## Probabilidade 2 - ME310 - Lista 2

## September 14, 2015

## Lembrando:

- 1. Estatística de ordem, pg 328 Ross:  $f_{x_j}(x) = \frac{n!}{(n-j)!(j-1)!} \cdot F(x)^{j-1} \cdot (1-F(x))^{n-j} \cdot f(x)$
- 2. Distribuição de probabilidade conjunta de funções de variáveis aleatórias, pg. 330 Ross:  $f_{Y_1,Y_1}(y_1,y_2)=f_{X_1,X_1}(x_1,x_2)\cdot |\mathbf{J}(x_1,x_2)|^{-1}$
- 3. Covariância:  $Cov(X,Y) = \mathbf{E}((X \mathbf{E}(X)) \cdot (Y \mathbf{E}(Y))) = \mathbf{E}(X \cdot Y) \mathbf{E}(X) \cdot \mathbf{E}(Y)$
- 4. Variância:  $Var(X) = \mathbf{E}((X \mathbf{E}(X))^2) = \mathbf{E}(X^2) \mathbf{E}(X)^2$

1. Uma máquina funciona enquanto pelo menos 3 das 5 turbinas funcionam. Se cada turbina funciona um tempo aleatório com densidade  $x \cdot e^{-x}$ , x > 0, independentemente das outras, calcule a distribuição de tempo de funcionamento da máquina. Dica: estatísticas de ordem.

Resp. 1)

da equação 1, sabemos que  $f_{x_j}(x) = \frac{n!}{(n-j)!(j-1)!} \cdot F(x)^{j-1} \cdot (1-F(x))^{n-j} \cdot f(x)$ , se três turbinas funcionam então o avião funciona, como  $x_1 < x_2 < x_3 < x_4 < x_5$ , basta calcularmos a probabilidade da turbina  $x_3$  estar funcionando (se ela não estiver, o avião não estará).

estiver, o aviao nao estara). para isso, temos 
$$n=5, j=3$$
 
$$f_{X_3}(T) = \frac{5!}{2!2!} \cdot F_X(T)^2 \cdot (1-F_X(T))^2 \cdot f(T) = 30 \cdot (1-(1+T)e^{-T})^2 \cdot ((1+T)e^{-T})^2 \cdot T \cdot e^{-T}$$

2. Considere uma amostra de tamanho 5 da distribuição Uniforme(0,1). Ache a probabilidade de que a mediana está no intervalo  $(\frac{1}{4}, \frac{3}{4})$ .

Resp. 2)

De novo, usamos estatística de ordem.

Nesse caso, temos que lembrar que a mediana amostral é o elemento x+1 em uma amostra de  $2 \cdot x + 1$  elementos, nesse caso x = 2, então temos que calcular a distribuição do terceiro elemento:

$$f_{x_3}(x) = \frac{5!}{(5-3)!(3-1)!} \cdot F(x)^{3-1} \cdot (1-F(x))^{5-3} \cdot f(x) = 30 \cdot x^2 \cdot (1-x)^2 \cdot \mathbf{I}_{x \in (0,1)}$$

Usando a equação 1 temos: 
$$f_{x_3}(x) = \frac{5!}{(5-3)!(3-1)!} \cdot F(x)^{3-1} \cdot (1-F(x))^{5-3} \cdot f(x) = 30 \cdot x^2 \cdot (1-x)^2 \cdot \mathbf{I}_{x \in (0,1)}$$
 Para calcular a probabilidade de estar no intervalo  $(\frac{1}{4}, \frac{3}{4})$  fazemos: 
$$P(\frac{1}{4} \le X_3 \le \frac{3}{4}) = \int_{1/4}^{3/4} 30 \cdot x^2 \cdot (1-x)^2 dx = \int_{1/4}^{3/4} 30 \cdot (x^2 - 2 \cdot x^3 + x^4) dx = 30 \cdot (\frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{2} + \frac{x^5}{5})|_{x=1/4}^{x=3/4} = 0,0265$$

3. A densidade conjunta das v.a. X e Y é dada por f(x,y) = $\frac{1}{x^2 \cdot y^2} \cdot \mathbf{I}_{\{x \geq 1, y \geq 1\}}$ . Calcule a densidade conjunta das variáveis U = XY $e\ V = X/Y$ .

