[5] G. J. Lieberman & Herbert Solomon, Multi-level continuous sampling plans. Ann. Math. Stat., Vol. 26 (1955)

[6] M. A. Girshick, A sequential inspection plan for quality control, Tech. Report No. 16, Applied Mathematics and statistics Laboratory, Stanford University (1954)

[7] I. R. Savage, A three decision continuous sampling plan for attributes, Tech. Report No. 20 Applied Mathematics and statistics Labatory, Stamford University (1955)

[8] M. A. Girshick & H. Rubin, A Bayes approach to a quality control model, Ann. Math. Stat. Vol. 23 (1952)

[9] A. H. Bowker, Continuous sampling plans, Proc. of the 3rd Berkeley Symposium on Math. Statistics and Probability Vol. V 1956.

統計数理研究所創立第12週年記念講演会並びに昭和31年度研究発表会開催について

本年度においては31年11月10日に，港区麻布富士見町 1，統計数理研究所講堂において創立記念講演会を催し，併せて，32年3月27,28日の両日，恒例の年度研究発表会を行つた.

記念講演会演題

1.	挨拶	所長事務取扱 稲田清助
2.	マス・コムミュニケイションの効果測定	第二研究部長 林 知己夫
3.	販売予測と生産管理	第三研究部長 青山博次郎

なお引続き継電器式万能計算機を公開した.（これについては本彙報の記事を参照せられたい).

昭和31年度研究発表会アブストラクト

Moments に基く分布のあてはめの精度について

石井恵一

最初のいくつかのモーメントを計算することによつて未知の分布に既知の分布を fit することがある．ところが有限ケのモーメントが一致しても，二つの分布の間に一般には必然的な距離のつながりはないのであるから，無反省にあてはめを行うことは危険である．そこで，例えば n 次の（原点のまわりの）モーメントまでが一致しているような二つの分布の間には，一般的にはどのような関連があるかということと，更に特殊な条件を適当につけることによつて，どの程度のことが云えるのかということを考える必要がある．

まず，一般論としては，次の定理が成り立つ．

定理 1. F を一次元実数空間の上の，（必ずしも正でない）σ-additive な集合函数で，total variation $\|F\|$ の有限なものとする．もし

$$\int x^k dF(x)=0,\quad k=0,1,\cdots\cdots,n.$$

ならば F の変動について次のことが云える．F を，$F=F^+-F^-$，$F^+(A)=F(AD)$，$F^-(A)=F(AD^C)$ と表わしたとき（Jordan-Hahn 分解である），$D\neq\phi$ $D^C\neq\phi$ ならば，D と D^C は，互いに他をいくつかの連結でない領域にわけるが，その個数は少くとも $n+2$ 以上である．

此のままの形では，わかりにくいが，たとえば，n ケの定点だけに正（又は 0）の確率を与える分布は，$n-1$ 次までのモーメントによつて，（存在すれば）一意的に定まるという周知の事柄も，上の定理の系として直ちに出てくる．更に定理の系として，

定理 2. $F(x)$, $G(x)$ を，それぞれ連続な密度函数 $f(x)$, $g(x)$ をもつ一次元の分布で，n 次のモーメントまで一致しているものとすれば，$f(x)$ と $g(x)$ のグラフは全く一致するか，又は，両曲線は少くとも $n+1$ ケの点で交わる．

これは，二つの分布の間に何ら距離的な結びつけを与えるものではないが，個々の問題に応じて，直観的には或る程度の目安となろう．

一般的には，上の程度のことしか云えないのであつて，具体的には，個々の問題の性質に応じた適当な制約のもとで，上の定理と，その場の具体的条件とを組み合わせれば，種々のかなり具体的な結果が出てくるわけであるが，それは問題によつて異なる断片的なこ

とであるのでここでは省略する.

On Daniels' test for regression parameters

渋谷政昭

標本量 y_i $(i=1, 2, \cdots\cdots, n)$ の構造が

$$y_i=\alpha+\beta x_i+\varepsilon_i$$

ただし $\qquad P_r\{\varepsilon_i>0\}=P_r\{\varepsilon_i<0\}=\frac{1}{2}$

であるとき，仮説

$$H_0:\ \alpha=\alpha_0,\ \ \beta=\beta_0$$

を

$$H_1:\ \alpha\neq\alpha_0,\ \ \beta\neq\beta_0$$

に対して検定するのには χ^2 を用いる Mood の M 検定，Daniels の m 検定があるが，ここでは符号の系列 $\{\mathrm{sgn}\ \varepsilon_i\}$ における run の数 U を用いることを提案する，

$$P_r(U=u)=\binom{n-1}{n}\Big/2^{n-1}$$

であるので符号検定表がそのまま利用できる．n が大きくないときには U と m との相関は高い．U は m と異なつて曲線対立仮説にたいする検定力が大きい．

U と m との同時分布を計算することは random walk における新しい型の問題となる.

組合せ中心極限定理

本尾 実

組合せ中心極限定理の一般的な型式は次の Hoeffding [1] によつてあたえられたものである.

即ち N ケの数 $(1, 2, \cdots, N)$ から等確率で重複を許さず順に $(X_1, \cdots, X_N)$ を取り出すとき

$$\begin{aligned} y_{ij}&=1 \qquad \text{if } X_i=j\\ &=0 \qquad \text{if } X_i\neq j \end{aligned}$$

とすると

$$S^N=\sum_{i,j} c_{ij}^{(N)} y_{ij}$$

の極限分布が正規分布であるという事である．但し $\{c_{ij}^{(N)}\}$ $i, j=1, \cdots, N$ は N^2 ケの任意の実数の組とする．此れは

$$S_n=\sum_{i\leq u}\sum_j c_{ij} y_{ij}$$

$S_1, S_2, \cdots, S_n$ という確率変数列を考え

$E(S_{n+1}-S_n|y_{ij}\, i\leq n)$, $E((S_{n+1}-S_n)^2|y_{ij}\, i\leq n)$

等を計算し Khintchin [2] の考えに従つて S_N の分布が正規分布に近づく事を証明する事が出来る．（実際は S_n を少し修正した確率変数列を考えそれに Loève [3] の定理を適用する）

此の方法を用いると S_N の分布が正規分布に収斂するためには Lindeberg 型の条件

$$\sum_{d_{ij}>\varepsilon} d_{ij}^{(N)2}\to 0 \quad \text{があれば充分となる.}$$

但し

$$\bar{d}_{ij}^{(N)}=c_{ij}^{(N)}-\frac{1}{N}\sum_k c_{kj}^{(N)}-\frac{1}{N}\sum_k c_{ik}^{(N)}+\frac{1}{N^2}\sum_{k,l} c_{kl}^{(N)}$$

$$d_{ij}^{(N)}=\frac{\bar{d}_{ij}^{(N)}}{\sqrt{\sum \bar{d}_{ij}^{(N)2}}}$$

此れは Hoeffding の条件

$$\sum d_{ij}^{(N)r}\to 0 \quad r=3, 4, \cdots$$

より弱い.

後者の条件は積率を計算する方法を用いる限り避けられぬと思われる.

