DESARROLLO Y SITUACION ACTUAL DE LA TEORIA Y TECNICA DEL MUESTREO

Trabajo presentado por el Profesor Francisco Azorin P. al symphosium celebrado por la Academia, en el mes Mayo de 1964.

1. *Introducción.*

El quinquenio 1949-54 representó una etapa de consolidación de los resultados obtenidos, iniciados especialmente en forma explícita desde 1934 (cuando se publicó el tan conocido trabajo de Neyman) tanto en la teoría como en las técnicas o procedimientos de Muestreo. En dicho período se publicaron varios textos clásicos de muestreo de poblaciones finitas. Sin que dejaran de hacerse nuevos aportes de interés, unos años después podría haberse pensado que las posibilidades de trabajo original en este campo eran poco prometedoras. Sin embargo, inmediatamente empiezan a señalarse nuevas orientaciones Es muy provechosa la lectura de los artículos de Sukhatme (1959), con 121 referencias bibliográficas; Dalenius (1962), con 153, y Murthy (1963), con 69. Citas que consideradas en conjunto dan buena idea no sólo de los resultados sino también de gran parte de las perspectivas actuales. Sobre el desarrollo anterior a 1960 pueden consultarse los artículos de Seng (1951), Stephan (1948) y Zanrkovic (1956).

El objetivo principal del muestreo continúa siendo el de efectuar observaciones de un conjunto, universo o población, que permitan *inferir* algunas de sus propiedades por deseo de conocimiento o como base de decisiones. Más concretamente, en el llamado Muestreo probabilístico se trata de establecer condiciones que permitan la evaluación de la incertidumbre o riesgo inherente al parcial conocimiento de la población en estudio. Papel fundamental en el establecimiento de tales condiciones desempeña el concepto fisheriano de aleatorización. En la multiplicidad de procedimientos a emplear se destacan los que cumplen requerimientos de eficiencia, en el sentido de hacer mínima la ya mencionada incertidumbre o riesgo de generalización, para costo fijo; o mínimo el costo para cierta precisión, o bien mínimo el costo conjunto o función de pérdida, debido tanto al gasto de recursos como a las posibles consecuencias de la inseguridad en la información.

Un diseño de muestreo supone la previa preparación de la población en estudio, una vez definida tanto la población objetivo como la que efectivamente va a muestrearse; la definición de las unidades de muestreo y del modo de seleccionarlas; las fórmulas empleadas en la estimación, y el control y evaluación de errores. Sólo nos ocuparemos del caso de muestras con tamaño fijo, prescindiendo de aspectos correspondientes a ramas especializadas, a pesar de su importancia intrínseca y de las ventajas que pueden resultar de la traducción de la "jerga" peculiar a cada campo para descubrir su aplicabilidad en diferentes situaciones, ni de las importantes aplicaciones a la preparación, al complemento, a la comprobación y al avance de resultados obtenidos en Censos. (Véase, por ejemplo, Zarkovic (1962).

2.—*Sub-poblaciones.*

2.1.—*Criterios de división.*— Como antes dijimos, en la preparación de la población o universo en estudio por muestreo, puede ser obligada o aconsejable su previa división en *dominios* o en *estratos*. Thionet considera este problema dentro del más general de "despiezo" de la población en estratos y unidades de muestreo. La definición de los dominios depende de objetivos analíticos o comparativos. La de estratos, requiere establecer eficientemente tanto la demarcación como la afijación (adjudicación, adscripción o reparto) de la muestra entre los mismos. Neyman, Dalenius y otros autores en diferentes épocas han dedicado especial atención a estos problemas. (Véase la Bibliografía citada en Dalenius (1962).

