

## ②⑨ 観測測定値が確率変数と考へられる場合の Sampling について

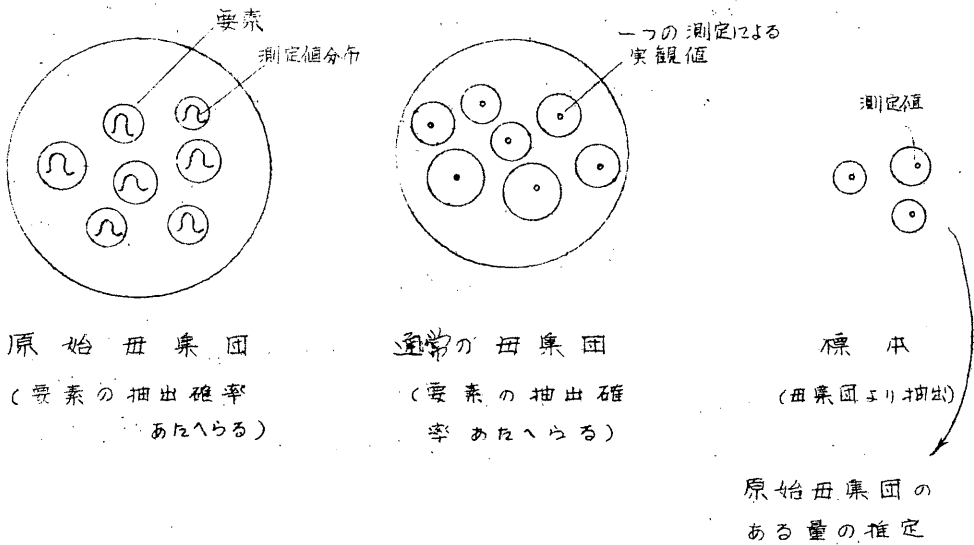
林 知己夫

我々は通常観測、測定値が一定であるとして Sampling の問題を考へて来た。即ち調査対象の標識が観測測定に対して変化なく一定であるとして、此の各要素にある適当な抽出確率を興へて母集団を構成し此より Sampling を行つて調査しようとする母集団の或量を推定する場合を論じておいたのである。

しかし、こゝで調査しようとするある量が測定ごとに異つてくる。(しかし此の量は測定に關してある確率法則に従つて分布してある。) 場合を考へてみたい。

§ 1. 第一に我々の知りたいのは「Sample から得られる測定毎に異なる量」からつくられる母集団の推定量ではなく「Sample から得られるべき(測定量の分布の平均値)」からつくられる母集団の推定量であるべき場合についてまづ考へることにする。つまり、知りたいのは通常の母集団の原母集団とも言ふべきものに對する推定量なのである。

原母集団は測定分布を考慮に入れさらに調査対象の抽出確率を考へて知れてつくられる一つの母集団とも稱すべきものである。



此を例に於いてのべてみよう。

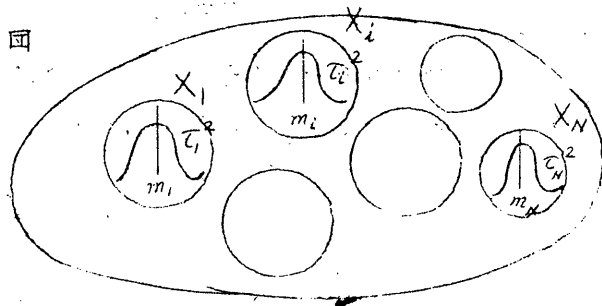
母集団の大きさを  $N$

各測定値を  $X_1, \dots, X_N$  ( $X_i$  は確率

変数 夫々平均を  $m_i$ ,  
variance を  $\tau_i^2$  と  
する)

我々は  $\frac{\sum m_i}{N}$  を推定したいとする。

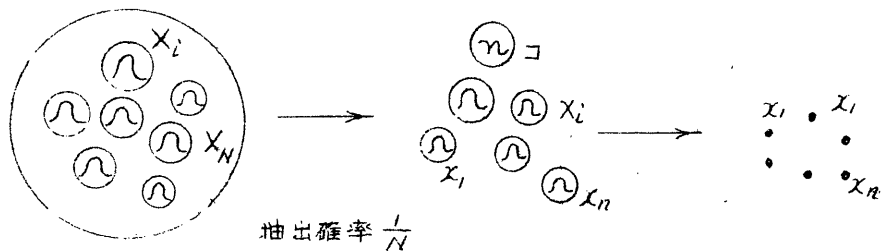
原始母集団  
 $X_i$  の抽出  
確率は夫々  
 $\frac{1}{N}$  とする



