統計数理研究所創立第11週年記念講演会並びに昭和29年度研究発表会開催について

この6月5日が当研究所の第11回創立記念日に当るので．6月4日土曜日午後に創立11週年記念講演会を催した．又併せて6月3日，6月4日（午前）に恒例の年度研究発表会（昭和29年度）を行つた．

場　所　港区麻布富士見町1番地　統計数理研究所講堂

期　日　昭和30年6月3日（9時～15時）研究発表会
〃　6月4日（9時～12時）研究発表会
〃　6月4日（13時～16時）記念講演会

記念講演会演題

演　題

1. 自然認識と統計解析　統計数理研究所長　佐々木達治郎
2. 納得出来る理由づけと統計数理　統計数理研究所　研究第一部長　松下嘉米男
3. 行動決定のための機構分析　統計数理研究所　研究第二部長　青山博次郎
4. 選挙予想について　統計数理研究所　研究第三部長　林　知己夫

昭和29年度研究発表会アブストラクト

研究成果の詳細は Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 統計数理研究所彙報，講究会，その他の学会，学会誌に随時発表されているが，ここでは一応年度内の主な成果の報告が行われた．

二三のノン・パラメトリックの問題に対する決定函数

松下嘉米男

詳細は Annals に掲載の予定であるのでここでは省略する．

ある極限定理について

高野金作

一様に 0 に確率収斂する独立確率変数の和 $Z_n=X_{n1}+X_{n2}+\cdots+X_{nl_n}$ の分布がある分布に収斂するために必要且充分な条件は前から知られていたわけであるが，Gnedenko & Kolmogorov の本〔1〕には，それがもつと使い易い形で与えられている．又同書には Z_n の分布がある分布に収斂し且つ Z_n の分散が極限分布の分散に収斂するために必要且充分な条件も挙げられている．

これらの定理を多次元の場合え拡張すると次の様になる．

$X_{n1}, X_{n2}, \cdots, X_{nl_n}$ $(n=1,2,\cdots)$ を p 次元の確率変数列とし，X_{nl} の分布函数を $F_{nl}(x)$ で表わし，各 n に対し $X_{n1}, X_{n2}, \cdots, X_{nl_n}$ は独立であることを仮定しておく．

定理 1.　$X_{n1}, X_{n2}, \cdots, X_{nl_n}$ が $n\to\infty$ のとき 0 に一様に確率収斂するとき，与えられた定ベクトル列 $\{b_n\}$ に対し $X_{n1}+X_{n2}+\cdots+X_{nl_n}-b_n$ の分布が Lévy の公式

$$\log f(t)=ia't-\frac{1}{2}t'\sigma t+\int_{R_p}\left(e^{it'x}-1-\frac{it'x}{1+x'x}\right)d\nu(x)$$

によつて定義される無限分解可能な分布に収斂するためには

$$(1)\quad \lim_{n\to\infty}\sum_{l=1}^{l_n}\int_E dF_{nl}(x)=\nu(E)$$

for each $E\in\mathfrak{E}_\nu$ such that $\overline{E}\not\ni 0$

$$(2)\quad \lim_{\varepsilon\to 0}\overline{\lim_{n\to\infty}}\sum_l\left\{\int_{\varepsilon V}xx'\,dE_{nl}(x)-\int_{\varepsilon V}x\,dF_{nl}(x)\int_{\varepsilon V}x'\,dF_{nl}(x)\right\}$$

$$=\lim_{\varepsilon\to 0}\varlimsup_{n\to\infty}\sum_l\left\{\int_{\varepsilon V}xx'\,dF_{nl}(x)-\int_{\varepsilon V}x\,dF_{nl}(x)\int_{\varepsilon V}x'\,dF_{nl}(x)\right\}=\sigma$$

(3) $$\lim_{n\to\infty}\sum_l\int_V x\,dF_{nl}(x)-b_n=a+\int_V\frac{(x'x)x}{1+x'x}d\nu(x)-\int_{V^c}\frac{x}{1+x'x}d\nu(x)$$

が成立つことが必要且充分である．ここに $\mathfrak{C}_\nu$ は測度 ν のすべての連続集合の集りで，V は原点を中心とする区間又は球とする．([1]，§25 の Theorem 1 及び [2]，Theorem 10.1 参照)

定理 2.　Kolmogorov の公式

$$\log f_n(t)=i\,a'_n t-\frac{1}{2}t'\sigma_n t+\int_{R_p}e^{it'x}-1-it'x)\frac{1}{x'x}d\kappa_n(x)$$

によつて定義される無限分解可能な分布を L_n とする $(n=0,1,2,\cdots)$．L_n の分散が有界であるとき，L_n が L_0 に収斂するために必要且充分な条件は

(4) $$\lim_{n\to\infty}\kappa_n(E)=\kappa_0(E)\quad\text{for each bounded } E\in\mathfrak{C}_{\kappa_0}\text{ such that }\bar{E}\,\bar{\ni}\,0$$

(5) $$\lim_{\varepsilon\to 0}\varlimsup_{n\to\infty}\left\{\sigma_n+\int_{|x|<\varepsilon}\frac{xx'}{x'x}d\kappa_n(x)\right\}=\lim_{\varepsilon\to 0}\varliminf_{n\to\infty}\left\{\sigma_n+\int_{|x|<\varepsilon}\frac{xx'}{x'x}d\kappa_n(x)\right\}=\sigma_0$$

(6) $$\lim_{n\to\infty}a_n=a_0$$

が成立つことが必要且充分である．このとき L_n の平均ベクトルは L_0 のそれに収斂する．本文では多次元分布の分散は各周辺分布の分散の和を意味する ([2]，92 頁参照)．この定理と同一の記号を用いて

定理 3.　L_n が L_0 に収斂し且つ L_n の分散が L_0 のそれに収斂するためには

(7) $$\lim_{n\to\infty}\kappa_n(E)=\kappa_0(E)\quad(E\in\mathfrak{C}_{\kappa_0},\ \bar{E}\,\bar{\ni}\,0)$$

及び (5)，(6) が成立つことが必要且充分である．

このとき L_n の平均ベクトル及び2次の中心積率 (central moments) は L_0 のそれらに収斂する ([1]，§19 の Theorem 3 参照)

定理 4.　独立確率変数列 $X_{n1},X_{n2},\cdots,X_{nl_n}$ に於て

$$\mathrm{E}X_{nl}=0,\quad \mathrm{E}|X_{nl}|^2<\infty$$

とし

$$s_n^2=\sum_l\mathrm{E}|X_{nl}|^2$$

とおく $(n=1,2,\cdots)$　X_{nl}/s_n が $n\to\infty$ のとき一様に 0 に確率収斂するとき，$(X_{n1}+X_{n2}+\cdots X_{nl_n})/s_n$ の分布が

$$\log f(t)=-\frac{1}{2}t'\sigma t+\int_{R_p}(e^{it'x}-1-it'x)\frac{1}{x'x}d\kappa(x)$$

$$\mathrm{tr}(\sigma)+\kappa(R_p)=1$$

によつて定義される分布に収斂するためには

(8) $$\lim_{n\to\infty}\frac{1}{s_n^2}\sum_l\int_{s_nE}|x|^2\,dF_{nl}(x)=\kappa(E)\quad(E\in\mathfrak{C}_\kappa,\ \bar{E}\,\bar{\ni}\,0)$$

(9) $$\lim_{\varepsilon\to 0}\varlimsup_{n\to\infty}\frac{1}{s_n^2}\sum_l\int_{|x|<\varepsilon}xx'\,dF_{nl}(x)=\lim_{\varepsilon\to 0}\varliminf_{n\to\infty}\frac{1}{s_n^2}\sum_l\int_{|x|<\varepsilon}xx'\,dF_{nl}(x)=\sigma_0$$

が成立つことが必要且充分である．([1]，§21 の Theorem 2 参照)

この定理から多次元のときの中心極限定理に対する Lindeberg の条件 ([2]，Theorem 12.1) を導くことが出来る．

文　献

(1) B. V. Gnedenko and A. N. Kolmogorov: Limit distributions for sums of independent random variables, translated by K. L. Chung (1954).

(2) K. Takano: An some limit theorems of probability distributions, Ann. Inst. Statist. Math. Tokyo, Vol. VI (1954).

最小距離法に関して

嶺　秋子

J. Wolfowitz によつて考えられた minimum distance method を時系列に於ける線型模型の未知係数の推定に適用し，同時にその模型の identifiability の条件をあきらかにしたものである．

n 個の観測値 $\{x_\nu^{(1)},\cdots,x_\nu^{(h)}\}$ $(\nu=1,\cdots,n)$ があたえられたとき，他の一組の観測値 $\{y_\nu\}$ $(\nu=1,\cdots,n)$ を確率変数

$$\eta_\nu=\beta_0+\beta_1x_\nu^{(1)}+\cdots+\beta_hx_\nu^{(h)}+\zeta_\nu\quad \nu=1,\cdots,n$$

の標本値と考え，次の二つの場合

1) ζ_ν は互いに独立に，平均値 0 の同じ正規分布に従う．

2) ζ_ν は有限な order の線型回帰型正規過程に従う．

について $\beta=(\beta_0, \cdots, \beta_h)$ の推定を求める．このため

$$\zeta_\nu(x, b)=\eta_\nu-b_0-b_1 x_\nu^{(1)}-\cdots\cdots-\beta_h x_\nu^{(h)}$$

の経験的分布 $A_n(x|b)$ と正規分布のクラス N^* との間の Fréchet の距離 δ を最小にするように推定函数をえらべば，次の二つの条件の下にこれらは $\beta_0, \cdots, \beta_h$ に確率 I で収斂する．

1°) $P_n\ (x \in S)=1/n\cdot(x_\nu \in S$ なる x_ν の数) とおけば，任意の $\eta>0$ に対し，$M(\eta)>0$ が存在して

$$\liminf_{n\to\infty} P_n^*\{|x^{(i)}|<M(\eta),\ i=1, \cdots\cdots, h\}>1-\eta$$

2°) δ^* を高次元の Lévy の距離とすると，$x^{(1)}, \cdots, x^{(h)}$ の任意の部分系 $x^{(\alpha_1)}, \cdots, x^{(\alpha_i)}$ の経験的結合分布 $z_n(x_{\alpha_1}, \cdots, x_{\alpha_i})$ に対し

$$\liminf_{n\to\infty} \delta^*(z_n(x_{\alpha_1}, \cdots, x_{\alpha_i}),\ N_{(i)}^*)>0$$

が成立つ．ここに $N_{(i)}^*$ は，平均値 0 の i 次元正規分布のクラスをあらわす．

統計的分類について

赤 池 弘 次

n 次元の確率変数 X に対して，任意の正の定符号行列 A とベクトル a について

$$Q_{A\cdot a}(X)=(X-a)'A(X-a)$$

なる二次形式を考える．ここで $E(Q_{A\cdot a}(X))=1$ で且つ $\{x;\ (x-a)'A(x-a)\leqq 1\}$ なる楕円体の体積を最小ならしめるものを考えると，それは $Q_{\frac{1}{n}\Sigma^{-1}, m}(X)$ なることが分る．但し Σ は X の分散共分散行列，m は X の平均値ベクトルである．

これより次のチェビシェフ型の不等式はある意味では最もすぐれたものといえよう．

$$\text{Prob}\left\{\frac{1}{n}(X-m)'\Sigma^{-1}(X-m)\geqslant k\right\}\leqslant\frac{1}{k}$$

今 X_1, X_2 が夫々平均値ベクトル $m_1, m_2=m_1+\delta$ を持ち同一の分散共分散行列 Σ を持つとする，ここで標本値が次の S_i に入る時それを X_i の実現値と見做すことにすると

$$S_1=\left\{x;\ (x-m_1)'\Sigma^{-1}(x-m_1)\leqslant\frac{1}{4}\delta'\Sigma^{-1}\delta\right\}$$

$$S_2=\left\{x;\ (x-m_2)'\Sigma^{-1}(x-m_2)<\frac{1}{4}\delta'\Sigma^{-1}\delta\right\}$$

