

# 昭和 39 年度研究発表会アブストラクト

と き 昭和 40 年 3 月 24 日 午前 10 時～午後 5 時  
 ところ 統計数理研究所講堂

あいさつ

所長 末綱 恕一

昭和 39 年度第 1 研究部研究概要,  
 その他 (距離概念と決定方式, そ  
 の多変数解析への一応用)

松下 嘉米男

$k$  コの母集団における多変数回帰  
 行列の等値について

早川 毅

$k$  コの母集団における多変数回帰モデルは

$$X^{(g)} = B_g Z^{(g)} + e \quad (g=1, 2, \dots, k)$$

として与えられる.  $X^{(g)}$  ( $p \times N_g$ ),  $B_g$  ( $p \times q$ ),  $Z^{(g)}$  ( $q \times N_g$ ),  
 $N_1 + N_2 + \dots + N_k = N$ .  $e$  ( $p \times N_g$ ) の各列 vector は互に独立な  
 $p$  次元正規分布をし,  $N[0, \Sigma]$  とする.

このとき

$$B_g = [B_{g1} B_{g2}]$$

とし,  $B_{g1}$  ( $p \times q_1$ ),  $B_{g2}$  ( $p \times q_2$ ) ( $q_1 + q_2 = q$ ) とするとき,  
 仮設

$$H: B_{11} = B_{21} = \dots = B_{k1} (= B_{01})$$

についての尤度比検定を行う.

$B_g, \Sigma$  を条件をつけずに推定したとき,

$$\hat{B}_g^0 = X^{(g)} Z^{(g)'} [Z^{(g)} Z^{(g)'}]^{-1} \quad (g=1, 2, \dots, k)$$

$$N \hat{\Sigma}_0 = \sum_{g=1}^k X^{(g)} [I_{N_g} - Z^{(g)'} [Z^{(g)} Z^{(g)'}]^{-1} Z^{(g)}] X^{(g)'}$$

として与えられる. 特に  $N \hat{\Sigma}_0$  は Wishart 分布をし,  
 その自由度は  $N - kq$  である.

$B_{01}, B_{02}, \Sigma$  の帰無仮設のもとでの推定値は

$$\hat{B}_{01}^0 = \sum_{g=1}^k X^{(g)} [Z_1^{(g)} P^{(g)'}] A_{11.2}^{-1}$$

$$\hat{B}_{02}^0 = X^{(g)} Z_2^{(g)'} [Z_2^{(g)} Z_2^{(g)'}]^{-1} \\ - \hat{B}_{01}^0 [Z_1^{(g)} Z_2^{(g)'}] [Z_2^{(g)} Z_2^{(g)'}]^{-1} \\ (g=1, 2, \dots, k)$$

$$N \hat{\Sigma}_0 = \sum_{g=1}^k X^{(g)} X^{(g)'} - \left[ \sum_{g=1}^k X^{(g)} (Z_1^{(g)} P^{(g)'}]' \right] A_{11.2}^{-1} \\ \times \left[ \sum_{g=1}^k X^{(g)} (Z_1^{(g)} P^{(g)'}]' \right]$$

$$- \sum_{g=1}^k X^{(g)} Z_2^{(g)'} [Z_2^{(g)} Z_2^{(g)'}]^{-1} Z_2^{(g)} X^{(g)'}$$

として与えられ,  $Z^{(g)'} = [Z_1^{(g)'} Z_2^{(g)'}]$  とし,

$$P^{(g)} = I_{N_g} - Z_2^{(g)'} (Z_2^{(g)} Z_2^{(g)'})^{-1} Z_2^{(g)}$$

$$A_{11.2} = \sum_{g=1}^k [Z_1^{(g)} Z_1^{(g)'} \\ - (Z_1^{(g)} Z_2^{(g)'} (Z_2^{(g)} Z_2^{(g)'})^{-1} (Z_2^{(g)} Z_1^{(g)'})]$$

である. rank  $A_{11.2} = q_1$  とする. 特に  $N \hat{\Sigma}_0$  は Wishart  
 分布をし, 自由度は  $N - kq_2 - q_1$  である.

仮設に対する尤度比規準は

$$\lambda^{2/N} = \frac{|N \hat{\Sigma}_0|}{|N \hat{\Sigma}_\Phi|} \\ = \frac{|N \hat{\Sigma}_0|}{|N \hat{\Sigma}_0 + \Phi|}$$

として与えられ,  $\Phi$  は Wishart 分布, 自由度  $(k-1)q_1$   
 となり  $N \hat{\Sigma}_0$  とは独立に分布する. 故に  $\lambda^{2/N}$  は T.  
 W. Anderson の  $U$ -統計量となり,  $U_{p, (k-1)q_1, N-kq}$   
 となる.

## 定常時系列のフィルターについて

橋本 智雄

1 次元弱定常時系列  $\{x(n); n=0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  を  
 もって, われわれの求めている信号とし,  $\{y(n); n$   
 $= 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ ,  $\{z(n); n=0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$   
 は共に noise を表すとす. これらは共に平均 0 で,  
 auto-covariance  $r_{xx}(\nu) = E\{x(n+\nu)\bar{x}(n)\}$   
 $= \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\nu\omega} \Phi_{xx}(\omega) d\omega$ , ( $r_{yy}, r_{zz}$  も同様) をもち,  
 $x(n)$  と  $y(n)$  との cross-covariance  $r_{xy}(\nu) =$   
 $\int_{-\pi}^{\pi} e^{i\nu\omega} \Phi_{xy}(\omega) d\omega$  があるとする. 更に  $z(\nu)$  は  $x(\nu)$ ,  
 $y(\nu)$  と独立であるとする. このとき message と  
 noise とが 1 次結合ではない場合の観測値  $\{y(n) +$   
 $x(n)z(n); n=0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  をもとに, 求める信  
 号の将来の値  $x(n+\alpha)$  ( $\alpha > 0$ ) を予測するのに統計量

として、係数  $K_\mu (\mu=0, 1, 2, \dots)$  の線型結合  $\sum_{\mu=0}^{\infty} \{y(n-\mu) + x(n-\mu)z(n-\mu)\} K_\mu$  をとり、誤差  $E|x(n+\alpha) - \sum_{\mu=0}^{\infty} \{y(n-\mu) + x(n-\mu)z(n-\mu)\} K_\mu|^2$  を最小にするように、未知係数  $K_\mu$  を決定することを考える。

$r(n) = r_{yy}(n) + r_{zx}(n)r_{zz}(n) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{in\omega} \Phi(\omega) d\omega$  とすると  $\sum_{n=-\infty}^{\infty} r(n) e^{-in\omega} = \Phi(\omega)$  となつて、 $\Phi(\omega)$  から実軸より下の半平面で零点を持たない関数  $\Psi(\omega)$  をつくり  $\Phi(\omega) = |\Psi(\omega)|^2$  となるようする。

そこで  $\int_{-\pi}^{\pi} e^{i\nu\omega} k(\omega) d\omega = K_\nu (\nu=0, 1, 2, \dots)$  とすると、前の誤差式を最適にすることを考えて、 $k(\omega) = \frac{1}{2\pi\Psi(\omega)} \sum_{\nu=0}^{\infty} e^{-i\nu\omega} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{\Phi_{xy}(u)}{\Psi(u)} e^{i\nu(u+\alpha)} du$  が得られる。すなわち  $t$  が離散変数のとき、フィルターの特性がわかることになる。

## 統計的多次元解析の研究

塩 谷 実

Stanford University (California, U.S.A.) え二年間出張していた間、行った研究の内容を、未発表のものを中心に報告する。

(I)  $p$ -変数正規母集団にかんする Tolerance Region を具体的に設定すること、(Annals of Inst. Statist. Math., Vol. 16, 1964), 及び

(II)  $p$ -変数正規母集団  $N(\xi, \sigma^2 I)$  において、成分変数の平均の有限個の一次結合にたいする同時区間推定、(Jour. Amer. Statist. Assoc. Vol. 59, 1964) は既に印刷発表が終っているので、ここでは省略する。

(III) 相関係数について;  $\pi_1, \pi_2$  を2つの  $p$  変数正規母集団とし、その相関係数を、夫々  $\rho_1, \rho_2$  で表わす。仮設  $H_0: \rho_1 = \rho_2$  の検定、及び  $\rho_1 = \rho_2 \equiv \rho$  の時、両母集団からとられた独立な標本に基いて  $\rho$  を推定する場合、通常 Fisher の  $Z$ -変換、 $Z_i = \frac{1}{2} \log \frac{1+r_i}{1-r_i}$  ( $r_i, i=1, 2$  は標本相関係数) が近似的に正規分布に従うことを基にしてなされる。しかし、この方法には、両母集団の分散に関する知識が入ってこない。そこで、両母集団の分散に関する種々のモデルの下で問題を解けば、よりよいものが現われる可能性がある。この考えに基いて、上の検定、推定の問題にたいする likelihood ratio test 及び maximum likelihood estimate を求めた。標本分布に関する点が未完成であるが、普

通の単純相関係数、級内相関係数の2つの場合を取り扱った。

(IV) 標本分散行列  $S$  の関数の漸近分布;  $nS \sim W_n(p, \Sigma)$ , すなわち、 $N(\xi, \Sigma)$  からとられた大きさ  $n+1$  の標本における分散行列を  $S$  とし、 $f(S)$  をその関数とする。 $f(S)$  の一般分布は、漸近的に正規分布に従うが、その時の分散にたいして

$$\text{Var}\{f(S)\} = \frac{2}{n} \{f(\Sigma)\}^2 T_r(\Phi\Sigma)^2,$$

$$\Phi = \left( \frac{\partial \log f(\Sigma)}{\partial \sigma_{ij}} \right)$$

の公式が得られる。2つの関数  $f(S), g(S)$  の共分散も、同様に

$$\text{Cov}\{f(S), g(S)\} = \frac{2}{n} f(\Sigma)g(\Sigma) T_r(\Phi\Sigma\Psi\Sigma)$$

