Probabilidade II

Lista 2a

1.

Suponha que fe gsejam densidade nesse intervalo $a \leq x \leq b$

Para f + g ser densidade, f + g tem que ser positivo e com integral no suporte igual a 1:

a)

Verifique que f + g não é uma densidade nesse intervalo.

$$\int_{a}^{b} f(x) + g(x)dx = \int_{a}^{b} f(x)dx + \int_{a}^{b} g(x)dx = 1 + 1 = 2$$

 $\int\limits_{a}^{b}f(x)+g(x)dx\neq 1,\ f+g$ não é densidade.

b)

Verifique que, para todo número β , $0 < \beta < 1$, $\beta f(x) + (1 - \beta)g(x)$ é uma densidade nesse intervalo.

$$\beta f(x) + (1-\beta)g(x) \geq 0, \text{ para } 0 < \beta < 1$$

$$\int\limits_a^b \beta f(x) + (1-\beta)g(x)dx = \beta \int\limits_a^b f(x)dx + (1-\beta)\int\limits_a^b g(x)dx = \beta + (1-\beta) = 1$$

Então $\beta f(x) + (1 - \beta)g(x)$ é densidade

Um componente eletrônico, de marca 'A', tem duração de vida que segue uma distribuição exponencial com vida média de 100 horas e um custo unitário de R\$10,00. A marca "B", desse componente eletrôico, tem uma vida média de 200 horas e um custo de R\$15,00. Considere também a incidêcia de um custo adicional de R\$8,00 se o componente durar menos de 200 horas, qualquer que seja a marca. Pergunta: Qual a marca mais econômica?

 $A \sim \mathrm{Exp}\left(\lambda = \frac{1}{100}\right)$ com custo de R\$10,00 e $B \sim \mathrm{Exp}\left(\lambda = \frac{1}{200}\right)$ com custo de R\$15,00. Para levar em consideração o custo adicional de R\$8,00, calcule a probabilidade do componente durar menos de 200 horas:

A função de distribuição acumulada de uma variável exponencial é dada por: $1-e^{-\lambda x}$

$$\begin{split} P(A<200) &= F_A(200) = 1 - e^{-\frac{1}{100}200} = 1 - e^{-2} = 0.865 \\ P(B<200) &= F_B(200) = 1 - e^{-\frac{1}{200}200} = 1 - e^{-1} = 0.632 \end{split}$$

O custo total do componente eletrônico será o custo unitário + custo adicional \times probabilidade de ocorrer o custo adicional:

$$C_A = 10 + 8 \times 0.865 = 16.917$$

 $C_B = 15 + 8 \times 0.632 = 20.057$

A marca com melhor custo-benefício sera aquela que custa menos por unidade de tempo:

$$C_A/h = 16.917/100 = 0.169 \text{ R\$}$$
 por hora
 $C_B/h = 20.057/200 = 0.1 \text{ R\$}$ por hora

Então a marca A é a mais barata e a marca B tem melhor custo-benefício, pois é 7 centavos por hora mais barata que a marca A.

Seja X a duração de vida de uma válvula eletrônica e admita que X possa ser representada por uma variável aleatória contínua, com densidade $f(x)=be^{-bx}, x\geq 0$. Seja $p_j=\mathrm{P}(j\leq X< j+1)$. Verifique que p_j é da forma $(1-a)a^j$ e determine a.

Note que X é uma variável aleatória exponencial e sua distribuição acumulada é dada por: $F(x)=1-e^{-\lambda x}.$

$$\begin{split} \mathbf{P}(j \leq X < j+1) &= \mathbf{P}(X < j+1) - \mathbf{P}(X \leq j) \\ &= F(j+1) - F(j) \\ &= 1 - e^{-b(j+1)} - (1 - e^{-bj}) \\ &= e^{-bj} - e^{-b(j+1)} \end{split}$$

Multiplique $e^{-bj} - e^{-b(j+1)}$ por $e^{bj}e^{-bj} = 1$:

$$\begin{split} \mathrm{P}(j \leq X < j+1) &= e^{-bj} - e^{-b(j+1)} \\ &= (e^{-bj} - e^{-b(j+1)}) e^{bj} e^{-bj} \\ &= (1 - e^{-b}) e^{-bj} \end{split}$$

Comparando $(1 - e^{-b})e^{-bj}$ com $(1 - a)a^j$ vemos que $a = e^{-b}$:

4.

