創立第19周年記念講演会

昭和 38 年6月8日午後2時より当所の講堂で，創立 19 周年を記念し，下記次第により公開講演会を行なった.

なお，最近完成した電子計算機 TSK Ⅲ の公開を講演会に先立ち午後1時から2時まで行なった.

あいさつ

所　長　末綱恕一

統計学からみた 首相公選論・選挙区制・記号式投票

第二研究部 第一研究室長　西平重喜

統計的モデル解析とその背景

第二研究部 第二研究室長　樋口伊佐夫

統計学における問題点とその解決

第二研究部 第四研究室長　石田正次

昭和37年度研究発表会アブストラクト

昭和38年3月27日に当所の講堂で昭和37年度の研究発表会を行なった.

あいさつ

末綱恕一

昭和37年度第1研究部の研究概要

松下嘉米男

あるノン・パラメトリック推論について

藤本熙

$F(t)=P\{X\leqq t\}$, $G(t)=P\{Y\leqq t\}$ はすべての実数 t に対して $F(t)>G(t)$ なる一次元の連続な分布関数であるとする. 従って $P\{X<Y\}=\int_{-\infty}^{\infty}F(t)dG(t)=p>\frac{1}{2}$ である. 又 $(Z_1, \cdots, Z_n)$ は F あるいは G からの標本変量であるとして，これを F, G のいづれかえ分類することを考える.

そこで今 F, G の型が判明していると仮定するならば，その決定法則として

$$(*)\qquad \sum_{k=1}^{n}F(Z_h)+\sum_{k=1}^{n}G(Z_k)\fallingdotseq n$$

に従って $(Z_1, \cdots, Z_n)$ を F あるいは G へ割当てることにすると，成功率は $>1-2e^{-\frac{n\Delta^2}{2}}$ となる. 但し $\Delta=p-\frac{1}{2}$.

次に F 及び G の型が判明していない場合については，F からの標本変量 $(X_1, \cdots, X_l)$ および G からの標本変量 $(Y_1, \cdots, Y_m)$ によって p の一様最小分散をもつ不偏推定量 $p=U_{lm/mn}$ を考える. 但し $U_{lm}=\{X_i<Y_j$ なる組 $(X_i, Y_j)\}$ の数.

そこでこの型式で (*) に対応する決定法則を定めることにすると，

$_mU_{ln}\fallingdotseq lU_{mn}$ に従って $(Z_1, \cdots, Z_m)$ を F あるい

は G へ割当てること——である．但し $U_{ln}=\{X_i<Z_k$ なる組 $(X_i,\ Z_k)$ の数$\}$，$U_{mn}=\{Z_k<Y_j$ なる組 $(Z_k,\ Y_j)$ の数$\}$．

時系列のフーリエ解析

赤 池 弘 次

周波数特性が次第に変化していくような対象について，そのパワースペクトルの推定値を連続的に算出する必要が生ずる場合がある．この場合計算機を利用するものとすると，あまり大容量の記憶を必要としない計算所要時間も短い推定方式が望まれる．そこでここでは，比較的短時間の観測値に直接フーリェ変換を適用し，これから得られるピリオドグラムによってパワースペクトルを推定する方式を検討してみた．この場合にはデータの長さが短いために，スペクトルの推定値に偏りが発生し，スペクトルが平坦化される傾向が現われる．この影響を考慮に入れると，データの両端を適当に減衰させた方が良いことがわかる．しかしこのために当然推定値の分散の増大が生ずる．

人工的に疑似乱数を用いた実験結果によれば，この短時間スペクトルの何箇かの算術平均はパワースペクトルの推定値として十分実用的に用いられるものと考えられる．ここで単純な算術平均の代りに，一定の比で減少するウエイトによる荷重平均を利用することとすれば，記憶としては必要なのは前回の結果の保持の分だけとなり極めて計算上有利と考えられる．

なお短い時系列のフーリェ解析に際しては，その両端の値はむしろその影響の点から減衰させて取り扱うべきであるという点は，実用上は大きな問題ではないにしても，経済時系列などのフーリェ解析に際して考慮すべき問題を含んでいるといえよう．

Stationary Gaussian process におけるコレログラムの簡易計算について

藤 井 光 昭

$x(t)$ を弱定常確率過程で実数値をとるものとし，また時間パラメター t は離散値をとるものとする．そして

$$Ex(t)=0,\ Ex(t)^2=\sigma^2,\ Ex(t)x(t+h)=\sigma^2\rho_h$$

とし，コレログラム ρ_h の推定を考える．σ^2 が既知である時，普通 ρ_h の推定には

$$\tilde{\gamma}_h=\frac{1}{\sigma^2}\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}x(t)x(t+h)$$

