

勤務先時間距離確率密度関数に基づく分布交通量推計モデル

TRIP DISTRIBUTION MODEL USING TRIP LENGTH DISTRIBUTION

島崎 敏一*

By Toshikazu SHIMAZAKI

New trip distribution model is proposed. The model is intended to estimate the trip length distribution for each zone using trip length distribution sub-model first, and then to estimate the trip distribution based on the estimated trip length. The model enables us to estimate trip distribution with similar accuracy as the gravity model when the person trip survey is available, and with relatively good accuracy only using data on number of generated trips, number of attracted trips and distance between zones even when the person trip survey is not available. The model is applied to several person trip survey data and show good performance.

1. はじめに

ある地域、都市などの交通計画を策定するときには、当然、その地域の将来の交通の状況を推計することが必要になる。このとき、最近では、非集計モデルやアクティビティーを基本としたモデルなどにより検討されることもあるが、幹線交通施設を対象とする場合には4段階推定法により推計を行うことも多い。すなわち、交通量の推計を、①発生交通量、②分布交通量、③機関分担、および、④経路選択の4段階に分けて行う。このうち、発生交通量、集中交通量の推計のための調査、解析は比較的容易であるが、分布交通量は推計以後の各段階に関する調査、解析の作業は、膨大なものとなることが多い。なかでも、分布交通量の推計は、以後の解析の基礎となるものであり非常に重要であるとともに、その調査、解析は、時間、資金、作業的に困難である。

分布交通量を推計するためには、一般には、現在パターン法、グラビティーモデル、オポチュニティーモデルなどの分布交通量予測モデルが使われるが、これらのモデルは、いずれも現況 OD 表をもとにモデルのパラメーターを決定し、将来 OD 表を推計するものであり、現

況 OD 表が不可欠である。現況 OD 表を得るためには、一部の住民のサンプリングによるパーソントリップ調査を行う。ところが、広く指摘されているように、このパーソントリップ調査には、①膨大な費用、時間、労力などがかかる、②サンプリング誤差、回答者の記憶違いなどかなり大きな誤差が含まれるなどの欠点がある。このうち、2番目の問題については、調査員の教育、調査票の工夫、国勢調査などの既存の他の調査や同時に実施する他の調査による修正などにより、対処できる場合がある。しかし、前者については、パーソントリップ調査を行うかぎり基本的に解決は不可能である。したがって、計画の規模が小さい場合、あるいは、時間的な制約がある場合などに分布交通量の推計を行おうとすれば、モデルのキャリブレーションが容易で、できればパーソントリップ調査を必要としない推計法を開発する必要がある。

分布交通量推計モデルの簡易化に関する研究はこれまでも多くなされてきているが、その多くはキャリブレーションの手続きにおいて収束速度を早くするという方向が主であった。その他のものとしては、S. Sööt¹⁾によるグラビティーモデルの距離抵抗のベキを推定するモデル、N. L. Nihan^{2), 3)}らによる注目しているゾーンのみを細かくゾーン分けする方法などがある。また、パーソントリップ調査を使わない方法では、K. Leibrad⁴⁾

* 正会員 工修 東京大学講師 工学部土木工学科
(〒113 文京区本郷7-3-1)

は総旅行距離とトリップ数は人口のみの関数であるとみなせるとして OD 交通量を推計するモデルを提案している。リンク交通量から OD 交通量を推計するモデルも H. J. Zuyley⁵⁾ら、P. Robillard⁶⁾、井上⁷⁾などによって提案されている。これらのモデルは、パーソントリップ調査が必要であるか、パーソントリップ調査が必要でないとしてもその計算量は大きなものが多い。

本論文は、分布交通量の推計にあたって、パーソントリップ調査がある場合にはそのキャリブレーションが容易であり、パーソントリップ調査がない場合にも発生交通量、集中交通量からトリップ長分布を推計し分布交通量を推計できるようなモデルを開発することを目的としている。

2. 分布交通量推計モデルの構成

(1) モデルの定式化

本モデルは交通計画策定の際に重要な通勤交通を対象とする。今後、発ゾーンとしてゾーン i に注目することになれば、分布交通量とその時間距離に関する分布については、次式が成立する。

$$T_{ij} = \int_0^{\infty} w_{ij}(t) dt \quad \dots\dots\dots (1)$$

ここで、 T_{ij} はゾーン ij 間の分布交通量、 $w_{ij}(t)$ はゾーン i に居住しゾーン j へ通勤する人（すなわち、ゾーン j へゾーン i から通勤している人の勤務先）の時間距離分布、 t はゾーン i から発生する個々のトリップの所要時間である。一方、ゾーン i からすべてのゾーンへの通勤者の時間距離に関する分布とそれを確率密度で表わしたものなどの間には次の関係がある。

$$w_i(t) = \sum_j w_{ij}(t) \quad \dots\dots\dots (2)$$

$$s_i(t) = w_i(t) / O_i \quad \dots\dots\dots (3)$$

ここで、 $w_i(t)$ は、ゾーン i に居住する人の勤務先の時間距離分布、 $s_i(t)$ はゾーン i に居住する人の勤務先時間距離確率密度関数（トリップ長分布）、 O_i はゾーン i の発生交通量である。これらの式から、

$$\begin{aligned} T_{ij} &= \int_0^{\infty} w_{ij}(t) dt \\ &= \int_0^{\infty} O_i s_i(t) w_{ij}(t) / w_i(t) dt \\ &= O_i \int_0^{\infty} s_i(t) w_{ij}(t) / \sum_j w_{ij}(t) dt \quad \dots\dots\dots (4) \end{aligned}$$

