# Introdução à teoria das probabilidades

# Modelos probabilísticos contínuos

Francisco A. Rodrigues

Universidade de São Paulo

Uma variável aleatória contínua X segue uma distribuição uniforme se sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a,b] \\ 0, & x \notin [a,b]. \end{cases}$$
 (1)

Seja X uma variável aleatória uniformemente distribuída em [a, b]. Então,

$$E[X] = \frac{a+b}{2},\tag{2}$$

$$V(X) = \frac{(b-a)^2}{12}. (3)$$

Para demonstrarmos esse teorema, temos:

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{a}^{b} \frac{x}{b-a} dx = \frac{x^2}{2(b-a)} \bigg|_{b}^{b} = \frac{a+b}{2}.$$

No caso da variância:

$$V(X) = E[X^{2}] - E[X]^{2}$$

$$= \int_{a}^{b} x^{2} \left(\frac{1}{b-a}\right) dx - \left(\frac{a+b}{2}\right)^{2}$$

$$= \frac{x^{3}}{3(b-a)} \Big|_{a}^{b} - \left(\frac{a+b}{2}\right)^{2}$$

$$= \frac{b^{3} - a^{3}}{3(b-a)} - \frac{a^{2} + 2ab + b^{2}}{4}$$

$$= \frac{4(b-a)(a^{2} + ab + b^{2})}{12(b-a)} - \frac{3(a+b)^{2}}{12}$$

$$= \frac{4a^{2} + 4ab + 4b^{2} - 3a^{2} - 6ab - 3b^{2}}{12}$$

$$= \frac{b^{2} - 2ab + a^{2}}{12} = \frac{(b-a)^{2}}{12}.$$

**Exemplo:** O tempo que uma pessoa espera por um ônibus em um terminal, medido em minutos, é uniformemente distribuído em [0, 15].

- a) Calcule a probabilidade de que uma pessoa espere menos de 12,5 minutos pelo ônibus.
- b) Em média, quanto tempo uma pessoa espera no terminal?
   Calcule também o desvio padrão.

**Solução:** a) Calcule a probabilidade de que uma pessoa espere menos de 12,5 minutos pelo ônibus.

Seja X a variável aleatória que representa o tempo de espera. Então,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{15}, & 0 \le x \le 15\\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Assim,

$$P(X \le 12, 5) = \int_0^{12, 5} \frac{1}{15} dx = 0,833.$$

Logo, dentre 100 pessoas, aproximadamente 83 delas aguardarão pelo ônibus por no máximo 12,5 minutos.

b) Em média, quanto tempo uma pessoa espera no terminal? Calcule também o desvio padrão.

Temos:

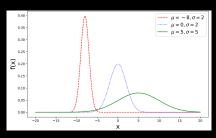
$$E[X] = \frac{15+0}{2} = 7,5$$
 minutos.  $\sigma = \sqrt{V(X)} = \sqrt{\frac{(15-0)^2}{12}} = 4,3$  minutos.

Portanto, se anotarmos o tempo de espera de 100 pessoas, esse tempo médio será próximo de 7.5 minutos.

Uma variável aleatória contínua X que tome todos os valores na reta real segue a distribuição normal (ou Gaussiana) se sua função densidade de probabilidade é definida por:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right], \quad -\infty < x < \infty, \quad (4)$$

onde  $\mu = E[X]$  e  $\sigma^2 = V(X) > 0$ .



A distribuição normal apresenta as seguintes propriedades:

- ightharpoonup f(x) é simétrica em relação à  $\mu$ .
- ▶  $f(x) \to 0$  quando  $x \to \pm \infty$ .
- ▶ O valor máximo de f(x) ocorre em  $x = \mu$ .

Se X é uma variável aleatória contínua com distribuição normal,  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , e se Y = aX + b, com a e b constantes, então  $Y \sim \mathcal{N}(a\mu + b, a^2\sigma^2)$ .

Se X é uma variável aleatória contínua com distribuição normal,  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , e se Y = aX + b, com a e b constantes, então  $Y \sim \mathcal{N}(a\mu + b, a^2\sigma^2)$ .

Para demonstrar esse teorema, vamos calcular a esperança de Y:

$$E[Y] = E[aX + b] = aE[X] + b = a\mu + b.$$

E a variância:

$$V(Y) = V(aX + b) = a2V(X) = a2\sigma2.$$

Seja  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ . Se

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}. (5)$$

Então  $Z \sim \mathcal{N}(0,1)$ .

Seja  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ . Se

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}. (6)$$

Então  $Z \sim \mathcal{N}(0,1)$ .