が用いられる．しかしここでは，$x(t)x(t+h)$ の項を $x(t)\operatorname{sgn}(x(t+h))$ でおきかえることを試みる．ここで，

$$\operatorname{sgn}(y)=\begin{cases}1 & ;\ y>0\\ 0 & ;\ y=0\\ -1 & ;\ y<0.\end{cases}$$

即ち，$\tilde{\gamma}_h$ の計算は積和の形であるが，これを加減算だけでおきかえるという簡易計算である．

この方法は，物理における不規則な外力にともなう振動系の周期，減衰率を求める高橋・伏見の方法に起因し，以前からこの考えは，地球物理などの実際の分野でコレログラムの簡易計算としても用いられてきている．ここではこれを統計的，数学的な立場から検討してみたわけである．

$x(t)$ が定常ガウス過程の時は，この方法で ρ_h の不偏推定量を得ることができて，その推定量は

$$\gamma_h=\sqrt{\frac{\pi}{2}}\frac{1}{\sigma}\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}x(t)\operatorname{sgn}(x(t+h))$$

である．この分散を求めることは一般にはむずかしい為，特に $x(t)$ がマルコフ過程の場合，即ち

$$\rho_h=a^{|h|}\qquad(|a|\leq 1)$$

となる時について求めた．そして γ_h の分散と普通用いる $\tilde{\gamma}_h$ の分散とを，$N=50,\ 500$ と $a=0.8,\ 0.8^5$ の場合について数値計算により比較した．その結果 γ_h は ρ_h のかなりよい推定値で，ことに h が小さい時には $\tilde{\gamma}_h$ より小さな分散になることがわかった．

詳しくは，“On a simplified method of the estimation of the correlogram for a stationary Gaussian process” Ann. Inst. Stat. Math. 1963, Vol. XIV, No. 3, pp. 259～268. 参照．

なお，一般の Gaussian process についても分散は求められた．

チェビシェフ型不等式とミニマックス定理

石 井 恵 一

1) チェビシェフ型不等式の問題の典型的な形式は，$E_P f_\lambda(X)=M_\lambda$，$\lambda\in\Lambda$，なる制約条件のもとに $\sup P(A)$ を求める問題である．ここに，Λ は添数 λ のある集合，A は与えられた領域．前回に，これを幾何学的な方法で扱って一般的な理論を与えたが，その結果の中に，一種の min max 型の式が出てきた．

そこで，これは線型計画法と関連があろうという点に注目して，問題を考えなおしてみると，問題そのものの形が，「未知の確率分布 P に関する線型の制約条件のもとに，与えられた線型汎函数の最大値を求む」というものであるから，まさに線型計画問題（抽象的な形ではあるが）の形式にほかならない.

そこで，線型計画理論を一般化して，一般の線型空間上での線型計画問題を考えたところ，① チェビシェフ型不等式の問題，② 一般化された Neyman-Pearson の基本定理の問題，③ 普通の L. P. の3つの問題を包括する一般論が得られ，また簡単な操作で，そこから von Neumann 型の min max 定理の一般化が出てくる.

なお，制約条件が等式でなくて不等式である場合も，全く同様に L. P. の問題として論じられる.

2)　一方，Cramér-Rao 型の不等式も，統計量 $T(X)$ についての制約条件 $E_\theta T(X)=\varphi(\theta)$，$\theta\in\Theta$，のもとに，$\inf_T \mathrm{Var}_{\theta_0}(T)$ を求める問題であり，これは T についての線型な制限条件のもとに，T の concave な汎函数の sup を求める問題に帰着させる. したがって，これは concave programming の形をしている. そこで，抽象化された一般の concave programming を考えておいて，それを上の場合に適用すれば，Cramér-Rao 型の不等式の一般論が得られ，特別な場合として，よく知られた不等式も出てくる.

ここでは，数式的な結果は省略する.

非確率論的組織的統計数学について

田　口　時　夫

統計的集団認識，方法の上で確率論的表現の曖昧性を脱して方法を確立し分析を行なうのが目的であり，既に基礎的な幾つかの成果を得た. それは数理統計学の批判的消化吸収の過程を示すものである. 詳細は前号に引き続き本文中に掲載する.