となる。これを基に多次元解析における種々の test statistics の漸近分布を容易に求めることが出来る。多くの場合、test の power を正確に調べることは非常に複雑になるが、これは、 $n$  が大きい時、その第一近似的の様子を見るのに使い得るものである。

(V) 二次元順序統計量; 二次元分布からの  $n$  個の標本において、各成分毎に順序統計量を作り、その種々の同時分布、関数の分布等を求めた。この成分毎による順序統計量の構成では、標本の association に関する情報を棄てることになり、あまり有効とは言えないが、2次元分布の時の Range, 分布関数にたいする区間推定等に用いることが可能である。

ピアソン型分布に対する平均値のまわりの絶対モーメント及びその一致統計量について

鈴木義一郎

微分方程式

$$(1) \quad f'(x) = \frac{a+x}{b_0+b_1x+b_2x^2} f(x)$$

を満足するピアソン型分布について考える。

$$\mu = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

$$\mu_\nu = \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^\nu f(x) dx \quad \nu=0, 1, 2, \dots$$

$$(2) \quad \alpha_\nu = \int_{-\infty}^{\infty} |x-\mu|^\nu f(x) dx \quad \nu=0, 1, 2, \dots$$

$$\gamma_\nu = \int_{-\infty}^{\mu} (x-\mu)^\nu f(x) dx \quad \nu=0, 1, 2, \dots$$

と置く。(1) は次のように書き表わせる。

$$(3) \quad \{b_0' + b_1'(x-\mu) + b_2(x-\mu)^2\} f'(x) \\ = \{a' + (x-\mu)\} f(x)$$

ここで

$$a' = a + \mu, \quad b_0' = b_0 + b_1\mu + b_2\mu^2, \quad b_1' = b_1 + 2b_2\mu.$$

仮定 “ $f(x) = 0(x^{-N})(x \rightarrow \pm\infty, N$  はある正整数,  $\infty$  でも良い)” を置いて (3) 式の両辺を  $(-\infty, \infty)$  及び  $(-\infty, \mu)$  上で積分することにより

$$a' + b_1' = 0 \\ -b_0' f(\mu) + (a' + b_1')\gamma_0 + (1 + 2b_2)\gamma_1 = 0$$

即ち

$$a + b_1 + (1 + 2b_2)\mu = 0 \\ -(b_0 + b_1\mu + b_2\mu^2) f(\mu) + (1 + 2b_2)\gamma_1 = 0.$$

(3) 式の両辺に  $(x-\mu)^\nu (1 \leq \nu \leq N-1)$  を掛けて, 同様の計算を行えば, 次の漸化式を得る.

$$\nu(b_0'\mu_{\nu-1} + b_1'\mu_\nu + b_2\mu_{\nu+1}) + (1 + 2b_2)\mu_{\nu+1} = 0 \\ \nu(b_0'\gamma_{\nu-1} + b_1'\gamma_\nu + b_2\gamma_{\nu+1}) + (1 + 2b_2)\gamma_{\nu+1} = 0 \\ \nu = 1, 2, \dots, N-1.$$

ところで

$$\gamma_0 = F(\mu) \\ \gamma_1 = \frac{b_0 + b_1\mu + b_2\mu^2}{1 + 2b_2} f(\mu) = \frac{1 + 3b_2}{1 + 2b_2} \mu_2 f(\mu)$$

$$\alpha_\nu = \mu_\nu + \{(-1)^\nu - 1\} \gamma_\nu$$

であるから平均値のまわりの絶対モーメント  $\alpha_\nu (1 \leq \nu \leq N)$  は  $F(\mu), f(\mu)$  及びパラメーター  $b_0, b_1, b_2$  を用いて表わせる. 実際

$$\alpha_\nu = [1 + \{(-1)^\nu - 1\} F(\mu)] \\ \times \sum_{j=[(\nu+1)/2]}^{\nu} \sum_{(v,j)}^{(0)} \prod_{i=0}^{j-1} c(l_i - 1, l_{i+1}) \\ (4) \quad + \{(-1)^\nu - 1\} \frac{b_0 + b_1\mu + b_2\mu^2}{1 + 2b_2} f(\mu) \\ \times \sum_{j=[\nu/2]}^{\nu} \sum_{(v,j)}^{(1)} \prod_{i=0}^{j-1} c(l_i - 1, l_{i+1})$$

ここで記号  $\sum_{(v,j)}^{(k)}$  ( $k=0, 1$ ) は条件

$$l_0 = \nu, \quad l_j = k, \quad 0 \leq l_i - l_{i+1} - 1 \leq 1 \quad (0 \leq i \leq j-1)$$

を満足する凡ゆる組合せ  $(l_0, l_1, \dots, l_j)$  についての和を表わす. 更に係数  $c(l, k)$  は

$$c(l, k) = \begin{cases} -\frac{l(b_1 + 2b_2\mu)}{1 + (l+2)b_2} & k=l \\ -\frac{l(b_0 + b_1\mu + b_2\mu^2)}{1 + (l+2)b_2} & k=l-1 \\ 0 & k \neq l, l-1 \end{cases}$$

で与えられる. (1) と類似の差分方程式を満足する離散型分布についても (4) と類似ではあるがやや複雑な  $\alpha_\nu$  に対する表現を得る. 詳細は彙報 20 周年記念号参照

ところで, ピアソン型分布の場合, 4 つのパラメーター従って分布も, 平均  $\mu$  及び 3 つのセントラルモ

ーメント  $\mu_2, \mu_3, \mu_4$  によって完全に定められる.

$$a = -\mu + \mu_3 I_1 I_2 \\ (5) \quad b_0 = I_1[\mu(2\mu\mu_2 + \mu_3) I_2 + (\mu^2 + \mu_2) I_3] \\ b_1 = -I_1[(4\mu\mu_2 + \mu_3) I_2 + 2\mu I_3] \\ b_2 = I_1[2\mu_2 I_2 + I_3]$$

ここで

$$I_1^{-1} = -2(9\mu_2^3 + 6\mu_3^2 - 5\mu_2\mu_4), \quad I_2 = 3\mu_2^2 + \mu_4 \\ I_3 = 3\mu_3^2 - 4\mu_2\mu_4$$

結局, 絶対モーメント  $\alpha_\nu$  は絶対値のないモーメントの函数として

$$(6) \quad \alpha_\nu = H_\nu(\mu, \mu_2, \mu_3, \mu_4)$$

のように表現出来る. 例えば

$$H_1 = \frac{1 + 3b_2}{1 + 2b_2} 2\mu_2 \exp[g(\mu; a, b_0, b_1, b_2)] \\ H_3 = \mu_3 - 4\mu_3 \int_{-\infty}^{\mu} \exp[g(x; a, b_0, b_1, b_2)] dx \\ + \frac{4(1 + 4b_2)(a + \mu)\mu_3 + (1 + 3b_2)^2 \mu_2^2}{(1 + 2b_2)(1 + 4b_2)} \\ \times \exp[g(\mu; a, b_0, b_1, b_2)]$$

ここで 4 つのパラメーターは (5) で与えられるモーメントの函数で更に  $g(x; a, b_0, b_1, b_2)$  は  $\frac{a+x}{b_0 + b_1x + b_2x^2}$  の不定積分で

$$\int_{-\infty}^{\infty} \exp[g(x; a, b_0, b_1, b_2)] dx = 1$$

なる関係を満足するものである.

そこで  $\alpha_\nu$  に対する推定量として, (6) の右辺の函数形で母集団特性量を標本特性量で置き換えることによって得られる統計量

$$(7) \quad \hat{\alpha}_\nu = H_\nu(\hat{\mu}, \hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3, \hat{\mu}_4)$$

を考えると, これが  $\alpha_\nu$  に対する一致推定量となることが示される. 実際  $\sqrt{n}(\hat{\alpha}_\nu - \alpha_\nu)$  の漸近分布が  $N(0, \phi'D\phi)$  となる. ここで  $\phi$  の  $j$  番目の元  $\phi_j$  は  $(\hat{\mu}_1 = \hat{\mu}, \mu_1 = \mu)$  と表わすことにして

$$\phi_j = \left[ \frac{\partial}{\partial \hat{\mu}_j} H_\nu(\hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3, \hat{\mu}_4) \right]_{\hat{\mu}_i = \mu_i}$$

で与えられ,  $D$  はモーメントベクトル

$$\sqrt{n}[(\hat{\mu}, \hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3, \hat{\mu}_4)' - (\mu, \mu_2, \mu_3, \mu_4)']$$

の漸近的分散共分散行列である.

一般に統計量 (7) は不偏ではないが

$$c_{\nu, n} = \alpha_\nu / E(\hat{\alpha}_\nu)$$

なる定数が見出せれば,  $\alpha_\nu$  に対する不偏推定量

$$\tilde{\alpha}_\nu = c_{\nu, n} \hat{\alpha}_\nu$$

が得られる.

