

# 解答例

## 付録 C

問 C.1 例題 C.1 より, 任意の自然数  $n$  に対して,

$$\int_0^{\infty} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} dx = 2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) \quad (\dagger)$$

が成り立つ. よって,  $(\dagger)$  より

$$\begin{aligned} E(X) &= \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_0^{\infty} x^{\frac{n+2}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} dx \\ &= \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot 2^{\frac{n+2}{2}} \Gamma\left(\frac{n+2}{2}\right) \\ &= \frac{2}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot \frac{n}{2} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) = n \end{aligned}$$

となる. 同様にして,  $(\dagger)$  より

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_0^{\infty} x^{\frac{n+4}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} dx \\ &= \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot 2^{\frac{n+4}{2}} \Gamma\left(\frac{n+4}{2}\right) \\ &= \frac{4}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot \frac{n+2}{2} \Gamma\left(\frac{n+2}{2}\right) \\ &= \frac{2(n+2)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot \frac{n}{2} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) = n(n+2) \end{aligned}$$

である. よって,

$$V(X) = n(n+2) - n^2 = 2n$$

となる.

問 C.2 自由度  $n$  の  $t$  分布の確率密度関数を  $p_n(x)$  とかき, それを変形すると

$$p_n(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot \left\{ \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-n} \right\}^{\frac{1}{2}} \cdot \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{1}{2}}$$

なので,  $n \rightarrow \infty$  とすると

$$p_n(x) \rightarrow \frac{1}{\sqrt{\pi}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2}} \cdot \left(e^{-x^2}\right)^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

となる. よって,  $p_n(x)$  は標準正規分布  $N(0, 1)$  の確率密度関数に収束する.

問 C.3 (1)  $\alpha = 0.01$  に対する付表 I-4 より,  $F_{6,8}(0.01) = 6.37$  である.

(2)  $\alpha = 0.025$  に対する付表 5-3 より,  $F_{20,15}(0.025) = 2.76$  である.

(3)  $F$  分布の  $\alpha$  点の関係式 (C.1) より,

$$F_{15,9}(0.95) = F_{15,9}(1 - 0.05) = \frac{1}{F_{9,15}(0.05)}$$

である。  $\alpha = 0.05$  に対する付表 5-2 より,  $F_{9,15}(0.05) = 2.59$  なので,

$$F_{15,9}(0.95) = \frac{1}{2.59} = 0.39$$

となる。

**問 C.4** 標本は大標本なので, 母平均の差の検定方式 (大標本の場合) を用いる。材料 A を使った部品の強度の平均値を  $\mu_1$ , 材料 B を使った部品の強度の平均値を  $\mu_2$  とする。帰無仮説  $H_0$  と対立仮説  $H_1$  を

$$H_0: \mu_1 = \mu_2, \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

と設定して, 有意水準  $\alpha = 0.05$  で両側検定する。棄却域は

$$|z| \geq z(0.025) = 1.9600$$

である。  $\bar{X}$  の実現値は  $\bar{x}_1 = 120$ ,  $\bar{Y}$  の実現値は  $\bar{x}_2 = 115$  なので, 検定統計量  $Z$  の実現値は

$$z = \frac{120 - 115}{\sqrt{\frac{15^2}{99} + \frac{13^2}{99}}} = 2.5063$$

となり棄却域に入る。よって仮説  $H_0$  は棄却される。すなわち, 材料 A を使った場合と材料 B を使った場合では, 強度に差があるといえる。

**問 C.5** 等分散検定を行う。果樹園 A と果樹園 B のりんごの糖度の分散をそれぞれ  $\sigma_1^2$ ,  $\sigma_2^2$  とする。帰無仮説  $H_0$  と対立仮説  $H_1$  を

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2, \quad H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$$