昭和37年度養成所事業報告および研究概要

菅　原　正　巳

昭和 37 年度も，例年の通り，基本科，研究科（前期および後期)，専攻科（教育統計および工業統計）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 A	研究科後期 B	教育統計	工業統計	合計
232	117	107	131	43	151	781

今年度で従来と異なったのは，基本科と研究科前期とを完全に分離したことである. 基本科には 232 人という多数の受講者が集まり，最後までかなりの人数が聴講を続けた. 今年の結果でかなりはっきりとわかることは，目標の明確な講座に多くの受講者が集まり，しかも脱落する人も少ないということである. これは当然のことであり，従来もその傾向は見えていたが，今年は特にはっきりしている.

つぎに菅原の行なった研究について述べる. 今年も水文学および水資源に関する数理的解析が中心であった. その内の一つに，天竜川および能野川の洪水予報がある. 方法そのものは従来のものと同様で，天竜川は石狩川伊納で用いた方式を少し変更し，熊野川では名張川に用いた方式を少し変更して，それぞれ，あまり苦労せずによい結果が得られた. この洪水予報方式は現地で実習され，とくに能野川においては，その後実際に起こった洪水に際して有効に利用された.

昭和37年度第2研究部の研究概要その他

林　知　己　夫

1.　第2研究部として，これまで行なってきたマスコミの効果測定に関する統計的研究は，今後，第1研究室が中心となって行なうことになって，従前同様 EF 調査として研究が進められている.

2.　第2部のほか，第3部，第1部の人をまじえて行なっている「統計的モデル解析」について研究は，第2年度をむかえ，研究方法をほぼ確立するに至った. この報告は拡大講究会として2回（37 年 11 月 28 日，38 年 2 月 27 日）行なわれた.

第1回目：1. 統計的モデル解析について，（統数研）林　知己夫，　2. 非線型系の一解析例（統数研）赤池弘次，　3. 細菌の数の算定と増殖モデルについて（統数研）崎野滋樹，（統数研）高橋宏一，（国立予防衛生研究所）黒川正身，（国立予防衛生研究所）石田説而，4. 交通制御について（統数研）植松俊夫，5. 在庫管理における Parametric sensitivity について（統数研）青山博次郎，　6. 音楽におけるモデル解析（統数研）林知己夫，（早稲田大学理工学部）奥村敦史.

第2回目：7. 彫刻，デザイン作品における共通要素と特殊要素（明治学院大）野村久康，　8. 模型粒体の振盪実験（統数研）樋口伊佐夫，　9. 不均一媒体中の波動の伝播（東京電機大）横田紀男，　10. コラーゲン分子の粒度分布について（東大理）野田春彦，11. Reliability Model について（統数研）多賀保志.

12. シミュレーションにおける自動プログラミングについて（統数研）渋谷政昭.

3. 私の研究室としては，従来のとおり，現象数量化，予測法の研究を中心としてその他現象解析に必要な方法論を研究した．数量化についての研究（林，高倉），予測についての研究（林），回答誤差ある場合の分析法（林，高倉），標本抽出法に関する研究（林），選挙予測に関する研究（林，高倉一朝日新聞社との協同），事故の統計的解析（林，宮田一国鉄との協同），音楽における統計的モデル解析（林，井上），経済モデルの統計的研究（林），行為決定についての研究（林），色彩統計の研究（高倉一色研と協同），輸送統計調査法（高倉，林一運輸省の依頼），職業適性検査の数量化（林，宮田一日本女子大児玉氏の依頼），政治意識の統計的分析（林一東大新聞研，池内氏，内川氏，東大，田中氏，京極氏，輿論科学協会，牧田氏，加留部氏，斎藤氏との協同），市場調査における統計的分析法（林）についての研究を行なった．

国際数学学力比較調査における標本抽出計画について

鈴 木 達 三

ユネスコによる国際数学学力比較研究調査に協力して，わが国では国立教育研究所が中心となり，学力調査実施の準備を進めている．その一環としての標本抽出計画についてのべる．調査の対象は 14 才児と 17 才児で，標本の大きさは集計の都合上 1000～5000 ていどにおさえられている．

A） 14 才児の標本抽出計画

14 才児は，わが国の中学3年に当るが，この課程は義務教育であるから，不就学児童はほとんど無視できるので，母集団は全国の国公私立中学に在学する児童とすることにした．病気などで正常に進学しなかったものはおよそ 1% くらいあるがそれは標本校のみで考慮することにしたので，抽出計画は中学第3学年の児童を対象にしておこなう．

