創立第15周年記念講演会次第

昭和34年6月27日には東京に於て第15周年記念講演会（第7巻第1号145頁参照）が行われたが，11月14日午後には大阪市においても（朝日新聞大阪本社講堂）15周年記念講演会が行われた.

1. 統計推論の基礎概念
第1研究部長　松下嘉米男
2. 市場調査と統計
第2研究部長　林知己夫
3. 国民性の調査
所長　末綱恕一

創立第16周年記念講演会次第

昭和35年6月25日午後1時30分より第16周年を記念して，統計数理研究所講堂で記念講演会が行われた.

1. 挨拶
所長　末綱恕一
2. 統計数理の現状とその方向
第2研究部長　林知己夫
3. 酒の味と統計
——感覚的な判断の客観性を如何に検討するか——
第2研究部 第3研究室長　塩谷実
4. 混雑とその規則性
——雑踏の解決に統計はどう使われるか——
第2研究部　植松俊夫

昭和34年度研究発表会アブストラクト

昭和35年3月23日，24日の両日，統計数理研究所において34年度研究発表会が行われた.

挨拶　末綱恕一

汎函数による確率不等式

石井恵一

確率変数の分布自体は未知であるが，若干の information として分布の或る特性値 $\theta=(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_n)$ が知られているとき，この確率変数が，与えられた領域 E に落ちる確率がどの程度まで定まるかという問題を考える．この種の問題は，ノンパラメトリック検定や線型計画法に関係がある.

ここでは特に有限区間上の分布——一般性を失なわずに [0,1] とする——を考える．すると，[0,1] における実数値連続函数全体の作る通常の意味での Banach 空間 C の上で定義される非負線型汎函数は [0,1] 上の分布 $P(\cdot)$ を定めることはよく知られている．ところが，C の部分空間として有限個の函数 $f_1, \cdots\cdots, f_n$ の張る空間 B を考え，汎函数の値が B 上でだけ与えられているならば，それに対応する分布は一般にはたくさんあつて，一つのクラス $\mathfrak{P}$ を作る．このとき $\sup_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$, $\inf_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$ はどのようにして求められるかという問題を論ずる．

特に扱い易いのは，E が閉集合又は開集合であり，$f_1, \cdots, f_n$ が $f_0 \equiv 1$ を加えてチェビシェフ系（[0,1] 上の相異なる $n+1$ 個の点 $x_0, x_1, \cdots, x_n$ に対して行列式 $|f_i(x_j)|_{i,j=0,1,\cdots,n}$ が決して0にならない）を作る場合である．このとき，問題は，$M=(M_1, \cdots, M_n)$ が与えられたとき，[0,1] 上の確率分布 $P(\cdot)$ で $M_i = \int f_i(x)P(dx)$, $(i=1, \cdots, n)$ を満足するものの全体を $\mathfrak{P}$ とすれば，$\sup_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$, $\inf_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$ はどのようにして求められるかということになる．

第一段階として，$M=(M_1, \cdots, M_n)$ を実現する分布が存在するかどうかを先ず見分けねばならないが，それには，$(n+1)/2$ 個の点（$x=0$ と $x=1$ はどちらも 1/2 個と数える）上にだけ質量をもつ分布で M を実現するものありとして方程式（点 x_i とその点における確率 p_i を未知数として）をたてる．これが，

（i）$0 \leqq x_i \leqq 1$, $p_i \geqq 0$ なる解をもたなければ，分布は存在せず，従つて $\mathfrak{P}$ は空集合である．

（ii）解を唯一つもてば，それは高々 $n/2$ 個の点上にだけ質量をもち，しかも $\mathfrak{P}$ はこの分布一つだけから成る．

（iii）解が二つあれば，$\mathfrak{P}$ は無数の分布を含むが，ちょうど $(n+1)/2$ 点に質量をもつ分布は前記の解二つだけである．

それ以外の場合はない．

第二段階として，上の各場合に $\sup P(E)$ 等を求めねばならないが，これについて次の結果が導かれる：

E を閉集合とすれば，$\sup_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$ は次の手続きで求められる：

（i）のときは分布が存在しないので問題はない．

（ii）のときは，分布は唯一つであるから前記の方程式をといてそれを求めれば，それにより $P(E)$ の値も一意に定まる．

（iii）のときは，$f_0, f_1, \cdots, f_n$ の一次結合 $f=a_0f_0+a_1f_1+\cdots+a_nf_n$ で $f \geqq \chi_E$（E の定義函数），

$$a_0+a_1M_1+\cdots+a_nM_n=\sup_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$$

なるものが存在し，また，$P_0(E)=\sup_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$ なる分布 P_0 が存在して有限個の点 $\left(\frac{n+1}{2} \sim \frac{3}{2}(n+1)\right)$ の上の分布となる．これにより，これらの点とその点の確率とを未知数として有限個の方程式をたててこれを解けば P_0 が求まり，従つて $\sup_{P\in\mathfrak{P}} P(E)$ を定めることができる．

或る順序統計量に就いて

藤　本　　熈

1.　事柄 A（それは心理的乃至は社会的な—）に対する或る集団に属する各個人の態度を，その強弱に従つて分類しようとするとき，そのために A に関する或はそれを説明する m 個の質問 $(\Pi_1, \cdots, \Pi_m)$ を用い，各個人のそれに対する反応をしらべるものとする．但し各 Π_i は "好む"，"好まぬ"，或は "はい"，"いいえ" の型を採用するものとする．即ち各個人は Π_i に対して $e_i=1$ 或は0で反応する．

そのとき各個人の事柄 A に対する態度の程度を，$\sum_{i=1}^{m} e_i$ 或は $\sum_{i=1}^{m} a_i e_i$ で表はそうとするとき，そのような一次元化の効果の測度に就いて論じた．

2.　分布変数

$$F_X(t)=\begin{cases} 0 & X<0 \\ f_0 & X=0 \\ g_0+(1-g_0)G^*(t) & X>0 \end{cases}$$

$$G_Y(t)=\begin{cases} 0 & Y<0 \\ g_0 & Y=0 \\ f_0+(1-f_0)F^*(t) & Y>0 \end{cases}$$

に就いて，統計量

$$\frac{\hat{h}(F,G)}{(1-\hat{p})^2}=\frac{\sum(\hat{F}_i\hat{g}-\hat{G}_i\hat{f}_i)}{(1-\hat{p})^2}$$

を用いて二標本検定を議論した．但し ^ は理論的な分布に対応する経験分布を意味し，

$$\hat{p}=\frac{1}{2}(\hat{f}_0+\hat{g}_0)\ \text{(sample sige の等しいとき)}$$

詳細は Ann. Inst. Stat. Math. Vol. XI (1959), pp. 113〜120.

広義確率過程について

樋　口　順　四　郎

確率過程を函数空間で実現する問題については，

Doob-Mann の定理があり，Banach 空間での weak distributionに対してこれに相当する結果は Getoor が論じている．Locally convex な linear space でもこのことが言えると Getoor は述べているが，このことについてはやはり証明を与えねばならないと考える．一般の locally convex linear topological space は Banach 空間の projective limit であるか，またはその dense な部分空間であることは知られている．いま Gelfand-Silov 流に可附番個の norm をもちしかも Montel space であるものを考える．これは Banach 空間の可附番列の projective limit になり，その dual space は Banach 空間の可附番列の inductive limit で，reflexive かつ separable である．その上各々の Banach 空間が reflexive かつ separable になる．しかもこの inductive limit は regular で，このことから Getoor の結果がほとんどそのままの形でなりたつ．Schwartz の distribution の空間は Banach 空間ではなく，projective limit と inductive limit という演算を locally convex space にくり返して適用して得られるような空間であるが，上の結果から Winkelbauer の定理と同じような結果も得られる．

読取り時点の誤差が標本値の周波数特性に及ぼす影響について

赤池弘次

連続記録を時間的にサンプリングして処理する場合，サンプリングを行う時点の指定に誤差が含まれると，得られた標本値のスペクトル函数がどのように変形されるかを考える．

サンプリング時点の間隔の長さが定常な確率過程 $\{\varDelta\tau_n(\omega);\ -\infty<n<\infty\}$ を構成する場合を考え，更にサンプリング時点の系列 $\{\tau_n(\omega);\ -\infty<n<\infty\}$ がもとの定常確率過程 $\{x(t,\omega);\ -\infty<t<\infty\}$ ($Ex(t,\omega)=0$ としておく.) と独立であるとする．このとき得られる標本値の系列は定常な確率過程 $\{x_{\tau,n}(\omega);\ -\infty<n<\infty\}$ を構成しもとの $\{x(t,\omega)\}$ のスペクトル函数を $P(f)$ とすると

$$E\{x_{\tau,n+k}(\omega)x_{\tau,n}(\omega)\}=\int\phi_k(f)dP(f)$$

となる．但し

$$\phi_k(f)=E\{\exp 2\pi if(\varDelta\tau_1+\varDelta\tau_2+\cdots+\varDelta\tau_k)\}.$$

この結果にフーリエ変換を行うことによつて $\{x_{\tau,n}(\omega)\}$ のスペクトル函数

$$P_\tau(f)\quad\left(-\frac{1}{2}\leq f\leq\frac{1}{2}\right)$$

を求めることができる．今特に第 n 番のサンプリング時点 $\tau_n(\omega)$ が

$$\tau_n(\omega)=n\varDelta t+\xi_n(\omega)$$

と書ける場合を考える．ここで $\{\xi_n(\omega)\}$ は互に独立に同一の分布に従う確率変数の系列とする．この場合には $\phi(f)=E\{\exp(2\pi if\xi_n)\}$ とすると

$$dP_\tau(f)=\sum_{\nu=-\infty}^{\infty}d\left|\phi\left(\frac{\nu+f}{\varDelta t}\right)\right|^2P\left(\frac{\nu+f}{\varDelta t}\right)+\left[\int_{-\infty}^{\infty}(1-\phi(f'))^2dP(f')\right]df$$

となることが知られる．これによつてこの型のサンプリングは内部に白い雑音源を持つ低域濾波器のように作用することが分る．$\{\varDelta\tau_k\}$ が互に独立に同一の分布に従う確率変数の系列の場合についても同様の検討が容易に行われる．$\tau_n(\omega)=n\varDelta t+\xi_n(\omega)$ の場合の白い雑音のパワーは $\int_{-\infty}^{\infty}(1-|\phi(f')|^2)dP(f)$ となるが，この場合，同一の $x(t,\omega)$ から同じ形式の互に独立なサンプリングによつて求められるふたつの標本値を，$x_{\tau,n}{}^{\mathrm{I}}$，$x_{\tau,n}{}^{\mathrm{II}}$ とすると

$$\frac{1}{2}E(x_{\tau,n}{}^{\mathrm{I}}-x_{\tau,n}{}^{\mathrm{II}})^2=\int_{-\infty}^{\infty}(1-|\phi(f')|^2)dP(f)$$

となることから，これを用いて白い雑音のレベルを推定することができる．正確な時刻を示すパルスが同時に記録されているような連続記録から物指を用いて行う読取りは大殆この型のサンプリングと考えられ，従つて読取り誤差の影響は 2 回独立な読取りを行うことによつて検討が可能になる．

実例について見るとこのような読取り誤差のスペクトル函数に及ぼす影響は比較的小さいことが見られる．しかしもとの $\{x(t,\omega)\}$ に極めて高い周波数成分が含まれる場合には，いわゆる量子化雑音よりも，この読取り誤差による白い雑音の方に注意を必要とするであろう．この結果はアナログ・ディジタル変換器の精度の検討のためのひとつの理論的な基礎を与えるもとの思われる．

以上の結果の実例を含む詳細は．Annals of the Institute of Statistical Mathematics, vol. XI に発表される．

$\sum\frac{\partial^2}{\partial x^{i2}}+\sum b^i\frac{\partial}{\partial x^i}=\frac{\partial}{\partial t}$ に対応する拡散過程の構成について

本尾実

1° R^N：N 次元ユークリッド空間

W：$[0,\infty]$ から R^N えの連続函数 $x(t,w)$ の全体

$\mathbf{B}_t$: $\{x(s, w)\ s \leq t\}$ によつて生成される Borel field

$\mathbf{B}\ = \{\bigcup_{t \geq 0} \mathbf{B}_t$ で生成される Borel field$\}$

$\bar{C}_0$: R^N 上の連続函数 f の中で $\lim_{|x| \to \infty} f(x)$ の存在するもの全体

$P_x{}^b$: $\mathbf{B}$ 上の (x から出発した) Brown 運動の確率測度

とする.

