

## 『統計検定準 1 級対応 統計学実践ワークブック』

(日本統計学会 編, 学術図書出版社)

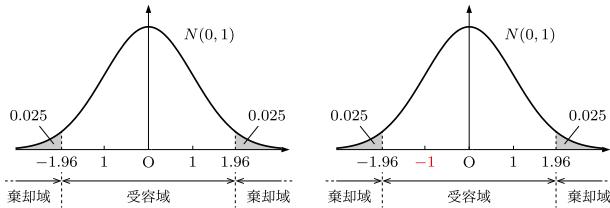
## 正誤表 第 1 版第 1 刷用

頁	場所	誤	正
8	下 8 行目	$y$ の条件付き確率密度関数	$\textcolor{red}{Y}$ の条件付き確率密度関数
16	13 行目	$\int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y X}(y) dy$	$\int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y X}(y   \textcolor{red}{X}) dy$
17	9 行目	$s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})$	$s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$
26	下 10 行目	$q = p - 1$ を用いて	$q = \textcolor{red}{1 - p}$ を用いて
65	8 行目	「これを、最尤推定量の漸近正規性 (asymptotic normality) という.」に脚注として以下を追加してください. なお、漸近正規性をもつ推定量に対して、その極限分布の分散がクラーメル・ラオ不等式の下限を達成することを漸近有効性と定義することもあるが、分散の極限と極限分布の分散は一般には異なるので、上記の漸近有効性の定義とは厳密には異なる.	
66	問 8.3 の 1 行目	半径 $\textcolor{red}{r}$ を	半径を
66	問 8.3 の 4 行目	このとき	コインの半径は平均 $r$ の確率分布に独立同一に従うとするとき
67	下 1 行目	$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$	$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \textcolor{red}{X}_i$
68	4 行目	最尤推定量である.	最尤推定値である. これより 最尤推定量は $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ である.
69	4 行目	「ある.」の後に以下を追加してください. ただし、これはコインの半径が平均 $r$ の分布に従うと仮定したからであり、コインの面積が平均 $\pi r^2$ の分布に従うなら、観測面積の平均を用いても問題ないことに注意.	

71 下 5 行目

$$\bar{X}_1 = \sum_{i=1}^{n_1} X_{1i}, \bar{X}_2 = \sum_{i=1}^{n_2} X_{2i} \quad \bar{X}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_{1i}, \bar{X}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} X_{2i}$$

77 図 10.1



78 10 行目

観察されたデータよりもより  
稀にしか起こらない

観察されたデータと同じか,  
より稀にしか起こらない

82 2 行目

$$\sum_{k=1}^c$$

$$\sum_{k=0}^c$$

83 問 10.1

※答および解説を以下に差し替えてください.

[1] 0.6915.

帰無仮説  $H_0 : p_0 = 0.45$  のもとで,  $n$  が大きいとき, 標本支持率  $\hat{p}$  は近似的に正規分布  $N(0.45, (0.45 \times 0.55)/n)$  に従うため, 有意水準 5% の両側検定で  $n = 600$  のとき, 右側の棄却限界値  $c$  は

$$c = 0.45 + 1.96 \times \sqrt{\frac{0.45 \times 0.55}{600}} = 0.4898$$

となる. 対立仮説  $H_1 : p_1 = 0.50$  のとき  $\hat{p}$  は近似的に正規分布  $N(0.50, (0.50 \times 0.50)/600)$  に従う. 検出力は, この  $\hat{p}$  について  $P(\hat{p} \geq c)$  である. 標準化  $Z = \frac{\hat{p} - 0.50}{\sqrt{\frac{0.50 \times 0.50}{600}}}$

を行うことで

$$P(\hat{p} \geq c) = P(Z \geq -0.4997) = 1 - P(Z > 0.4997)$$

よって標準正規分布表より, 検出力は 0.6915 である. なお左側の棄却域の確率は無視できる.

