

## 『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 3 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	$Z_m = Y_{n-i_m+1} + \dots + Y_k$	$Z_m = Y_{\textcolor{red}{k}-i_m+1} + \dots + Y_k$
57	3 行目	$q_m = p_{n-i_m+1} + \dots + p_k$	$q_m = p_{\textcolor{red}{k}-i_m+1} + \dots + p_k$
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	$E_\theta \left[ \left( \frac{\partial \log f(x; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$	$E_\theta \left[ \left( \frac{\partial \log f(\textcolor{red}{X}; \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right]$
167	1 行目	$A = \{x \mid T(X) \leq c\}$	$A = \{x \mid T(\textcolor{red}{x}) \leq c\}$
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 $\alpha$ 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

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	$p_2 - p_1$ 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
		$\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\left( \frac{1}{m} + \frac{1}{n} \right) \tilde{p}(1 - \tilde{p})} \quad (10.81)$	$\hat{p}_2 - \hat{p}_1 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{m} \hat{p}_1(1 - \hat{p}_1) + \frac{1}{n} \hat{p}_2(1 - \hat{p}_2)} \quad (10.81)$
		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。	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。
259	8 行目	$\beta$ を自由に動かして $Q(\beta)$ を最小化すれば	$\beta$ 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 $\alpha$	検定のサイズ $\alpha$
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	$I(p) = 1/(p(1-p))$	$I(p) = \textcolor{red}{n}/(p(1-p))$
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 $\delta_\pi$ 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, <i>The American Statistician</i> , <b>54</b> , 280–288.