歩 行 ト リ ッ プ 長 の 研 究
A STUDY ON WALKING TRIP LENGTH

村 田 隆 裕*
By Takahiro MURATA

1. は じ め に

この論文の目的は、都市の中心部における歩行者の歩行距離の統計的分析から、歩行距離の理論分布を導き、そのパラメーターについて比較考察を行って、トリップ長分布一般について理論的説明を試みるとともに、交通施設計画のための基礎資料を得ようとするものである。

2. 歩行距離に関する諸値

アメリカおよびわが国で得られている歩行距離の中央値 (50 パーセンタイル値) と 95 パーセンタイル値を、歩行を始めた施設別、およびトリップ目的別にみると、表一1、表一2 のようになっている。

西ドイツ、カールスルーエの調査では、駐車場から目的地点までが 200~300 m になると利用頻度が急激に低下することが知られ、また、デンマークのアールボルグ、

表一1 起点となる交通施設別歩行トリップ長
(単位: m)

起点となる交通施設等		中 央 値 (50パーセン タイル値)	95パーセン タイル値	出 典 文 献
バス 停留 所	日 本	420(5分)	840(10分)	1)
	アメリカワシントン D.C.	180	570	
	アメリカローカルバス	270	450	2)
	アメリカ通勤バス	1450	2160	
地 下 鉄 駅 鉄 道 駅 タ ク シ ー 自 家 用 車		300	1110	3)
		890	1380	
		50	1530	
		450	1680	
駐 車 場	短 時 間	210	960	4)
	長 時 間	370	1260	
	人口 2.5 ~ 5 万人の都市	100		
	人口 5 ~ 10 万人の都市	150		
	人口 10 ~ 15 万人の都市	160		
	人口 25 ~ 50 万人の都市	220		
	人口 50 万人以上の都市	220		

* 正会員 工博 科学警察研究所交通安全研究室主任研究官

表一2 目的別歩行トリップ長 (単位: m)

目 的	中央値(50パーセン タイル値)	95パーセン タイル値	備 考
通 勤	340	280	
業 務	420	280	
個 人 的 業 務		280	
帰 宅		320	
買 物	380	260	1200
レクリエーション	340	230*	1380
食 事		750	750
出 典	アメリカ (3)	アメリカ (5)	

ランデルス、ホルステプロにおけるバス停留所と歩行者区域内の最重要地点との距離に関する調査では、平均 200 m という結果が得られている⁹⁾。

また、都心地区における歩行者の歩行トリップ長の平均値は、西ドイツのデュッセルドルフとエッセンにおける調査では、自家用車を用いた来街者はそれぞれ 1050 m, 725 m であり、公共輸送機関を用いた来街者はそれぞれ 1725 m, 1625 m で、いずれの都市でも後者が長いという結果が報告されている⁷⁾。オランダ各都市の調査では、アイントハーヘン市では自宅から徒歩で都心へ買物に行く場合、平均歩行距離は約 800 m、ユトレヒト市では自宅から大デパートまでの平均歩行距離は、直線距離で約 950 m、ハーグ市では同じく 800 m である⁸⁾。

これらの調査結果は、各都市の交通施設配置の基準となる数値を定めるために役立てられている。ヨーロッパ諸国で採用されている公共輸送機関の停留所からの歩行による到達距離として推奨されている値は 250 m から 1000 m までさまざまであるが、文献 9) の著者は、3 分圏、すなわち 160 m を推奨している。この 3 分圏は西ドイツ、デュッセルドルフの都心部歩行者区域における公共輸送機関の停留所配置計画にも採用されている¹⁰⁾。フランスのルーアン中心部では、駐車場を中心として半径 300 m の円を描くと都心地区がほぼカバーされるよ

ここで、頻度分布がヒストグラムとして与えられている確率変数の理論分布としてガンマ分布をあてはめるとき、そのパラメーターを最小二乗法に基づいて推定する方法を開発したのでそれについて述べる。

