創立第15周年記念講演会次第

昭和 34 年 6 月 27 日午後 1 時 30 分より第 15 周年を記念して，都立教育研究所講堂（有栖川公園内）において行われた．

1. 間隔の統計
　—糸紡ぎと自動車の流れ—　　第一研究部第二研究室長　赤　池　弘　次

2. 統計的考え
　第二研究部長　林　知　己　夫

3. 国民性の調査
　所　長　末　綱　恕　一

昭和33年度研究発表会アブストラクト

昭和 34 年 3 月 24 日，25 日の両日，統計数理研究所において 33 年度研究発表会を行つた．

挨　拶　　　末　綱　恕　一

チェビシエフ型不等式の拡張に対する一方法と実例

石　井　恵　一

1. 問題

分布函数 $F(x)$ は未知であるが $2n$ 次までの（原点のまわりの）モーメント $\mu_0, \mu_1 \cdots, \mu_{2n}$ が知れているときに，与えられた領域 E に対する確率 $P(E)=\int_E dF(x)$ のとりうる値の上限と下限を評価すること．これがチェビシエフ型不等式の一つの一般的なタイプであり，ノンパラメトリック検定などに使われるが，従来よく知られているのは，$E=(-\infty, x]$ の場合すなわち $P(E)=F(x)$ の評価（[1] 参照）及び，Wald [2] によつて与えられた，非負確率変数の $F(x)$ の評価に対する結果であろう．これらは $F(x)$ の値を考えているのであつて片側検定にしか使えないので，E がなるべく一般の領域のとき $P(E)$ の値の範囲を与える一般的な結果が得られれば便利であろうと考えて，この問題を扱つた．特に E が閉集合または開集合のときに最もきれいな結果が得られる．まず問題を定式化しておく．

$$\mathfrak{P} \equiv \mathfrak{P}(\mu_0, \cdots, \mu_{2n}) \equiv \left\{P(\cdot);\int x^k P(dx)=\mu_k,\ k=0, \cdots, 2n\right\}$$

を，$\mu_0, \cdots, \mu_{2n}$ を $2n$ 次までのモーメントとしてもつ分布 $P(\cdot)$ の集合とする．目的は $\sup_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$ 及び $\inf_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$ の値を定めることである．まず，与えられた $\mu_0, \cdots, \mu_{2n}$ に対する $\mathfrak{P}$ が空集合では話にならないから，$\mathfrak{P} \neq \phi$ なるための条件を前提としなければならない．この条件は，Hamburger のモーメント問題の条件としてよく知られている．すなわち，

$$\varDelta_r=\begin{vmatrix} \mu_0 & \mu_1 \cdots\cdots \mu_r \\ \mu_1 & \mu_2 \cdots\cdots \mu_{r+1} \\ \cdots & \cdots\cdots\cdots \\ \mu_r & \mu_{r+1} \cdots \mu_{2r} \end{vmatrix},\quad r=0, 1, \cdots, n$$

とおくと，$\mathfrak{P} \neq \phi$ の条件は，すべての $\varDelta_r$ が正であることである．ただし，ある $\varDelta_k$ が 0 になつても $\mathfrak{P} \neq \phi$ のことがあるが，その時には P は有限箇の方程式を解くことにより一意的に定まつてしまう離散的分布なので問題はない（この場合を退化した場合という）．そこで，残るのは非退化の場合，すなわち，$\varDelta_0>0, \varDelta_1>0, \cdots, \varDelta_n>0$ の場合であり，この時には $\mathfrak{P}$ は無限に多くの分布を含む．

2. 基本定理

さて，$\mathfrak{F}$ を高々 $2n$ 次の多項式全体の集合とし，$\mathfrak{F}$ の上の加法的汎函数 ψ を，

$$\psi(f)=f(\mu)$$

で定義する．ただし右辺の $f(\mu)$ は実際に μ の多項式ではなく，その展開式の μ^r の項で μ^r を μ_r で置きかえたものを表わす記号であるとする．また，集合 E の定義函数を χ_E で表わす．基本定理は次の二つである．

［定理 1］ $\{\mu_0, \cdots, \mu_{2n}\}$ は非退化であるとし，E を一次元閉集合とする．$L(E)$ 及び $U(E)$ を，

$$U(E)=\inf_{f\geqq\chi_E}\psi(f), \quad L(E)=\sup_{g\leqq\chi_E}\psi(g)$$

により定義すれば，$\mathfrak{P}$ に属する P に対する $P(E)$ の下限と上限は，それぞれ，$L(E)$ 及び $U(E)$ によつて与えられる．更に詳しく，$L(E)<p<U(E)$ なる任意の p に対しては，$\mathfrak{P}$ に属する P で $P(E)=p$ となるものが存在し，また，$p=U(E)$ に対しては，次の二つの場合のどちらかになる

（i） $\mathfrak{P}(\mu_0, \cdots, \mu_{2n})$ に属する P_0 が存在して，$P_0(E)=U(E)$

(ii) $\mathfrak{P}(\mu_0, \cdots, \mu_{2n-1})$ (μ_{2n-1} までなることに注意）に属する P_0 が存在して $P_0(E)=p, \int x^{2n}P_0(dx)<\mu_{2n}$, このような P_0 を extremal distribution と呼ぶことにする．

この定理は，$P(E)$ の上下限を理論上決定するものであるが，実際に $L(E)$, $U(E)$ 等を定義に従つて計算することは，一般に容易でない．そこで，次の定理によつて保証される P_0 の性質を用いて計算するのが実用上便利である．

［定理 2］ $\{\mu_0, \cdots, \mu_{2n}\}$ は非退化とし，$U(E)<1$ であるとすれば，次の個数の点から成る spectrum をもつ離散的な extremal distribution P_0 が存在する．

すなわち，定理 1 の分類において，

（i）の場合には，少なくとも $n+1$, 高々 $3n$

(ii) の場合には，少なくとも n, 高々 $3(n-1)$.

ただし，"高々" の方は，E の形が与えられればそれに応じて改良される．

上記二定理の証明は，基本的には，ある種のバナツハ束上の非負線型汎函数の拡張問題に帰着させ，それによつて測度を定めてその性質を考察することによるもので，詳細は [3] に述べてある．

開集合に対してはこれと dual な結果が得られ，P_0 は $L(E)$ の方に現われる．

更に，非負確率変数の分布，すなわち，$[0, \infty)$ 上の分布や，また，有界確率変数の分布，すなわち $[a, b]$ 上の分布についても同様の問題を扱つたが，詳細は省く．

3. 例

実例として，次の三つの場合を計算した．

(1) 四次までのモーメントが与えられ，$E=\{x; |x-\mu|\geqq k\}$ のとき，すなわち平均値から k 以上へだたつている確率を，四次までのモーメントを用いて評価すること，特に $P(E)$ の上限を求めた．

(2) 離散的モーメント問題．与えられた有限点集合 $E=\{\xi_1, \cdots, \xi_m\}$ の上にだけ分布し，与えられた $\mu_0, \cdots, \mu_{2n}$ を $2n$ 次までのモーメントとしてもつ分布が存在するための条件を求めること．これは，L.P. と同じ型の問題としても扱えるが，上記定理の応用として，$U(E)=1$ の条件を求めることにより簡単に解かれる．

(3) 二次元の例．ある程度までは一次元と同様な事柄がいえるので，その応用として，平均値と分散行列が与えられているとき，座標軸方向の辺をもつ長方形領型（二次元の区間）を E として $P(E)$ の下限を計算した．（従来知られているのは，ほとんど，平均値を中心とする長方形の場合であつた）．

以上三例についての具体的な結果は [3] に与えてある．

[1] Shohat, J.A. and Tamarkin, J.D. "The problem of moments", *American Mathematical Society*, New York, 1943.

