昭和38年度研究発表アブストラクト

昭和39年3月25日午前10時から午後5時まで，当所の講堂で，年度研究発表を行なった．午前に第1研究部，午後に第2研究部および第3研究部の研究発表を行ない，養成所の事業報告などは午前に行なった．各発表の概要はつぎの通りであった．

あいさつ

所長　末綱恕一

昭和38年度第1研究部の研究概要，その他

松下嘉米男

対数正規分布と或る種の行列の正値定符号性について

早川　毅

$\log X$ が平均 μ，共分散 Σ の正規分布をするとき，X は k 次元の対数正規分布をするという．このとき，

$$E(\prod_{i=1}^{k} x_i{}^{P_i})=\exp\{\sum_{i=1}^{k} P_i\mu_i+\frac{1}{2}\sum_{i,j=1}^{k}\sigma_{ij}P_iP_j\}$$

となり，平均値，共分散は

$$E(x_i)=\exp\{\mu_i+\frac{1}{2}\sigma_{ii}\}\quad (P_i=1,\ P_j=0\ (j\neq i))$$

$$E(x_i-E(x_i))(x_j-E(x_j))$$
$$=\exp\{\mu_i+\mu_j+\frac{1}{2}(\sigma_{ii}+\sigma_{jj})\}[e^{\sigma_{ij}}-1]$$

である．

Σを既知として，

$$H:\ \exp\{\mu_i+\frac{1}{2}\sigma_{ii0}\}=\exp\{\mu_{i0}+\frac{1}{2}\sigma_{ii0}\}\ (i=1,\cdots,k)$$

という仮説は $\mu_i=\mu_{i0}\ (i=1,\cdots,k)$ となり，$\mu=\mu_0$ を見ればよく，

$$N[\overline{\log X}-\mu_0]'\Sigma^{-1}[\overline{\log X}-\mu_0]$$

の自由度 k の χ^2−分布を用いる．

H: 共分散行列の i 列があるベクトル ν_0 に等しい．

この仮設には $\log X$ を行列 C により変換して変換された変数の χ^2− 分布を使する．

$$\begin{array}{cc} & \begin{array}{cccccc} & & & i & & \end{array} \\ C= & \begin{pmatrix} 1 & & & 1 & & \\ & 1 & & 1 & & \\ & & \ddots & \vdots & & \\ & & & 2 & \ddots & \\ & & & \vdots & & \ddots \\ & & & 1 & & 1 \end{pmatrix} \end{array}$$

行列の正値性

共分散行列において，Σを正値定符号とするとき，値とするとき，行列 $(\exp(\sigma_{ij}))$ が正値となる．

また，一般に $f(x)=\sum_{i=0}^{\infty} a_ix^i$ となるとき，$a_i\geqq 0$ $(i=0,1,\cdots)$ のとき，行列 $(f(\sigma_{ij}))$ は正値となる．

分布に制限のない場合の分類について

藤本　煕

二群への分類について，各群の母集団分布が完全に既知というのではなく，過去の標本の知識しかない場合，例えば non-parametric な場合はこれになるわけだが，このような場合，あらたに標本を得て，それを予め定めておいた基準で，二群の何れかに分類したのちには，その標本の以後への利用をどうするか——を，統計数理研究所彙報第11巻第1号（1963）pp. 31-38 で扱ったような考えで論じた．

検定函数の検定力に関する二，三の性質について

鈴木義一郎

(R, S) をある測度空間，P_0 を (R, S) 上で定義されている確率測度とする．更に Θ をあるパラメータの集合として，$\{P_\theta;\ \theta\in\Theta\}$ を (R, S) 上の確率測度の集合で P_0 を含まないものとする．φ は検定函数 (test function) すなわち R から区間 $[0,1]$ への S−可測写像を表わすものとする．

各 $0<\alpha\leqq 1$ に対して集合

$$\phi_\alpha=\{\varphi;\ E(\varphi;\ P_0)=\alpha\}$$

は空でないとする．ここで $E(\varphi;\ P_0)$ は確率測度 P_0

の下での期待値を表わす．他の確率測度 P_θ についても同様の記号を用いる．

水準の検定函数の集合は，

$$\phi(\alpha)=\bigcup_{\alpha'\leqq\alpha}\phi_\alpha$$

共分散行列が正値定符号となるから，行列 (σ_{ij}) を正で与えられる．

更に各 $\theta\in\Theta$ に対して α の函数

$$\text{(1)}\qquad \beta_\theta(\alpha)=\max_{\varphi\in\phi(\alpha)}E(\varphi;\,P_\theta)=\max_{\varphi\in\phi_\alpha}E(\varphi;\,P_\theta)$$

が定義できる．θ を固定して $\beta_\theta(\alpha)$ を α の函数と見做すとき次のような性質が導かれる．

(a)　$0\leqq\alpha\leqq1$ に対して，$\alpha\leqq b_\theta(\alpha)\leqq\beta_\theta(\alpha)\leqq1$