と変形できる。ゾーン i からのトリップの勤務先地点は、その近傍内のすべての勤務先地点の中に一様に分布しているとすれば、ゾーン i から同じ時間距離帯内について考えれば、ゾーン i の居住者のゾーン j 内にある通勤先の数とゾーン j 以外のゾーンも含めたすべてのゾーン内にある勤務先の数の比は、全ゾーンの居住者についてのそれと等しいから次式が成り立つ。

$$\frac{w_{ij}(t)}{\sum_j w_{ij}(t)} = \frac{W_{ij}(t)}{\sum_j W_{ij}(t)} \quad \dots\dots\dots (5)$$

ここで $W_{ij}(t)$ は、ゾーン j 内のゾーン i からの時間距離 t の所の総勤務先数である。したがって、式 (4) は次のように変形できる。

$$T_{ij} = O_i \int_0^{\infty} s_i(t) W_{ij}(t) / \sum_j W_{ij}(t) dt \quad \dots\dots\dots (6)$$

この式から、パーソントリップ調査を行わないで分布交通量を求めるためには、ゾーン i からの発生交通量 O_i が既知であり、 $W_{ij}(t)$ はゾーン j への集中交通量 D_j とゾーン間時間距離とから、ゾーン j 内では総勤務先は時間距離に関して一様に分布しているとすれば、次式により求められるから、

$$W_{ij}(t) = \begin{cases} D_j / d_{jj} \cdots d_{ij} - d_{ij} / 2 < t < d_{ij} + d_{jj} / 2 \\ 0 & \dots \text{その他} \dots\dots\dots \end{cases} \quad (7)$$

ここで、 d_{ij} はゾーン間距離、 d_{jj} はゾーン j の大きさである、トリップ長分布 $s_i(t)$ を推計できれば分布交通量 T_{ij} が推計できることとなる。このトリップ長分布 $s_i(t)$ を推計するのが、次に述べるトリップ長分布サブモデルである。

(2) トリップ長分布サブモデル

いま、ゾーン間時間距離、発生交通量、集中交通量と与えられているとし、ゾーン i に注目する。ゾーン i の居住者の勤務先時間距離確率密度関数 $s_i(t)$ を時間距離 0 から t まで積分した累積分布関数 $g_i(t)$ を考え、1 から $g_i(t)$ を引いたものを勤務先時間距離非超過確率分布関数 $f_i(t)$ と定義すれば、 $f_i(t)$ は、トリップが時間距離 t までに終わらない確率を示すこととなり、次のように書ける。

$$f_i(t) = 1 - \int_0^t w_i(t) / O_i dt \quad \dots\dots\dots (8)$$

ここで $w_i(t)$ は、ゾーン i の居住者の勤務先について考えているが、すべての勤務先について次のような同様の関数 $F_i(t)$ を考える。

$$F_i(t) = 1 - \int_0^t \sum_j W_{ij}(t) / T dt \quad \dots\dots\dots (9)$$

ここで、 T は総交通量である。 $F_i(t)$ は注目しているゾーン i の居住者が通勤できる可能性のある勤務先に関する非超過確率分布関数という意味で潜在勤務先時間距離非超過確率分布関数とよぶ。与えられている各ゾーンへの集中交通量から $F_i(t)$ を計算すれば、それらの集中交通量はゾーン i からのトリップとそれ以外のゾーンからのトリップの和になっているはずであるという意味でそこにはゾーン i からのトリップ長分布に関する情報も含まれており、特に、時間距離の小さな領域では、 $f_i(t)$ の影響が大きい。

ここで、あるゾーンの居住者の実際の勤務先時間距離非超過確率分布関数を潜在勤務先時間距離非超過確率分

布関数と、修正関数 $U_i(t)$ の積で、

$$f_i(t) = F_i(t) \cdot U_i(t) \dots\dots\dots(10)$$

という形で書く。 $U_i(t)$ の意味は、式 (10) を微分して勤務先時間距離確率密度関数に直して考えれば、魅力度に相当すると考えられる。

これから、潜在勤務先時間距離非超過確率分布関数 $F_i(t)$ を修正して、勤務先時間距離非超過確率分布関数 $f_i(t)$ を与えるような修正関数 $U_i(t)$ が対象としている地域のパラメーターで一般的に表現できれば現況 OD 表を必要としない分布交通量推計モデルが得られることとなる。

(3) トリップ長分布サブモデルの解法

修正関数 $U_i(t)$ を求めるには、次の汎関数

$$I(U_i) = \int_0^{\infty} (f_i(t) - F_i(t) \cdot U_i(t))^2 dt \dots\dots\dots(11)$$

を最小にするような修正関数 $U_i(t)$ を決めればよく、変分問題となる。

修正関数 $U_i(t)$ の境界条件は、 $t=0$ では $f_i(t)$ も $F_i(t)$ も 1 で等しくなるから $U_i(0)=1$ となり、 $t \rightarrow \infty$ では $f_i(t)$ については無限大の距離を通勤するものはいないので 0 となると考えられる一方、 $F_i(t)$ については 0 となることは保証されないから $U_i(\infty)=0$ となる。

この変分問題を解くために、リッツの方法を使うこととし、修正関数 $U_i(t)$ は、基底関数として多項式を考え、上の境界条件を満たす次の式で表現できるとする。

$$U_i(t) = e^{-\alpha_i t} \cdot (1 + B_i \cdot t + C_i \cdot t^2 + \dots) \dots\dots\dots(12)$$