ガンマ分布の確率密度関数を、式(6)のように表わし、また、階級の幅を w とし、第 i 階級の頻度の比率を $Y_i(i=1, \dots, n)$ とするとき、

$$y_i = \frac{Y_i}{w} \dots\dots\dots (7)$$

とおく。 y_i は確率密度である。第 i 階級の確率変数 x_i に対する理論確率密度を $f_i(=f(x_i))$ とし、

$$G = \sum_{i=1}^n (f_i - y_i)^2 \dots\dots\dots (8)$$

を目的関数としてこれを最小とするようなパラメーター λ および k を求める。そのためには、式(9)を λ , k でそれぞれ偏微分したものを0とした2つの式

$$F_\lambda = \sum (f_i - y_i) \frac{\partial f_i}{\partial \lambda} = 0 \dots\dots\dots (9)$$

$$F_k = \sum (f_i - y_i) \frac{\partial f_i}{\partial k} = 0 \dots\dots\dots (10)$$

を連立方程式として解けばよい。

ここで、 f_i の、 k による偏微分においてダイガンマ関数

$$\psi(k) = \frac{d}{dk} \ln \Gamma(k) = \frac{\Gamma'(k)}{\Gamma(k)} \dots\dots\dots (11)$$

を導入すると、級数展開による数値計算が可能になる。この連立方程式の解法にニュートン法を適用すると、 $\psi(k)$ の k による微分の項が現われるが、これはトライガンマ関数として級数展開ができ、計算プログラムの作成が容易になる。これらのことについては追録に補足する。

計算はダルムシュタット工科大学の IBM/370-168, および科学警察研究所のパーソナルコンピュータ HP-85 により行った。大型計算機では演算時間は n が 20 程度で約 2 秒、パーソナルコンピュータで約 10 分を要した。

え) パラメーターの値についての考察

この結果求められた k 値と m 値をもつガンマ分布の適合性は、カイ二乗確率を算出して比較することができる。5 パーセントの有意水準を定めて、適合性の検定を行うと、棄却されるものは目的地点数が 2 以上 10 以下

図-3 k 値の分布

下のトリップにおける、リングごとのデータ 63 のうち 12 である。残りの有意なデータ 51 について、 k 値と m 値に各データのサンプル数で重みをつけ、頻度分

布を求めると図-3, 4 のようになる。これらの分布の平均と標準偏差は

$$\begin{aligned} \bar{k} &= 2.00 \\ \sigma_k &= 0.22 \\ \bar{m} &= 190.0 \\ \sigma_m &= 24.3 \end{aligned}$$

となる。すなわち、

$k=2, m=190$ という値のパラメーターをもつガンマ分布がリンク長分布の典型的なものであることが知られる。図-5

はパラメーターがこれらの値に近く、カイ二乗確率による適合度も高いデータである。

図-4 $m=k/\lambda$ の分布

図-5 典型的なリンク長分布 (西ドイツ)

k が 2 に等しいことは、式(5)のただし書きより、 α が 1, すなわち、図-2 の f_i が直線となっていることを示している。すなわち潜在的な次の立寄地点が、リンク始点からの距離に比例して分布していることを示すと考えられる。このことはリンクの終点、すなわち次の立寄地点(またはトリップ終点)となり得る商店や事務所が、当該地区内ではほぼ均等に分布していることを示すものである。

m 値は、平均値の推定値である。リンク長の平均値は目的地点の分布からも決まる値であることは、 $m=k/\lambda$ の式にも示されている。この式の λ の値は、歩行における距離選好傾向を表わす式(2)のパラメーターで、式(2)の平均値が $1/\lambda$ となる。 $1/\lambda$ の値は、調査対象地域の歩行者が自由な距離選好のもとで歩行をしたとすれば、平均的にどの程度まで歩くであろうかを示す値と考えられる。この調査の場合 $1/\lambda = 190.0/2.00 = 95.0(\text{m})$ である。

λ の値は歩行者の距離選好を示すパラメーターであるが、個人に属するパラメーターというよりは、むしろその歩行者が歩く都市の特性から決まるものと考えられる。すなわち λ 値は式(5)により目的地点数の分布と仮定する式のパラメーター c と α (すなわち k) の関数で、 $k=2$ のとき、 $\lambda=c$ である。

(3) 歩行トリップ長の分布

あ) 立寄地点

図-1 に示したように、1 歩行トリップの中には、1 か所以上の立寄地点を含む。この立寄地点の数の分布はポ

図-6 立寄地点数 (j) の分布 (西ドイツ)