### 多入力系の周波数応答函数の統計的推定法

赤池弘次

単一入力の場合の周波数応答函数の統計的推定法についての従来の研究の結果は、昭和38年度の実用化のための研究によってその実用性が明かとなった。(Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Supplement III (1964)). しかしこの実用化研究に際して明かとなった点のひとつに、現実の場合に多入力系として考えなければならない系が多く存在することがあった。このような多入力系の場合に、他の入力の存在を無視して、特定の単入力と出力とに対して単一入力の場合の推定法を適用すると、

- 1) 無視された入力の中の、注目する入力と無相関な部分の影響によって入出力間の coherency が低下し、このために推定が困難となる。更に本質的に
- 2) 無視された入力中に、注目する入力と相関を持つ部分が存在する場合には、これの影響によって全く見掛け上だけの応答函数しか推定できなくなる。

という困難が生ずる。このような困難を解決するためには、多入力系のための推定法をあらためて展開することが是非必要である。

筆者は今年度このための研究を行い、その結果を数値的に検討した(2入力の場合)。必要な計算方法を含めた研究結果は、当研究所 Annals に発表されるが、それによれば今回考えられた推定方法が十分実用にたえるものであると判断される。推定値の含む誤差の相対的な大きさを評価する量の分布が近似的に与えられ、少くとも数値例についてみる限りこれによって全く無意味な数値であるか否かの判定が効果的に行われた。

### Doob の定理の一般化

郡敏昭

Doob (1954 T.A.M.S. 77) は Brownien motion process の path について次の定理を得た。

定理

$D$  を平面上の open disc,  $C$  をその circle,  $A$  を  $D$  の subset で capacity が positive finite なものとする。

$z$  を exterior capacity 0 の set に含まれない点とする。

又、 $u(z)$  を  $A$  の equilibrium potential for  $C$  と

する。

このとき

$$P_z \left\{ z \text{ を出発した path が } C \text{ よりさき } A \text{ に到達する} \right\} = u(z)$$

以下においてこの定理を standard process の場合に一般化する。

[I]\*  $X$  は standard process である。

- Markov process  $X=(x_t, \zeta, M_t, P_x)$  について、
- i)  $X$  は strong Markov process
  - ii)  $x_t$  は right continuous
  - iii)  $\tau_n \uparrow \tau$  なる Markov time の列  $\tau_n, \tau$  に対して  $x_{\tau_n} \rightarrow x_\tau(a, c, \Omega_\tau, P_x)$
  - vi)  $\bar{M}_{t+0} = M_t$
  - v) phase space は metrizable

\* $f(x)$  は process  $X$  に対する excessive function である。

- i) 任意の Markov time に対して  $M_x f(x_\tau) \leq f(x) \quad \forall x \in E$
- ii) 任意の  $P_x(\tau_n \downarrow 0) = 1$  なる Markov time の列  $\tau_n$  に対し、  
 $\lim_{n \rightarrow \infty} M_x f(x_{\tau_n}) = f(x)$

[II]  $\Gamma$  を compact set

$$\tau = \inf \{t, x_t \in \Gamma\}$$

$u(x) = P_x\{\tau < \zeta\}$  とすれば  $u(x)$  は  $E - \Gamma$  で process  $X$  について harmonic function となる。

(Dynkin: Markov process chap 12)

[III]  $X$  を standard process

$f(x)$  を  $X$  に対する excessive function で bounded,  $\lim_{t \uparrow \tau} f(x_t) = 1 (a, c, \Omega_\tau, P_x)$  なるものとする。

ここに  $\tau = \inf \{t, x_t(\omega) \in \Gamma\}$ ,  $\Gamma$  はある compact set とする。

そのとき

$$f(x_0) = P_{x_0} \left\{ \tau < \zeta \right\} = P_{x_0} \left\{ x_0 \text{ を出発した path が死ぬ前に } \Gamma \text{ に到達する} \right\}$$

### 昭和39年度養成所事業報告 および研究報告

藤本 照

基本科	研究科前期	研究科後期		教育統計	工業統計	合計
		A	B			
190	106	116	100	106	47	665

基本科の講義内容はおよそそのところ例年通り、研究

科前期は多次元解析, 確率過程の入門的解説, 後期 (A) は計算機による統計解析, (B) は定常確率過程の統計的解析, 又専攻科 (教育) は統計調査法, (工業) は数学的計画法をそれぞれ行った. 参加人員は上表の通りである.

藤本の研究については “On a distribution-free two-way classification,” Ann. Inst. Statist. Math. Vol. XVI (1964), pp. 247-253 及び “分類について (II)” , 統計数理研究所彙報第 12 巻を参照され度い.

昭和 39 年度第 2 研究部研究概要,  
その他 (一対比較法の一問題)

林 知 己 夫

第 2 研究部では, 従来つづけてきた EF の研究を今年度も同一の線に沿って行い, EF XXII, EF XXIII と言う 2 回の調査を行い分析を行った. また, 国民性の研究として 5 年ごとに実行している調査の分析を深めて行くと共に, その補足調査として, 「いまのふつうの日本人はどう考えていると思うか」と言う予測 (億測) を一般の人にたずねる全国調査を企画し, これを実行した. このサンプルとしては, 新サンプルを新たにとると共に, 第 3 回全国調査のサンプルの半数をパネルとして用いることにした. なお, 予測調査のほかに, 質問の仕方を変更したり, 同一質問を二回たずね, その結果を比較検討することも行った.

我々の研究室としては, 数量化, 予測の研究を実証的に行うと共に, 測定誤差の多い多変量からの確かな情報をくみとる方法論を研究した. 後者は, 回答誤差あるデータの統計的取扱いの研究の延長である. 具体的には, 一対比較法の研究, 選挙予測方法の集大成, 医学的データの処理法及びそれにもとづく健康管理の考へ方, 市場社会調査の諸問題, 事故の OR 的分析, 音響現象の統計的モデル解析の研究を行った.

さて, 今日は, そのうち, 一対比較法の一つの解析法について述べる. 一対比較法で一番問題になるのは, 所謂矛盾のおこる場合である. 即ち,  $A > B, B > C, C > A$  のおこる場合である. この様なことのおこっているデータをつみあげて, 対象たる  $A, B, C, \dots$  の一次的順序をきめなければならない場合がある. 例へば, 勝負の結果による強さの順序づけである. 相撲の番付の決定などはこの一つである. しかし, 必ずしもこうしなければならないとは限らない. 矛盾のおこっているデータから, その多元的な構造をさぐる必要もおこり得る. この二つのタイプの解析を数量化の立場から行って見た. 第一の順序づけでは, 各二対象の

もつ力の差と「勝つ確率」とを関係づけ, 勝負パタンのライクリフッド函数をつくり, これが最大になる様に各対象の力を数量化するのである. 一つの合理的立場であろう. 後者については, 決定論的モデル, 確率モデルを考へ, その両者の形式的-一致性をたよりに, 確率モデルを中核に解を求める方法を考えるのである. さて, このため, まず, 一対比較法データから各個人の判断の一致数を計算し, これを通して各個人集団の判断パターンを媒介としてのグループ分けを行い, しかる後, このほぼ等質なグループについて, 上記の分析方法をとることが妥当であることを考察した.

多段サンプリングにおける平均値  
計算のための一つの formula

野 田 一 雄

多段サンプリングにおける sampling moments の計算には, Hansen-Hurwitz による conditional expectation を用いると便利である. 特に sample mean の expectation とその variance については, 次の関係を用いればよい.

$$b_1^*, b_2^*, \dots, b_k^*: \text{ random events}$$

$$u = f(b_1^*, b_2^*, \dots, b_k^*)$$

であるとき

$$z_0 = E u$$

$$z_j = E(u | j!)$$

$$= E(u | b_1^*, b_2^*, \dots, b_j^*) \quad (1 \leq j \leq k)$$

とおく, 特に

$$z_k = u$$

が成立する. 更に  $\sigma^2 z_1 | 0! = \sigma^2 E(u | 1!) = \sigma^2 z_1$

$$\sigma^2 z_j | (j-1)! = \sigma^2 z_j | (b_1^*, b_2^*, \dots, b_{j-1}^*)$$

$$= E\{[z_j - E(z_j | (b_1^*, \dots, b_{j-1}^*))]^2$$

$$\times |(b_1^*, \dots, b_{j-1}^*)| \quad (2 \leq j \leq k)$$

とおく.

$u$  の expectation および variance を求めるには次の関係を用いればよい.

Theorem

- 1)  $E u = E(E(\dots E(E(z_k | (k-1)!)) | (k-2)!)) | 1!)$
- 2)  $\sigma^2 u = E \sigma^2 z_k | (k-1)! + E \sigma^2 z_{k-1} | (k-2)! + \dots + E \sigma^2 z_2 | 1! + \sigma^2 z_1$  (1)

証明を与える一つの方法は, 次の lemma による

Lemma

- 1)  $E(z_j | (j-1)) = z_{j-1} \quad (1 \leq j \leq k)$

$$2) \quad E(z_j - z_{j-1})^2 = E\sigma^2 z_j | (j-1)! \quad (1 \leq j \leq k)$$

$$E(z_i - z_{i-1})(z_j - z_{j-1}) = 0 \quad (1 \leq j < i \leq k)$$

lemma の証明はここでは省略する。lemma を用いれば theorem は次のように求められる。

$$\left. \begin{aligned} [u - E_u]^2 &= [u - z_{k-1}]^2 + [z_{k-1} - z_{k-2}]^2 \\ &\quad + \dots + [z_2 - z_1]^2 + [z_1 - E_u]^2 \end{aligned} \right\} (A)$$

$$\left. \begin{aligned} + 2[u - z_{k-1}][z_{k-1} - z_{k-2}] \\ + \dots + 2[z_2 - z_1][z_1 - E_u] \end{aligned} \right\} (B)$$

両辺 expectation をとれば、(A) の部分は所定の式の右辺となり、(B) の部分は脱落する。

例として 3-stage cluster sampling への適用を考える。

3-stage cluster sampling without replacement

一つの層内で一個の第1抽出単位および第2抽出単位を抽出し、それから  $N'(l,m)$  個の第3抽出単位を抽出する。Notation については次表の通りである。

