創立第17周年記念講演会

昭和 36 年 6 月 3 日午後 1 時半より当所の講堂で，創立 17 周年を記念して，下記次第により公開講演会を行なった.

挨　　拶

所　　長　末　綱　恕　一

流感のひろがり方

—実測値にもとづく伝播理論の検討—

所　　員　崎　野　滋　樹

新らしい OR

—石油工場におけるタンクの大きさのきめ方—

第 3 研究部 第 1 研究室長　鈴　木　雪　夫

市場調査と需要予測

—統計数理による問題の表現と解明—

第 3 研究部長　青　山　博　次　郎

昭和35年度研究発表会アブストラクト

昭和 36 年 3 月 29 日，30 日の両日に，当所の講堂で，昭和 35 年度の研究発表会を行なった.

挨　拶　　　末　綱　恕　一

マルコフ過程のマルコフ的統計量，その他

石　井　恵　一

マルコフ過程 $X(t)$ を函数 $f(x)$ によって変換してできる確率過程 $Y(t)=f(X(t))$ は，一般にはマルコフ過程にならないが，マルコフ過程になる場合もある．その条件が分れば，$Y(t)$ をマルコフ過程として扱ってよいかどうかが分るので便利である．このような必要は次のような各場合に起こると考えられる.

1)　$X(t)$ そのものは観測できなくて，$Y(t)$ のみが観測できる場合，それをマルコフ過程からの観測値として処理してよいかどうか.

2)　多次元のマルコフ過程をそのままでは扱いにくい場合，それを適当な函数で一次元に射影してできる確率過程を扱うと便利であるが，これがマルコフ過程になるかどうか.

3)　有限なマルコフ・チエインの時，states の数が多くて遷移確率行列が大きすぎるため，そのままでは計算機にかけられない場合，states を適当にグルーピング（これは，別の state space への函数である）して states の数を減らす.

さて，遷移確率系と初期分布によって，時間をパラメーターとする確率系列としてのマルコフ過程 $X(t)$ の分布が一つ定まり，初期分布が異なれば異なる確率系列が定まるわけであるが，「任意」の初期分布に対して，$X(t)$ から導びかれる $Y(t)=f(X(t))$ がまたマルコフ過程であるとき，その函数 f（あるいは統計量 Y）は“強マルコフ的”であるといい，「少なくとも一つ」の初期分布に対して $Y(t)$ がマルコフ過程になるとき“弱マルコフ的”であるという．“強マルコフ的”の条件は割合 trivial で Burke & Rosenblatt (1958) の論文などで扱われているが，“弱マルコフ的”の方は，有限なチエインの場合について二三の十

分条件が知られているに過ぎない (Snell). しかし，必要十分条件が得られないと，初期分布と遷移確率系およびfが与えられたとき$Y(t)$がマルコフ過程になるかどうかをちやんと判定することができない．そこで，時間のパラメーターが離散的な場合について若干の考察を試みた．

$Y(t)$ がマルコフ過程になるような初期分布πの全体を，$Y(t)$ についての遷移確率系によって類別し，各類の諸性質と構造を調べ，π全体を定める手がかりを得ることができる．更に，数値的に判定する方法を得るため，有限なチエインの場合を詳しく考察して，結局各類は少なくとも一つの不変測度を含み，また各類に対して他の或るマルコフチエイン上の強マルコフ的な函数が存在して，それに対する初期分布の全体が，ある意味でもとの類に準同型なこと等が示される．これらの性質を用いて，チエインと函数fが与えられたとき，どんな初期分布に対して$Y(t)$がマルコフ過程になるかを有限回の線型計算で知ることができ，したがって弱マルコフ的であるかどうかの判定を行うことができるが，このアブストラクトでは詳細は省く．

上記の問題の他に，前年度からの継続としてチエビシェフ型不等式の問題についても二三の研究を行なったので報告する予定であったが時間の都合で省略．

定常過程の移動平均表現について

藤　井　光　昭

x_k を time diserete な定常過程で $Ex_k=0$, Spectrum は絶対連続でその density を $f(\lambda)$ とし $\int_{-\pi}^{\pi}\log f(\lambda)d\lambda>-\infty$ を充すものとする．

時刻0までの観測値；$\cdots, x_{-2}, x_{-1}, x_0$ から時刻 $n(>0)$ の値 x_n を二乗平均の意味で誤差を最小にする予報量を求めようとする場合，時刻νまでの観測値から ξ_ν をつくり，$(\xi_l, \xi_m)=\delta_{lm}$ を充すような orthogonal process $\{\xi_k\}$ によって $x_n=\sum_{\nu=-\infty}^{n} G_{n-\nu}\xi_\nu$ と表現されていると便利である．

$x_k=\int_{-\pi}^{\pi} e^{ik\lambda}dz(\lambda)$ と表現されている時 $f(\lambda)=|G(\lambda)|^2$, $(G(\lambda)\epsilon H_2)$ なる $G(\lambda)$ によって $\xi_k=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\pi}^{\pi} e^{ik\lambda}\frac{1}{G(\lambda)}dz(\lambda)$ をつくれば $(\xi_l, \xi_m)=\delta_{lm}$ となり $x_n=\sum_{\nu=-\infty}^{n} G_{n-\nu}\xi_\nu$ と表現出来るが，ξ_ν を時刻νまでの観測値からつくろうとすると（一意的でなかった）$G(\lambda)$ のとり方に注意を要する．

特別な場合として

$$f(\lambda)=\left|\frac{P_N(e^{i\lambda})}{Q_N(e^{i\lambda})}\right|^2$$

；$Q_N(Z)$ は N 次の polynomial, $Q_N(Z)=0$ の根はすべて単位円外とする．$P_N(Z)$ は高々 N 次の polynomial

となっている場合を考える．このような定常過程はある定数 q_i；$i=0, 1, 2, \cdots, N$ によって

$(q_0x_n-q_1x_{n-1}-\cdots-q_Nx_{n-N}, x_{n-\tau})=0$, ${}^\forall\tau\geqq N+1$

となるものである．

$P_N(e^{i\lambda})$ が定数cの時は $G(\lambda)=\frac{c}{Q_N(e^{i\lambda})}$ ととれば ξ_ν は時刻νまでの観測値からつくることが出来るが，それ以外の時は $P_N(Z)=0$ の根がすべて単位円外にある $P_N(Z)$ によって $G(\lambda)=\frac{P_N(e^{i\lambda})}{Q_N(e^{i\lambda})}$ となっていなければならない．もし $P_N(Z)=0$ の根がすべて単位円内部にある時には，ξ_ν は $x_\nu, x_{\nu+1}, x_{\nu+2}, \cdots$ からつくられる．

或るスケイリングについて

藤　本　　熙

［I］ A, B 2群に属する個体の或る事柄Oに対する態度のちがいを知る目的で，このOについての m 個の質問 $(\Pi_1, \cdots, \Pi_m)$ で，Oに好意的（1で示す），非好意的（0で示す）の反応を得ているとする．そのとき

$$Z_k=\sum_{j=1}^{m}\alpha_j(e_{jk}-\bar{e}_j)$$

$$\text{or}\quad =\sum_{j=1}^{m}\alpha_je_{jk},\quad j=1, 2, \cdots, m,\quad k=1, 2, \cdots, 2^m$$