これを、式 (2)~(11) に代入し、汎関数 $I(U_i)$ が最小となるように、係数 α_i , B_i , C_i などを決定すればパーソントリップ調査が与えられてキャリブレーションによって分布交通量を推計する場合のモデルとなる。

3. シミュレーションによるトリップ長分布サブモデルの検討

(1) シミュレーションモデルの概要

修正関数 $U_i(t)$ の係数 α_i , B_i , C_i を一般的な場合について求めるには、勤務先時間距離非超過確率分布関数と潜在勤務先時間距離非超過確率分布関数についてその性質を検討してその形状を一般的に表現できれば可能である。両関数はいずれも時間距離の減少関数であり、勤務先時間距離非超過確率分布関数は、大局的には潜在勤務先時間距離非超過確率分布関数よりも t について高いオーダーで減少する。そこで、勤務先時間距離非超過確率分布関数については t の $n_i + m_i$ 次式で減少し、潜在勤務先時間距離非超過確率分布関数については m_i 次式で減少するとして、先に述べた汎関数の積分を実行し修正関数の係数で偏微分して 0 とおけば係数は求められることになる。ところがこの方程式については解析解は

求まらない。そこで、ゾーン i の発生交通量と総交通量の比（以下人口比という）の影響なども考慮するためシミュレーションにより検討した。このシミュレーションモデルの主要部は、勤務先分布の生成とパラメーターの推定という 2 つの部分から構成されている。

非超過確率分布関数は、確率密度関数を積分して 1 から引けば求められるので、シミュレーションでは $w_{ij}(t)$ と $\sum_j W_{ij}(t)$ を発生させて確率密度関数を計算し非超過確率分布関数を求めている。実際に検討したパーソントリップ調査では、先に述べた潜在勤務先時間距離非超過確率分布関数の m_i の値はほぼ 1 であったので、潜在勤務先時間距離確率密度関数 $\sum_j W_{ij}(t)/T$ が一樣になるように $\sum_j W_{ij}(t)$ を発生させている。また、 $w_{ij}(t)$ は、ゾーン i の居住者の勤務先時間距離確率密度関数が時間距離 0 から最大通勤時間距離 t_i まで時間距離 t の n_i 次式 $C \cdot (t_i - t)^{n_i}$ で減少するように発生させている。

実際の勤務先時間距離確率密度関数と潜在勤務先時間距離確率密度関数は滑らかではない。この影響を検討するため、一樣乱数により確率密度関数を与えた。

修正関数の係数は、1 項だけとった場合から順次 3 項までの場合を計算するようにしている。

(2) シミュレーションの方法

シミュレーションは、まず上述のようにモデル化したゾーンの居住者の勤務先の分布と潜在勤務先の分布を時間距離軸上に離散化して与え、乱数によって変動を与えた。これを確率化したうえで積分して 1 から引き非超過確率を計算している。シミュレーションの入力条件は、修正関数の項数、人口比、モデル化したゾーンの勤務先時間距離確率密度関数の形を示す上述の n_i で定義される分布形状指数、分布のランダム度（上述の潜在勤務先分布に加える乱数の大きさと勤務先数の比）、両者の時間距離の最大値（最大通勤時間距離 t_i 、最大潜在勤務先時間距離 t_2 ）などであり、次のように決定した。

人口比は、50 を標準として 5~500 まで 5 段階に変えた。潜在勤務先時間距離確率密度関数の分布形については一樣分布を標準とし、ランダム度は 1, 10, 50, 100（変動係数で、0.16~0.79）とした。あるゾーンの勤務先時間距離確率密度関数の分布形も、 n_i 次式で減少する場合を標準とし潜在勤務先時間距離確率密度関数と同様に変動成分を与える。ゾーンの勤務先は、時間距離が 30, 40, 50, 60, 80, 100, 120 分内に分布しているとした。全ゾーンの勤務先の分布は、上述の時間距離と同じ時間距離から最大 3 倍の時間距離までを考えている。シミュレーション自体の影響をみるため計算の繰り返し数を 1~200 回までの 5 ケースを検討した。

なお、出力データは、キャリブレーションにより得られた係数 α , B , C （ランダム成分を確率密度関数に考

慮して計算の繰り返しをした場合には、平均値と標準偏差)、その係数を使った修正関数と潜在勤務先距離非超過確率分布関数との積で与えられる近似関数と実測値との上述の離散化した点における値による相関係数などである。

シミュレーションにあたっては、計算の繰り返し数の影響をはじめに検討し、順次、分布のランダム度、人口比、最大通勤時間距離、最大潜在勤務先時間距離、修正関数の項数、勤務先の分布形の影響の検討を行った。

(3) シミュレーションの結果

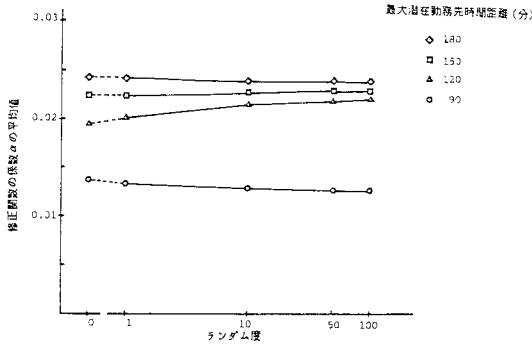
分布のランダム度を考慮した場合の計算の繰り返し数の影響については、10~50程度で十分であることが判明したため、今後の計算の繰り返しを含む検討では、繰り返し数10で検討を行っている。