(b)　$0<\alpha<1$ で $\beta_\theta(\alpha)$ は非減少連続函数

$$\frac{1}{\alpha}\beta_\theta(\alpha)\ \text{は非増加函数}$$

$E(\varphi;\,P_\theta)$ に最大値を与える $\varphi_{\alpha,\theta}\in\phi(\alpha)$ は一般に θ に関係しているが，すべての $\theta\in\Theta$ に対して，

$$\varphi_{\alpha,\theta}=\bar{\varphi}_\alpha\in\phi(\alpha)$$

となるようなものが見出せれば，$\bar{\varphi}_\alpha$ は一様最強力検定 (uniformly most powerful test) になる．かかる $\bar{\varphi}_\alpha$ が存在しない場合でも，

$$\text{(2)}\qquad \delta_\varphi(\alpha)=\max_{\theta\in\Theta}\,[\beta_\theta(\alpha)-E(\varphi;\,P_\theta)]$$

を最小にするような $\varphi_\alpha\in\phi(\alpha)$ が見出せることがある．この φ_α は最迫検定 (most stringent test) と呼ばれるものである．φ_α によって与えられる(2)の測度の最小値を $\delta(\alpha)$ とすると，

$$\text{(3)}\qquad \delta(\alpha)=\delta_{\varphi_\alpha}(\alpha)=\min_{\varphi\in\phi(\alpha)}\delta_\varphi(\alpha)$$
$$=\min_{\alpha'\leqq\alpha}\ \min_{\varphi\in\phi_{\alpha'}}\delta_\varphi(\alpha)$$

特に，

$$\delta(\alpha)=\delta_{\varphi_\alpha}(\alpha)=0$$

となるような φ_α は一様最強力検定 $\bar{\varphi}_\alpha$ と一致することがわかる．

従って，(3)で与えられる測度 $\delta(\alpha)$ は，最迫検定の一様最強力検定からのある種の“距離”を表わすものと考えられる．

$\alpha'\leqq\alpha$ について成立している不等式

$$\min_{\varphi\in\phi_{\alpha'}}\ \max_{\theta\in\Theta}\,[\beta_\theta(\alpha)-E(\varphi;\,P_\theta)]$$
$$\geqq\max_{\theta\in\Theta}\ \min_{\varphi\in\phi_{\alpha'}}\,[\beta_\theta(\alpha)-E(\varphi;\,P_\theta)]$$

に於て $\alpha'=\alpha$ のとき等号が成立すれば

$$\min_{\varphi\in\phi_\alpha}\ \max_{\theta\in\Theta}\,[\beta_\theta(\alpha)-E(\varphi;\,P_\theta)]$$
$$=\min_{\varphi\in\phi_\alpha}\,[\beta_{\theta_\alpha}(\alpha)-E(\varphi;\,P_{\theta_\alpha})]$$
$$=0$$

となる $\theta_\alpha\in\Theta$ が存在するから，結局

$$\delta(\alpha)=0$$

となる．

以前，函数 $\delta(\alpha)$ についてのある種の結果を得たと思って，研究会で発表したが，後で検討して誤りであることが判ったので深謝して省略させて戴く．

周波数応答函数の統計的推定法の実用化研究について

赤　池　弘　次

昭和38年度に，標記の研究が第一研究部の事業として行われた．

この研究には，船舶，航空機，車両，電力，耐震設計，河川，生理等の研究分野にわたる研究者の参加を得て，周波数応答函数の統計的推定法を実用化する際の問題点の検討が行われた．各研究者は，実測データによって検討を進め，その際に必要なデータ処理は筆者の担当として，当研究所 TSK-III 電子計算システムによって遂行した．

統計的方法については，推定値の分散と同時に偏りの程度を簡単に検討できる方式をとった結果，実用に際して誤った判断を下す危険が減少し，実用時の困難さを著るしく軽減することができた．

なお本研究に際して試作されたオシログラムトレーサー，および TSK-III システムの A/D 変換器ならびに XY プロッターを含むデータ処理能力は，今回の実用化研究に極めて重要な役割りを果たした．

各研究者の実測例および処理方法の詳細は Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Supplement III (1964) に報告される．

統計法則に関する数学的考察と応用

田　口　時　夫

標本調査によって得られる経験的データから何らかの法則的事実を見出そうとするとき，数理統計学的方法に多少の疑点を感じたので，特に標本企画を中心に別案を作製し検討した．詳細は本文中の主に経済調査の一面に関する試論に詳しい．

昭和38年度第2研究部の研究概要，弁別について

林　知己夫

第2研究部としては，EF に関する研究を続け，デ

ータを集積しつつある．また，部にまたがるものとして，国民性第Ⅲ次全国調査を行ない，その分析を行なった．そのほか，統計的モデル解析（文部省科学研究費の総合研究）に関する研究をまとめあげた．

さて，ここで発表する弁別は，三者の関係 $e_{ijk}(i, j, k$ の三つ）が与えられているとき——三者の間においてのみ定義されるもの——これを用いて，弁別を考える問題である．二者の関係 e_{ij} を用いるものの拡張である．弁別は，二つにわかれる．その1は三者の離れ工合の定義として，三角形の面積を用いて行なう方法であり，その2は，層別を加えて「外的基準のない場合，レッテル式数量化の方法」を拡張する方法である．