この分類法によつて誤りを犯す確率は上の不等式によれば $4n/(\delta'\Sigma^{-1}\delta)$ 以下であることがわかる．

次に $c\cdot(\Sigma^{-1}\delta)'X_i$ なる一次元化された確率変数を考える．但し $c^2=1/(\delta'\Sigma^{-1}\delta)$．そうすると，これらの確率変数の分散は 1 となるから

$$\text{Prob}\left\{[(\Sigma^{-1}\delta)'(X_i-m_i)]^2\geqslant k\delta'\Sigma^{-1}\delta\right\}\leqslant\frac{1}{k}$$

なることが分る．従つて標本値が次の D_i に入る時それを X_i の実現値と見做すことにすると，

$$D_1=\left\{x;\ [(\Sigma^{-1}\delta)'(x-m_1)]^2/(\delta'\Sigma^{-1}\delta)\leqslant\frac{1}{4}\delta'\Sigma^{-1}\delta\right\}$$

$$D_2=\left\{x;\ [(\Sigma^{-1}\delta)'(x-m_2)]^2/(\delta'\Sigma^{-1}\delta)<\frac{1}{4}\delta'\Sigma^{-1}\delta\right\}$$

この分類法によつて誤りを犯す確率は $4/(\delta'\Sigma^{-1}\delta)$ 以下である．このようにチェビシェフ型の不等式の立場から見る限り一定の二つの母集団の分離には一次元化して考える方が良い．これは m_1 と m_2 とを結ぶ直線の中点を通る S_1 の切平面に垂直な方向への投影を考えるわけで当然の結果である．むしろこの結果は同一の母集団よりとられた 2 組の標本に対して一次元化を行つた結果をチェビシェフの不等式の立場で評価する時の分離の程度の過大評価の危険を示すものといえよう．

直接分類の問題を考えると，たとえばネイマン・ピアソンの基本的な補助定理に見られるように多くの場合尤度比が問題となる．そこで連続分布に対しては分割点（線）の決定のために，標本から密度函数を推定することが問題となろう．このため

$$\hat{f}_{N,\varepsilon}(x)\equiv\frac{d_{N,\varepsilon}(x)}{Nm(U_\varepsilon)}$$

を考える．但し $d_{N,\varepsilon}(x)$ は一次元の場合 $[x-\varepsilon,\ x+\varepsilon]$ 中におちた標本数，N は標本数，$m(U)=2\varepsilon$．この $\hat{f}_{N,\varepsilon}(x)$ が密度函数の推定値と考えられる．これを用いることによつて，通常ヒストグラムを描く場合，区間を大凡 10～20 位に分割する意味が明かにされる．$\hat{f}_{N,\varepsilon}(x)$ については Annals of the Institute of Statistical Mathematics Vol. VI, No. 2 に報告してある．

直線の fit の適用例

藤 本 熈

日本セメント技術協会編 "最新コンクリート技術（建築編）昭和29年" 所載の藤井氏の論説 "(1) 最近

に於けるセメントの問題" 中述べられている以下述べようとする柄に関聯ある事項を要約すると，"ポルトランドセメントの規格が多様多岐であるのは，それが物理的化学的に複雑難解な化合物であり，十分よくその化学が理解されていない事．又規格が売買取引を目的とするもので，強さ特に圧縮強さに重点がおかれ，実際上最も悩みとするキレツ発生性，易砕性等に関心が浅い．然も盲目的に強要される過剰強さは構造物をコスト高にする"．又 "Ⅲ．セメントに要求される諸性質の項で，1．早期，終期を通じて圧縮，曲げ両者の均合のとれた高強度"．

以下の事柄はの事に関係する．即ち氏の述べておられる易砕性の係数 $F=C/B$（但し（C; 圧縮強さ，B; 曲げ強さ）に就いてである．尚材令 28 日のFが 5.0 を中心にして変化し，昭和 22 年迄は 5.0 以下，23 年には 5.0，以後漸増の傾向を示し，モロサの増進を示すと例示されている（但し例ではB及びCはそれぞれの算術平均がとられている）．

私は電々公社材料試験室の昭和 29 年度1年分のモルタル（重量比 1:2，水セメント比 65%，規格による染形の供試体により）の強度試験の結果を用い，凝結速度の違い方を念頭におきながら，以下の如く試みた．

供試体は 1−6 月，7〜12 月の2期にわけて各 11 の maker に就いて計 285，193 個の合計 478 個が得られている．試験は圧縮，抗折（曲げではない）の強さを3日，7日 28 日に就いて行つてある．試みに maker 別に，更に 1〜6，7〜12 月の別に，次第に組合せの個数を込合はせながら，maker 別或は試験期別に sample mean を見てゆくと，圧縮・抗折の強さ共に sampling error をこえて相当以上に振れが見え，maker の間の振れは或は粉末度，凝結の仕方の違いによるかとも思われるが，期別にしても尚現われる振れとくらべると寧ろ養生条件が相当程度激しい変化を与えている様に見える．処が既に記したFなる量をつくつて見ると，材令 28 日では何れも大約 5.0 に安定してゆく思掛けぬ傾向を示している．即ち圧縮（単位; kg/cm²）並に抗折強さ（単位; kg/cm²）の組を平面に plot して見ると，それらの平均が原点を通る回帰直線の上に並ぶことになる訳であるが，然し各 maker 毎の散布の模様はそれぞれが似た模様にはならない．試みに各 maker を込みにして，期別にそれらの samqle mean を示すと（表1），又それらを更に込にした sample standard deiration は（表2）．

尚抗折の強さは一般に圧縮強さに比して，強さの増加が次第に鈍くなる傾向が見える．従つて斯様な事柄

表 1

計	圧縮強さ			拡折強さ		
	3 日	7 日	28日	3 日	7 日	28日
1〜6 月	118.59	228.82	382.14	29.42	50.18	73.61
7〜12月	121.03	210.36	341.39	31.39	47.83	68.58
1〜12月	119.49	222.02	367.13	30.14	49.31	71.76

表 2

計	圧縮強さ			抗折強さ		
	3 日	7 日	28日	3 日	7 日	28日
1〜12月	23.90	35.84	42.74	5.61	6.08	8.12

を考慮に入れると，1．の性質を特徴付ける量として次の様に回帰直線を用いて見たら，うまく傾向を把え得る様に見える．

$$\hat{y}_i=a+b(\bar{x}_i-\bar{x})$$

但し　$\bar{x}$; 全体に対する sample mean,

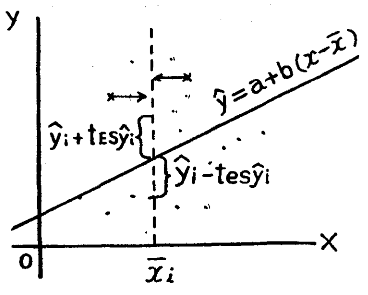
　　　$\bar{x}_i$; maker i に対する sample mean,

その分散として

$$S^2_{\hat{y}_i}=\left\{S^{(i)2}_{y\cdot x}+S^2_{y\cdot x}\left(\frac{1}{N}+\frac{(\bar{x}_i-\bar{x})^2}{\Sigma(X-\bar{x})^2}\right)\right\}\Big/N_i$$

但し　N; 総供試体数，N_i; それに含まれる maker i の供試体の数

其処で下図の様に回帰直線によつて分割する．今圧



縮強さ（kg/cm²）を X，抗折強さ（kg/cm²）を y として，$\bar{x}_i$ に垂直な軸へ各 plat した点を正射影して，回帰直線の上側に落ちる点の数の%を各 maker 別に記すと，

maker	3 日		7 日		28 日	
	下限	上限	下限	上限	下限	上限
0	0.495	0.533	0.490	0.710	0.439	0.636
I	0.388	0.427	0.225	0.334	0.171	0.233
T	0.476	0.512	0.463	0.610	0.415	0.561
U	0.609	0.652	0.522	0.761	0.565	0.761

以下略．となつてその傾向が判る．尚逆にXを拡折の強さとしたときの圧縮強さに就いては傾向が見られない．実はこれは，圧縮強さのみを考えると相当差が見えたが，各 maker の売買の競争の目標となるものであるから，恐らく別の観点よりすれば差の出ぬものだろうと予想したものであつた．

又外に Schmidt のテストハンマーによる無破壊試験の資料を圧縮強さと対応づけるために

$$\bar{y}_X = \alpha + \beta X$$

但し　X; 圧縮強さ，$\bar{y}_X$; 反撥強度

なる仮定により，$\bar{y}_X$ に対して X を 20 kg/cm^2 の実験誤差をもつ様に定めるための測定個数（但しコンクリートの円柱標準供試体にて）を求めて $N'=300$（平均的に）を得て，私の資料よりは，この無破壊試験の実用法に就いての疑点をたしかめた．

標本平均分布の正規分布による近似について

本　尾　　実

C.A. Berry: The Accuracy of the Gaussian Approximation to the Sum of Independent Variable (1939 Transaction)（高野氏の修正あり）の計算法を踏襲して次の二つの結果を得た．

1)　$x_1, x_2, \cdots, x_n$ を同じ分布に従う独立な確率変数とする．そして各々の平均値 0，分散 σ^2，三次及び四次の能率を μ_3，μ_4 とする．

今 $x=\dfrac{x_1+\cdots\cdots+x_n}{\sigma\sqrt{n}}$ の分布函数を $F_n(x)$ とすると

$$|F_n(x)-G(x)| \leqq \sup\left\{\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{c^2}{2}}\frac{\log(T+1)}{T},\ \frac{4}{T^2}\right\}\quad |x-c|<2\sqrt{2}\,\frac{\log(T+1)}{T}$$

$$\text{但し}\quad T=\frac{\sqrt{n}}{R}\qquad R=\sup\left\{\frac{\mu_3}{\sigma^2},\ \sqrt{\frac{\mu_4}{\sigma^2}},\ 3\right\}.$$

$$G(x)=\int_{-\infty}^{x}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}dx$$

此れは区間の端に於ける近似を問題にする場合便利であつて，例えば $T=40$ のとき

$$P\{|x|<2.2\} \geqq 0.95$$

を得る．

2)　次に分布函数の収斂を導びくとき，よく特性函数の収斂を用いるが，この意味から分布函数の距たりを特性函数から導いた量で表わす事を考えた．

結果は，$F(x)$，$G(x)$ を二次の能率を持つような分布函数としその特性函数を $\varphi(t)$，$\phi(t)$ とするならば，

$$\int_{-T}^{T}\frac{|\varphi(t)-\phi(t)|}{|t|}dt \leqslant \varepsilon \quad \text{のとき}$$

$$|F(x)-G(x)| \leqslant 2\sqrt{\frac{\log(T+1)}{T}}+\varepsilon,\quad x \notin K$$

$$\text{但し}\quad m(K) \leqslant 4\sqrt{\frac{\log(T+1)}{T}}$$

但し　$m(K)$ は K の *Lebesgue* 測度とする

昭和 29 年度研究第二部の研究概要並に昭和 29 年度研究室の研究概要

青　山　博　次　郎

昭和 29 年度に於て研究第二部の行つた主なる研究は雨量と流量の関係についての研究，黒鉛コロイドの粒度分布と諸性質の研究，内科病歴簿と診断の関係についての研究がその主なるものである．これらについては各々担当者から発表する．

青山研究室は昭和 29 年度は第三部に属しており，部内の協同研究として江刺地方に於けるマス・コミュニケイションの通路の研究調査，愛宕村に於ける農村経済調査，マス・コミュニケイションの効果の研究調査などを行い，前年度の用水調査の分析と，社会的成層と移動の研究準備などを行つた．

