Introdução à teoria das probabilidades

Probabilidade condicional o Teorema de Bayes

Francisco A. Rodrigues

Universidade de São Paulo

Sejam dois eventos A e B em um mesmo espaço amostral Ω . A probabilidade condicional de A dado que B ocorreu é definida por:

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}, \quad P(B) > 0. \tag{1}$$

É comum também escrevemos $P(A \cap B) = P(A, B)$.

Podemos demonstrar o teorema anterior da seguinte forma. Seja ω um elemento do espaço amostral Ω . Por exemplo, ω pode ser igual ao valor dois, observado na face de um dado, e $\Omega=\{1,2,3,4,5,6\}$. Vamos assumir que o evento $B\in\Omega$ é observado. Assim, podemos ter as seguintes situações:

- 1. $\omega \in B: P(\omega|B) = \alpha P(\omega)$, $\alpha \in \mathbb{R}_+$, pois a informação sobre B pode alterar a probabilidade de ocorrência de ω . Por exemplo, se $\omega = 2$ e B representa a saída de um valor par, então a observação B aumenta a probabilidade de ocorrência de ω , isto é, $P(\omega) = 1/6$ e $P(\omega|B) = 1/3$.
- 2. $\omega \notin B : P(\omega|B) = 0$. Por exemplo, se B representa a saída de um número ímpar e $\omega = 2$, então a saída de B impossibilita a observação de ω .
- 3. $\sum_{\omega \in \Omega} P(\omega|B) = 1$.

Substituindo as duas primeiras relações na terceira, temos

$$\sum_{\omega \in \Omega} P(\omega|B) = 1 \implies 1 = \sum_{\omega \in B} P(\omega|B) + \sum_{\omega \notin B} P(\omega|B).$$

Mas
$$\sum_{\omega \notin B} P(\omega|B) = 0$$
,

$$1 = \sum_{\omega \in B} P(\omega|B) = \alpha \sum_{\omega \in B} P(\omega).$$

Além disso, $\sum_{\omega \in B} P(\omega) = P(B)$. Assim,

$$\alpha = \frac{1}{P(B)}.$$

No entanto, vimos que $P(\omega|B) = \alpha P(\omega)$. Logo,

$$\alpha = \frac{P(\omega|B)}{P(\omega)}.$$

Juntando essas duas equações anteriores, obtemos:

$$P(\omega|B) = \frac{P(\omega)}{P(B)}.$$

Para um evento geral $A \in \Omega$ e $\omega \in B$, podemos escrever:

$$P(A|B) = \sum_{\omega \in A \cap B} P(\omega|B) + \sum_{\omega \notin A \cap B} P(\omega|B).$$

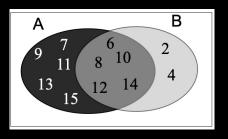
O segundo termo é nulo, pois ω deve pertencer a A e B, simultaneamente, pois afirmamos que $\omega \in B$. Portanto,

$$P(A|B) = \sum_{\omega \in A \cap B} P(\omega|B) = \sum_{\omega \in A \cap B} \frac{P(\omega)}{P(B)} = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}.$$

Assim, provamos o teorema.

Exemplo: Calcule P(A|B) onde:

- $ightharpoonup \Omega = \{1, 2, 3, \dots, 15\},$
- ► A: "sai um valor maior do que 5"
- ► B: "sai um valor par",
- $ightharpoonup A \subset \Omega$ e $B \subset \Omega$.



Solução: Observando os conjuntos, temos que *A* tem dez elementos, enquanto que *B* possui sete:

$$P(A) = \frac{10}{15} = \frac{2}{3}, \quad P(B) = \frac{7}{15}.$$

Além disso,

$$A \cap B = \{6, 8, 10, 12, 14\}.$$

Assim,

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{5/15}{7/15} = \frac{5}{7}.$$

Logo, a ocorrência de B aumenta a probabilidade de observação de A, isto é, P(A|B) > P(A).

Exemplo: Uma empresa possui 100 funcionários. Alguns desses funcionários possuem curso superior (evento A), enquanto que outros, apenas o fundamental (evento B). Alguns são estagiários (evento C), enquanto que outros são efetivos (evento D). A tabela a seguir mostra a distribuição dos funcionários de acordo com essas categorias.

	Α	В	Total
С	40	30	70
D	20	10	30
Total	60	40	100

Um funcionário é selecionado aleatoriamente e verifica-se que é estagiário. Qual é a probabilidade do funcionário ter curso superior?

Solução: Queremos calcular P(A|C):

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

Considerando a tabela com os dados, vemos que $P(A \cap C) = 40/100$, ou seja, essa é a fração de funcionários que possuem curso superior e são estagiários. Além disso, P(C) = 70/100, pois temos 40 estagiários com curso superior e 30 com ensino fundamental. Logo.

$$P(A|C) = \frac{40/100}{70/100} = \frac{4}{7} = 0,571.$$

Assim, dado que escolhemos um estagiário, a probabilidade de que ele tenha cursado o nível superior é igual 57%.