なお，われわれの研究室では，数量化の研究，選挙予測の統計的研究，鉄道事故の統計的分析，政治意識の分析，アピールの研究，医学における統計分析，標本調査法の研究，誤差あるデータの処理法，色彩統計，市場調査における統計的方法，複雑な環境下の行為決定問題等，の研究・協同研究を，考えて行なっている．

国民性第Ⅲ次全国調査について

鈴木達三

「わが国民性の統計的研究」は1953年から研究調査をおこなっている．本年度は丁度10年目に当るので前2回と同様の趣旨で全国調査を行なった．調査は1963年10～11月にかけて，全国180調査地点で実施した，調査対象者（サンプル）数は3,600である．

分析結果の一部は彙報（11巻2号）に発表されている．また詳しい集計結果は数研研究リポート11として印刷されている．

国民性・選挙・少年少女の社会常識の国際比較

西平重喜

1）昭和28年以来5年おきに調査を実施してきた，国民性の統計的研究には，全面的に参加したが，とくにサンプリングと再調査サンプルの分析を担当した．前者についての層別の効果は，研究を継続中である．後者については，当研究所彙報に発表した．

2）昭和38年春の地方選挙，暮れの総選挙の分析をおこない，内閣調査室の調査月報92号，98号およびガリ版刷りをつくった．なお，首相公選論や選挙制度についての統計的研究を，「数理科学」1964年1月号に発表した．

3）少年少女の社会常識を，フランス・イギリス・西ドイツ・ノルウエー・アメリカと比較し，また戦前と比較をした．この結果は研究所の Annals および「自由」1964年4月号に発表した．

心電図の自動的測定，複素根の求積法

二宮理憙

1．心電図の自動的測定

心電図の有する統計的特性により，心電図を自動的に測定する方式を作った．その際，まず各点の認識をさせる，その方法は，

(a) どんな統計量により

(b) どんな順序で

認識するかが，常に問題となった．いいかえれば(a)では雑音によって，心電図のもつ情報がくずされないような統計量を用いることであり，(b)では始めは全区間で最も不偏的な点をみつけ，次にそれらの点で区切られた区間をもとに，この方法をくりかえすということになる．