	母 集 団			標 本		
	from (1) to	variate	size	from (1) to	variate	size
第1抽出単位	$l \leq L$	$X_l$	$N_l$		$x_l$	$N'(l)$
第2抽出単位	$m \leq M_l$	$X_{lm}$	$N_{lm}$		$x_{lm}$	$N'(lm)$
第3抽出単位	$n \leq N_{lm}$	$X_{lmn}$		$n \leq N'(lm)$	$x_{lmn}$	

$$X = \sum_l^L \sum_m^{M_l} \sum_n^{N_{lm}} X_{lmn}, \quad N = \sum_l^L \sum_m^{M_l} N_{lm}$$

このとき

$$\bar{x} = \frac{1}{N'(l,m)} \sum_n^{N_{lm}} x_{lmn}$$

は母集団平均値

$$\bar{X} = \frac{X}{N}$$

の unbiased estimator である。 $\bar{x}$  の variance を求めるには、この場合 (1) は次のようになる。

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = E\sigma^2_{\bar{x} | (1,2)} + E\sigma^2_{E(\bar{x} | (1,2)) | (1)} + \sigma^2_{E(\bar{x} | (1))} \quad (2)$$

(2) の各項は

$$E\sigma^2_{\bar{x} | (1,2)} = \frac{1}{N} \sum_l^L \sum_m^{M_l} N_{lm} \frac{N_{lm} - N'_{lm}}{N'_{lm}(N_{lm} - 1)} \frac{\sum_n^{N_{lm}} (X_{lmn} - \bar{X}_{lm})^2}{N_{lm}} \quad (3)$$

$$E\sigma^2_{E(\bar{x} | (1,2)) | (1)} = \frac{1}{N} \sum_l^L N_l \sum_m^{M_l} \frac{N_{lm}}{N_l} (\bar{X}_{lm} - \bar{X}_l)^2 \quad (4)$$

$$\sigma^2_{E(\bar{x} | (1))} = \frac{1}{N} \sum_l^L N_l (\bar{X}_l - X)^2 \quad (5)$$

文 献

Hansen, Hurwitz & Madow "Sample survey methods and theory" Vol. II (1953) New York. John Wiley & Sons, Inc.

国民性の調査, その他

鈴木達三

本年度は研究室として 1963 年秋に実施した「国民

性の研究」の第 III 次全国調査の整理分析および 1954 年以來の継続研究である「マス・コミュニケーションの効果の研究」の第 22 次, 第 23 次調査を実施し, それぞれ結果の一部を公表している。

国民性の研究は 1965 年 1 月 ~ 5 月にかけて「予想調査」を全国でおこなっている。この調査は, 世間一般ではどのような考えの人が多いただろうとか, 世間の評判ではどうかということをおもに回答させ, 個人の考えとの間の一致, 不一致を問題にし, 人々が世間をどのようにみているかを研究しようとするものである。このほか, 第 III 次調査の吟味および今後の調査の準備に関する項目もとり上げたので, これらは調査法の研究の一つとして分析する予定である。

また, 昨年度に引きつづき, 住宅各部分の損耗度および計画修繕に関する研究を共同でおこなっている。(結果の一部は日本住宅公団の報告書および日本統計学会, 日本建築学会で発表した)。本年は室内各部の損耗状況のほか, 外壁の汚染, 団地内道路の損耗度実態調査を実施した。これらの結果は現在分析中であるが, 外壁の汚染, 道路の損耗度調査はサンプリングと調査誤差の観点から問題を取り上げている。

以上が研究の概要であるが, ここでは「国民性調査」の結果から意見の変化と年齢, 時勢の関係についてのべる。

国民性調査の項目のうち, 三回の調査で回答比率の変化したものもなかったものもあるが, 変化したものが多い。この変化の内容をみると, 新しい合理的といわれる意見(高齢層ほど支持する率が少ない意見)は増加の傾向があり, 古い伝統的とみられる意見(年齢的にみて逆の傾向のある意見)ではだんだん減

少している。

このような変化の原因としてはいろいろ考えられるが、年齢と時勢の影響について、各個人が年をとることによって意見が変わることと、時勢がだんだん変るにつれ世間一般の意見が変わるとどちらの方が、より影響が大きいかを考えてみると、後者の方が影響が大きいことがみられる。

## パターン認識の方法論について

### 二 宮 理 憲

パターンの認識についてはすでに、いろいろの方法論が述べられているが、ここでは普通人間がおこなっていると考えられる方法をモデルとした1つの方法論について述べる。

パターンの認識とは、パターン全体の集合を  $A$  としたとき、 $A$  に含まれる互いに素な  $N$  ケの集合  $B_1, B_2, \dots, B_N$  にそれぞれ名称がつけられており、 $A$  に含まれる任意の1つのパターン  $S$  が与えられたときその  $S$  がどの  $B_i$  に属するかを、すなわちその名称を定めることである。

パターン認識の際問題となるのは集合  $A$  はどのようなものか、また  $B_i (i=1, 2, \dots, N)$  はそれぞれ互いにどのような関係にあるかを実際に明確に区別のある表現をするのがきわめて困難なことである。

このような難点に対する一つの解決法として、 $B_i$  がそれぞれいくつの特徴  $U_j (j=1, 2, \dots, p)$  で区別されているとき、a) どの  $U_j$  からみつけてゆくか、b)  $U_j$  としてどのようなものをえらぶかを論じ、この2つを適当に(情報論的なみで雑音比が最大となるように)とることにより、パターン認識の有効な方法を見つけることが可能であることを例示する。

しかしこの2つのことを定めるには集合  $A$  および  $B_i$  についての十分な知識なしには不可能である。ところが実際に直面したのは集合  $A$  についての十分な知識をえるために、そのパターン認識を自動的にしようというものであった。以下医学の分野でこれをどのように解決したか簡単に述べる(くわしくは、二宮理憲, 木村栄一等: 電子計算機による心電図自動計測, 医用電子と生体工学, 3-1, 1965, および後記の学会予稿集)

#### 1) スカラー心電図の自動的認識

心電図は  $P, QRS, T$  等の波からなっている。これらの波の始と終をみつけるのが問題である。実際には心電図全体を特徴をいくつかの集合にわけ、その中からいくつかをえらび前述の a), b) について考察した。

その結果  $QRS$  が1つの統計量 ( $U_i$ ) に対して最も安定して定まることがわかり、この  $QRS$  からみつけてゆく方法を作った。 $P, T$  等はこの  $QRS$  存在位置の情報として用いてみつける。

#### 2) ベクトル心電図の自動的判読

ベクトル心電図とは互いに独立なそのスカラー心電図と考えられる。これの各点の認識には1)と同じ方法が適用されるが、3つが独立なことを用いて1)よりさらに安定した結果がえられる。

#### 3) 胎児心電図の判読

胎児心電図とは妊娠中の母体の腹面より計測した心電図であり母体の心電図およびその筋電図が大きく混入している。胎児心電図の判読(その存在または周期の判読)には、胎児心電図の周期が安定していないため、あまり多く重ねることはよくない。そこで母体心電をはぶいたものについて胎児心電の周期づつづらして重ね合わせると判読が可能となる。

これらの研究結果については以下の学会で発表の予定である。

#### 1) ベクトル心電図の自動的計測

(東京医科歯科大と協同研究)

#### 2) 雑音により判読困難な胎児心電図の判定方法

(日本医科大と協同研究)

#### 3) 診断における統計的方法

を日本 ME 学会第4回大会(1965年4月6日, 7日)

#### 4) Automatic Measurement of Electrocardiogram by Electronic Computer (with members of Nihon Medical School)

#### 5) Automatic Recognition of Vectorcardiogram (with members of Tokio Medical and Dental University)

The 6th International Conference on Medical Electronics and Biological Engineering (1965, 8.22—8.28)

## 粒子混合の実験

樋口伊佐夫

#### (1) 振盪による粒子の混合実験

i) 粒子混合の測度としては、標準偏差にもとづくものが多いが、これらは初期条件に強く依存し、振盪の駆動条件との対応が薄いため、物性的な研究にも、工学的な研究にも不向きである。これに代るものとして昨年度デーモンの分離能

$$\frac{P_{i-1}-P_i}{P_i(1-P_{i-1})+P_{i-1}(1-P_i)}$$

を思いついたが、この測度の有効性をたしかめるため、容器の大小について比較できるデータをとるよう  
に実験をくりかえした。結果は一、二の例外をのぞき  
明瞭な識別を与える。この実験の結果得られた知見  
は、粒径比が分離に大きな関係をもつことは予想され  
る通りであるが、これだけでなく、容器の大きさとの  
関係が重要であることである。

ii) 振盪容器内の流動を対流的なもののみならず、  
その代表的な速さで、混合速度を代表させることにより  
混合の速さは、振動エネルギー（あるいは振動の平均  
速度）でなく、振動の最大加速度に最もよく依存す  
ることは、昨年度に大体たしかめられたが、これをさら  
にくわしく追試した。これは単に加速度でなく、振  
幅依存性もかなり大きいことが明らかになった。

iii) 流動の各部の速度分布をしらべることは研究  
をすすめる上で必要であったが、本年度は新たに、タ  
テ割り容器を用い、振盪初期における流動を多く観測  
した。この結果、粒子配合と、加速条件との組合せに  
よって、種々のパターンが生ずることがわかった。昨  
年度までの考え方に変更を加えざるを得ない。特に最  
終状態におけるラジアル方向に関しての分離は想像し  
なかつたことである。多くの写真測定から大体流動の  
特性と、混合分離の成生についての概念を得ることが  
できたが、まだ定式化しモデル化して数値計算を行う  
に到っていない。

(2) 計算機によるランダムパッキングの実験

主として二次元で円を正方形に充填する場合につい  
て棄却法で行った。二種の球の充填については、直観  
的な近似確率計算と比較してみた。対数正規、一様分  
布の母集団からのランダム・パッキングでパッキング  
された粒子の粒度分布の変化もしらべた。

安定な分布について

清水良一

$a^\alpha + b^\alpha = 1$  であるようなすべての  $a, b > 0$  に対して

(1) 
$$\varphi(t) = \varphi(at)\varphi(bt)$$

を満足する特性関数  $\varphi(t)$  をもつ分布を安定な分布と  
呼ぶ。このとき  $0 < \alpha \leq 2$  であり、 $\varphi(t)$  は、

$$\varphi(t) = \begin{cases} \exp(i\gamma t - \beta|t|) & \alpha = 1 \\ \exp(-A|t|^\alpha + iB|t|^{\alpha-1}t) & \alpha \neq 1 \end{cases}$$

と書ける。

問題:  $a, b > 0$  が与えられたとき、(1) を満す特性  
関数  $\varphi(t)$  はどういふものか?