標本の抽出は，学校を第1次抽出単位，児童を第2次抽出単位にする層別2段サンプリングによる．

学校の層別は，まず国公立中学と私立中学にわけ，大多数をしめる国公立中学については，在学生徒数，進学率，通学区の地域類型，1961，1962 年度に実施された全国一斉テストの数学平均点を標識として層別することにし，私立中学は，地域，生徒数，校格判定の結果で層別する．とくに，国公立中学の層別は，各学校における上記諸要因のウエイト付きの線型和を考え，それによる分類効率を最大にするような分類点によりおこなうことにした．試算の結果では，抽出校数 200，サンプル数 2000 で $\sigma_{\bar{x}}/\bar{x}<0.02$ ていどになると考えられる．これ以外の層別では，あまり有効なものが得られなかったので，国公立中学の層別は全面的に上にのべた分類点によることにした．

B） 17 才児の標本抽出計画

17 才児は高校3学年に当るが，高等学校は課程単位に考えられているので，第1次抽出単位を各課程，第2次抽出単位を各生徒とする層別2段抽出によっておこなう．

標本抽出は各学校（全日制）を

① 国公立高校の普通課程

② 国公立高校の普通課程以外の課程

③ 私立高校の普通課程

④ 私立高校の普通課程以外の課程

にわけて考へることにした．このうち，① 国公立高校の普通課程は，国公立校のおよそ 2/3 をしめるので，まずこれについて層別の検討をおこなった．その結果，層別は，地域（学校所在地の市郡別など），生徒数，進学率，校格判定によることにした．

試算の結果では，抽出校数（課程数）150，サンプル 1500 で，ほぼ満足すべき精度がえられるものと考えられたので，②，③，④ の他の課程については，これに比例したサンプルを割当てることにした．

20世紀中葉における日本人の意見

西 平 重 喜

昭和 37 年度におこなった，おもなことは：

1） 社会（世論）調査の精度——サンプリング誤差，サンプリング以外の各種の誤差の評価をした．これはいままでの調査法の研究のまとめである．

2） 東京電力の従業員の世論調査——昨年度実施したものをとりまとめた．いままでの四国電力，日本鋼管における調査とあわせて，大企業の一般従業員について知ることができた．これは，ふつうの世論を考えるときに，大いに参考にできる．

3） 国民生活時間調査——NHK 放送文化研究所の調査について，解説編の一部を書いた（日本放送出版協会，1963 年4月）．

4） 日本人の意見——日本ではちょうど 1900 年の中葉に当る，1950 年代に，世論調査がおこなわれるようになったが，それらを「日本人の意見」（誠信書房 1963 年8月刊予定）としてまとめた．そこには，

国民性，政治家の人気，憲法改正，安保問題などの世論調査，それらの年齢と時代による影響，帰属意識にもとずく日本の階層構造，有権者からみた日本の選挙，衆議院選挙，参議院選挙，首相公選論，小選挙区制と比例代表制，記号式投票などについて統計的研究がふくまれている．

粒度測定と統計的模型解析

樋口伊佐夫

1．熔結した粉体の断面写真から粒質分布を推定することは，論理的には不可能な問題であるが，模型実験の結果にもとづき球のランダムパッキングモデルを用いると，実用上間にあう方法が得られる．粒度分布の形がガンマ型とかジブラ型とかいった普通のものであれば，断面図形の径を x，元来の径を ρ とすると $\bar{\rho}=1,38\,k^{-1}\bar{x}$，$\overline{\rho}^2=1,62\,k^{-1}\bar{x}^2$（ただし $k\equiv\overline{x^2}/\bar{x}^2$）とすればよいということなどがいえる．

2．流動複屈折法で高分子の分子量分布（粒度分布）の測定を行なうことは，方法が分布に対し感度がにぶいので不可能に近いが，コラーゲン分子の超音波による会合状態の変化の研究では分子会合状態の変化をモデル化して時間経過にともなう変化全体を通じて，実測に最も適合するモデル及びそのパラメタを選ぶという方法が可能である．（東大野田教授の研究で私は計算の面で協力した）．