Suponha que o diâmetro X de um cabo elétrico é uma variável aleatória com f.d.p. $f(x) = 6x(1-x), \ 0 \le x \le 1.$

a)

Verifique que essa expressão é realmente uma densidade.

$$6x(1-x) \geq 0 \text{ para todo } 0 \leq x \leq 1$$

$$\int\limits_0^1 6x(1-x)dx = \int\limits_0^1 6x - 6x^2 dx = (3x^2 - 2x^3)\Big|_0^1 = 3 - 2 = 1$$

f(x) é densidade.

b)

Obtenha uma expressão para a função de distribuição de X.

$$F(x) = \int_{0}^{x} f(t)dt = \int_{0}^{x} 6t(1-t)dt = (3t^{2} - 2t^{3})\Big|_{0}^{x} = 3x^{2} - 2x^{3}$$

c)

Calcule $P(X \le 1/2 \mid 1/3 < X < 2/3)$.

$$\mathbf{P}\big(X \leq 1/2 \; \big| \; 1/3 < X < 2/3\big) = \frac{\mathbf{P}([X \leq 1/2] \cap [1/3 < X < 2/3])}{\mathbf{P}(1/3 < X < 2/3)} =$$

Fazendo a interseção desses dois conjuntos temos que $[X \le 1/2] \cap [1/3 < X < 2/3] = [1/3 < X \le 1/2]$

$$\frac{\mathrm{P}(1/3 < X \le 1/2)}{\mathrm{P}(1/3 < X < 2/3)} = \frac{F(1/2) - F(1/3)}{F(2/3) - F(1/3)} = \\ \frac{(3/4 - 1/4) - (1/3 - 2/27)}{(4/3 - 16/27) - (1/3 - 2/27)} = \frac{1/2 - 7/27}{20/27 - 7/27} = \frac{13/54}{26/54} = \frac{13}{26} = \frac{1}{2}$$

Seja a variável aleatória X com função de distribuição:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{se} & x \le 0\\ \frac{x}{4} [1 + \log(4/x)], & \text{se} & 0 < x \le 4\\ 1, & \text{se} & x > 4 \end{cases}$$

Obtenha a densidade de X.

f(x) = F'(x), portanto, para $x \leq 0$ e
 $x > 4, \ f(x) = 0.$ E para $0 < x \leq 4$:

$$\begin{split} f(x) &= F'(x) \\ &= \frac{d}{dx} \frac{x}{4} [1 + \log(4/x)] \\ &= \frac{d}{dx} \left(\frac{x}{4} + \frac{x}{4} \log(4/x) \right) \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{4} \log(4/x) + \frac{x}{4} \left(\frac{1}{\frac{4}{x}} \right) \left(-\frac{4}{x^2} \right) \\ &= \frac{1}{4} + \frac{\log(4/x)}{4} - \frac{1}{4} \\ &= \frac{\log(4/x)}{4} \end{split}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\log(4/x)}{4}, & \text{se } 0 < x \le 4 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

6.

Supondo que a expectativa de vida, em anos, seja uma variável aleatória com distribuição $X \sim \text{Exp}(1/60)$:

a)

Determine, para um indivíduo escolhido ao acaso, a probabilidade de viver pelo menos até os 70 anos.

$$P(X \ge 70) = 1 - P(X \le 70) = 1 - F(70) = 1 - (1 - e^{-\frac{1}{60}70}) = e^{-\frac{7}{6}} = 0.311$$

b)

Determine, para um indivíduo escolhido ao acaso, a probabilidade de morrer antes dos 70, sabendo-se que o indivíduo acabou de completar 50 anos.