解答: (i)  $1 > a, b > 0$  であり、従って  $a^\alpha + b^\alpha = 1$   
となる実数  $\alpha > 0$  が唯一つ定まる。

(ii)  $\alpha > 2$  なら  $\varphi(t) \equiv 1$ ,  $\alpha = 2$  なら  $\varphi(t) = e^{-(\sigma^2/2)t^2}$   
(正規分布、但しこのときは、 $a, b > 0$ , を  $a, b \neq 0$  と  
してよい)。

(iii)  $0 < \alpha < 2$  のとき、 $\log a / \log b$  が無理数なら、  
即ち  $a^k = b^l$  となる正の整数  $k, l$  が存在しないなら、  
安定な分布に限る。

(iv)  $1 < \alpha < 2$  で  $\log a / \log b = k/l$  が有理数 ( $k, l$ ,  
は互いに素) なら  $\xi_0 = 2\pi / \log a$  において  $\varphi(t)$  は次の  
ように書ける。

$$(2) \quad \varphi(t) = \exp \int_0^\infty \left\{ (e^{itx} - 1 - itx) dM(x) + \int_{-\infty}^0 (e^{itx} - 1 - itx) dN(x) \right\}.$$

ここに  $M(x)$  は  $(0, \infty)$  で、 $N(x)$  は  $(-\infty, 0)$   
で単調非減少であり、 $h(t) = e^{-at} \cdot M(e^{-t})$ ,  $g(t) = e^{-at} \cdot N(-e^{-t})$  が周期  $C = 2\pi k / \log a$  の周期関数である。

逆に  $M(x), N(x)$  がこの条件をみたすとき、(2) で  
与えられる複素数値関数  $\varphi(t)$  は、(1) を満足する特  
性関数である。(  $0 < \alpha \leq 1$  については省略)

例  $\lambda_1, \dots, \lambda_n, \mu_1, \dots, \mu_n$  は任意の実数

$$\lambda > \sum_1^n (|\lambda_k| + |\mu_k|) (1 + k \cdot \xi_0 / \alpha)$$

とするとき、

$$M(x) = \frac{-\lambda + \sum_1^n \{ \lambda_k \cos(k \xi_0 \log x) + \mu_k \sin(k \xi_0 \log x) \}}{x^\alpha}$$

が上の条件をみたす。

(v) 対応する分布は絶対連続であり、その密度関  
数は無限回微分可能、 $\alpha \geq 1$  なら解析関数、 $\alpha > 1$  なら  
整数である。

(vi)  $0 < \beta < \alpha < 2$  とすると、対応する分布は  $\beta$  次  
の絶対モーメントをもつ。 $\alpha$  次の絶対モーメントは無  
限大である。

修繕モデル、その他

高橋宏一

今年度も昨年にひきつづき、現実起っている社会  
的な問題や、生物学的な問題に、統計数理的な考察が  
どのように役立つものか、また逆に現実の問題の  
追求から如何なる統計数理的な定式化が新たに要求  
されてくるかということにとりくんで来た。

具体的にいうと、一つは、住宅公園の賃貸アパート  
の修繕関係のことであり、



- (1) 建物の外壁塗装の最適計画
- (2) 公園内道路の損耗過程
- (3) 修繕伝票の効果的利用

にわけられる。

他の一つは、細胞集団の統計的考察ということであり、

- (4) 生長曲線を求めること
  - (5) 一定年令の細胞の大きさ分布を求めること
- が、おもな内容である。

こうしたことに携わっていて感じたことは、資料の解析ももとより重要であるが、むしろ困難なのは、目的に辿りつくまでの解析に耐え得るだけの力をもつ資料を獲得することである。統計的な手法が応用できるものと、そうでないものとを識別することも意外に難かしい重要なことなのである。また平均化とか、at random ということに頼ることに不安を覚えることがしばしばある。

次に個々のものについて統計的問題点を簡単に説明する。

(1) 塗装ということは他の種類の修繕とちがって、その必要性の判断や、必要度の順位付けは、ほとんど主観的なものであり、この点については paired comparisons 法などが有効であろう。

(2) 道路の損耗度についての資料蒐集の段階で標本の抽出単位の決め方をはじめとして標本抽出法に難かしさがある。

(3) 実際業務として使用されているものである場合、他の業務との関連もあって、仮りに形式を変更した場合、全体的にみた利害得失を推定することが必要である。

(4),(5) では、同調培養実験から得られた資料にもとずいて解析を進めているが、モデル化にあたっての仮定の入れ方が重要な点である。

以上の詳細は統数彙報 20 周年記念号を参照されたい。

### 単独の交叉点交通制御のモデルについて

植松 俊 夫

一つの交叉点に対してそこにおける交通制御を合理的にきめる問題に関して、この交通点を単独で問題とする場合のある単純モデルの一般的な議論については前に発表した事がある。この結果を実際に使っていく場合の方法についてここで論じたい。

取上げ交通モデルは次のものである。交叉点に於け

る交叉する方向同志は独立であるとし、従って何れでもある特定の一方方向を取上げる。これに対して次の交通モデルを仮定する。即ち車のこの交叉点への流入はポアソン過程 (パラメーター  $\lambda$ ) をなすと仮定し、この車の流れに対し、一定の長さ  $C$  のサイクルを持つ信号燈による交通制御が行われるとする。この 1 サイクルの長さのうちの赤の長さを  $R$ 、青の長さを  $G$  とする (黄信号は青信号にくり入れて考える事にする)。青信号の間に交叉点から車が出ていく場合、最短の車頭間隔の下で流出しうる限度は単位時間当り  $\alpha$  台であると仮定する。それによって、赤信号の初めにおける車の待行列の変化について次の仮定をする。即ち、信号の 1 サイクルの前後における待行列をそれぞれ  $q, q'$  とする時

$$q' = \begin{cases} q+x-M, & q+x-M > 0 \text{ の場合,} \\ 0, & q+x-M \leq 0 \text{ の場合,} \end{cases}$$

但し  $x$  はこのサイクルの間における車の到着数で、従ってパラメーターが  $\lambda C$  のポアソン分布に従う確率変数である。又  $M = \alpha G$  で、今の場合これが整数であるとすると。

このモデルの下では、次々の信号サイクルに於ける  $q$  を  $q_1, q_2, \dots$  とする時、明らかに  $\{q_n\}$  は Markoff chain になるが、 $\lambda C < M$  の場合には ergodic となり極限分布を持つ事は前に論じた事がある。この極限分布は次の方程式の解である事も解っている。即ち

$$a_j = e^{-\lambda C} \frac{(\lambda C)^j}{j!}, \quad j=0, 1, 2, \dots, \text{ とおき,}$$

$$P = \begin{pmatrix} a_0 + a_1 + \dots + a_M & a_{M+1} & a_{M+2} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_0 + a_1 & a_2 & a_3 & \dots \\ a_0 & a_1 & a_2 & \dots \\ 0 & a_0 & a_1 & \dots \\ 0 & 0 & a_0 & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots \end{pmatrix},$$

とおく時、極限分布  $p = (p_0, p_1, \dots)$  は  $p = pP$  の解としてきまる。

以下この方程式から  $p$  を定めていくのに、実際にどうやっていくかという事を問題とする。

上の  $P$  の形から、今  $p$  を  $M$  個づつに分割して、それを  $p = (p_1, p_2, \dots)$  とすれば、これらについて次の関係がでてくる:  $p_k = p_1 H_k, k=2, 3, \dots$ , 但し  $H_k$  は、以下に定義する  $A_{11}, B_1, B_2, \dots$  から、

$$\begin{cases} H_2 = (I - A_{11}) B_1^{-1}, \\ H_k = (H_{k-1} B_k - H_2 B_{k-1} - \dots \\ \quad - H_{k-1} B_2) B_1^{-1}, \quad k \geq 3, \end{cases}$$

できるものである。この場合の  $A_{11}, B_1, B_2 \dots$  は次の行列である:

$$A_{11} = \begin{pmatrix} a_0 + a_1 + \dots + a_M & a_{M+1} & \dots & a_{2M-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_0 + a_1 & a_2 & \dots & a_M \end{pmatrix},$$

$$B_1 = \begin{pmatrix} a_0 & a_1 & \dots & a_{M-1} \\ 0 & a_0 & \dots & a_{M-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & a_0 \end{pmatrix},$$

$$B_2 = \begin{pmatrix} a_M & a_{M+1} & \dots & a_{2M-1} \\ a_{M-1} & a_M & \dots & a_{2M-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_1 & a_2 & \dots & a_M \end{pmatrix},$$

$$B_3 = \begin{pmatrix} a_{2M} & a_{2M+1} & \dots & a_{3M-1} \\ a_{2M-1} & a_{2M} & \dots & a_{3M-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{M+1} & a_{M+2} & \dots & a_{2M} \end{pmatrix}, \dots$$

