

# 観光・交流スポット来訪車の滞在時間分布に関する数理分析

—制約条件付き計測値を解析する方法の半自動化—

鈴木尚通

## 要 旨

前論文で、観光交流スポット来訪車を一定時間間隔で計測したデータを補正し、滞在時間分布を推定する方法を提示した。さらに、実際にデータ解析に用い、その方法が有効であることを示した。ここでは、2重指数型変換を用いて数値積分を行い、分布の補正項を求めた。データ解析の際には、データファイルを作成するたびに、プログラムの一部を書き直す必要があったために、プログラミングになれていない者には使いにくい面があった。そこで、数値積分をして求めた補正曲線を簡単な解析的な関数で表し、プログラム部分を簡素化すると共に、表計算ソフトを用いて、データ解析を半自動化する方法を提示する。

### 1. 序

松本大学では野外活動（アウトキャンパススタディ）を教育の柱の一つに据えている。また、1年次では英語、1、2年次ではコンピュータによる情報処理教育を、その後に専門科目を学んでいく上での基礎教育として力を注いでいる。小生は情報処理関係の科目を担当しているが、1、2年次に学んだ表計算ソフトの使用を中心とした情報処理の手法が、その後の勉学や研究でどのように役立つのか、その実例を示したいと考えてきた。さらに、情報処理教育と野外活動（野外調査）を結びつけたいと考えてきた。

愛知大学中部地方産業研究所では福井、樋口両氏を中心に1997年度より、愛知・静岡・長野3県の県境地域に当たる三遠南信（三州・遠州・南信州）地方のいくつかの道の駅や温泉施設などの観光・交流スポットにおいて、車で訪れた人にアンケート調査を行うと共に、来訪車の台数、滞在時間の調査を行ってきている<sup>1,2,3)</sup>。

筆者は、福井、樋口両氏と共に、来訪車の滞在時間を解析し、それが純消滅過程より導き出される分布で説明できることを示した<sup>4)</sup>。さらに、来訪車の滞在時間を網羅的に計測せずに、例えば1時間おきに、滞在している車を計測したデータから、その1時間の間に来訪した車の滞在時間分布を復元する方法も提示した<sup>5)</sup>。観光・交流スポットの来訪車の年次の異なるデータ解析からは、あるスポットに於いて、来訪車の台数は減少気味であるが、1台当たりの平均滞在時間は延びているという、来訪する人の余暇の過ごし方に変化が起きつつあることを示唆する結果も得られている<sup>3)</sup>。

しかし、前論文における処理方法では、データファイルを作成し、ファイル名をプログラム中に書き込まなければならないために、プログラミングやファイルの取り扱いに慣れていない者がデータ解析を行うことは困難であった。さらに、データを補正する際に数値積分を用いているために、プログラムが長くなり、その分処理時間も必要であった。このような調査研究を今後ある期間継続的に、長野県下の観光・交流スポットで行っていくとするならば、誰にでも容易にデータ解析ができるように道具立てをする必要がある。この小論では、数値積分を行う代わりに、それと同等な近似曲線を求め、プログラムを簡素化する。さらに、表計算ソフトを使ったことのある者が容易にデータ解析ができるように、その手法を半自動化する。ただし、今までの分析から、滞在時間分布の理論曲線としてはガウス分布を考えれば当面は十分であることが分かっているので、その場合のみを取り上げることにする。

## 2. 一定時間間隔で測定されたデータに対する補正の必要性

来訪車の測定を一定時間 $\Delta t$ 毎に、時刻 $t_j = j \times \Delta t$  ( $j = -1, 0, 1, 2, \dots$ ) に行ったとする。まず、時刻 $t_{-1}$ 以後に駐車し、時刻 $t_0$ 丁度またはそれ以降に出発した車の滞在時間分布をこのデータから作るとする。こうして作った分布は、車の滞在時間を網羅的に測定し、それから時刻 $t_{-1}$ 以後から時刻 $t_0$ 丁度までの間に駐車した車の滞在時間分布を作った場合とは次の2点で異なっている。

- (a) 時刻 $t_{-1}$ 以後に駐車し、時刻 $t_0$ 以前に出発した車の滞在時間は $\Delta t$ 未満であるが、これらの車は一定時間ごとの調査では補正されていない。
- (b)  $t_{j-1} - t_0 = (j-1)\Delta t$ ,  $t_j - t_{-1} = (j+1)\Delta t$ となるから、時刻 $t_{j-1}$ 丁度から時刻 $t_j$ 直前までの間に出发した車の中に、滞在時間が $(j-1)\Delta t$ 以上かつ $j\Delta t$ 未満の車と、 $j\Delta t$ 以上かつ $(j+1)\Delta t$ 未満の車が含まれている。

一定時間ごとに計測したデータに対して、この2点を補正することができれば、時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 丁度までの間に駐車し始めた(補正した)車の滞在時間分布を $\Delta t$ 間隔で作ることができる。そして、この補正した滞在時間分布から、尤もな平均来訪車台数と平均滞在時間を推定することができる。

一定時間間隔 $\Delta t$ 毎に計測し、時刻 $t_0$ に初めて観測された車の台数を $n_0(0)$ とする。それらの車の中で、時刻 $t_j$  ( $j = 1, 2, \dots, j_m$ )に滞在していた車の台数(測定値)を $n_0(j)$ とする。ただし、

$$n_0(0) \geq n_0(1) \geq \dots \geq n_0(j_m) > 0, \quad n_0(j_m + 1) = 0$$

が成り立つとする。時刻 $t_{j-1}$ には滞在し、時刻 $t_j$ には滞在していない車の台数(測定値) $D_{j-1}$ は

$$\begin{aligned} D_{j-1} &= n_0(j-1) - n_0(j), \quad j = 1, 2, \dots, j_m, \\ D_{j_m} &= n_0(j_m) \end{aligned} \tag{1}$$

