Teoria da Probabilidade, Resumo da A2

jãopredo e artu 21/05/2025

Contents

1.	Variàveis Aleatòrias Continuas	. 2
	1.1. Definições	. 2
	1.2. Propriedades da CDF e PDF	. 2
	1.3. LOTUS (Law of The Unconscious Statistician)	. 3
	1.4. Variância e Esperança	. 3
	1.5. Propriedades da Esperança e Variância	. 3
2.	Distribuições Contínuas	. 3
	2.1. Distribuição Uniforme	. 3
	2.1.1. Esperança	. 4
	2.1.2. Variância	. 4
	2.2. Distribuição Exponencial	. 4
	2.2.1. Esperança	. 5
	2.2.2. Variância	. 5
	2.3. Distribuição Gamma	. 6
	2.4. Distribuição Normal	
	2.5. Taxa de Falhas	. 6
3.	Variáveis Aleatórias Contínuas Bidimensionais	. 6
	3.1. Função de Densidade Conjunta	. 6
	3.2. Distribuições Marginais e Condicionais	
	3.3. Covariância e Correlação	
	3.4. Mudança de Variáveis Contínuas	. 6
4.	Soluções de Exercícios de Testes Anteriores	. 6
	4.1. Teste 2022	. 6
	4.2. Teste 2021	. 6

1. Variáveis Aleatórias Contínuas

1.1. Definições

Definimos aqui o necessário sobre variáveis aleatórias contínuas para a compreensão dos conteúdos do teste:

Definição 1.1.1: (V.A Contínua)

Uma v.a $X:\Omega \to \mathbb{R}$ é dita contínua se e somente se sua CDF F_X for derivável

Definição 1.1.2: (Função de Distribuição - CDF)

A função de distribuição de uma v.a contínua X é dada por:

$$F_X(\varphi) = P(X \le \varphi) \tag{1}$$

Definição 1.1.3: (Função de Densidade - PDF)

Calculamos a densidade de probabilidade calculando a probabilidade de X estar num intervalo, e dividimos pelo tamanho do intervalo:

$$\frac{P(X \in I = [\psi, \psi + \varepsilon])}{\|I\| = \varepsilon} = \frac{P(\psi \le X \le \psi + \varepsilon)}{\varepsilon} = \frac{F_X(\psi + \varepsilon) - F_X(\psi)}{\varepsilon}$$
(2)

Tomando o limite quando $\varepsilon \to 0$, obtemos a função de densidade de probabilidade PDF no ponto ψ :

$$\lim_{\varepsilon \to 0} \frac{F_X(\psi + \varepsilon) - F_X(\psi)}{\varepsilon} = F_X'(\psi) = f_X(\psi) \tag{3}$$

É importante notar que a PDF não é uma probabilidade, mas sim uma densidade de probabilidade. Veja:

$$P(X \in I) = P(a \le X \le b) = F_X(b) - F_X(a) \tag{4}$$

Usamos a PDF e o teorema fundamental do cálculo para calcular a probabilidade de X estar em um intervalo I = [a, b]:

$$P(X \in I) = F_X(b) - F_X(a) = \int_a^b f_X(\varphi) d\varphi \tag{5}$$

Logo a a integral definida da PDF é de fato uma probabilidade.

1.2. Propriedades da CDF e PDF

Dada uma v.a contínua X com PDF f_X e CDF F_X , é intuitivo que com $\varphi \to \infty$, $P(X \le \varphi) = F_X(\varphi) \to 1$, e analogamente com $\varphi \to -\infty$, $P(X \le \varphi) = F_X(\varphi) \to 0$. Então enunciamos as seguintes propriedades:

Propriedade 1.2.1.:

$$\lim_{\varphi \to \infty} F_X(\varphi) = 1$$

$$\lim_{\varphi \to -\infty} F_X(\varphi) = 0$$
(6)

Logo, $F_X(\varphi)$ é uma função crescente, e $F_X(\varphi) \in [0,1].$

Propriedade 1.2.2.:

$$F_X(\varphi) = \int_{-\infty}^{\varphi} f_X(\psi) d\psi$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(\psi) d\psi = 1$$
(7)