但し $e_{jk}=\begin{cases}1 & \Pi_j \text{ で1なら}\\ 0 & \text{〃　0なら}\end{cases}$

$$\bar{e}_j=\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{2^m}e_{jk}n_k=\hat{p}_j$$

n; sample size

で尺度化しようとするとき，群 A, B に注目して

$$G=\frac{[\sum\alpha_j(\hat{\lambda}_{Aj}-\hat{\lambda}_{Bj})]^2}{\sum_{i=A}^{B}\sum_{k=1}^{2^m}\left[\sum_{j=1}^{m}\alpha_j(e_{jk}-\hat{\lambda}_{ij})\right]^2n_{ik}}$$

を最大にするように α_j を定めることは前に議論した．但し $\hat{\lambda}_{ij}$ は i 一群で j 一番目の質問に反応1を示す割合．

今度は群 A, B は予め判明していない場合について類似の取扱を考える．群の数はいくつでも取扱は同様に実行出来るから2つに限って，Aを総合的にOに好意的と考えられる反応グループ，Bを非好意的と考

えられる反応グループとして，

$$P(Y=A)=p,\ P(Y=B)=1-p=q,$$

$$p_j=P(X_j=1|Y=A)P(Y=A)+P(X_j=1|Y=B)P(Y=B)=\lambda_{A_j}p+\lambda_{B_j}q$$

から $\hat{\lambda}_{A_i}$, $\hat{\lambda}_{B_j}$ 及び $\hat{p}$ を求めて G の手続を実行することを考える．

［II］ outside variable Z に対して質的な特性 A, B, …, H が得られているとき，Z を次のような意味でうまく表現するように A, …, H のカテゴリーに数値を与える尺度化．即ち

$$G=\sum_{k=1}^{n}\left[Z_k-\left(\sum_{i=1}^{\alpha}a_i\tilde{A}_{it(k)}+\cdots+\sum_{l=1}^{\eta}h_l\tilde{H}_{lw(k)}\right)\right]^2$$

を最小にする．但し $\tilde{A}_{it(k)}=\begin{cases}1 & i=t(k)\\0 & i\neq t(k)\end{cases}$, ……, $\tilde{H}_{lw(k)}=\begin{cases}1 & l=w(k)\\0 & l\neq w(k)\end{cases}$, n; sample size, α; 特性 A のカテゴリーの数，…, η; 特性 H のカテゴリーの数．

このときこの尺度化の効果を測るものとしての重相関係数は

$$(\text{重相関係数})^2=\frac{1}{S_z}(S_a r_{az}+\cdots+S_h r_{hz})$$

となる．但し $S_z{}^2S_a{}^2$, …, $S_h{}^2$ はその分散，r_{az}, …, r_{hz} は相関係数．

この尺度化の結果は，各特性内カテゴリーの分散の大なるもの程，又他の特性との結付きの弱いもの程独立な要因として強いものであることが，次のようにしてわかる．例えば Z と A との偏相関係数を $r_{za\langle b,\dots,h\rangle}$ で示すと，

$$1-r^2_{za\langle b,\dots,h\rangle}=\frac{1-r^2_{z(a,b,\dots,h)}}{(1-r^2_{z(a,b,\dots,h)})+\left(\dfrac{S_a}{S_z}\right)^2(1-r^2_{a(b,\dots,h)})}$$

但し $r_{Z(a,\dots,h)}$ は Z と特性 (A, …, H) との重相関係数，$r_{a(b\dots h)}$ は A と他の特性 (B, …, H) との重相関係数．

相互相関函数による滞溜時間の推定

赤 池 弘 次

時刻 n に I_n 箇の個体がある場所に到着し，各個体は互に独立に確率 p_ν をもってその場所に ν 時刻の間滞溜し，その後一定の出口より出て行く模型を考える．今各 I_n は互に独立に同一の分布に従っているものとする．時刻 m に出て行く個体の総数を O_m とすると，次の関係式を得る．(m, n, $\nu=0, 1, 2, \cdots$)

$$C_{ov}(I_n,\ O_{n+\nu})=p_\nu D^2(I_n) \qquad (1)$$

$$D^2(O_n)-D^2(I_n)=\{E(I_n)-D^2(I_n)\}(1-\sum_\nu p_\nu{}^2) \qquad (2)$$

(2) 式より

A). $E(I_n)\geqq D^2(I_n)$ なら，$D^2(O_n)$ を最小にするような $\{p_\nu\}$ は $\sum p_\nu{}^2=1$ をみたすものでこのとき $D^2(O_n)=D^2(I_n)$，最大にするのは（型式的な意味で）$\sum p_\nu{}^2=0$ をみたすもので，このとき $D^2(O_n)=E(I_n)$.

B). $E(I_n)<D^2(I_n)$ なら，$D^2(O_n)$ を最小にするような $\{p_\nu\}$ は（型式的に）$\sum p_\nu{}^2=0$ をみたすものでこのとき $D^2(O_n)=E(I_n)$，最大にするのは $\sum p_\nu{}^2=1$ をみたすものでこのとき $D^2(O_n)=D^2(I_n)$.

なることがわかる．この結果は I_n の型としてポアッソン分布に従うようなものがこのような変換に対する極限の型となっていることを示している．

今実際の問題で $\{p_\nu\}$ の型を管理しようとするときには，上述の (1) 式を用い，式中の分散，共分散を標本値で置換えて，p_ν の推定値を求める．このとき I_n の変異係数が大きい方が推定の精度は良い．モンテカルロ法による検討結果によれば，この方法はかなりの実用性があるものと考えられる．

ここで述べた模型は，更に一般的な定常過程 I_n のランダムな線型的変換の特殊な場合として考えたものであるが，これがそのまま生糸自動繰糸法における技術上の主な困難点とされる自動索緒抄緒部の統計的管理上の基礎概念を与えるものとして，現在農林省蚕糸試験場嶋崎技官によって実用化の研究がすすめられている．

Brownian hitting motion の exit boundary

本 尾 実

$\Delta-m(x)\lambda=0$ の Dirichlet 問題について．C を半径 1 の N 次元閉球とし，∂C をその境界とする．$\Delta=\sum_{i=1}^{N}\dfrac{\partial^2}{\partial x_i{}^2}$, $m(x)>0$ は C の内部で連続とする．（有界性は仮定しない）今 $M_e=\left\{\xi:\xi\in\partial C:\text{適常な}\xi\text{ の fine 近傍 }U\text{ に対して }\int_U g(x,y)m(y)dy<\infty\right\}$ とおくと，次の結果が成り立つ．（但し $g(x,y)$ は C の境界で 0 になる Green 函数）．

1) u を C で有界且つ $(\Delta-\lambda m)u=0$ の解とすると $\text{fine-}\lim_{x\to\xi}u(x)=f(\xi)$ は殆ど全ての $\xi\in\partial C$ に対して存在し，$\xi\in M_e{}^c$ の時 $f(\xi)=0$ ($a, s.$)

である.

2) $f(\xi)$ を ∂C 上の有界可測函数で，$\xi \epsilon M_e^c$ に対して $f(\xi)=0$ とすると

$$\left.\begin{array}{l} \text{fine}-\lim\limits_{x\to\xi} u(x)f(\xi)\ (a.s.),\ \xi\epsilon\partial c \\ \text{且つ}\ (\Delta-\lambda m)u=0 \\ \quad u\ \text{有界} \end{array}\right\}$$

となる解 u が唯一つ存在する.

昭和35年度第1研究部の研究概要

松下嘉米男

マス・コミュニケーションの効果の研究について

鈴木達三

マス・コミュニケーションの効果の調査は昭和29年以来おこなわれており，本年度はその第14, 15次の調査を実施した. この調査に関連して，本年おこなったもののうち，二，三のことをのべることにする.