次に、ランダム度の影響について検討した。図一1は、修正関数の項数が1であるランダム度以外は標準の場合の、係数 α の平均値とランダム度の関係を最大潜在勤務先時間距離のいくつかについてプロットしたものである。これから、ランダム度の変化範囲に比して α の平均値の変化は小さく、通常のケースでは、ランダム度によらず α の平均値は一定と考えてもよいといえる。図一2は、勤務先時間距離確率密度関数とその推定値との

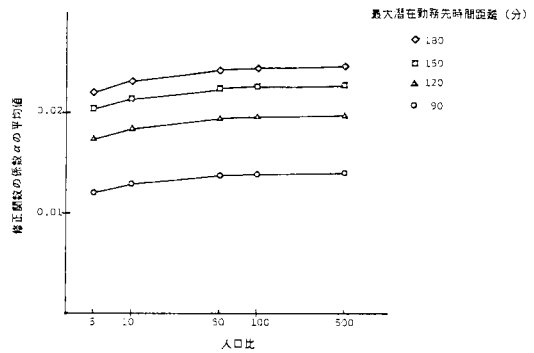
相関係数の平均値をプロットしたものであり、ランダム度が大きくなるに従って小さくなっていく。しかし、その低下の程度は小さく、ランダム度0の場合とランダム度が100の場合で0.005小さくなる程度でありこれも影響を無視できる。これらのことから、修正関数の係数は一般に適用する場合には平均値によって与えてもその影響は小さい。

人口比の影響は、これが小さければ注目しているゾーンの影響が大きくなり、大きければ注目しているゾーンの影響は小さくなると考えられる。図一3は、修正関数の項数が1で、人口比以外は標準である場合について、人口比に対して α の平均値をプロットしたものである。人口比が大きくなると α の値も大きくなる傾向はあるがその程度は小さい。通常の場合には、人口比は50~100程度と考えられるから、人口比の影響はないと考えてもよい。図一4は、相関係数と人口比の関係をプロットしたものである。この場合にも、相関係数への人口比の影響はないといえる。

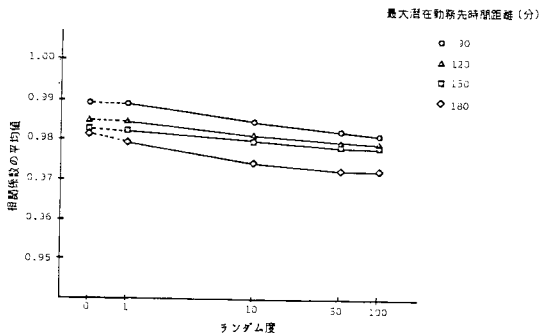
修正関数の係数への、最大通勤時間距離と最大潜在勤務先時間距離の影響を検討した。図一5は、修正関数の項数が1の場合について、最大潜在勤務先時間距離の修正関数の係数への影響をプロットしたものである。最大



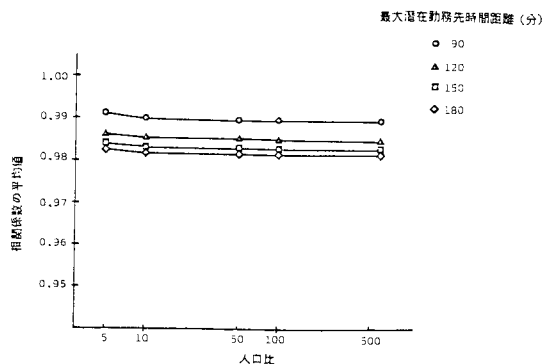
図一1 修正関数の係数の平均値へのランダム度への影響



図一3 修正関数の係数の平均値への人口比の影響



図一2 トリップ長分布の相関係数の平均値へのランダム度への影響



図一4 トリップ長分布の相関係数の平均値への人口比の影響

潜在勤務先時間距離は、係数に大きく影響を与えていることがわかる。一方、図-6は、そのときの相関係数の値をプロットしたものである。係数への影響ほどではないが、やはり大きな影響を示している。したがって、修正関数の係数の決定にあたっては、この変数は考慮されるべきであると考えられる。