[2] Wald, A. "Limits of a distribution function determined by absolute moments and inequalities satisfied by absolute moments," *Trans. Amer. Math. Soc.*, 46 (1939), 280-306.

[3] Isii, K. "On a method for generalizations of Tchebycheff's inequality". *Ann. Inst. Statist. Math.* Vol. X, No. 2 (1959).

ノンパラメトリック・インファランスの実例

藤 本 熙

a. 週刊誌の購読事情――離散的な分布の場合における Wilcoxon-Mann-Whitney の型の統計量として次のようなものを用いるのが便利であるということー

$$\hat{H}_2(F,G)=\frac{1}{2}+\frac{1}{2}\sum_i[\hat{F}_i\hat{g}_i-\hat{G}_i\hat{f}_i]$$

但し $\hat{F}_i, \hat{G}_i$; 経験分布函数，$\hat{f}_i, \hat{g}_i$; i なる点における確率．

又 $\hat{H}_2(F,G)\leqq\frac{1}{2}+\sup(\hat{F}-\hat{G})$,

$$|\hat{H}_2-H_2|\leqq\sup|\hat{F}-F|+\sup|\hat{G}-G|$$

が容易に判るから，その評価は簡単であることを述べ，これを週刊誌の引続き購読の事情へ適用した実例を述べた．

b.　新聞かテレビか――の意見調査

これは判別函数を用いた数量化の実例であるが，結果があざやかであるので掲げた．内容は“新聞”又は“TV”に好意的な文章からなる質問対の4組に対する反応の組合せからなる分布で，TV 有無による分離が出来るだけよく，かつ反応型の排列が“新聞”又は“TV”への反応の強弱となるような決め方をして数量を与えた．又これが TV 保有を契機として，性別，学歴の高低によつて強い傾向をもつことをたしかめた．

確率要素について

樋口順四郎

Consistency relations をみたす分布函数の組（すなわち確率過程）は Baire class 2 の函数で実現されることは，ずつと前に Kolmogorov が証明している．またある函数族の中で実現されるためには，その外測度は1でなければならない（Doob）．また Class 0 の函数で実現されるための条件もわかつている(Mann)．Banach 空間の確率要素の場合にも，weak distribution を考えれば，これらに相応する結果が得られる．特に最後の結果は，Banach space の dual space で実現されるための条件である（Segal, Getoor 等）．その方法は，Kolmogorov や Mann のそれをまねすればできるわけであるが，Špaček の“regularity property”の方法がそのまま有効に適用されることについて述べる．

再帰過程の分散時間曲線の推定について

赤池弘次

離散的な時間径数を持つ再帰過程について，その極限として考えられる定常な過程を導入し，これを間隔過程と呼ぶ．即ち確率過程 $\{X_n(\omega);-\infty<n<\infty\}$ について，

$$P_{\mathrm{rob}}\{X_{n+1}(\omega)=0,\ X_{n+2}(\omega)=0,\ \cdots\cdots X_{n+\nu}=1\}=P\sum_{\mu\geq\nu}p_\mu$$

$$P_{\mathrm{rob}}\{X_{n+1}(\omega)=0,\ X_{n+2}(\omega)=0,\ \cdots\cdots X_{n+\nu}=1|X_n=1,\ X_{n-1},\ X_{n-2},\ \cdots\cdots\}=p_\nu$$

$$\sum_\nu p_\nu=1,\ \sum_\nu \nu p_\nu=L<+\infty,\ P=L^{-1}$$

なる関係が成立するとき，これが間隔過程である．間隔過程では $X_n(\omega)$ はほとんど確かに1か0という値しかとらない．ここで $\nu_t(h)=X_{t+1}+X_{t+2}+\cdots+X_{t+h}$ を考えると，これは h 単位の時間中に何回1があつたかを示す確率変数となる．問題とする分散時間曲線は $V(h)$ を $\nu_t(h)$ の分散とするとき，$\{(V(h),h);h=1,2,\cdots\}$ によつて与えられる．ここで p_ν を標本からの推定値におきかえる場合，これによつて得られる $V(h)$ の推定値 $\hat{V}(h)$ がどのような変動をするかを論ずるために $\sum_\nu \nu^2p_\nu<+\infty$ の条件の下で，ミーゼスによつて導入された differentiable statistical function の考えと系列 $\{V(h)\}$ の generating function とを利用して $\hat{V}(h)$ の漸近的分布を求めた．その結果は各種の $\{p_\nu\}$ について FACOM-128 を用いてモンテカルロ法により検討され，結果が実用上満足すべきものであることがたしかめられた．なおこの模型を時間径数が連続な場合に対する近似として用いる際の注意をも論じた．以上の詳細は On the statistical control of the gap process. と題して Annals of the Institute of Statistical Mathematics Vol. X No. 3 に掲載の予定．

マルコフ過程の境界の構成

本尾　実

A1°　D: locally compact separable Haußdorff space.

A2°　$\{X^a(t)\}$ $a\in D$ を D 上の強マルコフ process.

i)　$X^a(o)=a$ $a.s.$

ii)　$X^a(t)$　$0\leq t\leq\tau$ で右連続，第一種不連続，

（τ は正確率変数）とする．[詳しくは [1] の定義]

U open set に対し

$\tau_U=\inf t: X^a(t)\in\bar{U}^c$ と定義し，更に次の二つの仮定をする．

A3°　U_n open $\bar{U}_n\subset U_{n+1}$ $\cup U_n=D$ となる全ての $\{U_n\}$ に対して

$$\tau=\lim_{n\uparrow\infty}\tau_n\quad \text{a.s. for } \omega:\tau_n(\omega)<\infty\quad \forall n.$$

（但し $\tau_n=\tau_{Vn}$）

A4°　f を $\bar{U}^c$ 上の Borel 可測函数とするとき

$E^a\{f(X^a(\tau_{Un})\}$ は a の函数として U で連続

この時我々は次の条件をみたす D の境界 B を構成することが出来る．

1°　$R\supset D$　$\bar{D}=R$ となる R が存在する．

2°　$B=R-D$　compact.

3° 適当なB上の Borel 集合族 $\mathfrak{B}_1$ があって A3° の条件をみたす全ての $\{U_n\}$ に対して

$\{\lim X^a(\tau_n)\in B_1\}$ は $B_1\in\mathfrak{B}_1$ に対し，ω-可測．

4° A, B sojourn set $A\cap B=\phi$

$\Rightarrow$ $b, b'\in A$ $b\neq b'$

$b\in\bar{A}$, $b'\in\bar{B}$ となる b, b' が存在する．

但し A が sojourn set とは，$A\subset D$ であつて（A3° の τ_n に対し）適当な $a\in D$ が存在して，$P^a[\overline{\lim_{n\to\infty}}\{X(\tau_n)\in A\}]>0$ が全ての $\{U_n\}$ に対して成立する set のことである．

最後に $H=\{f : E^a\{f(x_{\tau U})\}=f(a)\ \forall U \text{ open}\}$

（但し f は D の連続函数）

$C(B)=\{B$ 上の連続函数の全体$\}$ とすると，

6° 核 $k(a, db)$ ($a\in D$ $db\subset B$) が存在して，

$$f(a)=\int_B k(x, db)\, g(b)$$

$$g(b)=\lim_{a\to b} f(a)$$

という対応で，$f\in H$ と $g\in C(B)$ 且つ $\mathfrak{B}_1$-可測とが1対1に対応する．

[1] D. Ray : Stationary Markov pvocess with continuous paths. Trans. Amer. Math. Soc. Vol. 82 (1956)

[2] W. Feller: On boundaries and lateral conditions for the Kolmogorov differential equations. Ann. of Math. Vol. 65 (1957)