3．1 の研究の途上 Bessel K 関数の割合広い範囲での近似式として

$K_0(x)\sim 1,1626\,x^{-0,39005}\,e^{-1,02483x}$ $(0.1<x<8,0)$

$K_1(x)\sim 1,6017\,x^{-0,73249}\,e^{-0,9623x}$ $(1,0<x<6,0)$

を得た．約 2 桁程度はあう．

臨床心電図に関する統計的解析

二宮理憙

研究の目的は心蔵に関する病症の統計的な診断方法を作ることである．得られた心電図に関する測定値は測定をする個人の差も大きく，それを統計的に解析するのは適当でないと考えられる．そこでより多くの正確なデータを得るためにその分布範囲だけを元に自動的に測定する方法について考察した．

昭和 37 年度研究発表会要旨

高橋宏一

細菌母集団の統計的分析

菌数既知の reference としての菌液と菌数を測定せんとする菌液を染めわけておき一定体積比に混合して，顕微鏡でいくつかの視野における各々の菌数を測定し，reference と test の菌数比から，test 菌液中の単位体積中の菌数を推定する ratio method などで，microscopic field 当りの菌数の分布が問題となり検討してきたが，いくつかの cells が一塊りになって clump をつくっていたり，或いは視野の間で平均値が変動したりする一般的な場合の菌数分布としては，ポアツソン分布を基礎に，1 clump 当り×菌数の分布，平均値の変動を示す分布との結合されたものを考える必要がある．今 $P(\lambda)$ を平均値 λ のポアツソン分布，$L(q)$ をパラメター q の logarithmic 分布，$\Gamma(\delta,\gamma)$ を密度函数 $\dfrac{\delta^\gamma}{\Gamma(\gamma)}x^{\gamma-1}e^{-\delta x}$ の Γ-型分布を示すことにすれば，上述の一般的分布として，

$$[P(\lambda)\vee L(q)]\underset{\lambda}{\wedge}\Gamma(\delta,\gamma)$$

が考えられる．この compound generalized Poisson 分布の probability generating function は容易に

$$\varphi(u)=\left\{\frac{\delta}{1+\delta-\dfrac{\log(1-qu)}{\log(1-q)}}\right\}^\gamma$$ なることがわかる．

$$C_k^{(n)}=(n-1)C_{k-1}^{(n-1)}+C_k^{(n-1)}\quad(k=2,\ 3,\ \cdots,\ n)$$

$$C_n^{(n-1)}=0,\ C_0^{(n-1)}=0, C_1^{(1)}=1$$

により定義される数列を用いると，上述の確率分布は

$$P_r(0)=\left(\frac{\delta}{1+\delta}\right)^\gamma$$

$$P_r(n)=\left(\frac{\delta}{1+\delta}\right)^\gamma(\rho q)^n\gamma\sum_{k=1}^{n}C_k^{(n)}\frac{\Gamma(\gamma+n+1-k)}{\Gamma(\gamma+1)n!}$$
$$\times\rho^{1-k}(1+\delta)^{-n+k-1}$$

$$\text{但し}\quad \rho=\frac{-1}{\log(1-q)}\quad(n\geqq 1)$$

が得られる．パラメターの推定値は moment and frequency method により得られるが 0-class と 1-class の frequency を用いるため平均値の大きいときは精度が非常に悪くなる．実際のデーターについてのあてはめの一例がある．

細菌の増殖モデル

崎野滋樹

細胞は birth から段々に成長して，mitosis time に入り，それが終ると細胞は分裂して 2 コになる（2 分裂の細胞のみを考える）．そこで，細胞の birth から分裂までの時間間隔の密度函数を $g(u)$，mitosis time の密度函数を $f(v)$，更に birth から mitosis に入るまでの時間間隔の密度函数を $\lambda e^{-\lambda\tau}$ とおくとき，

$$g(u)=\lambda\int_0^u e^{-\lambda\tau} f(u-\tau)d\tau \qquad (1)$$

で与えられる．

観測資料 $g(u)$ から λ の値が判れば mitosis time の密度函数を求めることができる．ところで，

$$G(t)=\int_0^t g(u)du \qquad (2)$$

とおくとき，asymptotic に

$$\frac{G'(t)}{1-G(t)}\to\lambda \qquad (3)$$

が成立するから，(1) から $f(v)$ を求めることができる．

細胞の増殖の割合は細胞中の mitosis にある細胞の割合によって決まる．従って，細胞の増殖過程の対数上昇期に於ては mitosis にある細胞の割合は一定である．そこで，対数上昇期に於て mitosis にある細胞の個数を統計的に決める問題を考えている．