2°　今 b^i ($i=1, 2, \cdots, N$) を R^N の有界一様連続函数で $\|b^i(x)-b^i(y)\|<K\|x-y\|$ を満足するとする.

此の時, 確率積分

$$I_x(t, w)=\int_0^t \sum b^i(x(s))dx^i(s)$$
$$-\frac{1}{2}\int_0^t (\sum b^i(x(s)^2))ds$$

を考えると

$\mathbf{B}$ 上の確率測度 P_x があつて

$$P_x(\mathrm{B})=\int_{\mathrm{B}} e^{I_x(t,w)}dP_x{}^b(w) \qquad \mathrm{B} \in \mathbf{B}_t$$

となるものが作れる.

この ($P_x, \mathbf{B}, W$) は拡散過程になる.

3°　$T_t f(x)=\int f(x(t, w))dP_x(w)$

とおくと,

T_t は C_0 を C_0 えうつす強連続な semi-group になつて, その生成作用素 $\mathfrak{A}_0$ はその domain が

$\mathfrak{D}(\mathfrak{A}_0)=\{f \in C_0 \quad Sf$ 存在して C_0 に属する$\}$

且つ $\mathfrak{A}_0 f=Sf$ である.

但し

$$Sf(x)=\lim_{r \to 0}\frac{N}{r^2}\Big(\int_{\partial K_r}\frac{1}{\omega_N}(f(\xi)$$
$$+\sum(\xi^i-x^i)b^i(x)f(\xi))d\omega-f(x)\Big)$$

K_r は中心 x 半径 r の円, ω_N はその表面積, $d\omega$ は面積要素である (S は f が二階連続微分可能なときは $\sum\frac{\partial^2}{\partial x^{i2}}+\sum b^i\frac{\partial}{\partial x^i}$ と一致する.)

4°　拡散過程 ($P_x, \mathbf{B}, W$) は $\mathbf{B}_t$ 上の測度として Brown 運動と互に絶対連続であるので, Brown 運動の有限時間で定る確率1の性質はそのままもつている. 即ち

(i)　局所重複対数の法則は成立する.

(ii)　A : compact の時, $P_x(x(s) \in A$ for some $s<\infty)>0 \rightleftarrows$ Campacity $A>0$. 等

(iii)　又 S に関する Dirichlet 問題が Laplacian に対する Dirichlet 問題と同じ条件の下で解けるとも云える.

第1研究部の研究概要・その他

松　下　嘉　米　男

世論について

鈴　木　達　三

1954 年以来, マスコミュニケーションの効果の研究のため, 世論調査を半年おきに実施しており, 今年度は, その 12, 13 次調査をおこなつたこの調査はマス・メディア (特に新聞) が世論におよぼす効果をみるのが目的であるので, 事実の動きに応じて新聞がどのような記事を書いたかを内容分析し, それがどのように読まれ, 各人のもつ意見がどのように動いたかを調査によつて測定していくものである. このため, 調査項目は, 事実の動きに応じて長期間新聞にとり上げられる可能性のあるもの, 事実の変化の前・後の調査が可能なもの, 新聞によりとり上げ方が各紙で異る (可能性のある) もの, などが重点的に選択されてきた. 又このほかに, 事実が動きそうなもので, しかも長期にわたるようなものをあらかじめ調査項目に加えて, 手びろくアミをはつておき, 事実が動きはじめてから. 継続してくりかえし調査をおこない, 新聞の内容分析とつけ合わせをやる方針で, 多くの項目がとり上げられている. このようにしてとり上げられた項目は, 今までに 120 項目余りにもなる. そしてこの中の相当数は継続して調査されてきている. さらにそれらに対応する新聞の内容分析もいくつかの項目について行われているが, ここではそれにふれないで, 今まで, 長期間にわたつて継続して調査されてきた項目について, どのような傾向があるかを分析してみる,

長期間継続して調査した質問は,「政府・国会・新聞は世論を反映しているか」,「重大対策」,「憲法改正に賛成か」,「再軍備に賛成か」などの質問である. 全体でみるとはつきりした傾向はみとめられないものが多いが, これを性別, 年令別, 学歴別支持政党別などにみると, 一定の傾向があるものもあり, それらとの関連において, 一見, 無規則的な全体の変動も, ある特定な層の変動によるということが見出されるものもある. たとえば,「重大対策」のうち,「失業対策」をあげたものは段々減つてきているがこれを, 年令別にみると 20 才・30 才台の関心が, 学歴別には中学卒の関心が減つてきたことによつて, 全体が漸減の傾向にあると考えられる. また, 同じ「重大対策」のうち,

「社会保障」では，中学・高校卒の関心が高まつたことによつて，全体が漸増の傾向をしめしていると思われる．これはまた，実際に具体的な事実（国民年金制度の実施など）が進行して，社会保障という言葉が学歴の低い層に，だんだんと理解されてきた過程をしめすものともいえよう．さらに「科学技術振興」では，ソ連の人工衛星打ち上げが成功してから，関心が高まつてきたが，これも，学歴の高い層，特に大学卒の関心が高まつたことによると思われる．このような質問では，事実の動き，あるいは，マス・コミの動きによつて，ある層に動きがみられ，それが全体の傾向を左右したと考えられるのである．

経済現象に於ける諸集中形態と各種計量方式について

田　口　時　夫

諸種の資本の集中形態を主にローレンツカーブの批判的適用によつて捉える事を試みた．その方法の適用は，分布の直接的検討から，密度分布を経て，総計（統計的全体）乃至平均（統計的代表）的傾向と傾斜乃至集中運動乃至作用を分離分析することを企図し，且つ可能にするものとして進んだ方法と云えよう．

註（後掲のプリントに於て筆者は，この方法を range と集中を分叢形成するものとしたが上記の如く訂正する．）

具体的な資料及び解説に関しては既に経済企画庁経済研究所により「日本に於ける資本の諸集中形態と一般的量認識及び各種の計量方式について，その (1)」1960 年 3 月として発表したので以下，上述の註を含む，其の後の検討により訂正さるべき点及び追加すべき二三の計量的性質を記載する．

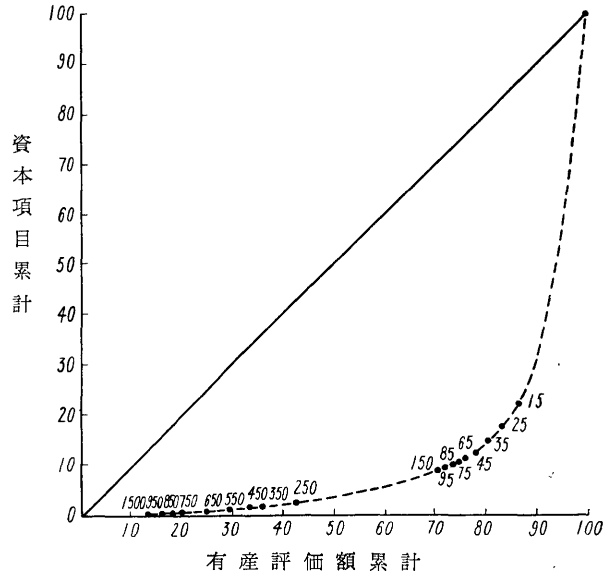
今例えば各種の基本的諸量と並び，企業別に算出される諸集中係数と総計乃至平均（評価額の資産えの集中係数と総量乃至平均，前掲書では掲載し得なかつた諸所得の諸集中と平均，個別企業の客観的把握として諸資本額及び共等の企業えの集中及び限界量等）を基礎にして，各種の経済活動（生産・再生産から出発する一聯のそれ）を考察する事が出来ないであろうか．

此の方向は，昨年度発表した「経済構造及び経営内容に関する諸量間の諸関係とその認識方法について」に於けるものと別の一方向と思う．

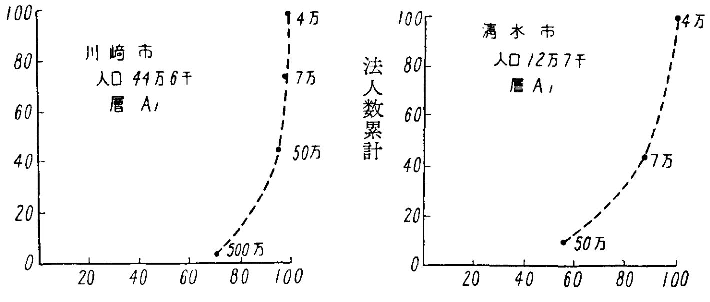
扨て，ローレンツの計量的性格は一般的に分布函数 $y=f(x)$ に (3) を前提とした変換

$$Y=\int_{-\infty}^{x} f(t)dt \qquad (1)$$

評価額の資産への集中
製造B社（機械）



地域別の法人への資本(金)の集中



資本金額累計

$$X=C\int_{-\infty}^{x} tf(t)dt \qquad (2)$$

ここに

$$\frac{1}{C}=\int_{-\infty}^{\infty} tf(t)dt \qquad (\text{平均}) \neq 0 \qquad (3)$$

を施す事であるが，具体的に定率減少分布

$$f(t)=\lambda e^{-\lambda t}$$
$$\lambda>0 x\leqq 0$$

に於て定曲線又そのローレンツ・カーブと均等線との間の面積（集中係数）として不変量 1/4=0.25 を得た.

又同時に，単にかかる不変量を得る原密度分布としては，指数分布に留まらざる事を知つた.

