

## **A Post-Script to "Regression Post-Mortem"**

D. Sengupta, P. Bhimasankaram, A. Bhattacharjee and A. Roy  
*Indian Statistical Institute, Calcutta 700 035*  
 (Received : October, 1992).

### *Introduction and Notations*

The object of this note is to study further the two technical aspects of Prof. Mitra's paper [4], namely (i) finding an explicit expression for the orthogonal projection matrix when several observations are deleted and (ii) making a more detailed analysis of the fibre data.

While providing an explicit expression for the orthogonal projection matrix with dropped observations, we also obtain an interpretation of the various cases in terms of the estimation space.

The data analysis done here illustrates the importance of collinearity study and the role of the deletion diagnostics in arriving at a meaningful regression equation. It also highlights the age-old dictum of examining the scatter-plots.

We use the following notations:  $\mathbf{A}'$ ,  $\rho(\mathbf{A})$ ,  $\mathbf{R}(\mathbf{A})$ ,  $\mathbf{A}^-$  and  $\mathbf{P}_A$  denote the transpose, the rank, the row-space, a g-inverse and the orthogonal projection matrix  $\mathbf{A}(\mathbf{A}'\mathbf{A})^- \mathbf{A}'$  of a matrix  $\mathbf{A}$ . We consider the same linear model as in [4]. We use  $\mathbf{P}$  for  $\mathbf{P}_x$  and the partition  $\mathbf{X} = (\mathbf{X}_1' : \mathbf{X}_2')'$  where  $\mathbf{X}_2$  has  $n - k$  rows. We make the corresponding partition  $\begin{pmatrix} \mathbf{P}_{11} & \mathbf{P}_{12} \\ \mathbf{P}_{21} & \mathbf{P}_{22} \end{pmatrix}$  of  $\mathbf{P}$ , where  $\mathbf{P}_{11}$  and  $\mathbf{P}_{22}$  are square matrices of orders  $k$  and  $n - k$ .

### **2. Projection Matrix with Deleted Observations**

In [4], Prof. Mitra obtained an expression for the projection matrix (hat-matrix) when an observation is deleted, using a statistical argument. Here we derive the corresponding result for the deletion of several observations. When several observations are

$(-1, -1), (-, +1), (+1, -1)$  and  $(+1, +1)$  with  $a = 1$ .

The results are summarized in Table 5.1.

**Table 5.1.** Relative Efficiency (RE) of different Estimators over  $r$

Estimator		RE (%)
1.	$d_1$ ( $i = 1, 2$ )	123.28
2.	$\hat{\rho}_h$ (present study)	
	(i) $a = 0$	126.56
	(ii) $a = 1$	
	$\alpha_1 = -1$ $\alpha_2 = -1$	137.70
	$\alpha_1 = -1$ $\alpha_2 = +1$	124.85
	$\alpha_1 = +1$ $\alpha_2 = -1$	139.40
	$\alpha_1 = +1$ $\alpha_2 = +1$	125.30

The proposed class of estimators is most efficient for  $\alpha_1 = +1$  and  $\alpha_2 = -1$ . It is obvious from the table 5.1 that the proposed class of estimators is more efficient than the conventional estimator,  $r$  and also the estimators  $d_i$  ( $i = 1, 2$ ) suggested by Srivastava and Jhaji [7] irrespective of the values of  $\alpha_1$  and  $\alpha_2$ .

#### REFERENCES

- [1] Das, A.K. Tripathi, T.P., 1978. Use of auxiliary information in estimating the finite population variance. *Sankhya, C*, **40**, 139-148.
- [2] Gupta, J.P., Singh, R. and Lal, B. 1978. On the estimating of the finite population correlation coefficient-I.
- [3] Johnston, J., 1972. *Econometric methods*. Mc Graw-Hill, Kogakusha Ltd., Tokyo.
- [4] Sampath, S., 1980. On the optimal choice of unknowns in ratio-type estimators. *Jour. Ind. Soc. Ag. Statistics*, **41**, 166-172.
- [5] Singh, R.K. and Singh, G., 1984. A class of estimators with estimated optimum values in sample surveys. *Statist. Prob. letters*, **2**, 319-321.
- [6] Srivastava, S.K. and Jhaji, H.S., 1983. A class of estimators of the population mean multi-auxiliary information. *Cal. Stat. Assoc. Bull.*, **32**, 47-56.
- [7] Srivastava, S.K. and Jhaji, H.S., 1986. On the estimation of finite correlation coefficient. *Jour. Ind. Ag. Statistics*, **38**, 82-91.