Use a falta de memória da distribuição exponencial: P(X > s + t | X > s) = P(X < t)

$$\begin{split} \mathrm{P}(X < 70 | X \ge 50) &= 1 - \mathrm{P}(X \ge 70 | X \ge 50) \\ &= 1 - \mathrm{P}(X > 20) \\ &= \mathrm{P}(X < 20) \\ &= F(20) \\ &= 1 - (1 - e^{-\frac{1}{60}20}) \\ &= e^{-\frac{1}{3}} \\ &= 0.717 \end{split}$$

Calcule a idade mínima tal que a chance de um indivíduo continuar vivo após essa idade seja de 50%.

$$0.5 = P(X > x)$$

$$= 1 - P(X < x)$$

$$= 1 - F(x)$$

$$= 1 - (1 - e^{-\frac{1}{60}x})$$

$$= e^{-\frac{x}{60}}$$

$$\log(0.5) = -\frac{x}{60}$$

$$-60 \log(0.5) = x$$

$$60 \log(2) = x$$

$$x = 41.589$$

Seguindo essa distribuição, apenas 50% dos indivíduos vivierão após os 42 anos.

7.

Uma fábrica utiliza dois métodos para a produção de lâmpadas: 70% delas são produzidas pelo método A e o resto pelo método B. A duração em horas das lâmpadas tem distribuição exponencial com parâmetro 1/80 ou 1/100, conforme se utilize o método A ou o B. Em um grupo de 10 lâmpadas selecionadas ao acaso, qual a probabilidade de que 6 delas durem pelo menos 90 horas?

Calcule a probabilidade de que cada tipo de lâmpada dure pelo menos 90 horas:

$$\begin{split} P(A \geq 90) &= 1 - P(A < 90) = 1 - F_A(90) = 1 - (1 - e^{-\frac{1}{80}90}) = e^{-\frac{9}{8}} \\ P(B > 90) &= 1 - P(B < 90) = 1 - F_B(90) = 1 - (1 - e^{-\frac{1}{100}90}) = e^{-\frac{9}{10}} \end{split}$$

Agora a probabilidade de que uma lâmpada selecionada ao acaso dure pelo menos 90 horas:

$$P(X \ge 90) = P(A)P(A \ge 90) + P(B)P(B \ge 90) = \frac{7}{10}e^{-\frac{9}{8}} + \frac{3}{10}e^{-\frac{9}{10}} = 0.349$$

E use a distribuição Binomial para obter a probabilidade de que entre 10 lâmpadas, 6 durem pelo menos 90 horas:

$$Y \sim \text{Bin}(n = 10, \ p = 0.349), \ P(Y = 6) = \binom{10}{6} \ 0.349^6 \ 0.651^4 = 0.068$$

8.

Sendo $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2), \ \mu > 0$, avalie as probabilidades abaixo em função de $\Phi(z)$ ou numericamente, se possível:

Lembre que $P(X < a) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{a - \mu}{\sigma}\right) = P\left(Z < \frac{a - \mu}{\sigma}\right) = \Phi(\frac{a - \mu}{\sigma}).$

a)

 $P(|X| < \mu)$.

$$\begin{split} \mathbf{P}(|X|<\mu) &= \mathbf{P}(-\mu < X < \mu) \\ &= \mathbf{P}(X<\mu) - P(X<-\mu) \\ &= \mathbf{P}\Big(Z<\frac{\mu-\mu}{\sigma}\Big) - \mathbf{P}\Big(Z<\frac{-\mu-\mu}{\sigma}\Big) \\ &= \mathbf{P}(Z<0) - \mathbf{P}\Big(Z<\frac{-2\mu}{\sigma}\Big) \\ &= \Phi(0) - \Phi\left(\frac{-2\mu}{\sigma}\right) \\ &= \frac{1}{2} - \Phi\left(\frac{-2\mu}{\sigma}\right) \end{split}$$

b)