一様分布については勿論 1/2 であるが，パラメータを有するものとして定額増加

$$f(t)=\lambda t,\ \lambda>0 \qquad 0\leqq t\leqq\sqrt{\frac{2}{\lambda}}$$

に於ては係数 1/10=0.1 を得るのである. 又定額減少 $f(t)=\lambda(k-t)$, $\lambda>0$ $k>0$ $k\geqq t\geqq 0)$,

$$\left(\text{密度条件} \int_0^k f(t)dt=1 \text{ から } k=\sqrt{\frac{2}{\lambda}}\right),$$

に於ても不変量 1/5=0.2 をもつ.

（前掲のプリントに於ては (3) で規定される係数による修正を，見落した為かかる結果に到達し得なかつた). 且又注意すべき事は前掲プリントの諸資料は同一形態でない，即，尠くとも上の三例の何れかにより単一に規定することが出来ない点である.

法人企業活動把握に関する其の他の問題は，同時に法人サンプルに於ける問題点でもあるが，既に「日本の国富構造」サムプリングシステム等に於ても一部掲載し，猶例えば，吸収合併，生滅及び企業内活動として更新，老朽，操業，遊休状態等について既存資料（例えば 30 年国富調査，準備調査，附帯調査，本調査等）の活用分析を図り，その統計的究明に努力するつもりである.

各種分布機能やの特性を示す係数把握の為には，一般的抽象的な，新たに提唱する計量尺度 $\varepsilon(x)$，その逆函数 $\chi(x)$ 等の導入により，更にそれの現実的具体的計量用具としての活用を意図しているが，詳細は別に発表する.

昨年度筆者はその方法を含む見解を力学観，運動論的経済認識として主張したが，各国の諸文献の吟味の結果，dynamic economy，或は economical dynamics 等類縁性，親近性を予想させつつも，猶必ずしも筆者の意図を充分に充たすものでないのであつて，差当り今後共，筆者自身の見解を発展させる事を企図し，又既に幾つかの点に於て，成果を得たものと思う.

投票する人と棄権する人

西 平 重 喜

選挙の予想ということは，ジャーナリズムの上の興味のほかに，予測理論の研究の上で，またとないケースである．われわれは研究所として，あるいは他の機関に協力して，選挙について研究調査をかさねている．一方，全国調査の実施に当つて，いままでは市町村を層別するとき，産業構成を重視してきた．しかし，町村合併が促進された結果，市町村の産業構成は似たものとなつてしまつた．また，世論調査などで，産業構成というものは必ずしも，当を得た層別の基準とはいえないのであろう．そこで，選挙における各政党の得票率というものを考えてみた．これに関連して，いままでのデータをとりまとめることにした.

全国の市町村別の各政党の得票率で，全国共通に得られるものは，衆議院の総選挙と参議院の普通選挙である．このうち参議院の方は，投票率からみて一般の関心が低いし，また，政党意識も衆議院の場合より薄いので，衆議院について考えることにした．ところで衆議院の各回の選挙で， 少なくとも保守派， 革新派に分けたとき，得票率が変動するようでは，一般的な世論調査の層別の基準として適当でない．そこで，保守・革新の強弱を考えて，全国から 10 選挙区をとり出し，市町村ごとの得票率の相関係数を計算してみたら，各選挙区とも相当に高い（0.6〜0.9）と考えられる．ただし，同じ選挙区内でも，市町村間の分散は相当大きい．すなわち，市町村をそれが属する選挙区の保守（革新）の強（弱）で層別するのではよくないが，市町村としてみたときの保守（革新）の強弱で層別はできることが分かつた．そこで，毎日新聞社調査部世論調査で，市町村別の得票率カードを作り，これをもとにし，サンプリングを実施した.

これとは別に，投票する人と棄権する人について，以前から研究をかさねて来たが，これについてまとめると，つぎのようなことが分かつた（そのくわしいことは，雑誌「自由」10 月号に発表する予定である)。

1. 日本の総選挙の投票率は，ヨーロッパ諸国の場合と大体同じぐらいである.

2. 区，市町村議会議員では，男女の投票率の差は小さいが，その他では男の方が高い.

3. 始めて選挙権をもつた 20 才の人の投票率は高いが，それ以外の若いものの投票率は低い.

4. 事務員や工員の投票率は，専門・管理的職業の人や，小企業主より低めである.

5. 革新派を支持する人の投票率も，決して高いも

のとはいえない.

6. 1958～59 年にかけて，東京でおこなわれた 4 回の選挙をみると，4 回とも投票しているものが約 35 %，1 回もしないものは 20 % 弱で，どちらも特定のカテゴリの人に片よつてはいない.

以上の 3，6 は，東京都 32 区において，実際に投票したが棄権したかを，選挙人名簿でしらべた結果をもとにしたものである．また，3～5 については，ある民間機関の全国の数選挙区における結果とも一致する傾向を示している.

エルゴード性と非可逆性について II

横田紀男

今年度に筆者個人で行つた研究成果は，1) Expansion Theorem of Density Matrix Vivial Expansion and Now Formula of Multiple Scattering (Jour. Pluys. Soc. Japan Vol. 15, No. 5 (1960))．2) × 繰込理論（物研 2 集 6 巻 4 号)．3) 電気抵抗の理論に関するノート（日本物理学会，秋）等である．此の内特に 2) 3) の内容を説明する.

昨年度筆者はエルゴード性と非可逆性を区別する数学的な手段を見出し，定常な非可逆現象を取扱う一般公式を導出した．それによれば，散乱によつて密度行列 ρ_0 の変化を表わす演算子 $2i\varepsilon L$(ε は Laplace 変換の parameter) は，密度行列の時間変化を単に Laplace 変換したものでなく，考えている系の体積を ∞ にして後 ε を 0 にしたとき生ずる $\varepsilon=0$ の発散の項を除去したものになつている．二次摂動計算では

$$\lim_{\varepsilon\to 0}(2\varepsilon L\rho^0)_k$$

$$=\lim_{\varepsilon\to 0}\sum_{j'}\frac{2\pi\varepsilon}{\omega_{kk'}{}^2+\varepsilon^2}|H_{kk'}{}^0|^2(\rho_k{}^0-\rho_{k'}{}^0) \quad (1)$$

ここで $H'_{kk'}$ は散乱を引き起す matrix element である．論文 2) では高次の摂動項を繰込めば

$$\lim_{\varepsilon\to 0}(2\varepsilon L\rho^0)_k$$

$$=\sum_{k'}\frac{2\pi\Gamma_{kk'}}{\Omega_{kk'}{}^2+\Gamma_{kk'}{}^2}|H'_{kk'}|^2(\rho_k{}^0-\rho_{k'}{}^0) \quad (2)$$

になることを述べたものであり，$\Gamma_{kk'}$ は遷移に関係する状態 k, k' の寿命 $\tau_k, \tau_{k'}$ と関係付けられる.

$$\frac{\Gamma_{kk'}}{h}\equiv\frac{1}{\tau_{kk'}}=\frac{1}{\tau_k}+\frac{1}{\tau_{k'}} \quad (3)$$

(1) と (2) との物理的内容の相違は顕著なものがある．(2) の中に表われた $\Gamma_{kk'}$ は δ 函数 $\lim_{\varepsilon\to 0}\frac{2\pi\varepsilon}{\omega_{kk'}{}^2+\varepsilon^2}$ の幅を与えるものであり，$H_{kk'}$ 及び $\rho_{k'}{}^0$ の k' についての変化が，δ 函数の幅 $\Gamma_{kj'}$ に比べて極めて緩慢に変るときのみ，$\Gamma_{kk'}\to 0$ とした(1) が正しい．換言すれば，状態 k, k' の寿命 $\tau_{kk'}$ が充分長く，少々の散乱でもその状態が殆んど変らない場合のみ，従来知られていた公式は正しいのである．(1) は (2) の適用限界外の逆の場合，寿命 $\tau_{kk'}$ が短かい場合でも適用出来正しい結果を導出すであろう.

体積が極めて大きな系で起きる非可逆現象を取扱うには，先ず $\varepsilon\to 0$ での発散を取除き，次に (2) のように繰込をすることによつて，散乱に状態の寿命の影響，即ち状態のボヤケの影響（観測によるものでなく，大きな系のため個々の散乱過程が色々あるためのボヤケ）が考慮され，より進んだ詳細な議論が出来るものと思われる．ここで従来の繰込理論とその方法の本質的に相違する点は，従来の繰込み理論が $\varepsilon\to 0$ での発散を防ぐためのものであつたのに反し，ここでは状態の寿命を考慮する為のものであり，その繰込み方は一義的なものでなく，寧ろ何で寿命が切れるかという物理的な考察の下に行なわれるべきものである.

Green 函数の方法，その他従来の $\varepsilon\to 0$ での発散を防ぐための繰込は，その条件のため或制約を受ける．そしてその為に，より進んだ精密な理論の構成を誤まるのみならず物理的な本質，非可逆性の本質を失なう危険性もある.

測定誤差に関する一考察

樋口伊佐夫

遠心分離沈澱法による疎水膠質粒子群の粒度分布の測定に於ける誤差の原因と見積り方について研究を行つた．それと機械部品の精度研究の際の測定データ等から通常の測定に於ける誤差の扱い方について気づいた事を述べる.

測定に与るものは被測定物，測定器，測定者であるが，夫々もう少し広く考えて，対象，測定法，目的の三つをとる．この各には夫々付随した精度（幅）があり，それ等の大きさの相対的関係によつて測定事情は異り，誤差の取扱いも異るべきである.

誤差の構成にかかわるものは，未知，不確実，あいまいである．このうちあいまいは測定対象の定義のあいまいであつて，前述の対象の幅のことであるから誤差ではないが，通常の扱いでは誤差と考えられてしまう.