deleted, three cases are encountered as opposed to the two considered by Prof. Mitra. We now examine each case separately.

Case I : Estimation space unchanged after deletion.

This means that  $R(\mathbf{X}_2) \subset R(\mathbf{X}_1)$ . A necessary and sufficient condition for this in terms of the projection matrix  $\mathbf{P}$  is that  $\mathbf{I} - \mathbf{P}_{22}$  is non-singular. This can be proved as follows. The matrix

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{X} & \mathbf{X}'_2 \\ \mathbf{X}_2 & \mathbf{I} \end{pmatrix}$$

is nnd. Also  $\rho(\mathbf{M}) = \rho(\mathbf{X}'\mathbf{X}) + \rho(\mathbf{I} - \mathbf{P}_{22}) = (n - k) + \rho(\mathbf{X}'_1 \mathbf{X}_1)$  (see [5], exercises 9.4.12(d) and 5.4.26(a)). The row-spaces of  $\mathbf{X}$  and  $\mathbf{X}_1$  are identical iff  $\rho(\mathbf{X}'\mathbf{X}) = \rho(\mathbf{X}'_1 \mathbf{X}_1)$ , which is equivalent to ' $\rho(\mathbf{I} - \mathbf{P}_{22}) = n - k$ ' or ' $\mathbf{I} - \mathbf{P}_{22}$  is nonsingular'.

Case II : Estimation spaces of deleted and retained observations virtually disjoint.

This means that  $R(\mathbf{X}_1) \cap R(\mathbf{X}_2) = \{0\}$ . A necessary and sufficient condition for this is that  $\mathbf{P}_{12} = 0$ . This essentially follows from

$$R(\mathbf{X}_1) \cap R(\mathbf{X}_2) = R(\mathbf{X}'_1 \mathbf{X}_1 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'_2 \mathbf{X}_2) \\ \text{(see [5], exercise 5.4.25 (a)(iii)).}$$

When several observations are dropped, the above cases do not exhaust all situations. In general  $R(\mathbf{X}_2)$  would have only a (non-null) part in common with  $R(\mathbf{X}_1)$ . This case does not arise when a single observation is deleted, as considered by Prof. Mitra.

Irrespective of the relationship between  $R(\mathbf{X}_1)$  and  $R(\mathbf{X}_2)$ , it can be directly verified that

$$\mathbf{P}_{x_1} = \mathbf{P}_{11} + \mathbf{P}_{12} (\mathbf{I} - \mathbf{P}_{22})^{-} \mathbf{P}'_{12}$$

where  $(\mathbf{I} - \mathbf{P}_{22})^{-}$  is any g-inverse of  $\mathbf{I} - \mathbf{P}_{22}$ . In Case I, this reduces to  $\mathbf{P}_{11}$ , while in the second case the g-inverse is replaced by the inverse. The results given by Prof. Mitra are simplifications of these two special cases.

