

『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 1 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.
120	下 9 行目	わかる. 以上により	わかる. P^* 自体が十分であることは, 離散分布の場合で考えると, (6.20) 式の確率の比が各同値類で θ に依存しないことから, 各同値類の条件つき分布が θ に依存しないことからわかる. 以上により
126	7 行目	$E_\theta \left[\left(\frac{\partial \log f(x; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$	$E_\theta \left[\left(\frac{\partial \log f(X; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$
157	問 7.14 の 2 行目	問 7.11 の不偏推定量	問 7.13 の不偏推定量
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	$= (x - c'(\psi))p(x, \psi_0)$	$= (x - c'(\psi))p(x, \psi)$
196	問 8.10 の 3 行目	$\lambda_0 = 5, \alpha = 0.1$ の場合	$\lambda_0 = 5, \alpha = 0.1, n = 1$ の場合

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	$\alpha = 0.95$	$\alpha = 0.05$
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 $\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) \tilde{p}(1 - \tilde{p})}$ (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 $\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{m} \hat{p}_1(1 - \hat{p}_1) + \frac{1}{n} \hat{p}_2(1 - \hat{p}_2)}$ (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.
235	問 10.5 の 5 行目	また (10.42) は	また (10.42) 式の逆数は
259	8 行目	β を自由に動かして $Q(\beta)$ を最小化すれば	β を自由に動かせば
261	11 行目	$c^{\top} G_1 \hat{\eta} = c \hat{\mu}$	$c^{\top} G_1 \hat{\eta} = c^{\top} \hat{\mu}$
267	下 2 行目	自由に動くとき	自由に動かせば
273	(12.2) 式	$H_0 : \xi = \xi_0$	$H_0 : \xi \leq \xi_0$
278	下 15 行目	タイの与え方	タイがある場合の順位の与え方
281	5 行目	正確な有意水準 α	検定のサイズ α
312	下 10 行目	1702-61	1701 または 02-61
312	下 6 行目	1920 年代	1930 年代
316	7 行目, 8 行目	$E_{\pi}(p)$	$E_{\pi}[p]$
324	2 行目	$f(x/\tau)/\tau$	$f(x /\tau)/\tau$
325	下 3 行目	$I(p) = 1/(p(1-p))$	$I(p) = n/(p(1-p))$
325	下 1 行目	$\pi(p) = p^{-1/2}(1-p)^{-1/2}$	$\pi(p) \propto p^{-1/2}(1-p)^{-1/2}$
330	下 1 行目	最も不利な分布とはベイズリスクを	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 proportions and differences of proportions result from adding two successes and two failures, *The American Statistician*, **54**, 280–288.