と表せる。 $D_{j-1}$ は時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 丁度までの間に駐車し、時刻 $t_{j-1}$ 丁度から時刻 $t_j$ 直前までの間に駐車場を後にした車の台数を表す。 $D_{j-1}$ は上記(b)で考えた場合の車の台数に相当する。

測定値 $n_0(j)$ を補正して、時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 丁度までの間に駐車した車の滞在時間分布 $n(j)$ ,

$$n(j) = n_0(j) + \Delta n(j), \quad j = 1, 2, \dots$$

を作ることを考える。 $\Delta n(j)$ は前述の補正(a), (b)を考慮することによって定まる補正項である。

$n_0(0)$ は滞在時間が0以上の測定された車の台数を表す。これから滞在時間が0以上の(補正された)車の台数 $n(0)$ を得るためには、前記(a)で述べた捕捉されていない車の台数 $\Delta n(0)$ を $n_0(0)$ に加える必要がある。 $n_0(j)$ は滞在時間が $j\Delta t$ 以上の車の台数(の1部)であるが、これに $D_{j-1} = n_0(j-1) - n_0(j)$ の中に含まれる滞在時間が $j\Delta t$ 以上かつ $(j+1)\Delta t$ 未満の台数 $\Delta n(j)$ を加えると $n(j)$ を得る。

まず、 $n_0(0)$ に対する補正(a)を考える。補正項 $\Delta n(0)$ を推定するには確率論的な考え方が適用できるとする。1台の車が時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 直前までに駐車し始める場合のみを考え、その確率を1とする。1台の車が、時刻 $t_0$ 以前に出発する確率を $G_0$ とし、時刻 $t_0$ 丁度から時刻 $t_1$ 直前までに出発する確率を $F_0$ とする。時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 直前までの間に駐車し、時刻 $t_0$ 以前に出発した車の台数は $\Delta n(0)$ 、時刻 $t_0$ 丁度から時刻 $t_1$ 直前までの間に出発した車の台数は $D_0$ であるから、

$$G_0/F_0 = \Delta n(0)/D_0$$

が成り立つと考えてよい。したがって、

$$\Delta n(0) = D_0 \times \frac{G_0}{F_0} \quad (2)$$

と表せる。

次に、 $n_0(j)$  ( $j=1,2,\dots$ )に対する補正(b)を考える。時刻 $t_{-1}$ 以降に駐車し始め、時刻 $t_{j-1}$ 丁度から時刻 $t_j$ 直前までの間に出発した車の台数(実測値)は(1)より $D_{j-1}$ で表される。この中には、滞在時間が $(j-1)\Delta t$ 以上かつ $j\Delta t$ 未満の車と、 $j\Delta t$ 以上かつ $(j+1)\Delta t$ 未満の車が含まれている。時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 直前までの間に駐車した1台の車が、時刻 $t_{j-1}$ 丁度から時刻 $t_j$ 直前までの間に出発する確率を $F_{j-1}$ 、その中で滞在時間が $j\Delta t$ 以上かつ $(j+1)\Delta t$ 未満となる確率を $G_j$ とすると、

$$\Delta n(j)/D_{j-1} = G_j/F_{j-1}$$

が成り立つとしてよい。よって、次の式が成り立つ、

$$\Delta n(j) = D_{j-1} \times \frac{G_j}{F_{j-1}} \quad (3)$$

以上より、

$$\begin{aligned} n(0) &= n_0(0) + D_0 \times \frac{G_0}{F_0}, \\ n(j) &= n_0(j) + D_{j-1} \times \frac{G_j}{F_{j-1}}, \quad j = 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (4)$$

と補正すればよいことになる。以下では、 $G_0/F_0$ を第0次補正因子、 $G_j/F_{j-1}$ を第j次補正因子と呼ぶことにする。ここで、 $D_j$  ( $j=0,1,\dots$ )は計測値より与えられるので、データを補正するためには、補正因子 $G_0/F_0$ 、 $G_j/F_{j-1}$ を求めればよいことになる。

### 3. 純消滅過程による補正因子の評価

以下では車の滞在時間分布は純消滅過程<sup>6,7)</sup>で記述できるとする。時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 丁度までの間に駐車し始めた車の滞在時間分布を考える。時刻 $t_s$ に駐車した1台の車が時刻 $t$  ( $t > t_s$ )に駐車している確率は

$$g(t - t_s) = \exp\left[-\int_0^{t-t_s} \mu(t') dt'\right] \quad (5)$$

で与えられる<sup>6.4)</sup>。ただし、 $\mu(t - t_s)$ は経過時間 $t - t_s$ における消滅率を表す。1台の車が時刻 $t_s$ に駐車し、時刻 $t$ に出発する確率密度は

$$p(t - t_s) = -\frac{d}{dt}g(t - t_s) = \mu(t - t_s)g(t - t_s)$$

で与えられる。1台の車が時刻 $t_{-1}$ から時刻 $t_0$ までの間に駐車した場合、その間に駐車場に入る確率は一定（一様）であり、 $1/\Delta t$ で与えられると仮定する。1台の車が時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ 直前までの間に駐車し始め、 $t_0$ 以前に出発する確率 $G_0$ は、

$$G_0 = \frac{1}{\Delta t} \int_{t_{-1}}^{t_0} dt \int_{t_{-1}}^t dt_s p(t - t_s) \quad (6)$$

で与えられる。確率 $G_0$ は時間間隔 $\Delta t$ 毎の調査では、時刻 $t_{-1}$ から時刻 $t_0$ の間に駐車した1台の車が計測されない確率を与える。