 $\mathrm{P}(|X-\mu|>0).$

Note que $|X-\mu|$ é sempre positivo, então:

$$P(|X - \mu| > 0) = P(|X - \mu| \neq 0) = 1$$

c)

 $\mathrm{P}(X-\mu<-\sigma).$

$$\mathrm{P}(X-\mu<-\sigma)=\mathrm{P}\Big(\frac{X-\mu}{\sigma}<-1\Big)=\mathrm{P}(Z<-1)=\Phi(-1)$$

d)

$$P(\sigma < |X - \mu| < 2\sigma).$$

$$\mathbf{P}(\sigma < |X - \mu| < 2\sigma) = \mathbf{P}\bigg(1 < \frac{|X - \mu|}{\sigma} < 2\bigg) = \mathbf{P}\bigg(1 < \left|\frac{X - \mu}{\sigma}\right| < 2\bigg) =$$

$$\begin{split} \mathbf{P}(1<|Z|<2) &= \mathbf{P}(|Z|<2) - \mathbf{P}(|Z|<1) \\ &= \mathbf{P}(-2< Z<2) - \mathbf{P}(-1< Z<1) \\ &= \mathbf{P}(Z<2) - \mathbf{P}(Z<-2) - (\mathbf{P}(Z<1) - \mathbf{P}(Z<-1)) \\ &= \Phi(2) - \Phi(-2) - \Phi(1) + \Phi(-1) \\ &= \Phi(2) - (1 - \Phi(2)) - \Phi(1) + (1 - \Phi(1)) \\ &= 2\Phi(2) - 1 - 2\Phi(1) + 1 \\ &= 2(\Phi(2) - \Phi(1)) \end{split}$$

9.

Suponha que X seja uniformemente distribuída sobre $[-\alpha, \alpha]$, com $\alpha > 0$. Determine α de modo que as seguintes relações sejam satisfeitas:

Lembre que para
$$X \sim \text{Unif}(-\alpha, \ \alpha), \ F(x) = \frac{x - (-\alpha)}{\alpha - (-\alpha)} = \frac{x + \alpha}{2\alpha}.$$

a)

$$\mathrm{P}(X>1)=1/3.$$

$$1/3 = P(X > 1)$$

$$2/3 = P(X < 1)$$

$$2/3 = F(1)$$

$$2/3 = \frac{1+\alpha}{2\alpha}$$

$$4\alpha = 3 + 3\alpha$$

$$\alpha = 3$$

$$P(X > 1) = 1/2.$$

$$1/2 = P(X > 1)$$

$$1/2 = P(X < 1)$$

$$1/2 = F(1)$$

$$1/2 = \frac{1+\alpha}{2\alpha}$$

$$2\alpha = 2 + 2\alpha$$

$$\alpha = 1 + \alpha$$

Não existe soluções para α .

c)

$$\mathrm{P}(|X|<1)=\mathrm{P}(|X|>1).$$

$$\begin{split} \mathsf{P}(|X| < 1) &= \mathsf{P}(-1 < X < 1) \\ &= \mathsf{P}(X < 1) - \mathsf{P}(X < -1) \\ &= F(1) - F(-1) \\ &= \frac{1 + \alpha}{2\alpha} - \frac{-1 + \alpha}{2\alpha} \\ &= \frac{2}{2\alpha} \\ &= \frac{1}{\alpha} \end{split} \qquad \begin{split} \mathsf{P}(|X| > 1) &= \mathsf{P}(X > 1) + \mathsf{P}(X < -1) \\ &= 1 - \mathsf{P}(X < 1) + \mathsf{P}(X < -1) \\ &= 1 - F(1) + F(-1) \\ &= 1 - \frac{1 + \alpha}{2\alpha} + \frac{-1 + \alpha}{2\alpha} \\ &= \frac{2\alpha - 2}{2\alpha} \\ &= \frac{\alpha - 1}{\alpha} \\ &= 1 - \frac{1}{\alpha} \end{split}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(|X|<1) &= \mathbf{P}(|X|>1) \\ \frac{1}{\alpha} &= 1 - \frac{1}{\alpha} \\ \frac{2}{\alpha} &= 1 \\ \alpha &= 2 \end{aligned}$$