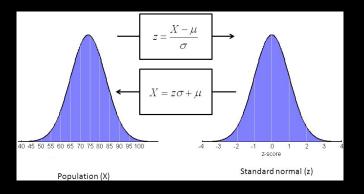
Para demonstrar o teorema, temos:

$$E[Z] = E\left[\frac{X-\mu}{\sigma}\right] = \frac{E[X]-\mu}{\sigma} = 0.$$

$$V(Z) = V \left| \frac{X - \mu}{\sigma} \right| = \frac{V(X)}{\sigma^2} = 1.$$

Tabela ou Python:

$$P(a \le X \le b) = P\left(\frac{a - \mu}{\sigma} \le \frac{X - \mu}{\sigma} \le \frac{b - \mu}{\sigma}\right)$$
$$= P\left(\frac{a - \mu}{\sigma} \le Z \le \frac{b - \mu}{\sigma}\right).$$



**Exemplo:** Se  $X \sim \mathcal{N}(\mu = 165, \sigma^2 = 9)$ , calcule P(X < 162).

**Exemplo:** Se  $X \sim \mathcal{N}(\mu = 165, \sigma^2 = 9)$ , calcule P(X < 162). Vamos transformar X em Z no cálculo da probabilidade:

$$P(X < 162) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{162 - \mu}{\sigma}\right)$$
$$= P\left(Z < \frac{162 - 165}{3}\right)$$
$$= P(Z < -1)$$
$$= 0, 158.$$

Esse valor pode ser verificado na tabela normal padronizada ou usando o código a seguir.

```
import scipy.stats as st

media = 165
dp = 3 # desvio padrão
z = (162-media)/dp
print('Z:', z)
print('P(X < 162) = ', st.norm.cdf(z))</pre>
```

**Exemplo:** Se  $X \sim \mathcal{N}(\mu = 10, \sigma^2 = 4)$ , calcule P(X > 13).

**Exemplo:** Se  $X \sim \mathcal{N}(\mu = 10, \sigma^2 = 4)$ , calcule P(X > 13).

$$P(X > 13) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{13 - \mu}{\sigma}\right) =$$

$$= P\left(Z > \frac{13 - 10}{2}\right)$$

$$= P(Z > 1, 5)$$

$$= 1 - P(Z \le 1, 5)$$

$$= 1 - 0, 93$$

$$= 0, 07.$$

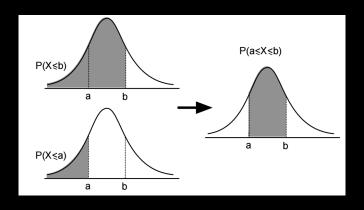
Esse valor pode ser obtido usando-se o código a seguir.

```
import scipy.stats as st

media = 10
dp = 2
z = (13-media)/dp
print('Z:', z)
print('P(X > 13)=', 1-st.norm.cdf(z))
```

Seja  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ . Então:

$$P(a \le X \le b) = P(X \le b) - P(X \le a). \tag{7}$$



**Exemplo:** Se  $X \sim \mathcal{N}(\mu = 5, \sigma^2 = 4)$ , calcule  $P(4 \le X \le 6)$ .

**Exemplo:** Se  $X \sim \mathcal{N}(\mu = 5, \sigma^2 = 4)$ , calcule  $P(4 \le X \le 6)$ .

$$P(4 \le X \le 6) = P\left(\frac{4-\mu}{\sigma} \le \frac{X-\mu}{\sigma} \le \frac{6-\mu}{\sigma}\right)$$

$$= P\left(\frac{4-5}{2} \le Z \le \frac{6-5}{2}\right)$$

$$= P(-0, 5 \le Z \le 0, 5)$$

$$= P(Z \le 0, 5) - P(Z \le -0, 5)$$

$$= 0, 38.$$

Esse resultado pode ser obtido com o código a seguir.

```
import scipy.stats as st
media = 5
dp = 2
z1 = (4-media)/dp
z2 = (6-media)/dp
print('z1=',z1,'z2=',z2)
print('P(4 < X < 6)=', st.norm.cdf(z2)- st.norm.cdf(z1))</pre>
```

**Exemplo:** O peso médio de 500 estudantes do sexo masculino em uma universidade é igual 70 Kg, sendo o desvio padrão igual a 5 Kg. Admitindo-se que os pesos são normalmente distribuídos, de forma aproximada, determine a percentagem de estudantes que pesam entre 65 Kg e 75 Kg.