時刻 $t_{-1}$ 直後から時刻 $t_0$ までの間に駐車し始めた1台の車が、時刻 $t_{j-1}$ 丁度から時刻 $t_j$ 直前までの間に発する確率 $F_{j-1}$ は、

$$F_{j-1} = \frac{1}{\Delta t} \int_{t_{j-1}}^{t_j} dt \int_{t_{j-1}}^t dt_s p(t - t_s) \quad (7)$$

となる。確率 $F_{j-1}$ の中には、滞在時間が $(j-1)\Delta$ 以上かつ $j\Delta t$ 未満の確率 $F_{j-1}^{(0)}$ と、滞在時間が $j\Delta t$ 以上かつ $(j+1)\Delta t$ 未満の確率 $G_j$ が含まれる。即ち、

$$\begin{aligned} F_{j-1} &= F_{j-1}^{(0)} + G_j, \\ F_{j-1}^{(0)} &= \frac{1}{\Delta t} \int_{t_{j-1}}^{t_j} dt \int_{t_{j-1}}^t dt_s \theta(j\Delta t - t + t_s) p(t - t_s), \\ G_j &= \frac{1}{\Delta t} \int_{t_{j-1}}^{t_j} dt \int_{t_{j-1}}^t dt_s \theta(t - t_s - j\Delta t) p(t - t_s) \end{aligned} \quad (8)$$

と表すことができる。ただし、 $\theta(x)$ は階段関数といい、

$$\theta(x) = \begin{cases} 1, & x > 0 \text{ のとき} \\ 0, & x < 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

で定義される。

これらの式を整理すると、(6)式より

$$G_0 = \frac{1}{\Delta t} \int_0^{\Delta t} dt (1 - g(t)) \quad (9)$$

を得る。さらに、(7)、(8)式より

$$F_{j-1} = \frac{1}{\Delta t} \int_{(j-1)\Delta t}^{j\Delta t} dt (g(t) - g(t + \Delta t)), \quad j = 1, 2, \dots \quad (10)$$

$$G_j = \frac{1}{\Delta t} \int_{j\Delta t}^{(j+1)\Delta t} dt (g(j\Delta t) - g(t)), \quad j = 0, 1, \dots \quad (11)$$

を得る。

消滅率  $\mu(t)$  として  $\mu(t) = \mu t$  とする。(5)式より  $g(t)$  は

$$g(t) = \exp\left[-\frac{\mu t^2}{2}\right], \quad (12)$$

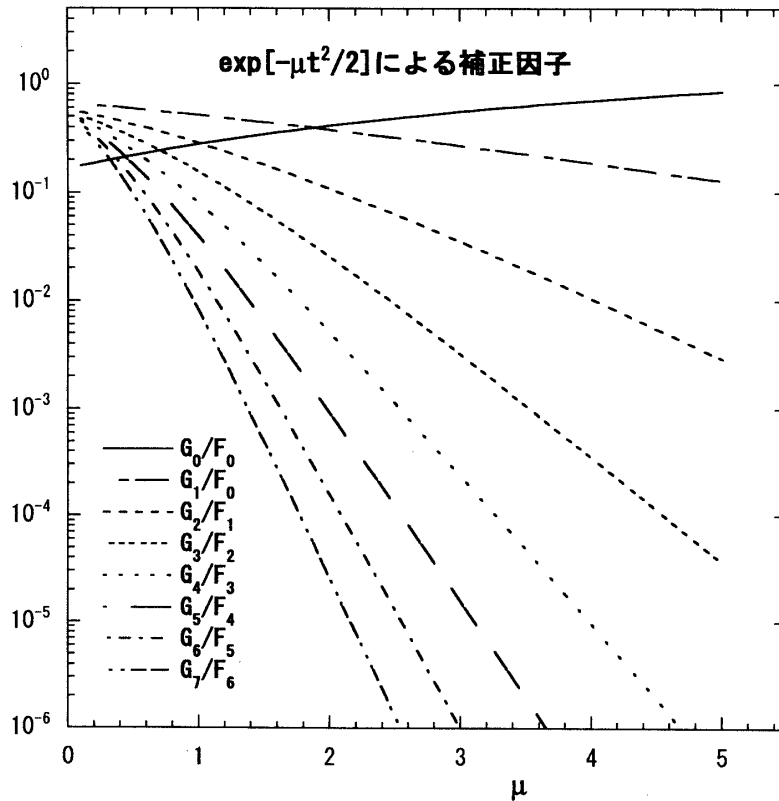
と書ける。(12)式を(10), (11)式に代入すると,  $F_{j-1}, G_j$  は

$$F_{j-1} = \frac{1}{\Delta t} \int_{(j-1)\Delta t}^{j\Delta t} dt \exp\left[-\frac{1}{2}\mu t^2\right] - \frac{1}{\Delta t} \int_{j\Delta t}^{(j+1)\Delta t} dt \exp\left[-\frac{1}{2}\mu t^2\right], \quad j = 1, 2, \dots, \quad (13)$$

$$G_j = \exp\left[-\frac{1}{2}\mu(j\Delta t)^2\right] - \frac{1}{\Delta t} \int_{j\Delta t}^{(j+1)\Delta t} dt \exp\left[-\frac{1}{2}\mu t^2\right], \quad j = 0, 1, \dots, \quad (14)$$

と表せる。第0次補正因子  $G_0/F_0$  と第  $j$  次補正因子  $G_j/F_{j-1}$  はパラメータ  $\mu$  と滞在時間  $j\Delta t$  に依存する。 $F_{j-1}, G_j$  は解析的には求められないので, 2重指数関数型変換<sup>8)</sup>を用いて数値積分をする。 $\Delta t=1$  として, 数値積分した結果を図1に示す。