$k \rightarrow \infty$  の時  $p_k \rightarrow 0$  であるから、 $p_1$  を定めるには、十分大なる  $N$  をとって  $p_1 H_N = 0$  を解けばよい (但し常数因子だけ不定)。  $p_1$  が求めれば、他の  $p_k$  は  $p_k = p_1 H_k$  で定まる。不定の常数因子は、最後に  $\sum_{j=0}^{\infty} p_j = 1$  から定まる。然し実際の場合には計算に当っての有効数字の関係から、計算誤差が大きくてが少し大きくなるともう求めた  $p_k$  はでたらめなものとなってしまう。これが実際問題へ応用しようとする時の難点となるが、これを次の様にして避ける事が考えられる。

実際問題に応用する場合、待行列の極限分布の平均値  $E[q]$  を用いる事にすれば、全部の  $p_k$  が必要とされず、 $p_1$  のみが分ればよい事になる。即ち平均値  $E[q]$  は次の様になる事が容易に分る:

$$E[q] = \frac{(\lambda C)^2 + \lambda C(1-M) + \sum_{j=1}^{M-1} j(M-j) \left( \sum_{k=0}^j p_k a_{j-k} \right)}{2(M-\lambda C)}$$

ここで  $p_1$  も厳密には常数因子だけ定まらないわけであるが、この常数因子は、「 $p_2, p_3, \dots$  と求めていく過程で、その値ががたがたになり始めたらそこで打切って、そこ迄の  $p_j$  のみ用いて  $\sum_{j=0}^{\infty} p_j = 1$  によってきめる」という rule で決定すればよいであろう。この様に、平均値を用いていく限りは、交叉点に対し実際にそれを決定していく事ができる。

サンプルのローテーション, 他

志村利雄

(1) サンプルのローテーション

同一調査を繰返して行くと、サンプルをある一定の規則でローテーションした場合、もっともよい推定値を得るにはどのようにしたらよいか。ある特別の場合について検討してみる。

(2) 電子 - 光子 カスケード

高エネルギー粒子 (電子, 光子) が物質と作用して種々の現象を起すが、この現象を数学的に記述したい。

エネルギーが比較的高い場合には、1ケの電子のエネルギーの変化は加法過程になるものと考えられる。しかし低エネルギーの場合には、このような数学的に取扱いやすいものにはならないために別の方法を用いなければならない。このような問題に統計数理の手法が応用できないであろうか。

ローレンツ・カーブの発展的適用 (続) — 統計的機能, 構造分析の新たな方法と概念 —

田口時夫

はしがき

ローレンツ・カーブの本質はグレードに対応する評価を函数的に捉えるものであり、従って分布が分類に対応する個数を対象とするのと異なり、後者の記述的性格に対し計画的性格が強い。

もし、質的側面を捨象すれば、ある正実数値の集団  $\{x_i\}$  をその大小順位と対応させるところにあるが、勿論その際各量は集団の総数および総量との関係に於て比率化され、更に一般には累計の対応として集団の構造を直観的に表現する。

今もし、これを拡大解釈し順位の基準を直接評価額の大小に求めることなく、一般的に格づけを  $x$  異となる正実数値をとる数量  $\{y_i\}$  の大小によるものとする事が出来る。

つまり従来の狭義のローレンツ・カーブを  $Y = \Phi_{x,x}(X)$  とし、一般的には  $Y = \Phi_{x,y}(X)$  なるカーブを定義することが出来るのである。

§1. 二, 三の概念規定

1)  $\Phi_{x,y}$  は従来のローレンツ・カーブが存在する空間 ( $0 \leq X \leq 1, 0 \leq Y \leq 1, x, y$  の負値を認めるとき  $0 \leq X \leq 1$ , これをローレンツ空間と仮称する) に所在する。

さて、前節の  $\Phi_{x,y}$  は  $y$  の低額部より高額部へと順位づけた場合の  $x$  の累計額の対応を縮少表現しているが、

2)  $\Phi_{x,\tilde{y}}$  を逆に  $y$  の高額部より低額部へ向う順位に対応する函数と定義する。

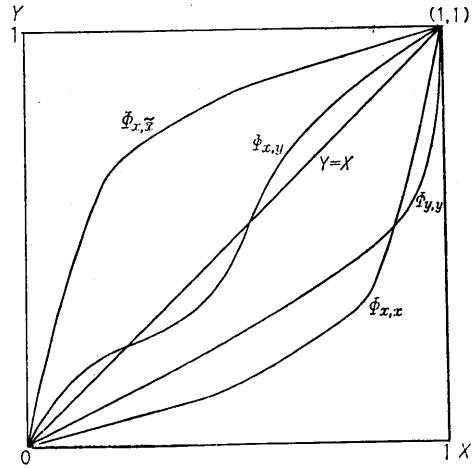
3)  $\Phi$  の拡張に対応し、格差を総合的に指示する Gini 係数を  $\Phi_{xy}$  の場合に拡張すると均等線と  $\Phi_{x,y}$  とで囲む面積の二倍と定義しうる。

その際均等線の上にある面積部分を負下部に位置するものを正なる如く符号づけたものを  $G_{xy}$ 、かかる符号をもたぬものを  $G'_{y,x}$  と区別することにする。

4)  $\Phi_{x,y}$  は必ず  $\Phi_{x,\bar{x}}$  と  $\Phi_{x,x}$  に挟まれた空間内に所在するから  $I_r = G_{x,y}/G_{xx}$  を rank (乃至 grade) の一致性あるいは遊離度の指数とすることが出来る。このとき  $-1 \leq I_r \leq 1, 0 \leq I_r' \leq 1$ 。

5) 同様に  $I_n = G_{xy}/G_{yy}$  を評価額の遊離性係数、 $I = G_{yy}/G_{xx}$  を  $x, y$  間の総合一致性係数とすることが出来る。この時  $I, I_n$  は、その絶対値の対数が 0 に近い程一致性が強く 1 に近い程弱いことになる。

6) これ等の間には  $I = I_r/I_n$  が成立する。あるいは  $\log |I| = \log |I_r| - \log |I_n|$



§ 2. 諸概念の関係, 性質

1)  $\Phi_{xx}$  を  $f(x)$  と対応させるために具体的な数例を掲げると

$\Phi'_{x,x}$	$\Phi_{xx}$	$f(x)$	$G_{xx}$
1	$X$	一点分布 $x=c$	0
$CX$	$X^2$	一様分布 $f=k$	1/3
$CX^m$	$X^m$	Pareto 分布 $e/x^m$	$(m-1)/(m+1)$
$\beta e^{\alpha X}$	$(e^x - 1)/(e - 1)$		$(e - 3)/(e - 1)$
$-\log(1-X)$	$(1-X) \log(1-X) + X$	指数分布 $\lambda \exp(-\lambda x)$	1/2

2) 例えば (1,0) 型の確率試行列は回数  $n$  に対し、 $n \rightarrow \infty$  のとき試行順位につき、 $G \rightarrow 0, G' \rightarrow 0$  であり、一般の確率的試行に対し、この関係  $I_r \rightarrow 0, I_r' \rightarrow 0$  が予想される。

- 3) (i)  $G_{x, \lambda x + \beta} = G_{x, x}$  or  $G_{x, \bar{x}}$
- (ii)  $G_{\lambda x + \beta, x} = \{\lambda m / (\lambda m + \beta)\} G_{x, x}$  ( $m$  は  $x$  に関する平均値)

従って  $G_{\lambda x, x} = G_{x, x}$   
何となれば  $\Phi_{xx}$  が連続にして微分可能ならば

$$\begin{aligned} \Phi'_{\lambda x + \beta, x} &= (\lambda x + \beta) / (\lambda m + \beta) \\ &= (\lambda m \Phi'_{xx} + \beta) / (\lambda m + \beta) \\ \therefore \Phi_{\lambda x + \beta, x} &= (\lambda m \Phi_{xx} + \beta X) / (\lambda m + \beta) \\ (\because \Phi_{xx}(0) &= 0, \Phi_{xx}(1) = 1) \\ \therefore X - \Phi_{\lambda x + \beta, x} &= X - \Phi_{xx} \\ &\quad - \{\beta / (\lambda m + \beta)\} (X - \Phi_{xx}) \\ (X - \Phi_{\lambda x + \beta, x}) / (X - \Phi_{xx}) &= 1 - \beta / (\lambda m + \beta) \\ &= \lambda m / (\lambda m + \beta) \end{aligned}$$

従って

$$\begin{aligned} G_{\lambda x + \beta, x} &= 2 \int_0^1 (X - \Phi_{\lambda x + \beta, x}) dX \\ &= \{\lambda m / (\lambda m + \beta)\} G_{xx} \end{aligned}$$

この結果は  $x, y$  間に完全正相関があれば成立する

のである。

$$(iii) (\overline{y+z}) G_{y+z}, x = \bar{y} \cdot G_{y, x} + \bar{z} \cdot G_{z, x}$$