### 3. A Reanalysis of the Fibre Data

A glance at the columns 3 and 4 of Table 2 of [4] reveals that the measurements are highly collinear with the intercept. Indeed, the condition number turns out to be 74.493. It is well-known (see[2])

that in such a situation small changes in the predictor observations can lead to significant changes in the regression estimates. Also, the precision of the estimates may be hampered by collinearity. Should it be concluded that the above data is unsuitable for a meaningful analysis? Hardly so. In fact, a shift in the origin corresponding to the two variables in question produces a condition number in the acceptable range. One could do this by subtracting the respective means of the variables. However, it is not easy to interpret the resulting variables. A visual inspection suggests that the origin be shifted by approximately 24 mms. in each case to counter the collinearity. The modified variable would then be "length in excess of 24 mms". Such a shift is meaningful if the measurement of length in excess of 24 mms. can be done precisely with the instrument at hand. Usually the precision of a measuring instrument is only available relative to the maximum length it can measure. If an improper instrument is used (with a precision of the order of 1 mm.), a shift of origin as suggested above amounts to a mathematical exercise, and only masks the collinearity resulting from the imprecision of the measurements (see Belsley, [17]).

Assuming that a proper measuring instrument is used, we proceed with the analysis. Figures 1 and 2 show the scatter-plots of the observations. After subtracting 25 mm. and 24 mm. from columns 3 (variable  $X_1$ ) and 4 (variable  $X_2$ ), respectively (and renaming them  $X_3$  and  $X_4$ ), we get the following table of variance proportions (see [2] for a discussion on variance proportions).

Number	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions		
			Constants	$X_3$	$X_4$
1	1.50901	1.000	.11864	.10373	.23344
2	1.11773	1.162	.31479	.35565	.00007
3	.37327	2.011	.56658	.54062	.76649

The acceptable range of the condition number is 1 to 30 (see [2]). The regression equation is

$$Y = b'_1 + b_2X_3 + b_3X_4$$

with  $b'_1 = 23.2721$ ,  $b_2 = .4452$  and  $b_3 = .2399$ . When  $X_3$  and  $X_4$  are

