



HAL
open science

Analyses d'articles parus dans des revues étrangères

Mme Lafon

► **To cite this version:**

Mme Lafon. Analyses d'articles parus dans des revues étrangères : Sankhya Volume 17 Part. 1-2 - Août 1956 ; The Annals Of Mathematical Statistics Vol. 27 - N° 2 - Juin 1956 ;. Annales de l'ISUP, 1957, VI (1), pp.69-75. hal-04094532

HAL Id: hal-04094532

<https://hal.science/hal-04094532>

Submitted on 11 May 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

ANALYSES D'ARTICLES PARUS DANS DES REVUES ÉTRANGÈRES

M^{me} LAFON

SANKHYA

Volume 17 Part. 1-2 - Août 1956

CLASSIFICATION AND ANALYSIS OF LINKED BLOCK DESIGNS

by J. ROY and R.G. LAHA

Un "EQUI REPLICATE INCOMPLETE BLOCK DESIGN" est un arrangement de v variétés en b blocks de k groupes chacun, $k < v$, chaque variété apparaissant au plus une fois dans chaque block, et ensemble dans r blocks.

Cet arrangement est appelé "Linked Block design" si $\mu_{ij} = \mu \forall i \neq j = 1, 2, \dots, b$ et "Balanced Incomplete Block design" si $\lambda_{ij} = \lambda \forall i \neq j = 1, 2, \dots, v$.

Une condition nécessaire et suffisante pour qu'un BIB design soit un LB est que $v = b$.

L'auteur donne ensuite la définition d'un PBIB design à m classes associées.

L'ANALYSE INTRA-BLOCK de LB DESIGN est complètement faite.

L'auteur donne un exemple numérique : $v = 17$, $b = 9$, $k = 8$, $r = 4$, $\mu = 3$.

C - CLASSIFICATION DES LB DESIGNS :

- en trois groupes principaux : 1) BIB designs symétriques,
2) PBIB designs,
3) Designs irréguliers.

CONDITION NECESSAIRE ET SUFFISANTE POUR QU'UN PBIB DESIGN A DEUX CLASSES ASSOCIEES SOIT UN LB DESIGN.

C'est que la matrice $A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$ ait une seule racine $\neq 0$ et qu'elle soit d'ordre $b - 1$ pour la matrice d'association du PBIB design.

$$\text{Avec } A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}, \quad \begin{aligned} a_{11} &= r + \lambda_1 p_{11}^1 + \lambda_2 p_{12}^1 - \lambda_1 n_1 \\ a_{12} &= \lambda_1 p_{11}^1 + \lambda_2 p_{12}^2 - \lambda_1 n_1 \\ a_{21} &= \lambda_1 p_{21}^1 + \lambda_2 p_{22}^1 - \lambda_2 n_2 \\ a_{22} &= r + \lambda_1 p_{21}^2 + \lambda_2 p_{22}^2 - \lambda_2 n_2 \end{aligned}$$

LISTE ET PLAN DE TOUS LES LB DESIGNS OU $R, K \leq 10$

ON THE RECOVERY OF INTER BLOCK INFORMATION IN VARIETAL TRIALS
by C. RADHAKRISHNA RAO

Commentaires sur la méthode de "Intra and inter block analysis" proposée par l'auteur en 1947.

METHODE Q

On résoud les équations

$$Q_i = \frac{r(k-1)}{k} \quad t_i - \frac{\lambda_{i1}}{k} t_1 - \dots - \frac{\lambda_{iv}}{k} t_v \quad i = 1, \dots, v$$

avec les notations habituelles.

L'auteur fait l'analyse générale :

Exemples : 1/ BIB
2/ PBIB
3/ LB on introduit ici l'écriture matricielle.

METHODE P

Intra block analyse :

aux équations

$$Q = (rI - \frac{1}{k} N'N) \underline{t}$$

on ajoute les équations

$$\underline{B} = k\underline{b} + N\underline{t}$$

finalement on résoud les équations

$$\underline{P} = (k - \frac{NN'}{r}) \underline{b}$$

Intra et inter block analyse :

aux équations

$$Q = (wrI - \frac{w-w'}{k} N'N) \underline{t}$$

on ajoute

$$\underline{B} - km\underline{u} = k\underline{b} + N\underline{t}$$

A GENERAL CLASS OF QUASIFACTORIAL AND DESIGNS RELATED

by C. RADHAKRISHNA RAO

DEFINITION D'UN "QUASIFACTORIEL DESIGN" :