測定が出来るということは対象の scale と測定法の scale の間に対応が与えられることであるが対象の側については未知であるので，対応の与え方は仮定によ

る．仮定の選択は研究者の自然観にも関係する．例えばもしも同一の実験のくりかえしを考え得ないという立場に立つと，対象と測定の完全一致がないと測定は意味を失う．又同一実験のくりかえしの間対象に変化がないと考える時確率的な対応が考え得る．対象 scale の一点に対応する測定値のひろがりが目的幅より大きいとき統計の問題となり，これが測定法 scale の幅に比してずつと大きい場合に連続分布で近似するのが通常の場合であり考え方である．しかしそうでない場合もあり得る．

前述のあいまいさに対しては無限のくりかえしによる集団構成は意味をもたない．たとえ確率空間を構成しても再現性とは無関係であるから，これを無限のくりかえしによる確率概念ですりかえない方がよい．即ちこれを他の誤差からわけて考えた方がよい．

抜取検査方式について

鈴木雪夫

Dodge と Romig の抜取検査方式の発表 (1929) 以来，種々の抜取検査方式が多くの研究者により発表されてきた．しかし，これらの多くは次の2点からみると満足なものとは思えない．その第1点は，ロット不良率の出現の割合（あるいは分布）を未知としていることであり，第2点としては，抜取検査という活動にともなう種々のコストの分析，抜取検査の効果の分析が充分になされていないということである．

そこで，1つの試みとして，ロットの不良個数の a priori な分布を考慮に入れた抜取方式を提案し，これについて議論を進める．

先づ，Dodge-Romig の抜取方式とわれわれのとの比較をし，次に，われわれの最適抜取方式はベーイズ解として求められるが，これは，Dodge-Romig の場合と同じく，簡単な方式となることがわかる．最適解を求める具体的な手続きを，a priori な分布が Beta-分布である場合を例として示した．

以上は1つの試みであるが，抜取検査のように，過去の information や工程の information が比較的容易に利用しうる場合には，それらを生かして経済性をはかるのが合理的である．

勿論，ロット不良率の a priori な分布を確定できる程の充分な information は期待しえないであろう．このような実際的な場合を処理しうる理論を作ることをわれわれは目指している．研究発表の内容の詳細については，

Y. Suzuki, On sampling inspection plans, Ann. Inst. Stat. Math. Vol. 11, No. 2

を見られたい．

多次元解析における同時信頼区間

塩谷　実

k 個の同じ型の母集団 $\Pi_1, \cdots, \Pi_k$ がある場合，此等の間の種々の比較が問題となる．此等の比較についての仮設を検定したり．母集団パラメータの比較の信頼区間を作つたりする場合，各々の比較毎に一定の確率水準でなされるのであれば，全体的にみた場合，どのような確率水準になつているかはつきりしない．したがつて全体としての確率水準がつかめた“比較に対する推論”の方法が確立されることが望まれる．即ち Multiple comparison の問題である．此の線に浴つて多次元解析の場合には，1953 年の Roy-Bose の論文以来，母集団の型が Normal の場合について，パラメータに関する種々の同時信頼区間を設けることがなされてきた．

本報告も此の種のものであり，且つ汎距離の最大値に基いて，k 個の正規母集団の平均ベクトルの間の比較に関する同時信頼区間を設けることである．二つの例として次のものを報告する．

$N(\boldsymbol{\mu}_i, \Lambda)$, $i=1, \cdots, k$ を k 個の p-変数正規母集団とし，

$$\bar{\boldsymbol{x}}_i=\frac{\sum_{l=1}^{n_l}\boldsymbol{x}_{il}}{n_i},\quad \bar{\boldsymbol{x}}=\frac{\sum_{i=1}^{k}n_i\bar{\boldsymbol{x}}_i}{\sum_{i=1}^{k}n_i},\quad \boldsymbol{\mu}=\frac{\sum_{i=1}^{k}n_i\boldsymbol{\mu}_i}{\sum_{i=1}^{k}n_i},$$

及び $\boldsymbol{L}$ を k 個の標本より得られる Λ の不偏推定行列即ち

$$\boldsymbol{L}=\frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_i}(\boldsymbol{x}_{il}-\bar{\boldsymbol{x}}_i)(\boldsymbol{x}_{il}-\bar{\boldsymbol{x}}_i)'}{\left(\sum_{i=1}^{k}n_i-k\right)}$$

とする．

（i）$\boldsymbol{\mu}_i$, $i=1, \cdots, k$ の間の独立な比較の組，

$$\boldsymbol{\eta}_i=\sum_{l=1}^{k}d_{il}n_l^{1/2}\boldsymbol{\mu}_l \qquad i=1, \cdots, k-1,$$

但し

$$\sum_{l=1}^{k}d_{il}n_l=0, \qquad i=1, 2, \cdots, k=1,$$

$$\sum_{l=1}^{k}d_{il}d_{jl}=0, \qquad i\neq j=1, 2, \cdots, , k-1,$$

$$\sum_{l=1}^{k}d_{il}^2=1, \qquad i=1, 2, \cdots, k-1.$$

が問題になつているとし，総ての non-null $\boldsymbol{a}$ と総ての $i=1,\cdots,k-1$ に対して $\boldsymbol{a}'\boldsymbol{\eta}_i$ の同時信頼区間を設けること．

（ii）（i）の k 個の母集団に於いて，例えば k 番目のもの即ち $N(\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Lambda})$ が標準実験に対応する場合を考える．此の時，標準実験と他の実験との比較を考え総ての non-null $\boldsymbol{a}$ と総ての $i=1,\cdots,k-1$ に対して $\boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\mu}_i-\boldsymbol{\mu}_k)$ の信頼係数 $1-\alpha(0<\alpha<1)$ をもつ同時信頼区間を設けること．

結果を示すと（i）に対しては

$$\sum_{l=1}^{k} d_{il}\, n_l^{1/2}\, \boldsymbol{a}'\bar{\boldsymbol{x}}_l-[A^2(\alpha)\boldsymbol{a}'\boldsymbol{L}\boldsymbol{a}]^{1/2}$$

$$\leqq \sum_{l=1}^{k} d_{il}\, n_l^{1/2}\boldsymbol{a}'\boldsymbol{\mu}_l$$

$$\leqq \sum_{l=1}^{k} d_{il}\, n_l^{1/2}\, \boldsymbol{a}'\boldsymbol{x}_l+[A^2(\alpha)\boldsymbol{a}'\boldsymbol{L}\boldsymbol{a}]^{1/2}$$

となり，$A^2(\alpha)$ は $\hat{T}^2{}_{\mathrm{MAX}}=\max_i\{[\sum_{l=1}^{k} d_{il} n_l^{1/2}(\bar{\boldsymbol{x}}_l-\boldsymbol{\mu}_l)]'\boldsymbol{L}^{-1}[\sum_{l=1}^{k} d_{il}\, n_l^{1/2}(\bar{\boldsymbol{x}}_l-\boldsymbol{\mu}_l)]\}$ の分布の上方 $100\,\alpha$ % 点である．すべての $\boldsymbol{a}(\fallingdotseq 0)$ とすべての i について，上の区間が $\sum_{l=1}^{k} d_{il}\, n_l^{1/2}\, \boldsymbol{a}'\boldsymbol{\mu}_l$ を含むと云つた時，その同時の信頼係数が $1-\alpha$ なのである．

(ii) に対する結果は，すべての $\boldsymbol{a}$ と，すべての i にたいして

$$\boldsymbol{a}'(\bar{\boldsymbol{x}}_i-\bar{\boldsymbol{x}}_k)-[\mathrm{B}^2(\alpha)\boldsymbol{a}'\boldsymbol{L}\boldsymbol{a}]^{1/2}\leqq\boldsymbol{a}'(\boldsymbol{\mu}_i-\boldsymbol{\mu}_k)$$

$$\leqq\boldsymbol{a}'(\bar{\boldsymbol{x}}_i-\bar{\boldsymbol{x}}_k)+[\mathrm{B}^2(\alpha)\boldsymbol{a}'\boldsymbol{L}\boldsymbol{a}]^{1/2}$$

である．$\mathrm{B}^2(\alpha)$ は $\hat{T}^2{}_{\mathrm{MAX}\text{-}C}=\max_i\{(\bar{\boldsymbol{x}}_i-\bar{\boldsymbol{x}}_k-\boldsymbol{\mu}_i+\boldsymbol{\mu}_k)'\boldsymbol{L}^{-1}(\bar{\boldsymbol{x}}_i-\bar{\boldsymbol{x}}_k-\boldsymbol{\mu}_i+\boldsymbol{\mu}_k)\}$ の上方 $100\,\alpha$ % 点である．

多変数の時にはは，各成分についていろいろな比較が必要となるが，それを考慮しているのが $\boldsymbol{a}$ である．$A^2(\alpha)$，$B^2(\alpha)$ を求めることは大変厄介であるが，Ann. Inst. Statist. Math. Vol. 10, No. 3 にその結果を発表しておいた．

標本による自動車輸送調査について

大　石　　潔

1950 年国連から勧告が出されて以来，世界各国において，標本調査を利用して自動車輸送統計を整備しようとする気運が高まつてきた．

現在，わが国における自動車保有数は約 150 万両で，なほ年々増加の傾向にあり，交通政策の立場からのみならず，その経済的重要性も高まり，自動車輸送統計の確立が益々必要になつてきた．そこで，運輸省主管の下に，昭和 35 年 4 月より全国的な規模で標本調査を行うことになつた．

これに関聯して，その調査企画を如何にしたか，その概要について述べた．即ち，

i）調査対象の範囲，

ii）何故車両を抽出単位として選んだか，

iii）標本抽出はどのようにしたか，

iv）標本のローテイション，

v）月間統計量の推定とその精度．

等について述べた．

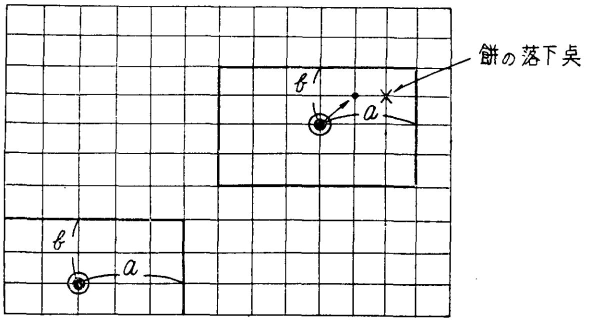
人出の問題について

植　松　俊　夫

群衆の雑沓，混雑の現象を統計的に解析する事は今迄やられていないが，或種の問題では統計的に処理する事の可能性が考へられる．その試みの一つとして「餅撒き」の問題を取上げて，この場合の群衆の動きについてモデルによる解析を行つた．

今図の様な地域に群衆が一様にちらばつているとし，この群衆に対してランダムに餅がまかれるものとする．この場合，群衆の動きの結果として，この地域上の群衆の分布がどの様になるかという事を問題にした．

モデルとしては次の様なものを考えた．先づ地域を図のように格子で切り，群衆の各個人は格子点から格子点へと動くとする．各個人は自分の位置を中心にして或る範囲の中に餅が落ちた時は一歩その方向に動くが，その外に餅が落ちた時は動かないとする．この範囲としては図の様な矩形の小地域を考えた．但し餅の方向へ動く動き方は，例へば図の様な餅の落下点の場



合には，図の矢印の先の格子点へ動くという様に規定した．餅の撒き方は，一定時間毎に一つづつ，格子点に対しランダムに撒くとする．

この場合時間がたつていつて餅撒きが進行した究極に於て，群衆の分布は或る平衡状態に達する事が云える．群衆の中の任意の一人を考え，又この個人の究極の位置の極限分布の各成分方向の周辺分布を考える事にすれば，この極限分布は一般に中央部に山のある分布である事が導かれる．この場合動きの自由な程山がどがつてくる．特にどこに餅が落ちてもその方向に一歩動き得る最も自由な場合には，この極限分布は二項分布となる．又動きが不自由な程，極限分布は一様分布に近い．この結果から，上述のモデルの機構が実際的にみて正しいとすれば，群衆の動きは時間と共に中心部に集中する傾向があるという事になる．又この場合動きが自由な程集中度は高くなるという事になる．