1) 「特に興味をもってよむ記事」による意見の変化. この分析は第14次調査のときおこなったが,「政治記事（安保)」をよむか，「社会面（誘拐事件)」をよむかで意見が相異し,「その他の記事」は中間的であり「特によむ記事なしは「社会面だけ」に近くなっていて，いろいろの項目に D. K. が多くなってくる. しかしこれをよんでいる新聞紙の種類ごとにみると新聞間の差というものはほとんどみられない. すなわち，新聞紙の種類の別は人々の意見の問に差をつくる要因にはあまりなっていないようであり，よんでいる新聞紙の種類よりは，どの記事をよむか，よんでいる記事の種類の方が意見の形成と関係が深いようにみえる.

2) (既成) 事実の推移と意見の変化との関係.

この分析は，今までにおこなった調査に毎回とりあげられている質問題目のうち，「政府は世論を反映しているか」という質問と,「重大対策」とについておこなった. 前者については，事実の推移，政情の変化と平行的な関係がみられ，とくに支持政党別にしてみると，はっきりした関係がみられた.

「重大対策」については，事実の推移とかなり密接な関係がみられるが，それにマス・コミの影響が加わっているように思われる. とくに「重大対策」のうち「社会保障制度確立」というものは，段々増加してきたが，その反面「失業対策」は減少している. この傾向と事実の推移とは表面的には関係がみられないこともないが，やや立入って考えれば「社会保障」の内訳けが問題になってくる. このため，第15次調査ではこの間の問題を分析し，36年度に予定している16次調査でもひきつづき問題にする予定である. また「重大対策」のうち「風水害対策」については，事実のおこり方と平行的な関係がみられ，さらにマス・コミの影響もかなりみられる.

3) 各質問の基本項目との関係.

ここ2, 3年間におこなわれた調査にいつもとりあげられている質問について，それらの質問と基本項目との関係をみると，だいたい安定して傾向がみられる. すなわち，全体的にまとめてみると，各質問と関係の深いものは学歴，性別，支持政党，社会意見のありなし，の順である. そして，低学歴層，女，社会意見をもたない層に「分らない (D. K.)」が多くなっている. また，質問項目が国内の問題を扱ったものは，支持政党別にみて差のあるものが多いが，対外問題ではそれ程でなく，学歴別の差の方が大きくなってくる.

数学的経済学的現状分析の一所産

田口時夫

筆著の此処数年に亙る実態及び文献資料上の分析の諸結果は，従来その都度本誌及び，経済企画庁調査部，研究所，日本統計学会機関誌等を通じて発表を試みて来たが，今日其等を結合し判断を加えるとき，現実の諸活動は，既存慣行の計量方式をもってしてもなお不足とする程多様であり，矛盾に富んだものであるといえ，又かかる主張に赴かしめるものである.

他方単に数量的測面に拘束することなく，一般に政治経済的実社会の内部構成因子となる個々の単位体自体発展的運動を望むと共にその合目的性は疎外され，或は階級等と呼称され物質分子に於ける運動にも例えられるべき集団的又は統計的な作用に統一されて，独立に客観的地位を得ていることは，多くの識者にいち早く指摘されているのである.

成程既存慣行方式による微々たる修正にとらわれるの類，単に折衷的な立場からの新旧の抱合せ等によっても，単に眼前の資料を模写するという目的に対しては，充分応えることが出来るかもしれないが，それは実は飽くまで模写程度に留まり，かかる政治経済的実社会に帰せられるべき総体的法則性解明の武器に転化し，或は歴史の合理的必然的発展を云為するに足る素

材を呈供することはないであろう．況や思いを民族に又猶も海外に赴いて人類の上に馳せ，現状に甘んずることなく 10 年後或は 20 年後の将来，形態或は総体又個々の，運行上の諸現象，矛盾や危機を予知予測し，臨機応変に対処する真に機動的で弾力性に富む態勢をとらんとする時代の要請に貢献しようとする処におくならば，当然その成果は多くの教訓を含み，啓蒙的価値を有するものとなり，その面でも国民ひいては人類に裨益するであろうが，調査のための調査の如きはいわずもがな，問題を，大局を失した末節に設けるのみであって，愚の骨項であり，又単に近視眼的に目前の限られた一資料に多少相似の度をたかめたとて殆んどみるべき実績があるとは誇り得ないどころか，かかる忠実さはお為胡麻かしであるといった方がよく本質を穿つものになるであろう．

剰え，徒に屋上屋を重ねる類の近似はそれだけ真に遠ざかり，実は偽造に近づくのである，扨，統計的であるか否かの問題は次の段階のことにして生産分配交換等経済諸力の発展の法則性は現在各面に於て確認を得ているがその数学的合理的形式を求める時，数学的形式の歴史的回顧と展望も亦必然的に要請されるものとなるであろう．この点について筆者はその所産の一として主に日本統計学会，1960 年度等に於て新たな計量方式と題する提案を加えたのである．その後の分析によると，例えば筆者の提案した $x^{(n)}$ 或は $\varepsilon(t)$ の有理領域に於ける規定は $x\otimes y=\exp_y x=e^{x\log y}$ なる操作のもつ一般実数領域での非分配性により一価性を与えるに不備なることが示された．

［註］1．蛇足に類するかも知れないが，以上における $x^{(n)}\varepsilon(t)$ 形式に用いた α なる数量は，特に考慮するに値しないことが其後追加的一事実として判明した．即 $\alpha=1$ として一般的性格を失しないであろう．

［註］2．元来冪指数を変量とするもエクスポネンシャルの底を変量とするも，歴史的発生順位の差はあれ，現実の経済的活動に照してみれば，それぞれ楯の半面を語るに過ぎないとも言える．

かくして，一の演算方式を中心に逐次数領域を拡張しつつ定義せんとする方法は，単なる時機別の観点からすればよく年表的な歴史的順位に合致するとしても，科学の進歩を望む時反政府的解釈や偽装をといて各数領域についての適確な史的評価を下すことなくんば，即従来稍もすれば陥りがちな没価値的な数学研究の態度をもってしては，早晩行詰るに非ざるやの想を払拭し得ないのである．問題は，今後古い形式と新たな方式との矛盾から，形式の故郷をたずねて，直接，単刀直入に数量そのものの究明に置かれ，その展開を遂げんとするが如くである．半面，その究明の暁に於ては例えば現実の経済場面で活躍する諸数量をも解明するに足るものと期待しうるのである．

此等の諸結果は勿論根本的であるだけに早期に多くの成果を期待することは過重であり，又主体に於て，単調なる研究過程を求めることは安易に失するといわねばならない．

何れにせよ頭初の問題を竜頭蛇尾に堕することなく，これを深化させ，直接数学，或は経済学の本質に迫る場に於て提起させるに至り，例え氷山の一角であるにせよ，数学的形式の歴史的一展開を垣間見るに至ったことは，尠くとも筆者に於ては将しく一に政治経済的実社会への一般的な関心の故であり，又その歴史的反省による分析の所産であったこと．更にはこれ等は自ずと科学的態度を醸成せしめる歴史の意志であることを今改めてまざまざと想起させられるのであり，自覚をたかめるのである．我々は現実が対象であり，アカデミズムに価値を認めないから矛盾に目をつむり，その擁護の為に辻褄を合せる苦労から免かれているのである．