#### Solução:

$$P(65 \le X \le 75) = P\left(\frac{65 - \mu}{\sigma} \le \frac{X - \mu}{\sigma} \le \frac{75 - \mu}{\sigma}\right)$$

$$= P\left(\frac{65 - 70}{5} \le Z \le \frac{75 - 70}{5}\right)$$

$$= P(-1 \le Z \le 1)$$

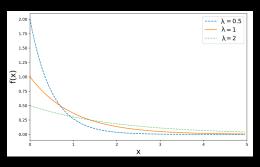
$$= P(Z \le 1) - P(Z \le -1)$$

$$= 0,68.$$

Uma variável aleatória contínua X segue o modelo exponencial se sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \ge 0\\ 0, & x < 0, \end{cases}$$
 (8)

onde  $\lambda > 0$  e  $-\infty < x < \infty$ .



**Exemplo:** O intervalo de tempo entre emissões consecutivas de uma fonte radioativa é uma variável aleatória com distribuição exponencial com parâmetro  $\lambda=0,2$  emissões por minuto. Qual é a probabilidade de que ocorra uma emissão em um intervalo inferior a 2 minutos?

**Solução:** Seja T a variável aleatória que representa o tempo entre as emissões. Então,

$$P(T \le 2) = \int_0^2 \lambda e^{-\lambda t} dt = \int_0^2 0, 2e^{-0.2t} dt$$
$$= 0, 2 \frac{e^{-0.2t}}{(-0.2)} \Big|_0^2 = 1 - e^{-0.4} = 0, 33.$$

Logo, a probabilidade de que ocorra uma emissão em um intervalo inferior a 2 minutos é próxima de 33%.

Seja X uma variável aleatória com distribuição exponencial com parâmetro  $\lambda$ . Então:

$$E[X] = \frac{1}{\lambda},\tag{9}$$

$$V(X) = \frac{1}{\lambda^2}. (10)$$

Seja X uma variável aleatória com distribuição exponencial com parâmetro  $\lambda$ . Então:

$$E[X] = \frac{1}{\lambda},\tag{11}$$

$$V(X) = \frac{1}{\lambda^2}. (12)$$

Prova:

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{\infty} x (\lambda e^{-\lambda x}) dx$$

$$= \left( -x e^{-\lambda x} \right) \Big|_{0}^{\infty} + \int_{0}^{\infty} e^{-\lambda x} dx \quad \text{(integrando por partes)}$$

$$= 0 - 0 + \left( -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \right) \Big|_{0}^{\infty} = \frac{1}{\lambda}.$$

V(X): Exercício.

**Exemplo:** Estudantes chegam a uma festa a uma taxa de 30 estudantes por hora, passando pela portaria do evento. Qual é a probabilidade de que a portaria esperará pela chegada de um estudante por um tempo maior do que três minutos?

**Solução:** Seja X a variável aleatória que representa o tempo de espera por um novo estudante. Como estamos interessados em calcular a probabilidade de espera considerando o tempo em minutos, devemos converter a taxa de horas para minutos. A chegada de 30 estudantes por hora equivale a  $\lambda=0,5$  estudantes por minuto. Assim,

$$P(X > 3) = \int_3^\infty \frac{1}{2} e^{-0.5x} dx = \frac{e^{-x/2}}{2(-1/2)} \Big|_{x=3}^\infty = 0,223.$$

Portanto, a probabilidade de que a portaria esperará mais de três minutos por um novo estudante é próxima de 22%.

```
import numpy as np
np.random.seed(100)

lbd = 0.5 # taxa
x = 3 # tempo de espera
ns = 100 # número de simulações
m = 0 # número de sucessos
for s in range(0,ns):
    t = np.random.exponential(1/lbd)
    if(t > x):
        m = m + 1
print('P(X > %d) = %s' % (x, m/ns))
```

Se X segue uma distribuição exponencial com parâmetro  $\lambda$ , então,

$$F(x) = P(X \le x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x \ge 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$
 (13)

**Exemplo:** Seja X a variável aleatória que representa o tempo que clientes esperam para usar um caixa eletrônico. Esse tempo tem distribuição exponencial com média igual a quatro minutos.

- a) Calcule a probabilidade de que um cliente gaste entre quatro e cinco minutos na fila.
- b) Qual a probabilidade de que um cliente gaste mais do que seis minutos na fila?