また踏切危険度の算出，制動軸数調査，東京都学力調査などの対外的協同研究を行つたが，これらについては他の機会に発表する予定である．

ここでは数量化に於ける標本誤差（彙報 No. 4 報告）に関連して，行列式の誤差評価についてのみのべる．

k 次の行列式

$$X=\sum \operatorname{sgn} x_{1i_1}x_{2i_2}\cdots\cdots x_{ki_k} \qquad (1)$$

に於て x_{ij} は凡て負ならざる確率変数とし，x_{ij} の平均は a_{ij}，分散はすべて σ^2，かつ互いに独立と仮定する．

$$\max(a_{ij})=M,\quad \min(a_{ij})=m$$

とおくとき，X の分散 $D^2(X)$ の最大値は

$$\max D^2(X)=k!\left\{\sigma^{2k}+k\sigma^{2(k-1)}M^2 + {}_kP_{k-2}\sum_{r=2}^{k-1}\frac{\sigma^{2(k-r)}}{(k-r)!}(M^{2r}-m^{2r})\right\} \qquad (2)$$

となる．ここにPは順列を表わす．

これによれば Hadamard の定理を利用した場合の評価より遥かに良い結果が得られる．

例．Hadamard の定理を利用すると X の S.D. は

$$k^2(k-1)^{\frac{k-1}{2}}M^{k-1}\sigma$$

と考えられる．例えば $M=3\sigma$, $m=0$ のときは次のようになる．

k	Hadamard式$/\sigma^k$	$\sqrt{(2)}/\sigma^k$
3	162	40.3
4	2244.7	287.3
5	32400	3162
⋮	⋮	⋮
10	3.874×10^{10}	1.336×10^{9}

木津川，桂川の洪水予知について

菅原正巳

淀川の洪水流量の大勢は，木津，桂両川の流量によつて決定する．そこで，流域諸地点，主として名張，上野，京都，亀岡の時間雨量から，木津川では加茂，桂川では桂の洪水流量を推定することを目的とする．

流量推定方式は，1) 雨量を流出高に変換する操作，2) 流量を変形する操作（伝播の問題）に分かれる．

雨量を流出高に変換する操作は，今まで研究して来た他の河川についての経験，木津川，桂川の日流量と，流域の日雨量との関連，hydrograph の解析，および多数の試行の結果つぎのように定められた．

降水量と流出高の差の累積和（積分）を貯溜高とよぶことにし，これを h とする．流出高はこの h により決定する．

$h\leqq15$ ならば，毎時 $0.003h$ (mm) の流出があり，これは地下水に廻る．直接には流出しない．

$15<h\leqq45$ ならば，$0.003h$ (mm/時) は地下水に廻り，$0.006(h-15)$ (mm/時) は直接流出する．後者は，半減期約2日ほどの，中間流出成分である．

$45<h\leqq65$ では，地下水へ廻る分は 0.135 mm/時，中間流出は 0.18 mm/時 でそれぞれ飽和し，$0.05(h-45)$ (mm/時) の第一次洪水流出が始まる．

$65<h$ では 0.135 mm/時 の地下水に廻る分，0.18 mm/時 の中間流出，1 mm の第一次洪水流出（それぞれ以上の値で飽和）の他に，$0.15(h-65)$ (mm/時) の第二次洪水流出が始まる．

つぎに洪水波変形の問題である．木津川では各地点よりの洪水波が少しずつずれて合成される効果に重点を置き，移動平均（簡単のため5時間の移動平均に固定）をとる．

桂川では狭窄部による効果を考える必要がある．狭窄部の上流側に貯つた水の量を V，下流側への流出を v とする．狭窄部とは，V が増すほどには v が増さない場所である．しかも，流量が小さければ，水はそのまま流れて貯溜は起こらないから，V は v との間には近似的に

$$V=v+cv^2$$

の関係があるものと仮定する．この近似方法により，狭窄部の特性は定数 c で表わされることになる．

桂川については，V, v を雨量換算して mm で表わしたとき，$c=0.5$ とすれば，実測とよく合うことが発見された．

最後に洪水伝播の問題である．河川の流れの方程式は

$$i-\frac{\partial y}{\partial x}=\frac{1}{g}\left(\frac{\partial v}{\partial t}+v\frac{\partial v}{\partial x}\right)+\frac{v^2}{c^2R}$$

$$\frac{\partial A}{\partial t}+\frac{\partial Q}{\partial x}=0$$

である．ここで，x は上流から下流に測つた長さ，i は河底勾配，v は平均速度，A は断面積，Q は流量，R は径深，c は定数である．

加速度項は小さい故省略し，また上流部では河面勾配 $i-\partial y/\partial x$ は略々河底勾配に等しいから，$\partial y/\partial x$ を省略すれば

$$i=\frac{v^2}{c^2R},\qquad \frac{\partial A}{\partial t}+\frac{\partial Q}{\partial x}=0$$

が流れの方程式となる．河の断面を放物線とすれば，この微分方程式は簡単に解けて，

1) ピークの伝播速度はピーク速度の 4/3 倍，2) ピークの高さは不変，3) 波形は前面が急に，後面がゆるやかになる．

等の性質を持つ．波形の変形を無視し（移動平均による効果の方が大きい），伝播速度がピーク速度の 4/3倍という点だけを利用する．速度は水深の平方根に比例し，流量は水深の平方に比例するから，速度は流量の4乗根に比例する．従つて，ピークの伝播速度はピーク流量の4乗根に比例する．

そこで，雨量から流出高に変換し，移動平均や狭窄部効果を与えられた流量に，ピーク流量の4乗根に反比例する時間的遅れを与え（加茂，桂ともにピーク流出高 1 mm/時 のとき時間的遅れ8時間とする），これを推定流量とした．

以上により得られた推定は，昭和10年6月，13年7月，13年8月，17年9月，18年7月，19年10月，24年7月，28年9月の洪水全般を通じて実測とよい一致を与える．（資料の不足する 2,3 の例では一致はよくない）．特に28年9月の洪水については，洪水直後の速報による資料ではよい一致が得られず，疑問として残して置いたものが，1年後に出た整備された資

料によると甚だよい一致を見た．また，この資料には桂川狭窄部より上流にある亀岡の流量があり，これは狭窄部効果を与える前の推定流量とよい一致を示した．

面接調査法の諸問題

西 平 重 喜

くわしいことは，同じ名前の別の報告にゆずるが，あらましをのべておくことにする．サンプリングや，数量化の理論の発展にともなつて，いろいろな社会現象についての調査がおこなわれるようになつた．しかし社会現象では個人個人の要因により，調査は複雑なものとなる．そこに調査技術上の問題がおこる．これらの問題を解明するためには，同じような条件のもとで，調査をつみかさねなければならない．われわれはいままで各分野にわたつて調査を試みて来たが，これらの問題について，一応まとめてみる時期に達したと考える．そこで，まず面接法にからまる諸問題について，縦断的にまとめこれを報告する．

1° 調査不能は 20％前後で，やもう得ないと判断される理由のものが，そのうちの約半分である．調査不能となつたサンプルは男は女より，年令 20～29 才と 70 才代は他の年令より，市部は郡部より多い．この調査不能となつたサンプル数だけその調査地点の，調査できたサンプルで修正すると，調査できたサンプルだけの性別，年令別の構造より，抽出したサンプルの構造やセンサスの構造に近くなる．

2° 訪問回数：1回で全サンプルの約半分，3回までで全サンプルの 80％，調査できたサンプルの 95％が調査できる．やはり男や，20～24 才は1回で調査できたサンプルと，2回以上で調査できたサンプルを，54 項目の延 300 カテゴリについて比べると，わずか 14 カテゴリでしか有意差を示さない．これは危険率があらわれたのかもしれない．またその多くがフェース・シートであることは，フェース・シートと意見や態度と関係がないことか，あるいは逆にサンプルの答が reliable でないのかもしれない．

3° 調査員のインチキ：調査員が調査しないで調査票をデッチ上げることをする．調査員の 5～20％がインチキをし，これによつてサンプルの 5～15％がインチキをされる．しかしこのインチキのサンプルをのぞいても，のぞく前と有意な差はない．

4° 調査員の誤記入：サンプルにうんといじわるな答をさせても学生の調査員に調査させると，90％が正しく答を記入した．また4人の専門家の調査の場合，一致度は非常に高い．

5° 調査員の種類：パースナリティが極度におかしい調査員はよくない．調査員の意見はサンプルの答に影響しない．一般の未経験の調査員はよくない．

6° サンプルの答の reliability は，半年後にある質問をしたとき全く同じ答は 38％，全く反対は 15％，支持政党で全く同じものは約 50％，全く反対派となつたものは8％で，高いとも，低いともいえない．

7° 調査の妥当性は，調査のときの答とそのサンプルが実際の場での話し方とはよく一致しているから，高いものと思われる．

8° サンプルが選挙の投票をしたかどうかについて，つくウソは 10～14％であるが，二つの選挙の両方にウソをついたのは4％であるから，悪意のウソとは思えない．

9° 選挙の調査をすると，調査をうけたサンプルはその影響によつて，投票率が高くなる．

10° 選挙の調査では，政党別の投票率はあるモデルを当てはめるとよく当てることができる．

以上の結果，サンプリング以外の誤差は相当の大きさになると予想される．しかし，10° のようなことから，面接調査の与える情報は，十分なものである．もちろん，調査技術の改良は，今後に残されている．

Vector 量の統計について

樋 口 伊 佐 夫

微粒子統計等で用いらるべき，二次元，三次元の分布として，Gauss 分布以外に基本的な表現があるように思える．二次元 Vector を考える時，二つの数の組として捉えずに，長さなる non-negative な scalar 量と，角なる周期 2π の dimensionless な scalar 量との組とみた時，Vector 集団の統計的性格はどうか？

長さの方は Gibrat 分布が基本的であり，isotropic の場合は角の分布は一様ということになるだろうが，二つの方向のなす角の増大にともなう関連の減少を表現するのでなければ Vector 集団の記述としては物足りない．

このような代表的表現は多くの実験結果から帰納的に作るべきであるが，先づ irregular particle の集団について種々の統計をとりつつある．

統計力学の一問題

横 田 紀 男

熱平衡状態に於ける量子統計力学の方法は，一般に $e^{-\beta F}=\text{trace}\, e^{-\beta|H|}$ で与えられる．之を導く基礎は ergodic 理論として発展して来た部門ではあるが今の所不明である．canonical ensemble を記述する公式として，法則的に認めてしまうには実際に応用して，総てがうまく説明出来ればよい．例えば国際物理学会議で Peierls が指適した magneto-resistance への応用も行つて見る必要がある．非可逆現象を取扱うには，更に ergodic 性について詳細な知識が必要であつて之等を考究すれば，何ういう意味の ergodic 性が必要かが分り論理的に結論を出す方向が分るかも知れない．然し非可逆現象を実際に解析するには，例えば素粒子論研究 Vol. 10, No. 8 で述べた電気抵抗の問題を取扱つた方法を用いれば一応説明が付く様に思われる．実際に計算するには Damping theory を用いるのが便利の様に思われる．

Note on the Neyman-Pearson's fundamental lemma

鈴 木 雪 夫

R を有限次元のユークリッド空間とし，B を R に於ける Borel field とする．密度函数

$$f_0(x), f_1(x), \cdots\cdots, f_n(x)$$

と

$$\{c_i\}: \begin{array}{c} c_0=0 \\ 0\leqq c_i\leqq 1 \end{array} \quad (i=1,2,\cdots,n)$$

が与えられたとする．

$$\mathfrak{S}=\left\{S: \int_S f_i(x)\,dX=c_i \quad (i=1,2,\cdots,n) \quad \text{且つ} \quad S\in B\right\}$$

$$\mathfrak{S}_0=\left\{S_0: S_0\in\mathfrak{S}, \int_{S_0} f_0(x)\,dX\geqq\int_S f_0(x)\,dx \quad \text{for } {}^{\forall}S\in\mathfrak{S}\right\}$$

とする．然るとき拡張された形の Neyman-Pearson's lemma は次の如く述べられる．

Lemma (G.B. Danizig and A. Wald)

