

## Coverageの extremal quotient について

田村, 亮二  
島根大学文理学部

<https://doi.org/10.15017/12715>

---

出版情報 : 統計科学研究. 1 (1), pp.7-9, 1956-01. Research Association of Statistical Sciences  
バージョン :  
権利関係 :

# Coverage の extremal quotient

## について

田村 亮 二 (島根大・文理)

### § 1. 序

Coverage を利用した適合度検定の問題は近年 Sherman [1], Darling [2], 田村, 池田 [3] 等においていくつか研究されてきた. 即今確率変数  $X$  の分布函数を  $F(x)$  とし, これからの *ordered sample* を  $X_1 < X_2 < \dots < X_n$  とすれば,  $F(X_{i+1}) - F(X_i) = Y_i$ ;  $i = 0, 1, 2, \dots, n$  (但  $F(X_0) = 0, F(X_{n+1}) = 1$ ) は *coverage* とよばれる. 問題は一組の観測値  $X_1, X_2, \dots, X_n$  がある特定の  $F(x)$  からの *sample* であるといふ統計的仮説 ( $H_0$ ) の検定に上論文では *coverage* が利用されてゐる: 即ち夫々統計量  $\frac{1}{2} \sum |Y_i - \frac{1}{n+1}|$ ,  $\frac{1}{n+1} \sum (Y_i - \frac{1}{n+1})^2$  及び  $Y_i$  の *range* 等である. こゝでは  $S = \min Y_i / \max Y_i$  を検定基準とするものである. この  $S$  の使用の合理性については直観的ではあるが, 先ず  $H_0$  の下では  $Y_i$  が *uniform spacing* であること, そして  $Y_i$  の分布が  $F(x)$  に依存しないといふ性質による. 又一方, いくつかの分散の一元性検定に *max(variance)* と *min(variance)* との比が使はれるのは仮えば Hartley [4] にも見られ  $S$  の使用とある類似をもつてゐる. 以上の点から  $S$  は一応妥当的なものと考えられ,  $S$  の二三の性質を研究するものである.

### § 2. $S$ の確率分布及び moment.

$\min Y = U, \max Y = V$  とおいた時  $U, V$  の同時分布  $f(u, v)$  は  $\sum \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} n(n-1)j(n+1-j) \{1-u(n+1-j)-vj\}^{n-2}$ , (但  $\sum$  は  $1-u(n+1-j)-vj > 0$  なる  $j=1, 2, \dots$  についての和) で与えられることは [3] ごとくわしく論ぜられてゐる.

#### (a) $S$ の分布函数

$S$  の分布函数  $F(s) = P(S \leq s)$  は  $f(u, v)$  を  $\frac{u}{v} \leq s$  で積分すればよいのであるが, 上の  $\sum$  の意味から各  $j$  に対して積分領域が異り,  $1-u(n+1-j)-vj > 0$ ,  $\frac{u}{v} \leq s$ ,  $u=0$  且  $v = \frac{1}{n+1}$  で囲れた部分であることを注意すれば

(8)

$$\begin{aligned}
 F(s) &= 1 - \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} n(n-1)j(n+1-j) \int_{\frac{1}{n+1}}^{\frac{1}{s(n+1-j)+j}} dv \int_{sv}^{\frac{1-v}{n+1-j}} \{1-u(n+1-j)-v_j\}^{n-2} du \\
 &= 1 - \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} \left(1 - \frac{j}{n+1}\right)^n \frac{j}{s(n+1-j)+j} (1-s)^n
 \end{aligned}$$

分布函数と同称，密度函数に対しても  $\iint_{s < \frac{x}{y} \leq s+ds} f(u, v) du dv$  から求まり

$$f(s) = (1-s)^{n-1} \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} \left(1 - \frac{j}{n+1}\right)^n \left\{ \frac{n-1}{s(n+1-j)+j} + \frac{n+1}{[s(n+1-j)+j]^2} \right\}$$

となる。この  $f(s)$  の形は大體指数分布に近く  $n$  が大きくなった時もある種の指数型になるやうに予想される。

(b)  $S$  の moment.

$$\begin{aligned}
 E(S) &= \frac{1}{(n+1)^n} \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} j(n+1-j)^n \int_0^1 s(1-s)^{n-1} \left\{ \frac{n-1}{s(n+1-j)+j} + \frac{n+1}{[s(n+1-j)+j]^2} \right\} ds \\
 &\quad s(n+1-j) = t \text{ から} \\
 &= \frac{1}{(n+1)^n} \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} \frac{j}{n+1-j} \left\{ \int_j^{n+1} t(n+1-t)^{n-1} \left( \frac{n-1}{t} + \frac{n+1}{t^2} \right) dt - j \int_j^{n+1} (n+1-t)^{n-1} \left( \frac{n-1}{t} + \frac{n+1}{t^2} \right) dt \right\}
 \end{aligned}$$