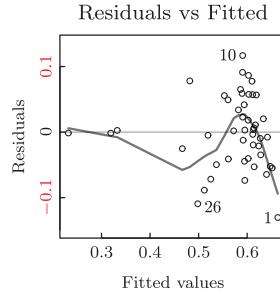
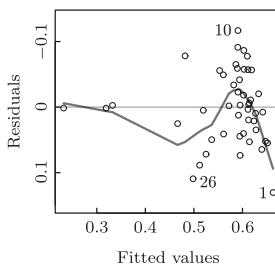
[2] 779.

標準正規分布表より  $z_{0.80} = -z_{0.20} = -0.84$  であるから

$$0.45 + 1.96 \times \sqrt{\frac{0.45 \times 0.55}{n}} = 0.50 - 0.84 \times \sqrt{\frac{0.50 \times 0.50}{n}}$$

となる  $n$  を求めると  $n = 778.51$  となり, 必要な標本サイズは 779 となる.

84	4 行目	(3.67, 15.97)	(3.64, 15.97)
84	9 行目	イ : 売却できない	イ : 売却できる
101	5 行目	6 人に与えられる順位の組合せ	群 A の 3 人に与えられる順位の組合せ
101	下 2 行目	7 人に与えられる順位の組合せ	群 A の 3 人に与えられる順位の組合せ
104	11 行目	割り振ったたもの	割り振ったもの
105	3 行目	順位和の平均が 15, 12, 6, 6	順位の平均が 15, 14, 7, 6
105	6 行目	実測値は 9 となる	実測値は 9.29 となる
105	14 行目	$(x_i, y_i)$ と $(x_j, y_j)$ ( $i \neq j$ )	$(x_i, y_i)$ と $(x_j, y_j)$ ( $i < j$ )
106	下 14 行目	6 人に与えられる順位の組合せ	A 群 3 人に与えられる順位の組合せ
117	6 行目	$N(0, \sigma^2 h)$	$N(0, h)$
124	3 行目	$X_t = \sum_{i=1}^{N_t} U_k$	$X_t = \sum_{k=1}^{N_t} U_k$
139	5 行目	自由度 $(111 - 6 - 1)$	自由度 $(111 - 5 - 1)$
139	11 行目	最小であること	最良であること
142	図 17.5 左上		



148	下 1 行目	期待値 $E[Y] = \mu$	期待値 $E[Y^*] = \mu$
149	下 3 行目	応答のオッズ比	応答の対数オッズ比
163	下 4 行目	生存関数 $T$	生存時間 $T$
166	下 14 行目	特性 (characteristics)	特性 (characteristics)
169	表 20.2	$\phi_T = n - 1$	$\phi_T = an - 1$
175	式 (20.6)	$S_{[k]} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^2 (\bar{y}_{[k]j} - \bar{y})^2$	$S_{[k]} = \sum_{i=1}^{N/2} \sum_{j=1}^2 (\bar{y}_{[k]j} - \bar{y})^2$
177	下 11 行目	$S_T = 3652.2$	$S_T = 3656.2$