(i)　$\mathfrak{S}\neq\phi\rightarrow\mathfrak{S}_0\neq\phi$

(ii)　$\mathfrak{S}$ のある元 S が同時に $\mathfrak{S}_0$ に属するために必要にして且つ十分な条件は

$$f_0(x)\geqq\sum_{i=1}^{n} k_i f_i(x) \quad \text{if} \quad x\in S$$

$$f_0(x)\leqq\sum_{i=1}^{n} k_i f_i(x) \quad \text{if} \quad x\notin S$$

が measure zero の集合の上を除いて成立つような実数列 $\{k_i\}$ $(i=1,2,\cdots,n)$ が存在することである．

次に吾々の得た Lemma に移る．

$\{f_i(x)\}$ $(i=0,1,2,\cdots)$ を R で定義された密度函数の無限列とし，数列 $\{c_i\}: c_0=0,\quad 0\leqq c_i\leqq 1$ $(i=1, 2,\cdots)$ が与えられたとすると，前と同様に

$$\mathfrak{S}=\left\{S: S\in B, \int_S f_i(x)dX=c_i \quad (i=1,2,\cdots\cdots)\right\}$$

$$\mathfrak{S}^0=\left\{S_0: S_0\in B, \int_{S_0} f_0(x)dX\geqq\int_S f_0(x)\,dX \quad \text{for } {}^{\forall}S\in\gamma\right\}$$

と定義すると，吾々の Lemma の最初の部分は，

Lemma

$\mathfrak{S}$ のある元 S_0 が同時に $\mathfrak{S}_0$ に属するための十分条件は，次の条件 (i) (ii) (iii) を満足する実数列 $\{k_i\}$ $(i=1,2,\cdots)$ が存在することである：

(i)　$\sum_{i=1}^{\infty} k_i f_i(x)$ が殆んど到る所で収斂し

(ii)　$|\sum_{i=1}^{n} k_i f_i(x)|\leqq G(x)$ がすべての n と殆んどすべての x について成立つような可積分函数 $G(x)$ が存在する．

(iii)
$$f_0(x)\geqq\sum_{i=1}^{\infty} k_i f_i(x) \quad \text{if } x\in S_0$$

$$f_0(x)\leqq\sum_{i=1}^{\infty} k_i f_i(x) \quad \text{if } x\notin S_0$$

が殆んどすべての x について成立つ．

必要条件に関しては，先づ三つの仮定について述べる．

仮定 (I)

実数列 $\{a_i\}$ $(i=0,1,2,\cdots)$ は $l^{(2)}$ の元であり，次の条件を満足するとする．

(i)　$a_0=1,\ a_i>0\ (i=1,2,\cdots)$

(ii)　$\sum_{i=1}^{\infty} a_i f_i(x)$ 殆んど到る所で収斂する．

(iii)　$\sum_{i=1}^{n} a_i f_i(x)\leqq G(x)$ がすべての n について成立つような可積分函数 $G(x)$ が存在する．

今 $\mathfrak{R}^0=\left\{\left[0, a_1\int_S f_1(x)\,dx,\ a_2\int_S f_2(x)dx, \cdots\cdots\right]: S\in B\right\}$

と定義する．

$\mathfrak{R}^0$ に属する $z=\{z_0, z_1, z_2, \cdots\}$ に対して

$$\mathfrak{S}_z=\left\{S: a_i\int_S f_i(x)dX=z_i,\ S\in B\right\}$$

とする．

又，$c=\{a_i c_i\}$ $(i=0,1,2,\cdots)$ は明らかに $l^{(2)}$ の元であるから

$$\mathfrak{S}_c{}^0=\left\{S_0: S_0\in\mathfrak{S}_c,\ \int_{S_0} f_0(x)\,dX \geqq \int_S f_0(x)dX \quad \text{for } {}^\forall S\in\mathfrak{S}_c\right\}$$

とおくと，仮定（II）と（III）は

仮定（II）

$$\mathfrak{S}_c{}^0\neq\phi$$

仮定（III）

任意の正数 ε に対して

$$\sup_{S\in\mathfrak{S}_z}\int_S f_0(x)\,dX-\int_{S_0} f_0(x)\,dX<\varepsilon$$

が $\|z-c\|<\eta$ を満足するすべての $z(\in\mathfrak{R}^0)$ に対して成立つような正数 η が存在する．

かくして吾々は次の Lemma を得る．

Lemma.

可測集合 S_0 が仮定（I）（II）（III）を満足するならば

$$f_0(x)\geqq\sum_{i=1}^{\infty}k_i a_i f_i(x) \quad \text{if } x\in S_0$$

$$f_0(x)\leqq\sum_{i=1}^{\infty}k_i a_i f_i(x) \quad \text{if } x\notin S_0$$

が殆んどすべての x について成立つような $l^{(2)}$ に属する実数列 $\{k_i\}$ $(i=1,2,\cdots)$ が存在する．

マス・コミュニケイションの通路の研究 (江刺地方の調査について)

鈴木達三

我々の社会生活に於て，マスコミュニケイションの演ずる役割は，かなり大きなものになつている．そしてマスコミュニケイションの通路 (channel，コミュニケイションの内容が人から人へ伝えられるすじ道) ということは，今までに色々と問題にされながらも，これについての調査研究は，一，二の国についての，又歴史的な規模による，概略的な統計資料の組合せが主なものであり，我々がいつも考えているような，現実の社会で生活しつつある人間が，どのような channel で communicate しているか？‥‥即ち，或る事を，どのような経路で知り，どのようにして他に伝えるか，更にそれが，どんな種類（性，年令，職業，社会的地位など）の人によつて伝送されるか？．というような問題についての報告は見当らない．

我々が取上げたのは，この問題であり，合せて村（部落）の中の sociometry，ボスとのつながり，部落間，及び町村間のつながり等を，この channel の面からしらべ，マスコミュニケイションというものを通じて，社会の構造を明らかにしようとするものである．

channel の実態を把握するための一つの方法としては，我々が実際に噂をまくとか，催物の宣伝をするとかして，それがどのように大衆に通達されているかをしらべることが考えられる．

この為，調査は実験的な形をとる反面，なるべく現実の社会における状態で行われることが望ましいので，色々な制約が加わるが，中でも，調査地点の選定とか，催物の内容 (content)，その宣伝方法 (media，与え方など) 等に，充分の考慮を払う必要がある．

このところは別に詳しくのべるとして，実際行つたものは，

I　調査地点　岩手県江刺郡岩谷堂町の後背地一帯の7カ村

II　催　物　三つの歌，映画と講演会

III　宣伝方法　media を二つに分け，催物によつて，各村に各々異つた media を一つ宛割りつける

種類	名称	説明	与へ方
マス・メディア	ポスター		一村 30 枚，主に通常の掲示板にはる
	チラシ		5軒に1軒の割で配る
パーソナル	大学生のさそい	アルバイトの大学生が一軒一軒まわつて歩き催物のあることを知らせる	5軒に1軒の割で行う
	普及員	各村にある農業改良普及員に催物のあることを知らせてもらう	通常，普及員の行う方法でやる

分析の第一段階として，content, media, 地域（岩谷堂中心の遠近）によつて，contact, channel がどのようになるかを考えてみると，先づ contact については，地域差は殆んどなく，media は「ポスター」が一番効果的であり，「チラシ」,「大学生のさそい」はほぼ同程度で，共に「ポスター」よりずつと効果がな

い．又「チラシ」,「大学生のさそい」は content により大して変化はないが,「ポスター」は歌，講演会でかなりの変化を示す．

次に channel について，(これを contact した media 別に，他に話した割合で）考えると，上とは逆に,「チラシ」,「大学生のさそい」が他に伝える率が多く,「ポスター」は少い．

更に歌と講演会の，いづれの場合にも，contact したものの「性」について，非常な偏りが存在する．

これらのことは色々と理由の考えられるところであるが，まだ分析はそこまで行つていないので，これからの問題である．

又調査結果をみると，サンプルの答にあらわれた限りでは，催物のあることを知つている人が，全体的にみて，余り多くない（歌の場合サンプル総数の 35%，講演会 25%)，更にそれを他に話した人が非常に少い（歌：contact したものの 17%，講演会 14%)．

これは，今回の調査企画において，農村の実社会の特殊なケースについて，更に宣伝方法についての考察の不備などが原因すると思われるので，これらの点を充分に反省して，次の機会にそなえたい．

第3部の研究について

林　知己夫

現象解析・行為決定方法の建立を目途とする統計数理の確立を目ざして，現象と不即不離の中に研究を進めている．また各研究室，各個の研究は次に述べられる通りである．第3部としては，全員の協同研究として 27 年度から大きな問題をとりあげている．27 年度は国民性の研究，28 年及び本年度はコムミュニケイションに関する研究である．共に統計数理の立場よりする研究であることは申す迄もない．

このような研究は次のような目的達成のために計画しているのである．

(イ) 我々が調査を行う目的は現象解明の方法建立のための縁由としてのものである．生々しい現象を身を以つて真に味う時にのみ妥当な方法を創造できるものと言える．頭でのみ考えていたのとは全く別な方法をあみ出してゆくことが出来るのである．理論の発展は任意の可能性をもつが，この行き方によつてこそ研究の有用な新分野を切り開いてゆき，独創的方向を見つけることが出来るのである．かくして真に妥当な方向に進めることが出来るのである．そのため研究所が自由に control でき，しかも方法論的に困難な研究課題を選定して実験的立場より研究を行う．(ロ) 個々の研究の方法論的結果の集大成をはかる．(ハ) 協同的研究作業，意思の交換によつて研究方法一般の方針，立場を明らかにし，統計数理の体系化を促進する．(ニ) 大きな問題処理によつて生ずる新な問題発見に寄与する．(ホ) 各自が大きな現象の中から新鮮な問題を摑み取り得られるようにする．(ヘ) 方法論的成果のみでなく，その内容的結果が実際に有用な意義をもつような問題を選定し，よき分析が妥当な貢献を世になし得る如くする．(ト) 各研究員の統計数理の立場より訓練する．

まず前年度から承け継いだマスコムミュニケイションの効果測定に関する研究をつづけ，さらにニュースの伝はり方に関する研究を行つた．

(i) 新聞．ラジオ等のマスコムミュニケイション

この効果を実際に測定するための研究を行ひつつある．マスコムミュニケイション・メディアの内容分析と人々にそれらの与へる力（人々の受け取り方）と人々の行動との関係をいろいろな環境，要件と共にしらべ多相現象の解明の手掛りを得ようとする．この第一として“縮図作成法によるサムプリング”の考えに従い，前年度はマスコムミュニケイションとの接触の問題をとりあげた．本年度はこれからパネル法により2回調査を実施した．これらの調査の系列は EF-I, EF-II, EF-III と名づけられている．夫々の重要と思われる topics を選定し，且つ継続的に同一の問題も反復させる仕組みで調査の構成を行つている．“効果”なることの数理的表現を考えると共に，マスメディアの content analysis（内容分析）を行い調査結果とをつき合せてその間の複雑な現象を統計的に解明しようとこころみている．なおこの調査は longitudinal な立場からつつけるつもりである．

なおこの研究の副産物としてパネル調査の誤差の問題，調査員の問題と共に回答者及び調査項目の信頼性 (reliability) の問題，sampling における層別法の問題．国民性調査との系列時比較の問題等の主要なことが解明されることになる．

(ii) ニュースの伝わり方の研究

ニュースはいかに伝わるかの問題を解明するため一つの実験調査を行つた．これはマスメディアによる伝わる伝わり方と personal contact による伝わり方との関係をみようとしたものである．従来の研究は，かぎられた玩具の様な場においてであるが，我々は実際の場でしかも実験と思われない仕組みで計画された．調査は岩手県江刺郡（中心岩谷堂町）の一部で行われた．‘江刺三つの歌’及び‘農村の皆様のための講演会’を行い，design の立場から各村で宣伝方法をかへ，

その効果を測定すると共に，面接法によりニュースの伝わる personal channel を明らかにした．この分析のためには方法的には関連標識のあつかいを考えておかねばならない．

以上の他前年度の用水調査の分析を行うと共に町村合併問題での姫島地区を follow op し系列的な資料をとつている．これにより縦深的な分析方法の確立が目ざされる．

