

7

推 定

7-1 点推定

母集団の未知母数 θ を推定するために、この母集団からの大きさ n の標本 X_1, X_2, \dots, X_n のある関数 $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ を作り、標本の実現値 x_1, x_2, \dots, x_n から求めた $T(x_1, x_2, \dots, x_n)$ で θ の値を推定することを点推定という。このとき、統計量 $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ を推定量、その実現値 $T(x_1, x_2, \dots, x_n)$ を推定値という。推定量 T としては、次の性質をもつものが望ましい。

不偏推定量 $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ の期待値が θ に等しいとき、すなわち

$$E(T) = \theta$$

のとき、 $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ を θ の不偏推定量といい、その実現値 $T(x_1, x_2, \dots, x_n)$ を θ の不偏推定値という。

一致推定量 任意の正数 ε に対して

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|T - \theta| > \varepsilon) = 0$$

のとき、この $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ を θ の一致推定量という。

有効推定量 2つの不偏推定量 T_1, T_2 に対して、それぞれの分散が

$$V(T_1) < V(T_2)$$

のとき、 T_1 は T_2 に比べてより有効な推定量であるという。

すべての不偏推定量のなかで分散が最小な推定量を有効推定量という。

7-2 最尤推定量

最尤推定量 実際に推定量を見つけ出す方法として最尤推定法がある。これは母集団の分布を $f(x; \theta)$ とするとき、この母集団から標本値 $x_1, x_2, \dots,$

x_n が得られる確率

$$L(\theta) = f(x_1; \theta) f(x_2; \theta) \cdots f(x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$

を考え、この $L(\theta)$ を最大にする θ の値 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ を θ の推定量とするもので、 $L(\theta)$ を標本の尤度関数、 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ を θ の最尤推定量という。

7-3 区間推定

信頼区間 未知母数 θ を1つの推定量で推定するのではなく、2つの統計量 T_1, T_2 を作り、一定の確率で θ が区間 (T_1, T_2) 内に含まれるというように、区間によって推定する方法を区間推定という。すなわち、 θ が

$$P(T_1 < \theta < T_2) = 1 - \alpha$$

のように表されるとき、区間 $(T_1(x_1, x_2, \dots, x_n), T_2(x_1, x_2, \dots, x_n))$ を θ の $100(1-\alpha)\%$ 信頼区間といい、 $100(1-\alpha)\%$ をこの区間の信頼度(または信頼係数)という。また、端点の T_1, T_2 を信頼限界という。よく使われるものに、90%、95%、99%信頼区間がある。

7-4 平均、分散および比率の信頼区間

平均 μ の信頼区間

(a) 分散 σ^2 が既知の場合。

$$\mu \text{ の } 100(1-\alpha)\% \text{ 信頼区間: } \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} < \mu < \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$$

(b) 分散 σ^2 が未知の場合。

(i) μ の $100(1-\alpha)\%$ 信頼区間(大標本):

$$\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{u^2}{n}} < \mu < \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{u^2}{n}}$$

(ii) μ の $100(1-\alpha)\%$ 信頼区間(小標本):

$$\bar{x} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \sqrt{\frac{u^2}{n}} < \mu < \bar{x} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \sqrt{\frac{u^2}{n}}$$

ここで、 u^2 は標本不偏分散で、 $u^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2$ 。

2つの平均の差の信頼区間

(a) 分散 σ_1^2, σ_2^2 が既知の場合

$\mu_1 - \mu_2$ の $100(1 - \alpha)\%$ 信頼区間:

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < \bar{x}_1 - \bar{x}_2 + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

(b) 分散 σ_1^2 , σ_2^2 が未知の場合.