第1研究部の研究概要

松下嘉米男 代理

4月中旬インドより帰つたが，11月より約9カ月の予定でアメリカのプリンストン大学で研究を行う事になつた．第1研究室では一般統計推論に関すること及びノンパラメトリック・インファレンスの問題 —— 統計的決定函数の基本仮定に関する研究，距離概念にもとづく決定方式の研究，分類の問題，二標本検定の問題，デイスクリートな場合のマン・ウイットニイ型の検定に関する問題，チエビシェフ型不等式に関する研究，モーメント問題，これに関するユニモーダルな分布についての研究 —— その他これに関する社会現象（マスコミの影響について）・工学的問題（建築に関する）についての応用をとりあつかつた．第2研究室では過程事象に関するものとして確率過程の統計的理論を研究し，間隔過程の分散時間曲線の推定法，それにもとづく間隔過程の統計的管理法の研究，再生的な過程から一定の方式で選出された系列 —— カウンターを通つた後の系列 —— の間隔分布の研究，縦につづく行列が，ゲートを通つたあとの系列の間隔分布に関する実験結果の理論的研究を行つた．第3研究室ではマルコフ過程，特に多次元連続マルコフ過程の構造決定の問題，統計的問題にあらわれる極限状態における分布に対する理論的構造を研究した．

面接調査における偏りについて

鈴 木 達 三

総合研究「社会調査における bias の統計的研究」は昨年より継続しておこない，本年は青森，鹿児島両県下の農村地帯で面接調査を実施した．

調査は，面接調査員の種類による比較ができるように計画され，1958 年9月上旬に弘前大，鹿児島大の学生および青森，鹿児島両県の小，中学校の先生各々30人ずつ合計60人の協力を得て実施された．なお調査項目は主として，国民性，県民性に関するもので，国民性の研究の一部をもかねておこなわれた．この結果のうち，バイアス関係の一部をしるしておく．

1. 調査員の判別

東京の調査では，調査員によるゴマカシがどのような要因により生じたかを分析し，事前にわかるデータのみを用いてゴマカシのあつた調査員を弁別すると，およそ 90% の判断成功率をえた．今回はこの方法を改良し，簡単な感想文によつて判別をおこなつて，77% の判断成功率をえた．したがつて感想文，趣味などのデータのとりかたを改良すれば，さらに良好な判別ができるものと思われる．

2. 調査員の種類による比較

回答不能率では学生 22〜23%，先生 14%，ゴマカシのあつたものは，学生，先生ともサンプル数にして 10% 程度である．なお郵便調査による回答のうち「調査を知らぬ」という回答が他の調査にくらべて多かつたので一応郵便の誤配が考えられるが，サンプルに「調査を知らぬ」といわれた調査員はどの面からも悪く判定される．

つぎに，学生，先生の間で有意差のあつたカテゴリは，比較したカテゴリ（223 項目）のうち，青森では 17%，鹿児島では 9% であり，相関表（性，年令，学歴）において傾向の逆向きになるカテゴリは，どの場合にもそれぞれ 10% 前後である．これを，さらに質問形式別にみると，多項選択，リスト使用の二項選択，同じく多項選択，二項選択，理由をきいた Free，事実をきいた Free の各質問の順に逆向きの傾向がなくなる．また，青森，鹿児島の間でみると，青森の方が調

査員の種類によつてより動きやすいと思われる.

経済構造及経営内容に与る諸量間の諸関係とその分析方法

田口時夫

同名の一文を経済企画庁調査局統計課で出刊したのでそれを参照されたい.

主な内容は

1. 経験的分布
2. 概念
3. 分布の性質(分析法と関連)
4. 二,三の算式について

である.(資料は主に経済企画庁の実査資料による)

国民性第 II 次調査

西平重喜

1953 年に国民性第 I 次調査を実施したが, 5 年ぶりで 1958 年秋に第II次調査を実施した. 調査は末綱所長を委員長とし, 林第 2 研究部長ほか 10 研究員が参加した. 調査の目的は, 日本人の国民性を, 国民自身の意見としてとらえようとするものである. このため調査項目は 64 項目となり, このうち 28 項目は第 I 次調査と同じ質問であつた. 今回は 5 年の間の意見の変化をみるために, 前回のサンプルの半分を再調査もした. 別に新らしいサンプルるをもとつたが, サンプリングは層別 3 段サンプリングで, 選挙人名簿を使用した.

調査は全国 229 地点, 3633 サンプルに対して, 28 大学の学生諸君の面接法によつておこなわれた. 回収率は約 80% であつたが, 移転・死亡等を除外して考えれば 85% 近くになる.

調査結果は「数研研究リポート」にプリントされる予定である (1959 年 6 月頃). 大まかにみると, 5 年の間に国民の意見は, いわゆる進歩的・合理的な方向に多少動いた傾向がある. なお, 再調査したサンプルについてみると, 同じ質問に対して同じ答えをしたものは, だいたい 45% である.

クロス集計は性別, 年令別, 学歴別までしかすんでいない 職業別, 支持政党別, 地方別, 市郡別, 選挙に対する関心度別, 社会問題に対する関心度別に, 全質問とのクロス集計が進行中である. ——いままでの結果では, 学歴, 性が年令より人々の意見に対して重要な要因であることが判かつた.

なお, 今年度は国民性調査のほかに, マス・コンの効果についての第 X 次, 第 XI 次調査を都内で実施した (数研研究リポートで発表予定). 面接調査法の研究もこの調査についておこない, 彙報に発表した ——なお, この問題は青山博次郎, 鈴木達三氏によつて, とりあげられている. ——そのほかには, 昨年度に引きつぎき, 家庭裁判所調査官研修所で, 非行少年の職業に対する態度, 不和の主婦の意見についての調査を実施した (同研修所報告書). また産業計画会議に協力して, 官庁統計の精度について研究した (NOSY報告).

エルゴード性と非可逆性について

横田紀男

今年度発表された論文は 1) 密度行列の展開定理 Virial 展開及び多重散乱の公式 (物研 2 集 3 巻 5 号) 2) 電気抵抗の理論 (物研 2 集 4 巻 2 号) 3) Luttinger & Kohn の理論に関する批判 (同上) 4) Stochastic Methods of Solving Partial Integro-Differential Equations and Thier Application to Non-Stationary Markoff Process: I (Ann. Inst. Stat. Math. Vol. 10. No. 2. 5) 時間的変動の統計量に及ぼす影響について(統計学会) 6) 一価金属の抵抗極小について(日本物理学会秋) 等あるが, この内特に統計力学の基礎に関係したことを述べる.

熱平衡状態を論ずる統計力学は, 古くから研究され, 又 A. I. Khinchin により数学的にも解明されているが, 非可逆現象を扱う統計力学は, 色々試みはなされているものの, その体系は出来ていない. これが完成すれば, 熱平衡理論もその特別な場合として包含され, エルゴード性ももつと具体的に把握されよう. そして統計力学の基礎も明確になろう.