2.2.—*Demarcación.*— Cuando la estratificación se basa en una sola variable, los puntos de división o demarcación que minimizan la varianza, son semisuma de las medias de los estratos en el caso de afijación proporcional al tamaño de estos. Aproximadamente pueden tomarse los puntos para los cuales son iguales las raíces cuadradas de las frecuencias o probabilidades correspondientes a la distribución en que se basa la formación de estratos cuando la afijación es óptima en el sentido de tratar de hacer mínima la varianza de la media. Una alternativa, debida a Ekman, requiere la igualación del producto del tamaño del estrato por su "recurrido" (diferencia entre el mayor y el menor valor de la variable considerada, en el estrato). Si el número L de estratos es grande resulta más cómodo igualar el producto del tamaño N_h por dicho recorrido que por la desviación estandar del estrato. Esto equivale aproximadamente a igualar los totales de estratos, si los coeficientes de variación no difieren en mucho, regla que puede verse en varios libros de texto. Otras hipótesis sobre la variabilidad absoluta o relativa para los diferentes estratos lleva a soluciones diferentes.

Los procedimientos propuestos por Dalenius y otros, tienen gran interés pero generalmente son reiterativos y de aplicación enojosa. Parece difícil hasta la obtención de métodos más satisfactorios en casos generales.

2.3.—*Número de estratos.*— En términos generales puede decirse que con un buen criterio de estratificación los resultados del muestreo serán más precisos al crecer el número de estratos. No obstante existen limitaciones de orden práctico, indicadas en los textos de muestreo. Dalenius (1957), partiendo de ciertas hipótesis sobre la población y para una estratificación óptima, justifica de manera empírico-teórica, la relación:

$$(1) \qquad \sigma_L^2 = \left(\frac{L-1}{L}\right)^2 \sigma_{L-1}^2$$

Admitiendo que la relación se satisface a partir de un cierto valor L_o, si este valor fuese $L_o = 1$, se tendría:

$$(2) \qquad \sigma_L^2 = \frac{1}{L^2}\sigma_1^2 = \frac{\sigma^2}{L^2\, n}$$

Si tomamos como función de costo: $L\, C_s + n\, C_n$, en donde C_s representa el costo por estracto y C_n el costo por unidad, se trata de minimizar:

$$(3) \qquad \Phi = \frac{\sigma^2}{n\, L^2} + \lambda\,(L\, C_s + n\, C_n - C_o)$$

llamado C_o al costo total.

Derivando con respecto a n y a L, e igualando a cero tenemos:

$$(4) \qquad L_{opt} = \frac{2n^2\, C}{C_s}$$

para C_s mayor o igual que el doble de C_n.

Este valor coincide con el obtenido por Dalenius, con supuestos algo más simplificados.

2.4.—*Afijación.*— Según hemos dicho, una vez establecidos los dominios o estratos se trata de hallar la afijación que hace mínima la varianza para tamaño o costo fijo, o mínimo el tamaño o el costo para precisión fija, o bien mínima la función de costo o pérdida, en conjunto.

En la mayor parte de los libros de muestreo pueden verse las afijaciones más importantes y las varianzas correspondientes. Pero conviene advertir que las fórmulas se complican tan pronto como se prescinde de los supuestos más corrientes. Por ejemplo, si la fórmula de estimación para la proporción de un atributo fuese en el h — ésimo estrato:

$$P_h = \frac{x_h + r}{n_h + 2r} \tag{5}$$

en lugar de la fórmula más comunmente utilizada: $\frac{x_h}{n_h}$, o número de elementos en la muestra que presentan el valor 1, del atributo, dividido por el tamaño de la muestra en el estrato considerado, se tendría como varianza de dicha proporción:

$$\sum W^2_h \frac{n^2_h}{(n_h + 2r)^2} \frac{P_h \varphi_h}{n_h} \tag{6}$$

simplificando y escribiendo la función de Lagrange para tamaño fijo (análogamente se haría para costo fijo), se tiene derivando con respecto a n_h:

$$W^2_h P_h Q_h \frac{n_h - 2r}{(n_h + 2r)^3} = \lambda \quad (H = 1, 2, \ldots, L) \tag{7}$$

Naturalmente para $r = 0$ se obtiene la solución clásica de la afijación óptima, pero para valores de r distintos de cero, habría que resolver la ecuación por algún proceso apróximado.

