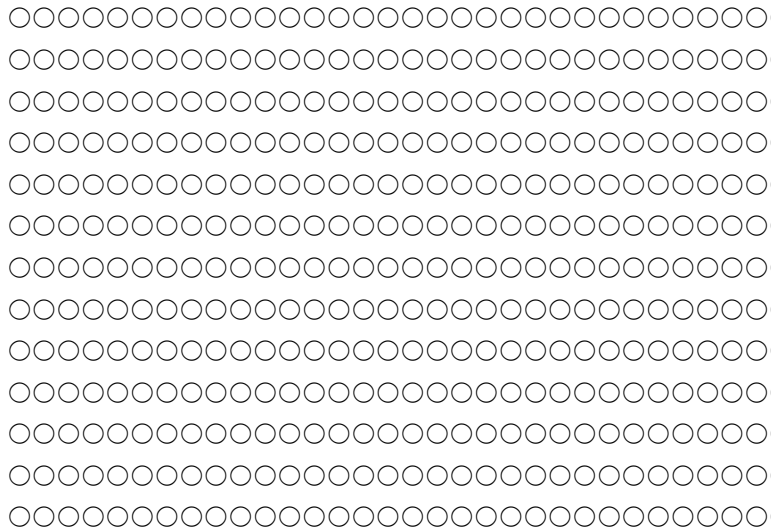


まえがき



● 目次

★問題の頁数のあとのマス目は、自分の理解の度合いを記入しておくのをご祈

まえがき

Chapter 1. 概要

問題 01 [標準] ベイズの定理 (Bayes' Theorem)

問題 02 [やや難] 正規分布 $N(\mu, 1)$ の 2 乗の分布

Tea Time ● 実験の計画が重要である：円周率の推定の場合

2 Chapter.1 概要

問題 01 ベイズの定理 (Bayes' Theorem)

minipage のテスト

有望と思えるガン発見のある検査法が開発された。大病院のガン患者の 97% がこの検査に陽性反応を示し、ガンでない患者の 5% が同じ陽性反応を示したとしよう。病院の患者の 2% がガンにかかっているとするとき、無作為に選んだある患者がこの検査に陽性反応を示したとして、以下の問いに答えよ。

表 1.1 table のテスト

A	B	C
A	B	C
A	B	C

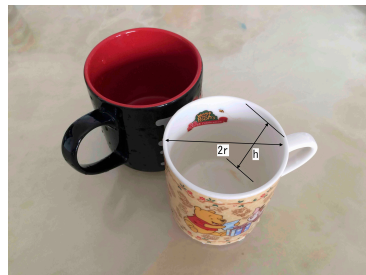


図 1.1 figure のテスト

- (1) 抽出された患者が本当にガンにかかっている確率を求めよ。
- (2) (1) で得られた結果について吟味せよ。

Ω は標本空間で, H_1, H_2, \dots, H_k は Ω の部分集合である。標本空間 Ω は H_1, H_2, \dots, H_k によって素分割されている。すなわち、次が成り立つ。

- (1) $\Omega = H_1 \cup H_2 \cup \dots \cup H_k$ であり,
- (2) H_1, H_2, \dots, H_k は互いに排反である。すなわち, $H_i \cap H_j = \emptyset$ である。

このとき, 任意の事象 A と任意 $i = 1, \dots, k$ に対して, 次が成り立つ。

$$P(H_i|A) = \frac{P(H_i) P(A|H_i)}{\sum_{j=1}^k P(H_j) P(A|H_j)}$$

ベイズの定理は次のように証明される。まず, 事象 A は Ω の部分集合の吸収則により, $A = A \cap \Omega$ となる。条件により, $\Omega = H_1 \cup H_2 \cup \dots \cup H_k$ である。したがって, 集合の分配則により,

$$A = (A \cap H_1) \cup (A \cap H_2) \cup \dots \cup (A \cap H_k)$$

が成り立つ。確率の加法性により, A の確率は

$$P(A) = \sum_{j=1}^k P(A \cap H_j) = \sum_{j=1}^k P(H_j) P(A|H_j)$$

と分解できる。2番目の等号は乗法定理 $P(A \cap B) = P(B) P(A|B)$ による。これは全確率の定理 (law of total probability) として知られる。条件付確率より,

$$P(H_i|A) = \frac{P(A \cap H_i)}{P(A)} = \frac{P(H_i) P(A|H_i)}{P(A)}$$

と書ける。上の式の分母に全確率の定理を適用すれば, ベイズの定理が得られる。

解答

(1) 患者の集団を Ω とし, ガン患者の集団を H_1 , ガンでない患者の集団を H_2 とする。

4 Chapter.1 概要

したがって、全確率は

$$P(A) = P(H_1) P(A|H_1) + P(H_2) P(A|H_2) = 0.02 \times 0.97 + 0.98 \times 0.0$$

