が多かった。さらに、典型的な単峰的分布である三角形分布と比較したところすべての奥行階級において有意にそれよりも有意に集中している分布は認められなかった。以上の結果は、枢要形状存在仮説を支持するものとは考えられず、むしろ棄却されたと考えることが適当であろう。

浅見(1993)及びAsami(1994)によれば、枢要形状存在仮説が否定されたことは、画地形状評価関数が間口限界単峰性を満たす可能性を示したことになる。この結果は、画地形状評価関数を今後の実証分析で特定の関数形状に限定できる可能性を示唆するもので、今後この方向での拡張を行っていく必要がある。

謝 辞

本研究を行うにあたって、文部省科学研究費補助金の助成を受けた。また、岡部篤行氏より貴重なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表する。

参 考 文 献

- 1) 浅見泰司(1993)「土地区画整理事業における敷地形状評価関数の不適切性」、『総合都市研究』49、67-79。
- 2) Asami, Y. (1994) "On the Evaluation of Residential Lots: With a Focus on Their Shape" *Environment and*

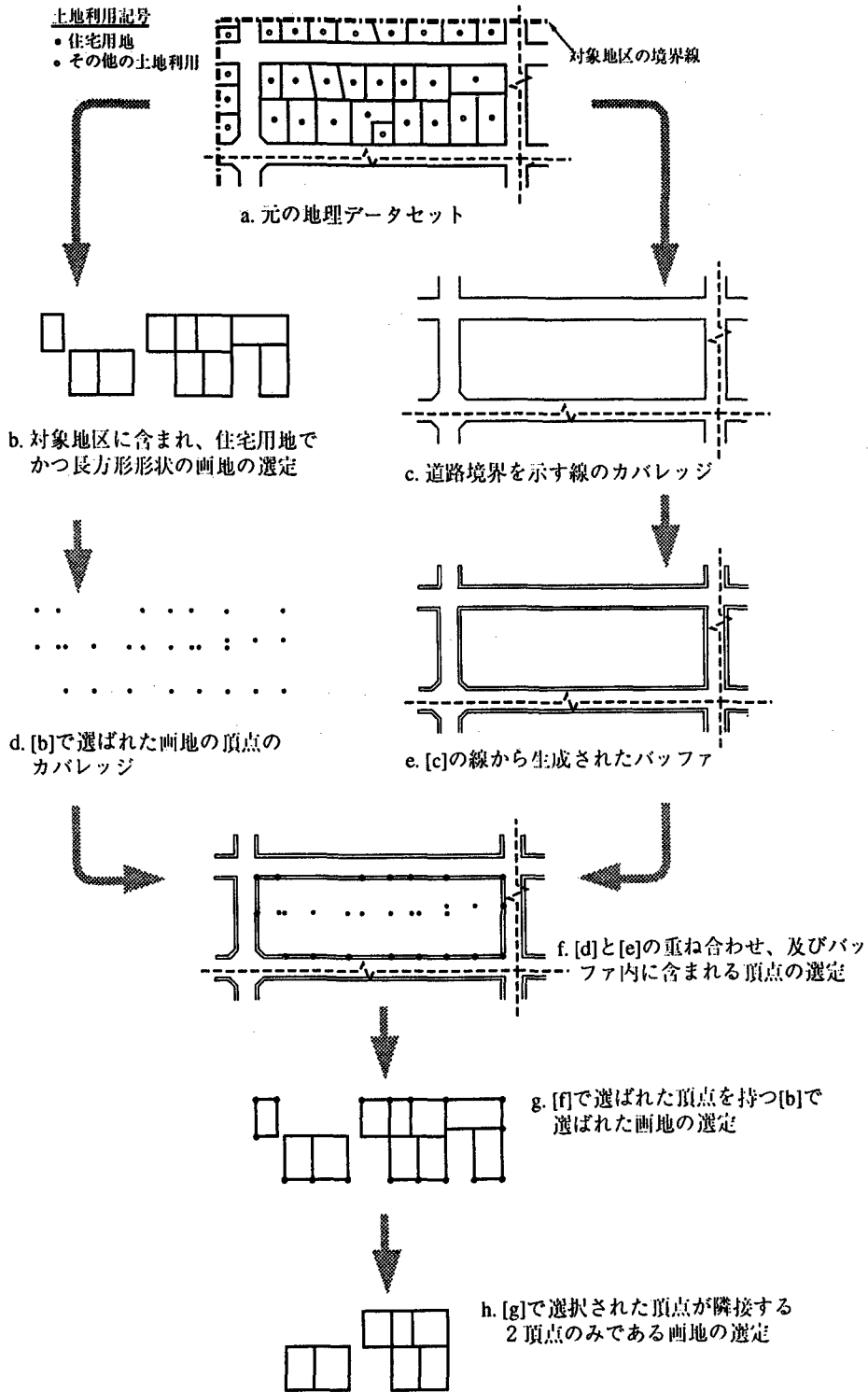
Planning B, forthcoming.