勿論一番重要な事は，設定したモデルの妥当性であり，その点更に検討を要するが，群衆流動の問題を適当なモデルを導入して解析する事により色々の傾向性を見出し，それによつて事故防止の上で，或は群衆の整理に関して有用な知識を得る事が出来るのではないかと考える．

伝染病患者の総数についてのモデル

崎 野 滋 樹

昨年 Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Vol. X. No. 3 に発表した伝染病の伝播方程式（階差微分方程式）に関して，時刻 $t=\infty$ に於ける解を与えた．

即ち伝染病が終つたときに，免疫者の数が w である確率を P_w とするとき，P_w は

$$\sum_{w=0}^{j}\binom{n-w}{n-j}\left(\frac{1+\rho_1}{\rho_2}\right)^{w+1}\left(\alpha_{n-j}+\frac{\rho_1}{\rho_2}\right)^{-(w+1)}$$

$$\times P_w=\binom{n}{j}(\rho_2\alpha_{n-j})^{a-1}$$

$$\sum_{w=0}^{n}P_w=1$$

を満足する．但し ρ_1, ρ_2 は感受性者が発病せず免疫になり，又病人が回復する比例常数である．

n, a は $t=0$ に於ける感受性者，伝染病患者数を表わす．又

$$\alpha_{n-j}=\frac{1}{(1+\rho_1)\left(n-j+\dfrac{\rho_2}{1+\rho_1}\right)}$$

である．

上の関係式から

$$P_0=(\rho_2\alpha_n)^{a-1}\frac{\rho_2}{1+\rho_1}\left(\alpha_n+\frac{\rho_1}{\rho_2}\right)$$

$$P_1=\binom{n}{1}(\rho_2\alpha_{n-1})^{a-1}\left(\frac{\rho_2}{1+\rho_1}\right)^2\left(\alpha_{n-1}+\frac{\rho_1}{\rho_2}\right)^2$$

$$-\binom{n}{1}\left(\frac{\rho_2}{1+\rho_1}\right)\left(\alpha_{n-1}+\frac{\rho_1}{\rho_2}\right)P_0$$

$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots$$

$$P_k+\binom{n}{k}(\rho_2\alpha_{n-k})^{a-1}\left(\frac{\rho_2}{1+\rho_1}\right)^{k+1}\left(\alpha_{n-k}+\frac{\rho_1}{\rho_2}\right)^{k+1}$$

$$-\binom{n}{n-k}\left(\frac{\rho_2}{1+\rho_1}\right)^k\left(\alpha_{n-k}+\frac{\rho_1}{\rho_2}\right)^kP_0$$

$$-\cdots\cdots-\binom{n-k+1}{n-k}\frac{\rho_2}{1+\rho_1}\left(\alpha_{n-k}+\frac{\rho^1}{\rho_2}\right)P_{k-1}$$

$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots$$

$$P_n=1-\sum_{i=1}^{n-1}P_i$$

を導くことが出来る．従つて常数 ρ_1, ρ_2 が決まれば伝染病が終るまでに免疫者が w 人出る確率，即ち感受性者が $n-w$ である確率 P_w を計算することが出来る．詳しい結果並に数値計算の結果については近く彙報に発表する．

数量化法による品質管理の問題

石 田 正 次

ある製品が作りだされるときに，その製造の条件（工員の伎倆，足場のよしあしなど）を観測した．条件の項目数は全部で R で，そのうちの第 j 番目の条件は S_j だけの段階にわかれている．例えば，工員の伎倆では熟練，普通，見習の3段階，足場ではよい．普通，わるい，たいへんわるい，の4段階といつた具合である．j-番目の条件の k 番目の段階を $A_k{}^j$ で表わすことにする．

今 i 番目の製品の品質を K_i とし，その製造工程の条件を $(A^1(i), A^2(i), \cdots\cdots, A^R(i))$ とする，ここで $A^j(i)$ は $A_1{}^j, A_2{}^j, \cdots, A_{S_j}{}^j$ のうちの一つをとるものとす．$A_k{}^j$ は温度，厚さなどのように数量で与えられていてもよいし，材質，型などのように性質として与えられるものでもよい．

各 $A_k{}^j$ に数量 $x_k{}^j$ が対応するものとし，i 番目の製品の工程条件の点数 α_i を次のように定義する．

$$\alpha_i=\sum_{j=1}^{R}\sum_{k=1}^{S_j}\delta_i(jk)x_{kj}$$

但し $\delta_i(jk)$ は i 番目の製品が j 番目の条件で k 段階のもとで作りだされた時に 1，その他の段階のとき

には0の値をとる.

ここで点数 α の類別による品質 k の相関比が最大になるように $x_k{}^j$ を定めれば条件の相異によつてどの程度品質のちがいを生ずるかを推察することができる. つまり製造の条件から α なる点数を与えられる製品の品質が K である確率 $P(K|\alpha)$ の推定をすることができる.

この $P(K|\alpha)$ をつかつて次のようなルールのもとでの能率のよい品質管理を考える.

1. 管理後に於けるロットの平均不良率は r 以下でなければならない.
2. 検査によつて不良品を発見した場合には, 良品ととりかえる.
3. 検査個数をできるだけ少くする.

管理しようとする製品のロットは α 点をもちその品質が K なる製品比率が $P(K|\alpha)$ で表わせるような集団からのランダムサンプルであると考えることができるとすれば管理の手順は次のようになる.

それぞれの製品にその製造条件から点数 α をつけ, α により製品の仕分けを行う. ロットの大いさを N, i 番目の仕分けに入つた個数を $N_i(i=1,2,\cdots,t)$ とすれば

$$\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{t} N_i P(K_0|\alpha_i)(1-Q_i)\leqq r$$
$$0\leqq Q_i\leqq 1$$

なる条件のもとで $\sum_{i=1}^{t} N_i Q_i$ を最少にするようにきめれば Q_i が求める i 番目の仕分けの検査比率となる. ここで K_0 は不良品質である.

C. Hayashi: "On the Prediction of Phenomena from Qualitative Data and the Quantification of Qualitative Data from the Mathematic-Statistical Point of View. Annals of I. S. M. Vol. III, No. 2, 1952.

M. Ishida and etc.: A Statistical Study for Radiographic Inspection of Weld". Third International Conference on Nondestructive Testing 1960.

有限ゲームの解

清　水　良　一

二人のプレーヤーがそれぞれ, m, n コの純戦略をもつようなゲームを考える. その利得行列を A とする.

$$S_r=\{(x_1,x_2,\cdots x_r);\ x_i\geqq 0,\ \sum x_i=1\}$$

とするとき,

$$\xi\in S_m,\qquad \eta\in S_n$$

なる ξ,η をそれぞれのプレーヤーの混合戦略とよぶ.

$\xi_0\in S_m$, $\eta_0\in S_n$ を適当に選べば, どのような $\eta\in S_n$, $\xi\in S_m$ に対しても

$$\xi_0 A\eta^t\geqq V\geqq \xi A\eta_0{}^t$$

にすることができる.

このとき, ξ_0, η_0 を各プレーヤーの最適戦略といい, その組 (ξ_0,η_0) をこのゲームの一つの解と呼ぶ.

上の不等式が等号でおきかえられるときは, その最適戦略は simple であるといわれる. ある最適戦略 ξ_0 が, 他の互いに相異なる最適戦略 ξ_1,ξ_2 によつて

$$\xi_0=\frac{\xi_1+\xi_2}{2}$$

と表わされないならば, ξ_0 を基本最適戦略という.

最適戦略は, 基本最適戦略の凸線型結合として表わされる,

各プレーヤの最適戦略全体を $\varXi, H$, で, 又基本最適戦略全体を $\varXi^*$ 及び H^* で表わす.

$$A=(a_{ij})=\begin{pmatrix}\mathfrak{A}_1\\ \vdots\\ \mathfrak{A}_m\end{pmatrix}=(\mathfrak{A}_1'\cdots\mathfrak{A}_n')$$

とし, とくに $m=n$ のときは, その余因子行列を

$$\tilde{A}=(A_{ij})=\begin{pmatrix}\tilde{\mathfrak{A}}_1\\ \vdots\\ \tilde{\mathfrak{A}}_m\end{pmatrix}=(\tilde{\mathfrak{A}}_1'\cdots\tilde{\mathfrak{A}}_n')$$

又,

$$\alpha_i=\alpha_i(A)=\sum_j A_{ij}=\det\begin{pmatrix}\tilde{\mathfrak{A}}_1\\ \vdots\\ e\\ \vdots\\ \tilde{\mathfrak{A}}_n\end{pmatrix}\underset{\smile}{i}$$

$$\beta_j=\beta_j(A)=\sum_i A_{ij}=\det(\tilde{\mathfrak{A}}_1'\cdots\underset{\underset{\smile}{j}}{e^t}\cdots\mathfrak{A}_n')$$

$$e=(11,\cdots 1)$$
$$\alpha=\alpha(A)=\sum_i\alpha_i=\sum_j\beta_i$$

とおく. 一般性を失うことなく, $\alpha\geqq 0$.

正方行列 A が

(i) タイプ1であるとは,

$$\alpha>0,\quad {}^{\forall}\alpha_i\geqq 0,\quad {}^{\forall}\beta_i\geqq 0$$

(ii) タイプ2であるとは.

$\alpha>0$ でタイプ1でない

(iii) タイプ3であるとは, $\alpha=0$

◎ $\eta\in H$ が与えられたとする. $\eta\in H^*$ である為の必要充分条件は, 行列 A の正方部分行列 $\mathring{A}$ があつて, これがタイプ 1, 且つ η がその基本最適戦略となつていることである.