となる。ベイズの定理より

$$P(H_1|A) = \frac{P(A|H_1) P(H_1)}{P(A)} = \frac{0.02 \times 0.97}{0.0684} \approx 0.284 = 28.4\%$$

- (2) ベイズの定理における $P(H_i)$ は事前確率 (prior probability) と呼ばれ、これらに基づいて、病気などにおける確率に関する先験的 (prior) 知識を表す。新たに得られたとき、病気になる事後確率 (posterior probability) $P(H_i|A)$ を計算するベイズの定理である。より広い文脈において、 H_i を原因、 A を結果とすると、ベイズの結果が得られたときの原因の確率 $P(H_i|A)$ を更新するための理論として非常に重要な例において、 $P(H_1|A) = 28.4\%$ がそれほど高くないことに意外と感じる。これがむしろ一般的な現象である。もし、 $\Omega = H_1 \cup H_2$ で、 $P(H_1) > 0$ ならば、 $P(H_2) = 1 - P(H_1) \approx 1$ となる。 $P(A) \approx P(A|H_2)$ となることに注意すれば、 $P(H_1|A) \approx 0/P(A|H_2) = 0$ となることが理解できよう。

問題 02 正規分布 $N(\mu, 1)$ の 2 乗の分布

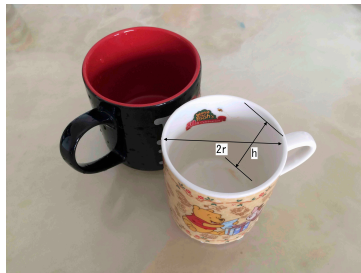


図 1.2 wrapfigure のテスト

湖に野生してる蓮の花がそれ、時折不規則的に水面に水面から 25 センチ突き出ている。をじっと見ていたら、53 センチ離れた水面に触れることに段々た。しかし、離れる距離は目測誤差が伴うことも承知する。は、平均が 0 センチ、標準偏差 1 センチの正規分布に従うとしよ

- (1) 水の深さの期待値は何センチか。
- (2) 水の深さが 40 センチ以上となる確率はいくらか。

$$\begin{aligned}
 F(y) &= \Pr[Y \leq y] = \Pr[X^2 \leq y] \\
 &= \Pr[-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}] \\
 &= \Pr[-\sqrt{y} - \mu \leq X - \mu \leq \sqrt{y} - \mu] \\
 &= 1 - \Phi(-\sqrt{y} - \mu) + \Phi(\sqrt{y} + \mu)
 \end{aligned}$$

となり、 $Y = X^2$ の密度関数 $f(y) = F'(y)$ は次のように書ける。

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} e^{-\frac{1}{2}(y+\mu^2)} \cosh(\mu\sqrt{y}) \quad (y > 0)$$

ただし、 $\cosh x = (e^x + e^{-x})/2$ は双曲線余弦関数である。一方、積率のように計算できる。

$$\begin{aligned}
 M(t) &= \mathbb{E}[e^{tY}] = \mathbb{E}[e^{tX^2}] \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx^2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^2} dx \\
 &= \frac{1}{\sqrt{1-2t}} e^{\frac{t\mu^2}{1-2t}} \quad (t < 1/2)
 \end{aligned}$$

$M(t)$ を t について微分することにより、 Y の 1 次と 2 の積率を求めきる。

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}(Y) &= M'(0) = \mu^2 + 1 \\
 \mathbb{E}(Y^2) &= M''(0) = \mu^4 + 6\mu^2 + 3
 \end{aligned}$$

解答

- (1) 蓮の花の長さは、水面に出ている部分 $a = 25(\text{cm})$ と、水の深さ $Y(\text{cm})$ の和から、蓮の花が水面に触れるときの距離を $W(\text{cm})$ とすると、

$$W = b + \text{誤差} = b + N(0, \sigma^2) = N(b, \sigma^2)$$

となる。ただし、 $b = 53(\text{cm})$ 、 $\sigma = 5(\text{cm})$ である。三平方の定理

6 Chapter.1 概要

となる。(1.5)により、水の深さ Y の期待値は

$$\mathbb{E}(Y) = \frac{\sigma^2}{2a} \mathbb{E}(X^2) = \frac{\sigma^2}{2a} \left(\frac{b^2}{\sigma^2} + 1 \right) = \frac{b^2 + \sigma^2}{2a}$$

