HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	交通量配分の微視的理論
Author(s)	坂下, 昇
Citation	北海道大學　經濟學研究, 12(1), 1-14
Issue Date	1962
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/31086
Type	bulletin (article)
File Information	12(1)_P1-14.pdf

Instructions for use

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

交通量配分の微視的理論

坂　下　　昇

〔**0**〕 同じ発着点 (Origin and Destination) を持つ一定量の交通が，競合する複数個の輸送手段上にどのように配分されるかという問題は，新設交通機関の将来交通量予測等に関連して最近ますます重要視されて来ている。既に米国では，この問題に関し「時間比曲線法」(Time ratio curve)[1]，「カリフォルニア法」(California method)[2] 等の実際的な方法が提案されているが，それらはいずれも経済理論的な，あるいは交通経済学的な裏附けに乏しい機械的な方法であると言わなければならない。わが国では東京都小牧市間中央自動車道上の交通量予測等に関連して，「線形配分率公式」[3] というものが用いられ，そこでは輸送費用の比較が明示的に採り上げられているが，その公式に関しては実のところ格別の理論的根拠があると言えない。しかし，交通量配分の経済学的理論はいずれにしても，輸送費用の概念を媒介として組立てられるべきであろう。本稿はそのような方向への一つの試論である。

〔**1**〕 いまA地点とB地点とを結ぶ輸送手段として，競合する2種類のものがあるとし，特定の性質の商品についてその各々による狭義の (visible) 輸送費用を K_1, K_2, 輸送所要時間を t_1, t_2 としよう。商品搬出者が輸送という形の一種の強制的在庫状態に商品を置く事によって受ける，全体的な損失(あるいは不効用) を貨幣タームで示したものを L_i (添字 i は輸送手段の種類

1) Glenn E. Brokke, Assigning Traffic to a Highway Network. Public Roads, Oct. (1959).

2) Karl Moskowitz, California Method of Assigning Diverted Traffic to Proposed Freeways, in Highway Research Board, Bulletin 130— (1956).

3) 早稲田大学生産研究所，国土開発縦貫自動車道東京都小牧市間の輸送需要分析に関する調査報告書，開発交通量の部 (1959).

を示す。$i=1, 2)$ と記せば，L_i の内容は次のように表わされる。

$$L_i = K_i+\lambda t_i+\mu_i \quad (i = 1, 2) \tag{1}$$

ここで λ は時間的損失を貨幣タームに換算するための換算率係数であり，μ_i は広義の輸送費用 $(=K_i+\lambda t_i)$ を上回るものとして商品搬出者が i 輸送手段に感ずる忌避的な要因を貨幣タームで表わしたものである。もっと具体的に言えば，μ_i の差 $(\mu_2-\mu_1)$ は商品搬出者が第1輸送手段に対して抱く偏好性を貨幣タームで表わしたものなのである[1]。

ところで λ も μ_i も主観的なものであるから，個々の商品搬出者にとって違った値をとり得るものであり，あらゆる場合に共通した一定の値があるわけではない。そこで次のような仮定をおく。

<仮定 1>　商品搬出者の各々はその搬出量においてほぼ等しいウエイトを占めており，彼等を全体として見たとき，換算率係数 λ および忌避要因 μ_i $(i=1, 2)$ は，各々ある安定的でかつ互に独立な分布型 $f(\lambda)$ および $g_i(\mu_i)$ $(i=1, 2)$ (いずれも密度函数で示す) を持つ。

この仮定に代えて次のような解釈を与えてもよい。すなわち1人の商品搬出者は確率変数の組 (λ, μ_1, μ_2) を指標とする，商品搬出者全体の母集団から取り出された標本であると考える。したがって特定の商品搬出者が持つ $(\lambda^*, \mu_1^*, \mu_2^*)$ は，確率変数 (λ, μ_1, μ_2) の実現値であると考えるのである。後段の分析のためにはこのような確率的解釈をしておく方が好都合である。そこで仮定1は次のように書き変えておく。

<仮定 1′>　個々の商品搬出者の持つ換算率係数および忌避要因は，それぞれ互に独立な $f(\lambda)$, $g_1(\mu_1)$, $g_2(\mu_2)$ という密度函整に従う確率変数と見做される。各商品搬出者あたりの搬出量はすべて一定である。

