

『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 2 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	$q_m = p_{n-i_m+1} + \cdots + p_k$	$q_m = p_{k-i_m+1} + \cdots + p_k$
60	(3.79) 式直後の行	$Z \sim N(0, \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12})$	$Z \sim N(0, \Sigma_{22} - \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12})$
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 μ を推定する	$N(\theta, 1)$ から 1 個の観測値を得て θ を推定する
104	1 行目	事前確率をこれらの 3 点が等確率としたときに, ミニマックス決定関数及びベイズ決定関数を求めよ.	事前確率をこれらの 3 点が等確率としたときに, ベイズ決定関数を求めよ. またミニマックス決定関数を求めよ.
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	$E_\theta \left[\left(\frac{\partial \log f(x; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$	$E_\theta \left[\left(\frac{\partial \log f(X; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$
167	1 行目	$A = \{x \mid T(X) \leq c\}$	$A = \{x \mid T(x) \leq c\}$
170	(8.18) 式	$\leq P_{\theta_0}(U \leq \alpha) =$	$\leq P(U \leq \alpha) =$
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 α 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 θ を含む確率 (coverage probability)	未知の母数 θ 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 α の受容域
214	下 2 行目	$\alpha = 0.95$	$\alpha = 0.05$

$p_2 - p_1$ 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.

$p_2 - p_1$ 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.

235 問 10.5 の 5 行目

また (10.42) は

259 8 行目

β 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 α

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

また (10.42) 式の逆数は

β 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 α

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 δ_π 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 pro-
portions and differences of proportions re-
sult from adding two successes and two
failures, *The American Statistician*, **54**,
280-288.