詳しくは，日本 M. E. 学会大会予稿集 1964．4．4．を参照されたい．

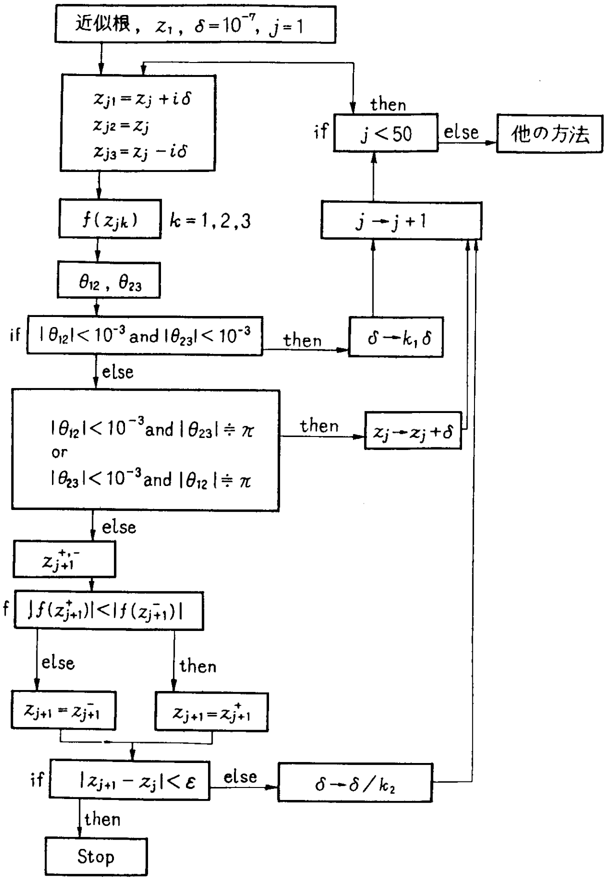
2．複素根の求積法

この方法論についてくわしくは Ann. Ins. Stat. Math. に載せる予定である．収束の速さも十分と考えられ，他の方法と一緒にして用いれば実用性も十分あると思われるから，T. K. S. III 用に作られたプログラムを次に記載する．実際に用いられる時は，"Über eine numerische Methode zur Auflösung der komplexen Gleichungen" Ann. Ins. Stat. Math. 1964. 予定）を参照されたい．

```
# Komplexe Wurzel
  30 READ 1, X1, Y1, DY1, AA, BB, THE
   9 FORMAT (I5, 6E16. 5)
  40 FORMAT (I5, 3E20. 10, I10)
 101 FORMAT (E20. 10, 5E19. 10)
 102 FORMAT (E20. 10, 4E20. 10)
 103 FORMAT (//)
  33 FORMAT (///)
   8 FORMAT (/I5/)
     I=1
     PRINT 9, I, X1, Y1, DY1, AA, BB, THE
     I=2
```

```
10   X 2=X 1
     Y 2=Y 1
     XXX=X 2
     YYY=Y 2
     DY=DY 1
     XX=X 2
     YY=Y 2+DY
     GO TO 500
230  WR 1=WR
     WI 1=WI
     YY=Y 2
     GO TO 500
231  WR 2=WR
     WI 2=WI
     YY=Y 2-DY
     GO TO 500
232  WR 3=WR
     WI 3=WI
     X=WR 1
     Y=WI 1
     GO TO 100
210  THS 1=ACTNX
     X=WR 2
     Y=WI 2
     GO TO 100
211  THS 2=ACTNX
     X=WR 3
     Y=WI 3
     GO TO 100
212  THS 3=ACTNX
     TH 1=(THS 1-THS 2)*THE
     TH 2=(THS 2-THS 3)*THE
12   IF(ABSF(TH 1)-0.0001) 20, 20, 16
16   IF(ABSF(TH 2)-0.0001) 20, 20, 17
20   DY 1=DY*30.
     GO TO 18
17   TS 1=SINF(TH 1)
     TS 2=SINF(TH 2)
     ST 12=SINF(TH 2-TH 1)
     A=2. *DY *SINF(TH 1+TH 2) *TS 1 *TS 2
     B=(2. *TS 1 *TS 2) ↑ 2+(TS 12) ↑ 2
     X 3=A/B
     Y 3=TS 12*X 3/(2. *TS 1 *TS 2)
     X 1=XXX-X 3
     Y 1=YYY-Y 3
     III=1
```

流れ図



(*) 実際のプログララではこれと違った型となっている.

```
     XX=XXX+X 3
     YY=YYY+Y 3
     GO TO 500
300  ZZZ=WR*WR+WI*WI
     XX=X 1
     YY=Y 1
     GO TO 500
301  IF(WR*WR+WI*WI-ZZZ)302, 302, 303
303  X 1=XXX+X 3
     Y 1=YYY+Y 3
     III=-1
302  PRINT 40, I, X 1, Y 1, DY 1, III
     IF(ABSF(X 2-X 1)-0.00000001) 13, 13, 14
13   IF(ABSF(Y 2-Y 1)-0.00000001) 15, 15, 14
14   DY 1=DY/100.
18   I=I+1
     IF(I-50) 10, 15, 15
15   PAUSE 77
```

```
      PRINT 33,
      GO TO 30
 32   STOP
# No. 107 Arctan
 100  SUBROUTINE
      IF(X)112, 113, 111
 111  A=1.
      GO TO 120
 113  A=1.
      GO TO 122
 112  A=-1.
 120  YX=Y/X
      IF QUOTIENT OVERFLOW 122, 119
 119  IF(ABSF(Y/X)-1.)121, 122, 122
 121  B=1.
      XACT=ABSF(Y/X)
      GO TO 1000
 123  GO TO 125
 122  B=-1.
      XACT=ABSF(X/Y)
      GO TO 1000
 125  IF(Y)126, 127, 127
 126  YSIN=-1.
      GO TO 128
 127  YSIN=1.
 128  ACTNX=(0.78539816*((A-B)*A+(1.-A))
        +A*B*ACTX)*YSIN
      RETURN
1000  SUBROUTINE
# SR-6301
      X8ACT=8.*XACT
      IACT=XFIXF(X8ACT)+1
      GO TO (1001, 1001, 1002, 1002, 1003, 1003,
        1004, 1004, 1004), IACT
1001  WACT=0.125
      ACTW=0.12435499946
      GO TO 1005
1002  WACT=0.375
      ACTW=0.35877067027
      GO TO 1005
1003  WACT=0.625
      ACTW=0.55859931534
      GO TO 1005
1004  WACT=0.875
      ACTW=0.71882999942
1005  ZACT=4.*(XACT-WACT)/(1.+XACT*
        WACT)
      ACTX=((.00019156*ZACT↑2-.005207866)*
        ZACT↑2+.249999985)*ZACT+ACTW
        RETURN
 500  SUBROUTINE
      WR=関数の実数部（実数部は XX, 虚数部は
        YY で与える）
      WI =関数の虚数部（実数部は XX, 虚数部は
        YY で与える）
      RETURN
      END(0, 0, 0)
```

模型粒子の振盪実験など

樋口伊佐夫

この研究の目的は，(1)純確率的な取扱いも純粋に非確率的な取扱いのむつかしい現象の一例として，その解析法を発展させること，(2)離散体の力学的性質の基本的なことを知ること，である．

実験は，大きさ，あるいは色の異なるプラスチック粒子を円筒容器にあらかじめ指定した状態に入れ，それを指定した方法で上下に振盪し（単純調和振動），時間経過にともなう容器内の状態の変化（混合，分離）を追った．

粒子の運動は振動を平均化すると，対流と拡散があるが，対流の速度，混合の速さが外部起動作用（振盪の振幅，角速度）とどのような関係にあるかを定性的にしらべた．対流を表現するに最も適当な代表速度が，ほぼ振盪加速度に強く依存することを知った．すなわち，分離状態からほぼ混合した状態に対する時間 t について，

$$t\{\gamma^{1.07}\omega(1+\rho)-980\}^{1.8}=10^{\sigma}$$

なる実験式を得た．ここで，

γ: 振盪機のクランク回転半径

ω: 同上角速度

ρ: クランク/ロッド比

σ: 粒子の表面状態，粒子の配合に依存する常数

混合の過渡状態における経過をくわしく解析するために，対流の数学的モデルをつくりディジタル計算機でシミュレートして，実験結果と比較しながらモデルを発展させた．目下のところ通常の粘性流体のごとく速度曲線を二次式にするとあわない．四次式の方がよくあう．しかし，これはモデルにおける不連続性は容器の上下の二面だけに限られているので，内部不連続を考慮して更に発展させる必要がある．