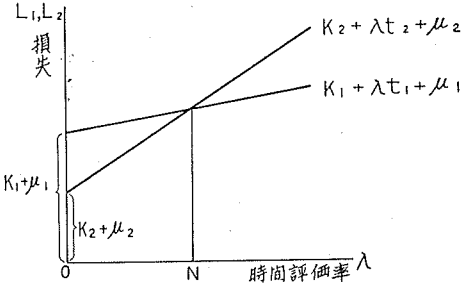
さて，$K_1+\mu_1>K_2+\mu_2$ かつ $t_1<t_2$ であるような場合，λ が大きければ第1

1) 損失函数に μ 要因をつけ加えるという考え方は，早稲田大学大学院徳永健一氏の示唆に従う。もちろん，本稿の行論中に予想されるすべての欠陥の責任は，筆者のみに帰せられるべきものである。

輸送手段の方が，λ が小さければ第2輸送手段の方がそれぞれ有利であると商品搬出者は考えるであろう。

第1図で言えば，N 点の左側区間では第2輸送手段が，右側区間では第1輸送手段が選ばれるであろう。このような分岐点 N における λ の値 $\tilde{\lambda}$ は

$$\tilde{\lambda} = -\frac{(K_1-K_2)+(\mu_1-\mu_2)}{t_1-t_2} \qquad (2)$$



第 1 図

として求められる。2つの輸送手段間の輸送量配分率の期待値を計算するためには，λ および μ_1, μ_2 の分布型を確定しなければならない。そのために次の仮定をおく。

<仮定 2>　換算率係数 λ は平均 l，分散 σ_λ^2 の正規分布 $N(l, \sigma_\lambda^2)$ によって精密に近似される分布型を持つ。また忌避要因 μ_i に平均 m_i，分散 $\sigma_{\mu_i}^2$ の正規分布 $N(m_i, \sigma_{\mu_i}^2)$ によって精密に近似される分布型を持つ。

ここで λ が負の値をとることは考えられないから，上の正規分布というのはあくまで近似であって，また $l>0$ かつ σ_λ^2 は比較的に小さい，すなわち $N(l, \sigma_\lambda^2)$ はシャープな形の分布であると考えるべきであろう。仮定2から次の系が直ちに導かれる。

<仮定2の系>　確率変数 $\mu=\mu_1-\mu_2$ は平均 $m=m_1-m_2$，分散 $\sigma_\mu^2=\sigma_{\mu_1}^2+\sigma_{\mu_2}^2$ の正規分布 $N(m, \sigma_\mu^2)$ によって精密に近似される分布型を持つ。

以下分布型については“近似”という言葉を省いて考えることにする。

1人の商品搬出者について考えるとき，彼が第1輸送手段を選ぶ確率 p_1 は，

$$p_1 = \int_{-\infty}^{\infty}\left[\int_{-\frac{(K_1-K_2)+\mu}{t_1-t_2}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma_\lambda} e^{-\frac{(\lambda-l)^2}{2\sigma_\lambda^2}} d\lambda\right] \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma_\mu} e^{-\frac{(\mu-m)^2}{2\sigma_\mu^2}} d\mu \qquad (3)$$

第2輸送手段を選ぶ確率 p_2 は，

$$p_2 = 1 - p_1 \tag{4}$$

として得られる。

$t_1 > t_2$ である場合の p_1 は次式で表わされる。

$$p_1 = \int_{-\infty}^{\infty}\left[\int_{-\infty}^{-\frac{(K_1-K_2)+\mu}{t_1-t_2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\ \sigma_\lambda} e^{-\frac{(\lambda-l)^2}{2\sigma_\lambda^2}} d\lambda\right] \frac{1}{\sqrt{2\pi}\ \sigma_\mu} e^{-\frac{(\mu-m)^2}{2\sigma_\mu^2}} d\mu \tag{5}$$

次に商品搬出の人数を h, 1人あたり搬出量を w とすれば，第1輸送手段上に載る輸送量 W_1 が rw (r は $0 \leqq r \leqq h$ なる整数) である確率は，

$$p(W_1 = rw) = {}_hC_r p_1^r (1-p_1)^{h-r} \tag{6}$$

ここで

$${}_hC_r = \frac{h!}{r!\,(h-r)!}$$

と表わされる。

w が微小な尺度で1単位に等しいとするとき，ある標本 j について第1輸送手段上の輸送量が h_j 中の r_j である確率は，(3), (5), (6) 式よりその場合の輸送費用の差 $K_{(j)} = K_{1j} - K_{2j}$，輸送所要時間の差 $t_{(j)} = t_{1j} - t_{2j}$ の函数として

$$p_j(W_{1j} = r_j) = f(K_{(j)},\ t_{(j)},\ h_j,\ r_j,\ l,\ m,\ \sigma_\lambda,\ \sigma_\mu) \tag{7}$$