アソン分布に従うことが次のように導かれる。すなわち、一人の買物客が店舗を訪れる事象を s とすると、1 トリップで j 店を訪れる確率は s の生起確率 p をパラメーターとする二項分布に従うが、 p はきわめて小さく、また、 $Np = \mu$ (N は地区内の全店舗数、 μ は平均立寄店舗数) であるから、その分布形は

$$P(j|\mu) = \frac{\mu^j}{j!} e^{-\mu} \quad (\text{ポアソン分布}) \quad \dots\dots\dots (12)$$

となる。図-6 は立寄店舗数の分布で、ポアソン分布にきわめてよく適合していることが示されている。

b) 歩行トリップ長分布

トリップ内の立寄地点が i か所ある歩行トリップのリンク数は $(i+1)$ である。各リンク長は、式 (6) で示される確率密度関数をもつと仮定できるが、ガンマ分布のモーメント母関数は

$$\varphi_X(t) = \frac{1}{\left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^k} \quad \dots\dots\dots (13)$$

であり、したがって同じ確率密度関数をもつ2つの確率変数 X, Y の和の確率密度関数のモーメント母関数は

$$\varphi_{X+Y} = \varphi_X \varphi_Y = \frac{1}{\left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^{2k}} \quad \dots\dots\dots (14)$$

となり、再帰性を有することが示される¹²⁾。したがって、 i リンクをもつ歩行トリップ長 $x = \sum_{j=1}^i x_j$ (x_j は第 j リンクの長さ) の確率密度関数は再び次のようなガンマ分布となる。

$$f_i(x) = \frac{\lambda^{ik} x^{ik-1}}{\Gamma(ik)} e^{-\lambda x} \quad \dots\dots\dots (15)$$

ただし、 i : リンク数、 x : 歩行トリップ長、 λ, k : 式 (6) のパラメーター

結局、歩行トリップ長の分布 $g(x)$ は、式 (15) を、リンク数の分布 (式 (12) の確率変数を $j=i-1$ と変換した分布) で加重平均したもの、すなわち、

$$g(x) = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\mu^{(j-1)}}{(j-1)!} e^{-\mu} \frac{\lambda^{jk} x^{jk-1}}{\Gamma(jk)} e^{-\lambda x} \quad \dots\dots\dots (16)$$

となることが導かれる。

図-7 始点から最終立寄地点までの距離分布 (西ドイツ)

各パラメーターの値を $k=2, \lambda=k/m=0.01053, \mu=4.95$ として式 (16) のグラフを描き、それを調査結果から得られた歩行トリップにおける始点から最後の目的地までの歩行距離分布に重ねると図-7 が得られる。この図にはトリップ長が 700 m から 1000 m のときに仮定した頻度よりも観測された頻度が特に多いことが現われているが、これはリンク長分布における 100 m から 150 m の階級値における頻度の突出傾向とも関連すると考えられる。このことは、このデータに固有の特性か、あるいは歩行距離の選好傾向として仮定する式が式 (2) のようでなく、さらにパラメーターを加えた他の表現によるべきであることを示すものであるかについては、今後の検討にゆだねたい。

なお、トリップ長全体を起点から終点までとせず、起点から最後の立寄地点までとして示したことは、次の理由による。すなわち、最後の立寄地点から終点までの終端リンク長分布には終点が始点と同じところである場合と異なる場合とでは、パラメーターに大きな差がみられる。後者は $k=2.3, m=k/\lambda=184$ m でリンク長分布として通常の値とみなし得るが、前者は $k=2.0, m=k/\lambda=237$ m であり、通常のリンク長分布とは考えられない。これは、始点へ戻る場合は拘束的な動きであるために生じたことであると思われる。

4. 横浜市中心部における歩行距離

(1) 概 要

歩行距離に関する統計学的考察は、西ドイツで得られたデータに基づいて行ったが、平均歩行距離や立寄地点数は、その国の習慣、都市の規模などに影響されると考えられ、わが国における実態についても、調査した。この章では横浜市の中心部で実施した歩行距離調査の結果を示し、3. で展開した理論を適用するとともに、わが国におけるパラメーターの値について考察を行う。