[1] Hoeffding: Combinatorial Central Limit Theorem, Annals of Math. Stat. Vol. 22 (1951)

[2] Khintchin: Asymptotische Gesetze der Wahrscheinlichkeits-rechnung (1933)

[3] Loève: Probability Theory (1955)

組合けの判別の確率に就いて

藤本 熙

π は distribution function (dist. f.) F_1, F_2 をもつ subpopulation π_1, π_2 により構成される composite population, π の任意の random member x が π_1 のものである確率を p とする．即ち π は dist. f. pF_1+qF_2 によつて特徴づけられる，但し $q=1-p$. 今 π の member であることの判つた観測値が，予め決めておいた値 x に等しいか或は小さければ π_1 の，然らざれば π_2 の member であると判定するとき，その組分けの正しい確率

$$C(x)=pF_1(x)+q[1-F_2(x)]$$

の estimate として，π より size N の random sample を得，その m member が π_1, 残り N-m member が π_2 のものであつた時，p を $\frac{m}{N}$ で，q を $\frac{N-m}{N}$ で，$F_1(x)$, $F_2(x)$ をその empiric distribution $C_m^{(1)}(x)$, $C_{N-m}^{(2)}(x)$ でおきかえて

$$\begin{aligned}\hat{C}_N^{(1)}(x)&=\frac{m}{N}C_m^{(1)}(x)+\frac{N-m}{N}\left[1-C_{N-m}^{(2)}(x)\right]\\ &=\frac{1}{N}[(N-m)+(k-h)]\end{aligned}$$

を用いるならば，次の様が確率不等式

$$\text{Prob.}\ \{|\hat{C}_N^{(1)}(x)-C(x)|>3\eta\}$$

$$\leqq \frac{1}{5N^2\eta^4}\left[1+\left\{\frac{p^4}{(p-\eta)^2}+\frac{q^4}{(q-\eta)^2}\right\}\left\{1-\frac{1}{5N^2\eta^4}\right\}\right]$$

が任意の η に対して，x に関して一様に成立つことは，既に [1] で述べたが，若し $F_1(x)$，$F_2(x)$ の continuous を仮定すれば，

$$\text{Prob.}\left\{\max_x \hat{C}_N^{(1)}(x)-\left(\eta+p\sqrt{\frac{1}{2N(p-\eta)}\log\frac{1}{\alpha_1}}+q\sqrt{\frac{1}{2N(q-\eta)}\log\frac{1}{\alpha_2}}\right)\leqq \max_x C(x)\right\}$$

$$\geqq (1-\alpha)(1-\alpha_1-\alpha_2)$$

が任意の $0\leqq\alpha_1\leqq 1$，$0\leqq\alpha_2\leqq 1$，及次の様に定めた α，η に対して成立つ．但し α，η は binomial dist. により $\text{Prob.}\left\{\left|\frac{m}{N}-p\right|<\eta\right\}=1-\alpha$ なる様に定める．

又 optimal classification に関する条件 [2]

$$pf_1\geqq qf_2 \text{ in } w^0=\{x\,;\, x\leqq x_0\}$$

$$pf_1< qf_2 \text{ in } R-w_0,$$

但し R; sample space, f_1，f_2 はそれぞれ π_1，π_2 の density function——のもとでは，

$$\frac{1}{2}\leqq 1-\frac{1}{2}\rho(F_1,F_2)\leqq 1-\sqrt{pq}\,\rho(F_1,F_2)$$

$$\leqq C(x_0)\leqq\frac{1}{2}\left[1+(1-4pq\,\rho^2(F_1,F_2))^{\frac{1}{2}}\right]$$

が成立つ．但し

$$\rho(F_1,F_2)=\int_R\sqrt{f_1}\sqrt{f_2}\,dx,$$ 但し ρ は affinity で 0 と 1 との間にある [3]．

同様にして3つの group の場合には，

$$p_1f_1\geqq p_2f_2,\quad p_1f_1\geqq p_3f_3 \quad \text{in } w_1.$$

$$p_2f_2\geqq p_1f_1,\quad p_2f_2\geqq p_3f_3 \quad \text{in } w_2.$$

$$p_3f_3\geqq p_1f_1,\quad p_3f_3\geqq p_2f_2 \quad \text{in } w_3.$$

但し $w_1+w_2+w_3=R$，p_1, p_2, p_3 はそれぞれ π_1, π_2, π_3 の member の現れる確率——のもとでは，その判別の誤る確率，即ち expected loss は

$$\alpha=p_1\int_{R-w_1}f_1dx+p_2\int_{R-w_2}f_2dx+p_3\int_{R-w_3}f_3dx$$

$$\leqq\sum_{i\,j}\sqrt{p_ip_j}\,\rho(F_i,F_j)-\min_{i,j}\sqrt{p_ip_j}\,\rho(F_i,F_j)$$

$$\text{for } i\neq j,\quad i,j=1,2,3$$

で与えられる．

[1] Hudimoto H., On the distribution-free classification of an individual into one of two groups, Ann. Inst. Stat. Math. Vol. 8 No. 2, (1956).

[2] P. G. Hoel and R. P. Peterson, A solution to the problem of optimum classification, Ann. Math. Stat. Vol. 20 (1949).

[3] Matusita K., Decision rules, based on the distance. for problems of fit, two samples, and estimation, Ann. Math. Stat. Vol. 26, (1955).

Recurrent Process の実例について

赤 池 弘 次

昨年度の研究発会に於てポアッソン過程の実例のひとつとしてあげた自動車の流れについて更にくわしく解析した結果，自動車間隔の分布は必ずしも負の指数型分布ではない一定の分布に従い，各自動車間の間隔は互に独立であると考えられることがわかつた．これは道路の狭さが原因するものと考えられるが，このため短い時間間隔を単位とする通過台数の記録は必ずしも一様でない周波数スペクトルを持つものと考えられる．この模型はそのまま蚕繭落緒の構造を表現するものとして極めて良い結果が得られている．特に同一の寿命分布に従う多数箇の要素の renewal を考察する場合，寿命分布が負の指数分布（離散的に考えると幾何分布）に一致しない場合には各単位期間中に於ける取換え箇数の記録間には単位期間が平均寿命に比して短い場合一定の系列相関が現われること，その系列相関は当然のことながら寿命分布によつて決定されることを注意したい．詳細については Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Vol. VIII No. 2. On a zero-one process and some of its applications を参照されたい．尚生糸の落緒に関する研究は農林省蚕糸試験場の嶋崎技官によつて行われたものである．

情報理論の基本定理について

高 野 金 作

離散的情報理論の基本定理は，数学的観点からは，最近発表された論文

〔1〕 A. Ia. Khinchin, On the fundamental theorems of information theory, Uspekhi Matem. Nauk (1956)

によつて完成されていると見てもよいように思われる，その上，〔1〕は，情報理論に関する文献としては，例外的な程，詳細な数学的解説を与えている．ただ，残念なことには，証明が冗長にすぎる個所があり，また，論理的なミスもないわけではない．筆者は，数学に余り通じていない情報理論の研究者のために，〔1〕の詳細な註釈を書いたのであるが（未発表），ここではその中の一つを注意しておく，記号は〔1〕に従う．

題目の定理の証明にはいろいろの補助定理が必要で

あるが，その中の最も大切なものは，A. Feinstein の基本補助定理である．それの証明に〔1〕は次のことを用いている．

通話路〔A, ν_x, B〕は予報をせず，有限な記憶 m をもち，かつ定常とする．この通話路の送信アルファベット A をアルファベットにもつ任意のエルゴード情報源を〔A, μ〕とすれば，情報源〔A, μ〕と通話路〔A, ν_x, B〕との結合情報源〔$A \times B, w$〕もエルゴード性をもつ．

〔1〕は，これの証明に，通話路〔A, ν_x, B〕が上述の性質をもつならば，

(＊) 各 $x \in A^I$ に対し情報源〔B, ν_x〕が m-dependent になる

ことを利用している．しかし，これは間違いで，反例を作ることもできる．それで〔1〕の証明を成り立たせるためには，(*) を仮定すればよいが，これは次のようにゆるめることができる．

(**) 各 $x \in A^I$ に対し，自然数 $d(x)$ がきまり，情報源〔B, ν_x〕は $d(x)$-dependent である．

昭和 31 年度の研究

松下嘉米男

昭和 31 年度において取り扱つた問題，特に距離概念に基づく決定方式の立場からの取扱いについてのべた．

K. Matusita; Decision rule, based on the distance, for the classification problem, Ann. Inst. Stat. Math. Vol. VIII, No. 2 (1956) 参照.

