

Lista 1. Distribuição Condicional Caso Discreto. (sexta 11/09/2020)

Exercício 1. A distribuição conjunta de duas variáveis discretas X, Y é dada pela seguinte esquema: valores de X são 0, 1, 2 e valores de Y são 0 e 1. Sabemos que X dado que $Y = 0$ tem a distribuição binomial $B(2, p)$ (escrevemos isso assim: $X | Y = 0 \sim B(2, p)$) e $X | Y = 1 \sim B(2, 1 - p)$, em que p é algum número em intervalo $(0, 1)$.

1. Supondo que a distribuição marginal do Y é uniforme: $\mathbb{P}(Y = 0) = \mathbb{P}(Y = 1) = 0.5$, preencher a tabela da distribuição conjunta

$Y \setminus X$	0	1	2
0			
1			

2. Achar a distribuição de $Z = 2X + Y$.
3. Achar as distribuições marginais de X e Y . As variáveis X e Y são independentes?
4. Achar a distribuição de $\mathbb{E}(Y | X)$.
5. Achar a distribuição de $\text{Var}(Y | X)$.

Solução:

1. Supondo que a distribuição marginal do Y é uniforme: $\mathbb{P}(Y = 0) = \mathbb{P}(Y = 1) = 0.5$, preencher a tabela da distribuição conjunta.

Usando a fórmula de condicional $\mathbb{P}(X = i, Y = j) = \mathbb{P}(X = i | Y = j)\mathbb{P}(Y = j)$ e utilizando anunciado $X | Y = 0 \sim B(2, p)$ e $X | Y = 1 \sim B(2, 1 - p)$ obtemos:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X = 0, Y = 0) &= \mathbb{P}(X = 0 | Y = 0)\mathbb{P}(Y = 0) = \binom{2}{0}p^0(1-p)^2\frac{1}{2} = (1-p)^2\frac{1}{2} \\ \mathbb{P}(X = 1, Y = 0) &= \mathbb{P}(X = 1 | Y = 0)\mathbb{P}(Y = 0) = \binom{2}{1}p^1(1-p)^1\frac{1}{2} = 2p(1-p)\frac{1}{2} \\ \mathbb{P}(X = 2, Y = 0) &= \mathbb{P}(X = 2 | Y = 0)\mathbb{P}(Y = 0) = \binom{2}{2}p^2(1-p)^0\frac{1}{2} = p^2\frac{1}{2} \\ \mathbb{P}(X = 0, Y = 1) &= \mathbb{P}(X = 0 | Y = 1)\mathbb{P}(Y = 1) = \binom{2}{0}(1-p)^0p^2\frac{1}{2} = p^2\frac{1}{2} \\ \mathbb{P}(X = 1, Y = 1) &= \mathbb{P}(X = 1 | Y = 1)\mathbb{P}(Y = 1) = \binom{2}{1}(1-p)^1p^1\frac{1}{2} = 2(1-p)p\frac{1}{2} \\ \mathbb{P}(X = 2, Y = 1) &= \mathbb{P}(X = 2 | Y = 1)\mathbb{P}(Y = 1) = \binom{2}{2}(1-p)^2p^0\frac{1}{2} = (1-p)^2\frac{1}{2}\end{aligned}$$

Logo,

$Y \setminus X$	0	1	2
0	$(1-p)^2\frac{1}{2}$	$p(1-p)$	$p^2\frac{1}{2}$
1	$p^2\frac{1}{2}$	$(1-p)p$	$(1-p)^2\frac{1}{2}$

2. Achar a distribuição de $Z = 2X + Y$.

Adicionando os valores de Z em selas da tabela (em vermelho)

$Y \setminus X$	0	1	2
0	$\frac{(1-p)^2}{2} \setminus 0$	$p(1-p) \setminus 2$	$\frac{p^2}{2} \setminus 4$
1	$\frac{p^2}{2} \setminus 1$	$(1-p)p \setminus 3$	$\frac{(1-p)^2}{2} \setminus 5$

construimos a tabela da distribuição de Z :