調査は昭和 52 年 5 月に横浜市中区の桜木町駅と関内

駅周辺、および開内と伊勢佐木町の街頭の歩行者に対して実施された。この地区は横浜市の中心業務地区、および旧来からの商業地区である。調査の対象となった歩行者は成人男女約 3 000 名で、地域内の鉄道駅、バス停留所、駐車場（パーキングメーターを含む）の周辺ですべてに歩行トリップを終え、これらの施設から交通機関を利用しようとする歩行者（たとえばバスに乗るためにバスを待つ人）に、年齢、歩行の目的、歩行トリップ内容を質問した。調査対象から除外した者は、通学目的の学生と生徒、対象地域内に目的地のない者、交通機関の乗換えのみを目的とする者、調査対象区域内の交通施設を利用しない歩行者、高齢と認められる者である。

歩行目的は、通勤、業務、家事・買物、レジャー・レクリエーション、その他とする。トリップ目的が複数ある場合には、主たる 1 目的を記入した。

歩行トリップの内容は、起点となる駅などの交通の結節点から、終点となる交通の結節点までの歩行経路と、立寄地点を地図上に記入する方法で調べた。始点、終点が大規模な施設（駅やデパートなど）である場合が多いので、それらを、各施設の、公道に接する出入口とした。

交通の結節点とは、鉄道駅（国鉄、地下鉄）、バス停留所、駐車場、パーキングメーター、タクシーの乗降地点、送迎または自ら運転する自家用車の乗降地点である。

調査日は 19 日（木）、20 日（金）、22 日（土）の正午から 18 時 30 分までであり、天候は晴、および曇りであった。調査員は街頭で以上の項目について質問し、調査票に記入した。得られた有効サンプル数は 3 351 件で、うち平日分は 1 851 件、休日分は 1 500 件である。通勤トリップと業務トリップはそれぞれ 784 件、および 579 件のデータが得られたが、うち平日分は 765 件（95%）、および 552 件（95%）であった。家事・買物目的、レジャー・レクリエーション目的のトリップについて得られた 1 505 件、483 件のうち、休日分は 1 058 件（70%）、396 件（82%）であった。

（2）調査結果とその考察

a) 立寄地点数

トリップ目的ごとの平均立寄地点数は業務 1.19、家事・買物 1.54、レジャー・レクリエーション 1.37 であり、いずれも小さい値である。家事・買物トリップについて、立寄地点数の分布をみると 図-8 のようになっている。このような、1 トリップにおける立寄地点数の少なさは、わが国の生活慣習に起因する歩行トリップの特徴といえることができるだろう。立寄地点が 1 か所のみの買物トリップが圧倒的に多いことは、買物客が 1 回のトリップで訪れる店の数を確率変数とすることができな

いことでもあり、したがってポアソン分布にあてはめることもできない。

b) リンク長の一般的傾向

リンク長のデータは 7 029 リンクについて得られた。これを歩行目的別に、始端リンク（歩行トリップ開始地点から最初の目的地まで）と、始・終端リンク以外のものについてみると、それぞれの平均値は 表-3 のようになっている。この表から始・終端リンク以外のものは、 k が 1 に近く、したがって歩行距離の選好傾向と仮定した分布形に近いことが知られる（図-9）。このことは、第二以降の目的地は、強い目的意識があつて訪れるというよりも、「ついでに」訪れる傾向のほうが強いことを示すものと考えられる。これは、西ドイツ・ダルムシュタットの主婦の都心商業地区での買物トリップ

図-8 家事・買物トリップの立寄地点数（横浜）

表-3 歩行目的別平均リンク長および k 値（横浜）

（ ）内は k 値		
始 端 リンク		始・終端以外のリンク
通 勤	497 m (1.9)	—
業 務	458 m (1.7)	335 m (1.1)
買 物	430 m (2.2)	210 m (0.7)
レジャー	427 m (2.1)*	362 m (0.9)

* 1 200 m 以下のものについてあてはめた。

図-9 家事・買物トリップの中途リンク長分布（横浜）

図-10 始端リンク長分布（横浜）

図-11 家事・買物トリップの始端リンクの比較

の傾向と大きく異なる点である。

c) 始端リンク

表-3 にみるように、始端リンクの k 値は 1.7~2.2 であり、すでに述べたリンク長についての理論により説明できる。始端リンク長分布は図-10 のとおりであり、 k 値は 1.9, $m=k/\lambda=498$ m である。