図1 数値積分を用いて計算した補正因子



#### 4. 最小二乗法による補正因子の推定

補正因子を $\mu$ の関数としてみると、図1より、対数をとっても2次以上の曲線になっている。以下ではパラメータ $\mu$ を $x$ と、補正因子を $y$ と書くことにする。曲線、

$$\ln y = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k f_k(x) \quad (15)$$

で図1に示した補正因子を最小二乗法を用いて近似する<sup>9)</sup>。ただし、 $f_k(x)$ は $x$ の $k$ 次の多項式で表される関数とする。 $x$ の値が $x_i = x_0 + \Delta \cdot i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ )のときの $y$ の値を $y_i$ とする。 $\beta_j$ の推定値を $\hat{\beta}_j$ とし、

$$S = \sum_{i=1}^n \left[ \ln y_i - \hat{\beta}_0 - \sum_{k=1}^p \hat{\beta}_k f_k(x_i) \right]^2$$

が最小になるように、 $\hat{\beta}_j$ を決める。 $S$ が極小値を取る点では、

$$\frac{\partial S}{\partial \hat{\beta}_j} = 0, \quad j = 0, 1, \dots, p$$

が成り立つので、これより

$$\begin{aligned} n\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^p \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n f_k(x_i) &= \sum_{i=1}^n \ln y_i, \\ \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n f_j(x_i) + \sum_{k=1}^p \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n f_k(x_i) f_j(x_i) &= \sum_{i=1}^n f_j(x_i) \ln y_i, \quad j = 1, \dots, p \end{aligned} \quad (16)$$

を得る。ここで、

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n f_k(x_i) &= 0, \\ \sum_{i=1}^n f_j(x_i) f_k(x_i) &= 0, \quad j \neq k \end{aligned} \quad (17)$$

が成り立つように、 $f_k(x)$ を取ることができるとすると、(16)式より、回帰係数は、次のように表せる

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n \ln y_i / n \\ \sum_{i=1}^n f_1(x_i) \ln y_i / \sum_{i=1}^n f_1(x_i)^2 \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n f_p(x_i) \ln y_i / \sum_{i=1}^n f_p(x_i)^2 \end{pmatrix} \quad (18)$$

以下では $p=4$ とする。

$$\begin{aligned}
 f_1(x) &= x + \alpha_1, \\
 f_2(x) &= x^2 + \alpha_2 x + \alpha_3, \\
 f_3(x) &= x^3 + \alpha_4 x^2 + \alpha_5 x + \alpha_6, \\
 f_4(x) &= x^4 + \alpha_7 x^3 + \alpha_8 x^2 + \alpha_9 x + \alpha_{10}
 \end{aligned} \tag{19}$$

と置いて、(17)式が成立するように $\alpha_1, \dots, \alpha_{10}$ を選ぶと、

$$\begin{aligned}
 \alpha_1 &= -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = -x_0 - \frac{\Delta}{2}(n+1), \\
 \alpha_2 &= 2\alpha_1, \\
 \alpha_3 &= \alpha_1^2 - \frac{\Delta^2}{12}(n^2-1), \\
 \alpha_4 &= 3\alpha_1, \\
 \alpha_5 &= 3\alpha_1^2 - \frac{\Delta^2}{20}(3n^2-7), \\
 \alpha_6 &= \alpha_1^3 - \frac{\Delta^2}{20}(3n^2-7)\alpha_1, \\
 \alpha_7 &= 4\alpha_1, \\
 \alpha_8 &= 6\alpha_1^2 - \frac{\Delta^2}{14}(3n^2-13), \\
 \alpha_9 &= 4\alpha_1^3 - \frac{\Delta^2}{7}(3n^2-13)\alpha_1, \\
 \alpha_{10} &= \alpha_1^4 - \frac{\Delta^2}{14}(3n^2-13)\alpha_1^2 + \frac{3\Delta^4}{560}(n^2-1)(n^2-9)
 \end{aligned} \tag{20}$$

となる。したがって、(19)式は次のように表せる、

$$\begin{aligned}
 f_1(x) &= x + \alpha_1, \\
 f_2(x) &= (x + \alpha_1)^2 - \frac{\Delta^2}{12}(n^2-1), \\
 f_3(x) &= (x + \alpha_1)^3 - \frac{\Delta^2}{20}(3n^2-7)(x + \alpha_1), \\
 f_4(x) &= (x + \alpha_1)^4 - \frac{\Delta^2}{14}(3n^2-13)(x + \alpha_1)^2 + \frac{3\Delta^4}{560}(n^2-1)(n^2-9).
 \end{aligned} \tag{21}$$

補正因子は曲線

$$y = \exp[\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^4 \hat{\beta}_k f_k(x)],$$

すなわち

$$\begin{aligned}
 y &= \exp[c_0 + c_1 x + c_2 x^2 + c_3 x^3 + c_4 x^4], \\
 c_0 &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \alpha_1 + \hat{\beta}_2 \alpha_3 + \hat{\beta}_3 \alpha_6 + \hat{\beta}_4 \alpha_{10}, \\
 c_1 &= \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \alpha_2 + \hat{\beta}_3 \alpha_5 + \hat{\beta}_4 \alpha_9, \\
 c_2 &= \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 \alpha_4 + \hat{\beta}_4 \alpha_8, \\
 c_3 &= \hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_4 \alpha_7, \\
 c_4 &= \hat{\beta}_4
 \end{aligned} \tag{22}$$