Propriedade 1.2.3.: Seja X uma v.a contínua com PDF f_X e CDF F_X , tome $h:\mathbb{R}\to\mathbb{R}$ crescente e Y=g(X) com PDF e CDF f_Y,F_Y , respectivamente. Então:

$$f_Y(y) = \frac{f_X(\varphi)}{h'(\varphi)} \tag{8}$$

 $\operatorname{Com} \varphi = h^{-1}(y)$

1.3. LOTUS (Law of The Unconscious Statistician)

Se X é uma v.a contínua com PDF $f_X(\varphi)$ e $g:\mathbb{R} \to \mathbb{R}$ é contínua, então a esperança de Y=g(X) é dada por:

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} g(\varphi) f_X(\varphi) d\varphi \tag{9}$$

1.4. Variância e Esperança

Definição 1.4.1: (Esperança)

Dada uma v.a contínua X com PDF $f_X(\varphi)$, a esperança de X é dada por:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi f_X(\varphi) d\varphi \tag{10}$$

Definição 1.4.2: (Variância, Desvio-Padrão)

A variância de uma v.a contínua X com PDF $f_X(\varphi)$ e esperança $\mu = E(X)$ é dada por:

$$V(X) = E[\left(X - E(X)^2\right] = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\varphi - \mu\right]^2 f_X(\varphi) d\varphi \tag{11}$$

O desvio padrão é:

$$\sigma(X) = \sqrt{V(X)} \tag{12}$$

1.5. Propriedades da Esperança e Variância

Dadas v.a's contínuas X,Y com PDF $f_X(\varphi),f_Y(\varphi)$ e $a,b\in\mathbb{R},$ temos:

Propriedade 1.5.1.:

$$E(aX + b) = aE(X) + b$$

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y)$$

$$V(aX + b) = a^{2}V(X)$$

$$(13)$$

E caso X, Y sejam independentes:

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

$$V(X+Y) = V(X) + V(Y)$$
(14)

Propriedade 1.5.2.: Podemos calcular a variância de X usando a esperança:

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 (15)$$

2. Distribuições Contínuas

2.1. Distribuição Uniforme

Uma v.a contínua X tem distribuição uniforme no intervalo [a,b] se sua PDF for da forma:

$$f_X(\varphi) = \begin{cases} 0, \text{ se } \varphi < a \\ \frac{1}{b-a}, \text{ se } a \le \varphi \le b \end{cases}$$
 (16)

Desta forma sua CDF é:

$$F_X(\varphi) = \begin{cases} 0, \text{ se } \varphi < a \\ \frac{\varphi - a}{b - a}, \text{ se } a \le \varphi \le b \\ 1, \text{ se } \varphi > b \end{cases}$$
 (17)

O seguinte teorema é extremamente importante:

Teorema 2.1.1: (Universalidade da Uniforme)

Se X é uma v.a contínua com PDF f_X e CDF F_X , então $Y=F_X(X)$ é uma uniforme em [0,1], ou seja: $Y\sim U[0,1]$

Demonstração:

$$F_{Y}(y) = P(Y \le y) = P(F_{X}(X) \le y) = P(X \le F_{Y}^{-1}(y)) = F_{Y}(F_{Y}^{-1}(y)) = y$$
(18)

Logo Y é uma uniforme em [0, 1].

2.1.1. Esperança

Com $X \sim U[a, b]$, temos

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi f_X(\varphi) d\varphi = \int_a^b \varphi \left(\frac{1}{b-a}\right) d\varphi = \frac{a+b}{2}$$
 (19)

2.1.2. Variância

Com $X \sim U[a, b]$, temos:

$$\begin{split} E(X^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \varphi^2 f_X(\varphi) d\varphi = \int_a^b \varphi^2 \left(\frac{1}{b-a}\right) d\varphi = \left(\frac{1}{b-a}\right) \int_a^b \varphi^2 d\varphi \\ &= \left(\frac{1}{b-a}\right) \left[\frac{\varphi^3}{3}\right]_a^b = \left(\frac{1}{b-a}\right) \left[\frac{b^3 - a^3}{3}\right] = \frac{b^2 + ab + a^2}{3} \end{split} \tag{20}$$