買物トリップについての始端リンクを、西ドイツの同様のデータと比較すると図-11 のようであり、平均歩行距離の違いが明らかである。式 (5) の c 値は日本で 1.20×10^{-3} 、西ドイツで 23.7×10^{-3} であり、目的地点の分布の差が読み取れる。また、 λ 値の逆数、すなわち自由な距離選好のもとでの歩行における平均も c 値の差から、日本では 200 m、西ドイツでは 111 m となっている。

5. おわりに

この小論は都市内の歩行トリップ長に関する理論的考察に主眼をおいた。そのため、調査データの分析結果はそのごく一部を示したにとどまっているが、本研究における結果をまとめると次のようになる。

(1) 歩行トリップ長の頻度分布は自由な距離選好を行うときに平均的に歩くであろう距離の逆数 λ 、潜在的な目的地点の地域的な分布の仕方を示すパラメーター k 、トリップにおける平均立寄地点数 μ をパラメーターとする式 (16) で表わすことができる。

(2) 歩行トリップは、リンクに分割したうえで、扱うべきである。特に交通結節点を始点とする始端リンク長の分布が、各交通施設の影響圏を説明する手がかりとなる。

(3) 買物トリップの始端リンク長分布は $k=2$ のガンマ分布となることは、西ドイツ、日本のいずれの調査結果からも導き出されたが、中途のリンク長分布の k 値は西ドイツの場合、約 2 であるが、日本のデータからは約 1 であることが算出された。これはそれぞれの国の生活慣習による違いであり、日本の場合、二番目以降の立寄地点は、むしろついでに立寄る傾向が強いことを示している。

(4) 歩行における距離の選好を表わす関数、式 (2) のパラメーター λ は、目的地の地域的広がりを出す関数、式 (1) の 2 つのパラメーターによって表わされる。したがって、交通結節点の影響範囲を想定する場合、都市規模により、その基準値が異なることとなる。

(5) ガンマ分布のパラメーターの最小二乗法による推定をパーソナルコンピュータで行う方法を開発したので紹介する。今後はこの理論を交通施設の配置計画の基礎として、あるいは人の歩行行動の分析の基礎として適用し得るよう発展させたいと考えている。

なお、この論文は参考文献 13), 14) をもとに、新しい展開を行ったものである。

西ドイツにおける研究のご指導をいただいたダルムシュタット工科大学のレツコ教授ならびに同大学のフライ研究員には末尾ながら心より謝意を表する次第である。

付録-1

ここでは非線形連立方程式 (9), (10) の解法について述べる。これらの式はそれぞれ次のようになる。

$$F_{\lambda} = \sum (f_i - y_i) \frac{(\lambda x_i)^{k-1} (k - \lambda x_i)}{\Gamma(k)} e^{-\lambda x_i}$$

$$F_k = \sum (f_i - y_i) \frac{\lambda^k x_i^{k-1} \{\ln(\lambda x_i) - \psi(k)\}}{\Gamma(k)} e^{-\lambda x_i}$$

ただし、 $\Gamma(k)$, $\psi(k)$ は、それぞれガンマ関数、およびダイガンマ関数

これをニュートン法によって解く。このときに用いる係数行列は次のとおりである。

$$A_I = \begin{pmatrix} g_{\lambda\lambda} & g_{\lambda k} \\ g_{k\lambda} & g_{kk} \end{pmatrix}$$

ただし、

$$g_{\lambda\lambda} = \frac{\partial F_{\lambda}}{\partial \lambda} = \sum \left\{ \left(\frac{\partial f_i}{\partial \lambda} \right)^2 + (f_i - y_i) \frac{\partial^2 f_i}{\partial \lambda^2} \right\}$$

$$g_{\lambda k} = \frac{\partial F_{\lambda}}{\partial k} = \sum \left\{ \frac{\partial f_i}{\partial \lambda} \cdot \frac{\partial f_i}{\partial k} + (f_i - y_i) \frac{\partial^2 f_i}{\partial \lambda \partial k} \right\}$$

$$g_{k\lambda} = \frac{\partial F_k}{\partial \lambda} = g_{\lambda k}$$

$$g_{kk} = \frac{\partial F_k}{\partial k} = \sum \left\{ \left(\frac{\partial f_i}{\partial k} \right)^2 + (f_i - y_i) \frac{\partial^2 f_i}{\partial k^2} \right\}$$