運動方程式は可逆であり, 非可逆にするには何らかの操作が必要である. 非可逆の起因については, 色々の説があつて一つの原理になつてない. 例えば, H定理によるもの, 衝点回数算定仮定によるもの等古くから知られている. 戦後非可逆現象を表わす master eq. を運動方程式より導出する試がなされた. 運動している粒子群の most probable な状態を追跡して導出したり. 或は適当な Hamilton で運動している系で初期状態の randomization を行えば導出されることを調べた人もいる. しかしこれ等はすべて多かれ少なかれ, 自然に起きている現象を確率に置換え, 或は確率の色眼鏡を使つて論じているような点がないでもない. この曖昧さが理論の応用に限界を与えているよう

にも思われる．非可逆の根元は厳密に言えば観測にもよろう．非可逆の基礎理論は観測の理論と平行に進められるものであろう．最近系の自由度が無限に多ければ非可逆性が現われるという説を唱える人もあるが，非可逆性の証明は観測理論まで遡つて厳密に考えなければ正確でない．実際使われる master eq. の導出は，このような非可逆性の基礎問題にふれなくて，運動方式にどんな仮定をして導出すれば総ての実験がうまく説明されるかを見出すことであり，その仮定が曖昧であつてはいけない．又これ等の仮定の正当化は非可逆性の基礎理論の発展に待つべきものであろう．筆者はこのような考えの下で，今迄用いられた曖昧な概念にとらわれずに，定常という数学的に明確な仮定の下で定常状態を取扱う master eq. の導出に成功した．詳しくは 2) を見られたい．非定常に対しても同様な取扱いがなされよう．

多次元の場合のレィンジについて

塩 谷 実

$\boldsymbol{x}_\alpha$, ($\alpha=1, 2, \cdots, n$), を平均ベクトル $\boldsymbol{m}$, 共分散行列 $\boldsymbol{\Lambda}$ をもつ p 変数分布 $\Pi(\boldsymbol{m}, \boldsymbol{\Lambda})$ に従う独立な変量ベクトルとする．ベクトルは縦ベクトル，転置行列はダッシュで表わし，逆行列は $\boldsymbol{\Lambda}^{-1}$ の如く表示する．すると n 個の変量ベクトルのうちの任意の二個 $\boldsymbol{x}_\alpha$, $\boldsymbol{x}_\beta$ ($\alpha \neq \beta$) の間の一般化された距離は $(\boldsymbol{x}_\alpha-\boldsymbol{x}_\beta)'\boldsymbol{\Lambda}^{-1}(\boldsymbol{x}_\alpha-\boldsymbol{x}_\beta) \equiv R^2{}_{\alpha\gamma}$ の正の平方根として定義される．そこで多次元の場合のレィンジを

$$(1)\quad R^2{}_{\mathrm{MAX}} = \max_{\alpha<\beta}\{R^2{}_{\alpha\beta}\} = \max_{\alpha<\beta}\{(\boldsymbol{x}_\alpha-\boldsymbol{x}_\beta)'\boldsymbol{\Lambda}^{-1}(\boldsymbol{x}_\alpha-\boldsymbol{x}_\beta)\} = \max_{\alpha<\beta}\{\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{p}\lambda^{ij}(x_{\alpha i}-x_{\beta i})(x_{\alpha j}-x_{\beta j})\}$$

の正の平方根で定義する．しかし $\boldsymbol{\Lambda}$ が未知の時には (1) は使えない．そこで今 $\boldsymbol{L}$ を $(\boldsymbol{x}_\alpha-\boldsymbol{x}_\beta)$ 等とは独立に得られる $\boldsymbol{\Lambda}$ の不偏推定行列（自由度を ν とする）とし，(1) の代りに

$$(2)\quad \mathfrak{R}^2{}_{\mathrm{MAX}} = \max_{\alpha<\beta}\{\mathfrak{R}^2{}_{\alpha\beta}\} = \max_{\alpha<\beta}\{(\boldsymbol{x}_\alpha-\boldsymbol{x}_\beta)'\boldsymbol{L}^{-1}(\boldsymbol{x}_\alpha-\boldsymbol{x}_\beta)\}$$

を用いる．このような量を定義した理由の一つを示すと（S. N. Roy による）次のようである．

k 個の母集団 $\Pi(\boldsymbol{\xi}_i, \boldsymbol{\Lambda})$, $i=1, 2, \cdots, k$ の各々から，それぞれ m_i の大きさの標本をとり，それに基いて $\boldsymbol{\xi}_i$ の間の比較

$$\boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\xi}_i-\boldsymbol{\xi}_j)$$

の，すべての non-null $\boldsymbol{a}'$, すべての i, j についての，信頼係数 $1-\eta$ をもつ同時信頼限界を求めると

$$\boldsymbol{a}'(\bar{\boldsymbol{Z}}_i-\bar{\boldsymbol{Z}}_j)-[\gamma^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)\boldsymbol{a}'\boldsymbol{S}\boldsymbol{a}/\nu_{ij}]^{\frac{1}{2}} \leqq \boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\xi}_i-\boldsymbol{\xi}_j) \leqq \boldsymbol{a}'(\bar{\boldsymbol{Z}}_i-\bar{\boldsymbol{Z}}_j)+[\gamma^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)\boldsymbol{a}'\boldsymbol{L}\boldsymbol{a}/\nu_{ij}]^{\frac{1}{2}}$$

となる．但し $\bar{\boldsymbol{Z}}_i$ は i 番目の母集団からとられた標本の平均，$\boldsymbol{S}$ は pool された $\boldsymbol{\Lambda}$ の不偏推定行列，$\nu_{ij}=(m_i-1)(m_j-1)/[m_i+m_j-2]$ であり，$\gamma^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)$ は

$$P_r\{\max_{i<j}[\nu_{ij}(\bar{\boldsymbol{Z}}_i-\bar{\boldsymbol{Z}}_j-\boldsymbol{\xi}_i+\boldsymbol{\xi}_j)'\boldsymbol{S}^{-1}\times(\bar{\boldsymbol{Z}}_i-\bar{\boldsymbol{Z}}_j-\boldsymbol{\xi}_i+\boldsymbol{\xi}_j)]>\gamma^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)\}=1-\eta$$

を充すものである．$\boldsymbol{x}_i=\bar{\boldsymbol{Z}}_i-\boldsymbol{\xi}_i$ とおけば常数を除いて我々の定義したレィンジである．特に $m_i \equiv m (i=1, \cdots, k)$ の時には全く同等である．しかし上の

$$\max_{i<j}[\nu_{ij}(\bar{\boldsymbol{Z}}_i-\bar{\boldsymbol{Z}}_j-\boldsymbol{\xi}_i+\boldsymbol{\xi}_j)'\boldsymbol{S}^{-1}(\bar{\boldsymbol{Z}}_i-\bar{\boldsymbol{Z}}_j-\boldsymbol{\xi}_i+\boldsymbol{\xi}_j)]$$

の分布を求めることは極めて困難，未解決で $\gamma^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)$ は実用になつていない．そこで $m_1=m_2=\cdots=m_k=m$ の特別の場合であるが，母集団が正規である時 $\gamma^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)$ を求めることを考えた．このため最初の定義の方にかえつて $P_r\{R^2{}_{\mathrm{MAX}}>r^2{}_{\mathrm{MAX}}(\lambda)\}=1-\eta$, $P_r\{\mathfrak{R}^2{}_{\mathrm{MAX}}>\mathfrak{r}^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)\}=1-\eta$ を充す $\gamma^2{}_{\mathrm{MAX}}(\eta)$, $\mathfrak{r}^2{}_{\mathrm{MXA}}(\eta)$ を求めることを考えた．正確な解は求めるに極めて困難であるが，実用のためには充分な精度を持つ近似解が得られた．計算方法，数値的検討等の詳しいことは研究所の彙報（Vol. 6 No. 2）及び Annals（Vol. 10 No. 3）をみていただきたい．

寸法精度の測定に関する統計的問題

樋 口 伊 佐 夫

プレス打抜きによる機械部品の寸法精度に関する研究に関与した（その結果の一部は彙報6巻1号を参照）．その際，この研究を推進するにあたつて，何よりも測定ということから先ず地固めをする必要を痛感し，特に関係四工場に依頼し，測定誤差の推定のための測定を行つてもらつた．その計画，実施，及び解析の概要を述べる．