(i) $\mu_1 - \mu_2$ の $100(1 - \alpha)\%$ 信頼区間(大標本):

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{u_1^2}{n_1} + \frac{u_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < \bar{x}_1 - \bar{x}_2 + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{u_1^2}{n_1} + \frac{u_2^2}{n_2}}$$

(ii) $\mu_1 - \mu_2$ の $100(1 - \alpha)\%$ 信頼区間(小標本; $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$):

$$\begin{aligned} \bar{x}_1 - \bar{x}_2 - t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) \sqrt{\frac{(n_1 - 1)u_1^2 + (n_2 - 1)u_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} < \mu_1 - \mu_2 \\ < \bar{x}_1 - \bar{x}_2 + t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) \sqrt{\frac{(n_1 - 1)u_1^2 + (n_2 - 1)u_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} \end{aligned}$$

ここで, u_1^2 , u_2^2 は σ_1^2 , σ_2^2 の標本不偏分散.

[注] 大標本とは標本の大きさが約 30 以上のときをいう.

分散 σ^2 の信頼区間

$$\sigma^2 \text{ の } 100(1 - \alpha)\% \text{ 信頼区間: } \frac{(n-1)u^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)} < \sigma^2 < \frac{(n-1)u^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}$$

比率 p の信頼区間 (大標本)

$$p \text{ の } 100(1 - \alpha)\% \text{ 信頼区間: } \hat{p} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} < p < \hat{p} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$$

2 つの比率の差の信頼区間 (大標本)

$p_1 - p_2$ の $100(1 - \alpha)\%$ 信頼区間:

$$\begin{aligned} \hat{p}_1 - \hat{p}_2 - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}} < p_1 - p_2 \\ < \hat{p}_1 - \hat{p}_2 + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}} \end{aligned}$$

例題

例題 1 (平均と分散の不偏推定値)

研究者は, ある母集団の平均と分散について推測をしたい. そのため母集団から無作為抽出によって, 次の 10 個の標本を得た.

18, 25, 17, 20, 31, 28, 24, 23, 21, 24

このとき, (a) 平均 μ , (b) 分散 σ^2 の不偏推定値を求めよ.

解 まず, $\sum x_i = 18 + 25 + \cdots + 24 = 231$

$$\sum x_i^2 = 18^2 + 25^2 + \cdots + 24^2 = 5505$$

(a) μ の不偏推定量は標本平均 \bar{X} であるから, μ の不偏推定値は

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i = \frac{1}{10} \times 231 = 23.1$$

(b) σ^2 の不偏推定量は標本不偏分散 U^2 であるから, σ^2 の不偏推定値は

$$\begin{aligned} u^2 &= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 \right\} \\ &= \frac{1}{10-1} \left\{ 5505 - \frac{1}{10} \times (231)^2 \right\} \approx 18.77 \end{aligned}$$

— 例題 2 (より有効な推定量) —

平均 μ , 分散 σ^2 の母集団からの大きさ 3 の無作為標本を X_1, X_2, X_3 とする. そのとき

(a) $T_1 = X_1 + X_2 - X_3$

(b) $T_2 = \frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)$

(c) $T_3 = \frac{1}{3}(X_1 + X_2 + X_3)$

はいずれも μ の不偏推定量で, 3 つの中では T_3 が最小の分散をもつことを示せ.

解 X_1, X_2, X_3 は無作為標本であるから, それらは互いに独立で, 元の母集団と同じ平均 μ , 同じ分散 σ^2 をもつ.

$$E(X_i) = \mu, \quad V(X_i) = E(X_i - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (i=1, 2, 3)$$

したがって

(a) $E(T_1) = E(X_1) + E(X_2) - E(X_3) = \mu + \mu - \mu = \mu$

$$V(T_1) = V(X_1) + V(X_2) + V(X_3) = \sigma^2 + \sigma^2 + \sigma^2 = 3\sigma^2$$

(b) $E(T_2) = \frac{1}{4}\{E(X_1) + 2E(X_2) + E(X_3)\} = \frac{1}{4} \times 4\mu = \mu$

$$V(T_2) = \frac{1}{4^2}\{V(X_1) + 2^2V(X_2) + V(X_3)\} = \frac{1}{4^2} \times 6\sigma^2 = \frac{3}{8}\sigma^2$$