一般のベキ級数分布に於ける推定のもんだい

清　水　良　一

ベキ級数

$$f(\theta)=\sum_{x=0}^{\infty}a(x)\cdot\theta^x \qquad (\neq 0) \qquad a(x)\geqq 0$$

の収束半径を r (>0) として，$\Omega=(0,\ r)$ とする．

$$P_r\{X=x\}=a(x)\cdot\theta^x/f(\theta) \qquad x=0,\ 1,\ 2,\ \cdots \qquad \theta\in\Omega$$

によって，一つの確率分布の族が定義される．これを一般のベキ級数分布と呼ぶ．$X_1,\ \cdots,\ X_n$ をこの分布からの標本とするとき，$X^{(n)}=X_1+\cdots+X_n$ は θ の完備十分統計量で，その分布がやはり一般のベキ級数分布である．Ω 上の関数，$g(\theta)$ が $X^{(n)}$ にもとづく不偏推定量をもつための条件などについて述べた．

多次元の線形判別函数及び関連した数量化の方法について

第2研究部　植　松　俊　夫

s 個のグループから混成された母集団から抽出されたサンプルに対し，その属するグループを判別する問題に於て，判別の為に用いる変量 $(X_1,\ X_2,\ \cdots,\ X_k)$ を一次式 $Y=a_1X_1+\cdots+a_kX_k$ の形に総合する方法が線形判別関数としてよく用いられる．ここではこれを拡張して，一次変換

$$\mathfrak{Y}=A\mathfrak{X},$$

伯し　$\mathfrak{Y}=\begin{pmatrix}Y_1\\ \vdots\\ Y_m\end{pmatrix}$，$A=\begin{pmatrix}a_{11}\cdots\cdots a_{1k}\\ \cdots\cdots\cdots\\ a_{m1}\cdots a_{mk}\end{pmatrix}$，$\mathfrak{X}=\begin{pmatrix}X_1\\ \vdots\\ X_k\end{pmatrix}$

によって総合して得られる vector $\mathfrak{Y}$ を用いる判別を考え，その場合の A のきめ方を問題とした．

線形判別関数の場合，係数 $a_1,\ \cdots,\ a_k$ をきめるに当り，判別効果の測度として相関比 η^2 が利用される．ここではこの η^2 を拡張した測度を導入した．即ち $\eta^2=\dfrac{\sigma_{y,b}^2}{\sigma_y^2}$ の σ_y^2，$\sigma_{y,b}^2$ の夫々の代りに，対応する generalized variance を用いるものを考えた．

この様に拡張された相関比 η^2 を用いて，それが最大になるように A をきめる事を考えた．$m=2$ の場合に於て，又 $s\geqq 3$ の場合，上の様に A をきめるには，普通の η^2 を最大にするやり方の場合に得られる固有方程式を考え，その固有値の解の最大のものを λ_1，2 番目に大きいものを λ_2 とする時，A の第1行は λ_1 に属する固有 vector を，A の第2行は λ_2 に属する固有 vector をとればよく，又この場合の拡張された相関比の最大値は λ_1 と λ_2 の積に等しいという結果を得た．

同じ考え方及び結果は，数量化の方法によって判別を行なう場合にもそのまま成立する．但しこの場合には，A は係数 vectors を並べた行列の代り，数量化における数量 vectors を並べた行列である．

Likelihood Inference を中心とした統計推論について

石　田　正　次

今年度は在外研究員として英国 Imperial College に出張を命ぜられ，G. A. Barnard 教授のもとに約一ケ年滞在した．ここでは Likelihood Inference を中心としたいくつかの研究が行なわれているが，この考え方の主要な特徴として，同教授は次の二点をあげている．

1. 各推論の結果に直接信頼度のスケールを与えることができる．
2. 確率の場のとりかたによって推論の結果に変化をきたさない．

しかし，この二つの点は無条件に受け入れられるものではない．まず第1の点では likelihood というものが信頼度とどうむすびつくかを明らかにしなければならない．Barnard 自身の確率に対する考え方はかなり主観確率の立場に近いと思われるが，未だそれを明らかなかたちで発表したものはない．又 Barnard の