Soient v variétés, que l'on identifie avec le système suivant :

$$(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$x_i = 1, 2, \dots, p_i \quad i = 1, \dots, n$$

et b blocks de k variétés chacun tels que

1) chaque variété est utilisée r fois

2) les deux variétés représentées par (x_i) et (y_i) apparaissent dans $\lambda_{c_1 \dots c_n}$ blocks avec $c_j = 1$ ou 0 suivant que $x_j = y_j$ ou $x_j \neq y_j$.

$$vr = bk$$

$$r(k-1) = p(c_1, \dots, c_n)$$

$$p(c_1, \dots, c_n) = (p_{m_1} - 1) p_{m_2} - 1) \dots (p_{m_\Delta} - 1)$$

avec $c_{m_1}, \dots, c_{m_s} = 1$, les autres $= 0$.

On considère dans cet article les "quasifactorial designs" de dimension 2.

CONSTRUCTION DE "QUASIFACTORIAL DESIGNS" de DIMENSION DEUX

1) Provenant de carrés latin orthogonaux

a) $v = pq$ $b = q(q - 1)$ $k = p$ $r(q - 1)$ $\lambda_{01} = \lambda_{10} = 0$, $\lambda_{11} = 1$
exemples numériques.b) $v = pq$, $b = q^2$, $k = p$ $r = q$, $\lambda_{11} = 1 = \lambda_{10}$, $\lambda_{01} = 0$

2) provenant de la réunion de 2 BIB designs de paramètres

$$v = p$$
 , $b = b_1$, $r = r_1$, k , λ_1

$$v = q$$
 , $b = b_2$, $r = r_2$, k , λ_2

on obtient les designs de paramètres

$$v = px$$
 , $b = pb_1 + qb_2$, $r = r_1 + r_2$, k , $\lambda_{11} = 0$, $\lambda_{01} = \lambda_1$, $\lambda_{10} = \lambda_2$

DESIGNS A TREILLIS CIRCULAIRE

Soient n cercles concentriques et n diamètres de finissant $2n^2$ points, si les cercles et les diamètres sont pris comme blocks on obtient un design de paramètres :

$$v = 2n^2$$
 , $b = 2n$, $k = 2n$ $r = 2$.

l'analyse est faite en utilisant la méthode P.

THE ANNALS OF MATHEMATICAL STATISTICS

Vol. 27 - N° 2 - Juin 1956

M^{lle} A. M. GERVAISE

ALTERNATIVES MODELS FOR THE ANALYSIS OF VARIANCE BY M. SCHEFFE -

L'auteur passe en revue les principaux modèles mathématiques qui font l'objet de l'analyse de la variance, leur formulation, justification et l'inférence statistique qu'ils permettent; cet article est semblable à celui de S.L. CRUMP (1951) "The present status of variance component analysis" - Biometrika - Vol. 7; pp. 1 à 16 - Toutefois il ne le répète pas. Dans ces deux articles les modèles particuliers et difficiles ne sont pas traités; pour ce qui concerne ceux relatifs à l'industrie et à la physique, l'auteur renvoie à Kempthorne et Wilk (1953-1955) "A series of reports beginning, December 1953, on models for the analysis of variance, Analysis of variance project, Statistical Laboratory, Iowa state college -

THE THEORY OF DECISION PROCEDURES FOR DISTRIBUTIONS WITH MONOTONE LIKELIHOOD RATIO - By S. KARLIN and H. RUBIN

Les auteurs généralisent et précisent les résultats de S.G. ALLEN "Annals of Mathematic Statistic Vol. 24 (1953) pp. 195-298. Dans cet article il est montré que pour un test d'hypothèse composite "à un côté" relatif à une famille de distributions exponentielles, une décision minimax est de la forme: Accepter l'hypothèse si $x < x_0$ et accepter l'alternative si $x > x_0$. M. Sobel et Chernoff "An essentially complete class of decision functions for certain standard sequential problems" Annals. Math. Stat. - Vol 24(1953) pp. 319-337 ont obtenus quelques-uns de ces résultats pour la même classe de distributions lorsque la suite des décisions est finie.