我々は、此から  $n$  個の Sample  $x_1, \dots, x_n$  を抽出、それを測定して  $y_1, \dots, y_n$  を求め、此より  $\frac{\sum y_n}{n}$  をつくり、原始母集団の平均  $\frac{\sum m_i}{N}$  の推定値としたいのである。此の時の Variance は如何なるか。

此の Variance は Sub Sampling の場合の Variance と同様に考へればよいのである。

$\sum_N \left( m_i - \frac{\sum m_i}{N} \right)^2 = \sigma_b^2$  を以て between の Variance  $\tau^2$  を以て within の Variance と考へ、primary Sampling Unit を  $x_1, \dots, x_n$  (此等は確率変数ある分布法則をもつ無限母集団と考へる) とし此から、各一つの element を抽出調査するものと思へばよいのである。



したがつて Sampling による Variance  $S^2$

$$S^2 = \frac{N-n}{N-1} \cdot \frac{\sigma_b^2}{n} + \sigma_w^2 \cdot \frac{1}{n}$$

$$\sigma_w^2 = \frac{1}{N} \sum \tau_i^2$$

となる。

特に  $\tau_i^2 = \tau^2$  ( $i = 1, \dots, N$ ) ならば  $\sigma_w^2 = \tau^2$

となり

$$s^2 = \frac{N-n}{N-1} \frac{\sigma_b^2}{n} + \frac{\sigma_w^2}{n}$$

従つて、精度は普通の場合に比して第二項の分丈おちることになる。であるから *Sampling design* にあたつては第一項丈によつて *Sample* を決定すべきではなく、第二項の影響を考慮に入れて決定してゆかねばならない。ために  $\sigma_w^2$  が大きいときには、 $\sigma_b^2$  が小であつても *Sample* 数を大にせねばならぬであらう。

通常、測定によつて値がことなりうると考へられる場合、所定の精度をうるためには第一項丈でもとめ反 *Sample* 数をある程度増加せしめる心掛が必要である事を注意しておかう。

又、測定を一つの *Sample*  $x_i$  に対して反覆行へる様な場合にあつては（実際的には *random, independent* の条件内ではさう反覆することはできない。反覆すると明らかに非独立性があれば所要の測定のいみを失ふ）一つの *primary unit* からいくつかの *Sample* を抽出する場合と考へられるから、此の場合の *variance* は

$$s^2 = \frac{N-n}{N-1} \frac{\sigma_b^2}{n} + \sigma_w^2 \frac{1}{mn} \quad \text{となる}$$

$m$  は 測定回数

*Sampling design* にあたつては  $n$  の決定と共に  $\sigma_w^2$  の *estimate*,  $m$  の指定は重大な意味をもつものと思ふ。

§ 2. 次に、基本の考へは § 1 と同様なのであるが、 $X_1, \dots, X_n$  の分布が従属であるべき（此にともない其他いささかの差異はあるが）時の実例について考へよう。

今、 $M$  は *Call* | 呼出し | をとらへる。Operator ( $C_p$  とかく) が  $N_n$  おたとする。

今此の  $N$  人の中  $n$  人を調査し  $M$  を推定する様な場合を考える。  
 各  $N$  人が一つの Call を Catch する確率は  $\frac{1}{N}$  であると假定する。  
 此の場合  $N$  人の Op が  $M$  なる Call を Catch してある pattern  $M_1, \dots, M_N$  は多項分布  $P(M_1, \dots, M_N)$

$$= \frac{M!}{\prod_{i=1}^M M_i!} \left(\frac{1}{N}\right)^M$$

をなしてあることとなる。

さて我々は各  $N$  人の Op の抽出確率は  $\frac{1}{N}$  と假定する。  
 $N$  人中  $n$  人を調査し  $M$  の推定 Call

$$x = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \cdot N \quad (x_i \text{ は } M_j, j=1, \dots, N \text{ の中の何れかを示す})$$

をつくる。此は  $M$  の unbiased estimate である。  
 この時  $M$  の推定量としての  $x$  の Variance は如何であるか  
 まづ条件付き確率の考へて推してゆく