即ち，特にこの測定のために，総研摩型，粗仕上げ型の各々について円形及び矩形の部品2個づつ計8個の試験片を製造し，各試験片の測定位置は明示しておく．これを4種づつの2組にわけて各工場をまわりもつて測定してゆく．第1組と第2組は工場を廻る順序が逆である．このようにして各工場では各々エアコンディショニングの行われている測定室で備つけの工具顕微鏡（同種類）により，所属の測定専門家により約3日間にわたり，くりかえし測定が行われる（勿論同じものをつづけて測定することはしないで 30 回のく

りかえしを行う）．工具顕微鏡による測定が全部完了すれば，即ち最後の工場での測定が終れば，同様のことをマイクロメータで行う．但しマイクロメータによる測定は四工場が終れば再び最初の工場にもどして測定を行う．

以上の事を実施した結果，いわゆるくりかえしによるランダムなバラツキは甚だ小さいこと測定者のくせよりも測定器の系統的誤差らしきものの方が大きいように見えること（未だ検討を要する），更にこの測定は約3月かかつたが試験片の経年変化らしきものが見かけ上わずかにあらわれていること等がいちじるしい．

既に精密測定の段階に入つている所のこのような寸法測定については，長さの実際的定義と，測定器の精度との関係において誤差をくわしく考える必要がある．測定値を仮想母集団からのランダムサンプルとみなしその平均値を推定するといつた形式の考え方は測定の実態とは少しちぐはぐな感じがする．

標本抽出台帳としての選挙人名簿の精度について

大　石　　潔

この問題について，前年度では，選挙人名簿から抽出したサンプルを住民票の上でチェックし，その分析の結果についてお話した．

本年度は，更に郵便調査を行い（昭和 33 年4月～5月実施），その返信と前年度の結果とを基にして分析を行つている．

ここで明らかにしようとしている主な点は，

(1)　ある universe（ここでは，調査時点において東京都 23 区内に居住する満 20 才以上の日本人）を対象として，標本調査を実施する場合，選挙人名簿を標本抽出台帳とすれば，それに登録されていないため，標本抽出の段階で無視される人口の割合を推定すること．

(2)　母集団の調査可能性（ある時点において標本調査を実施する場合，調査可能及び調査不能を認められる人口の割合）を推定すること．

(3)　選挙人名簿そのものの精度と調査可能性との関係を調べること．

等である．

なおこれと並行して，標本抽出台帳としての住民票についても，類似の事柄を調べているので，これらの詳細については，後日，まとめて彙報に発表する予定である．

線型計画法について

鈴　木　雪　夫

線型計画法の理論およびその応用を研究して来た．応用としては，経済計画，生産計画等，以前より応用範囲であつた分野の他に，統計学への応用を考えてきた．たとえば，前年度に発表した“Discrete Decision Problems”のように，離散的な分布についての Decisoin Making の問題が線型計画法の理論を用いて解かれた．このような例は今後も発見されるであろう．また，非線型計画法が充分に研究されるならば，応用範囲は更に拡げられることであろう．また，線型計画法の統計学への応用としては，石井所員が研究しているチェビシェフ型不等式の特別な場合，すなわち，考える分布が有限箇の点にのみ確率を与える場合には，丁度，線型計画の形に問題が定式化される．このことは，実際の計算のためには有効であろう．

本年度の主要テーマであつた「パラメトリック・リニヤー・プログラミング」については，つぎのような問題をとり扱つた，すなわち，線型計画，制限条件 $Ax \leqq b$, $x \geqq 0$, 目的函数 $c'x$（最大，または，最小）が既に解かれておるものとし，最適解を x^0 とする．もし，ここで，係数マトリックス A, ベクトル b, c が変化したときできる新らしい問題の最適解 $x^{0'}$ は x^0 についての知識を用いて比較的容易に求められる可能性がある．そこで，A, b, c がそれぞれ変化する場合，制限式が追加あるいは，減少される場合をとり扱つた．詳細は，統計数理研究所の欧文機関誌，Annals of the Institute of Statistical Mathematics Vol. X, No. 2“Note on Linear Programming”を参照されたい．

X 線熔接検査に関する統計的問題，その他

石　田　正　次

a）　X線検査について，

X線熔接検査に関する問題は電源開発公社土木部の福井氏及び石川島重工業株式会社造船部の村上氏により提示されたもので，現在日本非破壊検査協会を中心にしてその研究が進められている．

従来 X 線熔接検査は全数検査によるか又はドッヂ，ロミングの表を利用した抜取り法で不良率の推定を行つてきた．しかしこれらの方法はあまり実用的な意味をもたない．つまり，船舶，水圧鉄管などにおいては

不良率は極度に低く（例えば 0.1%）とらなければならずこれに伴なう標本数は莫大なものとなつてしまう．（ほとんど全数検査に等しい．）我々はこれらの場合有効な検査法を作り上げるために次のような作業を行つた．

1. X線フィルムによる欠陥の評価法を強度との関連を考慮して改良すること．
2. フィルムの評価の個人差を管理すること．
3. 欠陥の種類及びその出現型態と強度との関係を明らかにするための実験を行うこと．
4. 欠陥箇数の分布及び欠陥の出現型態を統計的に記述すること．
5. 熔接作業の条件とその熔接結果との関連を調査すること．

以上の作業の結果，ある一定の方法で欠陥を評価すればその分布はポアソンその他の型で近似することができる見通しがついた．更にその分布のパラメーターを熔接作業時の条件，（材の種類，熔接の方法，技術の程度，作業場の条件など）から数量化法によつて推定する方法を考えることにより，Bayes の定理を利用した新な抜取り方法を作つた．この方法は現在のところすべての熔接検査に利用する段階にまでは到達していないが，ある種の対象については従来より遙かに少ない写真枚数でより有効な検査をなしうると考えられる．

b) 乱数発生機によるモンテカルロ法の試算

さきに放射能を利用した乱数発生機を試作したが，これを FACOM 128 A リレー計算機と結合してモンテカルロ法により計算を試みている．計算の内容は次の通りである．

1. $(x_1\cdots x_n)$ を無限母集団からの n 箇の標本とした場合，

$$t=\frac{\bar{x}-\bar{X}}{S}\sqrt{n}$$

の分布を求めること．

但し $\bar{x}$：標本平均値
$\bar{X}$：母集団平均値
S^2：分散の不偏推定値．

ここで母集団がガウス分布に従うならばよく知られた t 分布が得られるわけであるが，母集団の分布がいろいろと変化したときの t の分布を作ることが我々のねらいである．この結果は非ガウス型の母集団における少数標本による平均値の信頼区間の算出に利用される．

2. $(x_1, y_1 ; x_2, y_2 ;\cdots x_n, y_n)$ を二次元無限母集団からの標本とした場合

$$\bar{y}_L=(\bar{X}-\bar{x})\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2}+\bar{y}$$

の分布を求めること．

これは回帰推定による信頼区間を定める問題である．我々はさきに回帰直線のまわりの y の分布が各 x に関して等しく且 n が充分大きい場合 $\bar{y}_L$ はガウス分布に従うことを証明したが，ここでは更にゆるい条件のもとでの $\bar{y}_L$ の分布を求めることが目的である．

c) 経済モデルによる企業調査の分析

我々は日本銀行統計局における中小企業経営分析調査の企画に加わつたが，その結果について資金循環を中心とした経済モデルによる分析を行つた．本研究は文部省各個研究費によるもので一橋大学倉林義正氏，同宮川公男氏，日本銀行江口英一氏の協力を得た．