新聞広告の統計的分析

大石　潔

昭和25年6月25日に勃発した朝鮮動乱は，日本経済を大きく好転せしめた．かかる経済状態の動きが反映して，それが新聞広告の上にも何らかの形で表われているのではないかと考えられる．そこで昭和 25 年前期 (3～6月)，後期 (10～12月) の広告量，及びこれと比較するため，経済状態が可成りに安定してきた昭和 29, 30 年同一期の広告量 (29, 30 年は電通『統計月報』のデータ使用) を取り上げた．先づ，各年に於いて，月別総広告量及び一件当りの広告量は緩い勾配で増加の傾向がみられる．次に広告量には (月別) 種目別にみて，ワクがあるか否かを調べるため，薬品，化粧品，本雑誌，食料品，百貨店，映画，金融，証券の8項目 (この8項目は広告量に於いて大部分を占める) をとり，Spearman の ρ を用いて検定した所，順位に於いて可成り高い相関がみられた．これは種目別にみて，広告量にワクのあることを暗示するが，それが自然的――掲載需要が一定しているためか，それとも人工的――掲載制限によるものか，前者ならば尚更，たとえ，後者であつても，これらのヒストグラムを眺める時，時期と共に少しづつズレテ行くことを考え合わせると，そのズレが如何なる原因によつて生ずるが問題になる．これが経済状態の動きに関係するか否かが，この分析の最終の目的とする所である．そこで，各年毎に前後期の或る種の平均増減率をみる時，29, 30 年は類似し，それに比して 25 年は，明らかに差異がみられた．

かような関係を詳細に調べるには長期間を取り上げて，time series の問題として取扱うことが必要であろう．

偏微積分方程式と確率過程との関係 (II)

第二研究部　横田紀男

今年度は昨年に引続き，集報第4巻第1号に記載した方法の統計力学への応用及びその拡張について研究を試みた．

気体の光又は microwave の吸収曲線を正確に与える公式――之に伴つて pressure broadening の密度変化も正確に導かれる公式が得られるようになつた．(32 年5月日本物理学会発表予定)

その他色々統計力学の問題に応用し得ると思われる．例えば電気抵抗の計算等，之等は未だ完了していない．

一方多体問題で，一体の分布函数に reduce すると non-linear な Boltgmann equation が得られる．之に対応して，path integral で得ると，path の戻る effect が入る．之等の数学的な解析は，新しき発展の道を開くと思われるが，今後の研究に待つ所が多い．

31 年度研究発表会アブストラクト

樋口伊佐夫

◎粒体模型実験，その他

Steal ball により粒度分布を与えた時の粒子の random packing をつくり，写真撮影によつて測定を行う．粒度分布をもつとき (単位分布でないとき) は外力場に於て random packing は外からの agitation

に対して安定ではなく，外力の方向に小さい粒子が外力と反対方向に大きい粒子が移動する．また境界の影響（wall effect）は粒度のそろつている程（大ざつぱにいつて粒度分布の分散の小さい程）大きく，相当粒体内部に迄及ぶ．packing 内部の統計的記述のために packing に paraffin をとかし込み断面をつくり，更に石膏でかたをとり写真に撮つた．これ等の写真のうちいくつかを供覧する．

その他の 31 年度中の研究については Annals，彙報に発表した．

医師調査について

鈴　木　達　三

これは「医療制度の国際比較についての研究」の一つとして，東京大学社会学研究室と統計数理研究所とが協同で行つた調査である．

なおこれらの研究は昭和 31 年度厚生省科学研究費により行われたものである．

以下調査の目的，調査の概要，結果の一部をのべる．

〔I〕 調査の目的

1　医療関係者の社会的地位の測定（特に医師の社会的地位の測定）

2　専門的職業の一つとしての医師の社会的移動，社会的態度，職業に対する態度の研究

3　これらの調査に附帯して医師の医療制度，医療保険制度に対する態度の研究

この外一般的なものとして

4　一つの職業グループに対する面接調査法の研究

5　広い地域にばらまかれた，単純層別ランダム・サンプリングによる調査費用の推定（これから費用函数の考察）

6　自記式（医師届出票）と面接調査との答の比較

7　non-responce の追求

社会的地位の測定，社会的移動，社会的態度等に関する一般市民を対象とした調査は，すでに SSM（社会的成層と移動）調査で行われているので，それらと比較できるように，われわれも 1°，2° については SSM の調査項目，調査法を使用した．

〔II〕 調査票の概要

調査票はつぎの 6 つの部分に分けられる

A　サンプル本人の生年，学歴，現在の仕事等 face sheet に当るもの

B　家族，親族の学歴，職業等，社会的移動に関するもの

C　本人の仕事の具体的内容（労働時間，収入，役職等）

D　医療保険，医療制度についての態度

E　職業に対する態度，社会的地位について，職業の格付け等，社会的地位の測定に関するもの

F　一般的な社会的態度について

〔III〕 調査の計画，実施

1　サンプリングは医師届出票で行い，東京都区部在住の男子医師 600 を抽出した．抽出比は約 1/17 である．

2　調査は昭和 32 年 2 月中旬，個別面接調査法により行つた．面接所要時間はおよそ 50 分であつた．

3　調査の結果は，割当サンプル 600 に対して回収サンプル 482，回収率は 80% である．

〔IV〕 集計結果について

以上が調査のあらましであるが，現在集計，分析がすんでいるのはごく一部であるからここでは SSM 調査と比較できるものについて若干の比較をのべる．

1　まず社会的移動に関する部分として，「父の学歴」についてみると医師では一般にくらべて高学歴のものが有意に多い．「父の職業」についてみると SSM 調査でサンプル本人の職業が専門的であるものにくらべて，医師では父の職業が専門であるものが有意に多い．これらからみると医師は学歴から見ても，職業的にみても高い階層から出ているものが多いといえる．これを更に世襲についてみると，SSM 調査では本人が専門的職業であるものの同職率は 26% であるが，医師では 38% と有意に多くなつている．SSM では職業大分類にまとめてなお 26% であるから医師の同職率は非常に高いわけである．

2　つぎに社会的地位に関するものとして本人の階層帰属意識をみると，医師では SSM の専門的職業のサンプルにくらべて，中流の上と答えたものが有意に多く，逆に下流と答えたものは有意に少い．調査員の判定においてもこの様子はかわらない．これからみると医師の社会的地位は一般に高いと考えられる．

Non-linear Programming について

鈴　木　雪　夫

Dantzig による Simplex 法は，linear programming (L. P.) を解く万能の法と云えるが，non-linear programming については，そのような解法は発見されていない．

Kuhn と Tucker は制限条件に表われる函数及び目的函数が convex function であるならば，saddle point problem を解くことにより，解を求めることができることを示した．即ち

$$g_i(x_1, \cdots, x_m) \geqq 0 \quad (i=1, 2, \cdots, n)$$

$$x_1, \cdots, x_m \geqq 0 \qquad (g_i \text{ は convex 且微分可能})$$

なる制限条件の下で

$$f(x_1, \cdots, x_m) \qquad (f \text{ は convex 且微分可能})$$

を最小ならしめる解 $x_0 : (x_1^0, x_2^0, \cdots, x_m^0)$ は，若し存在すれば，

$$\Phi(x, u) = f(x_1, \cdots, x_m) + \sum_{i=1}^{n} u_i g_i(x_1, \cdots, x_m)$$

の saddle point を (x^*, u^*) とすると，即ち

$$\Phi(x^*, u) \leqq \Phi(x^*, u^*) \leqq \Phi(x, u^*) \qquad \text{for any } x, u \geqq 0$$

を満足するならば，$x^* = x^\circ$ が成立つのである．

われわれは，特に，次の問題を取扱う．

問題　I

$$\begin{matrix} Ax \geqq c \\ x \geqq 0 \end{matrix} \quad A = (a_{ij}) \quad \begin{matrix} i=1, \cdots, n \\ j=1, \cdots, m \end{matrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_m \end{pmatrix}, \quad c = \begin{pmatrix} c_1 \\ \vdots \\ c_m \end{pmatrix}$$

なる条件の下で

$$f(x_1, \cdots, x_m) = f_1(x_1) + f_2(x_2) + \cdots + f_m(x_m)$$

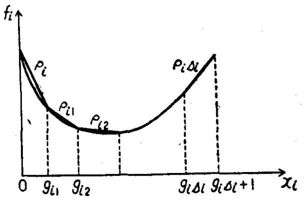
$$f_i : \text{convex}$$

を最小ならしめる解を求める．

各 $f_i(x_i)$ を折線近似してえられる函数を $g_i(x_i)$ とすると，

$$f_i(x_i) \doteqdot g_i(x_i) = f_i(g_{i1}) - \rho_i g_{i1} + \rho_i(x_i - v_{i1}) + \rho_{i1}(v_{i1} - v_{i2}) + \cdots + \rho_{is_i-1}(v_{is_i-1} - v_{is_i}) + \rho_{is_i} v_{is_i}$$