Call の一つの pattern  $M_1, \dots, M_N$  があたへられて居り、  
 これから  $n$  人を抽出したとすれば  $x$  の Variance  $S^2$  は

$$S^2 = \frac{N-n}{N-1} \cdot \frac{\sigma^2}{n} N^2$$

但し

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^M \left(M_i - \frac{M}{N}\right)^2$$

となる。

したがつて Pattern を対象としての  $x$  の Variance ( $S^2$  の平均)  $V^2$  は

$$\begin{aligned} V^2 &= E(S^2) = \sum_i \sum_j \dots \sum_N S^2 P(M_1, \dots, M_N) \\ &= \frac{N-n}{N-1} \cdot \frac{N^2}{n} \cdot M \left(\frac{1}{N}\right) \left(1 - \frac{1}{N}\right) \end{aligned}$$

$$= \frac{N-n}{n} \cdot M \quad \text{となる}$$

varianceが Sampling Ratio (nのみより) Sample Size  
 によらぬのは興味深い

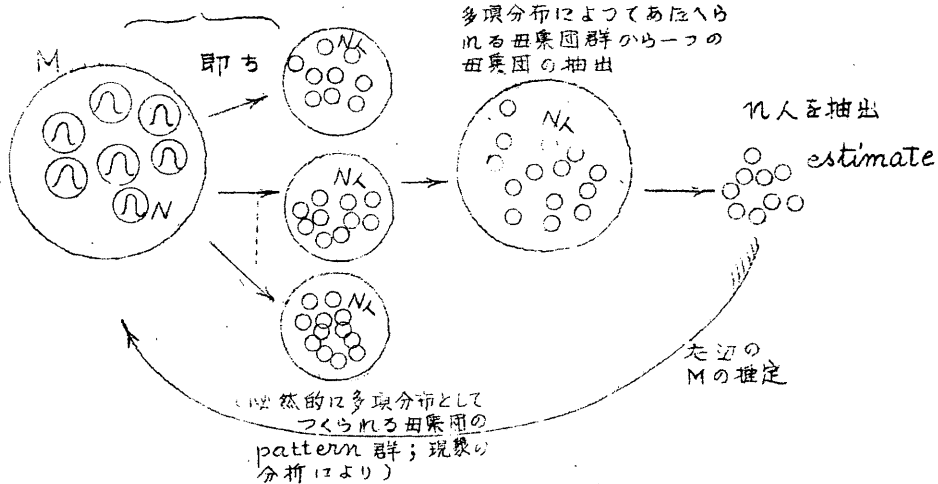
此の時の Coefficient of variation は

$$C.V = \sqrt{\left(\frac{N}{n} - 1\right)} \cdot \frac{1}{\sqrt{n}} \quad \text{となる}$$

例へば  $C.V = 0.02$   $M = 10,000$   $N = 200$   
 とすれば  $n = 40$  を得る。

C.V は M の増大と共に小さくなる (即ち  $\sigma^2$  が小さくなる) のは  
 多項分布の立場から当然考へられる所であらう。

此の場合の考へは現象調査と言ふものが必然的に



の流れはしなづいて行はれてゐるものと復定してゐることになるのである。分析的にみて此の様態図式によつて調査が行はれる場合も亦多いのではないかと思はれる。

さて Strata が L 個ある場合を考へてみる。

Call	Op.	Sample
$M_i$	$N_i$	$n_i$

Estimate  $\sum M_i = M$

Sampleからの Estimate

$$\sum \bar{x}_i \cdot N_i$$

$\bar{x}_i$  は  $i$  層の Sample 平均

此の時の Variance は

$$V^2 = \sum \frac{N_i - n_i}{n_i} M_i$$

$\sum n_i = n$  として各層への最も分散の小となる層は割当を求めると

$$\left( \sum \frac{N_i - n_i}{n_i} M_i + \lambda \sum n_i \right) \text{を } n_i \text{ に関して}$$

最小化すると考える。

$$n_i = n \cdot \frac{\sqrt{M_i N_i}}{\sum \sqrt{M_i N_i}}$$

$$= n \cdot \frac{N_i a_i}{\sum N_i a_i}$$

$$a_i = \sqrt{\frac{M_i}{N_i}}$$

となる  $a_i$  を S.D と考えれば Neyman と云ふ学者の  
となる割当法と同様な形をもつこととなる。

以上は単なる二つの例ではあるが、此の様な考へで Sampling design を実際に企画せねばならぬ場合もあり此の時のための一つの覚え書きとして記述してみたいものである。