で近似される。

図1に示した補正因子は $x(\mu)$ の値が0.1から5.0まで0.1刻みで数値積分を行って値を求めた。補正因子の近似式を求める際は、 $\Delta=0.1$ 、 $x_0=0$ とし、数値積分によって得た値を(18)式に代入して、 $\hat{\beta}_j$ の値を決め、近似曲線(22)を定めた。ただし、 $x \leq 4$  ( $\tau \geq 0.63$ )かつ補正因子の値が $2.0 \times 10^{-3}$ 以上の範囲の値を使い、近似曲線を求めた。また、今までの調査結果の解析では $j=6$ まであれば十分であったが、念のため $j=7$ まで補正因子の近似式を求めた。ただし、 $\tau$ は平均滞在時間を表し、(24)式で定義される。

補正因子の次数 $j$ に対するデータ数 $n$ の値と最小二乗法から定まる係数の値を表1に示す。最小二乗法によって定めた近似曲線を用いて補正因子の値を計算したが、数値積分で求めた補正因子に対する、表1に示した値を用いて近似式(22)式から求めた補正因子の誤差は、 $\mu \leq 4$  ( $\tau \geq 0.63$ )かつ補正因子の値が $2.0 \times 10^{-3}$ 以上の範囲で0.1%未満であった。参考のために、 $\mu \leq 6.5$  ( $\tau \geq 0.49$ )までの、数値積分で求めた補正因子と最小二乗法で定めたその近似曲線を図2aから図2dに示す。 $\mu \leq 6.5$ のとき、第0次と第1次の補正因子の誤差は約2%であった。

	$n$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$
$G_0/F_0$	40	-0.9258386	0.3470817	-0.04603364	0.00548707	-0.000454048
$G_1/F_0$	40	-1.0063631	-0.3221007	-0.01781161	0.00220006	-0.000203068
$G_2/F_1$	40	-2.3807822	-1.0353791	-0.07954700	0.01250924	-0.001403559
$G_3/F_2$	32	-3.1498884	-1.8115825	-0.17741150	0.04239971	-0.006778657
$G_4/F_3$	23	-3.1897388	-2.5215612	-0.35026827	0.11353007	-0.022631147
$G_5/F_4$	18	-3.2368034	-3.2396787	-0.57656339	0.23654119	-0.057287908
$G_6/F_5$	14	-3.1117958	-3.9077551	-0.90007284	0.44531402	-0.119545977
$G_7/F_6$	12	-3.1823490	-4.6402222	-1.23398443	0.71966969	-0.229514221

	$c_0$	$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4$
$G_0/F_0$	-1.7919008	0.6011295	-0.08967540	0.009210260	-0.000454048
$G_1/F_0$	-0.4055170	-0.2245427	-0.03448932	0.003646202	-0.000200684
$G_2/F_1$	-0.5394005	-0.5528139	-0.18707037	0.024018419	-0.001403559
$G_3/F_2$	-0.5894994	-0.8718414	-0.48321905	0.087138845	-0.006778657
$G_4/F_3$	-0.6163046	-1.1847950	-0.92906575	0.222159575	-0.022631147
$G_5/F_4$	-0.6330132	-1.4959955	-1.52167757	0.454235237	-0.057287908
$G_6/F_5$	-0.6443865	-1.8074682	-2.25639778	0.803951915	-0.119545966
$G_7/F_6$	-0.6530698	-2.1139670	-3.15046856	1.316406669	-0.229514221

