

Aula 2: Probabilidade condicional

Disciplina: PGE950 - Probabilidade
Programa de Pós-graduação em Estatística da UFPE

Prof. Pablo M. Rodriguez
<http://www.pablo-rodriguez.org>



UNIVERSIDADE
FEDERAL
DE PERNAMBUCO

CCEN

CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS
E DA NATUREZA

Conteúdo desta aula

- ▶ Lembrete da aula anterior: fórmula de inclusão-exclusão
- ▶ Probabilidade condicional.
- ▶ Resultados importantes:
 - ▶ Teorema da Multiplicação.
 - ▶ Teorema da Probabilidade Total.
 - ▶ Teorema de Bayes.



Fórmula de inclusão-exclusão

Seja $A_i \in \mathcal{F}$ para $i \in \{1, \dots, n\}$. Então

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) &= \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i \cap A_j) \\ &+ \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(A_i \cap A_j \cap A_k) - \dots \\ &(-1)^{n+1} P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right). \end{aligned}$$

Observação

Eliminando termos obtemos as Desigualdades de Bonferroni. Por exemplo:

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) \leq \sum_{i=1}^n P(A_i) \quad \text{ou} \quad P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) \geq \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i \cap A_j).$$



O problema do pareamento

Suponha que cada uma das n pessoas presentes em uma festa atire seu chapéu para o centro da sala. Os chapéus são misturados e depois cada pessoa seleciona ao acaso um deles. Determine a probabilidade de que nenhuma das pessoas selecione o seu próprio chapéu.

Solução. Considere os eventos

A_i = “a i -ésima pessoa seleciona o seu próprio chapéu”,

para $i \in \{1, \dots, n\}$. Queremos encontrar

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i^c\right) = 1 - P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right).$$



O problema do pareamento

Solução do problema do pareamento. A ideia é usar a fórmula de inclusão-exclusão. Como

$$P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \cdots \cap A_{i_k}) = \frac{(n-k)!}{n!},$$

temos que

$$\sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \cdots < i_k \leq n} P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \cdots \cap A_{i_k}) = \binom{n}{k} \left\{ \frac{(n-k)!}{n!} \right\} = \frac{1}{k!}$$

e assim a probabilidade de interesse é dada por

$$1 - P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=0}^n \frac{(-1)^i}{i!}.$$



Probabilidade condicional: motivação

Experimento: Jogue dois dados equilibrados e observe o número das faces superiores.


Ω	1	2	3	4	5	6
1	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(1,4)	(1,5)	(1,6)
2	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(2,4)	(2,5)	(2,6)
3	(3,1)	(3,2)	(3,3)	(3,4)	(3,5)	(3,6)
4	(4,1)	(4,2)	(4,3)	(4,4)	(4,5)	(4,6)
5	(5,1)	(5,2)	(5,3)	(5,4)	(5,5)	(5,6)
6	(6,1)	(6,2)	(6,3)	(6,4)	(6,5)	(6,6)



Probabilidade condicional: motivação

Experimento: Jogue dois dados equilibrados e observe o número das faces superiores.

Ω	1	2	3	4	5	6
1	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(1,4)	(1,5)	(1,6)
2	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(2,4)	(2,5)	(2,6)
3	(3,1)	(3,2)	(3,3)	(3,4)	(3,5)	(3,6)
4	(4,1)	(4,2)	(4,3)	(4,4)	(4,5)	(4,6)
5	(5,1)	(5,2)	(5,3)	(5,4)	(5,5)	(5,6)
6	(6,1)	(6,2)	(6,3)	(6,4)	(6,5)	(6,6)



A 

Se A = “soma dos números é 5” então $P(A) = 4/36 = 1/9$.



Probabilidade condicional: motivação

Suponha agora que sabe que o evento $B =$ “o menor dos números é o 2” ocorreu. Dada esta informação, o que pode dizer sobre A ?

Ω	1	2	3	4	5	6	
1	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(1,4)	(1,5)	(1,6)	A 
2	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(2,4)	(2,5)	(2,6)	B 
3	(3,1)	(3,2)	(3,3)	(3,4)	(3,5)	(3,6)	
4	(4,1)	(4,2)	(4,3)	(4,4)	(4,5)	(4,6)	
5	(5,1)	(5,2)	(5,3)	(5,4)	(5,5)	(5,6)	
6	(6,1)	(6,2)	(6,3)	(6,4)	(6,5)	(6,6)	

Dado a ocorrência de B a probabilidade de A é $|A \cap B|/|B| = 2/9$.



Probabilidade condicional

Lembrete!

No que segue se considera um espaço de probabilidade (Ω, \mathcal{F}, P) .

Seja $A \in \mathcal{F}$ e $B \in \mathcal{F}$ tal que $P(B) > 0$.