Resp. 3)

$$f_{U,V}(U,V) = f_{X,Y}(x,y) \cdot |\mathbf{J}(x,y)|^{-1}$$

• 
$$\mathbf{J}(x,y) = \begin{vmatrix} y & x \\ 1/y & -x/y^2 \end{vmatrix} = -\frac{x}{y} - \frac{x}{y} = -2 \cdot \frac{x}{y}$$

• 
$$f_{U,V}(U,V) = \frac{\frac{1}{x^2 \cdot y^2} \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{\left| -2 \cdot \frac{x}{y} \right|} = \frac{\frac{1}{x^2 \cdot y^2} \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{2 \cdot \frac{x}{y}} = \frac{y}{2x} \cdot \frac{1}{x^2 y^2} \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}} = \frac{1}{2VU^2} \cdot \mathbf{I}_{\{U \ge 1, V > 0\}}$$

4. Sejam X e Y v.a. i.i.d. Uniformes(0,1). Calcule a densidade conjunta de

a) 
$$U = X + Y$$
,  $V = X/Y$ 

Resp. a)  $f_X(a) = f_Y(a) = 1 \cdot \mathbf{I}_{\{a \in (0,1)\}}$ 

• 
$$\mathbf{J}(x,y) = \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1/y & -x/y^2 \end{vmatrix} = -\frac{x}{y^2} - \frac{1}{y}$$

• 
$$f_{U,V}(u,v) = \frac{1 \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{\left| -\frac{x}{y^2} - \frac{1}{y} \right|} = \frac{1 \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{\frac{x}{y^2} + \frac{1}{y}} = \frac{1 \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{\frac{x+y}{y^2}} = \frac{(\frac{u}{1+v})^2 \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{u} = \frac{u \cdot \mathbf{I}_{\{2 \ge u \ge 0, v > 0\}}}{(1+v)^2}$$

b) 
$$U = X, V = X/Y$$
.

• 
$$\mathbf{J}(x,y) = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 1/y & -x/y^2 \end{vmatrix} = -\frac{x}{y^2}$$

• 
$$f_{U,V}(u,v) = \frac{1 \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{\left| -\frac{x}{y^2} \right|} = \frac{1 \cdot \mathbf{I}_{\{x \ge 1, y \ge 1\}}}{\frac{x}{y^2}} = \frac{u}{v^2} \cdot \mathbf{I}_{\{u \ge 0, v > 0\}}$$

5. Sejam X e Y v.a. independentes Uniformes(0,1). Mostre que para qualquer  $\alpha > 0$ :  $\mathbf{E}(|X - Y|^{\alpha}) = \frac{2}{(\alpha + 1)(\alpha + 2)}$ 

Resp. 5)

Resp. 5) 
$$\mathbf{E}(|X-Y|^{\alpha}) = \int \int_{x \in (0,1), y \in (0,1)} |x-y|^{\alpha} dx dy = \int \int_{x < y} (y-x)^{\alpha} dx dy + \int \int_{x > y} (x-y)^{\alpha} dx dy = \int_{0}^{1} \int_{0}^{y} (y-x)^{\alpha} dx dy + \int_{0}^{1} \int_{0}^{x} (x-y)^{\alpha} dy dx = \int_{0}^{1} (-1) \cdot \frac{(y-x)^{\alpha+1}}{\alpha+1} \Big|_{x=0}^{x=y} dy + \int_{0}^{1} (-1) \cdot \frac{(x-y)^{\alpha+1}}{\alpha+1} \Big|_{y=0}^{y=x} dx = \int_{0}^{1} \frac{y^{\alpha+1}}{\alpha+1} dy + \int_{0}^{1} \frac{x^{\alpha+1}}{\alpha+1} dx = \frac{2}{(\alpha+1)(\alpha+2)}$$

- 6) N bolas (numeradas de 1 até N) são distribuídas em N urnas (também numeradas de 1 até N) de forma que para cada i a bola i vai para uma das urnas 1, . . . , i com probabilidade 1/i (independentemente das outras bolas). Calcule
- a) o número esperado das urnas vazias

Resp. a)

Seja  $P(X_j=i)=\frac{1}{i}$  a probabilidade da j-ésima bola cair em uma urna específica i, então a probabilidade da j-ésima bola não cair na urna i é  $P(X_j \neq i) = 1 - \frac{1}{i}$ .

