

## 第 7 章の答え

1. サンプルサイズは十分大きいため、中心極限定理を用いることができますし、標本分散は母分散を高い精度で推定できています。よって、平均  $\bar{X}$  は期待値  $\mu$  で分散  $3^2/50$  の正規分布に従います。

1) 平均と母平均  $\mu$  の差が 1 時間を越える確率は ( $\sqrt{3^2/50}=0.424$  を用いて)、

$$P\{|\bar{X} - \mu| > 1\} = P\left\{\left|\frac{\bar{X} - \mu}{0.424}\right| > \frac{1}{0.424}\right\} = P\{|Z| > 2.36\}$$

となります。また、

$$\begin{aligned} P\{|Z| > 2.36\} &= P\{Z > 2.36\} + P\{Z < -2.36\} \\ &= 2 \times P\{Z > 2.36\} \\ &= 2 \times (1 - P\{Z < 2.36\}) \\ &= 2 \times (1 - 0.9909) = 0.0182 \end{aligned}$$

- 2) 標本平均を標準化すると標準正規分布に従いますから、

$$P\left\{-1.96 < \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} < 1.96\right\} = 0.95$$

が成立します。したがって、 $\mu$  の 95% 信頼区間は、

$$\bar{X} - 1.96 \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$$

となります。ここで、平均は 10 時間ですから、母平均  $\mu$  の 95% 信頼区間は

$$10 - 1.96 \times 0.424 < \mu < 10 + 1.96 \times 0.424$$

です。これを計算すると  $9.17 < \mu < 10.83$  となります。

2. 平均  $\bar{X}$  は期待値  $\mu$  で分散  $10^2/40$  の正規分布に従います。よって、95% 信頼区間は、

$$450 - 1.96 \sqrt{\frac{10^2}{40}} < \mu < 450 + 1.96 \sqrt{\frac{10^2}{40}}$$

となります (これを計算すると  $446.9 < \mu < 453.1$ )。

3. サンプルサイズが十分に大きいとき、 $\hat{p} \sim N(p, p(1-p)/n)$  ですから

$$P\left\{-1.96 \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} < \hat{p} - p < 1.96 \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}\right\} = 0.95$$

となります。推定誤差が  $\pm 1\%$  以内に収まる確率は 95%、つまり

$$P\{-0.01 < \hat{p} - p < 0.01\} = 0.95$$

となります。よって、

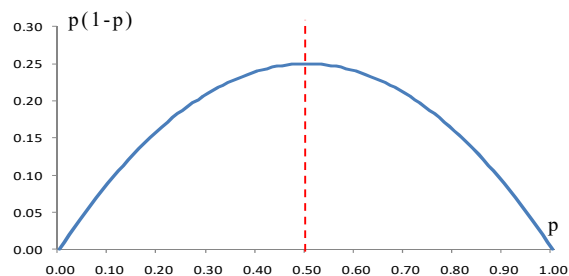
$$0.01 = 1.96 \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

を解くことで、推定誤差が±1%以内に収まるために必要なサンプルサイズ  $n$  として、

$$n = 196^2 p(1-p)$$

を求めることができます。ここで  $n$  は  $p$  の値に依存しているため、 $p$  の値が分かれば  $n$  を求めることが出来ます。しかし、調査前に  $p$  の値は未知ですから、 $n$  を決めることはできません。

ここで  $p(1-p)$  は、 $p=0.5$  で最大値になることを確認しましょう。下図は、横軸が  $p$ 、縦軸が  $p(1-p)$  としています。 $p=0$  (もしくは  $1$ ) なら  $p(1-p)=0$ 、 $p=0.5$  なら  $p(1-p)=0.25$  で最大となります<sup>1</sup>。以上から、 $p=0.5$  のとき、 $n$  は  $196^2 \cdot 0.5^2 = 9604$  で最大となります。



以上から、たとえ最悪の状況 ( $p=0.5$ ) を想定しても、9604 人に聞き取り調査をすれば、推定誤差は 1%以内に収まることが分かります。

4. 通常の調査では  $n$  は小さいため推定誤差は大きくなります。よって、0.1%の低下は単なる標本変動と考えられ、支持率が低下しているとはいえません。
5. 1)  $p=300/N$ 、 $\hat{p}=30/200=0.15$  ですから、 $N=300/\hat{p}=300/0.15=2000$  匹として推定されます。2)  $N$  の 95%信頼区間を求めるため、まずは  $p$  の 95%信頼区間を求めます。これは、