Likelihood Inference は双峰性の分布を取り扱う場合にかなりの無理があり，彼の主張する信頼度のスケールも常には妥当なものでないことがわかる．第2の点についての反例も簡単に作ることができる．結局 Barnard の方法が今までの統計推論のもつ多くの欠陥を解決し得たとは云えない．この方法が意味をもつのは非常に特定な場合（例えばガウス分布など）のみであって，この点に関しては Lindley の指摘した Fisher の理論の成立する場から一歩もでていない．Bayes の方法をさけようとしてでき上った近代統計学も結局は又 Bayes の方法にもどらざるを得ないのではなかろうか．

昭和37年度第3研究部の研究概要

青山博次郎

第1研究室では鈴木雪夫が9月以降米国の Case Institute of Technology に出張中であるが，主として企業における decision making についての統計的研究をすすめてきた．第2研究室では機械装置に関する信頼度モデルの研究，モンテカルロ法及びシミュレーションの研究，TSK III（電子計算機）のためのプログラムの開発などを行ってきた．また研究指導普及室では，外部への指導業務の外に，研究成果の評価についての研究（科学試験研究）を続行した．これらについては別にのべられる．

この他に各部との協同研究としては，「統計的モデル解析についての総合研究」に青山，多賀，渋谷が参加した．このほか来年度からは OR に関する事業費が認められることになり，その研究を積極的に行う態勢をとっている．

次に私自身は上述の総合研究の一環として「在庫管理モデルのパラメータの鋭敏性」についての研究を行い（日本統計学会，統数研拡大講究会において発表），参議院選挙に際しては「電子計算機による報道の機械化」について研究をすすめ（統数研講究会で発表），訓練の転移に関する因子分析法の研究については，factor configuration の consistency をみるため3ケ年に亘るデータの処理と，分析の途上にある．市場調査関係では電気冷蔵庫の需要予測について前年度作成した予測方式が有効であることを確かめると共に，その整理に当っている．

以上の他に今年度から新らたに防災対策の統計的研究に着手した．これは日本国有鉄道の土讃線の防災対策に関するもので，土砂崩壊，落石，地辷りなどによる災害の危険率とその対策，橋梁・隧道などの防災投資をどのようにすればよいかという問題である．現在の段階では土砂崩壊の問題に焦点を絞り，どのような設備，土質，地形のところに，どのような降雨があると災害が発生するかについて研究をすすめている．このため先ず降雨量データの分析から始めているが，1mm 未満の降雨量の欠測値を推定しつつガンマ分布の当てはめを行い，過去の災害発生時の記録との比較をしなければならない．これが終ると右特定の設備，土質，地形をもつ線路 1km，1カ年当りの災害発生率を推定し，全線に亘る平均災害発生件数の予測にすすむ．その結果災害復旧費と，防災工事費の両者への最適防災投資の方法について結論が得られることになる．またこれと同時に，降雨量に対する保線上の具体的な対策が災害発生率によって規定することができるのである．

記号式入力プログラムについて

駒沢　勉

待望の電子計算機が設置されたが，計算機を実際に動ごかす際の入力プログラム（HISIP 103 A, B）に不備な点が多く見られることと，従来のこの種の入力プログラムは数年前，電子工業振興協会が中心となって国産中型計算機の外部言語を，機種ごとの機械語を憶える煩わしさを避けるために共通性をもつよう考慮し開発された SIP（Symbolic Input Program）の思想では，最近の進歩した国産機の機能的，構成的に考えて，その当時の SIP の範囲を食出しているなど，又た近年，計算機の進歩と相まって，プログラムをする人に便利な自動プログラムの Assembler（例えば SIP）やCompiler（ALGOL）がさかんに開発されている現在，Assembler と Compiler を自由に接合させ能率のよいプログラムを作ることが望まれていることを考慮，検討して，新しい入力プログラム（名前は未定）を従来の中型用の SIP と違った ALGOL や HARP (Compiler）との接合をも考慮し作成している．

この入力プログラムは Source Program（外部言話）を一旦 Intermediate language（中間言語）にした上で，Object Program（機械語）に変換する二段構の方法をとっている．この入力プログラムの Source Program には Macro Instruction (SIN/X, EXP/Y, …)，数値語も Compilar の表現以上のもの（2_{10}1B-1 は 10 を表わす）や制御指令も豊富に取揃えてある．

コレログラムの「簡易推定量」，その他

渋 谷 政 昭

A. 推測理論 現在の推測理論の課題として Lehmann-Scheffé 等によってなされた統計理論の体系化がそれほど完全であるか，を検討する必要が残されている．かなり実際的であるがやや特殊な形の問題にかれらの結果を適用した場合に，十分に有効性が保たれるかどうか，が十分には調べられていない．昨年度来考えてきたテーマについて興味ある結果を得たので，日本数学会秋季例会，および

1. 森本治樹・渋谷政昭，制約ある母数の不偏推定，大阪統計淡話会報告，Vol. 6, No. 2, pp. 163-174

で報告した．この内容はさらに改善されて次の２論文にまとめられる．

2. Sufficient statistics and unbiased estimation of restricted selection parameter (with H. Morimoto, to appear)
3. Randomized unbiased estimation of restricted parameters (submitted to Ann. Inst. Stat. Math.)