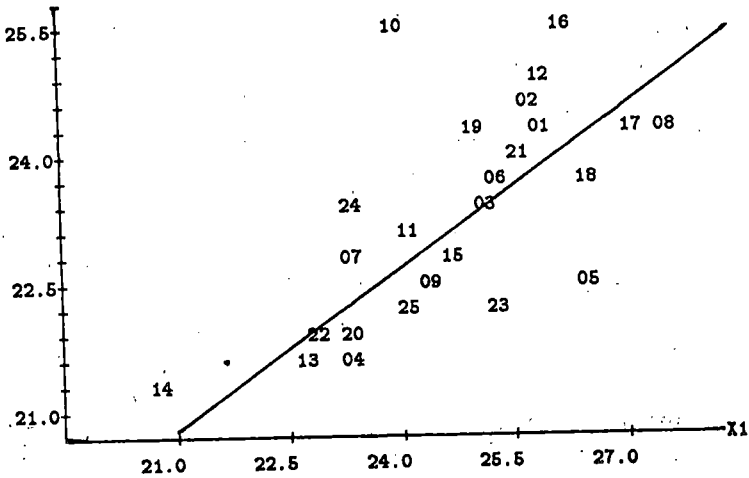


Figure 1: Scatter-plot of Y vs.  $X_1$  with final regression line

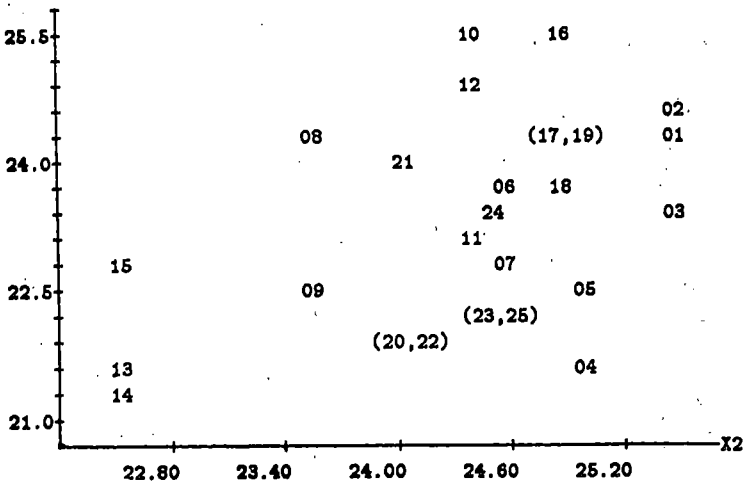


Figure 2: Scatter-plot of Y vs.  $X_2$

transformed to the original predictors, the equation becomes

$$Y = b_1 + b_2X_1 + b_3X_2$$

where  $b_1 = 6.3838$ , which is the same as obtained by Prof. Mitra. The standard errors for  $b_2$  and  $b_3$  are .1379 and .2568, respectively, both before and after making the transformation. The meaning of the constant term changes with the shift of origin. Therefore one would expect that the new constant to be significant. The analysis indeed reveals that  $b_1$  has a standard error of .2172. Compare this with the standard error of the original constant, which is 5.4962. This means that the new constant term can be estimated more precisely than the old constant term. Also, the new constant is highly significant (as expected), although the old constant is not so.

The estimated multiple correlation (multiple R) is .6763, both before and after transformation.

We computed the Cook's distance (see Chatterjee and Hadi, [3]) in addition to the diagnostics computed by Prof. Mitra for all the observations. Observations 10 and 5 are the most influential to the overall fit as per this measure. From Tables 3, 4 and 5 of [4] these two observations are significant according to many other diagnostics.

When observations 5 and 10 are deleted, the coefficients turn out to be  $b_1 = 23.2727$  (.1670),  $b_2 = .5419$  (.1061) and  $b_3 = .2135$  (.1933). The multiple R is .8228. Observation 14 becomes the single-most influential one with the highest values of Cook's distance and DFFITS. However, dropping of observation 14 along with 5 and 10 seems to marginally reduce the multiple R and slightly increase the standard errors of the coefficients.

Multiple row-deletion diagnostics also play an important role in detecting joint influence of observations. In this connection it may be noted that the MDFFIT measure used by Prof. Mitra should be suitable scaled (as in DFFITS) before any conclusion is drawn. For pairs of observations we limited our analysis to the Cook's distance (see Chatterjee and Hadi, [3]). The pair (10, 24) has the largest Cook's distance. When the data is reanalysed after dropping the observations 5, 10 and 24, the regression coefficients become  $b_1 = 23.2518$  (.1635),  $b_2 = .5787$  (.1066) and  $b_3 = .1682$  (.1912). Thus the estimates become more precise. Further, the significance of  $b_2$  and  $b_3$  changes from .0039 and .3602 to .0000 and .3902, respectively. The decision regarding the significance of the coefficients is better

focused with the three observations dropped. The multiple R also increases to .8410.

The insignificance of  $X_2$  is intuitively evident from Figure 2, which fails to exhibit any pattern. In the absence of this variable, Figure 1 is quite interpretable. The location of the observations 5, 10 and 24 in this Figure seem to support the idea of their deletion for a reasonable fit. The straight line drawn in figure 1 is

$$Y = 23.3154 + .62462X_3 = 7.6999 + .62462X_1$$

which is the regression line after variable  $X_2$  and observations 5, 10 and 24 are dropped.

#### 4. Conclusions

A casual look at the data on  $X_1$  might raise a doubt whether it is at all useful for predicting Y as all of them look similar. However, from the analysis it turns out that  $X_3$  (or, equivalently,  $X_1$ ) has a lot to say about Y, even in the presence of the constant. Its predictive capacity is further pronounced when a few observations are dropped. This is reflected in the reduction of p-value from .0039 to less than  $10^{-4}$ . Our recommendation is to drop the parental plot mean in the presence of the parental plant value.

#### ACKNOWLEDGEMENT

We thank Prof. S.K. Mitra for bringing the data to notice and encouraging us to analyse the same.

#### REFERENCES

- [1] Belsley, D.A., 1984. Demeaning conditioning diagnostics through centering. *American Statistician* **38**, 73-93.
- [2] Belsley, D.A., Kuh, E. and Welsch, R.E., 1980. *Regression Diagnostics: Identifying Influential Observations and Sources of Collinearity*, Wiley, New York.
- [3] Chatterjee, S. and Hadi, A.S., 1988. *Sensitivity Analysis in Linear Regression*, Wiley, New York.
- [4] Mitra, S.K., 1991. Regression post-mortem. *Journal of Indian Society of Agricultural Statistics* **43**, 201-210.
- [5] Ramachandra Rao, A. and Bhimasankaram, P., 1992. *Linear Algebra*, Tata-McGraw-Hill, New Delhi, in press.