<sup>1</sup>  $p(1-p) = p - p^2 = -(p-1/2)^2 + 1/4$  と展開できます。ここで 1 項目だけが  $p$  に依存し、常に 0 以下となります。この項が最大となるのは 0 のとき、つまり  $p=1/2$  のときです。

$$0.15 - 1.96 \sqrt{\frac{0.15(1-0.15)}{200}} < p < 0.15 + 1.96 \sqrt{\frac{0.15(1-0.15)}{200}}$$

となります（計算すると  $0.10 < p < 0.20$  です）。よって、N の 95%信頼区間は下限が  $300/0.20=1500$ 、上限が  $300/0.10=3000$  となります。

6.  $\hat{\theta}$  の分散は  $V(\hat{\theta}) = E[(\hat{\theta} - \theta)^2] = E[\hat{\theta}^2] - E[\hat{\theta}]^2 = E[\hat{\theta}^2] - \theta^2$  ですから、 $V(\hat{\theta})=0$  でない限り、 $\hat{\theta}^2$  は  $\theta^2$  の不偏推定量ではありません<sup>2</sup>。

7. 平均 2 乗誤差は

$$\begin{aligned} E[(\hat{\theta} - \theta)^2] &= E\{(\hat{\theta} - E[\hat{\theta}]) + (E[\hat{\theta}] - \theta)\}^2 \\ &= E[(\hat{\theta} - E[\hat{\theta}])^2] + (E[\hat{\theta}] - \theta)^2 + 2(E[\hat{\theta}] - \theta)E(\hat{\theta} - E[\hat{\theta}]) \end{aligned}$$

と分解できます。ここで右辺第 3 項は

$$E(\hat{\theta} - E[\hat{\theta}]) = E[\hat{\theta}] - E[\hat{\theta}]$$

ですから 0 となります。また、右辺第 1 項は  $\hat{\theta}$  の分散に他なりません。

#### 平均 2 乗誤差とは？

教科書では紹介できませんでしたが、平均 2 乗誤差は、推定量が真の値と平均的にどの程度ずれるかを測っており、推定量の望ましさを測る重要な指標となっています。平均 2 乗誤差が小さいほど良い推定量とされ、これが大きいほど悪い推定量とされます。問題 7 から、平均 2 乗誤差は、推定量の分散とバイアスの 2 乗に分解されることが分かりました。

$$E[(\hat{\theta} - \theta)^2] = V(\hat{\theta}) + (E[\hat{\theta}] - \theta)^2$$

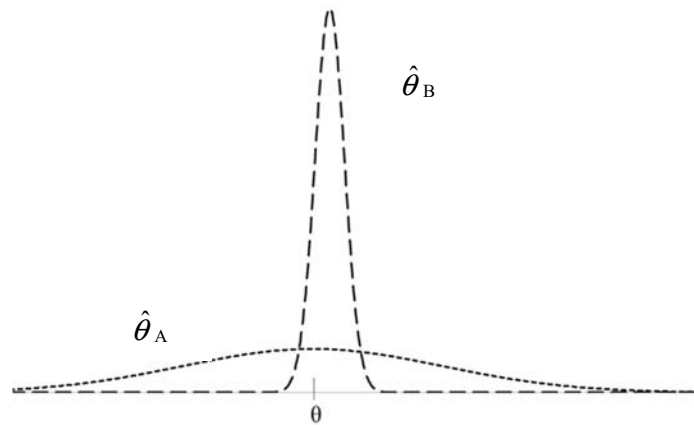
つまり、良い推定量とは、バイアスだけでなく、ばらつきも小さい推定量となるのです。

次の 2 つの推定量を考えてみてください(下図参照)。推定量  $\hat{\theta}_A$  は、バイアスは 0 ですが（不偏推定量）、分散が大きい推定量となっています。これに対し、推定量  $\hat{\theta}_B$  は、バイアスは少しありますが（不偏推定量ではない）、分散がとても小さいため、かなり正確に真の値を推定できます<sup>3</sup>。平均 2 乗誤差を計算すると、推定量  $\hat{\theta}_B$  の方が小さくなり、バイアスが存在したとし

<sup>2</sup> たとえば、 $\theta=0$  なら  $\theta^2$  も 0 ですが、 $\hat{\theta}$  が 0 を中心に分布しても、 $\hat{\theta}^2$  はプラスの値しかとりませんからその期待値は 0 ではありません。

<sup>3</sup> ここでは両推定量とも一致性は満たされるとしましょう。

でも、ばらつきが小さいため、より望ましい推定量といえます。この教科書では、不偏推定量だけを扱っていますが、よりアドバンスな統計学を勉強すると、バイアスがあっても分散が小さいなら、有用な推定量があることが分かります。