- 3) Feller, W. (1968) *An Introduction to Probability Theory and Its Applications, 3rd ed., Vol. I*, John Wiley & Sons, New York.
- 4) 河中俊(1988)「住環境の観点からみた敷地コントロールに関する研究」、『建築研究報告』No. 117、建設省建築研究所

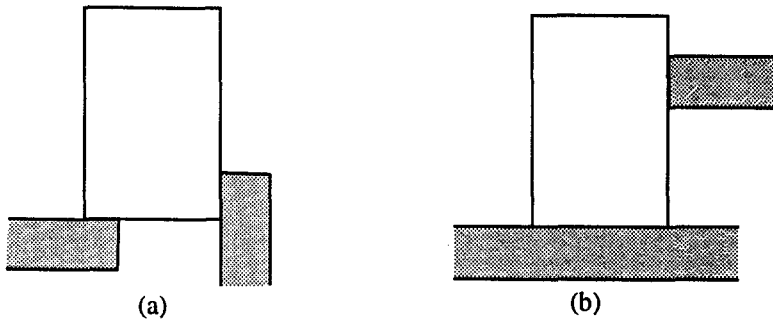
補遺 A

3節で述べた条件を満たす長方形画地の選定過程について述べる(図A1参照)。まず、条件1)~5)を満たす画地を選ぶ。画地の頂点座標を用いて画地を表すポリゴン・カバレッジを作る。この際、選定された画地のみを表示するために、ARC-INFOのポイント・カバレッジも作成する。別に道路のみを表す頂点座標で生成したポリゴン・カバレッジも作っておく。この際、道路の地理データが線素で構成されるように、CLEANコマンドのline optionを用いて処理しておく必要がある。これは以下に述べる理由による。BUFFERコマンドで道路の境界線部分をバッファリングし、INTERSECTIONコマンドで画地の頂点と重ね合わせをする。そして、バッファ部分に含まれた画地の頂点を道路に隣接する頂点とする。道路が単純にポリゴンで示されていたならば、道路は対象地区全域を網目状に走っているため、バッファリングの過程でほとんど対象地区全域を覆うような巨大なポリゴンとなっていたはずである。このために、上記のline optionでの"CLEAN"の作業が必要だったのである。長方形画地について道路の境界のバッファに1, 3または4点が含まれる場合、一辺を道路に接する画地ではないために、その画地を分析対象外として除去する。さらに、残った画地について、隣合う2頂点が道路バッファに含まれていない場合も除去する。

この時点で、まだ分析対象として不適当な画地が含まれている可能性がある。例えば、図A2に示すように、画地の一辺が完全に道路に接するのではなく、2つの道路の端に接しているだけであったり(図A2のa)、または、一辺は確かに



図A1 長方形画地の選定過程



図A 2 不適当な画地の可能性

道路に完全に接していても、他の辺の中央部でも道路に接しているような場合（図A 2のb）もありうる。画地の大きさがさほど大きくないため、このような可能性は小さいと考えられるが、この

ような場合を除くために、最終的には画面上に画地を全て表示して調べた。その結果、実際にはそのような不適当な画地は発見されなかった。

Key Words (キーワード)

Residential Lot (住宅用画地), **Evaluation of Shape** (形状評価), **Critical Shape Hypothesis** (枢要形状存在仮説), **Test of Unimodality** (単峰性の検定), **Test of Concentration** (集中度の検定)

A Statistical Test of the Critical Shape Hypothesis for Residential Lots

Yasushi Asami* and Khandoker M. Maniruzzaman**

*Department of Urban Engineering, University of Tokyo

**Department of Urban Engineering, University of Tokyo, and Department of Urban and Regional Planning, Bangladesh University of Engineering and Technology
Comperhensive Urban Studies, No.53, 1994, pp.99-111

Suppose that there exists a certain activity which consumes a fixed size of space, and which is so critical for all residential lots for detached houses that the value of a lot crucially depends on whether or not the lot can permit the space. If the hypothesis above (designated as "critical shape hypothesis") holds, then majority of rectangular lots with a fixed depth should have frontages which are modular of a basic frontage unit. The present paper empirically tests the critical shape hypothesis using lot-shape data of rectangular lots in Kitazawa area of Setagaya Ward, Tokyo. For any depth-class, the distribution of frontage exhibits weakly unimodal shape with more concentrated tendency toward the mode than uniform distribution. If their unimodal property in histograms is taken into account, the concentration to the mode is not significant for most depth-classes, and the significantly concentrated modes derived, if any, do not show any systematic variation among different depth-classes. Moreover, for any depth-class, the distribution of frontage does not have significant concentration toward its mode compared with the triangular distribution, a typical unimodal distribution. The critical shape hypothesis, therefore, is not supported by these empirical results.