Aggarwal (1959) obtiene como valor de n_h la parte entera de

$$\sqrt{\frac{W^2_h S^2_h}{c_h}} + \frac{1}{4}$$ siempre que no exceda este valor al tamaño del estrato, para estimadores desde un punto de vista mínima (minimización de riesgo máximo).

Existen otras afijaciones, como la proporcional a los cuadrados de los coeficientes de variación de los dominios, para que la precisión sea comparable, y la correspondiente a cada hipótesis sobre la variabilidad de los estratos.

Una situación de gran interés se presenta cuando se trata de estimar simultaneamente varios parámetros. Esto es, de establecer un criterio para el caso de muestras de propósitos múltiples. Jessen (véase cita de Dalenius, 1962) se ocupó de esta cuestión proponiendo una afijación promedio. Otros autores, como Geory, Mahalanobis, etc., han tenido en cuenta la función de pérdida, ponderando de manera más o menos arbitraria, según varianzas y costos. Recientemente se ha considerado la función producto de pérdidas parciales (con varianzas absolutas o relativas y costos), a fin de hallar los tamaños por estrato partiendo de la pérdida máxima admisible para cada concepto

2.5.—*Estratos especiales.*— Kish y Hess (1959) se han ocupado de establecer una técnica para los llamados "estratos sorpresa" cuando el número de observaciones es mucho mayor que el esperado.

Cuando se obtienen valores para alguna de las características a estimar que exceden exageradamente de lo que se consideraba de antemano plausible, surge el problema de la eliminación o mantenimiento de estos resultados. Esta cuestión ha sido estudiada por Anscombe (1960) y otros en la Revista Technometrics y en trabajos que se citan en sus bibliografías.

3.—*Definición.—y selección de las unidades de muestreo.*

3.1.—*Tamaño y forma óptima de las unidades.*— Ya hemos dicho que la preparación de la población para el muestreo requiere una previa división en estratos y unidades, que en el caso más simplificado se reduce a la misma población como estrato único, y a las mismas unidades últimas como unidades de muestreo. Sukhatme (1959), cita resultados sobre esta cuestión.

En aplicaciones agrícolas, de recursos naturales y de poblaciones botánicas y zoológicas se han efectuado estudios sobre forma y tamaño adecuado de las unidades. Un estudio práctico de diversos tipos de unidades puede verse en un artículo de Romero (1962) en donde se consideran como factores la configuración de la unidad, el efecto de su orientación y el tipo de suelo. Para cada unidad se comparan los precios de los estudios que requieren así como los costos de desplazamiento, a partir del tiempo invertido en minutos, separando el transporte, el camino a pie, y lo que se tarda en examinar y seleccionar las muestras.

Estas cuestiones de tamaño y forma surgen en campos tan diversos como el de las Escalas de Consumo y la Sociología Vegetal.

3.2.—*Selección en general.*— El tipo más simple de muestras, simples con o sin reemplazamiento se modifica para aumentar la eficiencia, con restricciones expresadas mediante ciertos vínculos. Además de la estratificación, a que nos hemos referido ya en la Sección 2, y de la conglomeración o formación de nuevas unidades a partir de las últimas, como dijimos en la Subsección 3.1., y que puede efectuarse en sucesivas etapas, y de restricciones en la selección como en el muestreo sistemático que más adelante mencionamos, deben citarse como vínculos especiales el muestreo controlado de Goodman y Kish, expuesto en la mayor parte de los textos de muestreo; el muestreo en retículo, de Patterson (1954) (Lattice sampling), la estratificación doble (two-way stratification) de Bryant, etc. (1960) y otros. Cuando hay jerarquización de unidades de muestreo, ésto es, la selección en etapas sucesivas a la que antes nos hemos referido, es importante también el problema de afiación de unidades a cada etapa.

Como siempre, lo que sea más aconsejable depende del objetivo y de la estructura de la población es estudio (desconocida pero más o menos conjeturada o inferida a partir de experiencias anteriores). Sin entrar en detalles, ni ocuparnos de la selección en el tiempo, donde ocupa un lugar importante la rotación a uno o más niveles, y la posible constitución de "paneles", pasaremos a considerar las probabilidades de selección.