ここで、

$$\frac{\partial^2 f_i}{\partial \lambda^2} = \frac{\lambda^{k-2} x_i^{k-1} \{(k - \lambda x_i)^2 - k\}}{\Gamma(k)} e^{-\lambda x_i}$$

$$\frac{\partial^2 f_i}{\partial \lambda \partial k} = \frac{\lambda^{k-1} x_i^{k-1} [(k - \lambda x_i)]}{\Gamma(k)} * \frac{\{\ln(\lambda x_i) - \psi(k)\} + 1}{e^{-\lambda x_i}}$$

$$\frac{\partial^2 f_i}{\partial k^2} = \frac{\lambda^k x_i^{k-1} [\{\ln(\lambda x_i) - \psi(k)\}^2 - \psi'(k)]}{\Gamma(k)} e^{-\lambda x_i}$$

ただし $\psi'(k) = \frac{d}{dk} \psi(k)$ (トライガンマ関数)

表—4 $C_j \left(1/\Gamma(x) = \sum_{j=1}^{26} C_j x^j\right)^{(15)}$

j	C_j	j	C_j
1	1.000 000 000 000 000 0	14	0.000 001 133 027 232 0
2	0.577 215 664 901 532 9	15	-0.000 000 205 633 841 7
3	-0.655 878 071 520 253 8	16	0.000 000 006 116 095 0
4	-0.042 002 635 034 095 2	17	0.000 000 005 002 007 5
5	0.166 538 611 382 291 5	18	-0.000 000 001 181 274 6
6	-0.042 197 734 555 544 3	19	0.000 000 000 104 342 7
7	-0.009 621 971 527 877 0	20	0.000 000 000 007 782 3
8	0.007 218 943 246 663 0	21	-0.000 000 000 003 696 8
9	-0.001 165 167 591 859 1	22	0.000 000 000 000 510 0
10	-0.000 215 241 674 114 9	23	-0.000 000 000 000 020 6
11	0.000 128 050 282 388 2	24	-0.000 000 000 000 005 4
12	-0.000 020 134 854 780 7	25	0.000 000 000 000 001 4
13	-0.000 001 250 493 482 1	26	0.000 000 000 000 000 1

ガンマ関数 $\Gamma(x)$ の計算法① x が整数の場合

$$\Gamma(1)=1$$

$$\Gamma(x)=(x-1)! \quad (x \geq 2)$$

② $0 < x < 1$ の場合

$$h(x) = \frac{1}{\Gamma(x)} = \sum_{j=1}^{\infty} C_j x^j$$

より算出する。 C_j の値は 表—4 に示す。③ $x > 1$ (整数以外) の場合

$$n=[x], z=x-n \text{ として}$$

$$\Gamma(x) = (n-1+z)(n-2+z) \cdots (1+z) \cdot z \cdot \Gamma(z)$$

より算出する。 $\Gamma(z)$ の値は上記 ① より求める。ダイガンマ関数 $\psi(x)$ の計算法① x が整数の場合

$$\psi(1)=-\gamma$$

$$\psi(x) = -\gamma + \sum_{j=1}^{x-1} \frac{1}{j} \quad (x \geq 2)$$

ただし, $\gamma=0.577 215 665$ (オイラーの定数)② $0 < x < 1$ の場合

$$\begin{aligned} \psi(x) &= -\left\{ \frac{1}{\Gamma(x)} \right\}' \cdot \Gamma(x) = -\frac{h'(x)}{h(x)} \\ &= -\frac{\sum j C_j x^{j-1}}{\sum C_j x^j} \end{aligned}$$