Eventos independentes

Teorema: A e B são eventos independentes se, e somente se,

$$P(A \cap B) = P(A)P(B). \tag{2}$$

Eventos independentes

Exemplo: Suponha que dois dados são lançados. Sejam os eventos:

- ► A : "a soma dos dados é igual a seis".
- ▶ B: "o primeiro dado resultou no valor quatro"...

Esses eventos são independentes?

Eventos independentes

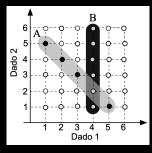
Solução: Na figura são mostrados os evento A e B. Assim,

$$P(A \cap B) = P((4,2)) = \frac{1}{36} = 0,028.$$

O produto das probabilidades associadas a cada evento,

$$P(A) \times P(B) = \frac{5}{36} \times \frac{6}{36} = \frac{30}{1296} = 0,023.$$

Como $P(A \cap B) \neq P(A)P(B)$, então podemos afirmar que A e B não são independentes. De fato, se no primeiro dado saiu o valor 4 (evento B ocorreu) então isso restringe as saídas possíveis para que o evento A seja observado. Logo, a ocorrência do evento B influencia a probabilidade de ocorrência de A.



- O Teorema de Bayes foi proposto pelo reverendo Thomas Bayes (1701-1761), sendo publicado apenas após sua morte, que ocorreu em 1761.
- Bayes afirmou que "Probabilidade é uma opinião metódica e inferência de dados nada mais é do que a revisão de tal opinião com novas informações relevantes".
- Formulação matemática: Pierre Simon, Marquês de Laplace.

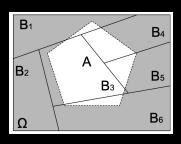


Figura: Bayes e Laplace.

Partição do espaço amostral

Definição: Os eventos B_1, B_2, \ldots, B_n formam uma partição do espaço amostral se:

- \triangleright $B_i \cap B_j = \emptyset$, $i, j = 1, \ldots, n$,
- $\bigvee \cup_{i=1}^n B_i = \Omega,$
- $ightharpoonup P(B_i) \geq 0, \quad i = 1, \ldots, n.$



Partição do espaço amostral

Teorema: Seja A um evento no espaço amostral Ω e seja B_1, \ldots, B_n uma partição amostral de Ω . Podemos escrever A considerando tal partição:

$$A = \cup_{i=1}^n A \cap B_i. \tag{3}$$

Teorema da Probabilidade Total

Teorema: Sejam B_1, B_2, \ldots, B_n uma partição do espaço amostral Ω . Então, qualquer evento $A \in \Omega$ pode ser escrito como:

$$P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(A|B_i)P(B_i).$$
 (4)

Exemplo: Moedas de ouro e prata são colocas em 3 urnas, conforme a tabela a seguir.

Urna	Moedas de ouro	Moedas de prata
Urna I	4	8
Urna II	3	9
Urna III	6	6

Cada urna tem uma probabilidade de ser escolhida:

$$\begin{cases} P(I) = 1/2 \\ P(II) = 1/4 \\ P(III) = 1/4. \end{cases}$$

Qual é a probabilidade de selecionarmos uma moeda de ouro?

Solução: Para resolver esse problema, vamos definir o evento A como "escolhe-se uma moeda de ouro". Para retirar uma moeda de ouro, podemos selecionar qualquer uma das urnas. Ou seja, podemos escrever:

$$P(A) = P(A, I) + P(A, II) + P(A, III),$$

onde P(A, I) representa a probabilidade de escolher uma moeda de ouro e a urna I. Usando probabilidade condicional, temos:

$$P(A) = P(A|I)P(I) + P(A|II)P(II) + P(A|III)P(III).$$

Substituindo os valores, obtemos:

$$P(A) = \frac{4}{12} \times \frac{1}{2} + \frac{3}{12} \times \frac{1}{4} + \frac{6}{12} \times \frac{1}{4} = \frac{17}{48} = 0,35.$$

Ou seja, a probabilidade de escolhermos uma moeda de ouro é igual a 35%, sendo que não indicamos qual das urnas foi a escolhida.

Teorema: Seja B_1, B_2, \ldots, B_n uma partição do espaço amostral Ω e A um evento em Ω . Então

$$P(B_i|A) = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{i=1}^{n} P(A|B_i)P(B_i)}, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$
 (5)

A prova desse teorema considera o teorema da probabilidade total e a probabilidade condicional. Ou seja, escrevemos:

$$P(B_i|A) = \frac{P(A \cap B_i)}{P(B_i)} = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_j P(A|B_j)P(B_j)}.$$

Exemplo: Um laboratório que faz testes sanguíneos apresenta eficácia de 95% na detecção de uma certa doença quando, de fato, a pessoa está doente (verdadeiro positivo). A taxa de falsos positivos, ou seja, quando o teste afirma que o paciente tem a doença, embora seja saudável, é de 2%. Se 0,1% da população realmente tem a doença, qual é a probabilidade de que uma pessoa tenha a doença dado que o teste foi positivo?

Solução: Vamos definir os eventos:

- A: "o paciente tem a doença",
- ▶ *B* : "o teste foi positivo".