178	下 1 行目	$2^{3-1} = 8$	$2^{4-1} = 8$
181	問 20.5 の表 (2 つ)	計   3652.2	計   3656.2
182	問 20.6 [4] (i)	$A$ の主効果と $B \times C$ , $B$ の主効果と $A \times C$ , $C$ の主効果と $A \times B$ が交絡する.	$A$ の主効果と $B \times D$ , $B$ の主効果と $A \times D$ , $D$ の主効果と $A \times B$ が交絡する.
185	下 2 行目	すべて調査単位	すべての調査単位
189	問 21.2 の 1 行目	35 市町村	40 市町村
191	下 8 行目	修正項 $(N - n)(N - 1)$	修正項 $(N - n)/(N - 1)$
194	下 7 行目	$+ \dots + (5 - 5.5)(5 - 4.5)$	$+ \dots + (5 - 5.5)(4 - 4.5)$
196	6 行目	$(x_{i,1} - \bar{x}_{*1}, \dots, x_{i,p} - \bar{x}_{*p})$	$(x_{i,1} - \bar{x}_{*1}, \dots, x_{i,p} - \bar{x}_{*p})^T$
198	例 2 [1]	小テストの結果を図 22.1 の ように第 1, 第 2 主成分で	小テストの結果を第 1, 第 2 主成分で
204	下 7 行目	$(\hat{w}^\top \bar{x}_1 + \hat{w}^\top \bar{x}_2)/2$	$(\hat{w}^\top \bar{x}^{(1)} + \hat{w}^\top \bar{x}^{(2)})/2$
213	図 23.4		
		(軸の範囲および $\diamond$ の位置を変更)	
213	5 行目	アルファベット $L$ を表すサンプル $\mathbf{x}_L = (2.5, -1.1, 0.0, -0.8, 1.0)^T$	アルファベット $A$ を表すサンプル $\mathbf{x}_A = (0.9, 0.7, 0.8, 2.1, 5.2)^T$
213	8 行目	新しく観測した $L$	新しく観測した $\mathbf{x}_A$
214	下 2 行目	$L$ に対応する新しいサンプルを射影した点 $(\mathbf{w}_1^\top \mathbf{x}_L, \mathbf{w}_2^\top \mathbf{x}_L) = (0.44, -1.24)$ からの距離はそれぞれ 8.05, 2.10, 9.60 である.	$A$ に対応する新しいサンプルを射影した点 $(\mathbf{w}_1^\top \mathbf{x}_A, \mathbf{w}_2^\top \mathbf{x}_A) = (5.52, 0.31)$ からの距離はそれぞれ 4.01, 3.57, 4.41 である.
216	下 10 行目	$d_m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \left( \sum_{i=1}^p ( x_i - y_i ^m)^{1/m} \right)$	$d_m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \left( \sum_{i=1}^p  x_i - y_i ^m \right)^{1/m}$
242	1 行目	$ \phi  > 1$ ならば	$ \phi_1  > 1$ ならば

250	下 7 行目	周期が $\lambda_1$ から $\lambda_2$ の変動に帰着する変動	周波数 $\lambda_1$ から $\lambda_2$ に帰着する変動
272	14 行目	性質 1 $A, B \in V$ が連結でないなら、因子 $A, B$ は独立である。	性質 1 $A, B \in V$ が連結でないことと、因子 $A, B$ が独立であることは同値である。
282	12 行目	$\exp\left(-\frac{(x_i - \mu)}{2\sigma^2}\right)$	$\exp\left(-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$
285	下 6 行目	アリゴリズム	アルゴリズム
314	下 9 行目	$\{g_1(x_1), \dots, g_j(x_m)\}$	$\{g_j(x_1), \dots, g_j(x_m)\}$
316	2 行目	$\text{se}(\hat{I}_2) = \sigma_1(1 + \rho)/\sqrt{2m}$	$\text{se}(\hat{I}_2) = \sigma_1\sqrt{1 + \rho}/\sqrt{2m}$
316	3 行目	$\text{se}(\hat{I}_2) = (1 + \rho)\text{se}(\hat{I}_1) < \text{se}(\hat{I}_1)$ , $\text{se}(\hat{I}_2) = 0.033 \times \text{se}(\hat{I}_1)$	$\text{se}(\hat{I}_2) = \sqrt{1 + \rho} \text{se}(\hat{I}_1) < \text{se}(\hat{I}_1)$ , $\text{se}(\hat{I}_2) = \textcolor{red}{0.18} \times \text{se}(\hat{I}_1)$
317	下 10 行目	標準誤差を $\hat{\text{se}}(x)$ を求め	標準誤差 $\hat{\text{se}}(x)$ を求め

---