猶，以上に含まれる諸成果の具体的詳細は別に発表の機会を待つものである．

世論・選挙・階層

西　平　重　喜

昭和35年度は主として上記のような問題について，いままでの結果をまとめることを心がけた．そうして，20 世紀中葉における日本人の意見とか日本社会の構造を明確にしたいと思っている．

昭和 35 年夏の新安保条約の国会承認をめぐる事件を，統計数字からながめてみると，世論の大勢は賛成にも反対にもかたむいていない（季刊誌「論争」8 号，1961 年 3 月）．また，2 月の調査で，政治デモに積極的参加の意志を表示した % からデモ参加者数を推定すると，発表された参加者数に大体あう．なお，安保事件に関連して，ド・ゴール将軍に対するフランス世論の動きを研究した（「自由」1961 年 6 月号に掲載予定中）．

昭和 35 年 11 月の第 29 回衆議院総選挙の前後に，選挙民の意識や選挙の結果についてまとめた．前者は 10 数年来の選挙の研究の総合報告である（「自由」1960 年 10 月号，1961 年 1 月号）．

中間階層の意識の研究をおこない，林部長の中間階

層の構造面の研究とあわせて考えた．かんたんにいうと，中間階層は他の階層と特に大きくちがった意見をもつものではなく，意識の上でも中間的であるといえよう（「自由」1960 年 6 月号）．また，昭和 30 年の社会的成層と移動調査のサンプルを追求し，社会的移動の原因とその影響を研究中である．

また，所長を委員長とする昭和 28 年来の国民性の研究も，各委員により報告がつくられ，林，多賀，鈴木達三とともに編集調整を終わり，1961 年初夏には刊行されることになった（至誠堂）．

なお，1960 年秋には 5 つの調査に関係したが，これらを通じて，層内分散と層外分散の研究をできるようにすすめた．この結果も近かくまとめられるであろう．

統計力学の基礎

横 田 紀 男

微粉体の粒度分布の測定誤差及びランダム・パッキングの模型解析

樋 口 伊 佐 夫

I．測定誤差の問題は，統計でしばしば取上げられて来ている．しかし誤差解析を実際の場で行おうとすれば，その場の特殊事情に関して考察しなければならないことは言う迄もない．特に誤差の源，伝播機構，最終目的量に及ぼす影響などを，現実の場に即して考えねばならない．そこかしこで行われている測定や実験のどれをとり上げてもこのようなことが言えるであろうが，ここでは，遠心分離沈降法による微粉体の粒度分布測定について具体的に考察した．微粉体の粒度分布は製品の品質を左右するので，実際的に甚だ重要であるということと，分布函数の推定という点で二重に統計につながるからである．

1．サンプリング誤差．2．分離機の特性と数扱いから来る誤差．3．秤量誤差．4．沈降曲線解析に伴う誤差（a）理論の非厳密性に基くもの．b）沈降曲線及び切線をひく際の不正確さに基く誤差）などを取上げ，分布函数の推定にどのように影響するかを検討した．特に 4 a）の中で切線法を遠心力場に適用する事による誤差，沈降曲線の書き方及び切線の引き方のまづさから起る誤差についてくわしく論じた．これにより遠心力場に切線法を用いると粒度の異積重量分布の推定は常に過小評価になる（相対誤差は最大的 16%）．又沈降曲線解析の際に誤差の影響の大きいのは曲線の中央あたりであることなどがわかる．

これは I. S. I. 第 32 回総会で発表したものである．くわしくはその記録を参照されたい．

II．ボールベアリングによる球のランダム・パッキングの模型解析を以前から行って来ているが，最も簡単な確率模型による計算と実測値とを比較した．局所的性質か本質的にきくものでない限り種々の統計量の計算では簡単な確率模型で十分間にあうことが実証された．なを模型と実際との非斉合性について少し考察した．くわしくは Ann. Inst. Stat. Math. を参照されたい．

多変数解析について

塩 谷 実

k 個の p 変数正規分布 $N[\boldsymbol{\mu}_i(p\times 1),\ \Sigma(p\times p)]$, $i=1, 2, \cdots, k$, の平均ベクトルの間のすべての比較，すなわち，すべての零でない $\boldsymbol{a}$, $\sum_{i=1}^{k} b_i^2=1$ を充すすべての b_i にたいして，二重の意味の線型結合 $\sum_{i=1}^{k} b_i n_i^{1/2} \boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\mu}_i-\bar{\boldsymbol{\mu}})$ の同時信頼係数 $1-\alpha$ をもつ同時信頼区間

$$(*)\quad \sum_{i=1}^{k} b_i n_i^{1/2} \boldsymbol{a}'(\bar{\boldsymbol{x}}_i-\bar{\boldsymbol{x}})-[(k-1)c_\alpha \boldsymbol{a}'\boldsymbol{L}\boldsymbol{a}]^{1/2} \leqq \sum_{i=1}^{k} b_i n_i^{1/2} \boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\mu}_i-\bar{\boldsymbol{\mu}}) \leqq \sum_{i=1}^{k} b_i n_i^{1/2} \boldsymbol{a}'(\bar{\boldsymbol{x}}_i-\bar{\boldsymbol{x}}) +[(k-1)c_\alpha \boldsymbol{a}'\boldsymbol{L}\boldsymbol{a}]^{1/2}$$

が得られている（S. N. Roy and R. C. Bose）．ここに n_i は標本の大いさ，$\bar{\boldsymbol{x}}_i$ は各標本の算術平均，$\bar{\boldsymbol{x}}=\sum_{i=1}^{k} n_i\bar{\boldsymbol{x}}_i \Big/ \sum_{i=1}^{k} n_i$, $\bar{\mu}=\sum_{i=1}^{k} n_i\boldsymbol{\mu}_i \Big/ \sum_{i=1}^{k} n_i$, c_α は $P_r\{\max. Ch \times(\boldsymbol{L}^*\boldsymbol{L}^{-1})>c_\alpha\}$ null hypothesis$\}=\alpha$ を充すもの，$\boldsymbol{L}^*$, $\boldsymbol{L}$ は夫々 between covariance matrix（自由度 $k-1$），within covariance matrix（自由度 $\sum n_i-k$）である．しかし実際の応用に於いては，すべての比較がなされるのではなくて，具体的事情に呼応した比較だけが問題となる．上のようにすべての $\boldsymbol{a}$, b_i としては，数学的にはうまくいっても，区間の幅が広くなり過ぎ，実際的意味がなくなってしまう恐れが充分ある．このため（*）の，意味のある部分集合を考えてゆくことが必要となる．このため

（i） 独立な comparisons, $\boldsymbol{a}'\boldsymbol{\eta}_i$, $i=1, \cdots, k-1$, にたいするもの
$$\boldsymbol{\eta}_i=\sum_{h=1}^{k} d_{ih} n_h^{1/2}\boldsymbol{\mu}_h,\quad \sum_{h=1}^{k} d_{ih} n_h^{1/2}=0$$

（ii） pair にたいするもの，すなはち，$\boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\mu}_i-\boldsymbol{\mu}_j)$, $i\neq j$, $i, j=1, 2, \cdots, k$, にたいするもの

（iii） $\boldsymbol{\mu}_k$ を control として $\boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\mu}_i-\boldsymbol{\mu}_k)$, $i=1, \cdots,$

$k-1$，にたいするもの

などを考え，これらに対する同時信頼区間を求めると共に，そこに含まれる標本分布の問題，特に，問題となる統計量の critical points を求める formula を導出することを取扱った．