4) 1), 2), 3) の結果により  $G_{y, x}, G_{z, x}$  が与えられている時 regression に代る  $y$  の  $x$  に関する線型 trend を求めるには  $G_{x, y} = G_{x+p, x} = (p/m) G_{xx}$ , 即ち  $p = m G_{y, x} / G_{xx} = m I_n$  を用い  $D(\lambda) = \sum \{y_i - \lambda(x_i + p)\} = 0$  即ち  $\lambda = \bar{y} / (\bar{x} + p)$  として  $\hat{y} = \lambda(x + p)$  をきめるとよい。 $G_{x, x}, G_{x, y}$  は個体数  $n$  が有限ならば  $f(x), f(y)$  をそれぞれ  $x, y$  に関する度数として

$$G_{xx} = \sum_{i=1}^n f(x_i) \{1 - (2x_i/m) \sum_{j=1}^n f(x_j)\} - \sum \frac{f_i^2 x_i}{2\bar{x}}$$

個体の数を  $N$  として

$$G_{x, y} = \sum_{i=1}^N \{1 - 2(x_i/\bar{x})\} (N - i)$$

む す び

1) 一般に  $\Phi_{xy}$  は  $G = G_t$  なる trend と  $G_f = 0, G_f \neq 0$  なる振動部と  $G_e' = 0$  なる非決定部分に分ち考える方法の成立が予想される。

2) また、この際の方法  $G = G_t$  は least mean square に対応する一般的方法となる可能性が存在する。

3) かつ、この方向は不確的部分の抽出のためによ

りその定義に忠実な方法といえないであろうか。

## Electron-Photon カスケードの確率モデルについて

崎野 滋樹

Electron-photon カスケードの確率モデルを構成するとき、エネルギー path を考慮して深さ  $t$  に於けるエネルギー・スペクトルを求める問題を考えた。

いま、深さのパラメーター  $t$  並にエネルギー state  $E$  は何れも離散型変数とし、 $t=0$  でエネルギー  $E_0=n$  の1コの Electron から出発したとき、次のような transition probability を与えて  $t=1, 2, 3, \dots$  に於ける Electron, photon の平均エネルギー・スペクトル並に分散を与えた。

即ち、 $\mu_{ij}$  は1コの Electron が単位距離を進んだとき、エネルギーが  $i$  から  $j$  state ( $i \geq j$ ) に移り、更に  $i-j$  なるエネルギー state にある1コの photon を作る transition probability をあらわす。また、 $\lambda_{ij}$  はエネルギー  $i$  なる1コの photon が単位距離を進んだとき、何れか一方のエネルギーが  $j$  なる Electron 対を作る transition probability をあらわす。

このような transition probability を仮定し、エネルギー path  $j_1 \rightarrow j_2 \dots \rightarrow j_t$  を通る確率を計算して、深さ  $t$  に於けるエネルギー  $E_t=j$  をもつ Electron の平均個数並びにその分散を求めた。

## 経済時系列の季節調整について

石田 正次

Siskin を中心にして開発された米国センサス局の経済時系列季節調整法が日本に於ても普及しつつあり、その原型 (X-8, X-9, X-10) や変型 (E.P.A. 法) を適用した各種指標がすでに公表されている。これらの方法は従来使用されてきた移動平均法、連関比率法に比べてより優れたものであると一般に考えられているが、その理論的根拠は至って薄弱であり多くの問題点を蔵している。その主なものは次の通りである。

### 1) モデルの構成について

センサス局法をはじめ通常の季節調整法に於ては、経済時系列  $O$  は、

トレンド及び景気変動部分 :  $T$

季節変動部分 :  $S$

不規則変動部分 :  $I$

の三つより構成されていると考える。そしてこれらの

間には

$$O = T \cdot S \cdot I \text{ (乗法モデル)}$$

又は、

$$O = T + S + I \text{ (加法モデル)}$$

の関係があるとし、更に各要素について多くの仮定をおく。このような単純なモデルによって経済時系列を表現することは非常に困難なことである。

### 2) 調整法の妥当性について

時系列の要素分解の方法は前提とされたモデルの型からみて妥当なものでなければならない。例えば、乗法モデルに移動平均を適用すれば、結果に大きな歪みが生ずる。センサス局法は方法的にみて妥当性を欠く点が多い。

### 3) 再現性について

$T, S, I$  を既知としてモデル系列  $O$  を作り、これを分解して  $T', S', I'$  を得た場合、各対応する要素がどの程度近い値を示すか、又、 $T', S', I'$  はどのような歪みを受けるかをしらべる。センサス局法の再現性は実用的にも不十分なものであり、歪みの中に現われるある特定の型は特に問題である。

### 4) 安定性について

原系列をセンサス局法によって分解して得られる結果は時系列の長さに大きく左右される。特に系列の両端の変化は大きい。

以上のような理由からセンサス局法によって、よい調整結果を期待することはむずかしいのでこれらに代る新たな調整法を研究する必要がある。

## 第三研究部の研究概要、その他

青山 博次郎

第1研究室では鈴木雪夫が9月に米国出張より帰国した。ここでは主として動的な決定理論について統計的な研究が進められ、回帰係数の他情報に基く推定、動的な回帰モデルの response function の推定、生産工程管理のフィードバック・コントロールなどについての研究が行われた。また OR に関する研究を主宰し、通勤通学輸送の研究(植松)、最適投資の研究(青山, 内田)、決定問題(鈴木雪)、経営システムの近代化(二宮)などの研究を行った。

第2研究室ではマルコフ定常過程の平均の推定、確率分布の性質などの研究の他、数値解析、モンテカルロ法、TSK III のためのプログラミング(SIP)の開発、中流階層の青少年問題の調査協力などが行われた。

指導普及室では一般外部への指導の外に、研究成果

の評価についての研究, 法曹人口問題の統計的研究を続行し, また科学技術庁に協力して研究・開発に関する研究を始め, 人事院とも協力して統計教育及び数学専門教育調査を行った。

私の研究室では, 在庫管理モデルのパラメータの鋭敏性(彙報, 印刷中), 土讃線防災対策のための災害分析(日本統計学会, Annals), 訓練の転移に関する因子分析法の研究, 選挙予測の研究を続行し, 日本の企業におけるORの実態調査(彙報)をまとめた。また第2研究部と協力し, 国民性調査に参加した。

現在災害投資の分析を続行すると共に, 前年度より住宅団地建設費配分計画に関する研究を日本住宅公団, 日本建築家協会と協同して行っている。昨年度は住みよさを測定する方法について研究をすすめたが, 本年度では住みよさの数量化, これを最大にするような住宅団地建設費の配分計画法を作成中である。

## On sampled data feedback control

鈴木雪夫

ある製品を連続的に生産する工程を考えよう。工程を管理していないときの製品の特性値を時間  $t$  の random function として  $X(t)$  で表わす。製品の望ましい特性値を 0 と仮定しても一般性を失わない。このとき,  $X(t)$  は望ましい特性値からのずれとなる。  $U_1(t)$  を assignable cause に基づく変動,  $U_0(t)$  は random disturbance による変動とし,  $X(t) = U_1(t) + U_0(t)$  と分解されると考える。但し,  $U_1(t)$  と  $U_0(t)$  は独立とする。

一般的に記述すると, ある管理方式 ( $D_\alpha$ ) の下での製品の特性値はある random function  $X(t; D_\alpha)$  となるが, optimality criterion として,  $Q[X(t; D_\alpha)] (= Q(D_\alpha))$  を採用すれば, 最適の管理方式  $D^*$  は  $\min_{D_\alpha} Q(D_\alpha) = Q(D^*)$  により求められるであろう。

特に, 次のモデルを考えてみよう。  $\{N(t), t \geq 0\}$  を Poisson process とし,  $\{X_i\} (i=1, 2, \dots)$  を独立で同じガウス分布  $N(0, \sigma^2)$  に従うものとし,

$$U_1(t) = X_i \text{ if } i \leq N(t) < i+1,$$

$$U_1(t) = 0 \text{ if } N(t) < 1$$

により  $U_1(t)$  が定義されるものとする。又,  $U_0(t)$  としては, いわゆる “white noise” を仮定する。管理は製品を一定時間間隔  $T$  で抽出して得られる測定値にもとづいてなされる。このような方式を一般に  $D_\alpha$  と書くと,  $T$  時間毎に  $X(t; D_\alpha)$  が測定されるわけである。更に抽出してから, その測定値を用いて control action をとるまでの時間おくれ ( $L$ ) を考慮する。

特に管理方式として, proportional control, integral control および両者の混合を考える。proportional control は  $iT$  時点で抽出された sample の測定値  $X(iT; D_\alpha)$  に比例して  $-k_1 X(iT; D_\alpha)$  を制御量とするものであり, integral control は  $X(iT; D_\alpha)$  を用いて,  $iT+L$  より  $(i+1)T+L$  までの時点  $t$  においては制御量  $-k_2 X(iT; D_\alpha) \{t - (iT+L)\}$  を用いて, 連続的に制御を行うものである。これらは,  $k_1$  とか  $k_2$  を定めれば決定される。望ましい特性値からのずれの自乗平均を optimality criterion とすると, 最適の  $k_1$  および  $k_2$  は共に 4 次の代数方程式の 0 と 1 の間の根として求められる。又, proportional control と integral control の混合方式よりすぐれた proportional 又は integral control が必ず存在することが示される。以上の詳細は, Yukio Suzuki “On sampled data feedback control” Tech. Report No. 100 (Oct. 15, 1964) Dept. of Statistics, Stanford University に論ぜられている。