(c) $E(T_3) = \frac{1}{3}\{E(X_1) + E(X_2) + E(X_3)\} = \mu$

$$V(T_3) = \frac{1}{3^2} \times 3\sigma^2 = \frac{1}{3}\sigma^2$$

これより

$$V(T_3) < V(T_2) < V(T_1)$$

ゆえに、 T_3 は最小の分散をもつ。

例題 3 (分散の不偏推定量)

平均 μ 、分散 σ^2 の母集団からの大きさ n の標本を、 X_1, X_2, \dots, X_n とするとき、

$$U^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

は、 σ^2 の不偏推定量であることを示せ。

解 標本変量 X_1, X_2, \dots, X_n は互いに独立で、その分布は母集団の分布と同じであるから、

$$E[X_i] = \mu, \quad E(X_i - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

$$\begin{aligned} E(U^2) &= E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] \\ &= \frac{1}{n-1} E\left[\sum (X_i^2 - 2X_i\bar{X} + \bar{X}^2)\right] \\ &= \frac{1}{n-1} E(\sum X_i^2 - 2\bar{X} \sum X_i + \sum \bar{X}^2) \\ &= \frac{1}{n-1} E(\sum X_i^2 - 2n\bar{X}^2 + n\bar{X}^2) \quad (\bar{X} = \frac{1}{n} \sum X_i \text{ より}) \\ &= \frac{1}{n-1} E(\sum X_i^2 - n\bar{X}^2) \\ &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n E(X_i^2) - nE(\bar{X}^2) \right] \end{aligned}$$

ここで、

$$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2 \quad \Rightarrow \quad E(X^2) = \sigma^2 + \mu^2$$

$$\frac{\sigma^2}{n} = V(\bar{X}) = E(\bar{X}^2) - \mu^2 \quad \Rightarrow \quad E(\bar{X}^2) = \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2$$

これらを上の式に代入すれば

$$E(U^2) = \frac{1}{n-1} \left[n(\sigma^2 + \mu^2) - n\left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right) \right] = \sigma^2$$

ゆえに、 U^2 は σ^2 の不偏推定量である。

例題 4 (有効推定量)

平均 μ , 分散 σ^2 の母集団からとった 2 個の無作為標本を X_1, X_2 とするとき, $aX_1 + bX_2$ が μ の不偏推定量で, かつ有効推定量となるような a, b の値を求めよ.

解 X_1, X_2 は無作為標本だから

$$E(X_1) = E(X_2) = \mu, \quad V(X_1) = V(X_2) = \sigma^2$$

$aX_1 + bX_2$ の期待値は

$$E(aX_1 + bX_2) = aE(X_1) + bE(X_2) = (a + b)\mu$$

$aX_1 + bX_2$ が不偏推定量であるためには,

$$E(aX_1 + bX_2) = \mu \quad \therefore a + b = 1$$

$$V(aX_1 + bX_2) = a^2 V(X_1) + b^2 V(X_2) \quad (X_1 \text{ と } X_2 \text{ は独立だから})$$

$$= (a^2 + b^2)\sigma^2$$

$V(aX_1 + bX_2)$ を最小にする a, b の値は

$$a^2 + b^2 = a^2 + (1 - a)^2$$

$$= 2a^2 - 2a + 1 = 2\left(a - \frac{1}{2}\right)^2 + \frac{1}{2}$$

より, $a = \frac{1}{2}, b = 1 - a = \frac{1}{2}$.

よって, 標本平均 $\frac{X_1 + X_2}{2}$ は μ の不偏で, かつ有効な推定量である.

例題 5 (標本数 n の決定)

ある特定銘柄の洗剤を使っている消費者の比率を推定したい. 次の場合, 少なくとも何個の標本が必要か.

- (a) 母集団比率 p は 0.8 と 0.9 の範囲にあることがわかっていて, 少なくとも 0.99 の確率で, 標本比率 \hat{p} と母集団比率 p との差を 0.02 以下にしたい場合.
- (b) 母集団比率 p について何もわかっていなくて, 少なくとも 0.95 の確率で標本比率 \hat{p} と母集団比率 p との差を 0.03 以下にしたい場合.