---

## OTHER PUBLICATIONS OF THE SOCIETY

---

### I. SAMPLING THEORY OF SURVEYS WITH APPLICATIONS

*P.V. Sukhatme, B.V. Sukhatme, S. Sukhatme and C. Asok*

It is the third Revised Edition containing all the principal developments in the theory of sampling with examples and exercises.

The book contains 11 chapters

- |  |                              |
|--|------------------------------|
| I. Introduction and Basic Concepts             | VII. Choice of Sampling Unit |
| II. Simple Random Sampling without Replacement | VIII. Sub-Sampling           |
| III. Sampling with Varying Probabilities       | IX. Sub-Sampling (continued) |
| IV. Stratified Sampling                        | X. Systematic Sampling       |
| V. Ratio Type Methods of Estimation            | XI. Non-Sampling Errors.     |
| VI. Regression Methods of Estimation           |                              |

Price : Rs.35.00 (Paper back) and Rs.60.00 (Hard Bound)

### II. STATISTICAL METHODS IN ANIMAL SCIENCES

*V.N.Amble*

The book has been prepared for specially meeting the needs of the students and the research workers in animal sciences wishing to learn the basic principles and the principal procedures of statistics for use in planning investigation and in analysing and interpreting the data. The emphasis in the book is on the principles and procedures with an attempt at elucidating the logic without too much of mathematics. A special feature of the book is the illustrations of the procedures through examples all taken from the field of animal science which would help the research worker in animal science in understanding the applications all the more easily. Only basic knowledge of algebra at elementary level is assumed and the few derivations of procedures from statistical theory given in the book have been presented in such a manner that while they meet to some extent the logical inquisitiveness of a class of readers they could be omitted without loss of a clear understanding of the procedures.

The book consists of 17 chapters. The first 9 deal with statistical methods of inference and the next 7 with the planning of experiments and the analysis mainly on experimental data. The last chapter deals with the elements of sampling.

Price : Rs.30.00 (Inland) and \$10.00 (Foreign)



### III. IMPACT OF P.V. SUKHATME ON AGRICULTURAL STATISTICS AND NUTRITION

*Edited by Prem Narain*

It contains articles by eminent statisticians and other scientists in the country and abroad covering topics on Agricultural Statistics and Nutrition in which Prof. Sukhatme has made significant contributions.

Price: Rs.15.00 (Paper back) and Rs.50.00 (Hard bound)

### IV. CONTRIBUTION IN STATISTICS AND AGRICULTURAL SCIENCES

This volume contains a number of scientific papers in the field of statistics, agriculture, animal husbandry, agricultural economics and allied fields contributed by eminent research workers engaged in theoretical as well as practical development of statistics in relation to agriculture.

Price Rs.15.00 (Inland) and \$4.50 (Foreign)

### V. ON SYMPOSIA

- (i) Measurement of impact of green revolution, and
- (ii) Statistical assessment of intensive cattle development programme.

Price : Rs.10.00 (Inland) and \$3.00 (Foreign)

### VI. STATISTICAL DATA-THEIR CARE AND MAINTENANCE

*David J. Finney*

This bulletin is extremely useful for students and research workers engaged in data collection and analysis. It describes in a lucid manner how data can be scientifically gathered for drawing sound inference. The various topics dealt with are: acquisition of data, design of data gathering, care for data, types and units of data analysis and databases, copying, statistical ethics, data-entry to the computer, data scrutiny, integrity and some illustrations.