判別問題における数値計算法について

植　松　俊　夫

線形判別函数を用いる判別問題の場合，$ANA'\mathfrak{x}=\lambda B\mathfrak{x}$ の形の永年方程式を数値計算によつて解く事が必要になつて来る．ここに B は正値行列，A は行の数が列の数に比し遙かに多い行列でその階数は列の数より小，N は対角行列である．従来の数値計算法ではこの方程式を $B^{-1}ANA'\mathfrak{x}=\lambda\mathfrak{x}$ の形にして解く方法がとられている．この方法では，B^{-1} を計算する事及び B^{-1} と (ANA') の積を作る事が必要で，それは実際の場合非常に大変な事が多い．この理由で当研究所の第一部の赤池氏が，B^{-1} を用いないですむ逐次近似の方法を考え出した．彼の方法は，もつと一般の場合の永年方程式 $F\mathfrak{x}=\lambda B\mathfrak{x}$ を解く場合にも応用出来る勝れたものであるが，この方程式の特別な場合である判別問題の永年方程式の数値解法に関する限りでは，その特殊性即ち A の階数が小であることを利用して計算の他の簡約化が可能である．それについての議論を発表した．

今 A を $p\times s$ 型，$N=\begin{pmatrix} n_1 & & \\ & \ddots & \\ & & n_s \end{pmatrix}$，$B$ は $p\times p$ 型，A の階数は $s-1$ で，$A=\begin{pmatrix} \mathfrak{a}_1 \\ \vdots \\ \mathfrak{a}_s \end{pmatrix}$ とおく時 $\mathfrak{a}_1,\cdots,\mathfrak{a}_{s-1}$ は互に一次独立なヴェクトルであるとするに，提示した計算手順は次の如きものである．

(1°) $s-1$ 個の一次方程式 $B\mathfrak{y}_1=\mathfrak{a}_1,\ \cdots,\ B\mathfrak{y}_{s-1}=$

$\mathfrak{a}_{s-1}$ を解き，解 $\mathfrak{y}_1, \cdots, \mathfrak{y}_{s-1}$ を求める．

(2°)　$M=\begin{pmatrix} n_1 & & \\ & \ddots & \\ & & n_{s-1} \end{pmatrix}+\dfrac{1}{n_s}\begin{pmatrix} n_1 \\ \vdots \\ n_{s-1} \end{pmatrix}(n_1 \cdots n_{s-1})$ を求める．

(3°)　$H=M\begin{pmatrix} \mathfrak{y}'_1 \\ \vdots \\ \mathfrak{y}'_{s-1} \end{pmatrix}(\mathfrak{y}_1 \cdots \mathfrak{y}_{s-1})$ を計算する．

(4°)　$H\mathfrak{c}=\lambda\mathfrak{c}$ を解いて固有値 $\lambda(\neq 0)$ とそれに属する固有ヴェクトル $\mathfrak{c}$ を求める．

(5°)　$\mathfrak{x}=c_1\mathfrak{y}_1+\cdots+c_{s-1}\mathfrak{y}_{s-1}$ を求める．

但し $\mathfrak{c}=\begin{pmatrix} c_1 \\ \vdots \\ c_{s-1} \end{pmatrix}$.

しかる時は，λ が与えられた永年方程式の 0 でない固有値，$\mathfrak{x}$ が与えられた永年方程式の λ に属する固有ヴェクトルである．即ち λ と $\mathfrak{x}$ が所求のものである．この方法では初めの方程式を $H\mathfrak{c}=\lambda\mathfrak{c}$ なる低次元の方程式を解くことに帰着させるわけである．

この方法は在来の方法に比しほぼ半分位の手数ですむことが確かめられている．特に s の数（これは判別問題におけるグループの数をあらわし，普通非常に小さい数である）が 2 又は 3 の場合には，計算は著しく簡約化される．

伊勢崎市における流感の分析について

崎　野　滋　樹

1 昨年 10 月郡馬県伊勢崎市における 2 学区を選んで児童生徒をもつ全家族を対象に全数調査をした．今回は殖蓮学区の学童 2474 名（小学校 1702 名，中学校 772 名）についての分析結果を報告しよう．殖蓮小，中学校では 10 月 24 日から 31 日まで全校休業，又その後学級閉鎖がしばしば行われた．

先ず小学生と中学生で流感に対する抵抗力を調べて見よう．その結果は第 1 表の如くで，$P\{\chi^2 \geqq 38.506\} < 0.01$ を得る．この結果から小学生の方が中学生に

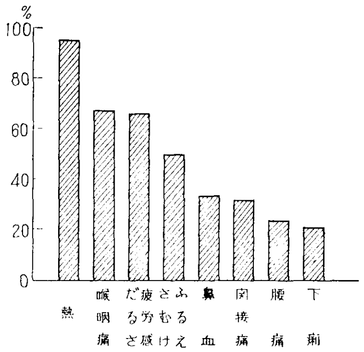
第 1 表

	流　感	非流感	計
小	853	840	1693
中	284	485	769
計	1137	1325	2462

比べて流感に対する抵抗力が弱いということになるが，このことは更に検当されねばならない．

又今回の流感の症状は第 2 表の如くであつて，普通

第 2 表　10 月流感の各症状



の感冒と異なる所は鼻血，下痢等の症状であろう．

伊勢崎市ではその年の 6 月下旬から 7 月中旬にかけてやはり流感が発生した．そこで 6 月流感の 10 月流感への影響を調べて見よう．その結果は第 3 表の如くである．

第 3 表

10月＼6月	流　感	非流感	計
流　感	209	924	1133
非流感	308	1015	1323
計	517	1939	2456

$0.02 > P(\chi^2 \geqq 6.449) > 0.01$ であるから危険率 5% で 6 月流感と 10 月流感の関係はないという仮説は棄却されることになるが，これが直接免疫の問題と結びつくか何うかは疑問である．今後更にこの問題を検当して見たい．

更に罹患場所（質問「何処で感染したと思いますか」による）は第 4 表の如くである．

第 4 表

場所	1 家族，同居者	2 学　校	3 近　所	4 友人宅	5 公民館 映画館
人数	193	263	83	21	56

6 その他	7 不明，脱　落	1から6まで2つにまたがるもの	計
24	484	13	1137

学校内感染について大きいのは家族内感染である．この問題に対する対策をとらなければ一時的な学校閉鎖，学級閉鎖では効果的な流感対策は得られない．この問題についても更に今後検当したい．以上の詳しい

結果並に発病より回復までの時間との分布或は流感の伝播模型等については近く Annals に発表する.

第2研究部の概要その他

林　知　己　夫

第2研究部全体としては,(i) マスコミユニケイションの効果の問題として,新聞報道の効果測定に関する統計数理的研究を継続し,EFX, EFXI の2回の調査を実施した,(ii) 青山博次郎の面接調査法のバイアスに関する研究に協力した,(iii) 検定論の基礎に関する研究を行つた,(iv) 第3研究部との協力の下に,国民性に関する統計数理的研究を行つた.国民性に関するものは,昭和 28 年に第1回を行つたが, 5年目に当るので再び調査を行いその変化等をしらべ,調査内容を深化した. 34 年度にも継続して行う予定である.これに関しては統計研究レポート No. 5 が発表されている.

第1研究室では国民性の研究を主として行う他,上記 (i), (ii) の研究を行つた.また経済構造及び経営内容に与る諸量間の関係の統計的分析,郵便物調査に関する標本調査計画 (郵政省), 不和の主婦・非行少年の職業に対する態度調査(家庭裁判所),生産統計の精度についての研究 (産業計画会議) を行つた.その他,「投票する人・棄権する人」(統計研究レポート No. 4) を発表した.

第2研究室ではランダムパッキングについての研究,情報解析の前提条件,多次元解析についての研究——T^2-統計量の利用,一般化された距離の最大値の分布,トレランス領域の問題——,啤酒に関する統計的分析,比率の一様性に関する検定表,時間的変動の統計量に及ぼす影響について,その他工業統計に関する二三の問題をとりあつかつた.また統計力学的方面の電気抵抗の理論,一価金属の抵抗極小に関する問題,Luttinger と Kohn の電気抵抗の理論の批判,密度行列の展開定理,ビリヤル展開及び多重散乱の公式についての研究を行つた.