Z	0	1	2	3	4	5
\mathbb{P}	$\frac{(1-p)^2}{2}$	$\frac{p^2}{2}$	$p(1-p)$	$(1-p)p$	$\frac{p^2}{2}$	$\frac{(1-p)^2}{2}$

3. Achar as distribuições marginais de X e Y . As variáveis X e Y são independentes?

A distribuição de Y já é dada em anunciado: $Y \sim B(\frac{1}{2})$ (Bernoulli com probabilidade de sucesso $1/2$). Pela tabela acharemos a distribuição de X :

$Y \setminus X$	0	1	2
0	$\frac{(1-p)^2}{2}$	$p(1-p)$	$\frac{p^2}{2}$
1	$\frac{p^2}{2}$	$(1-p)p$	$\frac{(1-p)^2}{2}$
	$p^2 - p + \frac{1}{2}$	$2p(1-p)$	$p^2 - p + \frac{1}{2}$

logo

X	0	1	2
\mathbb{P}	$p^2 - p + \frac{1}{2}$	$2p(1-p)$	$p^2 - p + \frac{1}{2}$

As variáveis não são independentes: isso vimos pelo anunciado – a distribuição condicional de X muda dependendo do estado de Y . O que também pode ser verificado direto, por exemplo:

$$\frac{(1-p)^2}{2} = \mathbb{P}(X=0, Y=0) \neq \mathbb{P}(X=0)\mathbb{P}(Y=0) = \left(p^2 - p + \frac{1}{2}\right) \frac{1}{2}.$$

4. Achar a distribuição de $\mathbb{E}(Y | X)$.

Sabemos que os valores de Y são 0 e 1. Então a distribuição condicional de Y dado $X = a$ é Bernoulli, com uma probabilidade de sucesso $\mathbb{P}(Y = 1 | X = a)$. Assim, a esperança condicional é igual à $\mathbb{P}(Y = 1 | X = a)$. Logo, os valores de $\mathbb{E}(Y | X)$ são:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Y = 1 | X = 0) &= \frac{\frac{p^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \text{ com probabilidade } \mathbb{P}(X = 0) = p^2 - p + \frac{1}{2} \\ \mathbb{P}(Y = 1 | X = 1) &= \frac{p(1-p)}{2p(1-p)} = \frac{1}{2} \text{ com probabilidade } \mathbb{P}(X = 1) = 2p(1-p) \\ \mathbb{P}(Y = 1 | X = 2) &= \frac{\frac{(1-p)^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \text{ com probabilidade } \mathbb{P}(X = 2) = p^2 - p + \frac{1}{2} \end{aligned}$$

logo

$\mathbb{E}(Y X)$	$\frac{p^2}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{(1-p)^2}{2}$
\mathbb{P}	$p^2 - p + \frac{1}{2}$	$2p(1-p)$	$p^2 - p + \frac{1}{2}$

Observe a fórmula iterativa da esperança, $\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(Y | X))$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\mathbb{E}(Y | X)) &= \frac{\frac{p^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \cdot \left(p^2 - p + \frac{1}{2}\right) + \frac{1}{2} \cdot 2p(1-p) + \frac{\frac{(1-p)^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \cdot \left(p^2 - p + \frac{1}{2}\right) \\ &= \frac{p^2}{2} + p(1-p) + \frac{(1-p)^2}{2} = \frac{1}{2} = \mathbb{E}(Y) \end{aligned}$$

5. Achar a distribuição de $\text{Var}(Y | X)$.

Com o mesmo raciocínio como do item anterior, logo escrevemos os valores com respectivas probabilidades:

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y | X = 0) &= \mathbb{P}(Y = 1 | X = 0)\mathbb{P}(Y = 0 | X = 0) = \frac{\frac{p^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \cdot \frac{\frac{(1-p)^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \text{ com probabilidade } \mathbb{P}(X = 0) = p^2 - p + \frac{1}{2} \\ \text{Var}(Y | X = 1) &= \mathbb{P}(Y = 1 | X = 1)\mathbb{P}(Y = 0 | X = 1) = p(1-p) \cdot (1-p)p = p^2(1-p)^2 \text{ com probabilidade } \mathbb{P}(X = 1) = 2p(1-p) \\ \text{Var}(Y | X = 2) &= \mathbb{P}(Y = 1 | X = 2)\mathbb{P}(Y = 0 | X = 2) = \frac{\frac{(1-p)^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \cdot \frac{\frac{p^2}{2}}{p^2 - p + \frac{1}{2}} \text{ com probabilidade } \mathbb{P}(X = 2) = p^2 - p + \frac{1}{2} \end{aligned}$$