解 (a) 標本数 n は大きくて, 近似的に

$$Z = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}} \sim N(0,1) \quad (q=1-p)$$

が成り立つとすれば,

$$P(|Z| < 2.576) = 0.99$$

$$P(|\hat{p} - p| < 2.576\sqrt{\frac{pq}{n}}) = 0.99$$

題意より,

$$P(|\hat{p} - p| < 0.02) \geq 0.99$$

であるから, 求める n は

$$2.576\sqrt{\frac{pq}{n}} \leq 0.02$$

$$\therefore n \geq \left(\frac{2.576}{0.02}\right)^2 pq$$

$pq = p(1-p)$ は, $0.8 \leq p \leq 0.9$ では $p=0.8$ のとき最大となるから

$$n \geq \left(\frac{2.576}{0.02}\right)^2 \times 0.8 \times 0.2 \doteq 2654.3$$

よって, **2655 個以上** とればよい.

(b) (a) と同様に解けば,

$$n \geq \left(\frac{1.96}{0.03}\right)^2 pq$$

$pq = p(1-p) = \frac{1}{4} - \left(\frac{1}{2} - p\right)^2$ は $0 \leq p \leq 1$ では, $p = \frac{1}{2}$ のとき最大となるから

$$n \geq \left(\frac{1.96}{0.03}\right)^2 \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \doteq 1067.1$$

よって, **1068 個以上** とればよい.

例題 6 (最尤推定量)

密度関数が

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^2} x e^{-\frac{x}{\theta}} & (x \geq 0; \theta > 0) \\ 0 & (\text{その他}) \end{cases}$$

で与えられる母集団からの大きさ n の無作為標本を X_1, X_2, \dots, X_n とするとき,

(a) θ の最尤推定量 $\hat{\theta}$ を求めよ.

(b) (a) で求めた $\hat{\theta}$ は θ の不偏推定量であることを示せ.

解 (a) 尤度関数 $L(\theta)$ は

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta^2} X_i e^{-\frac{X_i}{\theta}} = \theta^{-2n} (X_1 X_2 \cdots X_n) e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n X_i}$$

両辺の対数をとれば

$$\log L(\theta) = -2n \log \theta + \sum_{i=1}^n \log X_i - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n X_i$$

よって,

$$\frac{d \log L(\theta)}{d\theta} = -\frac{2n}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n X_i = 0$$

$$\therefore \hat{\theta} = \frac{1}{2} \bar{X}$$

$$(b) E(\hat{\theta}) = \frac{1}{2} E(\bar{X}) = \frac{1}{2} E(X) \quad (6 \text{ 章の定理 } 5 \text{ より})$$

$$E(X) = \frac{1}{\theta^2} \int_0^{\infty} x^2 e^{-\frac{x}{\theta}} dx$$

$$= \frac{1}{\theta^2} \left\{ \left[-x^2 \theta e^{-\frac{x}{\theta}} \right]_0^{\infty} + 2\theta \int_0^{\infty} x e^{-\frac{x}{\theta}} dx \right\} \quad (\text{部分積分より})$$

$$= \frac{1}{\theta^2} (0 + 2\theta \cdot \theta^2) \quad \left(\because \int_0^{\infty} \frac{x e^{-\frac{x}{\theta}}}{\theta^2} dx = 1 \right)$$

$$= 2\theta$$

よって,

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

ゆえに, θ の最尤推定量 $\frac{1}{2} \bar{X}$ は θ の不偏推定量でもある。

例題 7 (平均の信頼区間(大標本))

ある学校の生徒 40 人を無作為に選び, 1 週間にテレビを何時間見るかを聞いた。40 人の平均は 18.2 時間, 標準偏差 5.4 時間であった。この学校の生徒のテレビ平均視聴時間 μ に対する