3.3—*Probabilidad de selección.*— La selección de unidades de muestreo con probabilidad variable fue introducida por Hansen y Hurwitz en 1943, pero en la actualidad puede decirse que en lugar de un procedimiento especial puede estudiarse desde el principio como caso general del cual sería uno particular el de las probabilidades iguales de selección. El procedimiento se funda en la acumulación de los tamaños o números de unidades últimas de las primarias, como puede verse en cualquier texto. Lahiri en 1951 propuso un método para evitar dicha acumulación, que consiste en la selección de dos números, aleatoriamente uno que designamos por i, entre 1 y el número de unidades primarias y otro, j, entre 1 y el tamaño máximo de dichas unidades. La unidad primaria i-esima se considera elegida si j es menor o igual que el tamaño M_i de dicha unidad, y rechazada en caso contrario. Este y otros procedimientos de selección pueden verse descritos en el trabajo de Murthy (1963), para muestreo con y sin reemplazamiento.

3.4.—*Muestreo sistemático.*— El muestreo sistemático puede considerarse como un muestreo estratificado, con la restricción o vínculo adicional de la "equidistancia" en la lista de los elementos seleccionados. Su empleo se ha ido generalizando, porque sus ventajas compensan sobradamente al riesgo de periodicidades coincidentes con el intervalo de muestreo sistemático en la mayor parte de los casos. Para medir el grado de incertidumbre (error de muestreo) cuando no parece legítimo admitir que el muestreo sistemático sea asimilable a un muestreo aleatorio simple, se usan muestras replicadas interpenetrantes, esto es, en vez de una sola muestra sistemática de tamaño n, r submuestras con origen aleatorio independiente, en un intervalo r veces mayor, y cada una de tamaño n/r. Estas submuestras tienen además la ventaja de poder medir con un análisis de la varianza la influencia de factores externos, (por ejemplo, influencias de los entrevistadores), y facilitan el cálculo abreviado de una estimación insesgada del error de muestreo. La comparación del error sistemático y del estratificado puede hacerse mediante el teorema de Cochran, según el cual es preferible el muestreo sistemático cuando el correlograma es cóncavo hacia arriba. Diversos aspectos del muestreo sistemático pueden verses en los trabajos ya citados de Sukhatme (1959) y de Murthy (1963). Aplicaciones de interés pueden verse en publicaciones especializadas relativas a la industria, poblaciones naturales etc.

4.—*Estimación.*

Las dos cuestiones principales que pueden preguntarse en lo que se refiere a una estimación son: 1) ¿Cómo mide? 2) ¿Con qué precisión mide? y 3) ¿qué mide? (esto es, si mide en realidad lo que se pretende medir). Claro es que una pequeña desviación (sesgo) entre lo que se mide y lo que se pretende medir puede ser menos grave que una imprecisión excesiva, por ser demasiado grande el error de muestreo. Los problemas de estimación constituyen parte esencial de la Estadística matemática. Aparte de los textos clásicos, son especialmente penetrantes las consideraciones de Blackwell y Girshick (1954). En los textos y en los artículos de exposición general que hemos venido mencionando pueden verse citas pertinentes. Especial interés tienen los trabajos de Godambe (1955) y de Roy y Chakravaerti (1960. En lo que se refiere a parámetros de situación y localización y de escala Weiss (1963) trata de como puede corregirse el defecto aparente de invariancia de un estimador bayesiano. En efecto, si es cierto que al cambiar la escala de la variable al multiplicar sus valores por una constante no queda el estimador bayesiano multiplicado por dicha constante, puede empezar por multiplicarse por la misma el parámetro que se trata de estimar. Goodman, L. A. (el autor del Muestreo en bola de nieve, de aplicaciones especialmente sociológicas) demostró ya en 1953 que si θ es un estimador insesgado de θ y var $(\theta) = K\,\theta^2$, y se toma como función de riesgo el producto de una función positiva de θ (o una constante) por $(\theta - \theta^2)$, un estimador más eficiente de θ es $\dfrac{\theta}{K+1}$. Es típico el caso del estimador de la varianza en muestreo procedente de una población normal, en donde:

$$\text{(8)} \qquad \operatorname{var}\left(s^2 = \frac{\Sigma\,(y_i - y)^2}{n-1} \right) = \frac{2\,\sigma^4}{n-1}$$

y por consiguiente se tiene como estimador más eficiente de la varianza:

$$\text{(9)} \qquad \frac{\Sigma\,(y_i - g)^2}{n+1}$$

Los criterios de bondad de un estimador pueden considerarse actualmente en revisión y estudio. En particular la cuestión del empleo de información ajena a la muestra, en relación con criterios bayesianos, y la consideración de óptimos para muestras muy pequeñas. Otro problema es el de modelos interdependientes o sistemas de ecuaciones simultáneas, de gran aplicación en Econometría y la comparación de estimaciones obtenidas por series cronológicas y por sección transversal.

5.—*Estimadores indirectos.*

Una expresión general de estimadores indirectos para totales de una variable y_i es:

$$\text{(10)} \qquad \hat{Y}_G = \hat{Y} + G\,(X - \hat{X})$$

cuando se trata de mejorar las estimaciones directas mediante el conocimiento del total verdadero de otra variable x_i, positivamente correlacionada con y_i

Si:

$$(11) \qquad G = \left(\frac{X^h - \hat{X}^h}{X - \hat{X}} \right) \frac{\hat{Y}}{\hat{Y}^h}$$

se tiene, al sustituir en (10)

$$(12) \qquad Y_g = Y^{1-h} \left(Y^h + X^h - X^h \right)$$

que para $h = 1$ se reduce al hacerse $G = 1$, al estimador ordinario por diferencia.

$$\text{Si } G = (Y/X)^h$$

se tiene al sustituir en (10)

$$(13) \qquad \frac{Y}{X} \left(X^h + Y^{h-1} X - Y^{h-1} X \right)$$

que para $h = 1$ se reduce al estimador por cociente o estimador de la razón:

$$(14) \qquad Y_R = \frac{Y}{X} X = \frac{y_i}{x_i} X = \frac{y}{x} X = R\, X$$

Expresiones más generales que las anteriores se tendrían, por ejemplo, para:

$$(15) \qquad G = c\, \frac{X^j - X^j}{x - x} \, \frac{Y^h}{X^k}$$

Si $j = 1$, $h = k$, y c es el coeficiente de regresión de y en x, se tiene el estimador regresional.

Por otra parte, si:

$$(16) \qquad G = \frac{1/n \sum y_i / x_i - \hat{Y}/X}{1 - \hat{X}/X} = \frac{r\,X - \hat{Y}}{X - \hat{X}}, \text{ y por tanto:}$$

$$(17) \qquad \hat{Y} = r\,X.$$

A este resultado se llega también con el estimador regresional si en lugar de considerar los pares de valores (x_i, y_i), se toman $\left(\frac{x_i}{x_i}, \frac{y_i}{x_i}\right)$

Análogamente puede pasarse del estimador indirecto que acabamos de ver, al regresional, cambiando los cocientes de la variables por x_i, a los valores absolutos.

Otro estimador indirecto es:

$$(18) \qquad \hat{Y}_P = \frac{\sqrt[n]{\pi\, y_i}}{\sqrt[n]{\pi\, x_i}} X$$

que equivale al estimador por diferencia aplicado a los logaritmos.

Con distintas transformaciones se obtiene nuevos estimadores indirectos. Para el cálculo comparativo basado en los errores de muestreo y sesgos, resultan de gran utilidad las fórmulas que para casos más simples pueden verse en el trabajo de Kish y Hess (1959).

Conviene advertir que uno de los primeros estudios de eliminación del sesgo en estimadores indirectos se debe a Hartley-Ross (1954). En los ya mencionados artículos de Sukhatme (1959) y Murthy (1963) puede encontrarse bibliografía referente a esta cuestión.