A probabilidade condicional de A dado B é definida por

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



Observação

Seja $B \in \mathcal{F}$ tal que $P(B) > 0$. Se $P_B : \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ é definida por

$$P_B(A) := P(A|B),$$

para todo $A \in \mathcal{F}$ então P_B é uma probabilidade em \mathcal{F} . De fato:

- ▶ Verifique **A1** e **A2** para P_B .
- ▶ **A3** vale pois se $A_n \in \mathcal{F}$, para $n \in \mathbb{N}$, e $A_i \cap A_j = \emptyset$ se $i \neq j$, então

$$P_B \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \right) = \frac{P \left(\left\{ \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \right\} \cap B \right)}{P(B)} = \frac{P \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \{A_n \cap B\} \right)}{P(B)}.$$

Logo

$$P_B \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \right) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{P(A_n \cap B)}{P(B)} = \sum_{n=1}^{\infty} P_B(A_n).$$



Teorema da Multiplicação

Se $A_i \in \mathcal{F}$, para todo $i \in 1, \dots, n$. Então,

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 \cap A_2) \cdots P\left(A_n \mid \bigcap_{i=1}^{n-1} A_i\right).$$

Observação

Para $A, B \in \mathcal{F}$ o teorema diz que $P(A \cap B) = P(A|B)P(B) = P(B|A)P(A)$.

Prova do teorema: Por indução em n . Verificado para $n = 2$, note que

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = P\left(A_n \cap \left\{\bigcap_{i=1}^{n-1} A_i\right\}\right) = P\left(\bigcap_{i=1}^{n-1} A_i\right) P\left(A_n \mid \bigcap_{i=1}^{n-1} A_i\right).$$



O problema do pareamento

No problema do pareamento encontramos que a probabilidade de que nenhuma das n pessoas selecione o próprio chapéu é igual a:

$$\sum_{i=0}^n \frac{(-1)^i}{i!}$$

Determine agora a probabilidade de que exatamente k das n pessoas encontrem seus chapéus.



... *continuação*. Fixamos um conjunto de k pessoas e definimos:

A = “cada uma das k pessoas seleciona seu chapéu”,

B = “nenhuma das $n - k$ pessoas restantes seleciona o seu chapéu”.

Note que $P(A \cap B) = P(A)P(B|A)$. Agora, para $i \in \{1, \dots, k\}$, seja

A_i = “a i -ésima do conjunto de k pessoas seleciona o seu chapéu”.

Então $P(A) = P(A_1)P(A_2|A_1) \cdots P\left(A_k \mid \bigcap_{i=1}^{k-1} A_i\right) = \frac{(n-k)!}{n!}$, e como

$$P(B|A) = \sum_{i=0}^{n-k} \frac{(-1)^i}{i!},$$

então a probabilidade desejada é $\binom{n}{k} P(A \cap B) = \frac{1}{k!} \sum_{i=0}^{n-k} \frac{(-1)^i}{i!}$.



Partição

A sequência de eventos aleatórios $\{A_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ é uma partição de Ω se

$$A_i \cap A_j = \emptyset \text{ se } i \neq j \quad \text{e} \quad \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = \Omega.$$



Teorema da Probabilidade Total

Se $A_i \in \mathcal{F}$, $i \in \mathbb{N}$, e a sequência forma uma partição de Ω , então

$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A|A_i)P(A_i),$$

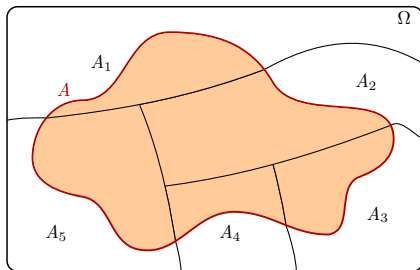
para todo $A \in \mathcal{F}$.

Observação

Para uma partição formada por n eventos aleatórios, o resultado é obtido fazendo $A_i = \emptyset$ para todo $i > n$.



Prova do Teorema da Probabilidade Total:

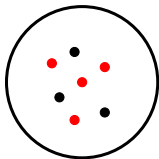


Como $\{A_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ é uma partição de Ω , então $A = \bigcup_{i=1}^{\infty} \{A \cap A_i\}$ e a união é sobre eventos mutuamente exclusivos. Logo,

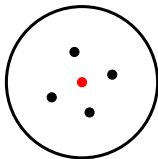
$$P(A) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} \{A \cap A_i\}\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A \cap A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A|A_i)P(A_i).$$

Exemplo 2.1

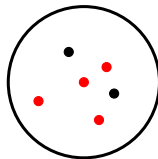
Considere as seguintes urnas contendo bolas vermelhas e pretas:



Urna 1



Urna 2



Urna 3

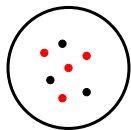
Escolha ao acaso uma urna e, da urna escolhida, retire ao acaso uma bola observando sua cor. Calcule a probabilidade de que seja retirada uma bola vermelha.