(a) 95% 信頼区間,

(b) 98% 信頼区間

を求めよ。

解 (a) $n=40$ は大標本であるから, μ の 95% 信頼区間は

$$\bar{x} - 1.96 \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + 1.96 \frac{s}{\sqrt{n}}$$

に

$$n=40, \quad \bar{x}=18.2, \quad u=\sqrt{\frac{n}{n-1}}s=\sqrt{\frac{40}{39}}\times 5.4=5.5$$

を代入して

$$18.2-1.96\times\frac{5.5}{\sqrt{40}}<\mu<18.2+1.96\times\frac{5.5}{\sqrt{40}}$$

$$16.5<\mu<19.9$$

(b) 98%の場合も同様にして

$$\bar{x}-2.33\frac{u}{\sqrt{n}}<\mu<\bar{x}+2.33\frac{u}{\sqrt{n}}$$

$$18.2-2.33\times\frac{5.5}{\sqrt{40}}<\mu<18.2+2.33\times\frac{5.5}{\sqrt{40}}$$

$$16.2<\mu<20.2$$

例題 8 (平均の信頼区間(小標本))

ベアリングの製造機械がある. この機械が作る 9 個のベアリングの直径 (mm) を測定して,

7.01, 7.03, 6.96, 6.91, 6.96, 7.06, 7.02, 6.94, 6.93

を得た. 直径は正規分布に従うと仮定して, ベアリングの平均直径 μ に対する

(a) 90%信頼区間,

(b) 99%信頼区間

を求めよ.

解 データから和と 2 乗和を求めると

$$\sum x_i = 62.82, \quad \sum x_i^2 = 438.5$$

ゆえに

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i = 6.98$$

$$u^2 = \frac{1}{n-1} \left\{ \sum x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 \right\} = 0.00265$$

$$\therefore u = \sqrt{0.00265} \doteq 0.05$$

(a) μ の 90% の信頼区間は,

$$\bar{x} - t_{0.05}(8) \frac{u}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + t_{0.05}(8) \frac{u}{\sqrt{n}}$$

$n=9$, $\bar{x}=6.98$, $u=0.05$, $t_{0.05}(8)=1.86$ を代入すれば

$$6.98 - 1.86 \times \frac{0.05}{\sqrt{9}} < \mu < 6.98 + 1.86 \times \frac{0.05}{\sqrt{9}}$$

$$6.95 < \mu < 7.01$$

(b) 同様にして, $t_{0.005}(8) = 3.355$ より, μ の 99% の信頼区間は

$$6.98 - 3.355 \times \frac{0.05}{\sqrt{9}} < \mu < 6.98 + 3.355 \times \frac{0.05}{\sqrt{9}}$$

$$6.92 < \mu < 7.04$$

例題 9 (2つの平均の差の信頼区間(大標本))

銘柄 A の電球 80 個の寿命(時間)のデータから, 平均 1070, 分散 472 が得られた. 一方, 銘柄 B の 60 個の電球の寿命のデータから, 平均 1042, 分散 366 を得た. 2 つの銘柄の電球の平均寿命時間の差の 90% 信頼区間を求めよ.

解 電球 A, B の真の寿命をそれぞれ μ_A, μ_B とする.

与えられた情報から

$$n_A = 80, \quad \bar{x}_A = 1070, \quad s_A^2 = 472$$

$$n_B = 60, \quad \bar{x}_B = 1042, \quad s_B^2 = 366$$

$1 - \alpha = 0.90$, $\alpha = 0.10$ より,

$$z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{0.05} = 1.645$$

n_A, n_B は十分大きいから,

$$u_A^2 \doteq s_A^2, \quad u_B^2 \doteq s_B^2$$

よって, 大標本による平均の差の信頼区間の公式より

$$1070 - 1042 - 1.645 \sqrt{\frac{472}{80} + \frac{366}{60}} < \mu_A - \mu_B < 1070 - 1042 + 1.645 \sqrt{\frac{472}{80} + \frac{366}{60}}$$

$$22.30 < \mu_A - \mu_B < 33.70$$

例題 10 (分散の信頼区間)

平均 0, 分散 σ^2 の正規母集団から大きさ 10 の標本を抽出して, 次の結果を得た. 母分散 σ^2 の 95% 信頼区間を求めよ.