E a variância fica:

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \frac{b^2 + ab + a^2}{3} - \left(\frac{a+b}{2}\right)^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$$
 (21)

2.2. Distribuição Exponencial

Uma v.a contínua X tem distribuição exponencial se sua PDF for da forma:

$$f_X(\varphi) = \begin{cases} 0, \text{ se } \varphi < 0\\ \lambda e^{-\lambda \varphi}, \text{ se } \varphi \ge 0 \end{cases}$$
 (22)

 $\lambda>0$ é o parâmetro da distribuição. A CDF é dada por:

$$F_X(\varphi) = \begin{cases} 0, \text{ se } \varphi < 0 \\ 1 - e^{-\lambda \varphi}, \text{ se } \varphi \ge 0 \end{cases}$$
 (23)

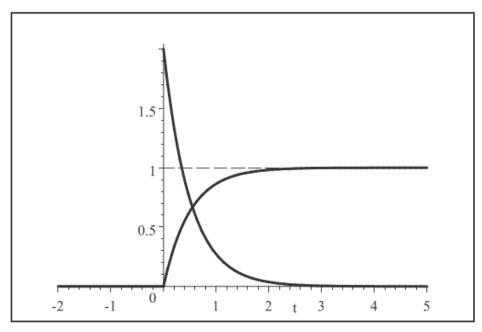


Figure 1: PDF e CDF Da Exponencial com $\lambda=2$

Isto também é útil:

Proposição 2.2.1.: Se $X \sim \text{Expo}(\lambda), Y = aX$, então $Y \sim \text{Expo}(\frac{\lambda}{a})$

Demonstração: Pela Propriedade 1.2.3., temos:

$$f_Y(y) = \frac{f_X(\varphi)}{h'(\varphi)}$$

$$h'(\varphi) = a$$

$$\varphi = h^{-1}(y) = \frac{y}{a}$$
(24)

Então:

$$\begin{split} f_Y(y) &= \frac{\lambda e^{-\lambda \left(\frac{y}{a}\right)}}{a} = \left(\frac{\lambda}{a}\right) e^{-\lambda \left(\frac{y}{a}\right)} \\ F_Y(y) &= 1 - e^{-\lambda \left(\frac{y}{a}\right)} \end{split} \tag{25}$$

O que conclui a prova.

Corolário 2.1.1.1: Se $X \sim \text{Expo}(\lambda)$, então $\lambda X \sim \text{Expo}(1)$

2.2.1. Esperança

 $\operatorname{Com} X \sim \operatorname{Expo}(\lambda)$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi f_X(\varphi) d\varphi = \int_{0}^{\infty} \varphi \lambda e^{-\lambda \varphi} d\varphi = \frac{1}{\lambda}$$
 (26)

2.2.2. Variância

Com $X \sim \text{Expo}(\lambda)$, temos:

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi^2 f_X(\varphi) d\varphi = \int_{0}^{\infty} \varphi^2 \lambda e^{-\lambda \varphi} d\varphi = \frac{2}{\lambda^2}$$
 (27)

E a variância fica:

$$V(X) = E(X^{2}) - E(X)^{2} = \frac{2}{\lambda^{2}} - \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{2} = \frac{1}{\lambda^{2}}$$
 (28)

- 2.3. Distribuição Gamma
- 2.4. Distribuição Normal
- 2.5. Taxa de Falhas
- 3. Variáveis Aleatórias Contínuas Bidimensionais
- 3.1. Função de Densidade Conjunta
- 3.2. Distribuições Marginais e Condicionais
- 3.3. Covariância e Correlação
- 3.4. Mudança de Variáveis Contínuas
- 4. Soluções de Exercícios de Testes Anteriores
- 4.1. Teste 2022
- 4.2. Teste 2021