ou em forma de tabela

$$\frac{\mathbb{V}ar(Y \mid X)}{\mathbb{P}} \left| \begin{array}{c} \frac{(1-p)^2 p^2}{(p^2 - p + \frac{1}{2})^2} \\ 2(p^2 - p + \frac{1}{2}) \end{array} \right| \frac{p^2(1-p)^2}{2p(1-p)}$$

□

Exercício 2. X_1, X_2 têm distribuição geométrica com parâmetro p e $1-p$ respectivamente, $X_1 \sim Geom(p)$, $X_2 \sim Geom(1-p)$. X_1, X_2 são variáveis aleatórias independentes. Achar distribuição $\mathbb{P}(X_1 = k \mid X_1 + X_2 = n)$ e esperança $\mathbb{E}(X_1 = k \mid X_1 + X_2 = n)$.

Solução: Escolhemos, como a distribuição geométrica seguinte distribuição $\mathbb{P}(Y = n) = (1-p)^{n-1}p$ para $n = 1, 2, 3, \dots$ (número de tentativas até o primeiro sucesso). Logo

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_1 = k \mid X_1 + X_2 = n) &= \frac{\mathbb{P}(X_1 = k)\mathbb{P}(X_2 = n-k)}{\mathbb{P}(X_1 + X_2 = n)} = \frac{(1-p)^{k-1}p \cdot p^{n-k-1}(1-p)}{\sum_{k=1}^{n-1}(1-p)^{k-1}p \cdot p^{n-k-1}(1-p)} \\ &= \frac{(1-p)^k p^{n-k}}{\sum_{r=1}^{n-1}(1-p)^r p^{n-r}} = \frac{(1-p)^k p^{n-k}}{p^n \sum_{r=1}^{n-1}(\frac{1-p}{p})^r} = \frac{(1-p)^k p^{n-k}}{\frac{p(1-p)}{2p-1}(p^{n-1} - (1-p)^{n-1})} = \frac{(2p-1)(1-p)^{k-1}p^{n-k-1}}{p^{n-1} - (1-p)^{n-1}} \end{aligned}$$

onde $k = 1, 2, \dots, n-1$ e $n \geq 2$ e usamos a fórmula

$$\sum_{k=1}^{n-1} x^k = x \frac{1-x^{n-1}}{1-x}.$$

Logo, pela definição da esperança, temos

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_1 \mid X_1 + X_2 = n) &= \sum_{k=1}^{n-1} k \frac{(2p-1)(1-p)^{k-1}p^{n-k-1}}{p^{n-1} - (1-p)^{n-1}} = \frac{(2p-1)}{p^{n-1} - (1-p)^{n-1}} \sum_{k=1}^{n-1} k(1-p)^{k-1}p^{n-k-1} \\ &= \frac{\frac{2p-1}{p}}{1 - (\frac{1-p}{p})^{n-1}} \sum_{k=1}^{n-1} k \left(\frac{1-p}{p}\right)^{k-1} = \frac{1 - \frac{1-p}{p}}{1 - (\frac{1-p}{p})^{n-1}} \frac{d}{dx} \left(\sum_{k=1}^{n-1} x^k \right) \Big|_{x=\frac{1-p}{p}} \end{aligned}$$

agora

$$\frac{d}{dx} \left(\sum_{k=1}^{n-1} x^k \right) = \frac{d}{dx} \left(\frac{x - x^n}{1-x} \right) = \frac{1 - nx^{n-1} + (n-1)x^n}{(1-x)^2},$$

obtemos

$$\mathbb{E}(X_1 \mid X_1 + X_2 = n) = \frac{1-x}{1-x^{n-1}} \cdot \frac{1 - nx^{n-1} + (n-1)x^n}{(1-x)^2} \Big|_{x=\frac{1-p}{p}} = \frac{1 - nx^{n-1} + (n-1)x^n}{(1-x)(1-x^{n-1})} \Big|_{x=\frac{1-p}{p}}$$