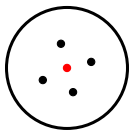
... continuação do Exemplo 2.1. Considere os eventos

$U_i =$ “a urna i é escolhida”, $i \in \{1, 2, 3\}$

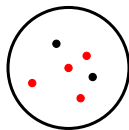
$V =$ “a bola retirada é vermelha”.



Urna 1



Urna 2



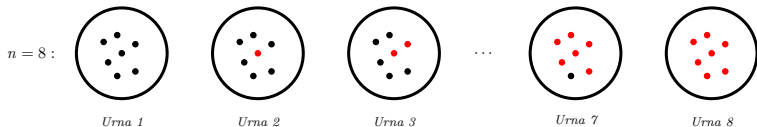
Urna 3

Como U_1, U_2, U_3 são uma partição de Ω temos que:

$$P(V) = \underbrace{P(V|U_1)}_{=4/7} \overbrace{P(U_1)}^{=1/3} + \underbrace{P(V|U_2)}_{=1/5} \overbrace{P(U_2)}^{=1/3} + \underbrace{P(V|U_3)}_{=2/3} \overbrace{P(U_3)}^{=1/3} \approx 0,48.$$

Exemplo 2.2

Considere n urnas sendo que a i -ésima urna contem $i - 1$ bolas vermelhas e $n - i$ bolas pretas, $i \in \{1, \dots, n\}$:

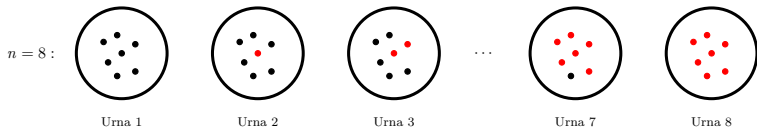


Escolha uma urna ao acaso e, da urna escolhida, retire ao acaso e sem reposição duas bolas. Calcule a probabilidade de que as bolas retiradas sejam de cores diferentes.

... *continuação do Exemplo 2.2.* Considere os eventos

$U_i =$ “a urna i é escolhida”, $i \in \{1, \dots, n\}$

$V_i =$ “a i -ésima bola retirada é vermelha”, $i \in \{1, 2\}$.



- ▶ Note que $P(V_1) = P(V_1^c)$,
- ▶ e que a probabilidade de interesse é dada por $2P(V_1 \cap V_2^c)$.

Mas,

$$P(V_1 \cap V_2^c) = \sum_{i=1}^n P(V_1 \cap V_2^c | U_i) P(U_i).$$

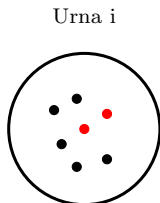


... continuação do Exemplo 2.2.

$$P(V_1 \cap V_2^c) = \sum_{i=1}^n \underbrace{P(V_1 \cap V_2^c | U_i)}_{= 1/n} P(U_i).$$

$$\frac{(i-1)(n-i)}{(n-1)(n-2)} = \leftarrow$$

$$P(V_1 \cap V_2^c) = \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n (i-1)(n-i)$$



$i - 1$ vermelhas
 $n - i$ pretas

- ▶ A probabilidade desejada é $2P(V_1 \cap V_2^c) = 1/3$.



Teorema de Bayes

Se $A_i \in \mathcal{F}$, $i \in \mathbb{N}$, e a sequência forma uma partição de Ω , então para todo $A \in \mathcal{F}$ vale que

$$P(A_i|A) = \frac{P(A|A_i)P(A_i)}{\sum_{i=1}^{\infty} P(A|A_i)P(A_i)},$$

para todo $i \in \mathbb{N}$.

Prova. Note que:

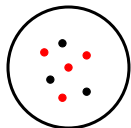
$$P(A_i|A) = \frac{P(A \cap A_i)}{P(A)}$$

aplique T. da Multiplicação!

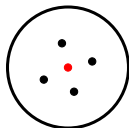
aplique T. da Probabilidade Total!



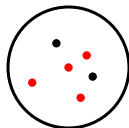
... Voltando ao Exemplo 2.1. Considere as seguintes urnas contendo bolas vermelhas e pretas, escolha ao acaso uma urna e, da urna escolhida, retire ao acaso uma bola observando sua cor.



Urna 1



Urna 2



Urna 3

Dado que uma bola vermelha é retirada, calcule a probabilidade de que a Urna 2 tenha sido a escolhida.

Usando notação de antes e T. de Bayes:

$$P(U_2|V) = \frac{P(V|U_2)P(U_2)}{\sum_{i=1}^3 P(V|U_i)P(U_i)}$$



Bom estudo!



UNIVERSIDADE
FEDERAL
DE PERNAMBUCO

CCEN

CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS
E DA NATUREZA