而して，

$$\begin{aligned}
 \int_j^{n+1} (n+1-t)^{n-1} \left( \frac{n-1}{t} + \frac{n+1}{t^2} \right) dt &= \frac{(n+1)^n}{j} - (n+1)^n + (n+1)^n \sum_{k=1}^{n-1} \binom{n}{k} (-1)^k \left\{ 1 - \left( \frac{j}{n+1} \right)^k \right\} \\
 &= \frac{1}{j} (n+1-j)^n
 \end{aligned}$$

及

$$\begin{aligned}
 \int_j^{n+1} t(n+1-t)^{n-1} \left( \frac{n-1}{t} + \frac{n+1}{t^2} \right) dt &= (n+1)^n \left\{ \log \frac{n+1}{j} + \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^k \frac{1}{k} \left[ 1 - \left( \frac{j}{n+1} \right)^k \right] \right\} \\
 &\quad + (n+1-j)^n
 \end{aligned}$$

$$\therefore E(S) = \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} \frac{j}{n+1-j} \left\{ \log \frac{n+1}{j} + \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^k \frac{1}{k} \left[ 1 - \left( \frac{j}{n+1} \right)^k \right] \right\}$$

こゝで更に

$$\sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{1}{k} = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$$

$$\sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^k \frac{1}{k} \left( \frac{j}{n+1} \right)^k = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \left( 1 - \frac{j}{n+1} \right)^k - \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$$

$$\sum_{j=0}^{n+1} \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} (n+1-j)^p j^q = 0 \quad (\text{但 } p+q < n+1)$$

を用いて

$$E(S) = (-1)^n + \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} \frac{j}{n+1-j} \log \frac{n+1}{j}.$$

全く同様にして  $\lambda$  次の moment は,

$$E(S^\lambda) = \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+\lambda} \lambda \left( \frac{j}{n+1-j} \right)^\lambda \left\{ \log \frac{n+1}{j} + \sum_{k=1}^{\lambda-1} \frac{1}{k} \left( 1 - \frac{j}{n+1} \right)^k \right\}$$

### § 3. 棄却域及び table.

1% 及び 5% point は  $P_r(S \leq s_\alpha) = \alpha$  ( $\alpha = 0.01$  又は  $0.05$ ) から定まる  $s_\alpha$  であるが  $f(s)$  の形をしらべることにより  $s_\alpha$  は非常に小さい値となる。そこで  $S^2$  以上を省略して計算すれば,

$$1 - \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} \left( 1 - \frac{j}{n+1} \right)^n \left\{ 1 - (n-1) s_\alpha + \frac{n+1}{j} s_\alpha \right\} = \alpha$$

これから  $s_\alpha (n-1) + (n+1) s_\alpha \sum_{j=1}^n \binom{n+1}{j} (-1)^{j+1} \frac{1}{j} \left( 1 - \frac{j}{n+1} \right)^n = \alpha$

$$\therefore s_\alpha = \frac{\alpha}{(n+1) \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} - 1}$$

かくて簡単に棄却域が計算される。

各  $n$  に対して  $E(s)$ , 5% 及び 1% - point を表にすれば次の如し。

| $n$             | 3       | 4       | 5       | 6       | 7       | 8       | 9       | 10      |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| $E(S)$          | 0.1416  | 0.1007  | 0.0789  | 0.0620  | 0.0527  | 0.0448  | 0.0397  | 0.0368  |
| $\alpha_{0.05}$ | 0.00682 | 0.00492 | 0.00365 | 0.00292 | 0.00241 | 0.00204 | 0.00177 | 0.00155 |
| $\alpha_{0.01}$ | 0.00136 | 0.00098 | 0.00073 | 0.00058 | 0.00048 | 0.00041 | 0.00035 | 0.00031 |

### 文 献

- [1] Sherman: *A random variable to the spacing of sample values.*  
*Ann. Math. Stati.* Vol. 21 (1950)
- [2] Darling: *On a class of problems related to the random division of an interval.* *Ann. Math. Stati.* Vol. 24 (1953)
- [3] 田村亮二, 池田一貞: *Coverage* による *nonparametric test.*  
数学研究録 (東京教育大) (1955. 未刊)
- [4] Hartley: *The max. F ratio as a short cut test for heterogeneity of variances.* *Biometrika.* 37 (1950)