Dans la première partie de l'article, S. KARLIN et H. RUBIN insistent sur les conditions à imposer aux fonctions pertes, les densités sont limitées et étudiées du point de vue de leurs propriétés. Dans la deuxième partie, les auteurs établissent

quelques lemmes fondamentaux, notamment ils mettent en évidence les changements de signes qui restreignent les propriétés des densités à rapport de vraisemblance monotone. Lorsque le nombre des décisions possibles est fini, la suite de toutes les stratégies monotones dans la classe des procédés statistiques est complète (partie 3). La quatrième partie est la détermination de la forme des stratégies de Bayes pour le statisticien tandis que le problème de l'admissibilité fait l'objet de la cinquième partie. La sixième partie réduit cette étude des stratégies pour la nature aux cas de deux actions. La partie sept est la recherche d'une classe complète lorsque le nombre des actions est fini. La partie huit est l'analyse de la nature des stratégies de Bayes pour un nombre fini d'actions. La dernière aborde une rapide discussion sur la théorie de l'invariance et les conditions de monotonie étudiées dans l'article.

ON THE POWER OF CERTAIN TESTS FOR INDEPENDANCE IN BIVARIATE POPULATIONS by M.S. KONIJJN -

Soit F_{λ_0} la distribution à deux dimensions de deux variables indépendantes Y_{λ_0} et Z_{λ_0} . L'article est une étude de la distribution F_{λ} (à deux dimensions) de deux variables Y_{λ} et Z_{λ} transformées linéaires des deux premières. Soit J_0 le test de corrélation de rang de Spearman, J_1 le test de corrélation de signes, J_2 le test sans distorsion de corrélation de "graduation" J_3 le test de corrélation "médiale" et R le test de corrélation (paramétrique) ordinaire. L'auteur étudie quelques propriétés des puissances de ces tests pour des alternatives liées à l'hypothèse d'indépendance et pour de grands échantillons. Dans ces conditions l'efficacité de J_3 est fortement liée aux propriétés de localisation des densités de Y_{λ_0} et Z_{λ_0} ; l'efficacité de J_2 est souvent voisine de l'unité.

THE EFFICIENCY OF SOME NON PARAMETRIC COMPETITORS OF THE TEST - t - by J.L. HODGES

Soient des échantillons de deux distributions continues $F(x)$ et $F(x-G)$. On teste l'hypothèse $\theta = 0$ à l'aide du test de Wilcoxon. Les auteurs montrent dans le paragraphe 1, que l'efficacité asymptotique de ce test au sens de Pitman, relativement à celle du t , est toujours supérieure ou égale à 0,864. Ce résultat est encore valable pour le test de Kruskal - Wallis relativement au test F . Dans la deuxième partie, les auteurs comparent un certain nombre de notions d'efficacité asymptotique; alors surgissent certaines difficultés du fait que la puissance n'est pas nécessairement une fonction convexe de la taille de l'échantillon. En particulier à l'efficacité asymptotique de Pitman, les auteurs opposent une nouvelle notion basée sur la vitesse avec laquelle la puissance pour une alternative donnée tend vers 1. En particulier pour le test de signe relatif au test t et des populations normales, il est possible d'obtenir lorsque $n \rightarrow \infty$ la limite de la suite des fonctions puissances.

ON REGULAR BEST ASYMPTOTICALLY NORMAL ESTIMATES - by CHIN LONG CHIANG -

Cette étude concerne l'estimation de certains paramètres trouvés lors de l'utilisation des processus stochastiques de croissance. Les distributions rencontrées dans ce domaine conduisent à des calculs différents et des formules complexes si l'on utilise les méthodes classiques d'estimation. Le but de cet article est de discuter une sous-classe des estimations envisagées par E. BARANKIN et J. GURLAND (1) et de donner une méthode simple pour construire de telles estimations. Ces estimations reposent sur un nombre de vecteurs aléatoires dont les distributions ne sont pas spécifiées. Il est démontré que, moyennant certaines conditions de régularité, les estimations régulières et convergentes ainsi obtenues sont asymptotiquement normalement distribuées lorsque le nombre de valeurs aléatoires tend vers l'infini.

(1) "An asymptotically Normal efficient estimators" University of California publications in statistics - Vol. 1 pp.

L'auteur démontre la condition nécessaire et suffisante pour qu'un estimateur régulier et convergent ait une matrice des covariances asymptotiques "minimale". Il prouve également que si une fonction f satisfait certaines conditions, pour que $f(\hat{\theta})$ soit un estimateur RBAN de $f(\theta)$ à $f(\theta^0)$, il est nécessaire et suffisant que $\hat{\theta}$ soit lui-même un estimateur RBAN de θ à θ^0 . (R.B.A.N. = regular best asymptotically normal).