注目しているゾーンの居住者の通勤先の確率密度関数の分布形の影響については次のとおりである。図-7は、

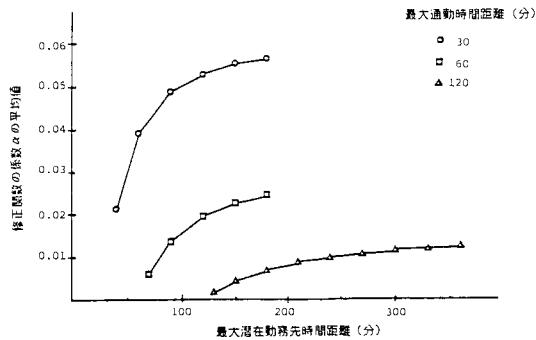


図-5 修正関数の係数の平均値への最大潜在勤務先時間距離の影響

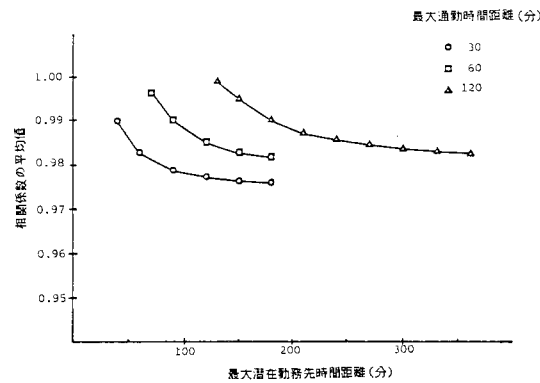


図-6 トリップ長分布の相関係数への最大潜在勤務先時間距離の影響

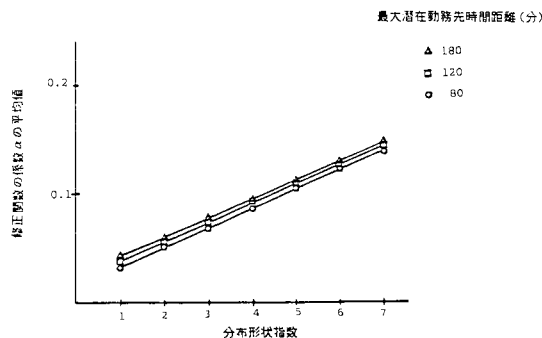


図-7 修正関数の係数の平均値への分布形状指数の影響

近似関数の係数 α の値を分布形状指数に対してプロットしたものであるが、係数 α は分布形状指数の増加とともにほぼ直線的に増加している。図-8は相関係数の値を分布形状指数に対してプロットしたものであり、分布形状指数の増加とともに相関係数も増加していることがわかる。これらのことから、注目しているゾーンの勤務先分布の形は、修正関数の係数の決定にとって重要な要因であると考えられる。

修正関数の項数については、項数を増やせば増やすほど近似度はよくなると考えられる。図-9は、修正関数の項数とそのときの相関係数の変化をプロットしたものであるが、修正関数の項数が増加すると相関係数も大きくなっていく。しかし、その増加のしかたはそれほど大きくなく、項数は1または多くても2まで考慮すれば十分であると考えられる。

(4) トリップ長分布サブモデルのパラメーターの推定式

以上の検討から、修正関数の係数に大きな影響を与えるのは最大通勤時間距離と最大潜在勤務先時間距離および分布形状指数であること、および、修正関数の項数は1または2で十分であることがいえる。これらの変数により係数の重回帰分析を段階的変数増加法によって行っ

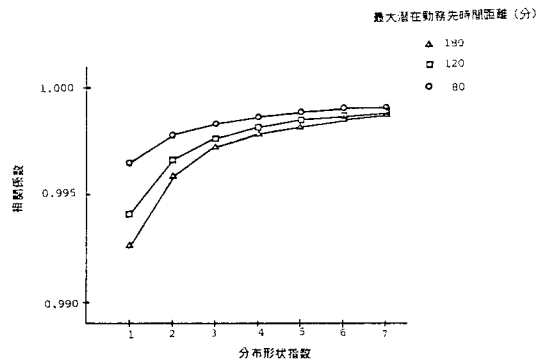


図-8 トリップ長分布の相関係数への分布形状指数の影響

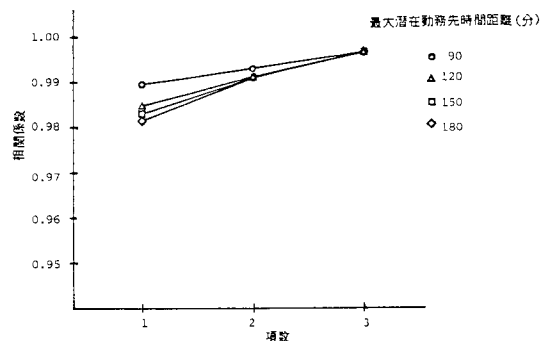


図-9 トリップ長分布の相関係数への修正関数の項数の影響

た。その結果、1項のときについては、

$$\alpha_i = 9.21 \times 10^{-1} - 0.06 \times 10 T_{1i} + 6.79 \times 10 T_{2i} + 2.32 \times 10 T_{1i} + 8.44 \times 10 n_i \dots \dots \dots (13)$$

ここで、 T_{1i} は最大通勤時間距離、 T_{2i} は最大潜在勤務先時間距離、 n_i は分布形状指数であり相関係数は、0.948で有意であった。これらの式に使われている変数のうち、 T_{2i} は $\max_j (d_{ij} + d_{jj}/2)$ で与えられ、 T_{1i} は $0.8 \times T_{2i}$ とすれば十分な精度が得られることが判明したので、分布形状指数をどのように決定するかが次の問題となる。

分布形状指数の特性を考えれば、これが小さいほど勤務先時間距離確率密度関数は時間距離軸に対して、フラットになり、自分の居住しているゾーンから遠いゾーンにある勤務先に通勤している人が多いことになる。分布形状指数が大きい場合は、勤務先時間距離確率密度関数が時間距離の増加とともに急速に減少するというを示しており、大部分の人が自分の居住しているゾーンかその近くに勤務先をもっているということになる。すなわち、分布形状指数は、あるゾーンの居住人口とそのゾーンの勤務先の数の比に密接な関係があると考えられる。

北部九州圏パーソントリップ調査、前橋・高崎都市圏パーソントリップ調査、および、岡山県南地域パーソントリップ調査の3調査によって、分布形状指数と集中発生交通量の比との回帰分析をした。その結果、相関係数0.553で有意となり

$$n_i = -0.998 \cdot (O_i/D_i) + 4.598 \dots \dots \dots (14)$$

となる。ここで、 n は分布形状指数、 O_i はゾーン*i*の発生交通量、 D_i はゾーン*i*の集中交通量である。

これらから、ゾーン間時間距離、発生交通量、集中交通量が与えられれば、トリップ長分布サブモデルの係数はすべて得られパーソントリップ調査がなくても分布交通量の推計ができることとなる。