以上の事柄は I. S. I. 第32総会で発表すると共に，Annals of Inst. of Stat. Math., Vol. 11, No. 3 に発表した．

次に‘多変数解析論の最近10年間における歩み’と題する綜合報告のため，昭和 35 年度では相当の月日を費した．これは研究所の彙報，第8巻，第2号にのるので参照されたい．

日本人の国民性の分析に於ける数量化の一つの応用

植 松 俊 夫

ここで取上げたのは，日本人の国民性の研究の一部として，日本人の持つ偉人像の型の分析に当って用いられた数量化の一つの方法についてである．

日本に於いて古来偉人といはれてきているいろいろの人物があるが，これ等の人物を日本人がどの様な受取り方をしているかという問題がある．これを逆に言えば，これ等の人物は現在の日本人による受取られ方に関して色々の型に分れる事が考えられる．即ち日本人といっても経済的，社会的，性格的に色々の型の人が居るので，各人の受取り方は色々に異る．然しそこにはその人の属する型に固有の特性が反映される事が考えられる．従って取上げている人物群の方も，現在の日本人による受取られ方に関して色々の型があるであろうと考えるわけである．

但しここでは，人物の受取り方としては，その人物を尊敬するに足るとみるかそうでないかという点のみを問題とした．取上げた人物は，聖徳太子，源頼朝，楠正成，徳川家康，豊臣秀吉，中江藤樹，新井白石，伊能忠敬，二宮尊徳，西郷隆盛，吉田松陰，福沢諭吉，伊藤博文，東郷平八郎，乃木希典，明治天皇，野口英世，湯川秀樹の十八人である．これ等の人物は，歴史の教科書に出て来る頻度等を基準として選んだものである．分析に用いたデーターは，国民性の岐阜調査に於て得たものである．従って真に日本人全体を対象とした結果とはいえないわけであるが，一応このデーターで話を進める事にする．

上に述べた意味での人物の型の分析を簡単に行うには，現在の日本人の色々の型と人物の受取り方のクロスをとってみればよい．実際にそれを行ってみると，そこに余り著しくはないが幾つかの特徴がみられる．例えば年令の高い層により尊敬される人物と，逆に年令の若い層により尊敬される人物とが存在する傾向がややみられ，又学歴によって尊敬する人物の受取り方がややちがう傾向がみられる．

この様な個々の要因による分析では，人物全体をすっきりと型に分ける事は出来ない．それで考えられる要因を一つ一つあたってゆくのでなく，数量化の方法によって，始めから綜合的に分類を行ってゆく事を問題としたわけである．

その為の考え方としては，サンプル全体を通してみて，受取られ方の型の似た人物同志がなるべく近くなり，似ていないもの同志がなるべく離れる様に人物の相対的位置ずけをする様な数量化を行なうようにした．もっと具体的に述べれば，人物の各々に数量 x_1, x_2, …, x_s（s は人物の数）を，又サンプルの各個に数量 y_1, y_2, …, y_n（n はサンプルの大きさ）を与え，これ等の数量に対し，x と y の相関が最大となるように x_i, y_j をきめるという方法をとった．この場合更に数量を二つ又はそれ以上の数の変数として与えるやり方がある．実際には二変数としての数量化を行った．

この様な数量化の方法による人物の分類を行った結果，取上げた 18 人の人物の型として四つの型が分れてきた．これ等の型を大ざっぱに名づければ，(1) 文化人型　(2) 昔の学者・文人型　(3) 英雄型　(4) 戦前によく取上げられた偉人の型　の四つである．これによって個々の人物の位置づけが可能となってくる．例えば前に述べたクロスによる分析ではどうもはっきりしない伊藤博文が，(2) の型に属して且つ (4) の型に可成り近いという事や，二宮尊徳と聖徳太子の受取られ方が非常に近く，又全人物のうちで最も中間的な性格の受取られ方をする事などが明らかとなった．

エピデミックモデルの流感への応用

崎 野 滋 樹

流感が発生してから何の位の時間を経過して患者数が一番多くなり，又その時何の位患者がいるかを伊勢崎市植蓮学区の学童の流感資料（1957 年 10 月調査）を基にして予測を試みることにしよう．

流感の予測モデルについては再三述べてきたように，t 時点で r 人感受性者，s 人病人がいたとするとき $(t, t+\Delta t)$ で 1 人発病する確率を $\beta_1 rs\Delta t$，1 人の

不顕性感染者が出る確率を $\beta_2 rs\Delta t$, 病人が1人回後する確率を $\gamma s\Delta t$ で与える.

そして t 時点で r 人感受性者, s 人病人がいる確率を $P_{rs}(t)$ とすると, $P_{rs}(t)$ に関する微分方程式を導くことができる. 但し初期条件は $P_{na}(0)=1$. そこで流感が始まってから 10 日間の資料を用いて, 比例常数 β_1, β_2, γ を推定し, これを用いて $P_{rs}(t)$ に関する微分方程式を学童 $n=1673$, $a=20$ についてモンテカルロ法によって解, 即ち t 時点に於ける病人数 s_t 並にその平均 $\bar{s}_t$ を求めた. その結果, 流感患者の一番多い時点の推定値は流感が始まってから 17 日目である. ところで資料の患者の一番多い時点は 16 日目であるから, かなりよく合う. そして 17 日目に於ける患者数の推定値と 16 日目の観測資料との違いは 3% 以内で推定の類度は非常によい. このことから確率モデルによって患者数の一番多い時点やその時の患者数位はうまく予測できるわけである. そこでこのような伝染病の伝播モデルから早目に上のような時点や患者数をうまくとらえることができれば, これに対する措置も考えられよう. 現実の問題として流感対策(学校閉鎖, 学級閉鎖等) も早ければ早い程, 効果があることは当然予想されることで, このような考えから早く上の時点や患者数を予測することが大切である. 今後の問題として学校閉鎖, 学級閉鎖の時期を何時にすれば患者数がより少なくなるかを今後の調査によって研究する.

土地価格指数の問題, 森林調査の企画について

石　田　正　次

1. 土地価格指数の問題

現在の全国市街地価格指数 (日本不動産研究所) は市街地の各用途地域 (商業地, 工業地, 住宅地) をそれぞれ三段階に区分し, 各段階に於ける中位の坪当土地価格を基にして作られたものである. この方法に於ては次のような欠点がある.

a. 用途区分, 調査地点の決定などが主観的になる.

b. 各用途別の指数を綜合する意味が乏しい.

c. 調査地点の変更を頻繁に行わなければならない.

そこで, 我々はこれらの欠点を除去した客観性のある土地価格指数を算定する方法を考える.

まず i 市の価格の対象となる全土域の面積を A_i とし, この A_i を全部講入するに要する費用を C_i とする. この時, i 市の平均土地価格 P_i は

$$P_i=\frac{C_i}{A_i}$$

であるから, この P_i についての指数を作ることになる. つまり i 市の t 時点に於ける土地価格指数を $I_i(t)$ とすれば

$$I_i(t)=\frac{P_i(t)}{P_i(0)}$$

である. 但し 0 は基準年度を示す.

更に t 時点に於ける i 市の j 特性を示す地域の面積を $A_{ij}(t)$, これを購入するに要する費用を $C_{ij}(t)$ とすればその平均価格 $P_{ij}(t)$ は

$$P_{ij}(t)=\frac{C_{ij}(t)}{A_{ij}(t)}$$

その土地価格指数 $I_{ij}(t)$ は

$$I_{ij}(t)=\frac{P_{ij}(t)}{P_{ij}(0)}$$

と規定する.