一般の母数で制約のある場合は十分な結果を得ていないが，具体例について若干の結果が得られつつあり，その１つを研究発表会で紹介する．

4. コレログラムの「簡易推定量」について，

1962 年 7 月に現代統計学の創始者とみなされている Sir R. A. Fisher が死去した．かれらの考えた諸概念が現在の統計学を構成しながら，かれの体系は諸学者とついに一致せず，絶えない論争をつづけていた．かれは晩年にその思索を体系的にまとめたが，これはもっとも重要な文献と考えられるし，原典は非常に難解であるので，あえて邦訳し 1962 年 11 月に出版された．その解説において訳者の見解も述べた．

5. 「統計的方法と科学的推論」岩波書店（竹内 啓と共訳）

B. 乱数，モンテカルロ法 について次のような研究を行った．

6. 擬似乱数の生成について，日本数学会春季例会，応用数学分科会特別講演
7. 擬似乱数の生成，雑誌「数学」寄稿．
8. A method for generating uniformly distributed points on N-dimensional spheres, Ann. Inst. Stat, Math. Vol. 14, 81-85.
9. Further consideration on normal random variable generator, Vol. 14, 159-165.
10. モンテカルロ法：森口繁一編「ALGOL 入門」JUSE 出版 1962, 第6章.

機械装置に関するある信頼度モデル

多 賀 保 志

簡単な部品の寿命時間については，指数分布が適合することはよく知られている．しかし，数多くの部品を組合せてつくられた複雑な機械装置の故障時間の分布に関しては，各部品の寿命時間の分布とその装置の構成に応じて様々なものが考えられる．そこで，機械装置の保守（故障の修理，予防保守）の問題もふくめた機械装置に関する一般的かつ実際に構成可能なモデルとして，つぎのようなマルコフ・リニューアルのモデルを提案したい：

1) 機械装置について有限個の状態（故障の状態もふくめて）を考え，それを $\{1, 2, \cdots, m\}$ の整数であらわす．（もちろん適当な検査規準を設け，それにしたがって装置がどの状態にあるかということが，つねに判別可能であるようにする）
2) ある状態 j の継続時間の分布函数を $F_j(t)$ とし，その密度函数を $f_j(t)$ とする．（j が故障のある状態をあらわす場合は，$F_j(t)$ はその故障の修理時間の分布をあらわすものと考える）
3) 状態 j が終ったという条件の下で，つぎに状態 k にうつる条件つき遷移確率を p_{jk}（時間に無関係な常数）とする．したがって，遷移確率分布は $p_{jk} F_j(t)$ となる．

以上のようなモデルを考えると，そこにあらわれるパラメター p_{jk} や分布函数 $F_j(t)$ は，実際のデータから推定可能であり，それがきまると，時間間隔 $(t\ t+dt)$ において状態 j が始まる確率密度函数 $\omega_j(t)$ や，時刻 t において状態 j にある確率 $P_j(t)$ に関するリニューアル方程式がえられ，そのラプラス変換より $\omega_j(t)$ や $P_j(t)$ を求めることができる．その結果より，装置の信頼度を導くことは容易であり，また保守における最適な行動をきめることも可能となる．（たとえば一定周期で定期保守を行う場合に最適な周期の長さをきめること）今後の問題として，実際にこのモデルがどの位適用可能できるかという点の検討が残されており，また理論的な興味としては，時間 t までの間に各状態に滞在した時間 $\{U_j(t), j=1, \cdots, m\}$ の極限分布の研究がある．

研究成果の評価について

内 田 良 夫

研究費と研究成果に関するこれまでの統計的研究*について検討し，その問題点を指摘し，その解決の方途についてのべた.

* (1) 研究費と研究成果に関する模型解析. 日本統計学会会報 (1961 年, 1962 年),
(2) 昭和 36 年度研究発表会報告, 等