と表わされる。したがって，q 個の標本，$(h_j,\ r_j,\ K_{(j)},\ t_{(j)})$ $j=1, 2, 3, \cdots\cdots, q$ が得られたときの尤度函数 $\mathfrak{L}$ は，

$$\mathfrak{L} = \prod_j f(K_{(j)},\ t_{(j)},\ h_j,\ r_j;\ l,\ m,\ \sigma_\lambda,\ \sigma_\mu) = \prod_j {}_{h_j}C_{r_j} p_{1j}^{r_j} (1-p_{1j})^{h_j - r_j} \tag{8}$$

にほかならない。対数をとれば

$$log\mathfrak{L} = \sum_j \{log_{h_j}C_{r_j} + r_j log p_{1j} + (h_j - r_j) log(1-p_{1j})\} \tag{9}$$

である。最尤法で l, m, σ_λ, σ_μ の推定量を求めるためには (9) 式をそれらのパラメーターについて微分すべきである。l, m, σ_λ, σ_μ が関係するのは p_{1j} についてだけであるから，それは

$$\frac{\partial log\mathfrak{L}}{\partial z} = \sum_j \left\{ r_j \frac{1}{p_{1j}} \frac{\partial p_{1j}}{\partial z} - (h_j - r_j) \frac{1}{1-p_{1j}} \frac{\partial p_{1j}}{\partial z} \right\} \tag{10}$$

$$z = l,\ m,\ \sigma_\lambda \text{ および } \sigma_\mu$$

となる。しかし(10)式の各右辺をゼロとおいた連立方程式は容易に解く事が出来ない。そこで最尤法に代る方法として次のような便法を用いる。

(10)式の各々で仮に p_{1j} の推定値 $\bar{p}_{1j}$ が，$\frac{r_j}{h_j}$ に等しければそれらの右辺はゼロになる。

そこで $\bar{p}_{1j} = \frac{r_{ij}}{h_j}$ を選択確率 p_1 の推定値と考える。一方(3)式の場合，次の変数変換を行なう。

$$\frac{\mu - m}{\sigma_\mu} = x \tag{11}$$

$$\frac{\lambda - l}{\sigma_\lambda} = y \tag{12}$$

このとき(3)式は

$$p_1 = \int_{-\infty}^{\infty}\left[\int_{-\frac{\sigma_\lambda}{\sigma_\lambda(t_1-t_2)}x+\frac{1}{\sigma_\lambda}\left\{-\frac{(K_1-K_2)+m}{t_1-t_2}-l\right\}}^{\infty} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{y^2}{2}}dy\right]\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}dx$$

$$= \frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\left[\int_{Ax+B}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}}dy\right]e^{-\frac{x^2}{2}}dx \tag{13}$$

ここで

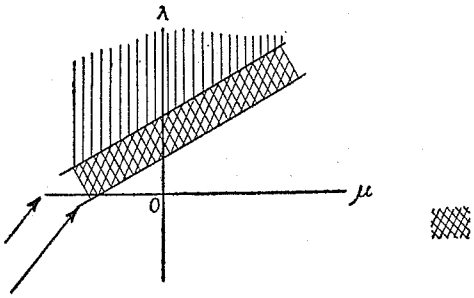
$$A = -\frac{\sigma_\mu}{\sigma_\lambda(t_1-t_2)} \tag{14}$$

$$B = \frac{1}{\sigma_\lambda}\left\{-\frac{(K_1-K_2)+m}{t_1-t_2}-l\right\} \tag{15}$$

いま，$t_{1j}-t_{2j}$ が等しいいくつかの標本を探し出せば，それらの間での選択確率の差違はもっぱら B 要因の差違の結

$$-\frac{1}{t_1-t_2}\left\{\mu+(K_1'-K_2')\right\}$$

$$-\frac{1}{t_1-t_2}\left\{\mu+(K_1-K_2)\right\}$$



第 2 図

果と考えられる(第2図参照)。したがって B 要因の差違も小さければ

$$\Delta p_1 \fallingdotseq -\frac{1}{2\pi}\left[\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(Ax+B)^2}{2}} e^{-\frac{x^2}{2}}\, dx\right]\Delta B \tag{16}$$

(16) 式の括弧の中は,

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(A^2+1)\,x^2+2ABx+B^2}{2}}\, dx = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}\left\{(A^2+1)\left(x+\frac{AB}{A^2+1}\right)^2+\frac{B^2}{A^2+1}\right\}}\, dx$$

$$= \frac{e^{-\frac{B^2}{2(A^2+1)}}}{\sqrt{A^2+1}}\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{X^2}{2}}\, dX = \frac{\sqrt{2\pi}\; e^{-\frac{B^2}{2(A^2+1)}}}{\sqrt{A^2+1}} \tag{17}$$