THE LARGE SIMPLE POWER OF RANK IN THE TWO SAMPLE PROBLEM
by M. DWASS -

Cet article étudie la puissance (pour de grands échantillons) de certains tests qui utilisent la méthode des rangs contre des alternatives à un paramètre pour la comparaison de deux échantillons.

Les m premières, parmi N variables indépendantes, sont supposées identiquement distribuées avec comme densité $f_1(x, \theta)$; les $N - m$ autres ont pour densité $f_2(x, \theta)$. Lorsque $\theta = 0$, les deux densités sont les mêmes. Si $a_{N_1}, a_{N_2} \dots a_{NN}$ est une suite de constantes, $b_{N_1}, b_{N_2} \dots b_{NN}$ une autre suite; si $R_1, R_2 \dots R_N$ sont les rangs des n variables, un statistique du type $\sum_{i=1}^N a_{N_i} b_{N_{R_i}}$ est appelé un statistique L .

La partie I de cet article caractérise la statistique de rang localement la meilleure pour tester $H_0 = \theta = 0$ contre $H_1 = \theta > 0$ et voisin de 0. Moyennant certaines conditions de régularité, il est possible de déterminer la puissance des statistiques L et en particulier celle du statistique L localement le meilleur.

Si aucune condition n'est imposée aux $b_{N_1} \dots b_{NN}$, il est habituellement difficile de déterminer si les conditions de régularité sont remplies; la partie II considère donc une classe spéciale de statistiques L , les statistiques L_h . Pour ceux-ci, les conditions de régularité sont plus faciles à vérifier. Le meilleur statistique L peut alors être approché à l'aide des statistiques L_h .

TABLES OF EXPECTED VALUES OF ORDER STATISTICS AND PRODUCTS OF ORDER STATISTICS FOR SAMPLES OF SIZE TWENTY AND LESS FROM THE NORMAL DISTRIBUTION by D. TEICHROEW

Des tables des moyennes, variances et covariances des statistiques d'ordre provenant d'échantillons de 10 ou moins ont été données avec 5 décimales par GODWIN "On the estimation of dispersion by linear systematic statistics" *Biometrika* Vol. 36 (1949) - pp. 92-100. Dans cet article sont tabulées les valeurs moyennes, les écarts-type des statistiques d'ordre et produit de deux statistiques d'ordre pour des échantillons de 20 et moins avec 10 chiffres significatifs. De plus des fonctions nécessaires au calcul de ces mêmes valeurs moyennes à partir de grands échantillons sont fournies avec 25 chiffres significatifs.

ESTIMATION OF LOCATION AND SCALE PARAMETERS BY ORDER STATISTICS FROM SINGLY AND DOUBLY CENSORED SAMPLES - PART. I - THE NORMAL DISTRIBUTION UP TO SAMPLES OF SIZE by A.E. SARHAN et B.C. GREENBERG.

Des échantillons censurés du type II font l'objet de cet article; la taille de l'échantillon est connue mais les observations de plusieurs valeurs extrêmes manquent. Les échantillons simplement censurés sont ceux pour lesquels font défaut seulement les r_1 plus petites observations ou les r_2 plus grandes; ils sont doublement censurés lorsque ces r_1 et r_2 valeurs manquent. La partie I fournit des tables permettant l'estimation de la moyenne et de l'écart-type d'une distribution normale à partir d'échantillons simplement et doublement censurés. (taille des échantillons $n \leq 10$).

Les estimations des paramètres utilisés pour construire les estimateurs systématiques linéaires sont obtenues en rangeant par ordre de grandeur croissante les éléments connus de l'échantillon et en appliquant la méthode des moindres carrés pour obtenir la meilleure combinaison linéaire de ces paramètres. Les coefficients ainsi calculés font les estimations sans distorsion et à variance minimum. La mé-

thode du calcul utilisé est celle de Gupta avec quelques modifications (A.K. GUPTA "Estimation of the mean and standard deviation of a normal population from a censored sample" *Biometrika* Vol. 39 (1954).