□

Exercício 3. X_1, X_2 têm distribuição uniforme. X_1 é uniforme em conjunto $\{0, 1, \dots, n\}$, quando X_2 possua valores $\{0, 1, \dots, m\}$. Supomos, por exemplo, que $n < m$. Usando a fórmula condicional ($\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X \mid Y))$) achar a probabilidade $\mathbb{P}(X_1 < X_2)$. (Dica: usar seguinte representação para a probabilidade $\mathbb{P}(X_1 < X_2) = \mathbb{E}(\mathbb{I}_{(X_1 < X_2)})$, em que $\mathbb{I}_{(X_1 < X_2)}$ indicador do evento $(X_1 < X_2)$: $\mathbb{I}_{(X_1 < X_2)} = 1$, se $X_1 < X_2$, e $\mathbb{I}_{(X_1 < X_2)} = 0$ caso contrário)

Solução:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_1 < X_2) &= \sum_{k=0}^m \mathbb{P}(X_1 < X_2 \mid X_2 = k) \mathbb{P}(X_2 = k) \\ &= \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(X_1 < X_2 \mid X_2 = k) \mathbb{P}(X_2 = k) + \sum_{k=n+1}^m \mathbb{P}(X_1 < X_2 \mid X_2 = k) \mathbb{P}(X_2 = k) \\ &= \frac{1}{m+1} \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(X_1 < X_2 \mid X_2 = k) + \sum_{k=n+1}^m 1 \cdot \frac{1}{m+1} = \frac{1}{m+1} \left(\frac{1}{n+1} + \frac{2}{n+1} + \dots + \frac{n-1}{n+1} \right) + \frac{m-n}{m+1} \\ &= \frac{1}{(m+1)(n+1)} \frac{(n-1)n}{2} + \frac{m-n}{m+1} = \frac{2m(n-1) - n(n-3)}{2(m+1)(n+1)} \end{aligned}$$

onde usamos a fórmula

$$1 + 2 + \dots + n = \frac{n(n+1)}{2}.$$

□

Exercício 4. A distribuição conjunta de $X, Y \in \{0, 1, \dots, n\}$ é dada pela fórmula

$$p(x, y) = \begin{cases} 0, & \text{se } x < y \\ a, & \text{se } x \geq y \end{cases}$$

1. achar a
2. X, Y são variáveis independentes?
3. qual é a distribuição de $\mathbb{E}(X | Y)$?

Solução: Aqui melhor escrever as probabilidades como a matrix $(p(x, y))_{x,y=0,1,\dots,n}$.

1. achar a

$$\sum_{x=0}^n \sum_{y=0}^n p(x, y) = \sum_{x=0}^n \sum_{y=0}^n a \mathbb{I}_{(x \geq y)} = \sum_{x=0}^n a(x+1) = a \frac{(n+1)(n+2)}{2} = 1 \implies a = \frac{2}{(n+1)(n+2)}.$$

2. X, Y são variáveis independentes?

Não são independentes: por exemplo $0 = \mathbb{P}(X = 0, Y = 1) \neq \mathbb{P}(X = 0)\mathbb{P}(Y = 1) = a \cdot na \neq 0$

3. qual é a distribuição de $\mathbb{E}(X | Y)$?

Observe, que $X | Y = y$ tem distribuição uniforme em $\{y, y+1, \dots, n\}$, e o valor médio $\mathbb{E}(X | Y = y) = \frac{y+n}{2}$. Logo, a v.a. $\mathbb{E}(X | Y)$ tem valores

$$\mathbb{E}(X | Y = y) = \frac{y+n}{2} \text{ com probabilidade } \mathbb{P}(Y = y) = \frac{(n+1-y)a}{(n+1)} = \frac{n+1-y}{n+1},$$

onde $y = 0, 1, \dots, n$.

□

Referências

- [1] S.M.Ross *Introduction to probability models*. Ninth Edition, Elsevier, 2007.