この他引き続き層別法の研究をとりあげている．

註　なお昭和 30 年 3 月から EF-III と共に選挙予測の研究を行つており，4 月において調査を実施した．

以上の研究には林知己夫，青山博次郎，石田正次，西平重喜，多賀保志，堤光臣，赤池弘次，田口時夫，植松俊夫，鈴木達三が協同研究を行つている．

林研究室昭和 29 年度研究概要

林　知己夫

第 3 部全体の協同研究を行つた他次の様な研究を行つた　まづ研究の根本方針から述べてみる．

複雑多様な現象解明を目途として，統計数理を現象と不即不離の中に発展せしめることをねらつている．

研究方法の根幹は，責任ある統計的方法を確立を目ざすこと，理論的・実証的立場に立つこと，妥当性を重んじ，操作的・機能的態度を以て研究を司ること，理論体系の整頓ではなく，複雑な現象の解明に力をつくし，そこに如何に斧を入れてゆくかを独得に考えることを重視すること，一つの固定観念を新に形づくり同時に固定観念を抜けてゆくこと，研究のプロセス即ち formulation から解釈に至る研究の動きの様姿を重んずること等である．

(イ)　統計の根本の解明

現象を解明し，理論を考えるに当つて常に根本より考え直してゆくこと．既成理論に拘泥せず，その持つ意義を剔抉し，限界と活用範囲とを明らかにし，現象に喰い入るに妥当な現象の formulation，理論構成を考えて行く．理論の拠つて立つ根源と，その適用操作に就いても同様によく内的意味を明らかにする．例えば函数間の距離・適合度の測度等如何なる時に如何なるものに妥当な意味を持たしめ得るか，或は確率・推定・検定の意味，さらに進んで統計の根本的概念，即ち統計の本質的目的を得しむるに有効な方法とその思想の探究．従来の推定検定の概念に止まらず，適切なものを考えてゆくこと，さらに我々の用いるサムプルの概念の明確化，その他の妥当な方法の追求等を問題にする．

成果としては統計数理的方法の現象解析における位置づけ，確率概念の検討と批判がある．

(ロ)　調査法の考察

きわめて範囲の広い現象解明のための種々なデータ獲得法を研究する．このために仮設が必要ならば，既成理論による部分 $^3/_{10}$，我が理論構成によるもの $^4/_{10}$，無仮設で問題発見のための部分 $^3/_{10}$，程度の構へで始める．かくの如くにして，理論の本質的意味とその妥当性とを確実に了解し，同時に問題発見を有効にする．ここに於て，さまざまの調査・実験の企画より，データの実際の獲得に至る一切のものを各方面より研究する．特に標本調査のことを考えたのであるが，これには普通の形体の標本調査の問題と特殊な形の標本調査の問題がある．

(a)　前者では error control (response error, non-response error) の問題，標本調査企画及び分析に関する全般的問題がとりあげられた．このためニュースの伝わり方の研究のための標本計画，EF 調査に関する計画（以上第 3 部共通），火の粉分布に関する調査計画，郵送調査による調査員バイヤスの取扱いについての研究を行つた．又他との協力研究では，国富調査の計画（経審）（青山研究室と協同），選挙予測調査（朝日），読み書き能力調査（文部省），肢体不自由児の調査―精神薄弱児の調査の継続―(文部省)，預金調査（日銀），敬語現象に関する調査（国研）の再検討，森林調査―全国 3000 地点調査，測定（特に測量）誤差の調査，航空写真による実態判読調査，崩芽林の評価に関する調査―(森野庁)，販政調査上の response error の補正法の問題（大蔵省）等があり，これらにおいて我々の方法論的立場から標本調査計画，分析に関する研究を行つた．

(b)　後者では所謂 animal population に関する理論的研究を行つたが今後はこの実証的研究と共にさらに形状決定の標本調査，scale point 抽出のための一種の sampling ―― 色数一定のときの colour standard の決定，活動写真を代表するいくつかの齣（スライド）の抽出，態度調査のための key quesionnarie の作成――を考え，この不偏性，精度決定の問題を考える．

(ハ)　多元多相現象の解明

所謂 multivariate analysis を発展せしめる．これは統計の中心問題である．数量化と予測理論の中心をなすものである．複雑なものを取扱ひ，この pattern

のダイナミックなプロセスを綜合的に処理し，定性的なものを理論体系の中にとり入れて，数量的に取扱い，妥当な現象予測を可能ならしめるようとするのである．

ここではマスコムミュニケイションの効果（effect）なることの表現，岡崎市における status の表現（上野市との比較）（国研），多次元相関の表現，色彩調和の表現（色彩研究所），国民性問題における態度のきまり方の構造分析，工場の衛生学的診断法（塵肺に対して）の問題（昭和医大等）等のことがとりあげられ，理論的実際的方面より研究がなされた．その他多次元解析における理論的考究が行われた．

㈡　現象分析法の研究

いかにして現象を分析するかの方法を綜合的に研究することがなされた．ここでは group dynamics 評価の問題（discussion process 評価の問題）（行動数理研究会），統計的分類の問題，ヒストグラムの検討，一次元化とチェビィシェフ不等式との関係），森林調査の分析に関する問題，火の粉分布に関する統計的考察，火災危険に関する分析法の問題，経営分析に関する問題，情報分析の客観的技術に関する研究（新聞研究所に協力）等がとりあげられ，理論的実際的研究が行われた．

㈭　系列現象の取扱い

これを㈧の立場から考えること又現象記述のユニットの問題，系列を紐として取扱う問題，さらにダイナミック・プロセスの処理法などをこの立場から考えてゆかうとする．

ここでは新聞内容と株価の分析の問題をとりあげ，理論及び実証的方面から研究を行つた．

㈧　統計に必要な計算法の研究

有効妥当な統計的方法をつくりあげてゆくためには，$\left\{\begin{matrix}\text{理論}\\\text{実験}\end{matrix}\right\rangle$計算→つき合せ　という過程をたどらねばならない．計算も複雑多岐にわたるので，計算法についての研究を行うと共に計算機についての考察も行うこと（計算法と関連する）が必要になつてくる．本年度では所謂 Leontieff matrix の逆行列に関する計算について種々の角度から検討を行つた．計算能率，計算誤差，資料誤差の結果に与へる影響の問題を中心に考えた．

また大型の universal computor の利用について考へを進め，統計計算に有効なリレー式 universal computor の実現についての検討を行つた．この他 I. B. H.，レミントン機（R.R.）を各種の統計操作及び計算に用いるための考究を行つた．

E. Slutsky の考えとその発展

樋口順四郎

E. Slutsky は，景気変動（business cycle）が次のような機構で起ると考える．今 $\cdots x_{i-1}, x_i, x_{+1}\cdots$ が random series である時，これを原因として

$$y_i = A_0 x_i + A_1 x_{i-1} + \cdots\cdots + A_{n-1} x_{i-(n-1)}$$

のような移動和を作る（原因に対して結果）．$\{y_i\}$ は関連をもつた列である（Slutsky は coherent series とよぶ）．経験的系列の代りにてき当に構成された random series から上記のような coherent series を作つて，その結果を実際のものと対比してみることにより帰納的に構造を決定しようというのが彼の考えである．$\{x_i\}$ として割増金付債券の当りくじの番号の右端の数字をとり，これを第一基本列とする．これから 10 項の単純移動和を用いて model I を作る．model I の graph は Thomas の 1855—1877 年の英国の景気変動指数と比較されている．これが最初の証明（！）である．しかしこれだけでは二つが偶然に似ているだけかもしれない．しかしここで彼が問題としいいるのは，命題を理論的に完全に証明することではなく，"偶然の変動のむすびつきのきまつた構造が多少とも規則的な波の system を作ることは可能であろうか" ということである．これはまだ stochastic process の理論が充分にできていなかつた当時としては注目すべき立場である．"過程の波動的性格と波の近似的な規則性，これこそ我々がその可能な源を偶然の原因（random cause）と組合せて追究しようとする二つの事実である"．

さきの model I のほかに次のような model を作る．第一基本列の数字を，偶数は 0 に，奇数は 1 におきかえて第二基本列を作る．第三基本列も同じようにして作られる．この三つの基本列を $\{x_i^{(1)}\}$ $\{x_i^{(2)}\}$ $\{x_i^{(3)}\}$ とするときそれぞれの model は次のように symbolical に書ける．

model I　$y_i^{\mathrm{I}} = 5 + x_i^{(1)} + x_{i+1}^{(1)} + \cdots + x_{i+9}^{(1)}$

model II　$y_i^{\mathrm{II}} = y_i^{\mathrm{I}} + y_{i+1}^{\mathrm{I}} + \cdots + y_{i+9}^{\mathrm{I}}$

model III　$y_i^{\mathrm{III}} = 10^4 \sum_{k=0}^{94} x_{i+k}^{(2)}\, \Phi\{(k-47)/10\}$

$$\left(\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}\right)$$

model IIIa　$y_i^{\mathrm{IIIa}} = 10^4 \Delta^4 y_i^{\mathrm{III}}$

model IVa　$y_i^{\mathrm{IVa}} = \sum_{k=0}^{12} \binom{12}{k} x_{i+k}^{(3)}$

model IVb, IVc は IVa の第一，第二階差，$y_i^{\mathrm{IVb}} =$

$\Delta y_i{}^{\pi}a$, $y_i{}^{\pi}c = \Delta^2 y_i{}^{\pi}a$.

これらの model を使つて，偶然が集積してゆくとき少くとも近似的には法則性を認めなければならぬようになることを，即物的に立証して行く．例えば sinusoidal limit law. Wold の定常時系列の解析法は理論的でより数学的ではあるけれど Slutsky の思想が先駆的役割を果しているのを見のがすことはできないように思う．“将来の理論のために実験を惜しんではならない”という彼の言はいまだに生きているのではなかろうか．時系列の問題についても，いろいろな検定法が考えられたけれど本質的にはあてはめの適否をめのこによつてくらべて論ずるに過ぎないのであるから，Slutsky の方法をもつと検討する必要は残つていると言えよう．

森林調査その後

石田正次

我々はさきに二つの森林調査を企画した．つまり

1. 目測蓄積を因子として回帰推定により蓄積を求める調査（比較的小面積の場合）
2. 緯経度による格子点を抽出に利用した全国蓄積の推定

がそれである．この二つの調査に於て残された問題は1の調査に於て目測の精度を高めること．2の調査に於て今後の全国蓄積の変化をどのようにして追つていくかということでである．この問題を解決するために航空写真の森林調査への利用を考える．

現在森林面積の推定，樹種樹令の判別を中心にして現地調査を企画中である．

火の粉の分布についての調査

統計数理研究所　石田正次
協同研究者　東京消防庁　塚本孝一

研究の目的

この研究は実際の火災に於ける火の粉の分布の実体を調査しこれを理論的実証的に解析し飛火による火災の対策の一助としようとするものである．

研究の方法

消防庁の火災報告書を基として，調査すべき範囲を定め，その内に入つた世帯全数について調査票を配布して各事項を記入してもらい基礎資料を作成した．更にこの資料と戸別的な聞き込み，航空写真，地図（日本火保図株式会社）を参照して現象を記述し，各角度よりの分析を行つた．調査票の問題は大別して次の三部に分かれる．

1. 我々の指定した火災と，被調査者の考えている火災が同一のものであるかどうかを確認し，更に被調査表の観測地点を地図上に決定する問題．
2. 煙，火の粉をかぶつた様子を知る問題．
3. 火災時に於ける態度をみる問題．

まず第一部によつて，我々の対象となるべき世帯の位置を地図上に記入し，各地点と火の粉の様子（第二部），又世帯人の態度（第三部），との関係をみることにした．

研究の結果

1. 風の主方向を推定すること．

風の主方向を $y=ax+b$ とし，これと煙り又は火の粉をかぶつた地点（xy）との距離の二乗和が最小になるように，a, b を定めこれを風の主方向とした．この値は煙り，火の粉の二つの場合で非常によく一致する（その差約1.5°）．又各地点での観測の結果（問12）とも比較的近い値を示す（差約 3°）．

2. 火の粉の落下する範囲，及びその密度を見出すこと．

火の粉の落下した地点の 99%，及び 95%を含むようなV字型の範囲のうち，ひろがりの角度最小のものを資材を基礎として理論的に定める．この場合調査地点の密度の修正を行つた．この範囲は風の主方向に対してほぼ対称になる．又その角度は火災時の風速，地型と深い関係があるように思われるが，現在のところ調査が完了したものが二例にすぎないので，この点は未だ明確ではない．以後の結果を加えて更に分析を進める予定である．

3. 火災時に於ける住民の態度

昼間の存宅率は約 65％で完全に一人も存宅しなかつた世帯は約3％である．又消火の態度はほぼ火の粉の密度と一致するが，更に危険地域全体に対する指導を必要とすると思わる点もみうけられる．

郵便調査法について

多賀保志

郵便調査法は，種々の調査に際し，面接調査法と並んでよく用いられているが，我が国に於いて，それらの結果を総括的に述べたものは見当らない．そこで我々がこれまでに行つて来たいくかの調査例（主として

調査員の面接状況をチェックするためのもの)を中核として,郵便調査一般の方法論的基礎附けを行うのが,本稿の目的である.少し細目に立入つて述べてみると,次のようないくつかの問題点について,若干の解決を与えることが出来たと考える;

①郵便調査はどんな場合に使用すれば効果的であるか?