ここで

$$X = \sqrt{A^2+1}\left(x+\frac{AB}{A^2+1}\right) \tag{18}$$

と計算される。したがって,

$$\Delta p_1 \fallingdotseq -\frac{e^{-\frac{B^2}{2(A^2+1)}}}{\sqrt{2\pi}\,\sqrt{A^2+1}}\cdot\Delta B \tag{19}$$

いま, はじめにとった2つの標本 {1, 2} において,

$$t_{11}-t_{21} = t_{12}-t_{22},\quad K_{11}-K_{21} \neq K_{12}-K_{22} \tag{20}$$

であったとすれば,

$$A_1 = A_2,\quad B_1 \neq B_2 \tag{21}$$

となる。さらに {1, 2} の各々から (K_1-K_2) のみ微小に変化している標本を1つずつ探し出せば,

$$\Delta p_{1j} \fallingdotseq -\frac{e^{-\frac{B_j^2}{2(A_1^2+1)}}}{\sqrt{2\pi}\,\sqrt{A_1^2+1}}\cdot\Delta B_j,\quad j=1,\ 2 \tag{22}$$

である。もし $\Delta B_1=\Delta B_2$ が成り立っていれば,

$$\frac{\Delta p_{11}}{\Delta p_{12}} \fallingdotseq e^{-\frac{B_1^2-B_2^2}{2(A_1^2+1)}} \tag{23}$$

と表わされる。ここで

$$B_1^2-B_2^2=(B_1+B_2)(B_1-B_2)$$
$$=\frac{1}{\sigma_\lambda^2}\left\{-\frac{(K_{11}-K_{21})+(K_{12}-K_{22})+2m}{t_{11}-t_{21}}-2l\right\}$$
$$\cdot\left\{-\frac{(K_{11}-K_{21})+(K_{12}-K_{22})}{t_{11}-t_{21}}\right\}$$

$$A_1^2+1=\frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\lambda^2(t_{11}-t_{21})^2}+1$$

$$\frac{B_1^2-B_2^2}{A^2+1}=\frac{\{-(K_{11}-K_{21})-(K_{12}-K_{22})-2m-2l(t_{11}-t_{21})\}\cdot\{-(K_{11}-K_{21})+(K_{12}-K)_{22}\}}{\sigma_\mu^2+\sigma_\lambda^2(t_{11}-t_{21})^2}$$
$$=Q\cdot uv-2RQ\cdot v \tag{24}$$

ここで

$$\left.\begin{aligned}Q&=\frac{1}{\sigma_\mu^2+\sigma_\lambda^2(t_{11}-t_{21})^2}\\R&=m+l(t_{11}-t_{21})\\u&=-(K_{11}-K_{21})-(K_{12}-K_{22})\\v&=-(K_{11}-K_{21})+(K_{12}-K_{22})\end{aligned}\right\} \tag{25}$$

(23) 式の対数をとることによって，

$$log|\Delta p_{11}|-log|\Delta p_{12}|\fallingdotseq-\frac{1}{2}Q\cdot uv+RQ\cdot v \tag{26}$$

以上の結果を用いて，l, m, σ_λ, σ_μ の推定法を考えよう。

① まず，(t_1-t_2) がすべて等しい標本を多数個集め，その集合を S_{I} とする。次に S の中で (K_1-K_2) がごく近いものを対 $\{j, k\}$ として集め[2]，それらの間の p_1 の変化を $\Delta p_{1(jk)}=\frac{r_k}{h_k}-\frac{r_j}{h_j}$ によって推定計算しておく。多数個の対 $\{j, k\}$ の中で，ΔB したがって $\Delta(K_1-K_2)$ が等しく，かつ Δp_1 の符号が同じものを対 $\left\{\{j, k\}, \{j', k'\}\right\}_{\mathrm{I}}$ として集め，それらについて $\{log|\Delta p_1|-log|\Delta p_1'|\}_{\mathrm{I}}$, $(uv)_{\mathrm{I}}$ および v_{I} を計算する。$\mathrm{I}=I_1, I_2,\cdots\cdots, \mathrm{I}_n,\cdots\cdots$ という多数個の I 標本について最小二乗法を適用し，