と表わされる．



玆に

$$x_i + u_{ij} - v_{ij} = g_{ij}, \quad u_{ij} v_{ij} = 0, \quad u_{ij}, \quad v_{ij} \geqq 0$$

今

$$f_i(g_{i1}) - \rho_i g_{i1} = \delta_i, \quad \rho_{ij+1} - \rho_{ij} = k_{ij} \qquad (j=1, 2, \cdots, s_i)$$

とおくと

$$g_i(x_i) = \delta_i + \rho_i x_i + \sum_{j=1}^{s_i} k_{ij} v_{ij}$$

従つて，問題 I は次の問題と近似的である．

問題　II

制限条件：1)　$Ax \geqq c$

2)　$x \geqq 0$

3)　$x_i + u_{ij} - v_{ij} = g_{ij}$

4)　$u_{ij} v_{ij} = 0$

5)　$u_{ij}, v_{ij} \geqq 0$

の下で

$$g(x) = \sum_{i=1}^{m} g_i(x_i) = \sum_{i=1}^{m} \delta_i + \sum_{i=1}^{m} \rho_i x_i + \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{s_i} k_{ij} v_{ij}$$

を最小ならしめる解を求めること．

となる．4) 式は一次的な関係ではないが，4) を除いた制限条件の下では Linear programming となる．この問題の解は，必然的に 4) の条件を満さねばならないことが容易に分る．

問題 II の変数 u_{ij}, v_{ij} の数は折線近似を高める程，益々増大する．それ故，問題 II（(4) を除いた）を解くには，記憶容量の大きい高速度計算機が必要となる．

拡散的現象を伴う流れについて

菅　原　正　巳

拡散的現象（物質の拡散よりは広い意味で考える）を伴う流れを，つぎのように考える．即ち $t=0$ に，$x=0$ にあつた粒子が，時刻 t に，位置 x にある確率密度が，つぎの式で表されるとする．

$$\varphi(x, t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma\sqrt{t}} e^{-\frac{(x-vt)^2}{2\sigma^2 t}}$$

$t=0$ で，$x=0$ にあつた粒子の数が十分に大であれば，上の確率は，時刻 t，位置 x に於ける物質の濃度に比例すると考えてよかろう．

従つて，地点 $x=a$ で観測すれば，濃度の時間的変化は，次式で与えられる．

$$\varphi(a, t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma\sqrt{t}} e^{-\frac{(a-vt)^2}{2\sigma^2 t}}$$

正規分布は，平均値から標準偏差の 3 倍以上距つた所では実質的に 0 に等しいと考え，流れて行く物質の先頭の動きは

$$x = vt + 3\sigma\sqrt{t}$$

で表されるとする．従つて，地点 $x=a$ に初めて物質が現れる時刻を t_1 とすれば，

(1)　$a = vt_1 + 3\sigma\sqrt{t_1}$.

つぎに，地点 $x=a$ で濃度が最大になる時刻を t_2 とすれば，それは $\dfrac{d}{dt}\varphi(a, t) = 0$ の根である．

$$\frac{d}{dt}\log\varphi(a,t)=-\frac{1}{2}\frac{1}{t}+\frac{a^2}{2\sigma^2t^2}-\frac{v^2}{2\sigma^2}$$

より，

(2) $t_2^2+\left(\frac{\sigma}{v}\right)^2 t_2=\left(\frac{a}{v}\right)^2.$

さて，地点 $x=a$ で，物質の先頭，濃度の極大の到着する時刻 t_1, t_2 を測り，それから v, σ を求めることを考える．それには，(1),(2) を連立させて解けばよいが，それを実用的に，簡単に解くことを考える．

$\frac{t_1}{t_2}=\tau,\ \frac{t_2 v}{a}=x,\ \frac{\sqrt{t_2}\,\sigma}{a}=y$ と置いて，(1)，(2) を変形すれば，

(1′) $\tau x+3\sqrt{\tau}\,y=1,$

(2′) $x^2+y^2=1.$

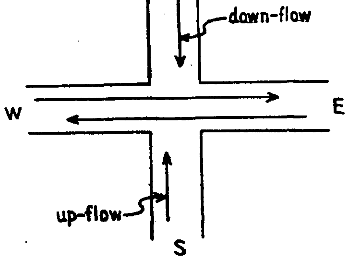
これにより，容易にノモグラムを作ることができる．

交叉点における待時間について

第2研究部 植 松 俊 夫

交叉点における自動車の交通整理の方法の検討を統計的観点から行う為の第一段階として，二三の交通整理の方法のモデルを考えて，それ等に対する待時間について論じた．最も普通の，一定間隔をおいて交叉点の信号を交代させる方法等については，今迄に文献もあるので，ここでは触れなかつた．設定したモデルでは，すべて車の到着を Poisson process なりと仮定し，又異る方向の車の到着は互に独立とした．又交通が余り混みあつていず，待ち行列が次の信号の cycle の時間迄後をひく事はないと仮定した．

ここで考えた交通整理の方法は，次の (A)，(B)，(C) の三種類である．但し下図の S-N flow の待時間を問題にする事にする．



(A) S-N flow に対する信号が赤になつた時刻から以後，up-flow と down-flow の車の到着数の累積が m 台（m は前もつて与えられた自然数）に達した瞬間に S-N flow に対する信号を青に変える．

(B) S-N flow に対する信号が赤になつた時刻から以後，W-E flow の車の到着数の累積が m 台（m は前もつて与えられた自然数）に達した瞬間に，S-N flow に対する信号を青に変える．但し若しも S-N flow の stop の時間が M（M は前もつて与えておく）に達するも，W-E flow の到着数の累積が m 台に達せぬ時は，ここで打切つて．S-N flow に対する信号を青に変える．

(C) 方法 (B) と同じ様なやり方で，但し (B) の如き S-N flow の最大の stop の時間 M を与えない．

以上の様な交通整理の方法に対する待時間について，次の様な結果を得た．但し信号の一つの cycle における S-N flow の車の待時間の合計を W，信号の一つの cycle の時間の長さを T，S-N 方向の flow のうち，up-flow の待行列の長さを L_u，down-flow の待行列の長さを L_d，又信号の一つの cycle に於ける up-flow の待時間の合計を W_u，down-flow の待時間の合計を W_d としている．又平均，分散，記号として，$E[-]$，$V[-]$ を用いている．更に，S-N flow の up-flow 及び down-flow，及び W-E flow の夫々について，単位時間当りの車の到着数の平均を夫々 $\alpha_1, \alpha_2, \beta$，$\alpha=\alpha_1+\alpha_2$ としている．

(A) について：

$$E[W]=\frac{m(m-1)}{2\alpha},\quad V[W]=\frac{1}{6\alpha^2}(m-1)m(2m-1)$$

$$T \text{ の分布の密度函数}=\frac{\alpha^m}{\Gamma(m)}\xi^{m-1}e^{-\alpha\xi}\ (\xi>0)$$

L_u, L_d は夫々パラメーターが $m,\ \frac{\alpha_1}{\alpha}$ 及び $m,\ \frac{\alpha_2}{\alpha}$ の2項分布をなし，且つ L_u と T 及び L_d と T は夫々独立．

$$E[W_u]=\frac{m(m-1)\alpha_1}{2\alpha^2},\quad E[W_d]=\frac{m(m-1)\alpha_2}{2\alpha^2}$$

