2026 年 5 月 7 日

『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	$Z \sim \mathrm{N}(0, \Sigma_{21}{\Sigma_{11}}^{-1}\Sigma_{12})$	$Z \sim \mathrm{N}(0, \Sigma_{22} - \Sigma_{21}{\Sigma_{11}}^{-1}\Sigma_{12})$
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	$\mathrm{N}(\mu, 1)$ から 1 個の観測値を得て μ を推定する	$\mathrm{N}(\theta, 1)$ 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，$T = (T_1, \ldots, T_k)$ 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，$T = (T_1, \ldots, T_k)$ 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	$\mathrm{Var}_\theta[T]$	$\mathrm{Var}_\theta[\delta^*]$
167	1 行目	$A = \{x \mid T(X) \le c\}$	$A = \{x \mid T(x) \le c\}$
170	(8.18) 式	$\le P_{\theta_0}(U \le \alpha) =$	$\le P(U \le \alpha) =$
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 α の受容域
206	(9.19) 式	$P_\theta(\theta \in S(X)) = 1 - \alpha$	$P_\theta(\theta \in S(X)) \ge 1 - \alpha$
206	7 行目	未知の母数 θ を含む確率 (coverrage probability)	未知の母数 θ を含む確率 (被覆確率，coverrage 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）	$> \chi^2_{k-1}(\alpha)$	$> \chi^2_{\alpha}(k-1)$
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 $$\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\left(\frac{1}{m}+\frac{1}{n}\right)\widetilde{p}(1-\widetilde{p})} \quad (10.81)$$ とおけばよい．ここで $\widetilde{p}$ 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．
235	問 10.5 の 5 行目	また (10.42) は	また (10.42) 式の逆数は
247	下 13 行目	$\widetilde{\beta} = (\mu, \alpha_1, \ldots, \alpha_k)$	$\widetilde{\beta} = (\mu, \alpha_1, \ldots, \alpha_k)^\top$
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	$f(x/\tau)/\tau$	$f(\lvert x\rvert/\tau)/\tau$
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
342	末尾		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.