4. 分布交通量推計モデルの適用性の検証

(1) 分布交通量推計モデルの検証方法

本モデルは、はじめにトリップ長分布サブモデルにより勤務先時間距離確率密度関数を推計し、これに基づき分布交通量を求めるという方法を用いている。したがって、トリップ長分布サブモデルの再現性と分布交通量の再現性について検討する必要がある。検証に使用するデータは、北部九州圏パーソントリップ調査^{8),9)}(昭和47年)、前橋・高崎都市圏パーソントリップ調査(昭和53年)¹⁰⁾、岡山県南地域パーソントリップ調査(昭和48年)¹¹⁾、広島都市圏パーソントリップ調査(昭和42年、昭和53年)¹²⁾、福井都市圏パーソントリップ調査(昭和53年)¹³⁾の5調査である。

トリップ長分布サブモデルの評価のための統計量としては、勤務先時間距離非超過確率分布関数について実測値と推計値との相関係数を検討する。分布交通量の再現性を評価する統計量については、いくつかの提案がされているが、ここでは、実測値と推計値の相関係数 R と相対誤差 RE の統計量を考慮し、総合的に判断することとする。これらの統計量は、それぞれ次のように定義される。

$$R = \frac{\sum_i \sum_j (t_{ij} - \bar{t}') (T_{ij} - T')}{\sqrt{\sum_i \sum_j (t_{ij} - \bar{t}')^2} \sqrt{\sum_i \sum_j (T_{ij} - T')^2}} \dots \dots \dots (15)$$

$$RE = \frac{\sqrt{\sum_i \sum_j (T_{ij} - t_{ij})^2}}{\sum_i \sum_j T_{ij}} \dots \dots \dots (16)$$

ここで、 T_{ij} は実測分布交通量、 t_{ij} は推計分布交通量、 T' 、 \bar{t}' はそれぞれの平均値である。

解析に使用するデータは各パーソントリップ調査の通勤交通のみを抽出したものであり、所要時間が210分以上のものなどは異常データとして除いている。また、時間距離は、パーソントリップ調査による所要時間の平均値を使用している。注目しているゾーン*i*からの潜在勤務先時間距離確率密度関数は、式(7)、(9)により求めた。

OD表の推計にあたって、まず、潜在勤務先時間距離確率分布関数を式(7)、(9)から求める。次に、①PT調査が利用できるときには、同様に分布交通量などから勤務先時間距離確率分布関数を求め、両関数から式(11)によりキャリブレーションをして修正関数の係数を推計し、②PT調査が利用できないときには、発生交通量、集中交通量、時間距離表のみから、修正関数の係数を先に提案した式(13)、(14)により推計する。求められた修正関数の係数を使って式(12)、(10)で勤務先時間距離確率分布関数を推計し、微分して s_i を求め式(6)で分布交通量を求めるという手順によった。このとき、 T_1 、 T_2 については前述の方法によった。

(2) 北部九州圏パーソントリップ調査による分布交通量推計モデルの検証

北部九州圏パーソントリップ調査については、ゾーン区分をし直して9、24を2種類、36、および、86の5種類のゾーン区分について検討した。

修正関数の項数が1の場合についての実際の勤務先時間距離確率密度関数とその推定値との相関係数は、表-1に示すように、キャリブレーションによる場合全体では0.919~0.999の範囲に分布している。その平均値は、各ゾーン区分についてそれぞれ、0.978、0.987、0.985、0.986、0.987で全体の平均値は0.986と非常によい相関を示している。推定式を使用した場合については、相

表一 トリップ長分布サブモデルの相関係数(項数1)

対象調査	キャリブレーションによる			推定式による		
	最大値	最小値	平均値	最大値	最小値	平均値
北九州 9	0.993	0.953	0.976	0.993	0.932	0.957
24	0.998	0.984	0.987	0.996	0.833	0.964
24	0.995	0.935	0.965	0.994	0.909	0.964
36	0.998	0.946	0.986	0.998	0.790	0.956
86	0.999	0.919	0.987	0.998	0.792	0.962
九州全体	0.999	0.919	0.986	0.999	0.790	0.961
前橋	0.998	0.965	0.982	0.998	0.949	0.980
岡山	0.999	0.900	0.988	0.998	0.898	0.974
福井	0.998	0.930	0.987	0.998	0.884	0.974
広島42	1.000	0.967	0.997	0.999	0.896	0.964
広島53	0.999	0.963	0.994	0.998	0.965	0.997

注)九州全体とは北九州の5ケースの最大最小については全体としての最大最小、平均については単純平均値を示す。

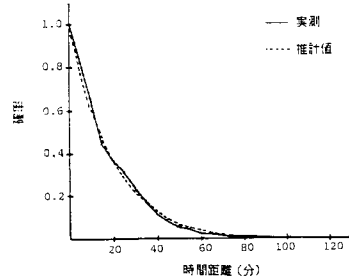
相関係数のレンジは全体で、0.790~0.999、平均値については、それぞれ、0.957、0.964、0.964、0.956、0.962であり、全体の平均値は0.961である。

キャリブレーションによる場合と推定式による場合を比較すると相関係数の平均値で0.02程度推定式による場合の方が小さくなる。これを相関係数の最小値のみみると、推定式による場合0.790と比較的その相関の悪くなり方が大きい。これらのことから、推定式による場合には、全体としてはよい再現性を示すが一部のゾーンについては、相関が悪い場合があることがわかる。ここで、項数が1の場合について、キャリブレーションによるものと本研究の推定式によるものとのそれぞれについて、トリップ長分布を実測および推定値についてプロットしたものの例を図一10、11に示す。