2) ここの標本対 $\{j, k\}$ の意味は前述の標本対 $\{1, 2\}$ の場合とは異なることに注意

$$\{log|\Delta p_1|-log|\Delta p_1'|\}_{\mathrm{I}}=C_{\mathrm{I}}(uv)_{\mathrm{I}}+D_{\mathrm{I}}v_{\mathrm{I}} \tag{27}$$

の形で推定値 $\bar{C}_{\mathrm{I}}$, $\bar{D}_{\mathrm{I}}$ を求める。次に $\bar{Q}_{\mathrm{I}}$ および R_{I} を,

$$\bar{Q}_{\mathrm{I}}=-2\bar{C}_{\mathrm{I}} \tag{28}$$

$$R_{\mathrm{I}}=\frac{\bar{D}_{\mathrm{I}}}{\bar{Q}_{\mathrm{I}}} \tag{29}$$

として求める。

② 次に，要素内の (t_1-t_2) が等しい他の集合 S_{II} について，上と全く同じ手続きによって，$\bar{Q}_{\mathrm{II}}$ および R_{II} を求める。ここで(25)式にかえって考えれば，Q, R, $(t_{11}-t_{21})^2$ は各々既知であるから I, II に関する(25)式を連立させることによって，容易に m, l, σ_μ^2, σ_λ^2 の推定値を求めることが出来る。すなわち,

$$\bar{\sigma}_\lambda^2=\frac{\dfrac{1}{Q_{\mathrm{I}}}-\dfrac{1}{Q_{\mathrm{II}}}}{(t_{11}-t_{21})_{\mathrm{I}}^2-(t_{11}-t_{21})_{\mathrm{II}}^2} \tag{30}$$

$$\bar{\sigma}_\mu^2=\frac{1}{Q_{\mathrm{I}}}-\bar{\sigma}_\lambda^2(t_{11}-t_{21})_{\mathrm{I}}^2 \tag{31}$$

$$\bar{l}=\frac{R_{\mathrm{I}}-R_{\mathrm{II}}}{(t_{11}-t_{21})_{\mathrm{I}}-(t_{11}-t_{21})_{\mathrm{II}}} \tag{32}$$

$$\bar{m}=R_{\mathrm{I}}-\bar{l}(t_{11}-t_{21})_{\mathrm{I}} \tag{33}$$

となる。実際には I, II のみでなく種々の場合について，また(3)式の場合だけでなく(5)式の場合についても，上述とほぼ同じ手続きを繰返して，求められた，$\bar{l}$, $\bar{m}$, $\bar{\sigma}_\lambda^2$ $\bar{\sigma}_\mu^2$ の各平均値をとることが望ましい。

以上述べたことから考えても，現実の観察資料から，λ および μ の平均値および分散を求めることは仲々大変である。したがって何らかの先験的な情報によってそれらを確定することが出来れば，非常に好都合があろう。どんな方法によっても，一たん $\bar{l}$, $\bar{m}$, $\bar{\sigma}_\lambda^2$, $\bar{\sigma}_\mu^2$ が求められたならば，以後は(13)式ないしは(5)式に対応する類似の式によって，標本以外の場合についても，p_1 の予測値を求め，それを第1輸送手段上への配分率と見做すことが出来る。

しかしこの段階でも2重積分を求めるには近似計算が必要である。

① (11)式で $x=0$ とおき，与えられた K_1, K_2, t_1, t_2 につて，(13)式の括弧内

$$\int_{\frac{1}{\sigma_\lambda}\left\{-\frac{(K_1-K_2)+m}{t_1-t_2}-l\right\}}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{y^2}{2}}dy=\theta_0$$

を標準正規分布表によって求める。

② 同じく $x=1$ および $x=-1$ とおき，上と同様に θ_1, θ_{-1} を求める。

③ ${}_0T_1=\int_0^1 e^{-\frac{x^2}{2}}dx=\int_{-1}^0 e^{-\frac{x^2}{2}}dx={}_{-1}T_0$

を標準正規分布表で求め，(これらは μ が $[m,\ m+\sigma_\mu]$ $[m-\sigma_\mu,\ m]$ の区間に落ちる確率である。)

$$q_1=\frac{\theta_{-1}+\theta_0}{2}\cdot{}_{-1}T_0+\frac{\theta_0+\theta_1}{2}\cdot{}_0T_1 \tag{34}$$

