第5回 条件付き確率と事象の独立性(4.5)

村澤 康友

2022年10月11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.

目次

5

1	条件付き確率 (p. 81)	1
2.1 2.2	事象の独立性(p. 83) 2 つの事象	1 1 2
3	ベイズの定理(p. 84)	2
4	今日のキーワード	4

1 条件付き確率 (p. 81)

次回までの準備

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

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

ただしP(B) > 0.

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

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

$$P(A| \, \dot{\mathbf{\Pi}}) := \frac{P(A \cap \dot{\mathbf{\Pi}})}{P(\dot{\mathbf{\Pi}})}$$
$$= \frac{2/6}{3/6}$$
$$= \frac{2}{3}$$

定理 1 (乗法定理).

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

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, Ω 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.

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

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

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

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

$$P(A) = \frac{4}{8}$$
$$= \frac{1}{2}$$

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

$$P(A| \, \dot{\mathbf{\Pi}}) := \frac{P(A \cap \dot{\mathbf{\Pi}})}{P(\dot{\mathbf{\Pi}})}$$

$$= \frac{2/8}{4/8}$$

$$= \frac{1}{2}$$

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.

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

$$P(B \cap C) = P(B)P(C)$$

$$P(A \cap C) = P(A)P(C)$$

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

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)

 Ω 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, \ldots, B_n が排反だから $A \cap B_1, \ldots, A \cap B_n$ も排反. したがって

$$P(A) = P(A \cap \Omega)$$

$$= P(A \cap (B_1 \cup \dots \cup B_n))$$

$$= P((A \cap B_1) \cup \dots \cup (A \cap B_n))$$

$$= P(A \cap B_1) + \dots + P(A \cap B_n)$$

$$= P(A|B_1)P(B_1) + \dots + P(A|B_n)P(B_n)$$

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

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

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.

$$P(B) = .005$$

$$P(A|B) = .95$$

$$P(A^{c}|B^{c}) = .95$$

このとき

$$P(B|A) = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A|B)P(B) + P(A|B^c)P(B^c)}$$

$$= \frac{.95 \cdot .005}{.95 \cdot .005 + .05 \cdot .995}$$

$$= \frac{.00475}{.0545}$$

$$\approx .0872$$

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

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

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

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

$$= \frac{P(b|A)P(A)}{P(b|A)P(A) + P(b|B)P(B) + P(b|C)P(C)}$$

P(A) = P(B) = P(C) = 1/3 なら(違うかもしれない)

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

P(b|A) = 1/2 なら(違うかもしれない)

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

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