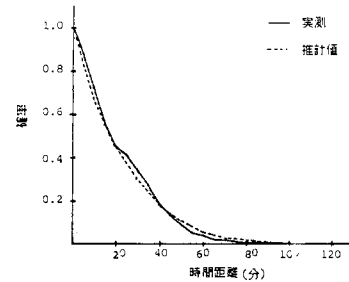
修正関数の項数が2の場合についてもほぼ同様の結果となっており、項数が1の場合と同様に、一部のゾーンを除いて全体としてはよい再現性を示している。

項数が1の場合と2の場合を比較すると、相関係数のレンジについては、キャリブレーションによる場合には項数が2の場合の方が少し小さくなるが、推定式による場合には項数が2の場合の方が大きくなる。相関係数の平均値についてみるとキャリブレーションによる場合には項数が2のときの方が少しよい相関を示すが、推定式による場合には、逆に項数が1の場合の方が少しよい。これから、実際に本モデルを使用する場合、パーソントリップ調査が利用できる場合には項数1または2でキャリブレーションをし、推定式による場合には修正関数の項数は1にするのが適当であると考えられる。

分布交通量推計モデルについては、以下のとおりである。実際の分布交通量と、本研究で提案したモデルで推計したキャリブレーションによる分布交通量との相関係数は、表一に示すように修正関数の項数が1の場合について、それぞれのゾーン区分に対して、0.995、0.993、



図一10 トリップ長分布の計算例(北九州36ゾーン、キャリブレーションによる)



図一11 トリップ長分布の計算例(北九州36ゾーン、推定式による)

表二 分布交通量の相関係数、相対誤差

対象調査	相関係数			相対誤差		
	1	2	3	1	2	3
北九州 9	0.995	0.987	-	6.78	11.9	-
24	0.993	0.982	-	5.05	8.50	-
24	0.991	0.969	-	4.39	7.86	-
36	0.964	0.922	-	3.69	5.73	-
86	0.960	0.915	-	2.42	3.66	-
前橋	0.956	0.914	0.94	2.60	3.14	2.41
岡山	0.929	0.895	0.94	3.29	3.78	2.75
福井	0.946	0.919	-	2.98	3.32	-
広島42	0.924	0.888	0.84	2.15	3.19	2.26
広島53	0.880	0.825	0.89	3.32	3.84	2.70

注)上表中、1はキャリブレーションによるもの、2は推定式によるもの、3は角丸の補文による数値であり、モデル1~5のうち数値のもの示した。なおゾーン数は本論文のものとは異なるものがある。

0.991、0.964、0.960となっており、その平均値は0.981とよい再現性を示している。

同様の解析を本研究による推定式により推計した分布交通量について行くと、その相関係数は、それぞれのゾーン区分に対して0.987、0.982、0.969、0.922、0.915となっており、相関係数の平均値は0.955である。

キャリブレーションによる場合には、相対誤差はそれぞれのゾーン区分に対して6.78%、5.05%、4.39%、3.9%、2.42%となっている。また、本研究による推定式による場合には、それぞれ11.9%、8.50%、7.86%、

5.73%，3.66%となっている。パーソントリップ調査には通常5～10%の誤差が含まれているといわれているのでこの程度の相対誤差であれば実用的には十分よく再現されているといってもよいと考えられる。

以上のことより、本研究による推定式を使用した場合にも、その挙動はキャリブレーションによる場合と同様であること、キャリブレーションによる場合も、本研究による推定式による場合もいずれもよい推定ができることが判明した。

(3) その他のパーソントリップ調査によるモデルの検証

各パーソントリップ調査の概要は、表一3に示すとおりである。

トリップ長分布サブモデルの相関係数による検討結果は次のとおりである。修正関数の項数が1の場合についての実際のトリップ長分布と本研究によるモデルで推定したトリップ長分布との相関係数は表一1に示すようにキャリブレーションによる場合、岡山県南、前橋・高崎、福井、広島(42年、53年)の各都市圏パーソントリップ調査についてそれぞれ相関係数のレンジは0.900～0.999、0.965～0.998、0.930～0.998、0.967～1.000、0.963～0.999となっており、平均値はそれぞれ0.988、0.992、0.987、0.997、0.994となっている。これを、本研究による推定式を使用した場合についてみると相関係数のレンジはそれぞれ、0.898～0.998、0.949～0.998、0.884～0.998、0.896～0.999、0.965～0.998であり、その平均値は0.974、0.980、0.974、0.964、0.997である。これらの、相関係数をみると、先に北部九州圏パーソントリップ調査について検討した場合と同様に、キャリブレーションによる場合も、本研究の推定式による場合の全体としては、非常によい相関を示していることがわかる。

分布交通量の再現性については、次のとおりである。北九州都市圏パーソントリップ調査についてと同様に、相関係数、相対誤差についての検討を行った。相関係数は表一2に示すようにキャリブレーションによった場合、前橋・高崎、岡山県南、福井、広島(42、53)の各都市圏パーソントリップ調査では、それぞれ、0.956、

0.929、0.948、0.924、0.880となっている。また、本研究による推定式による場合には、それぞれ、0.914、0.895、0.919、0.888、0.825となっており、広島(53)以外はほぼ0.9という相関係数を示している。