第3研究室では,乱数発生機による標本分布の研究——検定の吟味,回帰推定の問題——線型計画法についての諸問題——係数が変化した場合の解の求め方,経済計画・企業の生産計画への応用等——その他標本調査法に関して多段抽出に於ける分散の推定の問題・サンプリング台帳の精度の問題の研究を行つた.また物価についての統計的研究,企業調査の企画及び分析についての統計数理的研究,工業方面ではX線による非破壊検査試験に関する統計的諸問題についての研究,その他,統計の基礎としての検定論の吟味についての研究を行つた.

第4研究室では過程事象の統計的研究として,エピデミック・モデルの研究,交通信号操作についての統計的研究,インフルエンザ伝播についての実証的研究,心弾図に関する統計的研究,人出 (両国花火) の統計的分析に関する研究を行つた.数量化に関するものとして,分類に関する問題,多次元的数量賦与に関する問題,数量化に於ける計算法の問題,この応用として衆議院選挙予測の問題,デザインにおける要因分析の問題,態度数量化の問題が取扱われた.また態度測定法の研究としては政治的態度の測定・分析に関する研究 (輿論科学協会),予測法の問題としては衆議院の選挙予測 (朝日新聞社) が行われた.以上の他,尺度化についての問題,角力取りの実力評価に関する問題,懸賞募集に関する問題,結核無菌化に関する実態調査(結核無菌化協会)に関する研究が行われた.基礎的なものとしては検定論の吟味,現象解析に於ける確率モデルの有効性と限界,情報理論の心理学に於ける適用に関する問題点についての研究が行われた.

エネルギー需給の問題と相関関係の四面体表示について

菅　原　正　巳

わが国のエネルギー需給量,国民経済諸指標の間の相関関係は,甚だ高い.たとえば,昭和 25 年～32 年の8年間資料によるこれらの間の相関係数は次表の通りである.

正規化された n 個の確率変数の間の関係は,相関係数の逆余弦を交角とする n 個の単位長さのベクトルで表わされるから,これを $(n-1)$ 次元の正の定曲率 (曲率 1) の空間の多面体で表わされると考えてもよい.

さて,次表の場合は,これを角度に直すと,5°～15° 程度であつて,この場合は曲率を無視しても,あまり大きな誤差はない (これは日本の地図を平面に表わす程度である.)

曲率を無視するならば,3個の確率変数の間の関係は3角形で表示される.

図-1 は国民総生産,国民所得,年度の関係を示すもので,国民所得,年度におよそ 1:1 のウエイトを掛けて加えると国民総生産の甚だよい近似が得られることを示している (ただし,正規化された変数に対して). この三角形の高さを余弦に直せば,重相関係数

	エネルギー供給	エネルギー需要	電力需要	その他エネルギー需要	人　口	国　民総生産	国民所得	鉱工業生産指数	年　度
エネルギー供給	1.0000	0.9905	0.9864	0.9839	0.9492	0.9779	0.9859	0.9925	0.9651
エネルギー需要		1.0000	0.9929	0.9957	0.9721	0.9927	0.9955	0.9983	0.9824
電力需要			1.0000	0.9775	0.9733	0.9904	0.9954	0.9961	0.9861
その他エネルギー需要				1.0000	0.9615	0.9847	0.9857	0.9901	0.9698
人　口					1.0000	0.9917	0.9799	0.9681	0.9977
国民総生産						1.0000	0.9965	0.9892	0.9965
国民所得							1.0000	0.9934	0.9894
鉱工業生産指数								1.0000	0.9807
年　度									1.0000

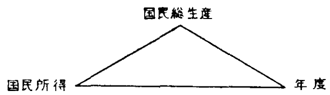


図-1

となるが，それは図-2 の函数尺で読みとることができる．また，この三角形の頂角の余弦は偏相関係数である．

図-3 はエネルギー需要，国民総生産，鉱工業生産指数，年度の関係を示す四面体の，投影図および展開図である．この四面体により，四者の相関関係，重相関関係，偏相関関係をすべてよみとることができる．

エネルギー消費，国民経済諸指標の間の相関関係が高いのは，日本，西ドイツ，イタリアのような敗戦後の復興国，およびカナダのような新興工業国の特徴であると思われる．

日本はその中でも特に目立つている．

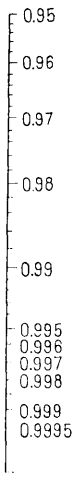


図-2

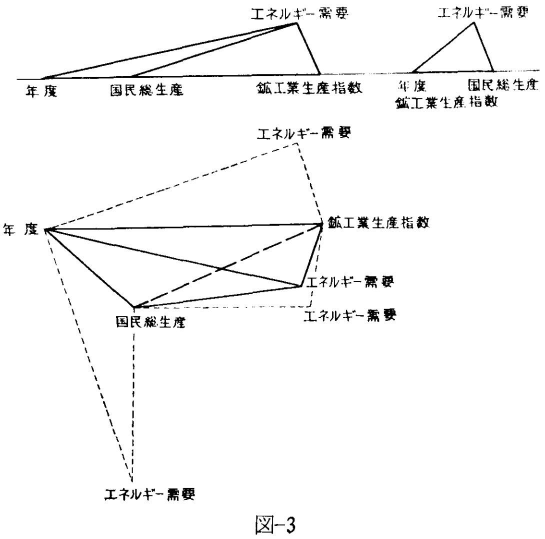


図-3

直交多項式について

渋　谷　政　昭

定数項を含まぬ Chebyshev-Fisher 型の直交多項式を考える．つまり n 次多項式 $X_n^{(N)}(x)$ で

$$\begin{cases} X_n^{(N)}(0)=0 \\ \sum_{x=1}^{N} X_n^{(N)}(x)X_m^{(N)}(x)=0 \quad n\neq m \\ \qquad\qquad n, m=1,\ 2,\ \cdots,\ N \end{cases}$$

を満たすものを求める．この条件で $X_n^{(N)}(x)$ は乗数を除き一意的に定まるが，乗数は $X_n^{(N)}(x)$ の値ができるだけ簡単な整数になるように定める．

等間隔の値の補助変数にたいする観測値 $y(1)$, $\cdots$, $y(N)$ が原点を通る曲線回帰模型

$$y(x)=\beta_1 X_1^{(N)}(x)+\beta_2 X_2^{(N)}(x)+\cdots+\beta_n X_n^{(N)}(x)$$

を満たすとき，β_i の最小二乗推定値 b_i は

$$b_i=\frac{\sum_{x=1}^{N} X_i^{(N)}(x)y(x)}{\sum_{x=1}^{N}\{X_i^{(N)}(x)\}^2}$$

により推定される．

$n=2,\ 3,\ 4,\quad N=2(1)23$ について $X_n^{(N)}(x)$ の表を作成した．

詳細は Ann. Inst. Stat. Math. に印刷の予定．

行列の固有値について

多賀保志

行列の固有値を求める場合，代数方程式の解法に帰着させることも出来るが，automatic computer を利用するには適さないので，ふつう power method が用いられている．しかし，Bodewig は，power method を適用すると非常に収斂の遅い4次の対称行列の例をあげて，不注意な使用に警告を行つた（MTAC, 8, October, 1954）．Brenner と Reitner は，Bodewig の示した行列について，Rotation method を適用してみたところ，5回の iteration によつて有効数字7桁の正確な固有をうることができた（MTAC, 9, July, 1955）．さらに，Greenstadt は，Rotation method を拡張して，非対称（non-Hermtian）行列の固有値も求められる方法を考えた（MTAC, 9, Apsil, 1955）．われわれは，この方法を利用して，stochastic 行列の固有値や代数方程式の根を求める研究に着手した．まず，Bodewig が例示した行列の固有方程式を求め，さらにその companion 行列（非対称）を作つて，Greenstadt 法によりその固有値を求めたところ，8回の iteration によつてほぼ正確な値をえた（もとの対称行列より直接固有値を求める場合より 1～2 桁位精度が悪い）．さらに，複素数の固有値を求める方法を研究中である．