Uma fábrica de lâmpadas oferece uma garantia de troca se a duração da lâmpada for inferior à 60 horas. A duração das lâmpadas é uma variável aleatória contínua X exponencialmente distribuída com função de densidade dada por:

$$f(x) = \left\{ \begin{array}{ll} \frac{1}{5000} e^{-\frac{1}{5000}x}, & \text{se } x \geq 0; \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{array} \right.$$

Determine quantas lâmpadas são trocadas por conta da garantia para cada 1000 lâmpadas fabricadas.

$$X \sim \text{Exp}(\lambda = \frac{1}{5000}), \ F(x) = 1 - e^{-\frac{1}{5000}x}.$$

Primeiramente, a probabilidade da duração da lâmpada ser inferior à 60 horas:

$$P(X < 60) = F(60) = 1 - e^{-\frac{1}{5000}60} = 1 - e^{-\frac{3}{250}} = 0.011928$$

E para 1000 lâmpadas, em média 11.928 delas podem ser trocadas pela garantia.

11.

Suponha que X tenha distribuição $N(\mu, \sigma^2)$. Determine c como uma função de μ e σ tal que $P(X \le c) = 2P(X > c)$.

$$\begin{split} \mathrm{P}(X \leq c) &= 2\mathrm{P}(X > c) \\ \mathrm{P}(X \leq c) &= 2 - 2\mathrm{P}(X < c) \\ \mathrm{P}(X \leq c) &= 2/3 \\ \mathrm{P}\Big(Z \leq \frac{c - \mu}{\sigma}\Big) &= 2/3 \\ \Phi\left(\frac{c - \mu}{\sigma}\right) &= 2/3 \\ \frac{c - \mu}{\sigma} &= \Phi^{-1}(2/3) \\ c &= \sigma\Phi^{-1}(2/3) + \mu \end{split}$$

Verifique que se $X \sim \mathcal{N}(\mu, \ \sigma^2)$ e Y = aX + b, então, $Y \sim \mathcal{N}(a\mu + b, \ a^2\sigma^2)$.

Por função de variável aleatória:

$$\begin{split} F_Y(y) &= \mathbf{P}(Y \leq y) = \mathbf{P}(aX + b \leq y) = \mathbf{P}\bigg(X \leq \frac{y-b}{a}\bigg) = F_X\left(\frac{y-b}{a}\right) \\ f_Y(y) &= F_Y'(y) = F_X'\left(\frac{y-b}{a}\right) = f_X\left(\frac{y-b}{a}\right)\frac{1}{a} = \end{split}$$

$$\frac{1}{a} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{\frac{y-b}{a} - \mu}{\sigma}\right)^2\right\} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}(a\sigma)} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{y - (a\mu + b)}{(a\sigma)}\right)^2\right\} dx$$

Portanto, $Y \sim N(a\mu + b, \ a^2\sigma^2)$

Pela experança e variância de Y:

$$\begin{aligned} & \mathrm{E}\left[x\right] = \mu \\ & \mathrm{Var}\left[X\right] = \sigma^2 \end{aligned} \qquad \begin{aligned} & \mathrm{E}\left[Y\right] = \mathrm{E}\left[aX + b\right] = a\mathrm{E}\left[X\right] + b = a\mu + b \\ & \mathrm{Var}\left[Y\right] = \mathrm{Var}\left[aX + b\right] = a^2\mathrm{Var}\left[X\right] = a^2\sigma^2 \end{aligned}$$

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

 $Y \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$