6.—*Simplificaciones y reducciones en los cálculos.*

La comparación global de costos y errores para decidir sobre la eficiencia de los estimadores debería incluir el trabajo de elaboración y la pérdida esperada de información por malas interpretaciones o incumplimiento de las normas establecidas para el muestreo, y por equivocaciones de transcripción y cálculo. De aquí el interés de los procedimientos abreviados, dentro de los recursos y circunstancias corespondientes a cada muestra, sin los cuales podría ser prohibitivo el cálculo de errores de muestreo.

Thionet (1959) estudió las estimaciones de la varianza basadas en diferencias, como simplificación del cálculo de errores de muestreo y obtuvo como fórmula general:

$$\sigma^2 = \frac{N-1}{N} \tfrac{1}{2} \left(\Delta = \frac{\sum^{N} (x_i - x_j)^2}{\binom{N}{2}} \right) \tag{19}$$

que puede estimarse por:

$$\sigma^2 = \tfrac{1}{2} \left(\Delta = \frac{2 \sum (x_i - x_j)^2}{n\,(n-1)} \right) \tag{20}$$

Keyfitz (1957) propuso una simplificación, al restringir la selección a dos unidades de cada estrato, partiendo de la simple propiedad de que la varianza de la suma de dos valores de una variable aleatoria puede estimarse por la esperanza del cuadrado de su diferencia, esto es:

$$\mathrm{Var}\,(x_{11} + x_{12}) = E\,(x_{11} - x_{12})^2, \tag{21}$$

en donde x_{11} y x_{12} son estimaciones obtenidas de dos muestras aleatorias independientes del primer estrato y E puede indicar la operación de promediado sobre todas las muestras posibles.

Deming (1956) establece una disposición de la población de manera que tanto las unidades de muestreo como los estratos en que se agrupan sean del mismo tamaño, para que en las estimaciones de totales y varianzas puedan utilizarse fórmulas autoponderadas. Además emplea muestras replicadas interpenetrantes y el recorrido muestral como estimación de las desviaciones estándar.

Hansen, Hurwitz y Madow (1953) propusieron la división de las muestras en grupos aleatorios para simplificar el cálculo de varianzas. Un comentario sobre este método puede verse en el cuarto trabajo citado en la bibliografía al final de este artículo.

7.—*Errores ajenos al muestreo.*— En algunas de las secciones anteriores, en particular al hablar de afijación de la muestra a los estratos y de procedimientos abreviados, nos hemos referido más o menos explícitamente a la función de pérdida. Los llamados modelos de errores mixtos (véase Dalenius, 1962) incluyen los errores ajenos al muestreo, que deben tenerse en cuenta tanto en el cálculo de la fiabilidad y acuracidad de las estimaciones, como en forma esperada para el mejor diseño de la muestra.

Uno de los primeros tipos de error considerados fueron los que se refieren a la tendencia a incluir o excluir elementos fronterizos (Border line elements), que fueron estudiados por Masuyama y otros, según puede verse en la revista Sankhya, 1954.

Chernoff (1961) ha estudiado posibles correcciones para los casos de respuesta a cuestiones que se ignoran o de las que no se tiene conocimiento firme que se dan por consiguiente como conjeturas o al azar.

Pero el caso más grave y que prácticamente se presenta siempre con enojosa intensidad en las muestras que pretenden ser probabilísticas es el de la falta de respuesta. En los trabajos expositivos ya mencionados de Sukhatme, Dalenius y Murthy se hace referencia a estos problemas con la bibliografía correspondiente. Por su especial importancia deben citarse el trabajo de Durbin (1958), sobre estimaciones basadas en un número de individuos inferior al seleccionado. Sus resultados que pueden considerarse como continuación de los que trata Yates ("Sampling method for Censuses and Surveys"), en el primer texto de Muestreo propiamente dicho, publicado en 1949, y se extiende al caso de clasificaciones no previstas y estratificaciones mal dispuestas. Hartley (1960) trata también de la estimación en clases o subgrupos (dominios de estudio no incluídos en la estratificación previa), proponiendo fórmulas de estimación insesgada, que complementan con gran interés los resultados antes mencionados.

En lo que se refiere a estas cuestiones tiene gran interés el estudio de las relaciones estímulo-respuesta, la teoría del aprendizaje y el problema del hastío, contrapuesto al hábito, y diferentes implicaciones de esta situación.