この事から, 基本解を求めることは, タイプ1であ

るような部分行列の基本解を求めることに帰着する．そこで以下タイプ1の行列についてだけ考えることにする．

タイプ1の行列 A に次のような変換を考える．

$$\lambda=(\lambda_1, \cdots, \lambda_n) \qquad \lambda_i \leq 0$$
$$\mu=(\mu_1, \cdots, \mu_n) \qquad \mu_i \geq 0$$

として，

$$\rho(\lambda): A=(\mathfrak{A}_1' \cdots \mathfrak{A}_n') \longrightarrow A'$$
$$=(\mathfrak{A}_1'+\lambda_1 e^t, \cdots, \mathfrak{A}_n'+\lambda_n e^t)$$
$$\sigma(\mu): A=\begin{pmatrix}\mathfrak{A}_1\\ \vdots \\ \mathfrak{A}_n\end{pmatrix} \longrightarrow A''=\begin{pmatrix}\mathfrak{A}_1+\mu_1 e\\ \vdots \\ \mathfrak{A}_n+\mu_n e\end{pmatrix}$$

そうすると，

$$A^0 \equiv \rho(\lambda)\sigma(\mu)(A)=\sigma(\mu)\rho(\lambda)(A)$$

で，

$$\alpha_k{}^0=\alpha_k(A^0)=\alpha_k(A'')=\alpha_k-\sum_i \lambda_i d_{ki}$$
$$\beta_k{}^0=\beta_k(A^0)=\beta_k(A')=\beta_k-\sum_i \mu_i d_{ik}$$
$$\alpha''=\alpha(A^0)=\alpha(A')=\alpha(A'')=\alpha$$

ここに

$$d_{ij}=-\det\begin{pmatrix}a_{11}\cdots 1 \cdots a_{1n}\\ \vdots \\ 1 \ \cdots 0 \cdots 1\\ \vdots \\ a_{n1}\cdots 1 \cdots a_{nn}\end{pmatrix} \underset{\smile}{j}$$

従つて，A^0 がタイプ1である為には，

$$\alpha_k{}^0 \geq 0, \qquad \beta_k{}^0 \geq 0$$

即ち，

$$\alpha_k \geq \sum_i \lambda_i d_{ki} \qquad (1)$$
$$\beta_k \geq \sum_j \mu_j d_{jk} \qquad k=1, \cdots, n \qquad (2)$$

が必要で充分である．

(1) 及び $\lambda_i \cdot \beta_i=0 \quad i=1 \cdots n$ をみたすような λ_i の組 $\lambda=(\lambda_1, \cdots, \lambda_n)$ の全体を Λ,

(2) 及び $\mu_j \cdot \alpha_j \quad j=1 \cdots n$ をみたすような μ_j の組 $\mu=(\mu_1 \cdots \mu_n)$ の全体を M

で表わすと

$$(0, \cdots 0) \in \Lambda, \qquad (0, \cdots 0) \in M$$

だからこれらは空集合でない．コンパクトな凸集合になる．

次に

$$\eta=(y_1, \cdots, y_n) \in H, \qquad A\eta^t=(V_1, V_2, \cdots, V_n)^t$$
$$\mu_i=V-V_i \qquad \text{とする.}$$

$A'=\sigma(\mu_1, \cdots, \mu_n)(A)$ を作ると，$\mu_i>0$ なら Ξ の元の第 i 成分は0となり，

$$V(A)=V(A')=V.$$

$\xi \in \Xi$ なら ξ は A' に対応するプレーヤー1の最適戦略でもあり，η はプレーヤー2の simple な最適戦略である．

η を H の中で動かしてできる A' の全体を $\boldsymbol{A}_2$ とする．全く同様にして $\boldsymbol{A}_1$ が $\rho(\lambda)(A)$ から作られる．

$$A \in \boldsymbol{A}_1, \qquad A \in \boldsymbol{A}_2$$

である．

◎ 次の3つの条件が同値になる．

(i) $\eta=(y_1 \cdots, y_n) \in H$

(ii) $\mu=(\mu_1, \cdots, \mu_n) \in M$ が存在して，

$$y_k=\frac{1}{\alpha}\{\beta_k-\sum \mu_i d_{ik}\} \qquad k=1, \cdots n.$$

(iii) $A^0 \ni \boldsymbol{A}_2$ が存在して

$$A^0 \eta^t=(V, \cdots V)^t.$$

η, μ, A^0 はその一つを指定すれば他は一意的にきまる．

η に対応する μ を μ_η と表わす．

又，Λ 及び M の extreme points の集合を Λ^*, M^* として．

◎ $\eta \in H$ が与えられたとする．次の3つの条件が同値になる．

(i) $\eta \in H^*$

(ii) $\mu_\eta \in M^*$

(iii) $\mathrm{rank}(d_{ij})_{\substack{i \in I\\ j \in K}}=\#\mathrm{I}$

ここに，$I=\mathrm{I}_{\mu_\eta}=\{i;\ \mu_i>0\} K=K_{\mu_\eta}=\{k;$
$\beta_k=\sum_j \mu_j d_{jk}\}$

矩形行列 A が与えられたとき，その基本最適戦略，はこれから求めることができる．

尚，これについては Contribution to the Theory of Games, Vol. 1, p 27〜p 35, を参照．

捕かく一再捕かく法について

高 橋 宏 一

捕かく一再捕かく法に関するモデルの中で，D.G. Chapman[1] がとり上げているもののように，その全数を推定しようとする母集団の各個体が等確率で抽出されることが出来ず，母集団が，いくつかの層にわけられ，その層の中では各個体は等確率で抽出でき，しかも層間には，いくらかの往来が行われているといつたようなものがある．この場合につき，若干の考察を行う．簡単のため，r ケのつぼに，それぞれ $N_1, N_2, \cdots, N_r$ ケの球が入つており，最初に，各つぼから $t_1, t_2, \cdots, t_r$ ケをとり出し，各つぼの番号をつけて元に戻し，次に $p_{ij}(\sum_{j=1}^{r} p_{ij}=1)$ の確率で i 番目のつぼに入つている各球の行先きを，各 i についてきめてやる．そうした後，又各つぼからランダムに $a_1, \cdots, a_r$ をと

り出す．その結果として，m_{ij} $(i,j=1,\cdots,r)$，即ち i の記しがついていて，j のつぼで次にとり出されたもののケ数，更に n_j，即ち記しなくて二度目に j のつぼからとられたもののケ数を知る，この時 N を推定せんとする．第一に p_{ij} の推定量として，

$$e^{L_1}=\prod_{j=1}^{r}\left[\frac{m_{\cdot j}\,!}{\prod_{k=1}^{r} m_{kj}\,!}\prod_{k=1}^{r}\left(\frac{t_k\,p_{kj}}{\sum_{i=1}^{r} t_i\,p_{ij}}\right)^{m_{kj}}\right]$$

を，尤度函数にとつて，$\sum p_{ij}=1$ $(i=1,\cdots,r)$ なることを考え合わせて，

$$\frac{\partial L_1}{\partial p_{ab}}=\frac{m_{ab}}{p_{ab}}-\frac{m_{\cdot b}t_a}{\sum_{k=1}^{r} t_k\,p_{kb}}=\lambda_a \quad (\lambda_a：未定常数)$$

を解けば

$$\hat{p}_{ab}=\frac{m_{ab}\cdot\left(\sum_{b=1}^{r} t_k\,\widetilde{M}_{kb}\right)}{|M|\cdot t_a}$$

（但し，M は m_{ij} を要素とする $r\times r$ 行列，$\widetilde{M}_{ij}$ は m_{ij} の余因子とする）

更に，$N_k=\sum_{j=1}^{r} N_j\,p_{jk}$ $(k=1,\cdots,r)$ とするならば，

$$e^{L_2}=\prod_i\left[\frac{a_i\,!}{(\prod_k m_{ki}\,!)(a_i-m_{\cdot i})!}\cdot\left[\prod_k\left(\frac{t_k\,p_{ki}}{\sum_j N_j\,p_{ji}}\right)^{m_{ki}}\right\}\cdot\left(\frac{(N_k-t_k)p_{ki}}{\sum_j N_j\,p_{ji}}\right)^{a_i-m_{\cdot i}}\right]$$

を尤度函数として，

$$\frac{\partial L}{\partial N_k}=\sum_i\left[\frac{(a_i-m_{\cdot i})p_{ki}}{\sum_j(N_j-t_j)p_{ji}}-\frac{a_i\,p_{ki}}{\sum_j N_j\,p_{ji}}\right]=0$$

を考えれば，

$$\hat{N}_k=\frac{a_k(\sum_i t_i M_{ik})}{|M|}$$ が解になつている．

これから直ちに

$$\hat{N}=(t_1,\cdots,t_r)M^{-1}\begin{pmatrix}a_1\\ \vdots\\ a_r\end{pmatrix}$$

を得る．これは Chapman[1] の推定量に他ならない．唯，ある場合に，最大尤度法から得られることを示したのである．

次に，一つの地域内で，r ケの群にわかれて動いている場合，その地域にあるわなのかけ方をした時，一つ一つの群の中では，等確率で各個体はつかまるが，群毎には異つた確率をもつといつた場合が考えられる．今何回かわなをかける時，各回でつかまることは各群では独立とし，我々はどの群ということは判別し得ず，ただ全体として，第1回に n_1，第2回に n_2，…，1回目と2回目の両方でつかまつたものを n_{12} etc., とする．この時，例えば $r=3$ として，N の推定量として

$$\begin{vmatrix}\hat{N} & n_1 & n_2 & n_3\\ n_4 & n_{14} & n_{24} & n_{34}\\ n_5 & n_{15} & n_{25} & n_{35}\\ n_6 & n_{16} & n_{26} & n_{36}\end{vmatrix}=0$$

の解としての $\hat{N}$ を用いることができる．

[1] D.G. Chapman & C.D. Junge: The estimation of the size of a stradifled anymal population. A.M.S. Vol. 20, 1949.

第2研究部の共通研究課題・その他

林　知　己　夫

1. 共通研究課題

第2部また第3部とも協同して行つている研究は次のものである．研究の主旨はこれまで述べてきている通りである（今年度以前のアブストラクト参照）ので省略する．

（イ） 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

新聞記事内容の効果をみるために従来年2回東京都23区で調査を行つてきているが，今年度はEF XII, EF XIII の2回調査を行つた．また，これまでの結果ともあわせ分析を行つた（西平・鈴木達三発表）．

（ロ） 日本国民性に関する統計数理的研究

昨年度は全国調査を行つたが，今年度は岐阜市に於て突込んだ吟味調査を第 2，第3部の協同研究者により行つた．これと，第Ⅰ次全国調査（昭和28年），第Ⅱ次国民性調査とあわせ，分析を行つた（林・青山・石田・西平・多賀・内田・崎野・植松・鈴木達三・大石・高橋・清水・高倉・能城・丸山・瀬戸・寺崎・西鳥羽・進藤・袖崎・田熊）．

（ハ） 交通混雑に関する統計数理的研究

両国花火における人出の調査（第2部全員）及び日比谷交叉点における交通量調査（第2研究部，第 4，第1研究室協同）を行い，この統計的分析を行つている．

2. （イ）統計理論の基礎としては，主観確率・有限系列の確率論についての検討及び検定論の基礎（林・石田・植松・崎野）についての研究を行つた．

（ロ） 数量化

この根本概念を基礎づけると共に，多次元数量化の問題（林・高倉），多次元の距離にもとづく分類の問題（林・高倉・公衆衛生院橋爪氏と協同，及び遺

伝研岡氏と協同），数量化されたものの分散と偏相間の関係，特性根と特性ヴェクトルの標本分散の問題，質的パタンよりする因子分析の研究（林・高倉・NHK 放文研堀氏と協同），その他ラヂオ・テレビのコマーシャルにおける数量化の応用（林・高倉・鹿大小島氏・ラヂオ南日本高橋氏と協同），を行つた．

（ハ） 予測法に関する研究

従来の研究（都知事2回，衆議員2回，参議員1回，その他多くの地方選挙）をつづけ，34年5月の参議員選挙全国区，地方区に関する当落予測の研究を行つた（林・高倉・朝日新聞社世論調査室と協同）．

