

『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)

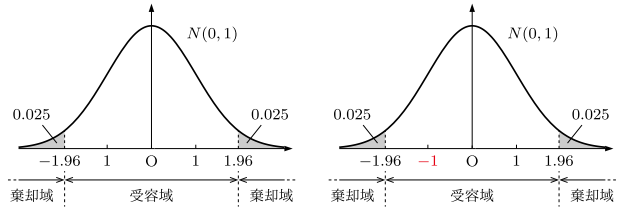
正誤表 第1版第1刷用

| 頁 | 場所 | 誤 | 正 |
|----|----------|---|---|
| 8 | 下8行目 | y の条件付き確率密度関数 | Y の条件付き確率密度関数 |
| 16 | 13行目 | $\int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y X}(y) dy$ | $\int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y X}(y X) dy$ |
| 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 | $q = 1 - p$ を用いて |
| 65 | 8行目 | <p>「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。</p> <p>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。</p> | |
| 66 | 問8.3の1行目 | 半径 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き |
| 67 | 下1行目 | $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ | $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ |
| 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 | <p>「ある。」の後に以下を追加してください。</p> <p>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 πr^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。</p> | |

71 下5行目

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

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

$$\hat{p} \text{ について } P(\hat{p} \geq c) \text{ である。標準化 } Z = \frac{\hat{p} - 0.50}{\sqrt{\frac{0.50 \times 0.50}{600}}}$$

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。

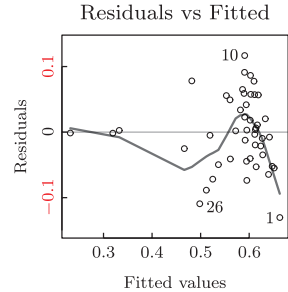
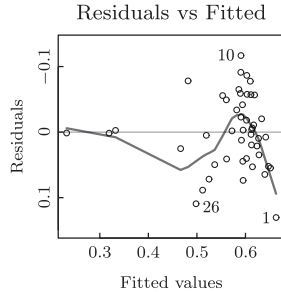
[2] 779.

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。

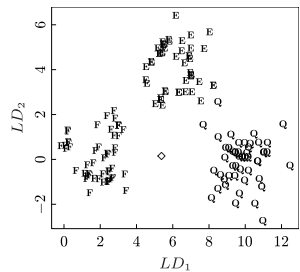
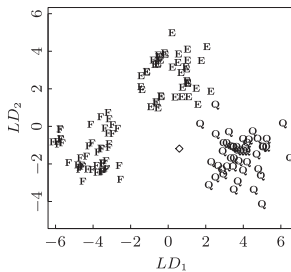
| | | | |
|-----|-----------|--|---|
| 84 | 4行目 | (3.67, 15.97) | (3.64, 15.97) |
| 84 | 9行目 | イ：棄却できない | イ：棄却できる |
| 101 | 5行目 | 6人に与えられる順位の組合せ | 群Aの3人に与えられる順位の組合せ |
| 101 | 下2行目 | 7人に与えられる順位の組合せ | 群Aの3人に与えられる順位の組合せ |
| 104 | 11行目 | 割り振ったもの | 割り振ったもの |
| 105 | 3行目 | 順位和の平均が15, 12, 6, 6 | 順位の平均が15, 14, 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 | $(x_{i,1} - \bar{x}_{\cdot 1}, \dots, x_{i,p} - \bar{x}_{\cdot p})$ | $(x_{i,1} - \bar{x}_{\cdot 1}, \dots, x_{i,p} - \bar{x}_{\cdot p})^T$ |
| 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 | $(\hat{w}^T \bar{\mathbf{x}}_1 + \hat{w}^T \bar{\mathbf{x}}_2)/2$ | $(\hat{w}^T \bar{\mathbf{x}}^{(1)} + \hat{w}^T \bar{\mathbf{x}}^{(2)})/2$ |
| 210 | 2行目 | 符合 | 符号 |
| 210 | 3行目 | $\text{sgn}(f(\mathbf{x}) + t)$ | $\text{sgn}(f(\mathbf{x}) - t)$ |

213 図 23.4



(軸の範囲および◇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 $(\mathbf{w}_1^T \mathbf{x}_L, \mathbf{w}_2^T \mathbf{x}_L) = (0.44, -1.24)$ 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 $(\mathbf{w}_1^T \mathbf{x}_A, \mathbf{w}_2^T \mathbf{x}_A) = (5.52, 0.31)$ からの距離はそれぞれ 4.01, 3.57, 4.41 である. |
| 216 | 下10行目 | $d_m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p (x_i - y_i ^m)^{1/m}$ | $d_m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \left(\sum_{i=1}^p x_i - y_i ^m \right)^{1/m}$ |

| | | | |
|-----|-------|---|---|
| 240 | 2行目 | $\leq (V[Y_t])^2 (V[Y_{t-h}])^2$ | $\leq V[Y_t] V[Y_{t-h}]$ |
| 242 | 1行目 | $ \phi > 1$ ならば | $ \phi_1 > 1$ ならば |
| 250 | 下7行目 | 周期が λ_1 から λ_2 の変動に帰着する変動 | 周波数 λ_1 から λ_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 | $\text{se}(\hat{I}_2) = (1 + \rho)\text{se}(\hat{I}_1) < \text{se}(\hat{I}_1),$ $\text{se}(\hat{I}_2) = 0.033 \times \text{se}(\hat{I}_1)$ | $\text{se}(\hat{I}_2) = \sqrt{1 + \rho}\text{se}(\hat{I}_1) < \text{se}(\hat{I}_1),$ $\text{se}(\hat{I}_2) = 0.18 \times \text{se}(\hat{I}_1)$ |
| 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 |