$A_{ij}(t)$: t 時点に於ける i 市の j 特性の地域の面積.

$C_{ij}(t)$: t 時点に於いて A_{ij} を全部購入するに要する費用

とすれば t 市の j 時点に於ける j 特性の地域の平均土地×格は

$$P_{ij}(t)=\frac{C_{ij}(t)}{A_{ij}(t)}$$

となり. この $P_{ij}(t)$ についての指数を作る. 即ち, t 時点に於ける ij 地域の土地価格指数を

$$I_{ij}(t)=\frac{P_{ij}(t)}{P_{ij}(0)}$$

と規定する. 但し 0 は基準年度を示す.

同様に i 市全体の土地価格は

$$P_i(t)=\frac{\sum_j C_{ij}(t)}{\sum_j A_{ij}(t)},$$

又その指数は

$$I_i(t)=\frac{P_i(t)}{P_i(0)}$$

とする.

以上のような規定による土地価格指数を標本調査によって推定する. その方法は昭和 36 年度に於て試験調査を実施した上で別に発表する予定である.

2. 森林調査の企画

昭和 28 年以来行ってきた森林調査に於て末だ不充分な点について, 今年度は阜岐及び千葉の両県に於て研究調査を行った. その主体問題点は次の通りである.

a. 各林相に於ける最も効率のよい調査面積を決定すること.

b. 伐根による蓄積の推定すること.

c. 森林所有長の意見を調べること.
である. この結果は林野庁の森林調査に利用される.

ある種のミニマクス原理について

清 水 良 一

$M_i(x, y)$ $i=1, 2, \cdots, r$ は $[0, 1]$ 上の連続函数. Λ_1, Λ_2 は $[0, 1]$ 上の分布の族とする.

$$\iint M_i(x, y)d\xi d\eta$$
$$\xi\epsilon\Lambda_1,\quad \eta\epsilon\Lambda_2\quad i=1, 2, \cdots r$$

をある意味でなるべく小さくする問題を考える.

$f_i(t)$ $i=1, 2, \cdots r$ は狭義の増加函数とすると, t が充分大きい時, 任意の $\eta\epsilon\Lambda_2$ について

$$(1)\qquad \sup_{\xi\in\Lambda_1}\iint M_i(x, y)d\xi d\eta \leqslant f_i(t)\qquad i=1, 2, \cdots r$$

がなりたつ. 逆に t を充分小さくとれば, (1) をみたす $\eta\epsilon\Lambda_2$ は少くなる. もし, (1) をみたす $\eta\epsilon\Lambda_2$ が存在する t の最小値 t_0 があるならば, それに対応する η の全体を $C_{f(t_0)}$ とかく.

$\eta_0\epsilon C_{f(t_0)}$ ならば,

$$\sup_{\xi\in\Lambda_1}\iint M_i(x, y)d\xi d\eta_0 \leqslant f_i(t_0)\qquad i=1, 2, \cdots r$$

で, 且つ $t<t_0$ の時, どのような $\eta\epsilon\Lambda_2$ に対しても, ある j について

$$\sup_{\xi\in\Lambda_1}\iint M_j(x, y)d\xi d\eta > f_j(t)$$

である.

$$f_i(t)=k_i\cdot t\quad k_i\geqslant 0,\ \sum k_i=1$$

の時は, Λ_1, Λ_2 に関するてきとうな条件のもとで $C_{k\cdot t_0}$ が存在する.

$\xi_i\epsilon\Lambda_1$ $\rho\epsilon S_r=\{(\rho_1, \rho_2, \cdots\rho_r);\ \sum\rho_i=1,\ \rho_i\geqslant 0\}$ として,

$$\xi(x)=\sum_{j=1}^{i-1}\rho_j+\rho_i\xi_i(r\cdot x-i+1)\qquad \text{if}\quad \frac{i-1}{r}<x\leqslant\frac{i}{r}$$

とおく. このような $\xi(x)$ の全体を Λ_0 とする.

$\Lambda_0=\Lambda_1$ の時は,

変換 $(\xi_1, \cdots, \xi_r, \rho)\to\xi$

は, $\Lambda_1{}^r\times S_r$ から Λ_1 の上への 1 : 1 対応であり, その逆は

$$\xi_i(x)=\begin{cases}\dfrac{1}{\rho_i}\left\{\xi\left(\dfrac{i-1+x}{r}\right)-\xi\left(\dfrac{i-1}{r}\right)\right\} & \rho_i\neq 0\\ 0 & \rho_i=0\end{cases}$$

但し $\rho_1=\xi\left(\dfrac{i}{r}\right)-\xi\left(\dfrac{i-1}{r}\right)$

で与えられる.

$$M^*(x, y)=\frac{1}{k_i}M_i(r\cdot x-i+1, y)\qquad \frac{i-1}{r}<x\leqslant\frac{i}{r}\qquad i=1, 2, \cdots r$$

とおく. 更に Λ_2 が弱収束の位根に関してコンパクトとすれば, ある $\eta_0\epsilon\Lambda_2$ があって,

$$\begin{aligned}(2)\qquad t_0&=\min_{\eta\in\Lambda_2}\sup_{\xi\in\Lambda_1}\int_0^1\int_0^1 M^*(x, y)d\xi d\eta\\ &=\sup_{\xi\in\Lambda_1}\min_{\eta\in\Lambda_2}\int_0^1\int_0^1 M^*(x, y)d\xi d\eta\\ &\geqslant\int_0^1\int_0^1 M^*(x, y)d\xi d\eta_0\quad \text{for } \forall\xi\epsilon\Lambda_1\\ &=\sum_{i=1}^{r}\int_0^1\int_{\frac{i-1}{r}}^{\frac{i}{r}}\frac{1}{k_i}\cdot M_i(r\cdot x-i+1, y)d\xi d\eta_0\\ &=\sum_{i=1}^{r}\int_0^1\int_0^1\rho_i\cdot\frac{1}{k_i}M_i(x, y)\cdot d\xi_i\cdot d\eta_0\end{aligned}$$

この不等式が $A\rho\epsilon S_r$, $\forall\xi_i\epsilon\Lambda_1$ についてなりたつ.

このような η_0 の全体, 即ち $M^*(x, y)$ に対する optimum strategy 全体を Π とすれば, 上の不等式から $\Pi=C_{k\cdot t_0}$

捕かく再捕かく法, その他

高 橋 宏 一

統計の基礎としての確率論を考案するとき, いわゆる主観確率が核心に滝れてくるように思われる. 解析に用いる通例の測度論的確率論と首尾一貫して主観確率をもちこむためには, その相互関係を論ずることから出発しなくてはならない. かかる立場から主観確率の研究を一つの課題としてとり上げようとしているが, これは未だ出発点についただけなので論ずることはできない.