A WAITING LINE PROCESS OF MARKOFF TYPE -
by A.B. CLARKE -

Les processus des queues du type de Markoff font l'objet de cet article. Le trafic des "arrivées" est du type de Pearson. Les paramètres sont fonctions du temps. La recherche d'une solution exacte pour l'obtention de la distribution de la longueur de la file d'attente fonction du temps se réduit à la résolution d'une équation de Volterra. Lorsque le rapport des paramètres relatifs aux entrées et sorties est constant, cette équation se résout explicitement et on peut obtenir la distribution. A partir de cette solution, on peut étudier le processus pour des grandes valeurs de t , particulièrement dans le cas instable lorsque l'intensité est supérieure à 1.

ON THE NORMAL APPROXIMATION TO THE HYPERGEOMETRIC DISTRIBUTION
by W.L. NICHOLSON

Dans cet article, l'auteur fournit une nouvelle approximation de la somme des termes d'une distribution hypergéométrique; c'est une généralisation de l'approximation normale donnée par Feller pour la distribution binomiale. Lorsque la distribution est asymétrique cette approximation est une amélioration par rapport aux résultats classiques. L'auteur en déduit des limites inférieures et supérieures pour la distribution hypergéométrique ce qui permet d'évaluer l'importance de l'erreur.

CHARTS OF THE POWER OF THE F TEST BY M. FOX

Les coordonnées sont f_1 et f_2 nombres de degrés de liberté des numérateurs et dénominateurs du statistique F; les cartes sont construites pour $\beta = 0.5, 0.7, 0.8, 0.9$ avec $\alpha = 0.001$ et $\alpha = 0.05$. Les courbes sont valables pour des valeurs de $\varphi = \text{constante}$ ou $\varphi = \sqrt{\delta_b^2 / (f_1 + 1)\sigma^2}$. et δ_b^2 est le numérateur de F.

Ces cartes sont destinées à répondre à la question suivante : Quelle combinaison de f_1 et f_2 doit-on utiliser de manière à ce que la puissance ait un niveau fixé β ?

ESTIMATING THE PARAMETERS OF A TRUNCATED GAMMA DISTRIBUTION
by D.G. CHAPMAN

Dans cet article, l'auteur publie une table permettant de simplifier l'estimation des paramètres d'une fonction gamma incomplète ou distribution du type III. La nouvelle méthode ainsi suggérée peut être utilisée pour un certain nombre d'autres distributions tronquées, que la coupure porte sur le centre ou les extrémités de ces distributions.

APPROXIMATE UPPER PERCENTAGE POINTS FOR EXTREM VALUES IN MULTINOMIAL SAMPLING by R.M. KOZELKA

Etant donnée une distribution k - multinomiale avec des probabilités égales pour chaque catégorie, on cherche la probabilité de la fréquence la plus grande dans chaque catégorie. L'article alors donne une approximation asymptotique simple des centiles supérieurs de cette distribution. Une table fournit les points 0,95 et 0,99 calculés à partir de cette approximation pour $k = 1$ (1) 25 est jointe une table permettant de comparer ces valeurs à celles réelles, lorsque $k = 2, 4, 5$ et $n = 3(1) 12$

AN EXTENSION OF THE KOLMOGOROFF DISTRIBUTION
by J. BLAKMAN

Soit $x_1, x_2, \dots, x_n, x'_1, \dots, x'_n$ des variables aléatoires indépendantes avec une distribution commune $F(x)$ continue. Soit $F_n(x)$ la distribution empirique construite à l'aide de x_1, x_2, \dots, x_n , $G_n(s)$ celle construite à partir de x'_1, \dots, x'_n . L'auteur calcule les valeurs exactes de $\Pr [-y < F_n(s) - G_n(s) < x \text{ pour tout } s]$ et $\Pr [-y < F(s) - F_n(s) < x \text{ pour tout } s]$ ainsi que les deux premiers termes des séries asymptotiques lorsque n est grand.

ON THE SIMULTANEOUS ANALYSIS OF VARIANCE TEST -
by K.V. RAMACHANDRAN

Dans l'analyse de la variance les différents tests de comparaison des moyennes ne sont pas indépendants. La théorie des tests simultanés de l'analyse de la variance et son utilisation pour certains problèmes ont été données par CHOSH "Simultaneous tests of linear hypotheses by the method of analysis of variance" (unpublished 1953). L'auteur n'envisage que certains cas particuliers et montre que la puissance du test à des propriétés de monotonie.