Price : Rs.10.00 (Inland) and \$3.00 (Foreign)

---

*Please order your copies from:*

The Secretary,  
INDIAN SOCIETY OF AGRICULTURAL STATISTICS,  
C/o I.A.S.R.I., Library Avenue,  
New Delhi-110 012



# भारतीय कृषि सांख्यिकी संस्था

## (हिन्दी परिशिष्ट)

खंड ४४

दिसम्बर, १९६२

अंक ३

### अनुक्रमणिका

१. आय बंटनों के विचरण गुणांकों की तुलना  
एम० सिंह तथा आर० पी० सिंह
२. अपूर्ण दुग्ध श्रवण अभिलेखों से दुग्ध श्रवण उत्पाद का आकलन  
रणधीर सिंह तथा पी० नारायण
३. ओ० एल० एस० प्राकलकों पर द्विचरण प्रतिचयन का प्रभाव  
आर० सी० अग्रवाल तथा ओ० पी० कथूरिया
४. बहुचरीय परिस्थिति में इष्टतम भूखण्ड आमाप  
एम० ए० शीला तथा वी० के० जी० उन्नीयान
५. अन्वेषकों के निष्पादन विश्वास्यता-गुणांक पर एक टिप्पणी  
एस० मोहन्ती
६. बीच के फसल प्रयोगों में कुछ सांख्यिकीय धारणाएँ एवं रचनाएँ  
एन० सुन्दरराज तथा एम० के० जगन्नाथ
७. इष्टतम पक्ति चौड़ाई के आकलन के लिए सांख्यिकीय निदर्श  
एम० नारायण रेड्डी तथा सी० के० रामनाथ चेट्टी
८. सर्वेक्षण प्रतिदर्श के आकलनों के समूह के सुधार पर एक टिप्पणी  
सुरेन्द्र के० श्रीवास्तव
९. सहायक सूचनाओं के उपयोग से परिमित समष्टि सहसंबंध गुणांक के आकलनों का एक समूह  
आर० एस० बिरादर तथा होसिला पी० सिंह,
१०. "समाश्रयण पोस्टमार्टम" पर पश्चलेखन  
डी० सेन गुप्ता, पी० भीमशंकरन, ए० भट्टाचार्य तथा ए० रॉय

## आय बंटनों के विचरण गुणांकों की तुलना

एम० सिंह तथा आर० पी० सिंह  
आई० सी० आर० आई० एस० ए० टी०, पतनचैरू, आंध्र प्रदेश

### सारांश

संभावित अनुपात परीक्षण का उपयोग एक विचार तथा बहुचर लघुगणक प्रसामान्य एवं पैरैटो बंटनों के विचरण गुणांकों की तुलना के लिए किया जाता है। आय स्थायित्व जो विभिन्न समिष्टों के विचरण गुणांकों द्वारा मापी जाती है तथा आय स्रोतों की तुलना भारत के अर्धशुष्क उष्णकटिबंधीय क्षेत्रों से प्राप्त आय आंकड़ों की सहायता से की गई है।

## अपूर्ण दुग्ध श्रवण अभिलेखों से दुग्ध श्रवण उत्पाद का आकलन

रणधीर सिंह तथा पी० नारायण  
भारतीय कृषि सांख्यिकी अनुसंधान संस्थान, नई दिल्ली

### सारांश

गायों तथा भैसों के दुग्ध श्रवण उत्पाद के आकलन के लिए कुछ चुने हुए पशुओं के प्रतिदर्श से सम्पूर्ण दुग्ध श्रवण काल के लिए व्यवस्थित समय अन्तराल पर दैनिक दुग्ध उत्पाद को नोट किया जाता है। परन्तु अनेक कारणों से यह सर्वदा संभव नहीं है कि सभी चयनित पशुओं के लिए प्रत्येक समय अन्तराल के दुग्ध अभिलेखों को प्राप्त किया जा सके। वर्तमान अन्वेषण में ग्रामीण दशाओं के अन्तर्गत औसत दुग्ध श्रवण उत्पाद के दो वैकल्पिक आकलनों को प्रस्तावित किया गया है। प्रथम आकलन पशुओं के दैनिक दुग्ध अभिलेखों पर आधारित होता है जहाँ पूर्ण दुग्ध श्रवण आंकड़े उपलब्ध हों तथा इसके लिए पूर्ण दुग्ध श्रवण काल के आंकड़े प्राप्त होने की उचित प्रायिकता का उपयोग किया जाता है। द्वितीय आकलन सभी चयनित पशुओं के दुग्ध अभिलेखों का उपयोग करता है जहाँ पूर्ण एवं अपूर्ण दोनों प्रकार के दुग्ध श्रवण अभिलेख उपलब्ध हों।