次に, 母集団の大きさ推定の捕かく—再捕かく法による一モデルとして, 捕かくされる確率が, 以前の捕かく歴に依存する場合を考えてみた. 最も簡単な場合として, 直前の状態にのみ次の捕かくの確率が依存する場合の最大尤度法による推定量を求め, その漸近的性質を若干調べた. (統計数理研究所彙報 9 巻 1 号参照)

第 2 研究部の概要・その他

林 知 己 夫

第 2 研究部・第 3 研究部が協同して, 従来とりあげている研究問題として, 国民性の研究・マスコミュニ

ケイションの効果測定に関する統計数理的研究がある．前者に関しては，今年度はその整理・発表のための仕事をした（英文は当研究所 Annals に発表，邦文は「日本国民性の研究」（至誠堂）から出版する）．後者においては，従来の EF シリーズをつづけ，EF XIV, EF XV を行った．

以上の他，交通現象に関する研究（第4研究室中心）を行い，両国花火における人出の調査，日比谷交叉点における交通現象の調査を行い，この分析を通して統計的モデル作成の研究に当った．

数量化に関する理論的・実証時研究（林，高倉）を行い，多次元時数量化，質及び量の混合モデルについての考察を行った．これに関連して，事故の分析（運転事故・東海道新幹線に関する事故)—林，植松，国鉄と協同—，広告の効果測定に関する研究—林，藤本，朝日新聞広告部と協同—，政治意識に関する研究—東大池内氏，輿論科学協会，牧田氏，斎藤氏，加留部氏等と協同—，稲の種の分類に関する研究—高倉—を行った．また予測に関しては衆議員の選挙予測（林，高倉，朝日新聞世論調査室と協同）に関する理論的考察及び調査を行った．

態度測定に関しては，ランダム回答を基礎とする分析についての研究を行った．色彩統計については，従来の通り街頭調査及び自動車の色彩についての調査を行いデータを集積した（高倉その他，日本色彩研究所の細野，相馬，児玉と協同）．

統計数理の基礎に関しては，心理学や社会科学における数量化の問題についての研究，統計理論の基礎についての考察，測定論の基礎についての考察を行い更に，主観確率と客観確率との関係についての考察（林，高橋）を行った．

「貯蓄行動について」

多賀保志，駒沢　勉

35年度後半，東京都立大学人文学部内に市場調査研究会が組織され，われわれがそれに参加し，第1回調査として杉並区の中心部 37 町（約 57,000 世帯）から 1,000 世帯のサンプルを抽出して，昨年の12月市場調査を行った．この調査結果から都立大側は，買物圏，通勤圏，消費行動等の一般分析を担当し，われわれは，調査項目の諸要因を利用して，数量化による貯蓄行動の分類（林第二研究部長，「数量化にあらわれる計算」を用い）を担当し，計算機 FACOM-128 を使って全ての計算を試みた．

手順は次の如く行って来た

i)　貯蓄行動の型

貯蓄行動の分類として

無貯蓄型，貯蓄型（非銀行型，銀行型），投資型（不動産は含まず）

これ等の型に分類した時，現在の状況と将来の状況を，調査の項目のうち事実項目と態度項目を貯蓄行動の予測要因として使い分類を行う．

ii)　要因の選択

各項目の相関関係・クロス集計からのグラフ等を観て，分類の予測要因として適切な項目を選択する．

iii)　要因の組合せ

計算機の記憶容量の制約の関係で選ばれた要因を使って一度に計算不可能の為め，選ばれた要因の組合せが心要となるので，適切な要因の組合せをする．

上の手順にもとずいて，まず実事項目だけを使って数量化による貯蓄行動の分類を行っている．

計数管の測定データによるパラメターの推定について

多　賀　保　志

放射性粒子の流入密度（ポアッソン・パラメター）を測定するため，種々な計数管が用いられるが，いずれも粒子の入射のたびに起る放電電流（パルス）を増幅して計数回路に入れるという方式をとっているため，パルスの存在する間に到着した粒子は計測されないという欠点をもつ（そのような計数管の不感応時間を dead time 又は locked time，それ以外の時間を free time という）．従来，この欠点を統計的推論によって補う方法が研究されてきた．この問題を時系列のモデルに定式化すると次のようになる：

粒子の流入する時刻の系列 $\{t_n\}$ を考え，その系列から，ある方式に従って，部分系列（計測時系列）$\{t_{n_k}\}$ がえらび出される．流入時系列はポアッソン過程と考えるのがふつうであるが，より一般の場合も扱われている．部分系列のえらび方は，計数管の特性によって，2通りに大別される．すなわち，

[Type I]　計数管がフリーの時に流入した粒子はパルスを発生し，同時に計測される．パルスの持続時間を τ（定数又はある分布に従う確率変数）とし，その間に流入した粒子はパルスを発生せず，計測されない．ガイガー計数管はこの型に入る．

[Type II]　計数管がフリーの時に流入した粒子はパルスを発生し，同時に計測される．パルスの持続している間に流入した粒子もまたパルスを発生するが，計測されない．ただし，パルスの持続時間 τ は，すべて，粒子の流入時刻，その時のパルスの存在の有無とは無関係に，しかも互に独立に，同一の分布に従う確率変数であるとする．この型に属するものとしては，増幅器や結晶計数体がある．

われわれは，流入時系列はポアッソン過程であるとし（$X_n = t_n - t_{n-1}$ が分布函数 $F(x) = 1 - e^{-\alpha n}$ に従うとする），パラメター α を推定する方法を考えた．従来の方法では，系測時系列 $\{t_{n_k}\}$ について，$\{Z_k = t_{n_k} - t_{n_{k-1}} | k = 1, 2, \cdots\}$ なるプロセスを考え，Z についての分布函数 $H(z)$ のラプラス変換 $\Phi(s)$ を求め，それより，予め定められたカウント数Nを計測するまでにかかった時間 $t(N)$ の分布函数の $100p$ パーセント点を定めることにより，ポアッソン・パラメター α の区間推定を行っていた．この方法では，$t(N)$ の分布函数の $100p$ パーセント点を求めるのがかなり面倒であるから，われわれは $t(N)$ の分布函数のラプラス変換より直接 $t(N)$ の平均と分散を求め，N が十分大きければ $t(N)$ は漸近的に正規分布に従うことを利用して，α の区間推定を試みた．この方法によると，推定の手続きが簡単となり，精度の点でも従来の方法とほぼ同じ結果をえた．ただし，ふつうパルスの平均持続時間 $\bar{\tau}$ がきわめて短いように計数管は作られており（$10^{-4} \sim 10^{-8}$ 秒），従って $\alpha\bar{\tau}$ の値もかなり小さい．もし，$\alpha\bar{\tau} = O(1)$ とすれば，推定の手続はやや面倒になる（精度の方は N を十分大きくとれば問題はないが）．パルスの持続時間 τ の分布は，単位分布（$\tau = d$）および指数分布 $G(y) = 1 - e^{-\beta y}$ の場合について求めたが，ほぼ同様の結果をえた．さらに，予め観測時間 T を指定し，$(0, T)$ の間の計測数 $n(T)$ より α の推定値を求めることもできる．

Decision Making の問題について

鈴　木　雪　夫

石油精製工場における種々の Decision Making の問題を取上げ，問題の分析，数学的模型の構成，その解析を行ってきた．それらの問題の中の三つの問題について述べる．

1)　出荷用ドラムの購入計画の問題

石油製品（ガソリン，灯軽油，機械油，重油）の出荷にドラムが用いられている．購入された新ドラムは最初にガソリン出荷用に用いられ，古くなるにつれて順次汚ない油脂の出荷用に格下げされる．合理的なドラムの購入計画を立てるためには，各製品の月当りドラム出荷量の推定，および，特約店から買戻される空ドラムの数の推定が必要であり，更に，出荷作業は毎日おこなわれているのであるから，日単位でみた出荷状況，ドラム買戻状況から，月初におけるドラムの最低必要在庫数を推定する．以上の推定値を用いて，数学的模型がえられる．これは線型計画模型である．