BIBLIOGRAFIA

Aggarwal, O.P. (1959) "Bayes and Minimax Procedures in Samples from finite and infinite Populations" (Ann. Math. Stat., 37).

Anscombe, F. J. (1960) "Rejection of Outliers" (Technometrics, 2,2).

Azorín, P. F. (1959) "El Muestreo y la situación actual de la Estadística" (Estadística, Jour. of the I. A. S. I.) 17,65).

Azorín, P. F. (1961) "Nota sobre la estimación de varianzas por el método de grupos aleatorios" (Actas de la segunda reunión de matemáticos españoles, Zaragoza-España).

Blackwell & Girshick (1954) "Theory of Games and Statistical Decision" (J. Wiley).

Bryant, Hartley, Jessen (1960) "Design and Stimation in two-way stratification" (Jour. Amer. Stat. Assoc., 55, 289).

Chernoff, H. (1962) "Scoring of questionnaires" (Ann. Math, Stat, 33,2).

Dalenius, T. (1957) "Sampling in Sweden", (Almqvist & Wicksell, Stockholm).

Dalenius, T. (1962) "Recent Advances in Sample Survey Theory and Methods" (Adn. Math. Stat., 33,2).

Deming, W. E. (1956) "On simplifications of Sampling Design through replication with equal Probabilities and without stages" (Jour. Amer Stat. Assoc. 51).

Durbin, J. (1952) "Sampling Theory for estimates ba-sed on fewer individuals than the number selected" (Bull. Int. Statis. Inst. 36).

Godambe, V. P. (1955) "A Unified Theory of Sampling from finite poulations" (Jour. Roy. Stat. Soc. B., 17).

Goodman, L. A. (1953) "A Simple Method for improving some estimators" (Ann. Math. Stat. 24).

Hartley, H. O. & Rao. N. K. (1962) "Sampling with unequal Probabilities, ets." (Ann. Math. Stat. 33).

Hartley, H. O. (1960) "Analytic Studies on Survey Data" (Study in onore di Corrado Gini).

Keyfitz, N. (1957) "Estimates of Sampling variance where two Units are selected from each stratum" (Jour. Amer. Stat. Assoc., 52, 280).

Kish, L. & Hess (1959) "Some Sample Techniques for continuing Survey operations" (Amer Stat., Social Stat. Section).

Kish & Hess (1962) "Studies of interviewers variance for acttitudinal variables" (Jour. Amer. Stat. Assoc., 57).

Kish & Hess (1959) "On variances of Ratios and their differences in multistage samples" (Jour. Amer. Stat. Assoc. 54).

Murthy, M. N. (1963) "Some recent advances in Sampling Theory" (Jour. Amer. Stat. Assoc. 58, 303).

Patterson, H. D. (1954) "The error of lattice Sampling" (Jour. Roy. Stat. Soc. 16).

Romero, M. (1962) "Efficiency of line and area Survey Units for Sampling Soils" (Estatistica, I. A. S. I., 20, 75).

Roy & Chakravarti (1960) "Estimating the mean of a finite population" (Ann. Math. Stat., 31).

Seng, You Poh (1951) "Historical Survey of the Development of Sampling Theory and Practice" (Jour. Roy. Stat. Soc., 14).

Stephan, F.F. (1948) "History of the Theory of modern Sampling Procedures" (Jour. Amer. Stat. Assoc., 43).

Sukhatme, P. V. (1959) "Major developments in the Theory and Applications of Sampling during the last 25 years" (Estadistica, I.A.S.I., 17, 65).

Thionet, P. (1959) "Les pertes d'information, etc." (INSEE, E. T., Nº 7).

Weiss, L. (1963) "On estimation scale and location parameters" (Jour. Amer Stat. Assoc., 58, 303).

Zarkovic, S. S. (1962) "Sampling Methods and Censuses" (F.A.O. Roma).

Zarkovic, S. S. (1956) "Note on the History of Sampling Methods in Rusia" (Jour. Roy. Stat. Soc., 119,3).