Considere o evento  $Y_i = \begin{cases} 1 & se\,urna\,i\,est\'a\,vazia \\ 0 & caso\,contr\'ario \end{cases}$ , e considere o evento  $U = \begin{cases} 1 & se\,urna\,i\,est\'a\,vazia \\ 0 & caso\,contr\'ario \end{cases}$ 

$$\sum_{i=1}^{i=N}Y_i$$
, "quantidade de urnas vazias" 
$$\mathbf{E}(Y_i)=P(Urna_i=0)=P(X_1\neq i,X_2\neq i,X_3\neq i,X_4\neq i,\ldots)=\prod_{j=i}^{j=N}(1-\frac{1}{j})$$

$$\mathbf{E}(U) = \mathbf{E}(\sum_{i=1}^{i=N} Y_i) = \sum_{i=1}^{i=N} \mathbf{E}(Y_i) = \sum_{i=1}^{i=N} \prod_{j=i}^{j=N} (1 - \frac{1}{j})$$

b) a probabilidade de que nenhuma urna está vázia.

Resp. b)

Observe que para que isso ocorra, cada bola deve estar em exatamente uma urna.

Mas para que isso ocorra, a i-ésima bola deve estar na urna i, pois a bola 1 só pode estar na urna 1, com isso, a bola 2 que poderia estar na urna 1 ou na urna 2 fica restrita apenas à urna 2, assim por diante. Logo:

$$P(X_N = N, X_{N-1} = N - 1, ..., X_1 = 1) = \prod_{j=1}^{j=N} (\frac{1}{j})$$

7) Se 
$$\mathbf{E}(X) = 1$$
 e  $Var(X) = 2$ , calcule  $\mathbf{E}((2+X)^2)$  e  $Var(1+3X)$  Resp. a)

• 
$$Var(X) = 2 = \mathbf{E}(X^2) - \mathbf{E}(X)^2 \implies \mathbf{E}(X^2) = \mathbf{E}(X)^2 + 2 = 3$$

• 
$$\mathbf{E}((2+X)^2) = \mathbf{E}(4+4X+X^2) = \mathbf{E}(4) + 24E(X) + \mathbf{E}(X^2)$$

Logo 
$$\mathbf{E}((2+X)^2) = 4 + 4 \cdot 1 + 3 = 11$$

Resp. b)

Logo 
$$Var(1+3X) = \mathbf{E}((1+3X)^2) - \mathbf{E}((1+3X))^2 = \mathbf{E}(1+6X+9X^2) - \mathbf{E}(1+3X)^2 = \mathbf{E}(1) + 6\mathbf{E}(X) + 9\mathbf{E}(X^2) - \mathbf{E}(1+3X)^2 = 34 - (\mathbf{E}(1)+3\mathbf{E}(X)) \cdot (\mathbf{E}(1)+3\mathbf{E}(X)) = 34 - (1+3\cdot1)\cdot(1+3\cdot1) = 18$$

8) Dois dados são lançados. Seja X a soma dos resultados, e Y a diferença (mas não o valor absoluto da diferença) entre os resultados no primeiro e no segundo dados. Calcule Cov(X, Y).

Resp. 8)

- $Cov(X, Y) = \mathbf{E}((X \mathbf{E}(X)) \cdot (Y \mathbf{E}(Y)))$
- $A \sim U(1,6)$ , discreta
- $B \sim U(1,6)$ , discreta
- $\bullet X = A + B$
- $\bullet \ Y = A B$

Com isso: 
$$Cov(X,Y) = \mathbf{E}((A+B-\mathbf{E}(A+B)) \cdot (A-B-\mathbf{E}(A-B))) = \mathbf{E}((A+B) \cdot (A-B) - (A+B) \cdot 0 - 7 \cdot (A-B) + 7 \cdot 0) = \mathbf{E}((A^2-B^2-7 \cdot (A-B))) = \mathbf{E}(A^2) - \mathbf{E}(B^2) = 0$$

9) A densidade conjunta das v.a. X e Y é dada por  $f(x,y)=\frac{1}{y}\cdot e^{-(y+\frac{x}{y})}\cdot \mathbf{I}_{\{x>0,y>0\}}$  . Calcule Cov(X, Y ).