(B) について：

T の分布は，

$$P_r(T\leqq\lambda)=\begin{cases}0 & :\ \lambda\leqq 0\\ \dfrac{\beta^m}{\Gamma(m)}\displaystyle\int_0^\lambda \xi^{m-1}e^{-\beta\xi}d\xi & :\ 0<\lambda<M\\ 1 & :\ M\leqq\lambda\end{cases}$$

$$
\begin{aligned}
E[W]=\frac{\alpha}{2\alpha}\Bigg[&\frac{m(m-1)}{\beta}(1-e^{-\beta M}-\beta Me^{-\beta M}\\
&-\frac{e^{-\beta M}\beta^{m-3}}{(m-1)!}\sum_{j=3}^{m-1}\frac{\{(m+1)m-(m-j+1)(m-j)\}(m-1)(m-2)\cdots(m-j+2)}{\beta^j}M^{m-j+1}\\
&-\frac{2(2m-1)e^{-\beta M}\beta^{m-2}}{(m-1)!}M^{m-1}-\frac{2e^{-\beta M}\beta^{m-1}}{(m-1)!}M^m\Bigg]
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\mathrm{V}[W]=\frac{\alpha}{12\beta}\Bigg[&\frac{m(m+1)(m+2)}{\beta^2}\left(1-e^{-\beta M}-\beta Me^{-\beta M}-\frac{\beta^2M^2}{2}e^{-\beta M}\right)\\
&-\frac{e^{-\beta M}\beta^{m-4}}{(m-1)!}\sum_{j=4}^{m-1}\frac{\{(m+2)(m+1)m-(m-j+1)(m-j)\}(m-1)(m-2)\cdots(m-j+1)}{\beta^j}M^{m-j+2}\\
&-\frac{3(3m^2-3m+2)\beta^{m-3}e^{-\beta m}}{(m-1)!}M^{m-1}-\frac{6m\beta^{m-2}e^{-\beta M}M^m}{(m-1)!}-\frac{3\beta^{m-1}e^{-\beta M}M^{m+1}}{(m-1)!}\Bigg]
\end{aligned}
$$

(C) について：

$$E[W]=\frac{\alpha m(m+1)}{2\beta^2},\quad \mathrm{V}[W]=\frac{\alpha m(m+1)(m+2)}{12\beta^2}$$

放射線による死亡数の予測

崎 野 滋 樹

鼠にX線を毎日一定照射したときの確率モデルを作成した．照射線量は 20, 40, 60, 80, 120, 200 roentgen per day であつて，これらの線量を毎日照射したとき，時刻 t から Δt 時間に一匹死ぬ確率を時刻 t に於ける死亡数 N_t と生きている数 $(n-N_t)$ の積に比例すると仮定した．即ち

$$P_t=\lambda N_t(n-N_t)\Delta t \qquad (1)$$

但し λ は比例常数．

そこで時刻 t に於ける平均死亡数を m_t で表わすと，m_t は logistic curve

$$m_t=\frac{n}{1+e^{-\lambda(t-t_0)}} \qquad (2)$$

に従う．そして minimum logit χ^2 method で parameter λ, t_0 の推定を行い，χ^2-test をした結果は死亡数の推定の精度は非常によい．このことから (1) のモデルは非常によいものであることがわかる．照射線量と parameter との間の関係については sample の繰り返し数が少いため求めることが出来なかつた．将来更に照射線量を換えた実験について同様な解析を試み，線量と parameter の関係を求めたい．

土木工事に於ける統計的問題

石 田 正 次

1) 土木工事に於ける統計的問題は綜合的なオペレーションズ・リサーチがその中心になるのであるが，我々が現在電源開発株式会社の作業について行つている研究は未だその基礎資料をあつめる調査の段階である．これらの調査結果に附随して二三の問題があつたので次にその概要を述べてみる．

a) 数量化に関する問題

これは工事単価の要因分析及び見積に関する問題である．隧道，橋梁などの工事に当つて各要因の寄与度を求め，これによつて単価の推定式を作つた．

b) 抜取検査法の問題

鉄板熔接部のレントゲン検査の問題である．従来は一枚の写真中のキズの数を標識とし，その数が一定数より多いものは不合格としていた．ここではその不合格率の推定が問題である．この不合格率を希望する精度でおさえるために比率として取扱うと莫大な枚数のレントゲン検査を行わなければならない．幸い一枚当りのキズの数の分布が一定の型を示すことがわかつたので，この分布の性質を用い検査枚数を減すことができた．

c) ボーリングビッドの交換の問題

ボーリングビッドの使用時間数とそれに対応する作業量との関係を調べ最も能率のよいビッドの交換時間を決定した．

2) 卸売物価指数について

現在日本銀行から発表されている卸売物価指数は固定 weighs で算出されているが，そのための歪みは相当大きい．又同指数は一社一品目をたてまえとして調査されているが，価格の店によるひらきが大きいので，一箇所だけでの調査では不充分である．これらの欠点をのぞくためには調査店をランダムサンプルするような新らしい調査方法を考える必要がある．

3) エリア・サンプリングの方法

エリア・サンプリングを行うためには地図を必要とするが，これを航空写真で代用した場合の調査方法を森林調査の場合について考えた．

4)　乱数の作成

サンプリング，モンテカルロ法など近時ますます多量の乱数が使用されるようになつてきているので既成の乱数表では不充分である．そこで乱数を短時間で作り出す機械を作製した．方法は放射能を利用するものである．この機械は現在当研究所のリレー計算機の中に組み込まれて種々の計算に利用される予定である．

昭和 31 年度第二研究部の研究概要と私の研究概要

林　知　己　夫

我々の研究方針については 29 年度の発表会に述べた通り——統計数理研究所彙報，第 3 巻，第 1 号——である．研究を進める方法や研究項目については統計数理研究所要覧，1957，に詳述してあるのでそれを参照していただきたい．各研究室や個人の研究については夫々の個所に詳しいので更めて繰返さない．

ここではまづ第一に第二研究部において共通の協同研究として取りあげている二つの問題；層別法の研究，マスコムミュニケイションの統計的研究；から説明する．

（i）　層別法の研究

全国区市町村について新しい資料を収集し，これをカードに記入し，層別の index 作成の基礎とすることにした．この作業は完成した．次に実際のどのような調査に対してどのようなインデックスを用いて層別するのがよいかを各種類の調査に対して検討するのであるが，これは次の年度の研究となる．

（ii）　マスコムミュニケイションの統計的研究

（a）　マスコムミュニケイションの通路の研究のため，原子力発電の研究所が設置される茨城県東海村を候補地とした．理由は新しい工業建設やそれに関する情報が村に与える動的影響及びそれに応ずる反応を最初から追及するのに便利なこと，大きなショックが村へ与えられ，これに対する対策（P. R.）がとられるであろうこと，したがつて我々の目的に対して好都合であることにあつた．ここで江差郡における研究の継続を行うことを目ざして，現地視察を行つたが茨城大学の学生グループが継続調査を行つているので，その方と連絡を取り，また原子力研究所とも連絡をとり，調査の時期をまつこととした．

（b）　用水事業に関する調査

爾後の調査を行うべきか否か視察を行つたが，いまだ再び調査する時期でないことが判明した．

（c）　町村合併に関する調査

視察を行つたが，全く状況は変化して居らず，やはりいまだ調査の時期でないことがわかつた．

（d）　マスコムミュニッイションの効果に関する調査

新聞のコンテントと人々の意見の変化（勿論その人々の持つ意見，態度や信条，過去・現在の体験，状況の変化なども考慮に入れる）を追う調査を継続し EF-V, EF-VI-ABCD，EF-VII の調査を行つた．EF-V，EF-VII は従前からの調査と同一趣向で，時期をきめて人々の意見の変化を追う調査で，意見の長期変動をみようとするものである．EF-VI-A, B, C, D はトピックをとらへ短期間における新聞のコンテントの変化と人々の意見の変化とをつきあわせ，新鮮なままにそれを直接に関係づけようとしたもので，日ソ交渉問題をとりあげ，パネル調査を併用し A, B, C, D の四回の調査を行つた．以上の研究から判明したことは，知識，記憶にもとづくものにはコンデントと人々の回答とは非常に明確な形のむすびつきが見出されるが，意見に関するものについてはその他の条件が錯綜するためか一般に分明した関係を見出すことが困難であつたと言うことである．但し，日ソ交渉に関するごとく，予備知識があまりなく意見が単純なインフォメイション（知識等も含む）等にもとづく所が多く且つそれらの内容が大部分新聞等を通してのみ与えられるようなものについては，意見変化とコンテントの変化との明確な対応が予想される．これについての詳しい分析は来年度に譲ることになつた．

なおこれにあたつて方法論の問題，特に面接調査法の問題——quota 法と random sampling，調査員の評価とその行動，調査員の偽瞞行為の発見法，調査員が non-response としたものに対する追求，被調査者に対する予告訪問と無予告訪問，留め置き調査法と面接調査法との比較，non-response の追及等——があわせ研究された．

