

第 5 回 条件付き確率と事象の独立性 (4.5)

村澤 康友

2025 年 10 月 10 日

今日のポイント

1.  $B$  が起こったという条件の下での  $A$  の条件付き確率は  $P(A|B) := P(A \cap B)/P(B)$ .

2.  $P(A|B) = P(A)$  なら  $A$  と  $B$  は独立という.  $P(A \cap B) = P(A)P(B)$  で定義してもよい.

3. 条件付き確率の定義からベイズの定理が導ける.

注 1.  $B$  を標本空間としたときの  $A \cap B$  の確率.

例 1. つぼの中に  $A$  または  $B$  と書かれた 2 色の玉が以下のように入っている.

種類	個数
$A$ の白玉	2
$A$ の黒玉	1
$B$ の白玉	1
$B$ の黒玉	2
計	6

目次

1	条件付き確率 (p. 81)	1
2	事象の独立性 (p. 83)	2
2.1	2 つの事象 . . . . .	2
2.2	3 つ以上の事象 . . . . .	2
3	ベイズの定理 (p. 84)	2
4	今日のキーワード	4
5	次回までの準備	4

$A$  を取り出す確率は

$$P(A) = \frac{3}{6}$$
$$= \frac{1}{2}$$

白を取り出したという条件の下で, それが  $A$  である条件付き確率は

$$P(A | \text{白}) := \frac{P(A \cap \text{白})}{P(\text{白})}$$
$$= \frac{2/6}{3/6}$$
$$= \frac{2}{3}$$

1 条件付き確率 (p. 81)

ある試行の事象を  $A, B$  とする.

定義 1.  $B$  が起こったという条件の下での  $A$  の条件付き確率は

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

定理 1 (乗法定理).

$$P(A \cap B) = P(A|B)P(B)$$
$$= P(B|A)P(A)$$

ただし  $P(B) > 0$ .

証明. 条件付き確率の定義より明らか. □

## 2 事象の独立性 (p. 83)

### 2.1 2つの事象

**定義 2.**  $P(A|B) = P(A)$  なら  $A$  と  $B$  は独立という.

注 2.  $B$  において  $A \cap B$  が起こる確率と,  $\Omega$  において  $A$  が起こる確率が等しい. そのため  $B$  が起こったという情報が,  $A$  が起こる確率に影響しない.

注 3. 乗法定理より, 以下の3つは同値.

$$\begin{aligned} P(A|B) &= P(A) \\ P(B|A) &= P(B) \\ P(A \cap B) &= P(A)P(B) \end{aligned}$$

**例 2.** つぼの中に  $A$  または  $B$  と書かれた2色の玉が以下のように入っている.

種類	個数
$A$ の白玉	2
$A$ の黒玉	2
$B$ の白玉	2
$B$ の黒玉	2
計	8

$A$  を取り出す確率は

$$\begin{aligned} P(A) &= \frac{4}{8} \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

白を取り出したという条件の下で, それが  $A$  である条件付き確率は

$$\begin{aligned} P(A|白) &:= \frac{P(A \cap 白)}{P(白)} \\ &= \frac{2/8}{4/8} \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

### 2.2 3つ以上の事象

ある試行の事象を  $A, B, C$  とする.

**定義 3.** 以下が成り立つとき  $A, B, C$  は (相互に)

独立という.

$$\begin{aligned} P(A \cap B) &= P(A)P(B) \\ P(B \cap C) &= P(B)P(C) \\ P(A \cap C) &= P(A)P(C) \\ P(A \cap B \cap C) &= P(A)P(B)P(C) \end{aligned}$$

注 4. 4つ以上の事象についても同様に定義する.

## 3 ベイズの定理 (p. 84)

$\Omega$  の分割を  $B_1, \dots, B_n$  とする. すなわち  $B_1, \dots, B_n$  は排反で  $B_1 \cup \dots \cup B_n = \Omega$ .  $B_1, \dots, B_n$  (原因) は異なる確率で事象  $A$  (結果) をもたらす.  $A$  が起こったという条件の下で,  $B_1, \dots, B_n$  の条件付き確率を求める. 以下の確率は分かっている.

- $P(B_i)$ : 各原因の確率
- $P(A|B_i)$ : 各原因の下での  $A$  の条件付き確率

**定義 4.**  $P(B_i)$  を  $B_i$  の事前確率という.

**定義 5.**  $P(B_i|A)$  を  $B_i$  の事後確率という.

**定理 2** (全確率の定理).

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(A|B_i)P(B_i)$$

証明.  $B_1, \dots, B_n$  が排反なら  $A \cap B_1, \dots, A \cap B_n$  も排反. したがって

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A \cap \Omega) \\ &= P(A \cap (B_1 \cup \dots \cup B_n)) \\ &= P((A \cap B_1) \cup \dots \cup (A \cap B_n)) \\ &= P(A \cap B_1) + \dots + P(A \cap B_n) \\ &= P(A|B_1)P(B_1) + \dots + P(A|B_n)P(B_n) \end{aligned}$$