## ओ० एल० एस० प्राकलकों पर द्विचरण प्रतिचयन का प्रभाव

आर० सी० अग्रवाल तथा ओ० पी० कथूरिया  
भारतीय कृषि सांख्यिकी अनुसंधान संस्थान, नई दिल्ली

### सारांश

द्विचरण प्रतिचयन का अधिकतर प्रयोग किया जाता है जिसमें प्रथम चरण में प्रतिदर्श के गुच्छों का चयन होता है और द्वितीय चरण में चयनित गुच्छों से इकाइयों का चयन किया जाता है। एक समाश्रयण निदर्श पर विचार किया गया है जो कुछ उचित परिस्थितियों में अध्ययन में लिए गए लक्षण पर गुच्छों के प्रभाव पर प्रकाश डालता है। स्काट तथा होल्ट (१९८२) द्वारा वर्णित अशुद्ध विनिर्देश के प्रभाव की परीक्षा कुछ उचित लागत फलन तथा कुछ अन्य दशाओं के अन्तर्गत की गई है।

## बहुचरीय परिस्थिति में इष्टतम भूखण्ड आमाप

एम० ए० शीला तथा वी० के० जी० उन्नीथान  
हार्टीकल्चर कालेज, वेल्लानिकारा, त्रिचूर

### सारांश

प्रायोगिक इकाइयों का इष्टतम आमाप ज्ञात करने की पद्धति का विस्तार बहुचरीय परिस्थिति के लिए किया गया है। आपेक्षिक परिक्षेपण के आव्यूह को परिभाषित किया गया है तथा इसके सारणिक का उपयोग विचरण के माप के रूप में किया गया है। प्रायोगिक इकाइयों का इष्टतमीकरण तीन विभिन्न परिस्थितियों के लिए किया गया है। सम्पूर्ण पद्धति को कोको के आंकड़ों से समझाया गया है।

## अन्वेषकों के निष्पादन विश्वास्यता-गुणांक पर एक टिप्पणी

एस० मोहन्ती

उड़ीसा कृषि एवं तकनीकी विश्वविद्यालय, भुवनेश्वर

### सारांश

अन्वेषकों के निष्पादन विश्वास्यता - गुणांक ज्ञात करने के लिए एक प्रतिचयन प्रयोग पद्धति का प्रस्ताव किया गया है जो मात्रात्मक आनुवंशिक में प्रयुक्त पुनरावर्तनीयता की भांति है। यह गुणांक गणना अथवा सर्वेक्षण प्रतिचयन पद्धति से प्राप्त परिणामों की विश्वसनीयता के लिए एक मापदंड का काम करता है।

## बीच के फसल प्रयोगों में कुछ सांख्यिकीय धारणाएँ एवं रचनाएँ

एन० सुन्दरराज तथा एम० के० जगन्नाथ

कृषि विज्ञान विश्वविद्यालय, बंगलोर

### सारांश

फसल उत्पादन की आधुनिक धारणा में बीच के फसल प्रयोगों का अधिक महत्व है। बीच के फसल प्रयोगों को करने तथा उनके द्वारा प्राप्त आंकड़ों के विश्लेषण की कठिनाइयाँ भली भांति ज्ञात हैं। पूर्व प्रकाशित संदर्भों में बीच के फसल वातावरण को परिभाषित करने की कोई कोशिश नहीं की गई है। प्रस्तुत प्रपत्र में बीच के फसल प्रयोगों के लिए कुछ नवीन सांख्यिकीय धारणाएँ तथा रचनाएँ दी गई हैं जिनमें बीच के फसल वातावरण को परिभाषित तथा श्रेणीबद्ध किया गया है। इनमें प्रायोगिक अभिकल्पनाओं की पद्धति दी गई है जो आंकड़ों के विश्लेषण की रूढ़ि मान्यताओं को मानती है।