0.067	2.066	3.192	0.515	2.194
-0.727	-0.547	-3.537	-1.613	1.582

解 公式より、 σ^2 の $100(1-\alpha)\%$ 信頼区間は

$$\frac{(n-1)u^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)} < \sigma^2 < \frac{(n-1)u^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}$$

与えられたデータから

$$\sum_{i=1}^{10} x_i = 3.192, \quad \sum_{i=1}^{10} x_i^2 = 37.983$$

よって、

$$\begin{aligned} 9u^2 &= \sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{10} \\ &= 37.983 - \frac{3.192^2}{10} = 36.964 \end{aligned}$$

χ^2 分布表より、

$$\chi^2_{0.025}(9) = 19.02, \quad \chi^2_{0.975}(9) = 2.70$$

であるから、 σ^2 の 95% 信頼区間は

$$\begin{aligned} \frac{36.964}{19.02} < \sigma^2 < \frac{36.964}{2.70} \\ \therefore 1.94 < \sigma^2 < 13.69 \end{aligned}$$

例題 11 (比率の信頼区間)

300 人の喫煙者に、ふだんすっているタバコの銘柄を質問したところ、72 人が銘柄 X を答えた。全喫煙者のうち、銘柄 X の常用者の比率の 95% 信頼区間を求めよ。

解 銘柄 X の常用者の比率を p とする。

題意より、 $n=300$ 、 $x=72$ だから、

$$\hat{p} = \frac{x}{n} = \frac{72}{300} = 0.24$$

$z_{0.025} = 1.96$ だから、 p の 95% 信頼区間は、

$$\begin{aligned} 0.24 - 1.96\sqrt{\frac{0.24 \times 0.76}{300}} < p < 0.24 + 1.96\sqrt{\frac{0.24 \times 0.76}{300}} \\ \mathbf{0.19 < p < 0.29} \end{aligned}$$

例題 12 (2つの比率の差の信頼区間)

ハウス内での園芸実験で、品種 A の種子 100 個と、品種 B の種子 150 個をまき、同一条件下で実験を行った。3 週間後、品種 A は 85 個が発芽し、品種 B は 114 個が発芽した。両品種の発芽率の差に対する 95% 信頼区間を求めよ。

解 品種 A, B の母集団発芽率をそれぞれ p_1, p_2 とする。

与えられた情報から、

$$n_1=100, \quad x_1=85, \quad \hat{p}_1=\frac{85}{100}=0.85$$

$$n_2=150, \quad x_2=114, \quad \hat{p}_2=\frac{114}{150}=0.76$$

$$\alpha=0.05, \quad z_{\frac{\alpha}{2}}=z_{0.025}=1.645$$

よって、 p_1-p_2 の 95% 信頼区間は、

$$\begin{aligned} 0.85-0.76-1.96\sqrt{\frac{0.85 \times 0.15}{100} + \frac{0.76 \times 0.24}{150}} &< p_1-p_2 \\ &< 0.85-0.76+1.96\sqrt{\frac{0.85 \times 0.15}{100} + \frac{0.76 \times 0.24}{150}} \\ -0.008 &< p_1-p_2 < 0.188 \end{aligned}$$

7 章の問題

7.1 ある有名予備校主催の模擬試験を受けた某中学校の生徒 200 人の得点は次のようであった。

階級値	4.5	14.5	24.5	34.5	44.5	55.5	64.5	74.5	84.5	94.5
度数	3	11	18	24	41	43	30	15	10	5

- (a) この試験を受けた全受験生の得点の平均と分散を推定せよ。
 (b) 平均に対する 95% 信頼限界を求めよ。
 (c) $P(|\bar{x}-\mu|<2)=0.95$ を満たす最小の n の値を求めよ。