相対誤差については、キャリブレーションによる場合それぞれ、2.60%、3.29%、2.98%、2.15%、3.32%であり、本研究による推定による場合には、それぞれ、3.14%、3.78%、3.32%、3.19%、3.84%となっている。この場合にも、北部九州圏パーソントリップ調査の場合と同様のことがいえる。表一2には、角らによる各種のグラビティーモデルについてキャリブレーションによって求めた分布交通量の相関係数、相対誤差を前橋・高崎都市圏パーソントリップ調査、岡山県南地域パーソントリップ調査について示しているが、本研究による推定式によった場合もこれらに比べて遜色ない結果となっている。

5. 考察と結論

キャリブレーションによって求めた修正関数の係数 α_i をみるとその値はほぼどのPT調査の場合でも1～2のゾーンを除けば0.02～0.07の程度となり、その範囲は安定している。北九州のPT調査についてゾーン数を増加させた場合の挙動をみるとその範囲は大きくなる傾向はあるものの同様のことがいえる。このことからこのモデルは、地域的な移転可能性が高い可能性がある。

本論文では、パーソントリップ調査を使うことなく、発生交通量、集中交通量、各ゾーン間の時間距離表を与えて分布交通量を求めるモデルを作成することを目的として検討を行ってきた。この結果、以下のような結論が得られた。

(1) トリップ長分布サブモデルはパーソントリップ調査が利用できてキャリブレーションによる場合も、パーソントリップ調査が利用できず、本研究でシミュレーションを行った結果として提案した推定式による場合もトリップ長分布を実用的により精度で再現できる。

(2) 分布交通量を求めるモデルは、(1)で述べたトリップ長分布サブモデルと併せてパーソントリップ調査が利用できる場合も利用できない場合も分布交通量をよく再現できる。

(3) パーソントリップ調査が利用できる場合には、本モデルの修正関数の項数を1または2としてその係数についてキャリブレーションを行って、分布交通量を推計するとよい。

(4) パーソントリップ調査が利用できずに、発生交通量、集中交通量、ゾーン間時間距離のみしか情報がない場合には修正関数の項数を1として分布交通量を推定するとよい。

表一3 解析の対象としたパーソントリップ調査の概要

地域名	調査年	人口(万人)	面積(km ²)	ゾーン数	研究対象ゾーン数
北九州	49	312	3053	241	9～86
前橋	52	101	1309	150	40
岡山	48	102	1132	279	60
福井	53	55	1768	118	41
広島42	42	75	413	257	43
広島53	53	11	720	40	38

今後の課題は、ケース数を増やすことにより、分布交通量の推計が精度よくできることをさらに確認することが必要である。また、このモデルがこうしたモデルに対する需要の大きい開発途上国などにも適用可能かどうかを検討する必要もある。なお、この地域的移転性については、本モデルのうちモデルの構造自体、および、修正関数の係数については少なくともその方法自体は、地域に依存しない方法で得たものであると問題はないと考えられ、分布形状指数の推定式のみが問題となろう。

6. あとがき

本研究を行うにあたって、東京大学 松本教授、九州大学 角助教授、東京都 吉留氏らに援助を受けた。ここに謝意を表する。

参考文献

- 1) Sööt, S. and Sen, A. K. : Elementary Analysis in Trip Distribution Modeling, ASCE, TE 6, pp. 789~797, November 1978.
- 2) Nihan, N. L. and Lassabliere, J. : Sensitivity of Trip Distribution to Subarea Focusing, ASCE, TE 3, pp. 555~569, August 1976.
- 3) Nihan, N. L. : Subarea Focusing with UTPS Distribution-Split Model, ASCE, TE 6, pp. 681~694, November, 1981.
- 4) Leibbrad, K. : Traffic Generation and Assignment Models, Traffic Quarterly, pp. 385~398, July 1977.
- 5) Zuylen, H. J. and Willumsen, L. G. : The Most Likely Trip Matrix Estimated from Traffic Counts, Transportation Research, Vol. 14 B, pp. 281~293, 1980.
- 6) Robillard, P. : Estimating the O-D Matrix from Observed Link Volumes, Transportation Research, Vol. 9, pp. 123~128, 1975.
- 7) 井上博司 : 交通量調査資料を用いた OD 交通量の統計的推計法, 土木学会論文報告集, No. 332, pp. 85~94, 1983年4月.
- 8) 北部九州圏パーソントリップ調査協議会 : 昭和47年度北部九州圏パーソントリップ調査報告書(集計編, 調査編), 昭和48年3月.
- 9) 北部九州圏パーソントリップ調査協議会 : 昭和48年度北部九州圏パーソントリップ調査報告書(現況解析編 I), 昭和49年3月.
- 10) 前橋・高崎都市圏パーソントリップ調査委員会, 建設省, 群馬県, 24市町村 : 昭和53年度前橋・高崎都市圏パーソントリップ調査報告書, 昭和54年3月.
- 11) 岡山県南地域総合交通研究会 : 岡山県南地域総合交通計画調査報告書, 1973-3.
- 12) 広島県, 広島市 : 広島都市圏総合交通体系調査報告書, 昭和53年3月.
- 13) 福井都市圏総合都市交通体系調査委員会 : 福井都市圏パーソントリップ調査報告書, 昭和53年.
- 14) Wilson, S. R. : Statistical Notes on the Evaluation of Calibrated Gravity Models, Transportation Research, Vol. 10, pp. 343~345, 1976.
- 15) Smith, D. P. and Hutchinson, B. G. : Goodness of Fit Statistics for Trip Distribution Models, Transportation Research, Vol. 15 A, pp. 295~303, 1981.
- 16) Sumi, T. and Kuwahara, M. : Applicability of Trip Distribution Models, 土木学会論文報告集, No. 339, pp. 67~73, 1983年11月.

(1984. 8. 21・受付)