と設定して, 有意水準  $\alpha = 0.05$  で片側検定する。このとき, 検定統計量は  $F = U_2^2/U_1^2$  で, 棄却域は

$$f \geq F_{8,8}(0.05) = 3.44$$

となる。データから果樹園 A のりんごの糖度の不偏分散  $u_1^2$  と果樹園 B のりんごの糖度の不偏分散  $u_2^2$  を計算すると,  $u_1^2 = 0.1225$ ,  $u_2^2 = 0.515$  となる。よって,  $F$  の実現値は

$$f = \frac{0.515}{0.1225} = 4.20$$

となり棄却域に入る。ゆえに仮説  $H_0$  は棄却される。すなわち, 果樹園 B のリンゴの方が果樹園 A のりんごより糖度のばらつきが大きいといえる。

**問 C.6** 優勝チームの選手の全安打を母集団とし, その中で単打, 二塁打, 三塁打, 本塁打の比率をそれぞれ  $p$ ,  $q$ ,  $r$ ,  $s$  とする。帰無仮説

$$H_0: p = 0.526, q = 0.25, r = 0.061, s = 0.163$$

に対して, 対立仮説を

$$H_1: H_0 \text{ が成り立たない}$$

と設定して, 有意水準  $\alpha = 0.10$  で適合度検定する。棄却域は

$$x \geq \chi_3^2(0.10) = 6.251$$

である。検定統計量  $\chi^2$  の実現値は

$$\begin{aligned} x &= \frac{(835 - 1661 \times 0.526)^2}{1661 \times 0.526} + \frac{(403 - 1661 \times 0.25)^2}{1661 \times 0.25} \\ &\quad + \frac{(115 - 1661 \times 0.061)^2}{1661 \times 0.061} + \frac{(308 - 1661 \times 0.163)^2}{1661 \times 0.163} \\ &= 9.048 \end{aligned}$$

なので棄却域に入る。よって仮説  $H_0$  は棄却される。すなわち、優勝チームの安打数の比率は、全チームの安打数の比率と異なるといえる。

### 問 C.7 帰無仮説

$H_0$ : 年代と好感度の高低には関連がない

に対して、対立仮説を

$H_1$ : 年代と好感度の高低には関連がある

と設定して、有意水準 10% で独立性の検定を行う。棄却域は

$$x \geq \chi_6^2(0.1) = 10.64$$

である。与えられた表から期待度数を求めれば下表となる。

	10代	20代	30代	40代
好き	$\frac{143 \times 81}{300}$	$\frac{143 \times 88}{300}$	$\frac{143 \times 68}{300}$	$\frac{143 \times 63}{300}$
嫌い	$\frac{116 \times 81}{300}$	$\frac{116 \times 88}{300}$	$\frac{116 \times 68}{300}$	$\frac{116 \times 63}{300}$
どちらでもない	$\frac{41 \times 81}{300}$	$\frac{41 \times 88}{300}$	$\frac{41 \times 68}{300}$	$\frac{41 \times 63}{300}$

検定統計量  $\chi^2$  の実現値を (C.2) を用いて計算すると、

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \frac{41^2}{\frac{143 \times 81}{300}} + \frac{43^2}{\frac{143 \times 88}{300}} + \frac{31^2}{\frac{143 \times 68}{300}} + \frac{28^2}{\frac{143 \times 63}{300}} \\ &\quad + \frac{33^2}{\frac{116 \times 81}{300}} + \frac{35^2}{\frac{116 \times 88}{300}} + \frac{26^2}{\frac{116 \times 68}{300}} + \frac{22^2}{\frac{116 \times 63}{300}} \\ &\quad + \frac{7^2}{\frac{41 \times 81}{300}} + \frac{10^2}{\frac{41 \times 88}{300}} + \frac{11^2}{\frac{41 \times 68}{300}} + \frac{13^2}{\frac{41 \times 63}{300}} - 300 \\ &= 5.11 \end{aligned}$$

となり棄却域に入らない。よって仮説  $H_0$  は棄却できない。すなわち、年代と好感度の高低には関連があるとはいえない。