Resp. 9)

- $Cov(X,Y) = \mathbf{E}(X \cdot Y) \mathbf{E}(X) \cdot \mathbf{E}(Y)$
- $\mathbf{E}(X \cdot Y) = \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{xy}{y} \cdot e^{-(y + \frac{x}{y})} dx dy = \int_0^\infty \int_0^\infty x \cdot e^{-(y + \frac{x}{y})} dx dy = \int_0^\infty (-(\frac{x + y}{y}) \cdot e^{-\frac{x + y^2}{y}}|_{x = 0}^{x = \infty}) dy = \int_0^\infty e^{-y} dy = 1$
- $\mathbf{E}(X) = \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{x}{y} \cdot e^{-(y+\frac{x}{y})} dx dy = \int_0^\infty (-(x+y) \cdot e^{-\frac{x+y^2}{y}}|_{x=0}^{x=\infty}) dy = \int_0^\infty (-y) \cdot e^{-y} dy = 0$
- Como  $\mathbf{E}(Y) < \infty$ , então nem precisamos calculá-lo, pois  $\mathbf{E}(X) \cdot \mathbf{E}(Y) = 0 \cdot \mathbf{E}(Y) = 0$ , com isso a solução é Cov(X,Y) = 1 0 = 1
- 10) Seja  $X \sim U(-\pi, \pi)$ , e considere v.a. Y = sen(X), Z = cos(X).
- a) As v.a. Y, Z são independentes?

Resp. a)

• Não, observe que dado Y, podemos calcular X (X = arcsen(Y)) e dado X podemos determinar Z, logo dado Y podemos determinar Z (Z depende de Y).O mesmo raciocínio vale para Y em função de Z

- b) Calcule  $\mathbf{E}(Y)$
- \*) Aqui eu não estou usando a média do jeito usual com densidade da variável, estou fazendo a média de seno em torno do círculo trigonométrico,  $2 \cdot \pi$  é a área do círculo e a integral é a soma dos valores possiveis. Se fosse feito usando a definição formal de esperança e a densidade de y, o resultado seria o mesmo Resp. b)

• 
$$\mathbf{E}(Y) = \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1}{2\pi} \cdot sen(x) dx = -\frac{1}{2\pi} \cdot cos(x)|_{x=-\pi}^{x=\pi} = \frac{-(-1) - (-(-1))}{2 \cdot \pi} = 0$$

- c) Calcule  $\mathbf{E}(Z)$
- \*) Aqui eu não estou usando a média do jeito usualcom densidade da variável, estou fazendo a média de cosseno em torno do círculo trigonométrico,  $2 \cdot \pi$  é a área do círculo e a integral é a soma dos valores possiveis. Se fosse feito usando a definição formal de esperança e a densidade de z, o resultado seria o mesmo Resp. c)

• 
$$\mathbf{E}(Z) = \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1}{2\pi} \cdot \cos(x) dx = -\frac{1}{2\pi} \cdot \sin(x)|_{x=-\pi}^{x=\pi} = 0 - 0 = 0$$

- d) Cov(Y, Z)
- \*) Aqui eu não estou usando a média do jeito usualcom densidade conjunta, estou fazendo a média de  $Seno(x) \cdot Cosseno(x)$  em torno do círculo trigonométrico,  $2 \cdot \pi$  é a área do círculo e a integral é a soma dos valores possiveis. Observe que nesse caso, não teríamos como calcular a esperança do jeito usual, pois não temos a densidade conjunta de Y,Z e elas não são independentes.

• 
$$E(YZ) = \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1}{2\pi \cdot} \cdot sen(x) \cdot cos(x) dx = -\frac{1}{2} \cdot cos(x)^2 |_{x=-\pi}^{x=\pi} = 0$$

• 
$$Cov(Y, Z) = \mathbf{E}(XY) - \mathbf{E}(X) \cdot \mathbf{E}(Z) = 0 - 0 \cdot 0 = 0$$

Conclusão, elas são variáveis dependentes com Covariância 0.

Este solucionário foi feito para a disciplina ME310 - 2Sem 2012. Caso encontre algum erro, por favor peça alteração informando o erro em nosso grupo de discussão:

https://groups.google.com/forum/?fromgroups#!forum/me310-2s-2012 ou diretamente no repositório do github:

https://github.com/eric-lopes/Probabilidade2

Bons estudos, Eric.