

## 『新装改訂版 現代数理統計学』

(竹村彰通 著, 学術図書出版社)

## 正誤表 第1版第4刷用

頁	場所	修正前	修正後
33	下4行目	ベータ関数の積率母関数	ベータ分布の積率母関数
57	1行目	$Z_m = Y_{n-i_m+1} + \cdots + Y_k$	$Z_m = Y_{k-i_m+1} + \cdots + Y_k$
57	3行目	$q_m = p_{n-i_m+1} + \cdots + p_k$	$q_m = p_{k-i_m+1} + \cdots + p_k$
69	下9行目	(3.19) 式より	(3.24) 式より
89	2行目	$t = \sqrt{n-1}(\bar{X} - \mu)$	$t = \sqrt{n-1}(\bar{X} - \mu)/s$
95	14行目	頑健性については推定論の章(7章)及びノンパラメトリック法の章	頑健性についてはノンパラメトリック法の章
97	8行目	$N(\mu, 1)$ から1個の観測値を得て $\mu$ を推定する	$N(\theta, 1)$ から1個の観測値を得て $\theta$ を推定する
111	(5.11) 式	$R(\alpha, d_\alpha) =$	$R(\theta, d_\alpha) =$
114	下4行目	$= g\left(\frac{y}{\sqrt{n}}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2 - \theta^2/2}$	$= g\left(\frac{y}{\sqrt{n}}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2}$
114	下3行目	(6.11) 式は	(6.11) 式に $e^{\theta^2/2}$ をかけることにより
117	7行目	開集合であり, $T = (T_1, \dots, T_k)$ の分散共分散行列は非特異であるとする. これらの条件のもとで, $T$ は完備である.	開集合であるとする. この条件のもとで, $T = (T_1, \dots, T_k)$ は完備である.
126	7行目	$E_\theta \left[ \left( \frac{\partial \log f(x; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$	$E_\theta \left[ \left( \frac{\partial \log f(X; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$
134	(7.33) 式	$\text{Var}_\theta[T]$	$\text{Var}_\theta[\delta^*]$
167	1行目	$A = \{x \mid T(X) \leq c\}$	$A = \{x \mid T(x) \leq c\}$
170	(8.18) 式	$\leq P_{\theta_0}(U \leq \alpha) =$	$\leq P(U \leq \alpha) =$
175	下3行目	$\delta_{5,0.03667}$	$\delta_{5,0.3667}$
180	10行目	$\alpha = E_{p_0}(\delta_{k,r})$	$\alpha = E_{p_0}[\delta_{k,r}]$
189	2行目	$= (x - c'(\psi))p(x, \psi_0)$	$= (x - c'(\psi))p(x, \psi)$
204	下9行目	有意水準 $1 - \alpha$ の受容域	有意水準 $\alpha$ の受容域
206	(9.19) 式	$P_\theta(\theta \in S(X)) = 1 - \alpha$	$P_\theta(\theta \in S(X)) \geq 1 - \alpha$
206	7行目	未知の母数 $\theta$ を含む確率 (coverage probability)	未知の母数 $\theta$ を含む確率 (被覆確率, coverage probability)
213	下6行目	有意水準 $1 - \alpha$ の受容域	有意水準 $\alpha$ の受容域
228	(10.71) 式 (2か所)	$> \chi_{k-1}^2(\alpha)$	$> \chi_\alpha^2(k-1)$

230 9行目

$p_2 - p_1$  の信頼区間としては以下の2  
標本問題の検定方式を変形して

$$\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) \tilde{p}(1 - \tilde{p})} \quad (10.81)$$

とおけばよい. ここで  $\tilde{p}$  は以下の  
(10.89) 式で定義される “プールされ  
た推定量” である.

247 下13行目

$$\tilde{\beta} = (\mu, \alpha_1, \dots, \alpha_k)$$

259 8行目

$\beta$  を自由に動かして  $Q(\beta)$  を最小化す  
れば

261 11行目

$$c^\top G_1 \hat{\eta} = c^\top \hat{\mu}$$

267 下2行目

自由に動くとき

273 (12.2) 式

$$H_0 : \xi = \xi_0$$

278 下15行目

タイの与え方

281 5行目

正確な有意水準  $\alpha$

312 下10行目

1702-61

312 下6行目

1920年代

316 7行目, 8行目

$$E_\pi(p)$$

324 2行目

$$f(x/\tau)/\tau$$

325 下3行目

$$I(p) = 1/(p(1-p))$$

325 下1行目

$$\pi(p) = p^{-1/2}(1-p)^{-1/2}$$

330 下1行目

最も不利な分布とはベイズリスクを

342 末尾

$p_2 - p_1$  の区間推定は難しい. これは,  $H_0 : p_2 - p_1 = \theta_0$  の検定が攪乱母数 ( $p_1$ ) に依存し, 9.2節で説明した信頼区間の構成が難しいためである. 簡便法としては

$$\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{m} \hat{p}_1(1 - \hat{p}_1) + \frac{1}{n} \hat{p}_2(1 - \hat{p}_2)} \quad (10.81)$$

を用いればよいが, 実際の被覆確率が  $1 - \alpha$  より小さくなる傾向が多く, 多くの文献で指摘されている. この点についての議論や対処法については, 例えば Agresti and Caffo(2000) が参考になる.

$$\tilde{\beta} = (\mu, \alpha_1, \dots, \alpha_k)^\top$$

$\beta$  を自由に動かせば

$$c^\top G_1 \hat{\eta} = c^\top \hat{\mu}$$

自由に動かせば

$$H_0 : \xi \leq \xi_0$$

タイがある場合の順位の与え方

検定のサイズ  $\alpha$

1701 または 02-61

1930年代

$$E_\pi[p]$$

$$f(|x|/\tau)/\tau$$

$$I(p) = n/(p(1-p))$$

$$\pi(p) \propto p^{-1/2}(1-p)^{-1/2}$$

最も不利な分布とは  $\delta_\pi$  を用いたときのベイズ  
リスクを

以下を追加してください.

また以下の論文を参照した.

Agresti, A. and Caffo, B., (2000), Simple and effective confidence intervals for proportions and differences of proportions result from adding two successes and two failures, *The American Statistician*, **54**, 280-288.