表1. 最小二乗法によって定められた近似曲線の係数

図2a 回帰曲線によって定められた補正因子と数値積分によって求められた補正因子の比較。  
第0次補正因子

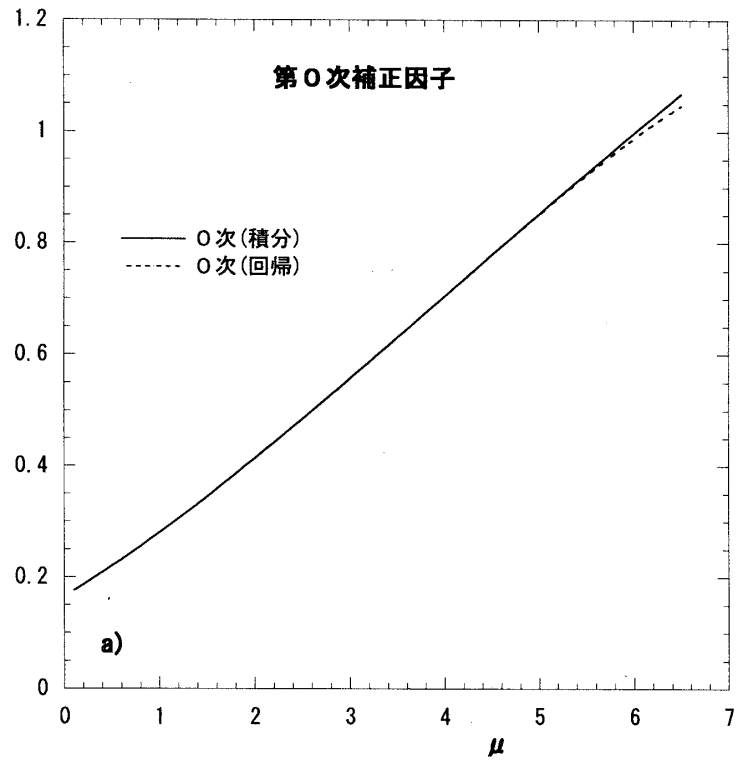


図2b 第1次と第2次補正因子の比較

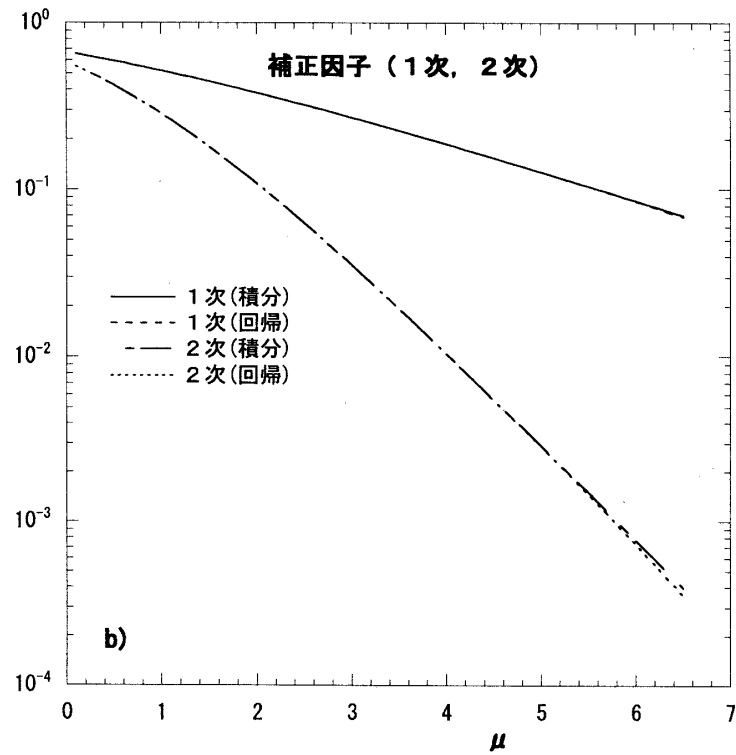


図2c 第3次と第4次補正因子の比較

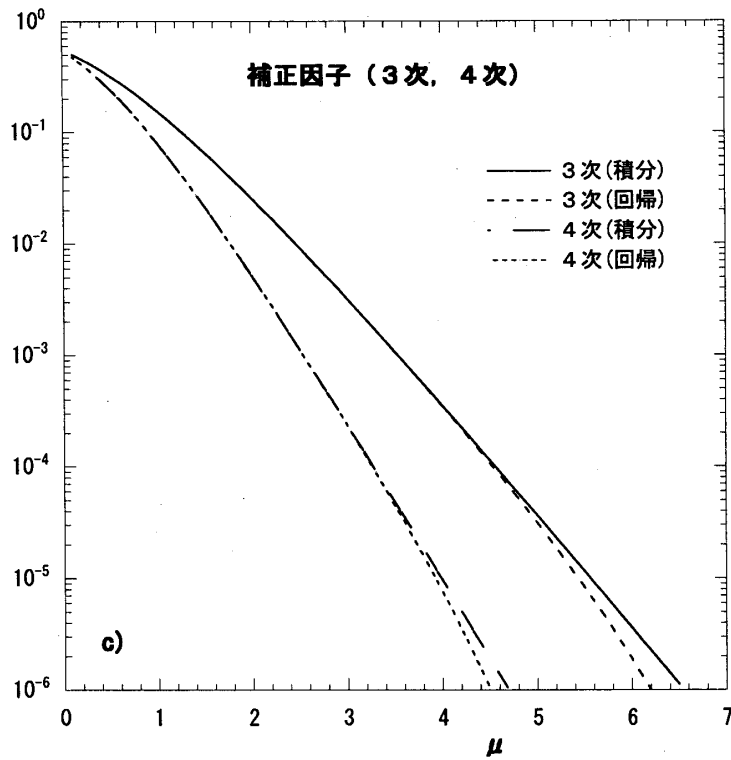
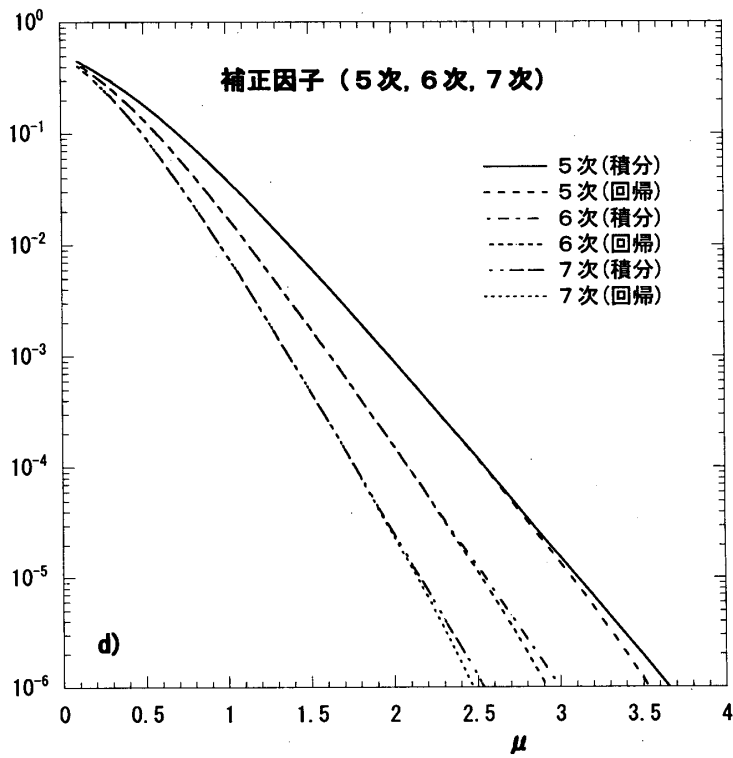