（ニ） 現象解析に関する研究

事故の統計的分析として，国鉄責任事故の OR 的分析に関する研究を行つた（林・植松・国鉄運転局保安課と協同）．

（ホ） 社会調査法に関する研究

（i） 日本人の政治意識に関する研究

文部省科学研究費をうけ協同研究（林・東大新聞研の池内氏・輿論科学協会の牧田氏・斎藤氏・東大の田中良久氏）により，日本人の政党支持に関する調査とその統計数理的分析をつづけた．

（ii） 中間階級調査

東京都区部に於て中間階級の実状をあきらかにするために調査・分析を行つた（林・西平）．

（iv） 新聞接触調査と分析

新聞・ラヂオ・テレビその他のマスメディアに対する接触調査は前年度行はれたが，これについての数量化による分析を行い，要因分析，記事内容の近さ，番組の近さ，等の様相を明らかにした（林・藤本・東大新聞研池内氏，その他 AOR のメムバー，朝日新聞社広告部岡本氏・小林氏・村山氏と協同）．

（v） 結核の実態調査

足尾町における結核の実態調査を継続した（結核無菌化研究会に協力）．

（vi） 色彩統計

従来の研究をつづけ，調査及び分析を行つた（林・高倉，色研と協同）．

電力の負荷特性について

菅 原 正 巳

カーバイドを代表とする幾つかの電気化学工業は，豊水期や深夜の電力を利用している．これらの電力は安価であるが質が悪い．我々は，電力の質を測る尺度として，負荷特性と名づける量を導入し，これと電力単価との関係を調べる．

電力供給側にとつて最も好ましいのは，総合負荷曲線の変動が少く，平坦であることである．従つて，何もない所から出発すれば，平坦な負荷が最も好ましいが，事実上，調整不能な負荷があつて，それが毎日，大きく，ほぼ週期的に変動する．そこで，これを埋め合わせる負荷が最も好ましいことになる．その好ましさを測る尺度が負荷特性である．

いま，調整不能な負荷の全体を X，これに新たに加わる負荷を Y とし，m_Y, σ_Y はそれぞれ m_X, σ_X に比べ，小さいとする．

$X+Y=Z$ とすれば

$$m_Z=m_X+m_Y$$

$$\sigma_Z=\sqrt{\sigma_X{}^2+\sigma_Y{}^2+2r\,\sigma_X\sigma_Z}$$

$$=\sigma_X\sqrt{1+\left(\frac{\sigma_Y}{\sigma_X}\right)^2+2r\left(\frac{\sigma_Y}{\sigma_X}\right)}$$

$$\fallingdotseq\sigma_X+r\sigma_Y.$$

即ち，Y が加わることにより，平均値の増分は m_Y，標準偏差の増分は約 $r\sigma_Y$ である．ここで，平均値の増加 1 kWh 当たりについての，標準偏差の減少を考えれば

$$\lambda=-\frac{r\sigma_Y}{m_Y}=-r\times\frac{\sigma_Y}{m_Y}$$

が得られる．これを負荷特性と名づける．

負荷特性の考えは，季節調整に対しても適用される．この場合は，水力の季節変動が基準となる．豊水期に動き，渇水期に停まる負荷が最も好ましいもので，水力の季節変化に対する相関係数を用いて，

$\lambda=r\times\dfrac{\sigma}{m}$ が，季節負荷特性として定義される．

3,000 kW 以上の大口需用家の実態調査によれば，負荷特性は料金にかなりよく反映されていて，本州中央部では，季節負荷特性の価値は 2円/kWh，日負荷特性の価値は 1円/kWh 程度に評価されている．

以上，実態調査によれば，電力単価 p と，負荷特性 λ の間には一次相関が認められるが，もし，「負荷 A, B および両者の和 $C=A+B$ に対する電力代金（手数料等を除く）を P_A, P_B, P_C とするとき，

$$P_C=P_A+P_B$$

が成立すべきである」ことを仮定するならば，p は λ の一次式となるべきことが証明できる．もし，上の仮定が成立しなければ，名儀の合併，分離により，総合負荷の変化なしに，電力会社の収入が変化するわけであるから，上の仮定はほぼ妥当であると思われる．

負荷特性の価値を，供給側からは，火力発電所の燃料費と利用率との関係から決定することができる．

また，水力発電所（貯水池，貯整池，揚水発電所を含む）の価値を負荷特性の考えにより評価することができる．

欠点のある材料からの切出し

渋谷政昭

連続的に生産されるか，あるいは非常に大きなロットで生産される材料があり，この材料には欠点が避けられないとする．

この材料は適当な大きさに切断されたうえで，次の工程に送られるか，市場に出される．切断された部分の欠点の数が多いとその部分は不良品となり，一定数以下のものだけが合格となる．このとき，切断のやり方を変えることにより，歩留りがどれ程改善できるかがわれわれの関心である．

ここでは

i ）製品は 1 次元的なひろがりをもつ．

ii ）欠点の分布はポアソン過程をする．

iii）欠点がないものだけを合格とする．

という仮定のもとで，つぎの 4 つの切り方の比較をする．部品の長さは単位長とする．

1) 単純に単位の長さで切出して良品だけを拾い出す．

2) 端点から単位の長さをとり，その中に欠点がなければ切取り，もし欠点があれば欠点からさらに単位長をとつてその中に欠点があるかどうかを見る．このようにして単位長を切出せるまで繰返えす．

3) 長さ $l(1<l<2)$ の部分を単純に切出し，その端の方にだけ欠点を含む場合には適当に除いて単位長の部分を切出す．

4) 長さ $l(2<l<3)$ の部分を単純に切出し，適当に欠点を避けて，できれば 2 個，できるければ 1 個の部分を切出す．

この場合では，歩留りが数十パーセント以上の範囲では，(1) にくらべて他の方法の利益は少い．

情報伝達達の確率モデルなど

多賀保志

i） 情報伝達の確率モデル

M 人よりなる集団 π と，情報 I を集団 π の各人に伝える機能をもつ情報源 S を考へ，時刻 t か，$t+\Delta t$ の間に，情報 I をもつている人 A から情報 I をもたない人 B に I が伝わる確率を $\lambda(\Delta t)+0(\Delta t)$，情報源 S から情報 I をもたない人 B に I が伝わる確率を $\mu(\Delta t)+0(\Delta t)$ とするような確率モデルを想定し，情報 I が集団 π の中で伝達されてゆく模様（pattern）の分布を調べた（詳細は，Y. Taga and K. Isii: On a stochastic model concerning the pattern of communication, Annals of the Institute of Statistical Mathematics, vol. 11, No. 1, を参照されたい).

ii） 回帰推定についての一注意

2 つの変量 X, Y の間にかなり高い相関があり，X の Y への回帰が直線的であるとする：

$$x-\bar{X}=\frac{\sigma_{XY}}{\sigma_Y^2}(y-\bar{Y})$$

ただし，

$$\sigma_{XY}=\frac{1}{N}\sum_i(X_i-\bar{X}),\qquad \sigma_Y^2=\frac{1}{N}\sum_i(Y_i-\bar{Y})$$

上の仮定が成立ち，かつ Y についての母集団におけるモーメント ($\bar{Y},\sigma_Y^2$ など) が既知であれば，X の母集団平均 $\bar{X}$ を推定する場合に回帰推定を利用するのが有利であることが知られている．W.G. Cochran は，$\bar{X}$ の推定量として

$$(1)\quad \bar{x}_s=\bar{x}-\frac{S_{11}}{S_{02}}(\bar{y}-\bar{Y}),$$

ただし

$$\begin{cases} S_{11}=\dfrac{1}{n}\displaystyle\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y}) \\ S_{02}=\dfrac{1}{n}\displaystyle\sum_{i=1}^{n}(y_i-\bar{y})^2 \end{cases}$$

を採用し，

$$(2)\quad E(\bar{x}_s)=\bar{X}$$

$$(3)\quad \sigma_{\bar{x}_s}^2=E(\bar{x}_s-\bar{X})^2$$

$$\fallingdotseq\frac{\sigma_X^2}{n}(1-\rho^2)\left(1+\frac{1}{n}+\frac{3+2\beta_3^2}{n^2}+\frac{\beta_6}{n^3}\right)$$

ただし，

$$\beta_k=\frac{\mu_k}{\sigma_Y^k},\qquad \mu_k=\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}(Y_j-\bar{Y})^k$$

なる結果をえている．この場合，y の値を固定した時の x についての分散 $\sigma_y^2\equiv\underset{y=y_\alpha}{\mathrm{E}}(x-\bar{x}_{y_\alpha})^2$ が一定（$=\sigma_X^2(1-\rho^2)$）であるという仮定が必要である．又，$\sigma_{y_\alpha}^2$ が一定という仮定の代りに $\sigma_{y_\alpha}^2=ay_\alpha^2$ とした場合のの分散は，石田正次氏により，近似的に

$$(4)\quad \sigma_{\bar{x}_s}^2\fallingdotseq\frac{\sigma_X^2(1-\rho^2)}{n}$$

$$\times\left\{1+\frac{1}{n(1+D_Y^2)}(D_Y^2+2D_Y\beta_3-\beta_4)\right\}$$

ただし，　$D_Y=\dfrac{\bar{Y}}{\sigma_Y}$

であることが示されている（この合場

$$a=\frac{\sigma_X{}^2(1-\rho^2)}{\sigma_Y{}^2(1+D_Y{}^2)}$$

なることが簡単にいえる）．上の2つの場合の中間の条件として，$\sigma^2=ay_\alpha$ とした場合について計算してみると（この場合 $a=\sigma_X{}^2(1-\rho^2)/\bar{Y}$ である），

$$(5)\quad \sigma_{\bar{x}_3}{}^2 \doteqdot \frac{\sigma_X{}^2}{n}(1-\rho^2)\left(1+\frac{1}{n}+\frac{3+\beta_3{}^2}{n^2}+\frac{\beta_6}{n^3}\right) + \frac{C_Y}{n^2}(60\beta_3-6\beta_5\cdots)\Big\}$$

ただし，$\qquad C_Y=\dfrac{\sigma_Y}{\bar{Y}}$

なる結果がえられ，これは Cochran の結果とほぼ一致する（$1/n^3$ の order を無視すれば）．

以上は $\bar{X}$ の推定量として (1) を用いた場合であるが，その代りに，

$$(1')\quad \bar{x}_c=\bar{x}-\frac{\hat{S}_{11}}{\sigma_Y{}^2}(\bar{y}-\bar{Y}),$$

$$\hat{S}_{11}=\frac{N-1}{N}\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})$$