混合状態をあらわす測度として，いくつかを考え，

ほぼ平衡状態に達した後における混合状態を，粒子配合，振幅，角速度，容器の大小などをかえて測定した．これは実験規模に対する時間の制約のため，まだ定性的なことしかわからないで，現在のところ粒子群の運動についてのわれわれのイメージの正しいことを保証するに役立っているだけである．詳細は別に発表する．

正規配分をもたない無限分解可能な特性関数のの分解について

清 水 良 一

$(0, \infty)$ 上で定義された関数 $M(x)$ が，条件

(1) 単調増加で，$M(\infty)=0$,

(2) $a>0$ に対して $\int_0^a x^2 dM(x)<\infty$

をみたすとき，

$$\varphi(t)=\exp\int_0^\infty\left(e^{itx}-1-\frac{itx}{1+x^2}\right)dM(x)$$

は無限分解可能な分布の特性関数である．この特性関数の無限分解可能な成分全体の作る集合の構造について述べた．また，$\varphi(t)$ が無限分解可能でない成分をもつ（既約成分をもつ，といってもよい）ためのいくつかの十分条件を求めた．これらは，H. Cramér の定理

$$M(x)=\begin{cases}kx-a, & 0<x<c\\ 0, & x\geqq c\end{cases} \qquad k,\ a,\ c>0$$

のとき $\varphi(t)$ は既約成分をもつ，を特別の場合として含むものである．

選択の判別について

植 松 俊 夫

例えば通勤輸送の問題において，路線の新設によって通勤輸送のパターンに変化を生じる場合に，通勤需要のどれだけが新路線に転移するかを予測するという問題がある．この予測のためには，通勤者が自分にとって可能な任意の二つの通勤経路を考えた場合に，そのうちの何れを自分にとって有利なものとして選択するかを，それらの通勤経路の間での，運賃や所要時間，あるいはまた混雑度といった諸条件の間の差異から判別するということが必要になる．

この様な問題をより一般的にいえば，幾つかの要因に関して差のある二つのものの間の選択を，これらの要因の差のパターンから判別するという問題である．ここではそれを取上げた．

今二つのもののうち実際に選択された方と，選択されなかった方の夫々についての，考えている要因についての測定を $(X_1', X_2', \cdots, X_k')$, $(X_1'', X_2'', \cdots, X_k'')$ とする．今これらの測定を，その一次式として総合したものを選択の判別に使うとすれば，この総合した変数は，夫々のものについて，

$$Y'=\sum_{i=1}^k a_i X_i'$$

$$Y''=\sum_{i=1}^k a_i X_i''$$

とかかれる．ここに $a_1, a_2, \cdots, a_k$ は，この一次式による総合の係数である．われわれは，Y' と Y'' の大小を判別に使うものとし，値の大きい方が選択される方と判別する事にする．然るときは，$Y'>Y''$ なら，判別と実際の選択が一致し，判別は成功であり，$Y'\leqq Y''$ ならば，判別は不成功である．従って判別の成功率は，$P_r(Y'>Y'')$ で与えられる．

われわれは $P_r(Y'>Y'')$ をできるだけ大きくしたいわけである．この立場からすれば，係数 $a_1, a_2, \cdots, a_k$ は，$P(Y'>Y'')$ が最大になるようにきめればよい事になる．もし $(X_1'-X_1'', X_2'-X_2'', \cdots, X_k'-X_k'')$ が k 次元の正規分布に従うと仮定した場合には，$P(Y'>Y'')$ を最大にする係数 $a_1, a_2, \cdots, a_k$ は次の連立一次方程式の解として定められる事が容易に分る．即ち，

$$\Lambda\mathfrak{A}=\mathfrak{B} \qquad \cdots\cdots(1)$$

ここに，Λ は $(X'_1-X_1'', X_2'-X_2'', \cdots, X_k'-X_k'')$ の variance-covariance matrix で，$\mathfrak{B}$ は $(EX_1'-EX_1'', EX_2'-EX_2'', \cdots, EX_k'-EX_k'')$ を縦に並べた vector, $\mathfrak{A}$ は $a_1, a_2, \cdots, a_k$ を縦に並べた vector である．

上の様に正規分布を仮定しない場合には，$P(Y'>Y'')$ を最大にする様に係数を定める事は困難である．この場合には，判別の効率をあらわす測度として，

$$Q=\frac{(EY'-EY'')^2}{\sigma_y{}^2}$$

を採る事が考えられる．この Q を最大にするという立場をとれば，その時の係数 $a_1, a_2, \cdots, a_k$ は，やはり(1)の解として定まる事を容易に導く事ができる（前述の正規分布の仮定の場合には，Q を最大にする事で，成功率も最大にしうるわけである）．