図2d 第5次, 6次と7次の補正因子の比較



## 5. 補正された滞在時間分布を得る算法

前節で求めた補正因子 $G_0/F_0, G_j/F_{j-1}$ はパラメータ $\mu$ に依存するので、 $\mu$ の値が定まっていなると補正項は計算できない。しかし、 $\mu$ の値は分布の形から求めるので、分布が定まっていなると、すなわち、補正項が定まっていなると $\mu$ の値は正確には計算できない。この節では、補正項および $\mu$ の求め方を述べる。

来訪車の滞在時間分布は、理論曲線

$$f(t) = Cg(t) = C \exp\left[-\frac{\mu t^2}{2}\right] \quad (23)$$

で記述されるとする。ただし、 $C$ は時刻 $t=0$ における駐車台数を表す。(23)式より、来訪車の平均滞在時間は

$$\tau = -\frac{1}{C} \int_0^{\infty} C \frac{dg(t)}{dt} t dt = \sqrt{\frac{\pi}{2\mu}}, \quad (24)$$

で与えられる。

理論曲線(23)式と計測値を比較し、 $C$ と $\mu$ をパラメータとして補正項を計算する。

例えば、計測値から10時台（10時以降11時以前）に駐車した車の駐車時間の分布を $\Delta t$ 時間おきに作り、そのデータを

$$n_0(0), n_0(1), \dots, n_0(j_m)$$

とする。 $n_0(0)$ は10時にはじめて計測された車の台数を表す。 $n_0(1)$ は、 $n_0(0)$ 台の車の中で $\Delta t$ 時間後に駐車していた台数を、 $y_0(j)$ は $j \times \Delta t$ 時間後に駐車していた台数を表す。 $n_0(j_m)$ 台の車の中には、滞在時間が $(j_m+1)\Delta t$ 以上かつ $(j_m+2)\Delta t$ 未満の車が含まれる可能性がある。つまり、データ数が $j_m+1$ から、補正することによって、 $j_m+2$ になる可能性がある。したがって、

$$n(j) = n_0(j), \quad j = 0, 1, \dots, j_{mx}$$

とおく。ただし、 $n(j_m+1)=0$ の時は、 $j_{mx}=j_m$ 、 $n(j_m+1)>0$ の時は、 $j_{mx}=j_m+1$ とする。 $n(0)$ は10時以降11時以前に駐車した車の（補正された）台数を表す。 $n(1)$ は、 $n(0)$ 台の車の中で $\Delta t$ 分後に駐車していた台数を、 $n(j)$ は $j \Delta t$ 時間後に駐車していた台数を表す。この段階では、まだデータは補正されていない。最適化されたパラメータ $\mu$ の初期値を

$$\mu_{old} = 0$$

とする。

各時刻におけるデータが次に示すような±平方根で示された誤差（揺らぎ）を含んでいると仮定する、

$$n(0) \pm \sqrt{n(0)}, n(1) \pm \sqrt{n(1)}, \dots, n(j_{mx}) \pm \sqrt{n(j_{mx})}. \quad (25)$$

そして、 $f(t)$ に含まれるパラメータ $C$ と $\mu$ の値を変動させ、カイ2乗

$$\chi^2 = \sum_{j=0}^{j_{\max}} \left( \frac{n(j) - f(j\Delta t)}{\sigma_j} \right)^2, \quad \sigma_j = \sqrt{n(j)} \quad (26)$$

を最小にするパラメータ $C$ 、 $\mu$ の値を求める。このときの $\mu$ の値を $\mu_{\text{opt}}$ とする。適当な（小さな）正数 $\epsilon$ に対して、不等式

$$|\mu_{\text{opt}} - \mu_{\text{old}}| < \epsilon \quad (27)$$

が成立するならば、補正処理を終了する。

そうでなければ、この値 $\mu_{\text{opt}}$ を用いて、補正項

$$\Delta n(0), \Delta n(1), \dots, \Delta n(j_{\max})$$

を計算する。ただし、今までの解析と同様に、収斂性をよくするために補正項 $\Delta n(j)$ にはその小数部分を四捨五入した値を用いることにする。これらの値を $n_0(j)$ に加え、補正された台数

$$n(j) = n_0(j) + \Delta n(j), \quad j = 0, 1, \dots, j_{\max} \quad (28)$$

を求める。

$$\mu_{\text{old}} = \mu_{\text{opt}}$$

とし、(25)に戻る。

ただし、今までの解析と同様に、(27)式において

$$\epsilon = 0.01$$

としている。

## 6. データ解析の半自動化

1時間ごとに来訪車を計測して得たデータから、計測時間間隔の間、例えば、9時から10時の間に来訪した車の滞在時間分布を作るとする。図2に表計算ソフトを用いて、データ解析をする例を示す。まず、計測値を表計算シート（シート名data）に入力しておく。とよね00(9-10)は、2000年に湯〜らんどパルとよね（愛知県豊根村）の駐車場で10時に始めて計測された来訪車の台数<sup>2)</sup>を補正して、9時以降10時直前までに来訪した車の滞在時間分布を得ることを示している。10時に計測を開始した場合は、9時以前に来訪した車も混じっていることも考えられるが、その影響は無視している。とよね00(9-10)、経過時間、0…6、データ、補正值、理論値の文字列はあらかじめキーボードを使って入力しておく。さらに、B5列からG5列までのセルに計測値を入力しておく。経過時間0のデータ20の入力されているセルをアクティブセルに指定し、[gausrgの実行] ボタンをク

リックすると、VBAで組まれたプログラムが動き、B6からF6までのセルに補正値が表示され、理論曲線

$$f(t) = C \exp\left[-\frac{\mu t^2}{2}\right]$$

を用いて計算した理論値がB7からF7までのセルに表示される。その計算に用いられたパラメータの値 $\mu$ 、 $C$ と平均滞在時間 $\tau$ がL列に表示され、それらの誤差がN列に表示される。ただし、滞在時間の次の行には、理論曲線の補正されたデータに対する適合度を示す $\chi^2$ の最小値がL列に、自由度(=データ数-パラメータの数)がN列に表示される。