□

**定理 3** (ベイズの定理).

$$P(B_i|A) = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{i=1}^n P(A|B_i)P(B_i)}$$

証明. 乗法定理と全確率の定理より

$$\begin{aligned} P(B_i|A) &:= \frac{P(A \cap B_i)}{P(A)} \\ &= \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{i=1}^n P(A|B_i)P(B_i)} \end{aligned}$$

□

**例 3.** 診断がガンである事象を  $A$ , 実際にガンである事象を  $B$  とする. 以下の確率が分かっている.

$$\begin{aligned} P(B) &= .005 \\ P(A|B) &= .95 \\ P(A^c|B^c) &= .95 \end{aligned}$$

このとき

$$\begin{aligned} P(B|A) &= \frac{P(A|B)P(B)}{P(A|B)P(B) + P(A|B^c)P(B^c)} \\ &= \frac{.95 \cdot .005}{.95 \cdot .005 + .05 \cdot .995} \\ &= \frac{.00475}{.0545} \\ &\approx .0872 \end{aligned}$$

1000 人当たりの頻度で考えると分かりやすい.

**例 4** (モンティ・ホール問題). 3 つのドアの 1 つは「当たり」, 2 つは「はずれ」. 挑戦者が 1 つを選択した後, 司会者は残り 2 つから「はずれ」の方を開けて見せる (どちらも「はずれ」ならどちらかをランダムに選ぶ). ここで挑戦者はドアを変更してもよい. 挑戦者はドアを変更すべきか?

正解は「変更すべき」. 挑戦者がドア  $A$  を選び, 司会者がドア  $B$  を開けたとする. 以下の通り事象を定義する.

- 事象  $A$ : ドア  $A$  が当たり
- 事象  $B$ : ドア  $B$  が当たり
- 事象  $C$ : ドア  $C$  が当たり
- 事象  $b$ : 司会者がドア  $B$  を開ける

このとき

$$\begin{aligned} P(A|b) &:= \frac{P(A \cap b)}{P(b)} \\ &= \frac{P(b|A)P(A)}{P(b|A)P(A) + P(b|B)P(B) + P(b|C)P(C)} \\ &= \frac{(1/2)(1/3)}{(1/2)(1/3) + 0 + 1/3} \\ &= \frac{1}{3} \\ P(C|b) &:= \frac{P(C \cap b)}{P(b)} \\ &= \frac{P(b|C)P(C)}{P(b|A)P(A) + P(b|B)P(B) + P(b|C)P(C)} \\ &= \frac{1/3}{(1/2)(1/3) + 0 + 1/3} \\ &= \frac{2}{3} \end{aligned}$$

したがって  $A$  と  $b$  は独立だが,  $C$  と  $b$  は独立でない.

**例 5** (3 囚人問題). 3 人の囚人  $A, B, C$  がいる. 全員処刑の予定が 1 人だけ恩赦となった. 誰が恩赦か囚人たちはまだ知らない. 結果を知っている看守に対し, 囚人  $A$  が「 $B$  と  $C$  のどちらかは必ず処刑なのだから, 処刑される 1 人の名前を教えても, 私に情報を与えることにはならないだろう. 1 人を教えてくれないか」と頼んだ. 看守は納得して「囚人  $B$  は処刑される」と教えてやった. 囚人  $A$  は自分が恩赦の確率が  $1/2$  になったと喜んだ. 囚人  $A$  の認識は正しいか?

正解は「基本的に間違い」. 以下の通り事象を定義する.

- 事象  $A$ : 囚人  $A$  が恩赦
- 事象  $B$ : 囚人  $B$  が恩赦
- 事象  $C$ : 囚人  $C$  が恩赦
- 事象  $b$ : 看守が「囚人  $B$  は処刑」と言う

このとき

$$\begin{aligned} P(A|b) &:= \frac{P(A \cap b)}{P(b)} \\ &= \frac{P(b|A)P(A)}{P(b|A)P(A) + P(b|B)P(B) + P(b|C)P(C)} \end{aligned}$$

$P(A) = P(B) = P(C) = 1/3$  なら (違うかもしれない)

$$\begin{aligned} P(A|b) &= \frac{P(b|A)(1/3)}{P(b|A)(1/3) + 0 + 1/3} \\ &= \frac{P(b|A)}{P(b|A) + 1} \end{aligned}$$

$P(b|A) = 1/2$  なら (違うかもしれない)

$$\begin{aligned} P(A|b) &= \frac{1/2}{1/2 + 1} \\ &= \frac{1}{3} \end{aligned}$$

したがって (追加的な仮定の下で)  $A$  と  $b$  は独立.

#### 4 今日のキーワード

条件付き確率, 乗法定理, 独立性 (2つの事象, 3つの事象), 事前確率, 事後確率, 全確率の定理, ベイズの定理

#### 5 次回までの準備

**復習** 教科書第4章5節, 復習テスト5

**予習** 教科書第5章1節