より算出する。

③ $x > 1$ (整数以外) の場合

$$n=[x], z=x-n \text{ として}$$

$$\begin{aligned} \psi(x) &= \frac{1}{(n-1)+z} + \frac{1}{(n-2)+z} + \cdots \\ &\quad + \frac{1}{1+z} + \frac{1}{z} + \psi(z) \end{aligned}$$

より算出する。 $\psi(z)$ は上記 ② より求める。トライガンマ関数 $\psi'(x)$ の計算法① x の整数の場合

$$\psi'(1)=\xi(2)=\sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j^2} = \frac{\pi^2}{6}$$

$$\begin{aligned} \psi'(x) &= \xi(2) - 1 - \frac{1}{2^2} - \frac{1}{3^2} - \cdots \\ &\quad - \frac{1}{(x-1)^2} \quad (x \geq 2) \end{aligned}$$

② $0 < x < 1$ の場合

$$\begin{aligned} \psi'(x) &= \frac{\{h'(x)\}^2 - h(x)h''(x)}{\{h(x)\}^2} \\ &= \frac{\left\{ \sum_{j=2}^{\infty} j C_j x^{j-1} \right\}^2 - \left\{ \sum C_j x^j \right\} \left\{ \sum j C_j x^{j-1} \right\}}{\left\{ \sum C_j x^j \right\}^2} \\ &\quad * \left\{ \sum_{j=3}^{\infty} j(j-1) C_j x^{j-2} \right\} \end{aligned}$$

より算出する。

③ $x > 1$ (整数以外) の場合

$$n=[x], z=x-n \text{ として}$$

$$\begin{aligned} \psi'(x) &= \psi'(z) - \frac{1}{z^2} - \frac{1}{(z+1)^2} - \cdots \\ &\quad - \frac{1}{(z+n-1)^2} \end{aligned}$$

より算出する。 $\psi'(z)$ は上記 ② より算出する。

付録—2

歩行トリップ長に関するさまざまな考え方については参考文献 16) の pp. 217~223 に記されている。特に式 (2) が「出発地から一定の距離を離れるごとに、単位距離につき、一定の割合で行動がストップすること」を仮定した個人の行動圏モデルであることがこの文献により裏付けられている。

参 考 文 献

- 1) 交通工学研究会：住宅地等における自動車利用の実態に関する調査報告書，昭和 43 年。
- 2) Lennson, H.S. : Urban Travel Characteristics, Transportation and Traffic Handbook, 1976.
- 3) Pushkarev, B. and J.M. Zupan : Pedestrian Travel Demand, Highway Research Record, No. 355, 1971.
- 4) "Parking" 1957, ENO Foundation.
- 5) Rutherford, G.S. and J.L. Schofer : Analysis of Some Characteristics of Pedestrian Travel, Transportation Research Record, No. 605, 1976.
- 6) Pieper, F. : Grundlagen für die Planung von Fußgängerbereichen und Parkbauten in Innenstädten, Haus der Technik, 109, 1967.
- 7) Monheim, R. : Fußgängerbereiche in deutschen Städten, Institut für Raumordnung Information, 23. Jg. Nr. 2, 1973.
- 8) Goudappel, H.M. and [P.B. von Gorp : Dutch Town Centers, Street for People, OECD, 1974.
- 9) Walther, K. : Die Fußweglänge zur Haltestelle als Attraktivitäts-Kriterium im öffentlichen Personennahverkehr, Verkehr und Technik, 26. Jg. Heft 10, 11, 1973.
- 10) Verkehrsraum Düsseldorf, Oberbaudirektor der Landeshauptstadt Düsseldorf, 1973.

- 11) Gasperini, A. : Rouen, France, Street for people, OECD, 1974.
- 12) 藤本 照：統計数理の基礎と応用，日刊工業新聞社，p. 104, 昭和 43 年.
- 13) 村田隆裕：買物交通の歩行距離，科警研報告，交通編，18 卷 1 号，1977.
- 14) 村田隆裕：都市中心部 における 歩行距離，移警研報告，交通編，19 卷 1 号，1978.
- 15) Abramowitz, M. and I.A. Stegun : Handbook of Mathematical Functions. Dover Press, Inc., N.Y., pp. 256~260, 1972.
- 16) 岡田光正ほか：建築と都市の人間工学，鹿島出版会，pp. 217~223, 1977.

(1983.2.23・受付)