②調査票にはどんな質問形式を採用するのがよいか?

③調査実施に要するコスト(費用と時間),期間はどの位かかるか?

④一回調査を行つた時に返信を寄越す人の割合はどの位か? 又返信を中々寄越さない人に対しては,何度位催促すればよいか?

⑤郵便調査と面接調査との結果はどの位一致するか?(従つて前者をもつて後者の代用とすることが出来るか?)

⑥郵便調査の妥当性・信頼性はどの程度か?

診断に関する統計的研究

崎野滋樹

取り扱つた資料は東京逓信病院の昭和22年1月より29年6月末までに退院した内科患者2276名の退院病歴であつて,これらの資料から症状と入院後の臨床検査項目を用いて診断を予測するpatternを作成しようというのであるが,今回の分析の大きな狙いは病気を治療別に類別し,類別された病気を次の様な考えに基いてpatternを作成しようというのである.即ち医者の診断が真なりとして,例えば診断Aに対するpatternが出来たと仮定する.今このP_Aを用いて病気Aを予測したときの第1種の過程α,第2種の過程βを出来るだけ小さくする様にpattern P_Aを決めようというのである.この様な考えに基いて腸疾患,胃,心臓或は腎臓,肝臓疾患,神経病,呼吸器,血液,十二指腸の8種のpatternを作成した.これらのpatternを用いて"貴方は心臓病ですよ"とか"呼吸器疾患"ですよと予測したとき.それらの病気の平均適中率は80.5%である.二月の講究会に於て発表した「症状よりの診断の予測」の適中率に比べて約10%向上している.而も以上の結果が妥当性をもつか何うか,今後以上の結果をtestしたい.

factor annalysis について(続き)

橋爪浅治

前回において,自律神経平衡の研究を茨木県下の中学生を調査対象として行つた.ここに自律神経の平衡とは,二つの相反する働きを司る交感神経,副交感神経が各個人個人において,均合がとれているかどうかをいう.更に平衡が保たれていない人の場合,つまり一方の神経が他方のそれより優位であるとき,その人はどのような医学的徴候を持つているであろうかを同時に研究するのが目的である.これについては,従来医学的経験により,種々の想定的な解釈が下されていたのであるが,Wengerはfactor annalysisの方法を用いて,自律神経の支配する,医学的徴候の領域を決定した.この方法は,種々の検査種目から上記の目的にかなうよう機械的(数学的)――つまり医学的勘ではなく――にまとめあげたとゆう意味で卓見であると思われる.またそれと同時に,そのような意味で,今後,数多くの追試をまたねばならない.

われわれは前回に引き続き某保育園を被試験者に選び,追試の一つを行つた.概記すれば,第1表は標本数を示す.われわれは男女別に即ち男118名,女129名についてfactor lordを計算しこの中で,Wengerが得たそれと似た型のものを主要因子としたら,男および女について,それぞれ第IIおよび第I因子が,それにやや該当した.このfactor lordから,各個人個人のfactor estimateを算出して,年令別の平均および分散を,それぞれ,第2表,第3表で与えておいた.

第1表 (標本数)

年令 \ 性	男	女
45才~A	22	37
50才~B	45	40
55才~C	36	37
60才~D	5	5
65才~E	5	5
70才~F	5	5
計	118	129

第2表(factor estimate の平均)

年令 \ 性	男	女
A	0.36	0.33
B	0.34	0.31
C	1.71	0.23
D	0.23	0.48
E	0.48	0.12
F	0.18	0.16

第3表(factor estimate の分散)

年令 \ 性	男	女
A	2.42	3.26
B	4.16	2.27
C	7.14	3.33
D	5.69	8.73
E	8.49	9.63
F	4.28	7.56

Wenger は factor estimate の大きい程交感神経優位であるときめたが，第2表から女より男の方が，また年令の若いものより年寄の方が交感神経優位である傾向にあることが読みとれる．しかし，調査対象が特殊団体であり標本数も第1表の如く少く，従つて第3表の如く分散が大きい．われわれは第2表から更に一般的な医学的解釈を加えるには，更に数多くの追試を行わなければ危険であるように思われる．本研究は一応追試の段階にすぎない．

国富調査企画

田口時夫

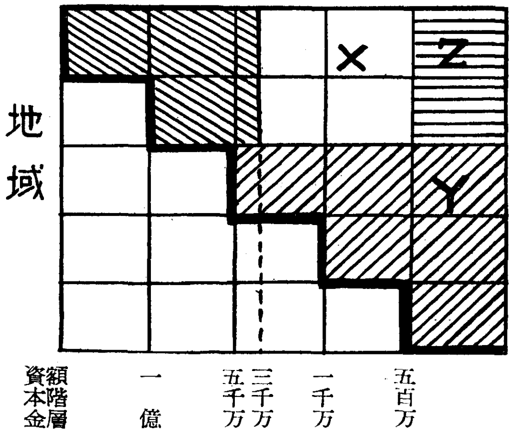
経済審議庁では，一昨年来国富調査を企画しているが，特に本年度は法人企業資産調査に限定し，その標本調査企画を当研究所が行うこととなつた．国富調査は，我国に於ても戦前数回行われたのであるが，種々の難点があり，本格的な調査企画は今回をもつて最初としてよいであろう．

国富の定義としては，今回に於ては，再生産可能な有形財 reproducible tangible assets＋対外資産と対外負債の差額の資産統計と一応結論されるが，その調査目的としては，経済力測定，資産構成，他国との対比，戦前対比等の実態把握と共に，特に国民所得統計と対応させることによつて，資本効率，財貨準備等一般に国民経済の発展状況把握を目図している．此等歴年資料との対比の問題については標本企画と共に，本年度のテーマとしたい．

本年度の調査企画は前述の様に，法人企業資産に限定されるが，これについても営利法人，非営利法人について企画を別にし，更に増減資産把握，棚卸資産の評価法等の問題があり又帳簿脱落資産，企業増減については，補正調査を行うことになろう．

営利法人については，資本充実法による再評価資料の有無等の関係から調査を二回に亙つて施行することになる．

これについて，具体的に標本設計を示すと，試験調査の分析結果及び結果様式に施て他資料との比較を容易にする点から，対象企業を，資本金額階層により層化し，更に地点数の制約からこれを地点により層化する．更に地域を適当に分けると，階段型に層化することが出来るが，資本金額分布が Parets 型分布に従うこと，及び資本金と資産額との相関が比較的高いことから高資本金額（3,000 万円以上）を悉皆とし，他方新設乃至倒産の著しい部分及び資料の不備な部分について



いては area sampling を併用し，最終的に上図の様な4部分に別個の調査を行うことにした．この場合各桝目を更に資本金，額産業別等により，層別すれば，coefficient of variation は総額につき単純に

$$\frac{\sigma_x^2}{X^2} \fallingdotseq \sum_i \sum_j (p_{ij}-1) \sum_k \left(\frac{X_{ijk}}{X}\right)^2 \left(\frac{\sigma_{Xijk}}{X_{ijk}}\right)^2 \frac{1}{N_{ijk}} + \sum_i (q_i-1) \sum_k \left(\frac{Y_{ik}}{X}\right)^2 \left(\frac{\sigma_{Yik}}{Y_{ik}}\right)^2 \frac{1}{M_{ik}} + \sum_i (r_i-1) \sum_k \left(\frac{Z_{ik}}{X}\right)^2 \left(\frac{\sigma_{Zik}}{Z_{ik}}\right)^2 \frac{1}{L_{ik}}$$

で与えられる．p, q, r は各々抽出比を，σ_Y, σ_Z は調査区間分散を，Xは資産総額を示すものとする．同様な計算によつて area sampling の部分を除いた部分では産業別表象及び分散が，又縦に桝目を加えれば資本金額層別に表現される．又 area sampling の部分は，資本金額との相関を利用して regression estimate を用いることも考えられうるが，此等の撰択は資料上から判断する．

更に集計予算上の制約から，悉皆調査部分については，資産項目について更に抽出操作を施すことが考えられるが，この場合，評価額と限度額との相関により回帰推定法を用いて

$$\widetilde{Y} = \sum_{i=1}^{R} [\bar{y}_i + b_i(\bar{x}_i' - \bar{x}_i)](N-n) + n\bar{y}_i]$$

$$N\bar{X}_i = (N-n)\bar{x}_2' + n\bar{x}_i \qquad \text{であるから}$$

$$Y = \sum_{i=1}^{R} [N\bar{y}_i - Nb_i(\bar{x}_i - \bar{X}_i)]$$

により推定すると，分散は簡単に

$$\sigma_{\widetilde{Y}}^2 = \sum_{i=1}^{R} N_i^2(1-\rho_i^2)\sigma_{Yi}\left[E\frac{(\bar{x}_i - m_{Xi})^2}{\Sigma(x_{ik}-\bar{x}_i)^2} + \frac{1}{\eta_i}\right]$$

により表現される．通常の推定方式との優劣は ρ の値等により決定される．以上問題の所在の二，三を例示して本年度の研究方向についての説明としたい．

新聞の effect について

植 松 俊 夫

新聞の effect の問題は，mass-communication 全般の統計的研究として，もとの第3部で取り上げたものの一部分をなすものである．その場合，mass-communication の effect なるものを，吾々は次の形で考えている．即ち大衆に対して mass-communication という刺戟が与えられた時，それに対する大衆の反応をみてゆく．新聞の場合には，新聞にあらわれた記事の内容（新聞の content と呼ぶ）を刺戟と考える．与えられた content の変化に対して大衆の反応は意見，態度の変化としてあらわれる．吾々はこのような意見，態度の変化があつた場合に新聞の effect があつたと考える．即ち吾々は新聞の content と大衆の意見，態度とを対応させ，前者の変化と後者の変化とを平行的にみてゆき，その間の関係により新聞の effect を測定しようとするわけである．それで問題は三つに分けて考えられる．第一は新聞の content を如何なる形で表現するか．又それに何等かの measure を与える問題（これは content analysis と呼ばれる）．第二は大衆の意見，態度の変化を測定しそれをたどつてゆく事．第三は，前の二つを綜合して新聞の effect を測定する方法の確立．この三つである．この場合の吾々の立場は新聞の effect なる概念を前もつて明確に定義づける事をしないで，逆に測定せられたものから effect を規定する．