7.2 平均 μ , 分散 1 の母集団からの大きさ n の無作為標本によって、 μ^2 を推定したい。標本平均 \bar{X} の 2 乗は、 μ^2 の不偏推定量にならないことを示し、 μ^2 の不偏推定量を導け。

7.3 確率変数 X の密度関数は

$$f(x) = 2x/\theta^2 \quad (0 < x < \theta)$$

で、いま X について5個の観測値

$$0.6, 1.5, 0.8, 1.1, 1.3$$

が得られた。このとき、

(a) θ , (b) θ^2

の不偏推定値を求めよ。

7.4 確率密度関数

$$f(x; \theta) = (1 + \theta)x^\theta \quad (0 < x < 1; \theta > -1)$$

を分布にもつ母集団からの、大きさ n の標本にもとづく θ の最尤推定量を求めよ。

7.5 新車100台について、ガソリン1ℓ当たり走行キロ数を、コースで測定した。この結果から、1ℓ当たり平均走行キロ数の95%信頼限界を求めよ。

走行キロ数	台数
17.50~17.99	2
18.00~18.49	5
18.50~18.99	8
19.00~19.49	13
19.50~19.99	19
20.00~20.49	25
20.50~20.99	15
21.00~21.49	7
21.50~21.99	5
22.00~22.49	0
22.50~22.99	1
計	100

7.6 平均 μ 、分散 σ^2 の正規母集団からの大きさ12の無作為標本より、

$$\sum_{i=1}^{12} x_i = 72, \quad \sum_{i=1}^{12} x_i^2 = 1620$$

を得た。

(a) μ と σ^2 の不偏推定値を求めよ。

(b) μ と σ^2 の95%信頼区間を求めよ。

7.7 天秤で、ある物の重さを繰返し測定するときの測定値は、その物の真の重さに等しい平均と標準偏差 0.5 mg の正規分布に従う。

A の 10 回の測定値の平均は 8.6 mg で、B の 15 回の測定値の平均は 6.8 mg であった。測定値は正規分布に従うと仮定して、A と B の真の重さの差に対する 95% 信頼区間を求めよ。

7.8 ある機械は、粉末製品を $x_1 \text{ g}$ ずつとって容器に詰める。過去の経験から、 x_1 は平均 $\mu_1 = 30 \text{ g}$ 、標準偏差 $\sigma_1 = 0.4 \text{ g}$ の正規分布に従う。容器の重さ x_2 は、平均 $\mu_2 = 5.0 \text{ g}$ 、標準偏差 $\sigma_2 = 0.3 \text{ g}$ の正規分布に従う。容器こみの製品 1 個当たりの重さ x に対する 95% 信頼区間を求めよ。また、この製品 10 個を 1 箱に詰めるとき、空箱 1 個の重さ x_3 は $\mu_3 = 35.0 \text{ g}$ 、 $\sigma_3 = 1.0 \text{ g}$ の正規分布に従うとして、1 箱の重さ y に対する 95% 信頼区間を求めよ。

7.9 生徒が 1800 人の中学校で、無作為に選んだ 40 人の生徒のうち 14 人がめがねをかけていた。

- (a) この学校で、めがねをかけている生徒の比率、
- (b) この学校で、めがねをかけている生徒の数の 95% 信頼限界を求めよ。

7.10 ある政策に対する世論調査で、男子有権者は 1000 人中 750 人が賛成と答え、女子有権者は 800 人中 520 人が賛成と答えた。母集団における男子有権者と女子有権者の賛成率の差に対する 95% 信頼区間を求めよ。

7.11 蛍光管の寿命時間は、指数分布

$$f(x; \theta) = \theta e^{-\theta x} \quad (x \geq 0)$$

に従う。5 個のデータ

5.83, 12.99, 16.28, 2.88, 1.83

が与えられたとき、 θ の最尤推定値を求めよ。