A9からH13のセルには、第11行にとよね(10-11)の計測値を入力し、経過時間ゼロのデータが入力されているB11をアクティブセルに指定してある。この状態で「gausrgの実行」ボタンをクリックすると、B6からH7とK4からN7のセルに表示されているものと、同様な数値や文字列が、それぞれB12からH13とK10からN13に表示される。

図3 表計算用ファイルkaikigauss4.xlsのシート（シート名data）へのデータの入力形式と出力結果

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P
3	とよね00(9-10)															
4	経過時間	0	1	2	3	4	5	6				C =	21.45 ±	3.80		
5	データ	20	11	3	2	0						μ =	0.58 ±	0.16		
6	補正値	2	5	3	0							τ =	1.65 ±	0.22		
7	理論値	21.5	16.1	6.7	1.6							χ² =	0.19 /	2		
8																
9	とよね00(10-11)															
10	経過時間	0	1	2	3	4	5	6								
11	データ	50	24	2	2	1	0									
12	補正値															
13	理論値															
14																

## 7. 議論

図1に示した数値積分を用いて求めた補正因子を最小二乗法を用いて近似する際、 $p=2,3,4$ の場合を計算した。 $p=2$ の場合は、 $x=4$  ( $\mu=4$ ) のとき第0次補正因子の誤差が6%程あり、平均滞在時間 $\tau$ が40分前後以下になると補正値を過小評価してしまい信頼がおけない。また、 $p=3$ の場合は、補正因子の次数 $j$ が1以上の場合、近似曲線の3次の係数が正となるため、 $\mu$ の値が増加するにつれて減少していた補正因子が、 $\mu \geq 4$ で増加に転じてしまう。この場合も適応範囲に問題があるので使用できない。次に、 $p=4$ の場合を計算した。近似曲線の4次の係数 $c_4$ は、どの補正因子でも負になり、漸近的振る舞いには問題がない。しかも、補正因子の値が $2 \times 10^{-3}$ 以上であれば、誤差は $\mu \leq 4$ で0.1%未満、 $\mu \leq 5$ で1%未満であった。

$p=4$ のときの近似曲線(21)を用いて、データ解析の方法を半自動化した。そして、この

方法の精度を見るために、前論文<sup>5)</sup>で解析したデータをこの方法で再解析し、両者の結果を比較した。1997年湯～らんどパルとよね、2000年おきよめの湯、かぐらの湯、くんま水車の里、信濃路下条、信州平谷、つぐ高原、湯～らんどパルとよねのデータを再解析した結果、前論文<sup>5)</sup>表6dに示した信濃路下条で13時にはじめて計測された車の台数から、12時から13時までの間に来訪した車の滞在時間分布の補正值のうち、 $\Delta n(0)$ の値のみが一致しなかった。前論文では、この補正值は43であるが、今回の近似計算に基づく補正值は44であった。しかし、推定されたパラメータの値は前論文では $C=134.9\pm 11.6$ 、 $\mu=4.01\pm 0.50$ 、 $\tau=0.63\pm 0.04$ でカイ二乗の最小値は2.91であった。今回は、 $C=133.8\pm 11.5$ 、 $\mu=3.99\pm 0.50$ 、 $\tau=0.63\pm 0.04$ 、カイ二乗の最小値は2.91であり、平均来訪台数C、パラメータ $\mu$ の値の誤差は1%未満に止まっている。データを再解析した結果からは、この最小二乗法を用いて補正因子を近似する方法は十分使用に耐えうると判断してよい。ただし、 $\mu=6.5$  ( $\tau=0.492$ ) のとき、第0次と第1次の補正因子は、数値積分した値と比較して、約2%過小評価となる。

## 参考文献

- 1) 福井幹彦 (編著), 山間地域の内的発展とネットワーク化実現可能性に関する調査報告, 愛知大学中部地方産業研究所, 1998年3月,
- 2) 福井幹彦, 樋口義治, 佐藤正之, 平川雄一, 愛知大学中部地方産業研究所調査報告書, 三遠南進地域における県境の広域交流連携の実現可能性に関する研究, 愛知大学中部地方産業研究所, 2001年2月
- 3) 福井幹彦, 樋口義治, 鈴木尚通, 佐藤正之, 平川雄一, 愛知大学中部地方産業研究所調査報告第58号, 2001年度三遠南進地域における県境の広域交流・連携の実現可能性に関する研究, 愛知大学中部地方産業研究所, 2002年2月
- 4) 鈴木尚通, 福井幹彦, 樋口義治, 観光交流スポットとしての温泉施設来訪車の滞在時間に関する数理分析, 愛知大学経済論第155号, 2001年7月
- 5) 鈴木尚通, 福井幹彦, 樋口義治, 観光交流スポットとしての温泉施設来訪車の制約条件付き調査からの滞在時間復元達成に関する数理分析 — ガウス分布による復元達成を中心として —, 愛知大学経済論第157号, 2001年11月
- 6) N. Bailey, The Elements of Stochastic Processes, Jon Wiley and Sons, New York, 1964
- 7) 魚返正, 確率論, 朝倉書店, 1968年  
国沢清典, 確率論とその応用, 岩波書店, 1982年
- 8) 森正武, 名取亮, 鳥居達生, 数値計算 (岩波講座情報科学18), 岩波書店, 1982年; 森正武, FORTRAN77 数値計算プログラミング, 岩波書店, 1984年
- 9) 森口繁一, 統計解析 (岩波講座現代応用数学4 B.10-b), 岩波書店, 1957年