## इष्टतम पंक्ति चौड़ाई के आकलन के लिए सांख्यिकीय निदर्श

एम० नारायण रेड्डी तथा सी० के० रामनाथ चेट्टी  
केन्द्रीय शुष्क कृषि अनुसंधान संस्थान, हैदराबाद

### सारांश

पादप ज्यामिति के वर्तमान संबंधों से फसल की उपज तथा पंक्ति की चौड़ाई के बीच दो संबंधों को प्रतिपादित किया गया है। इनमें से एक संबंध द्विघात व्युत्क्रम बहुपद समूह का है तथा दूसरा द्वितीय कोटि सामान्य बहुपद का है जिसमें कोई स्थिरांक पद नहीं होता। इन दो संबंधों का आसंजन सोरघम तथा मूंगफली के लिए शुष्क कृषि परिस्थितियों में प्रायोगिक आंकड़ों पर किया गया है। यह दोनों संबंध अधिकतम उपज प्राप्त करने के लिए इष्टतम अन्तरापंक्ति दूरी की पहचान में बहुत उपयोगी है।

## सर्वेक्षण प्रतिदर्श के आकलकों के समूह के सुधार पर एक टिप्पणी

सुरेन्द्र के० श्रीवास्तव  
पंजाबी विश्वविद्यालय, पटियाला

### सारांश

सिंह तथा कटारिया [२] एवं सिंह तथा उपाध्याय [१] क्रमशः समष्टि प्रसरण तथा समष्टि माध्य के आकलकों के समूहों का जिन्हें पहले श्रीवास्तव तथा झाज [३], [४] ने प्रस्तावित किया था, व्यापीकरण किया है तथा यह दावा किया है कि यह अधिक दक्ष है। इस प्रपत्र में यह दर्शाया गया है कि उनका दावा गलत है।

## सहायक सूचनाओं के उपयोग से परिमित समष्टि सहसंबंध गुणांक के आकलनों का एक समूह

आर० एस० बिरादर तथा होसिला पी० सिंह

विक्रम विश्वविद्यालय, उज्जैन - ४५६ ०१०

### सारांश

समष्टि सहसंबंध गुणांक  $\rho$  के लिए आकलनों का एक समूह परिभाषित किया गया है जिसमें एक चर के समष्टि माध्य तथा समष्टि प्रसरण की सूचनाओं का उपयोग किया गया है। इस समूह की अभिनति तथा त्रुटि वर्ग माध्य के उपगामी व्यंजकों का कलन किया गया है। यह दर्शाया गया है कि प्रस्तावित आकलनों का समूह व्यापक होने के अतिरिक्त श्रीवास्तव तथा झाज [७] द्वारा प्रस्तावित आकलनों के समूहों से अधिक दक्ष होता है। विभिन्न आकलनों की आपेक्षिक दक्षता का मूल्यांकन आनुभविक रूप से एक संख्यात्मक उदाहरण द्वारा किया गया है।

### “समाश्रयण पोस्टमार्टम” पर पश्चलेखन

डी० सेन गुप्ता, पी० भीमशंकरन, ए० भट्टाचार्य तथा ए० रॉय,  
भारतीय सांख्यिकीय संस्थान, कलकत्ता

### सारांश

प्रो० एस० के० मित्रा के प्रपत्र “समाश्रयण पोस्टमार्टम” पर और अधिक अध्ययन किया गया है जिसमें रेशे के आंकड़ों के विस्तृत विश्लेषण में अनेक प्रेक्षणों को छोड़ दिए जाने की दशा में लम्बकोणीय प्रक्षेप आव्यूह के लिए स्पष्ट व्यंजक प्राप्त किया गया है।