Q を最大にするという方法であれば，要因の変量は必らずしも数量でない場合でもよいわけである．例えば前述の通勤経路の選択の場合，混雑度や疲労度などの要因も用いる事ができ，これらを数量化して判別に利用できるわけである．

船の出入について

志 村 利 雄

港湾設備をどのようにしたらよいかという問題を取扱う場合に，船の動作としては，

1)　港への船の出入
2)　港内滞在状況

が問題になる．船の出入状況をある航路について調査した結果，定期船，不定期船とを問わず港への出入はほぼポアッソン分布をしていることでわかった．これについていくつかの結果をのべる．

細菌増殖に関する統計的考察，住宅の損耗過程

高 橋 宏 一

一箇の細菌の分裂から作られるコロニーの時間的変化を観察していくとき，その中に分裂を中止してしまう菌が現われてくる場合が見受けられる．そういった場合の統計的モデルを考える．

次の記号を用意しておく．

$g(t)$: 分裂時間の分布の密度函数
$G(t)$: 上の分布函数，$R(t)=1-G(t)$
$P(k,t)$: 時刻 t で菌数 k なる確率

$$\varphi(u,t)=\sum_{k=1}^{\infty}P(k,t)u^k$$

このとき，普通の２分裂モデルでは，

$$\varphi(u,t)-R(t)u=\int_0^t g(x)\varphi^2(u,t-x)dx$$

であり，$g(t)=\alpha e^{-\alpha t}(t>0)$ なら，

$$\varphi(u,t)=\frac{e^{-\alpha t}u}{1-(1-e^{-\alpha t})u}=\sum_{k=1}^{\infty}e^{-\alpha t}(1-e^{-\alpha t})^{k-1}u^k$$

である．

(I) 分裂時に達した菌は，確率 p で分裂し，$1-p$ の確率で以後分裂を中止する場合は，

$$\varphi(u,t)-(1-pG(t))u=p\int_0^t g(x)\varphi^2(u,t-x)dx$$

となり，$g(t)=\alpha e^{-\alpha t}$ のときは，

$$\varphi(u,t)=\frac{(u-\varphi_2)\varphi_1-(u-\varphi_1)\varphi_2e^{(\varphi_1-\varphi_2)p\alpha t}}{(u-\varphi_2)-(u-\varphi_1)e^{(\varphi_1-\varphi_2)p\alpha t}}$$

で与えられる．

$$\lim_{t\to\infty}\varphi(u,t)=\frac{1-\sqrt{1-4pqu}}{2p}$$

で，$p<1/2$ ならこれは特性函数（ある分布の）となる．

(II) (I) と同じモデルで分裂時間一定（１とする）の場合は，

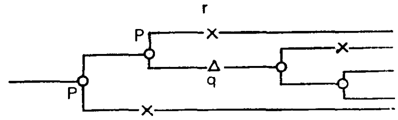
$$\varphi(u,1)=qu+pu^2$$
$$\varphi(u,n)-qu=p[\varphi(u,n-1)]^2\quad(n\geqq 2)$$

このときも $p<1/2$ なら，

$$\lim_{n\to\infty}\varphi(u,n)=\frac{1-\sqrt{1-4pqu}}{2p}$$

となる．

(III) 分裂時に達したとき，(i) 各菌は p の確率で二分裂，(ii)q の確率で分裂一時停止（将来 (i)(iii) の何れかになる）(iii)r の確率で分裂中止（永久に）といた場合を考える．$p+q+r=1$．例えば，



このときは，

$$P(1,1)=q+r,\quad P(2,1)=p$$
$$P(1,n)=r+qP(1,n-1)\quad(n\geqq 2)$$
$$P(k,n)=p\left\{\sum_{j=1}^{k-1}P(j,n-1)P(k-j,n-1)\right\}+qP(k,n-1)\quad(n\geqq 2,\ k\geqq 2)$$

$$\therefore\quad \varphi(u,1)=(q+r)u+pu^2$$
$$\varphi(u,n)=p\varphi^2(u,n-1)+q\varphi(u,n-1)+ru\quad(n\geqq 2)$$

$\dfrac{p}{1-q}=p'$　$\dfrac{r}{1-q}=r'$ とおくと (II) と同じことになる．

建物の修繕計画については，まず各部品の損耗を調べているが，部品の寿命分布としては，その際，Weibull 分布（指数分布を含む）が理論的分布として適当のように思われる．しかし使用度が各戸毎にちがっているときには，Weibull 分布のスケールに関するパラメータがある確率分布に従って変動すると考えてみることも必要となる．Weibull 分布の密度函数 $f(t;\lambda,b)$ は，

$$f(t;\lambda,b)=\begin{cases}\lambda bt^{b-1}e^{-\lambda t^b}(t\geqq 0)\\ 0\qquad\qquad(t<0);\ \lambda>0,\ b>0\end{cases}$$

であり，λ がスケールに関するパラメータである．例えば，λ がガンマー分布，密度函数が，

$$g(\lambda)=\frac{\gamma^p}{\Gamma(p)}\lambda^{p-1}e^{-\gamma\lambda}$$

に従うとすると，

$$\int_0^\infty f(t;\lambda,b)\,g(\lambda)d\lambda=bp\gamma^p\frac{t^{b-1}}{(\gamma+t^b)^{p+1}}$$