第3部の研究概要

青山博次郎　代理

青山博次郎は34年2月から1カ年の予定で英国へ出張し，London School of Economics and Political Science で研究を行うこととなつた．本年度は，社会調査におけるバイアスの研究を行い，特に調査員に関するバイアスの研究を行つた．この他企業における統計的管理法の研究，踏切道の事故発生率算定の統計的研究を行つた．

第1研究室では水文に関する統計的研究，電力の合理的利用方式に関する研究，エネルギー需給に関する研究――種々の変数の間の相関関係を図示する方法の案出――を行つた．

第2研究室では行列の固有値の解法の研究，リレー計算機によるプログラミングの開発，原点を通る直交多次式についての研究を行つた．また統計的数値予報，経済計画における数値解析，気体電子回析強度の計算，モンテカルロ法による遮蔽壁における境界効果の研究を行つた．この他工業立地における統計的研究，労働組合におけるコミュニケィション過程についての調査を行つた．

昭和33年度統計技術員養成所事業概要

内田良男

本所事業の大要は昭和28年に決定した通りであつて，爾来これに沿つて事業を実施してきた．したがつて，以下では，主として昭和33年度における特色についてのべる．

1.　予備的学科の受講者が多い．基本科および研究科（前期）では，統計数理概説，基礎概念，推定論および検定論，標本調査法，数値の取扱い方が主要な学科である．これらを学習するために予備的学科として数学通論と統計入門を教授している．基本科生にとつては必修学科で研究科（前期）生にとつては受講者の自由選択に委ねられた学科である．この学科を受講する者が次第に増加してきており，これの学科内容の充実が望まれている．現在は，数学通論では I. 極限移行に関連する諸概念…実数とその連続性，函数概念と初等超越函数，数列と級数　II. 微分法…導函数の定義，微分公式，函数の増減と微分　III. 積分法…定積分の定義，積分と微分，積分概念の拡張，Stirling の公式，Γ 函数，Taylor 展開　IV. 多変数函数…多変数の場合への拡張，Lagrange の multiplier――が主要なテーマとなつている．統計入門では I. 資料の表現…表，図，統計量の定義と機能 II. サンプル（標本）と母集団の関連…確率論を導入する根拠とその適用分野，確率と確率変数およびその分布函数，母集団分布と標本分布――これらを実験的に把握させるように授業を行つている．

2.　演習　基本科，研究科（前期）では教材プリントに演習問題を掲載してあるが，受講者は講義を受けただけでは問題が解けないというのが実情である．このため特に演習の時間を設けて，統計的手法に馴れさせることにした．しかし，この実施結果では，講義担当者と演習担当者との間で連絡がうまくとれないためか，あるいは講義と演習とで時間的にかなりなズレがあつたためかどうかは不明だが，演習を独立させただけの効果はあがらなかつたようである．おそらく両方の理由によつたものと思われる．これの解決法は講義と演習を同じ教官に委ねるのがよかろう．

3.　専攻科の教業内容　毎年更新しているから，部分的には同じものがあるが，学科目一覧表を掲げる．

教育統計講座

i)	統計的データの取扱い方	3 時間
ii)	統計推論の仕方	3 時間
iii)	教職員のための統計調査法	3 時間
iv)	質的なもの量的なものの取扱い方	3 時間
v)	学力テストにおける統計的諸問題	4.5 時間
vi)	学級調査における統計的諸問題	3 時間
vii)	学習の法則性とその応用	3 時間
*)	(懇談会)	

工業統計講座

i)	計画と管理のための統計的諸問題	10 時間
ii)	数量化にあらわれる計算について	4 時間
iii)	統計解析にあらわれる線型計算	4 時間
iv)	FACOM-128A のプログラミング	6 時間
v)	モンテカルロ法	4 時間
vi)	我が国における自動計算機の利用事情	2 時間

高速自動計算機に関する講座を開くことは，従来より他方面から要望が出ていたが，時間的にも経済的にも仲々余裕がなかつた．色々な形での実施法があるが，取りあえず工業統計講座において行うこととして，以上の通りに授業を行つたのである．プログラム編成の方針は，計算機械を必要とする統計的諸問題を提示し (i) と ii))，それらが数学的にはどのようになつているかを示し (iii))，その上で計算機利用の技術についてのべた．大型自動計算機の利用の仕方は各種機械ともほとんど同様であるので FACOM-128 A について解説しても，この解説内容は他種機械にも活用できる面が多いのである．いくつかの実際問題にも触れて，計算機に計算を実施させるためのプログラミングについて解説を行つた (iv)) が，同時に計算機に負うところ大である モンテカルロ法 についても ふれた (v))．最後に近年我が国においても計算機の研究，製作および活用の面に著しいものがある事情に鑑みて，この方面の解説も行つたのである (vi))．

4.　教育統計講座実施のために　この講座では主な対象が，学校の先生方であるので募集方法としては，その要綱と周知依頼状とを学校長にあてて郵送した．この際に，この種の講座を開くときの資料をうるために調査票をそえて回答をまつた．以下に主な集計結果を図で示す．

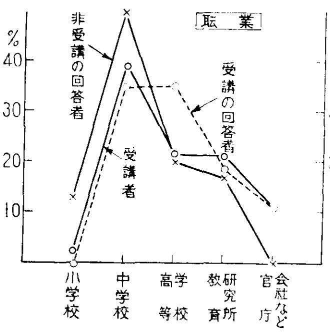


図 1

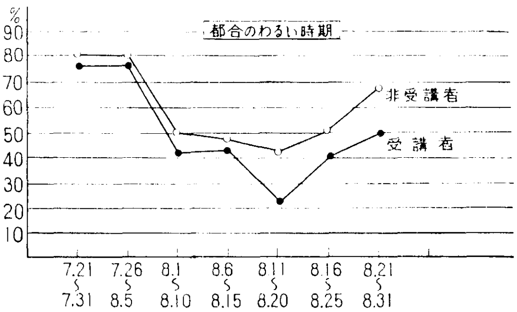


図 2

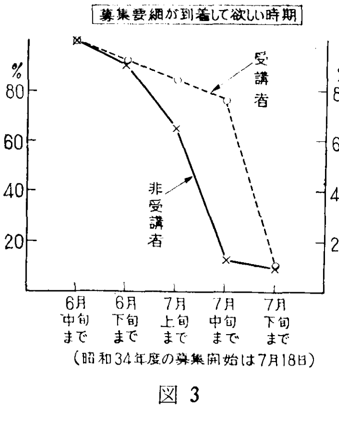


図 3

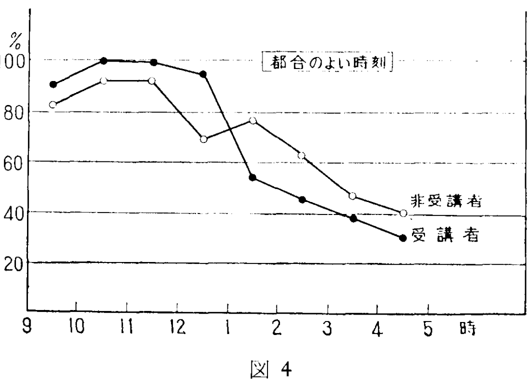


図 4