8. この推定量の期待値は<sup>4</sup>、

$$\begin{aligned}
 E\left[\frac{2}{n(n+1)} \sum_{i=1}^n iX_i\right] &= \frac{2}{n(n+1)} \sum_{i=1}^n iE[X_i] \\
 &= \frac{2}{n(n+1)} \mu \sum_{i=1}^n i \\
 &= \mu \frac{2}{n(n+1)} \frac{n(n+1)}{2} = \mu
 \end{aligned}$$

となりますから、不偏性が満たされています。

---

<sup>4</sup>式展開では、次の公式を用いました。

$$\sum_{i=1}^n i = 1 + 2 + 3 + \dots + (n-2) + (n-1) + n = \frac{n(n+1)}{2}$$

[証明]この公式を証明しましょう。ここで  $n$  が偶数とします。上式で、1と  $n$  を足すと  $n+1$ 、2と  $n-1$  を足すと  $n+1$ 、3と  $(n-2)$  を足すと  $n+1$  です。よって、 $\sum i$  は  $n+1$  が  $n/2$  個ありますから、これらの和は  $(n+1) \times n/2 = n(n+1)/2$  です。 $n$  が奇数でも同様に証明できます。[終]

9. 1)期待値は以下となります。

$$E\left[\sum_{i=1}^n \varpi_i X_i\right] = \sum_{i=1}^n \varpi_i E[X_i] = \mu \sum_{i=1}^n \varpi_i$$

2)よって、 $\sum \omega_i=1$  であれば不偏性が満たされます。つまり、加重平均は不推定量となります。

3)  $\sum \omega_i=1$  のとき、分散は

$$\begin{aligned} E\left[\left(\sum_{i=1}^n \varpi_i X_i - \mu\right)^2\right] &= E\left[\left(\sum_{i=1}^n \varpi_i X_i - \sum_{i=1}^n \varpi_i \mu\right)^2\right] \\ &= E\left[\left(\sum_{i=1}^n \varpi_i (X_i - \mu)\right)^2\right] \\ &= \sum_{i=1}^n \varpi_i^2 E[(X_i - \mu)^2] = \sigma^2 \sum_{i=1}^n \varpi_i^2 \end{aligned}$$

となります。式展開において、 $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ から  $\mu = \sum_{i=1}^n \omega_i \mu$ となること、 $X_i$  は相互に独立であること<sup>5</sup>、を用いました。

この式から、分散が最小となるのは $\sum_{i=1}^n \omega_i^2$ が最小となるときである、と分かります。ここでは、分散を最小にする  $\omega_i$  は、 $1/n$  であることを証明します。

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \varpi_i^2 &= \sum_{i=1}^n \left(\left(\varpi_i - \frac{1}{n}\right) + \frac{1}{n}\right)^2 = \sum_{i=1}^n \left(\varpi_i - \frac{1}{n}\right)^2 + \frac{n}{n^2} + 2 \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\varpi_i - \frac{1}{n}\right) \\ &= \sum_{i=1}^n \left(\varpi_i - \frac{1}{n}\right)^2 + \frac{1}{n} + 2 \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \varpi_i - \frac{n}{n}\right) \end{aligned}$$

右辺 2 項目は  $\omega_i$  に依存しませんし、第 3 項は 0 となります(式展開において、 $\sum_{i=1}^n \omega_i=1$  に注意)。よって、分散を最小にする  $\omega_i$  は第 1 項目を 0 とする  $1/n$  となります。したがって、平均が最も有効な推定量となります。

<sup>5</sup> ここでは  $n=2$  として、式展開をみていきましょう。

$$\begin{aligned} E\left[\left(\sum_{i=1}^2 \varpi_i (X_i - \mu)\right)^2\right] &= E\left[\left(\varpi_1 (X_1 - \mu) + \varpi_2 (X_2 - \mu)\right)^2\right] \\ &= E\left[\varpi_1^2 (X_1 - \mu)^2 + \varpi_2^2 (X_2 - \mu)^2 + 2\varpi_1 \varpi_2 (X_1 - \mu)(X_2 - \mu)\right] \\ &= \varpi_1^2 E[(X_1 - \mu)^2] + \varpi_2^2 E[(X_2 - \mu)^2] + 2\varpi_1 \varpi_2 E[(X_1 - \mu)(X_2 - \mu)] \\ &= \varpi_1^2 \sigma^2 + \varpi_2^2 \sigma^2 + 2\varpi_1 \varpi_2 \times 0 \\ &= \varpi_1^2 \sigma^2 + \varpi_2^2 \sigma^2 \end{aligned}$$

ここで  $X_1$  と  $X_2$  は独立ですから、共分散は 0 ( $E[(X_1 - \mu)(X_2 - \mu)] = 0$ ) としました。