が寿命分布として現われてくる．

age distribution について

崎 野 滋 樹

エピデミックにおける age distribution については既に彙報10巻１号 (1962) に発表したごとくである．

これに関連して，宇宙線におけるカスケード・シャワーのエネルギー分布に関する統計的モデルの研究を始めた．

先ず，エネルギー state ならびにシャワーの始点からの距離を discrete にし，単位距離を走ったときのエレクトロンから γ 線を，また γ 線からエレクトロンを生じる transition probability μ_{ij}, λ_{ij} (i, j はエネルギー state をあらわす）を与えて，距離 t におけるエレクトロンならびに γ 線のエネルギー分布の統計的モデルを導いた．ただし，エレクトロンならびに γ 線の散乱のない1次元の場合である．

これについては近く彙報に発表する予定である．

伐採量調査の企画と結果，経済時系列の季節性の調整

石　田　正　次

1）伐採量調査の問題点は伐採地そのものが全林分に比して非常に小さいために，標本分散が極端に大きくなってしまうことと，伐根の確認（総数，伐採年時および伐根からの伐採量推定に大きな誤差を含むことである．第一の問題点は抽出単位を大きくすることによってある程度解決されるが，これは第二の問題点による誤差を大きくすることになる．この両者を考え合せた場合，抽出単位は約5ヘクタール程度がよいようである．この場合，第二の問題点による誤差は吟味調査の結果約15%の過少評価であることがわかった．

2）近時米国センサツ局によって開発された経済時系列の季節調整法がわが国においても問題になりつつあり，これを公表資料の中に取り入れたところもある．われわれは日本銀行統計局と協同して，センサツ局法自体のもつ性質をしらべてみたが，今までに次のような結果が得られた．

(a) トレンドに関しては傾向的にかなり正しい結果が得られるが，スチージングの点で多少の問題が残る．

(b) 季節指数は物によって大幅のバイヤスを生ずる．特に不規則変動成分が大きいときに甚だしい．

(c) 不規則変動成分については季節調整を行ったためにある特定の周期性の型が生ずる．

この結果からみて，センサツ局法を利用する場合，トレンド以外はあまり信用できないと思われる．

昭和38年度第3研究部の研究概要，その他

青　山　博　次　郎

本年度からOR研究を促進することとなったが，定員不足のために各部の研究員に委嘱するという流動研究員組織をとった．本年度の項目は首都高速道路による通勤通学輸送，建物の計画修繕など11項目で，また基礎資料を得る目的でOR実態調査を行った．

第1研究室は，鈴木雪夫が引きつづいて Case Institute of Technology に滞在中のため，因子分析法，在庫管理などの研究を続行し，第2研究室では機械装置などの予防保全のための理論的研究を行い，また流入青少年調査（東京都依頼）に協力した．指導普及室では研究開発に関する統計的研究，統計教育に関する調査などを行った．

協同的研究としては，第2部に協力して国民性全国調査に参加し，また「統計的モデル解析の総合研究」にも参加した．

私個人としては，OR 実態調査の実施と分析を行い（彙報印刷中），昨年11月には総選挙に際して選挙報道の機械化を更に推進し，理論的成果も得られたが，前回までの分については TIMS 第10回国際大会で報告した．また国鉄土讃線の災害分析については目下分析進行中であり，線路区間の災害危険度，警報発令基準の決定などの見通しが得られた．同時にこれを題材として防災投資の最適性についての研究も行い（日本統計学会発表），その具体的資料の検討を進めている．

一方，因子分析については過去3カ年のデータを集積し，因子構造の安定性，学習理論などの検討を続行中である．また昨年秋から，日本住宅公団，日本建築家協会に協力し，住宅団地のコスト・プランニングの研究を開始した．

在庫管理に関する研究は続行中であり，目下シミュレーションのプログラミング段階にある．

電子計算機操作の簡素化について，その他

駒　沢　　勉

計算機による計算規模が高度化するにつれて細かい面倒な操作がいろいろと入ってくると，一つ一つ使用者が指示を与えねばならなく計算機を直接操作するオペレーター，ならびにプログラミングをする者ははな

はだ繁雑な手続が要求される．

現在，この繁雑な手続きを簡易化する方法としてプログラミングする者に対してはコンパイラー（FORTRAN, ALGOL,…）やアセンブラー（SIP, IBMAP,…）と呼ばれるプログラミングをする人に便利な入力処理プログラミングがどしどし開発され面倒を多分に解消している．これに反して機械を直接操作するオペレーターの操作の繁雑さはかえって増えているので一つの仕事の中で，また仕事と仕事の継ぎ目でオペレーターがいろいろな操作する手順の簡易化に役立つプログラマーの入力処理プログラムに対してオペレーターのための操作プログラムを開発して，オペレーターの過度労働負担，操作ミスの軽減を計ってきている．

その他本年度は計算機室の最適運用の他に数値計算法の研究として数量化，OR 等の基本計算になっている線型計算（例えば，連立一次方程式，行列演算,…）を計算機で解くに能率的な最適な方法を研してきている．