次に私自身の本年度の研究について述べてみる．5 月中旬迄イスラェル・トルコ・スェーデン・英国，米国へ文部省の在外研究員として出張し，研究機関の視察・研究者との意見交換を行つた．これについては科学基礎論研究（科学基礎論学会機関誌，創文社発行）第 8, 9, 10 号にのせた報告参照．

数量化の問題としては (i) paired comparison における inconsistency（$A>B$, $B>C$, 然し $A<C$ のおこるような問題）の問題を多次元的数量化の考えによつて解明しようとすること，即ち A に（$x_{A1}, x_{A2}, \cdots, x_{AR}$），$B$ に（$x_{B1}, x_{B2}, \cdots, x_{BR}$）等々の如く数量 x_{ij} を与え，inconsistency のよつておこる所以を A, B, … 等の個物の空間的配置（最小の次元 R を見つけ

出す必要がある）と判断者の著目する次元の相異に依つて起るものとして解決しようとすること（これは一種の factor analysis の考えに近い），(ii) レッテル design の類別とそれをえらぶ人の性格との分類を同時に行うために数量化の考えを用いること，(iii) 要因に correlation ある場合に判断的中率を最大にする立場から数量化を行う問題を処理すること，(iv) ベクトル間の相関についてのうち，相手とするものが量ではなく多次元的分類で与えられる場合，それらに数量を与える立場から，generalized variance を最小にする考えの下に問題を解明しようとすること（これは数量が前もつて与えられているときのベクトル相関の拡張となる），(v) 多次元分類（一次元分類のときの判別函数を含む）において，個物に単一のスカラーの数量を与えるのではなくヴェクトル量を与えることによつて generalized variance を最小にする考えの下に問題を処理しようとすること，またこれと判別函数を用いて行う方法——通常のではなくいくつかの特性根（このうちの最大が通常の相関比 η^2 と一致する）を用いて多次元的な分類として処理する場合——との関係を論ずること，(vi) 前に論じた sociometry における数量化理論が L. Guttman の radex theory (factor analysis を別の立場から追及したもの）の方法と関係づけられること，(vii) 具体的な問題としては，態度測定法の review を行つたこと，政治的態度変容のメカニズムを数量化的立場から行つたこと（輿論科学協会と協同），新聞広告の記憶の問題を多次元的要因の関係で把え数量化の方法で取扱つたこと（電通からの依頼），色彩統計の問題——色差表現に関する統計的問題，色彩観察における比較法による測色の歪みの問題の実験的研究，明暗段階の感覚判断と物理測定との関係もとめる問題——（日本色彩研究所と協同）を処理したこと等である．

sampling の問題としては我々の方法論的立場から (i) response error 評価の問題（敬語調査——国立国語研究所と協同研究——，国富の第二次調査——経済企画庁，商業動態調査のチエック調査——通産省），(ii) 集計における水まし法による誤差の計算，(iii) 任意の確率による sample 抽出の問題（漢字の読みの調査——文部省国語課），(vi) multiphase sampling における問題（国富第二次調査，投資実績調査——経済企画庁），(vii) sampling における formulation と design の問題（中小企業総合調査——通産省），の諸問題を取扱い，その他読み書き能力調査の分析（文部省国語課），言語障害児童の調査計画（文部省特殊児童教育室）を取扱つた．

その他計算法としては $HX=\lambda FX$ (H, F は positive definite のマトリックス，X は縦ベクトル，λ は特性根）の一つの近似計算法を試みた．

リレー計算機による線型計算について

統計数理研究所　多　賀　保　志

線型計算においては，ベクトル算・行列算が基本的な役割を演ずるが，実際問題としては，行列の逆転・行列の固有値・線型聯立方程式・行列式・線型計画法等に関する計算が重要である．我々はリレー計算機を使用して，高次行列の逆転および線型聯立方程式の計算法について研究した．そのような計算においては，計算手順を表わすプログラミングも問題であるが，それは別の機会に述べることとし，（統計数理研究所彙報5巻1号参照）ここでは計算の精度および速度について考察してみよう．

まず，9次のレオンチェフ行列の逆転について，次のような5方法を採用してみた．

〔i〕 消去法（Verzuh の方法）

〔ii〕 分割法（4つの小行列に分割する方法）

〔iii〕 共軛勾配法（一種の逐似近似法で精度がよい）

〔iv〕 逐次近似法 (1)（近似逆行列の精度を逐次高めてゆく方法）

〔v〕 逐次近似法 (2) ($(I-A)^{-1}=(I+A)(I+A^2)\cdots(I+A^{2m})\cdots$ を利用する方法）

そして，計算によつてえられた逆行列を $\overline{A^{-1}}$ とし，真の逆行列 A^{-1} との差 C（誤差行列）の大きさを，次のようにして評価した．

$$\frac{\rho(C)}{\rho(A^{-1})}\leqq\rho(R) \quad \text{or} \quad \rho(C)\leqq\frac{\rho(\overline{A^{-1}})\cdot\rho(R)}{1-\rho(R)}$$

ただし，R は残差行列 ($A\overline{A^{-1}}-I$)，ρ は行列のノルム ($\rho(A)=\sqrt{\sum_{i,j}a_{ij}^2}$) を表わすこととする．

結果を一覧表にまとめると，次の表のようになる．

逆行列の精度と計算所要時間

計算方法	$\lvert R\rvert$ の最大値	$\rho(R)$	$\rho(\overline{A^{-1}})\cdot\rho(R)$	所要時間
〔i〕 消去法	$0.0^{6}50$	$0.0^{6}26$	$0.0^{4}92$	35分
〔ii〕 分割法	$0.0^{7}44$	$0.0^{6}19$	$0.0^{4}69$	20分
〔iii〕 共軛勾配法	$0.0^{7}41$	$0.0^{6}29$	$0.0^{8}10$	360分
〔iv〕 逐次近似法 (1)	$0.0^{6}20$	$0.0^{6}25$	$0.0^{4}89$	240分
〔v〕 逐次近似法 (2)	$0.0^{6}52$	$0.0^{6}62$	$0.0^{8}22$	180分

これをみると，どの方法によつても精度の点ではほぼ似たものであるが，30 次以上の高次行列の逆転を行う場合は，方法の選択が重要になつてくると思う（方法〔iv〕，〔v〕は計算時間が長いため余り実用的でない）．50 次以上の場合は方法〔ii〕によるのがよい．

線型聯立方法式の根を求める場合にも，上と同じようなノルムにより評価を行うことができる．計算方法としては，次の 3 つが考えられる：

〔i〕 消去法（Verzuh の方法）

〔ii〕 共軛勾配法

〔iii〕 逐次近似法

20 元の場合，計算時間はどの方法によつても約 3 時間である．ただし，〔iii〕は係数行列の対角線要素の絶対値が，他の要素のそれに比して十分大きい時にのみ適用されるのであるが，多元聯立方程式にはそのような型のものが現れることが多いので，かなり利用価値はある．20 元の場合について応用した一例についてみると，有効数字 8 桁が全部収斂するには，35 回の近似が必要であつたが，25 回で初めの 6 桁まで収斂するから，それで十分実用的であると考えられる．その場合の残差ベクトル r のノルム $\rho(r)$ は，$c\times10^{-6}$ $(0\leqq c<10)$ 程度である．

正準相関論と回帰論の一問題

塩　谷　　実

$x_1=(x_1^{(1)}, x_2^{(1)}, \cdots, x_p^{(1)})$ と $x_2=(x_1^{(2)}, x_2^{(2)}, \cdots, x_q^{(2)})$ の正準相関係数の平方を，$p\leqq q$ として，$1\geqq\rho_1^2\geqq\rho_2^2\geqq\cdots\geqq\rho_p^2\geqq0$ なる p 個の ρ_i^2 で表わす．第 3 の変数 $x_3=(x_1^{(3)}, x_2^{(3)}, \cdots, x_r^{(3)})$ が x_1 か x_2 に加わつた時には，正準相関係数は変つて来る．その個数を l とし，$1\geqq\phi_1^2\geqq\phi_2^2\geqq\cdots\geqq\phi_l^2\geqq0$ なる ϕ_i^2 で表わす．此の時常に $\prod_{i=1}^{p}(1-\rho_i^2)\geqq\prod_{i=1}^{l}(1-\phi_i^2)$ が成立することを証明することが出来る．特に等号が成立するためには，x_1 と x_2 の間の，x_3 の影響を除いた時の，偏正準相関係が全部 0 になることが必要且つ充分であることが言える．此等の事が，多変数回帰論に於ける，追加された従属変数の効果をしらべる事に密接な関係があることを明示し，上記の偏正準相関係数の分布論が重要な役割をもつことをみたのである．