第一の contentent analysis の研究については，まだ殆ど手がつけられていない．第三の問題についての一つの試論は，林第三部長が先の統計学会で発表したが，この問題は第一，第二の問題の研究と相挨つて初めて解決されるもので，まだこれからの研究課題である．第二の問題についての研究がここに取上げたものである．上に述べた様な考え方からして，吾々は新聞の content の変る時期を狙つてその前後に調査を行い，又そのような調査を繰返してデーターを集積し分析する事が必要である．それで先づ第一次の調査として EF II, EF III と呼ばれる2回の調査を行つた．EF II 調査は前調査で 29 年 10 月末に行われ，EF III 調査は後調査で，30年4月末に行われた．EF III 調査の結果はまだ集計してないので，前調査と後調査をつきあわせて，大衆の態度，意見の変化をみる所までいつていないので，ここには EF II 調査の分析を行つた．これらの調査は，新聞の content の変化に対する大衆の態度，意見の変化をみてゆくためのものだから，新聞紙上に長期に亙つて載るような content についての態度，意見を調査する必要があるが，一方どのような content が長期にわたり新聞に扱かわれるかは前もつてはつきり分らない．それで EF II 調査に於ては，数多くの項目を取上げていはば網をはるように design してある．

先ず個人の社会的特性と読む新聞の撰択の間に関連があるかどうかをみる為に，読む新聞により sample を group に分けて，学歴，年令，支持政党，“しきたり”と cross してみた．その結果によれば朝日を読む group は，他の新聞を読む group との間に差を持ち，“インテリ” group と考えられる．もしさうとすれば，新聞の effect を測定する場合，個人の社会的特性について条件を揃えると，読む新聞がきまつてくる事になり，新聞の effect の測定を考える場合に難かしい点が出てくる．

次に読む新聞で分けた group 別に sample の態度意見をしらべてみると，直接イデオロギーと関係のない問題については group の間に差はみられないが，“憲法改正”や“吉田外遊”については差がみられ．大体朝日 group が革新的である．このことは新聞の content の差によるものとも一応考えられるが，むしろそれよりも新聞撰択を行う個人の社会的特性がきいてくるのではないかと思う．

又色々の質問に対する態度，意見がきまるのに個人の社会的特性がきいてくるかどうかみてみる為に，質問と年令，学歴，支持政党を cross してみた．年令との cross では“憲法改正”，“再軍備”の質問について 20～24 才代に反対が多く，“吉田外遊”について年寄に賛成が多い他は余り差はなかつた．又学歴との cross では，学歴の高いものがやや進歩的な答えをしている．又政治的な問題についてはやはり支持政党がきいている．

昭和29年度統計技術員養成所事業報告

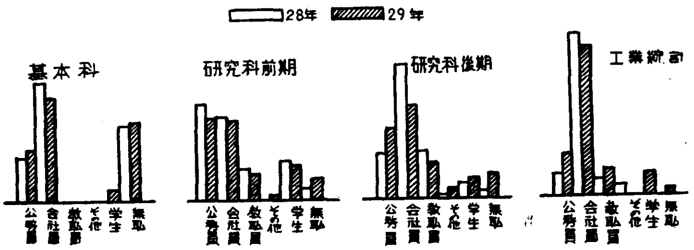
内 田 良 男

昭和 29 年度における当所の事業については稿を更めて本号に報告してあるから，ここでは総括的に回顧する．

昭和 28，29 の両年度で特に変つたことはないが志願者と受講者の数を示すならば，

科		志願者		受講者	
		昭28年	昭29年	昭28年	昭29年
基本科		85	70	16	19
研究科	前期	118	113	108	92
	後期	112	105	87	86
専攻科	工業	46	43	37	35
	教育	104	52	104	47

この表が示す通りで，僅かであるが各科とも減つている．教育統計講座は激減しているが，それは昭和 28 年が教職員の数学認定講習会の一翼として実施したものであるのに対し，昭和 29 年は養成所単独の講座であつたためである．認定講習の一翼としてよりも養成所単独の方が教育統計の性格をより効果的に教授できるであろう．志願者数，受講者数については教育統計以外の講座では殆ど変りがないが，それら以外の点，例えば募集についての問合せ，受講者の年齢，職業についても同様である．しかし志願者，受講者とも各科そろつて減つているという事実には注目しなければならない．単純な理由付けは危険であるから注目しつつ



静観すべきであるが，その理由を二，三あげるならば次の通りである．専攻科では，その教育対象と密接な関係にある他の機関による同様な講座が同じ時期に開催され，しかもそれらの募集広告が養成所より可成り早く組織的に行われている．教育統計にしろ工業統計にしろ受講者の多くは学校なり会社なりの機関の許可乃至命令により受講するのであるから，研究生の募集広告が可成り早期に行われないと，受講するのに種々支障があるようである．各機関の夏季日程が組まれる前に募集について周知させねばならない．研究科後期では 10 月 1 日に開講したので閉講が 12 月 15 日となつた．3 カ月講座としては 9 月初旬に開講すべきであり，その募集広告は遅くも 8 月初旬には行うべきである．

昭和 29 年度の教授内容は 28 年度のものに多少の改善を施したものであつてさした変化はなかつた．改善した主な点は別稿の意見調査の結果と概ね一致している．昭和 28 年度に引続き 29 年度においても同様な希望が受講者から出されたのは，改善に不適当な点，不十分な点があるにはあつたが，受講者の学力が不均斉な点，受講者の関心事が雑多である点も見逃し難い．したがつて当事者としては今後とも受講者の意見を及ぶ限り聴手し，受入れるべきものはこれを採入れて統計数理の教授内容の整備に努めねばならない．

当所は昭和 26 年以来主要な講座は部外に教室を求め借用して授業を行つてきた．昭和 29 年度末に，約 4 カ年の部外教授から開放される機会が訪づれた，教室を部外に求めた主な理由は三軒茶屋，祖師谷の何れもが都心から余りにも遠く離れ過ぎていて受講者からすれば通いきれないということであつた．この理由からは十分ではないが，昭和 30 年 2 月 21 日に麻布庁舎に移転した．ここがおそらくは養成所終生の地となるであろうから，これからの主要講座はすべてここで開くであろう．これにより，部外であつたがための雑事がなくなるから，養成所の教務事務とも本来の仕事に専心でき，より良い成果をあげることができよう．しかしここ暫くは移転に伴う諸煩事があり，過渡期の困難が伴つているから，それらを克服しなければならない．

法曹人口問題に関する研究

内　田　良　男

1. 社会にあまねく法が行われ，法の内容である正義が実現され，その正しい秩序の上に各人が文化的使命を果すことは望ましい．社会のあらゆる構成員が法にしたがつて行動することは肝要であるが，法が行われず社会又はその一部が病的状態に陥つている場合がある．法曹人の直接的職務は社会の病的状態すなわち法律的事件を迅速にしかも正しく法にかなつた状態に修復乃至形成することである．法曹が理想的にその使命を達成することができるために必要な条件はあまた考えられるが，法曹人口問題こそは諸条件中最も基本的なものであるばかりでなく，計画的に行うならば比較的容易に解決できるものであると共に，これを放置しておくならば到底収拾できなくなるものである．法的事件は社会に発生する．社会は時と共に変遷するから法的事件も時の函数である．時の函数である法的事件を理想的に処理するために要する理想的な法曹人口は時の函数である．法曹人口と雖も社会的経済的諸条件の制扼をうける．ゆえに法曹人口政策は，理想的法曹人口に指向す

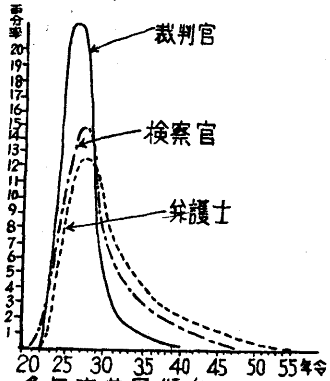
るが，実現可能な法曹人口を目標に行われねばならない．

裁判官，検察官および弁護士の任用制度は数次の変遷を重ねてきている．戦後司法制度の全面的検討の結果，法曹養成はそれまでの司法官試補，弁護士試補の二本立の方式が改められて昭和 22 年5月より司法修習生制度に一元化されこれに対する試験の方式すなわち司法官試験法は昭和 24 年5月に施行された．同法施行後は，同法所定の司法試験によつて裁判官，検察官または弁護士になろうとする者に必要な学識及びその応用能力を有するか否かを判定し，その合格者中より司法修習生を最高裁判所が任命し，少くとも二年間の裁判，検察，弁護の実務実習を終え，試験を経て初めて司法修習生の修習を終えた者とされ，それぞれ裁判官，検察官，弁護士となる資格を与えられるのである．

このように現在では法曹の養成は司法修習制度に一元化されている．したがつて毎年養成する司法修習生の定員は将来の法曹人口を決定づける重大な要因である．

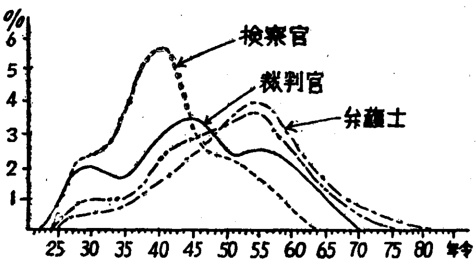
2. 法曹人口の変遷をたどると次の表が示す通りで

この表が示す通りである．年齢構成は図の示す通りである．昭和 28 年における裁判官，検察官，弁護士各群及びそれら全体すなわち法曹人群の年齢構成は図の示す通りである．

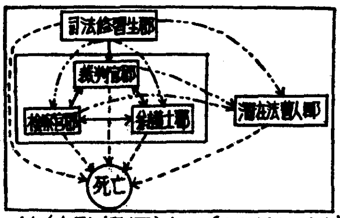


各年度共同傾向

我々は人口の流動実態について可成りな知識をえたが，裁判官，検察官，弁護士の各群



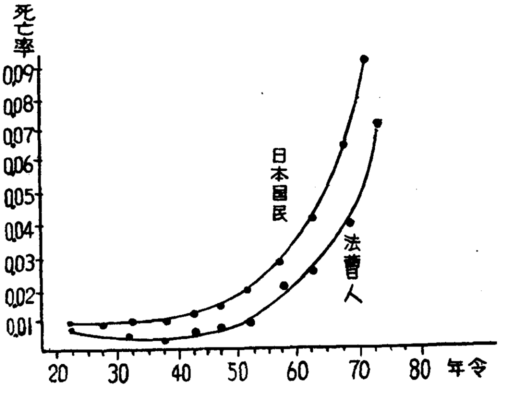
年度	明治 36	41	大正 2	7	12	昭和 3	8	13	昭和（最近） 24	25	26	27	28
法曹人口	3,415	3,646	3,564	4,459	6,964	8,365	9,106	7,066	7,936	8,061	8,210	8,398	8,531
法曹人負担平均国民数	13,514	13,387	14,706	12,361	8,264	7,429	7,337	9,999	10,305	10,309	10,301	10,209	10,198



線（変動径路）矢印（変動流れ方向）

ある．法曹人口組織と変動経路及びその流れの方向は図に示した通りである．この組織図を検証すると同時にこれが適切である場合にこれに基づいた実態を明確に把握すべく資料を蒐集し集計し且つ分析した．各年度に修習を終えた者は裁判官，検察官または弁護士になるのであるが，その状況は

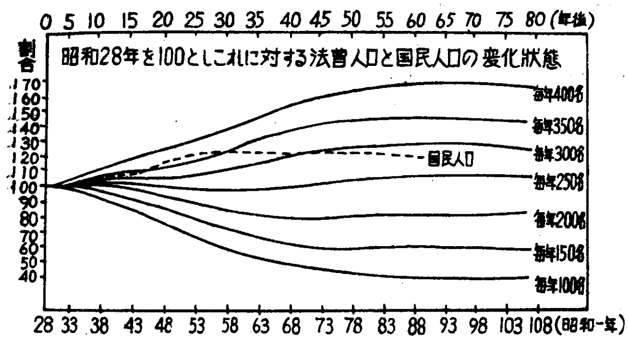
年度	26	27	28	29
実数	269	242	212	227
裁判官	30%	25%	25%	20%
検察官	28%	33%	33%	21%
弁護士	42%	41%	42%	59%

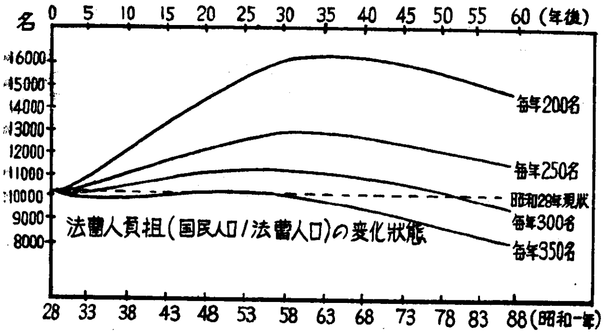


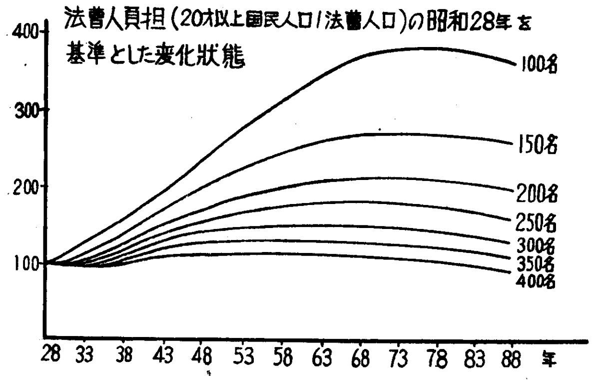
別に将来人口を推算するには不十分なものであつた．それゆえにそれらを一括した法曹人口のみを推算した．この場合法曹人死亡率は，図に示す通り，日本国民死亡率より可成り小さいので，第8回生命表を用いるならば過少推算になりはしないかという問題がある．しかし，潜在法曹人群を不存在と見做したこの人

$\boxed{\text{司法修習生}}$ ……→ $\boxed{\text{法曹人群}}$ ……→（死）

口動態構造を用いるならば，現実には存在する法曹人







群から潜在法曹人群えの流出と相殺し，その結果妥当な推算が行えることになる.