2)　重油の混合に関して

重油にはその用途に応じて種々の規格（粘度，硫黄分，流動点 etc.）が定められている．

これらの重油は，トッパーからの原料重油と原料軽油を適当に混合することによってえられる．一種の原油に対し，トッパーのいくつかの可能な運転条件を考え，各運転条件によって得られる重油および軽油の混合を考えた．そして，最も有利な運転条件の組合せと混合の仕方を求めた．特に，規格の中の粘度については非線型関係を予想していたが，粘度の対数をとると線型となり，数学的模型は矢張り線型計画模型となった．

3)　装置の予防保全について

トッパーの連続運転のためには，トッパーに入るとき原油は高温に熱せられていなければならない．熱を有効に利用するために，いくつかの熱交換器が用いられている．熱交換器の効率は時間と共に低下してゆくと考えられるが，実際には，工場では，種々の原油を種々の運転条件で処理しているので，熱交換器の効率の時間的低下を数量的にとらえることは容易ではない．それは，原油，運転条件の不斉一のために，乱されているからであり，統計的な処理，判断が必要となる．熱交換器の効率の時間的低下をとらえ，最も経済的な予防保全はいかなる時点でなされるべきかを研究している．

教育関係のある調査
——統計相談から——

内　田　良　男

東京都教育庁では，都立教育研究所の発展を期待し，それを基礎づける組織的研究を同所に行わせた．その研究の一部である実態の把握を目的とする委託研究を受けて行なったので，ここに報告する．

実態把握という要請に応じては，先づ同族ともいう

べき道府県立教育研究所の実態を把握するための全国調査と，後で述べる都内調査とを行なった．何れの調査でも，教育研究機関のもつ機能面から研究，研修，サービスの事業別に設問した．

同族調査である全国調査では，各機関の改革・発展の方向を把握するために，過去より現在に到る実態の記述を求めるとともに，現状の長・短所を見きわめる記述を求め，これに基づいた改革と発展のための施策に関する意見を求めた．

都内調査では，都教研の存在の基礎である都教職員，PTA，文化人などがどのような意見をもっているかを調べた．この調査では，単に教職員といっても教育行政関係者と教育現場職員とでは立場が違い意見も異るであろうというような点に配慮して，種々の階層を設けて調べた．現場職員のサンプリングに当っては，各教員の担当学料と年令とを考慮し，小・中・高別に比較検討ができるようにサンプルを選定した．サンプルは教職員名簿からランダムに，系統的に選んだが，上の比較検討ができるように，教職員の履歴簿を照合しつつ決定した．この調査の報告内容は概略次の通りである．

全国調査

- 教育研究機関の事業と組織
- 教育研究機関の事業と人事
  - 教育行政機関との関連
  - 地域内教育研究機関との関連
- 教育研究機関の研究事業
  - 研究課題
  - 実際的研究の手段
  - 研究成果の反映と PR
  - 教育研究機関の研修事業
  - 研究事業の基本的態度
  - 研究課題
- 教育研究機関のサービス事業
  - 地域社会に対するサービス事業

都内調査

- 教育研究機関の研究事業
  - 研究課題
  - 実際的研究の手段
  - 研究員の人事
  - 研究成果の PR
- 教育研究機関の研修事業
  - 研修事業の主体性
  - 研修の方法と課題
  - 研修員の人事
  - 長期研修制度
- 教育研究機関の組織と施設
  - 組織はどんな部課制か
  - 施設としては何が緊急か
  - 施設は集中か分散か

第3研究部の研究概要，その他

青山博次郎

第1研究室では企業（特に石油精製）における decision making の問題について別項の如き研究が行われ，また逐次抜取検査方式についても研究発表があった．第2研究室では，counter problem における推定法，国民性の予備調査における各種スケールの構成と弁別の問題，代数方程式の解を複素行列の固有値問題に帰着させてとく方法，杉並区の市場調査（貯蓄行動）などが研究された．なお渋谷は昭和 36 年1月より6ケ月間の予定でインドへ出張し，国際統計協会主催の統計教育センターの講義を行っている．

研究指導普及室では，「東京都教育研究所のあり方」の研究に協力し，また研究成果の評価に関する統計的研究を開始した．本年度の統計研究通信の編集には，統計研究だよりの欄を設け，先ず当研究所の諸研究の現況とあり方について各研究室，編集委員の手を煩わした．

第2研究部との協力では国民性調査，EF 調査について一部の者が参加協力した．

次に私自身では本年度は市場調査の統計的研究（日本統計学会で発表），因子分析法についての研究（講究会，彙報に発表），選挙報道の機械化についての研究を行った．第1の問題については昭和 33 年 10 月に引きつづき昭和 35 年 10 月に電気冷蔵庫についてのパネル調査（東京都 23 区内）を行い，世帯内の主婦と中心人物の意識のずれ，生活態度などをしらべ，需要分析と予測についての確率モデルの研究をつづけている．マルコフ過程的の考え方についても検討中である．第3の問題は電子計算機（NEAC-2203）を選挙速報に利用してみたが，統計的問題を別として input 関係の制約が多くて，十分に機械の能力を発揮し得なかった．組織の問題もこれに絡まり，改善の余地は十分にある．これらに関連して統計的な問題では，バイアスのある統計量の評価，条件付（相関のある）統計量の分布に関する問題があるが，モンテカルロ法を十分使える電子計算機の設置もこのために必要なことが痛感せられた．

養成所事業報告・その他

菅 原 正 巳

昭和 35 年度も，例年の通り，基本科，研究科（前期，後期)，および専改科（教育統計，工業統計）を開講した．参加人員は下記の通りである．

基本科	研究科 前期	研究科 後期	教育統計	工業統計	合計
21	127	145	62	65	420

今年度で，例年と少し異った点は，工業統計において，テーマを一つにしぼり，「災害に関する統計的分析」を題目にしたことであった．この講座には，各部門の中堅をなす専門家がかなり多数参加され，一応，所期の目的は達せられた．

養成所の話はこの程度にして，菅原の研究について述べる．今年度の研究も，水文に関するものが中心で，エネルギー問題を少し取り扱った．水文については，この 2，3 年，渇水量を中心に研究を進めているが，久し振りに淀川洪水も取り扱い，よい結果が得られた．ただいま，ここでは渇水量と農業用水との関係について，今までに得られた結果を述べる．千葉県の養老川では，用水をポンプ揚水によりとっている．その用水量は必要最小量に近いものと思われるが，灌漑期間中，目に見えて河川流量は減る．これは，水田よりの還元水が，地下水を通じて河川に戻るまでに時間的遅れを伴うからで，この機構を貯溜型直列方式により解析した．

つぎに，淀川の上流部支川の名張川について計算を行なった．この流域の水田の面積は小さいが，減水深は甚しく大きい．それだけの用水を河川の渇水量から取ることはできないはずである．この場合，降雨に伴う増水を利用して灌漑が行なわれるらしい．したがって，減水深は大きいが，ある意味では，水田は流量調整作用を持つ．この農業用水取水については，かなり複雑な機構のモデルを作る必要がある．農業用水取水の影響は，養老川の場合と大いに異っている．

最後に，長良川の場合の例をあげる．これについては，資料に疑問の点があって，はっきりと断定はしかねるが，農業用水取水が渇水量に影響を与えないように見える．これは，農業用水を取水して，河川水位が下がると，地下水がこれを補給するからではあるまいか．

ともかく，農業用水と渇水量との関係は複雑で，状況に応じて，種々の場合があるように思われる．