データーのエラー・チェックについて, その他

駒沢勉

大量のデーターを電子計算機で計算処理する際, 入力段階でのエラーがないデーターを取扱いたい。社会調査, 市場調査などのデーターやいろいろの現象の観測データーなどが正しく得られたとき, そのデーターから正しい集計結果や解析結果をえるには計算機への入力の媒体となる紙テープやカードなどにデーターを正確にパンチすることが必要である。大量のデーターを正確に一度でパンチすることは熟達したパンチャーといえども容易なことではない。熟達したパンチャーのパンチしたものであってもチェックは正しい計算結果を得るために必ず必要なことである。カードを入力の際の媒体とする場合はパンチしたものをいま一度ベリファイヤーで打ったり, 印刷した内容で確かめエラーのあるカードを打ち直し, 正しいものを差し換えることで入力時のエラーの大半はなくなるであろう。しかし紙テープの場合は, ベリファイヤ的の金物があってもデーターの差し換えなどは非常にやっかいな作業である。いままで紙テープのエラー・チェックはパンチされたデーター・テープをフレキシライターなどで印刷して正誤をみたり, ときには同じものを二度パンチして重ねて正誤をみていたが, いずれもチェックする段の主力武器は人間の眼を頼りにして誤りをみつけ, 正しいテープをはじめから作り直していた。これらの作業を機械的に計算機で行なうことを目的とし

て、大量のデーターをパンチする際どのようなエラーが現われるものかみるために、いろいろのチェック方法、(例えば、ある間隔ごとの和とか、上下限のチェック・・・等々など)を行ない入力データー・エラーの分析を行なっている。その他観測データーがアナログ量で得られているものを A-D 変換器などの金物を介して入力した際のデーターの正確さのチェック方法などについての分析も行なっている。

その他に 39 年度の主な研究としては

- 1) ALGOL 処理プログラム作成に関する研究
- 2) 線形計算関係の誤差の研究
- 3) データー処理に関する基礎研究として電子計算機をつかってデーター処理する際の最適な情報量の作り方、研究用データーとして住宅公団の保繕発注伝票類を使用して、保繕に関する費用、材料、修理法などを集計、分析するに都合のよい情報量を作り出す研究

などがある。

パレートすなわち対数-指数分布、

その他

渋谷 政 昭

#### A. 確率分布

すでに良く知られている基本的な確率分布も、他の諸分布との関連の下にその性質を整理すると、構造がより明らかとなる。昨年度の研究発表会で負の多項分布などについて述べ、結果を

1. Negative multinomial distribution, Ann. Inst. Stat. Math. Vol. 16, 409-426 (吉村功, 清水良一と共著)にまとめた。今回は、
2. Pareto or log-exponential distribution

について述べる。対数正規 (Gibrat) 分布の諸性質は、これに従う変量の対数が正規分布に従うことから直ちに導かれる。それと同様に Pareto 分布に従う変量の対数が指数分布に従うことを認識すれば、指数分布の nice properties がすべて Pareto 分布の方へ翻訳できることを指摘する。

3. データーの集め方による 離散分布の変形, C. R. ラオ講義ノート, 「標準化と品質管理」, Vol. 17, No. 11, 49-55.

#### B. 推測理論

正規母集団  $N(\mu, 1)$ ,  $\mu=0, \pm\delta, \pm2\delta, \dots$  の  $\mu$  に関する局所最小分散不偏推定量を求め、一様最小分散不偏推定量が存在しないことを示した。日本数学会秋季総合分析会講演。

#### C. 数値解析, モンテカルロ法

4. 数値積分と数値微分, モンテカルロ法, 山内, 森口, 一松編, 電子計算機のための数値計算法, I, 培風館, 第4章, 第9章第1節.

5. モンテ・カルロ法, 養成所講習会「計算機による総計解析, 64年10-11月」, テキスト

なお奥野忠一, 奥野千恵子と協同して, 育種学における選抜指数の統計的特性をモンテ・カルロ法により調べた。日本数学会秋季総合分科会講演; モンテ・カルロ法による遺伝統計量の分布と選抜指数の検討, 育種学最近の進歩, 第5集, 日本育種学会.

6.  $\sqrt{n}$  の小数展開における数字の確率性を高橋耕貴と調べた。近く発表の予定。

#### D. プログラミング

大型ドラムをもつ HIPAC-103 で使用するためのアSEMBラー SIP を開発した (石井富江と共同)。記号番地, 番地部分の表現を自由にしたこと, 誤りの訂正を容易にしたこと, 編集命令の増加, 等の点で従前の HISIP-103 B より便利となっている。一般には公開せず, 計算機室内部で新しいシステム・プログラムの開発に利用している。

7. HARP-103 プログラミング入門, (駒沢勉と共著), 養成所講習会「計算機による統計解析, '64年10月-11月」, テキスト。

### サンプル平均の正規近似度とマルコフ定常過程の平均の推定法

多賀 保 志

1) 有限母集団からくりかえすことなくとられたサンプルの平均の分布が, 抽出比とモーメントに関するある条件の下で, 正規分布に近づくことは知られている。ここでは正規分布に近づく速さを考えて次のような結果をえた。

$N \geq bn^{5/2}$  であれば,  $\frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{j=1}^{\infty} (X_j - \mu)$  の分布函数  $F_n(x)$  と 規準正規分布函数  $\Phi(x)$  との差が高々  $d/\sqrt{n}$  となるような常数  $d$  がとれる。ただし  $\mu, \sigma^2, \beta_3$  は母平均・分散・3次の絶対積率,  $b$  はある常数とすると,  $d=2b+2.03\beta_3/\sigma^3$  となる。

2) 平均  $m$ , 分散  $v$ , 共分散函数  $vr(\tau)$  をもつ強定常過程  $\{x(t); -\infty < t < \infty\}$  から, 互に独立でかつ同一分布  $F(\tau)$  にしたがう時間間隔  $\{\Delta\tau_j; j=0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  でサンプルされたデーター  $\{x_{\tau, n}; n=0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  より,  $m$  の不偏推定値  $\hat{m} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{\tau, j}$

をつくと、その分散は

$$V(\hat{m}) = \frac{v}{n} \left\{ 1 + \sum_{k=1}^{n-1} \left( 1 - \frac{k}{n} \right) \times \int_0^{\infty} [r(\tau) + \bar{r}(\tau)] dF^{(k)}(\tau) \right\}$$

となる。ここで  $\{x(t)\}$  のマルコフ性を仮定すると、 $r(\tau) = e^{-(\theta - i\alpha)\tau}$  となり、 $V(m)$  は漸近的に、

$$V(\hat{m}) \sim \frac{v}{n} \left\{ 1 + 2 \int_0^{\infty} \frac{f(\theta, \alpha)}{1 - f(\theta, \alpha)} \right\},$$

$$f(\theta, \alpha) = \int_0^{\infty} r(\tau) dF(\tau)$$

とあらわされる。そこでこの値を最小ならしめる分布  $F_0(\tau)$  を求めてみる。 $\{x(t)\}$  が実数値をとるときは、平均が  $\mu$  なる分布関数のクラスの中では、 $\tau = \mu$  に 1 の確率をもつものが  $F_0(\tau)$  となる。 $\{x(\tau)\}$  が複素値をとるときは、やはり  $\tau = \tau^*$  に 1 の確率をもつような  $F_0(\tau)$  がきまる。

## 大学における統計教育の実状、その他

内 田 良 男

1. 大学における統計教育の実状…これを把握するための調査を数学専門教育の実状を把握するための調査と並行させて行った。後者は人事院総務局任用局試験第 2 課研究班と協力して行なったものである。前者は統計に関する理論や方法あるいはその応用に関するすべての授業を調査対象とした。したがって大学の全学部にあつたものである。後者は数学専門教育における専門科目としての数学に関するすべての授業を調査対象とした。主として理学部数学科の授業がそれであ

る。調査事項は各授業科目（設定されている大学、学部、学科、講座の名称）について、授業担当者（教授、助教授などの別、専任、兼任などの別、専攻学科）、授業時間数（講義、演習の別）、受講者（学部、学科、学年、人数、性別）、教授内容（教科書、副読本の利用を含む）である。「大学における統計教育の実状」統計研彙報（印刷中）。「大学における数学教育の実状」数研研究レポート No. 13.

2. 研究、開発に関する統計的研究…基礎科学における研究成果の評価などに関する研究を継続して行っているが、本年は研究投資に関する研究会（科学技術庁調査局主催）に協力するとともに、企業における研究、開発の計画、管理、運営に関する統計的手法について検討を始めた。

3. 法曹人口問題に関する統計的研究…裁判官、検察官、弁護士を法曹人と総称した。現在は法曹人となるためには司法研修所を通らねばならない。民事、刑事に関する事件は社会的生産による。この事件を処理する者は法曹人である。そこで事件、法曹人、司法研修所定員の関連を追求することが必要となる。1954 年に最高裁司法研修所と協力して調査研究を行った。（統計研彙報 No. 5 (1953) ほか）、その後 10 年を経過した本年に、この実績をもって当時の推算について検討することと、第 2 回の調査、研究とが課題であり、現在進行中である。

4. 全国の市区町村別の人口、世帯数の統計は広く活用されている。この統計には住民登録に基づいたものがある。これによる人口、世帯数の正確さ、完全さについて検討した。「住民票にもとづく全国人口、世帯数の完全性について」戸籍第 205 号（昭 39.11）全国連合戸籍住民登録事務協議会編。

## 創立 21 周年記念講演会

昭和 40 年 6 月 5 日 1 時半より創立 21 周年を記念して公開講演会が研究所講堂で行なわれた。同時に電子計算機 TSK III（ハイブリッド装置）を公開した。

挨拶

所 長 末 綱 恕 一

1. 統計的健康管理——水銀中毒を例として——

第 1 研究部 鈴木 雪 夫  
第 3 研究室長

2. 不規則振動と統計

第 1 研究部 赤 池 弘 次  
第 2 研究室長

3. 基礎科学における計画と成果の統計的関連

第 3 研究部 内 田 良 男  
研究指導普及室長