Usando as informações do problema, temos:

$$P(B|A) = 0.95$$
; $P(A) = 0.001$; $P(B|A^c) = 0.02$.

Usando o Teorema Bayes:

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

$$= \frac{0,95 \times 0,001}{0,95 \times 0,001 + 0,02 \times 0,999}$$

$$= 0.045.$$

Portanto, a probabilidade de que o paciente realmente esteja doente dado que o teste foi positivo é igual a 4,5%. Notem que mesmo sendo baixa, essa probabilidade é muito maior do que a probabilidade de que uma pessoa qualquer tenha a doença, que é igual a 0,1%. Logo, a positividade do teste fez a probabilidade aumentar 45 vezes.

Exemplo: Suponha que temos três moedas idênticas no formato, mas sendo que a primeira moeda tem duas caras, a segunda tem duas coroas e a terceira é uma moeda justa, com uma cara em uma face e uma coroa na outra. As moedas são misturadas em uma caixa. Se retiramos uma moeda e mostramos uma cara, qual é a probabilidade de que a outra face contenha uma coroa, ou seja, qual a probabilidade de que essa seja a moeda justa?

Solução: Vamos definir os eventos:

CC: "a moeda tem duas caras",

RR: "a moeda tem duas coroas",

CR: "a moeda é justa",

C: "é mostrada uma cara".

Usando o teorema de Bayes, a probabilidade de que a moeda é justa dado que uma cara foi mostrada é calculada por:

$$P(CR|C) = \frac{P(C|CR)P(CR)}{P(C|CR)P(CR) + P(C|CC)P(CC) + P(C|RR)P(RR)}.$$

As probabilidades são dadas por:

$$P(C|CR) = 1/2; \quad P(C|CC) = 1; \quad P(C|RR) = 0.$$

Esta última probabilidade é nula porque não podemos mostrar uma cara se a moeda tem duas coroas. Assim, substituindo os valores, temos:

$$P(CR|C) = \frac{1/2 \times 1/3}{1/2 \times 1/3 + 1 \times 1/3 + 0 \times 1/3} = \frac{1}{3}.$$

Notem que o valor mais intuitivo seria 1/2, pois se uma face da moeda escolhida contém uma cara, então essa moeda só poderia ser a moeda com duas caras ou a moeda justa. No entanto, a informação dada sobre um dos lados da moeda muda o espaço amostral e, portanto, as probabilidades.

Exemplo: Suponha que cinco lâmpadas perfeitas são misturadas com duas lâmpadas defeituosas, que não funcionam. Para encontrar as lâmpadas defeituosas, temos que testar uma a uma, sem substituição. Qual é a probabilidade de encontrarmos as duas lâmpadas defeituosas nos dois primeiros testes?

Solução: Seja o evento D_i : "selecionamos a lâmpada defeituosas no teste i". Assim, queremos calcular $P(D_1 \cap D_2)$, isto é, a probabilidade de que as duas primeiras lâmpadas apareçam nos dois primeiros testes. Usando probabilidade condicional, temos:

$$P(D_2|D_1) = \frac{P(D_1 \cap D_2)}{P(D_1)}.$$

Portanto, como temos sete lâmpadas, sendo duas defeituosas:

$$P(D_1 \cap D_2) = P(D_1)P(D_2|D_1) = \frac{2}{7} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{21}.$$

Notem que $P(D_2|D_1)$ é a probabilidade de selecionarmos a segunda lâmpada defeituosa dado que a primeira foi defeituosa. Portanto, se a primeira foi defeituosa, restou apenas uma lâmpada defeituosa em um total de seis.

Exemplo: Temos duas urnas, I e II. A urna I contém 2 bolas pretas e 3 bolas brancas. A urna II contém uma bola preta e uma bola branca. Uma urna é selecionada ao acaso, com a mesma probabilidade, e uma de suas bolas é escolhida. Dado que uma bola preta foi retirada, qual é a probabilidade de que a urna I foi escolhida?

Solução: A urna I contém duas bolas pretas e três bolas brancas. A urna II contém uma bola preta e uma bola branca. Vamos definir os eventos:

Assim, a probabilidade de escolhermos a urna I dado que uma bola preta foi retirada:

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

mas $P(A) = P(A \cap I) + P(A \cap I^c)$. Dessa forma,

$$P(A) = P(A \cap I) + P(A \cap I^{c})$$

$$= P(A|I)P(I) + P(A|I^{c})P(I^{c})$$

$$= \frac{2}{5} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$$

$$= \frac{1}{5} + \frac{1}{4}$$

$$= \frac{9}{20},$$

pois assumimos $P(I) = P(I^c) = 1/2$.

$$P(I|A) = \frac{P(A|I)P(I)}{P(A)} = \frac{2/5 \times 1/2}{9/20} = \frac{1/5}{9/20} = \frac{4}{9}$$
.

Portanto, a probabilidade de que a urna I foi selecionada dado que retiramos uma bola $_{32/33}$

Sumário

- Probabilidade condicional.
- Lei da probabilidade total.
- ► Teorema de Bayes.