を計算する。

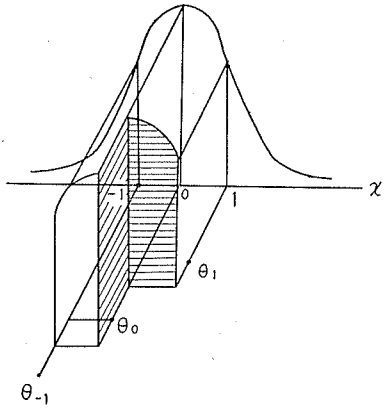
④ 同様にして，θ_2, θ_{-2}, ${}_{-2}T_{-1}$, ${}_1T_2$ を計算し，

$$q_2=\frac{\theta_{-2}+\theta_{-1}}{2}\cdot{}_{-2}T_{-1}+\frac{\theta_1+\theta_2}{2}\cdot{}_1T_2 \tag{35}$$

を求める。

⑤ (34)(35)の形の式を θ_3, θ_{-3} のところまで求め，$(q_1+q_2+q_3)$ をもって p_1 への近似値とする（以上第3図参照)。

p_1 を決めるものは，$\left(\frac{K_1-K_2}{t_1-t_2}\right)$ と (t_1-t_2) との大きさであるから，それらのいろいろな組合せについて配分率表を予め作っておけば便利であろう。



第 3 図

〔2〕 さて上のラムダー・ミュー方式による場合，輸送費用差および輸送

時間差と配分率との関係は，実際にどのようなものとなるであろうか。まず $t_1=t_2$ の場合には(3)式あるいは(5)式の括弧内は消え，配分率 p_1 は，

$$p_1=\int_{-8}^{-(K_1-K_2)}\frac{1}{\sqrt{2\pi}\ \sigma_\mu}e^{-\frac{(\mu-m)^2}{2\sigma_\mu^2}}d\mu \tag{36}$$

として求められる。このとき $-(K_1-K_2)\gtreqless m$ にしたがって明らかに $p_1\gtreqless 0.50$ であり，(K_1-K_2) の大きさと p_1 との関係は第4図に示されるごとくである。さらに(3)(5)式を (K_1-K_2) で偏微分すれば，

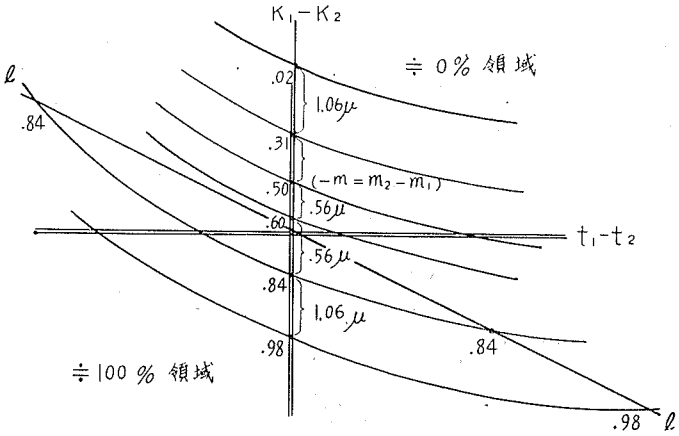
$$\frac{\partial p_1}{\partial(K_1-K_2)}=\frac{\mp 1}{t_1-t_2}\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{2\pi\sigma_\lambda\sigma_\mu}e^{-\frac{(\lambda-l)^2}{2\sigma_\lambda^2}}e^{-\frac{(\mu-m)^2}{2\sigma_\mu^2}}d\mu \tag{37}$$

複符号は $t_1-t_2\gtrless 0$ に同順。

したがって，任意の (t_1-t_2) を固定すれば，縦軸に沿って下降するほど p_1 は高まる。次に，$-\dfrac{K_1-K_2}{t_1-t_2}=l$ を固定して，$\dfrac{\partial p_1}{\partial(t_1-t_2)}$ を求めると，

$$\left[\frac{\partial p_1}{\partial(t_1-t_2)}\right]-\frac{K_1-K_2}{t_1-t_2}=l$$
$$=\mp\int_{-\infty}^{\infty}\left[\frac{1}{2\pi\sigma_\lambda\sigma_\mu}e^{-\frac{\mu^2}{2\sigma_\lambda^2(t_1-t_2)^2}}e^{-\frac{(\mu-m)^2}{2\sigma_\mu^2}}\cdot\frac{\mu}{2(t_1-t_2)^2}\right]d\mu \tag{38}$$

複符号は $t_1-t_2\gtrless 0$ と同順。



第 4 図

$m<0$ であるから μ は負の値をとる確率が大きく，したがって，

$$t_1-t_2 \gtrless 0 \rightarrow \frac{\partial p_1}{\partial(t_1-t_2)} \gtrless 0 \tag{39}$$