Characteristic functional について

樋 口 順 四 郎

n 次元の Euclid 空間 R_n で n 次元の分布を F_n とする．n 次元の Bonel 集合の族を B_n とすると (R_n, B_n, F_n) は確率空間である．$k<n$ のとき R_n から R_k への projection を $\pi_{k,n}$ とすると $P_k(A)=P_n(\pi_{n,k}^{-1}(A))=A(R_k)$ 即ち consistency がある．故に R_n の projective limit を R とすれば R を確率空間と考えてよい．Banach 空間 X の dual space X^* の函数 $\varphi(x^*)$ が与えられていて，X^* の strong topology で一様連続，weak topology では連続で，positive definite $\sum\varphi(x_j^*-x_k^*)\alpha_j\bar{\alpha}_k\geqq0$，$\varphi(\theta)=1$ であるとする．$x^*=\sum_{i=1}^{n}t_ix_i^*$ のとき $\varphi(x^*)=\varphi(t_1x_1^*+\cdots+t_nx_n^*)$ を $\varphi(t_1,\cdots t_n)$ とするとこれは n 次元の分布の特性函数になる．

linear functional の一つの系列 $\{x_1^*, x_2^*, \cdots x_n^*, \cdots\}$ に応じて，(R_n, F_n) を作りこの projective limit を R とする．R の点を ω で表わす．$\omega_n=(\alpha_1, \cdots\alpha_n)\in R_n$．$\omega_n=\pi_{n\infty}\omega$ である．$A\subset R$，$A\in B$ のとき $A_n=\pi_{n\infty}A$ とすれば $\mathfrak{A}=\{x\,;\,x_1^*(x)=\alpha_1, \cdots x_n^*(x)=\alpha_n\}$ に対して $\mu(\mathfrak{A})=m(A)$ を measure と定義する．この $\mathfrak{A}$ を cylinder set とよべば，$\mu(\mathfrak{A})$ が cylinder sets の上で連続なことが証明できれば，それを含む加法族の上の測度と考えてよろしい．それは E. Mourier の thèse と同じようにしてできるが，条件 c については問題が残つている．これらについてはもつとよく考えてみたい．

面接調査法の諸問題　その 3

西　平　重　喜

1956 年度には研究指導普及室としては，日本鋼管株式会社の厚生施設に対する従業員の世論調査に，全面的に協力した．その結果，会社は新らしい施策を打出した．また，いわゆるモラールと具体的問題との関係をみて，態度調査についての研究をおこなつた．

また，1955 年度よりの日本社会学会の社会的成層と移動の研究の集計分析も終わり，報告書も作製した．また annals にその一部についての研究を発表する．これには多賀保志，鈴木達三も常任委員として参加している．

第 2 研究部第 1 研究室に属するものとしては，マス・コンの効果調査（第 6 次 A, B, C, D と第 7 次の 5 回）を実施し，集計分析をした（統計数理研究リポート 2 号）．これに関連して，文部省の助成研究とも兼ねて，面接調査法についての研究をつづけた．これも彙報に発表の予定であるが，その概要はつぎのとおりである．

1° reliabilily：昨年度，半年後の再調査と前調査

の結果をみたが，今年度は約半月の間でくらべてみた．前回と同じように，調査の結果はミクロには動きがあるが，マクロには変化が少いことが分かつた．

2° 調査予告の効果：まつたくない．

3° 留めおき調査：回収率は高くならない．記憶や知識に関する質問の正答率は高くなる．あいまい中間的な答が多くなる．

4° 割当法：同じ地区で性，年令，職業をコントロールして，割当調査とランダム・サンプリングの調査をおこなつた．その結果，高学歴にかたより，意見でも差がでてきた．また，不明，無答などが少ない．さらに，割当法のときには住所，氏名をも記入させたが，あとから郵便を出すと持戻りが多く，住所，氏名は正しくないことが予想される．

5° 調査不能：調査不能者を研究員が再訪問してみると，その不能理由は90%以上正確であつた．また，調査不能となつたサンプルと，ランダム・サンプルの両方に，留めおき調査を実施した結果，両サンプルの間に有意な差はほとんどみとめられなかつた．すなわち，調査不能者は全サンプルから片よつたものとは認められない．

第三研究部の研究概要

青山博次郎

第三研究部は計算法，計算機械化法の研究室と研究指導普及室より成つている．計算法研究室では各種統計計算の方法を研究すると共に，モンテカルロ法，標本抽出法に利用するため放射能を利用した乱数作成器を考案し，リレー計算機に取付けられるようにした．計算機械化法研究室ではリレー計算機を使用して，各種線形計算のプログラミング，計算の時間研究，誤差評価などを行つた．研究指導普及室では日本社会学会との協同研究として社会的成層と移動の研究を行い，日本鋼管の厚生調査，労働省婦人少年局の婦人の生活調査などの指導を行つた．

研究員は第二研究部の研究員も兼ね，本来の研究の外，共同研究としてマス・コミュニケイションの効果測定，内容分析などの研究にも携つた．

青山研究室も，第三部としては武蔵野市調査の指導，防衛庁の選抜テストの重みづけの計算などを行つた．第二部の第三研究室としては氷の販売予測と最適生産計画の研究，予備選抜の方法（人事院と協同），テストの信頼度係数の標本変動，流出機構と河床の長期変動，洪水予知，流出模型による流出に関する研究（科学技術庁と協同），連続生産型抜取検査，非線型計画法，医師調査（厚生省，東大社会学研究室と協同）などの研究を行つた．

テストの信頼度係数の標本変動については AISM Vol. VIII No. 3, 1957，武蔵野市調査については武蔵野市議会報告書（昭和 31 年 9 月）及び武蔵野市下巻（印刷中），20 次の逆行列の計算誤差については統数研彙報第 5 巻第 1 号（本号）の報告を参照せられたい．また氷の販売量予測と最適生産計画については日本統計学会，予備選択については講究会に於て報告を行つた．

昭和 31 年度 統計技術員養成所事業概要

内田良男

養成所は統計技術員の養成を目的とし併せて統計数理の指導を行つている．

この線に沿つて 31 年度に実施した事業について報告する．

1．先づ基本科について．これは高校卒程度の学力を有する者を教育対象に，4 月より 7 月の間に統計数理の基礎知識について教授したが，これを理解させるためこの授業に先立ち数学の通論，統計の初歩について教授した．申込者 22 名中，入所試験を経て 9 名が入所した．

次は研究科について．これは短大卒程度の学力を有する者が教育対象である．

受講者の学歴（研究科前期）

理　学	28%
工　学	31%
医　学	3%
農　学	6%
経済学	14%
文　学	4%
その他	14%
計	100%

5 月より 7 月末までを前期，9 月より 12 月までを後期としている．前期において基礎知識，後期で専門知識を与えている．後期は前期に継続した教授内容であるが，前期相当の学力のある者には後期だけでも受講できるよう取扱つている．

教授内容は

前期（総時間数 74）では

統計数理概説	4 時間
基礎概念	22 〃

推定論及検定論 20 時間
標本抽出法 10 〃
数値の取扱い方 8 〃
検定に関する特論 10 〃（自由選択）

後期（総時間数 68）では

統計的管理法 10 時間
実験の計画法 10 〃
調査企画法 10 〃
多次元解析法 10 〃
数量化の理論とその応用 10 〃
系列現象解析法 10 〃
統計的決定論 12 〃

前・後期で 144 時間，このようになつている．受講者の職業は

会 社 員	22%
公 務 員	43〃
教　 員	17〃
学　 生	14〃
無　 職	4〃

このようになつていることは，この教育が社会人を対象としていることを明瞭に物語つている．このために授業は週3日，夜6時から8時に行つている．受講者は前期に 90 名，後期に 82 名であつた．