負の超幾何分布，その他

渋 谷 政 昭

A　負の多項分布，負の超幾何分布．負の二項分布については，かなり以前より多くの研究があるが，日本語の教科書には必ずしも十分には紹介されていないうらみがあるので，諸研究者と共同して公式集というスタイルの総合報告をまとめた．

資料分科会公式集，負の二項分布，日本規格協会管理方式研究会，1963年12月，謄写刷，p. 109

その過程で，負の二項分布の多変量への拡張としての負の多項分布，また密接な関連をもつ負の超幾何分布の概念を明確にし，その諸性質を整理する必要を認め，吉村功・清水良一と共同で論文 Negative multinomial distribntion を準備中であり，その一部を紹介した．

なお1963年度の研究概要は，

B　前年度から行っている不偏推定の研究は，今年度 Randomized unbiased estimation of restricted parameters, Ann. Inst. Stat. Math., Vol. 14, pp. 61–66. が印刷され，他に一篇が Sankhya に提出中である．現在は母数空間を離散的なものに制約したために十分統計量が cnmplete でなくなる場合の不偏推定について考察中である．

C　モンテ・カルロ法については，擬似乱数の生成について，「数学」, Vol. 15, pp. 68–71 が印刷された．なお擬似乱数について一連の検定を行い，また水稲の育種における選抜効果についてのモンテ・カルロ計算を行った．

D　計算機利用の普及のため，所内において FORTRAN の講習会を行い，入門用テキストを執筆した（駒沢勉と共同）．また新しい SIP (Symbolic Inpat Program) を開発し（駒沢勉，石井富江等と共同），さらに計算機のより効率のよい利用を計っている．

再生過程における部品とりかえ個数のモーメントについて

多 賀 保 志

再生過程 $\{X_n\}$ が同一部品のとりかえをあらわし，$F(x)$ が X_n の分布函数であるとき，時間 $(0, x)$ の間におけるとりかえ個数 $N(x)$ は，

$$N(x)=\max\left\{n;\ \sum_{i=1}^{n} X_i \leq x\right\}$$

であらわされる．有限な時間 x について，$N(x)$ の期待値 $H_1(x)=E\{N(x)\}$ を，x の巾級数展開の形で求めることは Smith らによって行なわれているが，ここでは $N(x)$ の高次モーメント $H_r(x)=E\{[N(x)]^r\}$,（$r=1, 2, \cdots$），を同様な方法で求めることを試みた．まず，$H_r(x)$ が

$$H_r(x)=\Psi_r(x)+\int_0^x H_r(x-y)dF(y)$$

なる形の再生方程式をみたし，この方程式は有界函数の中で解をもち，それはただ一つに限ることがいえる．さらに $H_r(x)$ が巾級数展開可能である場合，上の方程式を利用して，その係数を逐次的に求めることができ，しかも任意の有限な x に対して，$H_r(x)$ の巾級数が絶対収束であることを，Weibull 分布と Gamma 分布の例について示した．

また，今年の研究成果として，模型解析の総合的研究に関して行なわれたマルコフ再生過程についての極限定理，および東京都と共同して行なった流入青少年調査にもふれた．

R & D に関する調査など

内 田 良 男

1．全国の国公立，私立大学における「統計教育の実状」,「数学専門教育の実状」を把握する調査を行っている．前者は殆どすべての学部にまたがる調査であって統計に関するすべての授業について調べている．後者は理学部数学科，文理学部自然科学科，学芸学部数学科など数学の専門教育を行っている学部・学科を

対象とする調査であって専門科目すべての授業について調べている．いづれの調査でも授業担当者の身分，授業対象，授業形態，授業時間数および授業内容について調べている．

2．研究・開発の計画・管理・運営に関する統計的研究を行ってきたが，現在は研究計画の評価法，研究実績の評価法に関する統計的研究を行っている．前者については研究の必要性，研究方法の適性，研究者の適性，研究費の妥当性，また後者については研究計画と研究実績の一致性，学術的あるいは社会的な寄与などの観点から事実について調べている．具体的な対象を第六部農学関係の総合研究と試験研究に求めた．殆んどすべての研究が2ないし3年継続研究であるので，昭和32年から37年までの間に研究された課題を研究対象としている．

養成所事業報告および研究報告

菅　原　正　巳

今年度も前年度と同様の統計数理講座を開講した．今年度で少しく改めたのは，夏期の講座である．これは前年度までは教育統計講座であったが，今年度からは社会科学方面の統計ということにし，名前も夏期講座とよぶことにした．本年度はサンプリングに関する講座を開き，西平氏が担当した．この企画は適切であったと見え，多数の受講者があった．本年度の受講者数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	夏期講座	工業統計	計
176	73	115	98	208	78	748

つぎに菅原の行なった研究について述べる．今年度も前年度に引き続き，積雪地域の河川の流出について研究を行ない，長良川，石狩川について解析が行なわれた．また水文学に関して，スペクトル解析，周波数応答関数の応用が試みられたが，非線型が強いために思わしい結果が出て来ないようである．

また水利用の問題に関連して，水文諸量の変動と，その平均化の問題が考えられた．これらの結果については，本年度の工業統計講座「水資源について」のテクストに報告してある．