資料に基づいて司法修習生の年齢分布を設定し，その総数の各種場合における将来法曹人口を，昭和 28 年から 5 年毎で推算した．その結果は図の示す通りであつて，現状の 250 名は近い将来に可成りな危機を招くであろうことが知れる.

（詳細は司法研修所調査叢書第 1 号参照).

Significance of the Outlying Variance Estimates

塩　谷　　実

$S_1^2, S_2^2, \cdots S_k^2$ を k 個の正規母集団 $N(m_i, \sigma_i^2)$ から取られた標本に於ける variance estimates とする．但し茲に標本の大さは同じ従つて variance estimates のもつ自由度は同じである．此の時分散の均一性即ち null hypothesis

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots\cdots = \sigma_k^2$$

を検定するに，対立仮設が

$$H_1 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots\cdots = \sigma_{i-1}^2$$
$$= \sigma_{i+1} = \cdots = \sigma_k^2$$
$$\sigma_i^2 = \lambda^2 \sigma_1^2 \ (\lambda > 1) \quad \text{for some } i$$

の時には Cochran の test が用いられる．即ち統計量

$$G = \frac{\text{largest } s^2}{s_1^2 + \cdots\cdots + s_k^2} \qquad (1)$$

が用いられる．1953 年に D.R. Truax が此の Cochran の test が，対立仮設 H_1 の時には，適当な仮定の下に optimum な procedure である事を，即ち optimum slippage test である事を示して居る．此処では $\nu(<k)$ 個の飛びはなれた variance estimates があらわれた時その有意性を検定することを考えて（1）と同様な統計量

$$G(k, \nu) = \frac{\sum \text{larger } \nu \text{ variance estimates}}{S_1^2 + S_2^2 + \cdots\cdots + S_k^2} \qquad (2)$$

を用いる．そこで $G(k, \nu)$ の $\alpha\%$ (1 or 5%) 点を求めるために帰無仮設 H_0 の下に於ける $G(k, \nu)$ の標本分布を求めることにする.

$x_1 \leqq x_2 \leqq \cdots \leqq x_k$: 独立に $\chi^2\sigma^2/n$ と同じ分布に従う確率変数を大きさの順に並べたもの，茲に σ^2 は共通分散，n は共通の自由度.

すると吾々の統計量 $G(k, \nu)$ は

$$G(k, \nu) = \frac{x_{k-\nu+1} + x_{k-\nu+2} + \cdots\cdots + x_k}{x_1 + x_2 + \cdots\cdots + x_k} \qquad (3)$$

と書ける．$x_1, \cdots, x_k$ の同時分布は

$$f(x_1, x_2, \cdots, x_k) = \frac{k!}{\left\{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)\right\}^k} \left(\frac{n}{2\sigma^2}\right)^{\frac{kn}{2}} (x_1 x_2 \cdots$$
$$\cdots x_k)^{\frac{n}{2}-1} \exp\left[-\frac{n}{2\sigma^2}(x_1 + \cdots\cdots + x_k)\right]$$
$$0 < x_1 \leqq x_2 \leqq \cdots\cdots \leqq x_k$$

此れに

$$y^i=x_i/(x_1+x_2+\cdots\cdots+x_k) \quad (i=1,\cdots,k-1)$$
$$y_k=x_1+x_2+\cdots\cdots+x_k$$

なる変換を施すと y_k を $0<y_k<\infty$ で積分した後では

$$f(y_1,y_2,\cdots,y_{k-1})=k!\frac{\Gamma\left(\frac{kn}{2}\right)}{\left\{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)\right\}^k}(y_1y_2\cdots\cdots y_{k-1})^{\frac{n}{2}-1}(1-y_1-y_2-\cdots-y_{k-1})^{\frac{n}{2}}$$

となる．此の y_i を更に次の変換に依り新変数に移す．

$$y_1=(1-G)(1-u_{k-\nu})(1-u_{k-\nu-1})\cdots(1-u_3)(1-u_2)$$
$$y_2=(1-G)(1-u_{k-\nu})(1-u_{k-\nu-1})\cdots(1-u_3)u_2$$
$$\vdots$$
$$y_{k-\nu-1}=(1-G)(1-u_{k-\nu})\ u_{k-\nu-1}$$
$$y_{k-\nu}(1-G)\,u_{k-\nu}$$
$$y_{k-\nu+1}=Gv_{k-\nu+1}$$
$$y_{k-\nu+2}=G(1-v_{k-\nu+1})v_{k-\nu+2}$$
$$\vdots$$
$$y_{k-1}=G(1-v_{k-\nu+1})(1-v_{k-\nu+2})\cdots\cdots(1-v_{k-3})(1-v_{k-2})v_{k-1}$$

但し $G\equiv G(k,\nu)$

此の変換を施すと G, u_i, v_j の同時分布として

$$f(G,u_i,v_j)=k!\beta\left(G;\frac{n\nu}{2},\ \frac{n(k-\nu)}{2}\right)\times\beta\left(u_2;\frac{n}{2},\frac{n}{2}\right)\beta\left(u_3;\frac{n}{2},n\right)\cdots\cdots\beta\left(u_{k-\nu};\frac{n}{3},\frac{(k-\nu-1)n}{2}\right)\beta\left(v_{k-\nu+1};\frac{n}{2},\frac{n(\nu-1)}{2}\right)\beta\left(v_{k-\nu+2};\frac{n}{2},\frac{n(\nu-2)}{2}\right)\cdots\cdots\beta\left(v_{k-1};\frac{n}{2},\frac{n}{2}\right) \tag{4}$$

茲に

$$\beta(x;p,q)=\frac{1}{B(p,q)}x^{p-1}(1-x)^{q-1} \quad p,q>0$$

の形が得られる．変域は

$$\nu=1 \qquad \frac{u_{k-1}}{1+u_{k-1}}<G<1$$
$$\frac{u_{i-1}}{1+u_{i-1}}<u_i<1 \quad (i=k-1,\cdots,4,3)$$
$$\frac{1}{2}<u_2<1$$

$2\leqq\nu\leqq k-1$ に対しては

$$\frac{v_{i-1}}{1-v_{i-1}}<v_i<\frac{1}{k-i+1} \quad (i=k-1,\cdots,k-\nu+2)$$
$$\frac{1-G}{G}u_{k-\nu}<v_{k-\nu+1}\leqq\frac{1}{\nu}$$
$$\frac{u_{j-1}}{1+u_{j-1}}<u_j<h_j(G) \quad (j=k-\nu,k-\nu-1,\cdots,4,3)$$
$$\frac{1}{2}<u_2<h_2(G)$$
$$\frac{\nu}{k}<G<1$$

となる．但し

$$hj(G)=\begin{cases}1 & \left(1>G>\dfrac{\nu}{k+j+1}\right)\\ \dfrac{G}{\nu-(k-j)G} & \left(\dfrac{\nu}{k-j+1}>G>\dfrac{\nu}{k}\right)\end{cases}$$

此れで $G(k,\nu)$ の標本分布は（4）から G 以外の変数を integrate out すれば得られる事になる．しかし此のままでは複雑で $\alpha\%$ 点を求めることが困難であるから積分変域を分けて展開してやる事を考える．

$\nu=1$ の Cochran の場合は積分順序を変えてやれば容易に $\frac{1}{j}>g>\frac{1}{j+1}$ なる g に対して

$$P(G>g)=kP_1^*(g)-k(k-1)P_2^*(g)+\cdots\cdots+(-1)^{j+1}k(k-1)\cdots(k-j+1)P_2^*(g)$$

なる展開式が得られる．茲に

$$P_1^*(g)=I_{1-g}\left(\frac{(k-1)n}{2},\frac{n}{2}\right)$$

$$P_2^*(g)=\int_g^{\frac{1}{2}}\int_{\frac{G}{1-G}}^1\beta\left(G;\frac{n}{2},\frac{(k-1)n}{2}\right)\times\beta\left(u_{k-1};\frac{n}{2},\ \frac{(k-2)n}{2}\right)du_{k-1}dG$$

$$P_3^*(g)=\int_g^{\frac{1}{3}}\int_{\frac{G}{1-G}}^{\frac{1}{2}}\int_{\frac{u_{k-1}}{1-u_{k-1}}}^1\beta\left(G;\frac{n}{2},\frac{(k-1)n}{2}\right)\beta\left(u_{k-1};\frac{n}{2},\frac{(k-2)n}{2}\right)\beta\left(u_{k-2};\frac{n}{2},\frac{(k-3)n}{2}\right)da_{k-2}du_{k-1}dG$$

etc.

此れと反対の $\nu=k-1$ の時にも同様の展開式が得られる．

$$P(G>g)=kP_1(g)-k(k-1)P_2(g)+\cdots\cdots+(-1)^kk(k-1)\cdots3\cdot2P_{k-1}(g)$$

$$P_1=I_{1-g}\left(\frac{n}{2},\frac{(k-1)n}{2}\right)$$

$$P_2=\int_0^{1-g}\int_0^{\frac{s}{1-s}}\beta\left(s;\frac{n}{2},\frac{(k-1)n}{2}\right)\beta\left(v_2;\frac{n}{2},\frac{(k-2)n}{2}\right)dv_2ds$$

etc.

此等 $\nu=1$ と $\nu=k-1$ の場合には $G(k,\nu)$ の 1 %, 5 %点 $g(0.01)$, $g(0.05)$ を求める限り，上の展開式の第 1 項即ち不完全ベータ函数で表わされる項だけ使えば小数点以下 4 桁までは正しい値が得られる.

同様に $\nu=2$, $\nu=k-2$ の場合の展開式を使つて数値的に 1 %, 5 %点をためして見ると此の場合は第 2 項まで要る様である. 計算の途中で数表を示す段取りに至つていない. $\nu=k-2$ の時の第 2 項までは

$$P(G>g)\approx\frac{k(k-1)}{2}I_{1-g}\left(n,\frac{(k-2)n}{2}\right)$$
$$-\,-k(k-1)(k-2)\int_g^1\int_{\frac{1}{2}}^1\int_0^{\frac{1-G}{G}u_2}\beta\left(G;\frac{(k-2)n}{2},n\right)\beta\left(u_2;\frac{n}{2},\frac{n}{2}\right)\beta\left(v_3;\frac{n}{2},\frac{(k-2)n}{2}\right)dv_3\,du_2\,dG$$

$\nu=2$ の場合も同様の式となる.