であろう。したがって，第4図の $l-l$ 線上において第2象限では，同直線に沿って右下りに p_1 は下降し，第4象限では同じく右下りに上昇する。以上より，おそらく第4図の曲線群のごとき等配分率線が描かれると思われる。しかし等配分率曲線の曲率等については明確ではない。

〔**3**〕 数個の新しい輸送手段が競合的に出現する場合の配分率予測法としては，さらに新たな確率変数 μ_3, μ_4 ……等を附け加えて，4次元以上の確率分布 $f(\lambda, \mu_1, \mu_2, \mu_3, \cdots\cdots)$ を構成し，3種以上の損失函数を互に比較するという方法が一応考えられる。しかし，2次元確率分布の場合でもかなり厄介であった配分率計算は確率変数がさらに増加すれば加速度的に困難となるであろう。そこでこのような多次元確率分布函数を用いる方法に代えて，配分率の算定はあくまで1対ずつの輸送手段間で行い，その上で転換率の複合という方法を適用することにしよう。

いま，1という現存輸送手段に加えて，2, 3という新輸送手段が競合的に出現したとしよう。このとき，まず各1対ずつの輸送手段間の配分関係を決定しなければならない。各1対についての忌避要因の差の平均値 m および分数 σ_μ は，1以外の現存輸送手段（たとえば ϕ）と1との配分関係についての，過去の資料より類推するほかない。すなわち，ϕ として2あるいは3に近い性格のものを選び出して m および σ_μ を求める。2と3との間の関係についても，たとえば ϕ ともう1つの現存輸送手段 ϕ' との関係等から考える。ただし，2と3とが規格上，性格上ほとんど同じものであるなら $\mu\equiv 0$（すなわち $\sigma_\mu=0$）と考えて差支えない。これは両者への忌避性が全く同等であり，かつ非独立であることを示す。このような場合の配分率計算法は(3)(5)式から窺われるように非常に簡単になる。

こうして，3種の組合せについて配分率が計算されたとしよう。

1対2；　$p_{1(2)}+p_{2(1)}=1$

2対3；　$p_{2(3)}+p_{3(2)}=1$

3対1；　$p_{3(1)}+p_{1(3)}=1$

各輸送手段の心理的な比較順序とそれによる派生配分の状況は次の2種が考えられる。

$$
\text{①}\quad 1 \xrightarrow{\alpha} 2 \xrightarrow{\beta} 3
$$

$$
\begin{array}{c|ccc|c}
\text{比較段階}\ \alpha & p_{1(2)} & p_{2(1)} & 0 & \text{派生配分率} \\
\text{比較段階}\ \beta & p_{1(2)}\cdot p_{1(3)} & p_{2(1)}\cdot p_{2(3)} & p_{1(2)}\cdot p_{3(1)}+p_{2(1)}\cdot p_{3(2)} &
\end{array}
$$

$$
\text{②}\quad 1 \xrightarrow{\alpha} 3 \xrightarrow{\beta} 2
$$

$$
\begin{array}{c|ccc|c}
\text{比較段階}\ \alpha & p_{1(3)} & p_{3(1)} & 0 & \text{派生配分率} \\
\text{比較段階}\ \beta & p_{1(3)}\cdot p_{1(2)} & p_{3(1)}\cdot p_{3(2)} & p_{1(3)}\cdot p_{2(1)}+p_{3(1)}\cdot p_{2(3)} &
\end{array}
$$

これに加えて，①には $p_{2(1)}$ の，②には $p_{3(1)}$ のウエイトを与えて，各々の β 段階での派生配分率を加重平均する。その結果は

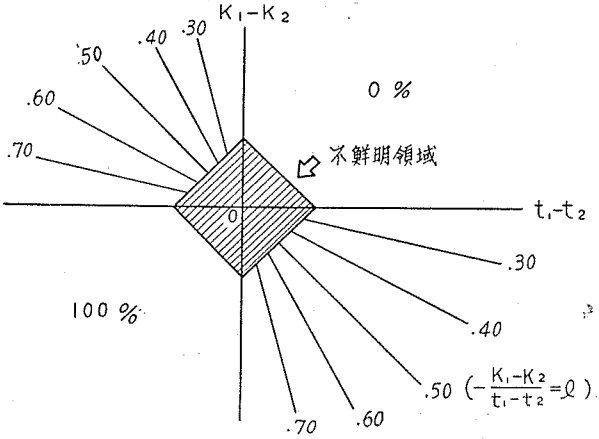
$$
\left.
\begin{array}{ll}
\text{第1輸送手段へ} & p_{1(2)}\cdot p_{1(3)} \\[2ex]
\text{第2輸送手段へ} & \dfrac{p_{2(1)}}{p_{2(1)}+p_{3(1)}}\left(p_{2(1)}\cdot p_{2(3)}+p_{1(3)}p_{2(1)}+p_{3(1)}\cdot p_{2(3)}\right) \\[2ex]
\text{第3輸送手段へ} & \dfrac{p_{3(1)}}{p_{2(1)}+p_{3(1)}}\left(p_{1(2)}\cdot p_{3(1)}+p_{2(1)}\cdot p_{3(2)}+p_{3(1)}\cdot p_{3(2)}\right)
\end{array}
\right\}\quad (40)
$$