を用いることが遠藤健児氏によつて提案されており，この場合の $\bar{x}_c$ の期待値は，

$$(2')\quad E(\bar{x}_c)=\bar{X}-\frac{1}{n}\rho\sigma_X\beta_3$$

であることが示される．更に，(3)，(4)，(5) に対応する平均自重誤差は夫々，

$$(3')\quad E(\bar{x}_c-\bar{X})^2 \doteqdot \frac{\sigma_X{}^2}{n}\left\{\left(1+\frac{2}{n-1}\right)(1-\rho^2) + \frac{1}{n-1}(\rho^2\beta_4+2\rho^2\beta_3{}^2-1)\right\}$$

$$(4')\quad E(\bar{x}_c-\bar{X})^2 \doteqdot \frac{\sigma_X{}^2}{n}\left\{\left(1+\frac{2}{n-1}\right)(1-\rho^2) + \frac{1}{n-1}(\rho^2\beta_4+2\rho^2\beta_3{}^2-1) - \frac{1}{n-1}\frac{1-\rho^2}{1+D_Y{}^2}(\beta_4+2D_Y\beta_3-1)\right\}$$

$$(5')\quad E(\bar{x}_c-\bar{X})^2 \doteqdot \frac{\sigma_X{}^2}{n}\left\{\left(1+\frac{2}{n-1}\right)(1-\rho^2) + \frac{1}{n-1}(\rho^2\beta_4+2\rho^2\beta_3{}^2-1) + \frac{C_Y}{n-1}(1-\rho^2)\left(\frac{\beta_5}{n}-\beta_3\right)\right\}$$

ただし，$\qquad \beta_k=\dfrac{\mu_k}{\sigma_Y{}^k},\qquad C_Y=\dfrac{\sigma_Y}{\bar{Y}},\qquad D_Y=\dfrac{\bar{Y}}{\sigma_Y}$

となる．

iii）代数方程式の新しい解法について，

代数方程式（係数は実数でも虚数でもよい）を直接とく代りに，その Companion matrix の対角線より下の部分を0にするような変換を用いて，逐次的にすべての根を（同時的に）求める方法を行い，6次までの方程式については（重根や近似根をもつ場合も含めて），きわめて精度のよい解がえられた．詳細は追つて彙報に発表する予定である．

第三研究部の研究概要・その他

青 山 博 次 郎

第1研究室に於ては前年度に引つづき河川流出に関する研究をつづけ，農業用水に関する計算に進展をみた．また電力の負荷特性に関する研究が進められている．第2研究室に於ては情報伝達の確率モデル，回帰推定，非対称行列の固有値の解法，二変量分布の（$X_{\max}, Y_{\max}$）の分布，ガンマ線遮蔽壁効果の simulation による研究，欠点のある材料の切出し，計算機プログラミングの研究などが行われた．指導普及室では統計研究通信 No. 3 を作成印刷中で，今回は研究者の機関別，都道府県別，年令別の統計をとつた．また他機関・研究者よりの相談も，学校類型の研究，学力調査，放送と児童に関する種々の調査，聴取率調査関係など多数のものがあり，月平均1件位の割合であつた．

青山は昨年2月より1ケ年間英国（London School of Economics and Political Science）及び米国に出張し，統計的管理法特に OR，教育統計，社会統計等について研究を行つた．この不在中，昭和 32，33 年度総合研究費による「面接調査におけるバイアスの統計的研究」の分析が進められているが，バイアスの点については鈴木達三，青森・鹿児島の県民性については多賀によつて分析がつづけられた．また「経営管理における統計的研究」については，鈴木雪夫，千野貞子が継承した．また第二研究部と協同して，国民性吟味調査，マスコミュニケィションの効果研究に参加した．

バイアス研究の中間的結果としては青森・鹿児島の教員，学生についての良い—悪い調査員の判別は，感想文（4 問）を用いて 77％ の成功率を収めた．また教員，学生の間で，質問型式に伴つて差のあるものがあり，分析を進めている．東京調査の B サンプル（植えつけ）について，調査員の miss coding を調べたが，サンプルが女，高年令，専門技術的職業のときにミスが多い，また miss を clerical error と，probing error に分けて考えるとき，「良い調査員」は前者の error が少く，後者については明らかな傾向はとらえられず，本当に良い調査員というまでには到つていない．この miss coding を点数づけてみたところ，

scalable となるが，調査員の趣味，アルイバト必要度，集合時刻，経験回数によつて 80％位の成功率で判定されることが分つた．一方青森・鹿児島調査では進歩・保守性の尺度が或程度作成され（quasi scalable），これらの詳細な分析を実施中である（能城）．

以上のことに関連して，英国の Social Survey，米国の Bureau of the Census の研究をのべると．S.S. では調査員は申込書の情報で，まずふるい分けられ，これをパスした者が面接試験とテストをうける．テストには（1）調査拒否，困難度についての思惑などをきくもの，（2）書記的正確度テスト（知能テストによく似ている），調査員として相手に面接を依頼する方法についての論文式テストが行われ，これによつて調査員としての訓練を行うもの，然らざるものに分類される．このテストで合格したものは，つづいて予備訓練，実地訓練，試験採用期間を経て，最後に面接員テストが行われる．このようにして得られた調査員の段階点と，種々の調査員の特性値との関係が詳細に分析されている．また米国の Bureau of the Census では，1950 年センサスの精度を，調査員に基く変動理論によつて実際的に研究している（Enumerator Variation Study）．これには 705 人の面接員が Ohio, Michigan 両州で，125 地域に亘つて調査を行つた．この調査員の採用テストも，(1) 読解力テスト，(2) Thurstone の幾何図形によるテスト，(3) センサスに用いられる指示に従う能力テストが用いられ，調査結果と，このテスト得点との関係が研究された．このテストに加えて調査員についての個々の情報を知るための調査票が利用されている．この中には我々が用いた質問と同じようなものもある．理論的な面では M.A. Bershad の考え方を採用して，回答による分散，標本抽出による分散をみられるように相互貫入標本を利用して，1950 年センサスの結果の分析が行われている．また Current Population Survey によつてバイアスを求めて，平均平方誤差がどの位になるかをしらべている．これによると，標本抽出分散と回答分散の和は統計表の小さい cell に対してかなり影響を与えること，全数調査でも，25％サンプル調査でも，小さい cell に対しても同程度の影響をもつこと，回答の偏りは，センサスの誤差については，特に大きい cell に対して重大な影響をもつていることなどが明究されている．

OR 関係その他については講究会に於て 2 回に亘つて報告をしたので，ここでは省略する．

昭和 35 年度統計技術員養成所事業報告

内　田　良　男

1. 所長（第三研究部長青山博次郎，英国出張）が不在のため所長代理（第二研究部長林知己夫）の下でほぼ例年通りに事業を行つた．その概況は表に示す通りである．本年度の特徴を三点掲げておく．

（1） 研究科前期の受講者数は年を追つて増加したが，昭和 32 年度は 129 人である．その翌年は 98 人に減つた．この減少は研究科後期においても同様であつた．そこで受講者の学歴構成などについて検討を加えると，この年が異状を示していた．このため，この減少については比較的楽観し，昭和 34 年度を迎えたのであるが，結果は 116 人へとかなりの恢復を示した．この傾向は研究科後期においても同様であつた．

（2） 研究科の前期との関係についてみると，昭和 33 年度まではいつも前期の方が受講者が多かつた．しかるに昭和 34 年度は後期の方が多く 130 人で，これは開所以来初めてのことである．

（3） 工業統計講座は，近年は 10 月か 11 月に開いていたが，所内行事との関係で，本年度は年度末 3 月下旬に行つた．例年より時期が遅れている間に，この講座についての問合せが相当数あつたので受講者の増加を期待したが，結果は 57 人で，前年度の 29 人，前々年度の 42 人に比較すればかなりの増加であつた．

2. 統計相談

年間の平均は概ね毎月 1 件であるが，主なものは次の通りである．現在，継続しているものには（継続）と附記した．

（1）「児童・生徒の父兄の職業構成率による学校の類型調査」（東京都教育研研究所），（継続）

（2）「住宅事情調査」（国税庁）

（3）「群馬県学力調査」（群馬県教育委員会）

（4）「T.V. 放送の教育的効果の調査研究」（NHK 放送文化研究所），（継続）

（5）「国民生活時間調査」（NHK 放送文化研究所），（継続）

（6）「労働による疲労に関する研究」（労働省産業安全研究所）

（7）「土建企業体のビル建設に関する経済的動態」（建設省建築研究所）

（8）「幼児の嫌う野菜，漁貝類はどう調理したら食べられるかに関する調査」（昭和女子大学），（継続）

科	期　　間	受講者数	学　　科
基　本　科	5月　——7月末	10人	予備講座（研究科は希望者だけ） 理論講座　I 各論講座（研究科は希望者だけ）
研究科前期	5月　——7月末	116人	
研究科後期	9月　——12月初旬	130人	理論講座　II
専攻科（工業統計）	8月14日——21日	57人	応用講座（工業統計）
専攻科（教育統計）	3月25日——31日	30人	応用講座（教育統計）

予備講座	数学通論（5回）	樋口順四郎	基本科，研究科前期（希望者）夜6～8時
	統計入門（5回）	内田良男	
理論講座　I	統計数理概説（1回）	林知己夫	基本科，研究科前期 夜　6～8時
	基礎概念（8回）	藤本熙	
	推定論及び検定論（12回）	塩谷実	
	標本抽出法（5回）	多賀保志	
	数値の取扱い方（4回）	石田正次	
理論講座　II	統計的管理法（5回）	鈴木雪夫	研究科，後期 夜　6～8時
	実験の計画法（5回）	樋口伊佐夫	
	調査企画法（3回）	西平重喜	
	多次元解析法（5回）	植松俊夫	
	数量化の理論とその応用（5回）	林知己夫・植松俊夫	
	系列現象解析法（5回）	赤池弘次	
	統計的推論に関する特論（6回）	松下嘉米男・藤本熙	
各論講座	統計行政（3時間）	行政管理庁統計基準局長 後藤正夫	基本科，研究科前期 （希望者）昼 2～5時
	経済統計（9時間）	一ツ橋大学教授 伊大知良太郎 一ツ橋大学教授 山田勇 一ツ橋大学教授 高橋長太郎	
	人口統計（6時間）	人口問題研究所長 館稔	同上 夜 6～8時
応用講座　I （工業統計）	統計的検定論の適用について（1回）	藤本熙	1回は2時間
	統計的推論の適用について（1回）	林知己夫	
	英米における OR の現状と問題点（2回）	青山博次郎	
	電力負荷特性と工場の操業度（2回）	菅原正巳	
	熔接の統計的管理	石田正次	
	粉体測定の統計的方法	樋口伊佐夫	
	確率過程の考えを用いた繰糸工程の統計的管理法	赤池弘次 農林省蚕糸試験場 嶋崎照典	

応用講座 II（教育統計）	統計的データー取扱いの基礎概念 (2 回)	石井恵一	
	調査・実験・観察の統計的方法 (2 回)	鈴木達三	
	学習指導における統計的方法 (2 回)	内田良男	1 回は 3 時間
	高速度自動計算機の概観 (1 回)	多賀保志	
	双生児法の学習曲線への適用 (1 回)	国立教育研究所 久保舜一	

（注：所属を書いてない講師はすべて統計数理研究所員である）