となる。具体的数値を代入すると、 $\mathbb{E}(Y) = 56.68(\text{cm})$ となる。測定誤差がなければ、 $\mathbb{E}(Y) = b^2/(2a)$ となる。これが「ハスの問題」¹ として知られている。

(2) 次に、 $Y \geq c = 40(\text{cm})$ の確率を求める。 $\lambda = 2ac/\sigma^2$ とすると、(1.7), (1.3)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[Y \geq c] &= \mathbb{P}[X^2 \geq \lambda] \\ &= \int_{\lambda}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} e^{-\frac{1}{2}(y+\mu^2)} \cosh(\mu\sqrt{y}) dy \\ &= \int_{\lambda}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} e^{-\frac{1}{2}(y+\mu^2)} \frac{e^{\mu\sqrt{y}} + e^{-\mu\sqrt{y}}}{2} dy \\ &= 2 - \Phi\left(\sqrt{\lambda} + \mu\right) - \Phi\left(\sqrt{\lambda} - \mu\right) \\ &= 2 - \Phi\left(\frac{\sqrt{2ac}}{\sigma} + \frac{b}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\sqrt{2ac}}{\sigma} - \frac{b}{\sigma}\right) \\ &= 2 - \Phi\left(\frac{\sqrt{2ac} + b}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\sqrt{2ac} - b}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

ここで、 $\Phi\left[(\sqrt{2ac} + b)/\sigma\right] \approx 1$ に注意すると、

$$\mathbb{P}[Y \geq c] \approx 1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{2ac} - b}{\sigma}\right)$$

となる。具体的数値を代入すると、

$$\mathbb{P}[Y \geq 40] \approx 1 - \Phi(-1.656) \approx 0.95 = 95\%$$

となる。

Tea Time

..... ● 実験の計画が重要である：円周率の

データを要約したら、データを支配する法則を推量したりする方法論の構築が命である。しかし、統計的方法論の選択よりも、まず質の高いデータの取得が重要であることを肝に銘じてほしい。ここで円周率 π を未知の定数として、 π を推定するために実験計画の重要性を考えよう。



図 1.3 同じ高さのマグカップ

110mm、一丁 400g 入れの豆腐容器である。マグカップにある満杯の水を豆腐容器に入れ、水の深さ X (mm) を測る。豆腐容器内の水の体積は

$$V_t = a \times b \times X \quad (\text{mm}^3)$$

であり、これがマグカップの容積 V_c の間接的な測定値と見なせる。

上の議論により、円周率の推定値として

$$\hat{\pi} = \frac{V_t}{hr^2} = \frac{ab}{hr^2} X \quad (1.11)$$

を得る。 X 以外を定数として、 $\hat{\pi}$ の精度を表す標準偏差は

$$\sqrt{V(\hat{\pi})} = \sqrt{\frac{a^2 b^2}{h^2 r^4} V(X)} \propto 1/r^2 \quad (1.12)$$

となり、マグカップの半径の 2 乗に応じて減少する。従って、円周率のよい推定量を得るため、できるだけ大口のマグカップを使うべきであることが分かる。表 1.2 は図 1.3 のを使った実験結果を纏めたものである。大口のカップを使った場合、一桁の精度

半径 r 、高さ h の円柱状のマグカップ

$$V_c = \text{底面積} \times \text{高さ} = (\pi r^2 h)$$

となるので、円周率は

$$\pi = \frac{V_c}{hr^2}$$

となる。しかし、容積 V_c が分からないので、図 1.4 のように間接的に V_c を測る²。

図 1.4 は、横幅 $a = 95\text{mm}$ 、

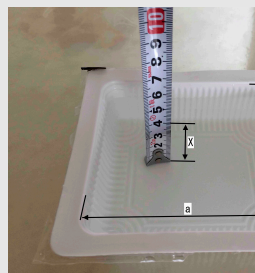


図 1.4 一丁 400g 入れ

TEST 02

年

1 □□□□□□□□□□

2 □□□□□□□□□□