

『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7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
69	下9行目	(3.19) 式より	(3.24) 式より
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
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 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
228	(10.71) 式 (2か所)	$> \chi_{k-1}^2(\alpha)$	$> \chi_\alpha^2(k-1)$

230	9 行目	<p>$p_2 - p_1$ 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</p> $\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) \tilde{p}(1 - \tilde{p})}$ <p style="text-align: right;">(10.81)</p> <p>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>	<p>$p_2 - p_1$ 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</p> $\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{m} \hat{p}_1(1 - \hat{p}_1) + \frac{1}{n} \hat{p}_2(1 - \hat{p}_2)}$ <p style="text-align: right;">(10.81)</p> <p>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.</p>
247	下 13 行目	$\tilde{\beta} = (\mu, \alpha_1, \dots, \alpha_k)$	$\tilde{\beta} = (\mu, \alpha_1, \dots, \alpha_k)^\top$
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
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	$f(x/\tau)/\tau$	$f(x /\tau)/\tau$
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		<p>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, <i>The American Statistician</i>, 54, 280–288.</p>