次は専攻科について．これには工業統計を主としたものと，教育統計を主としたものとがある．

工業統計の講座は，会社，工場，研究所等の職員を教育対象としたもので，31 年度では

計画と管理のための統計的方法
組立作業における統計的管理法
感覚の数量化
ヒューマン・リレーションズにおける測定法
経済予測の統計的方法
モンテカルロ法

といつた講義を行つた．これは11月1日より10日まで行つたが，受講者は 60 名であつた．この数は，ここ 2，3 年漸次増加してきている．すなわち

29 年度	35 名
30 年度	53 名
31 年度	60 名

となつている．

次に**教育統計**の講座は，中学校，高校の教職員を主な教育対象としたものである．31 年度には

統計的データの取扱い方
統計的推論の方法

といつた講義と教育に特に関連深い

選抜試験における統計的方法
テストの作成と分析
学力調査とその追跡
集団行動の分析

といつた講義を行つた．

これは8月15日より23日までで，受講者は67名．この内訳は

中 学 校	64%
高等学校	18%
教育研究所	75%
そ の 他	5%

であつた．受講者数は

29 年度	47 名
30 年度	24 名
31 年度	67 名

となつていて，31 年が最大である．

2．31 年度に行つた事業の概要は以上の通りであるが，研究生の募集をいかに行つているかという点について次に聊か報告する．

基本科，研究科は，全くといつてよい程，新聞広告に依存している．

すなわち，31 年度に本所から外部に対して行つた募集方法としては，これを研究科前期に例をとると，

4月2日，4月4日，5月5日

都合3回にわたつて新聞広告（朝日新聞朝刊）を行つた．例年の事であるが，受講申込者に「募集を知つた経路」をたずねた結果

回答数 96 で	4/2	4/4	5/5	友人知人	その他
	14%	7%	16%	44%	16%
		37%			

という結果である．これは例年の結果，すなわち（但し基本科も含めているが，数が少いので大勢に影響ない）

28 年度	毎日夕刊	朝日朝刊	案内状ポスター	有人知人	その他
	4/15	4/16			
(回答数 205)	39%	27%	12%	16%	6%
	66%				

29 年度	朝日朝刊	朝日朝刊	案内状	友人知人	その他
	4/12	4/14			
(回答数 84)	49%	25%	6%	14%	6%
	74%				

30 年度	朝日朝刊	朝日朝刊	朝日朝刊	友人知人	その他
	4/11	4/18	日付不明		
(回答数 96)	34%	14%	22%	25%	5%
		70%			

これと比較すると．

（i） 例年新聞を見て知つた者が約 70% であつたのに 31 年度は 40% 未満に減つている

（ii）　友人知人によつて知つた者が急速に増加してきている

こういつた2点が顕著である．これは統計数理研究所並養成所の歴史のしからしめる所かも知れない．この点，研究科より入所資格の点で低い基本科と対比させてみると一層興味深い．

すなわち，例数は少いが，

30 年度	新聞	友人知人	その他
基本科（回答数 15）	80%	20%	なし
研究科（回答数 94）	70%	25%	5%
31 年度	新聞	友人知人	その他
基本科（回答数 6）	100%	なし	なし
研究科（回答数 96）	37%	44%	10%

このような結果になつている．これをみると，（友人，知人）及び（その他）の内容を分析しなければならない段階にきているようである．

この新聞による募集広告の方法は，専攻科の工業統計でも用いているが，専攻科では新聞のみにたよつてはいない．

工業統計の講座では，31 年度には

（a）　朝日朝刊（5日間隔で2回）に募集広告を掲載する

（b）　本所より約600社に募集要項を郵送する

（c）　従来本所に関係のあつた約100個人に募集要綱を郵送する

（d）　31 年度研究科生（前期，後期）に募集について周知させる

以上大別して4種の方法を採つた．

受講者に対して行つた調査結果では「募集を知つた経路」は

	（a）	（b）	友人知人	その他
（回答数 38）	13%	68%	8%	11%

このようであつた．

教育統計の講座では，31 年度には

（1）　東京都近郊中，高　約600校

（2）　全国統計教育指定校　約400校

（3）　全国教育研究所　約 40

に対し募集案内を行うの外

（4）　文部本省を通じて全国の教育委員会に

（5）　行管，統計基準部を通じて全国の都府県統計主管課に

募集の案内を行つた．

調査結果では，受講者が募集を知つた経路は

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	その他
（回答数 37）	43%	22%	11%	16%	3%	5%

であつた．

新聞に募集広告を掲載すると，本所に問合せがくるが，その状況は次の通りである．28 年度に例をとると第1回の新聞広告掲載の翌日を第1日として算えると，全問合せ数の約8割（4/5＝0.8）の問合せが来る日は6日である．幾つかの事例（基本科と研究科前期）を挙げると，

年度	問合せ数（約）	割合 $\frac{1}{2}$,	$\frac{2}{3}$,	$\frac{3}{4}$,	$\frac{4}{5}$,	$\frac{9}{10}$	備考
28	300	2	4	5	6	9	2回（毎日，朝日の順）間隔0日
29	360	3	4	4	4	10	2回（朝日，毎日の順）間隔1日
31（I）	360	3	4	4	5	7	2回（朝日のみ）間隔1日
31（II）	110	3	3	3	4	5	1回（朝日）

ここで知れる通りで，7日も経てば問合せの大半が終つてしまうのである．

尚，32 年度には概ね 31 年度と同様な事業を行うが，その他に大阪において7月中旬に工業統計講座を開催する．

昭和 31 年度の研究課題のまとめ

第1研究部

第1研究室

距離概念に基づく決定方式の研究

統計数理の基礎についての研究

ノン・パラメトリック推論の研究

分類の問題の研究

統計的函数の極限分布の研究

工業，経済，農業への応用に対する統計的分析の基礎についての研究

マルコフ過程についての研究

第2研究室

Queue 過程の研究

Gap の過程の研究

マイクロウエーブの伝播における雑音の統計的性質についての研究

モンテカルロ法についての研究

第3研究室

情報理論についての研究

第2研究部

第1研究室

標本調査法理論の研究

回答誤差，無回答誤差の評価とサムプリング企画の問題についての研究

調査実施における誤差評価の問題（特に面接調査法，郵便調査法において）

社会調査法理論の諸問題（特に世論調査）

全国区市町村の層別法に関する研究
社会的移動と階層に関する問題
労働市場についての統計的研究
因子分析法による経済統計量の定義法の一つの試み
新聞広告の統計的分析法についての研究
関聯度の測度の問題
Welch の統計量の分布函数の作成

第2研究室
粒子統計及び粉体統計の諸問題（粉体模型による実験とコロイド黒鉛データとの比較，パッキングの統計的表現）
量子統計の諸問題(微積分方程式の確率論的解釈，この量子現象—強磁性体の問題—への応用)

第3研究室
統計的管理法の研究
教育測定と分析
数学的計画法についての研究
踏切危険度の統計的分析法についての研究
社会保障の統計的研究
雨量と流量に関する研究
治水，利水に関する研究
洪水波の変形に関する研究
流量推定を自動的に行う機構の問題
時系列の解析法

第4研究室
現象 formulation の研究
数量化と予測法の方法論の研究
質的データの分析の精密化をはかるための数量化（経済予測，工事管理，色彩現象について)の研究
多次元解析法（特に個々の特有根の behaviour の解析，弁別について）の研究
態度測定法の問題
味覚に関する統計的研究（実験の計画，解析法及び表示法）
林業に関する統計的分析（材積，伐採量，生長量の調査分析から有効な森林経営法を検討する）
交通，電話交換における輻輳等トラフィックの問題の統計的処理についての研究
心弾図に関する統計的研究
放射線の動物に与える影響の統計的研究

第3研究部

第1研究室
一般化された特有方程式の数値解法に関する研究
乱数作成機とその適用に関する研究

第2研究室
各種自動計算機に関する研究
自動計算機の効率的管理法の研究
自動計算機に適合する計算法ならびにそのプログラミングの研究

第2，第3研究部の共同研究
マス・コムミュニケイションの効果測定法に関する統計的研究（今年度はマスメディアの内容分析と継時的態度・意見測定）