の配分率が割当てられることになる。

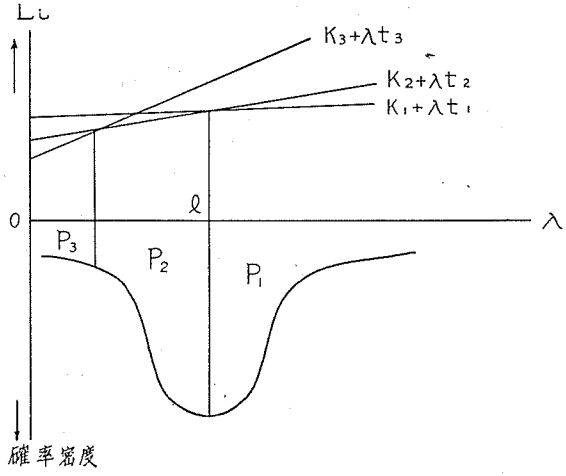
新輸送手段が3種ある場合には6通りの比較順序が考えられるが，そのときは，はじめに現われる2つの対第1輸送手段配分率 $p_{i(1)}$，$p_{j(1)}$ の積をウエイトと考えればよい。配分率の派生の構成法は全く同じである。したがってわれわれは，(40) 式の形式を多数個の輸送手段が競合する場合の配分率決定の最終公式であると考える。

〔4〕 以上論じて来たラムダー・ミュー方式の特徴と考えられるものをいくつか並べて見よう

1. 経済的合理性　既述したように，在来の配分率決定法は多分に技術的なものであって経済理論の背景に乏しかった。この点，ラムダー・ミュー方式は経済性の考慮によって経済的合理性のみを極端に強調する機械的な考え方からも免かれている。しかし反面，ミュー要因の考慮はパラメーターの

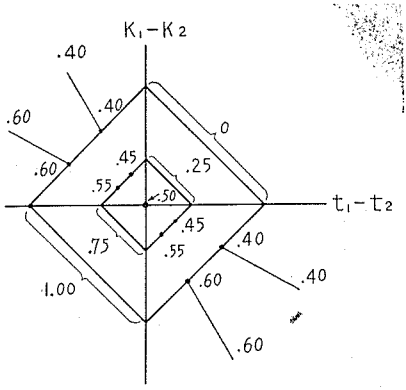


第 5 図



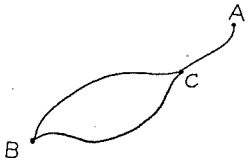
第 6 図

推定および配分率の計算を非常に複雑にしてしまった。もし忌避要因を無視することが出来れば，この点ずっと簡単になり，また3種以上の輸送手段が競合する場合への拡張も容易かつ自然である。その場合の等配分率曲線および3種輸送手段への拡張手法は第5図および第6図に示唆されている。ただし第5図で t_1-t_2 および K_1-K_2 の絶対値が小さい領域内の部分は不鮮明領域 (Twilight zone) として，各等配分率曲線上でも段階的な配分率化を考えた方が安全であろう (第7図参照)。



第 7 図

2. 加法性　第8図のような場合，AB 間の輸送に関し，配分率の決定が A 地点でなされるとしても，C 地点でなされるとしても，損失函数の形から言って結果は同じである。(K_1-K_2, t_1-t_2 の値は同じ。) したがって AC 間の費用等に関する情報は不要である。



第 8 図

3. 非線形性　これは第4図ないし第5図の等配分率曲線について言われることであり，配分率を K_i, t_i の線形函数とするモデルが持つ諸欠陥を免れている。

4. 多数個の輸送手段の考慮の可能性　この方法は輸送手段の個数および種類について全く制約が無く，それらに関するどんな場合にも適用出来る。個数に拘らずに済むことは，ミュー要因を無視出来る場合について特に強調出来る。

5. 偏好性の考慮の可能性　ミュー要因の導入によって，費用・時間以外の面での諸輸送手段の特性，ないしそれらへの偏好性を考慮することが可能になった。