**Solução:** a) Calcule a probabilidade de que um cliente gaste entre quatro e cinco minutos na fila. Temos que:

$$E[X] = 4 = \frac{1}{\lambda} \implies \lambda = \frac{1}{4}.$$

Assim, a função densidade de probabilidade associada a X é dada por:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}e^{-x/4}, & x \ge 0\\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

$$P(4 \le X \le 5) = P(X < 5) - P(X < 4)$$

$$= F(5) - F(4)$$

$$= (1 - e^{-5/4}) - (1 - e^{-4/4})$$

$$= 0,7135 - 0,6321$$

$$= 0.0814.$$

b) Qual a probabilidade de que um cliente gaste mais do que seis minutos na fila?

$$P(X > 6) = e^{-6/4} = 0,22.$$

A distribuição exponencial apresenta a propriedade de "ausência de memória", isto é:

$$P(X \ge t + s | X \ge s) = P(X \ge t). \tag{14}$$

A distribuição exponencial apresenta a propriedade de "ausência de memória", isto é:

$$P(X \ge t + s | X \ge s) = P(X \ge t). \tag{15}$$

Para demonstrar essa propriedade, usamos a definição de probabilidade condicional:

$$P(X \ge t + s | X \ge s) = \frac{P[(X \ge t + s) \cap (X \ge s)]}{P(X \ge s)}.$$

A interseção do intervalo resulta em:

$$(X \ge t + s) \cap (X \ge s) \equiv (X \ge t + s)$$
. Assim,

$$P(X \geq t + s | X \geq s) = \frac{P(X \geq t + s)}{P(X \geq s)} = \frac{e^{-\lambda(t + s)}}{e^{-\lambda s}} = e^{-\lambda t} = P(X > t).$$

#### Distribuição exponencial

**Exemplo:** Suponha que um cliente está em um banco aguardando para ser atendido. Se o cliente está na agência há 10 minutos, qual é a probabilidade de ele ainda aguarde 7 minutos para ser chamado? Assuma que a cada hora ocorrem, em média, 6 atendimentos.

## Distribuição exponencial

**Solução:** Seja T a variável aleatória que representa o tempo de espera para ser atendido. Então, queremos calcular:

$$P(T > 17 | T > 10) = \frac{P((T > 17) \cap (T > 10))}{P(T > 10)} = P(T > 7).$$

Como ocorrem 6 atendimentos por hora, em média, temos que o tempo médio de espera para cada atendimento é de E[T]=60/6=10 minutos. Logo,  $\lambda=1/10$ . Portanto,

$$P(T > 7) = e^{-7/10} = 0,496.$$

Logo, a probabilidade é próxima de 50%.

Uma variável aleatória contínua X tem distribuição gama com parâmetros  $\lambda>0$  e  $\alpha>0$ , se sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\lambda x}, & x \ge 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases}$$
 (16)

onde Γ é a função gama:

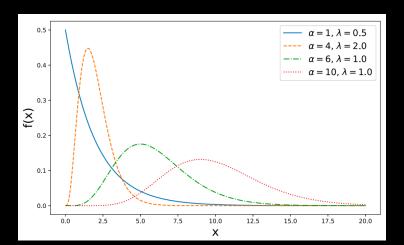
$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty t^{\alpha - 1} e^{-t} dt. \tag{17}$$

Se  $\alpha$  for um número inteiro positivo, a distribuição representará uma distribuição Erlang, ou seja, a soma de  $\alpha$  variáveis aleatórias independentes distribuídas exponencialmente, cada uma delas com uma média  $\theta=1/\lambda$ .

Seja X uma variável aleatória com distribuição gama. Então,

$$E[X] = \frac{\alpha}{\lambda}. (18)$$

$$V(X) = \frac{\alpha}{\lambda^2}. (19)$$



**Exemplo:** No desenvolvimento de um novo foguete, engenheiros inserem dois tanques de combustível, sendo um deles ativo e o outro usado como reserva, que é acionado caso ocorra uma falha no primeiro tanque. Suponha que em uma missão espacial necessita de 50 horas de voo para ser finalizada. De acordo com o fabricante do tanque, o tempo médio antes de ocorrer uma falha é de 100 horas. Calcule a probabilidade de que a missão será bem-sucedida. Assuma que o tempo de funcionamento dos tanques apresenta distribuição exponencial.

**Solução:** Como temos dois tanques, para que o sistema todo falhe devem ocorrer dois eventos (duas falhas), sendo que o tempo associado a cada um deles segue o modelo exponencial. Logo, o tempo para o sistema falhar segue uma distribuição gama com  $\alpha=2$  (notem que é a soma de duas distribuições exponenciais). Como o tempo médio para ocorrer uma falha em cada tanque é igual a 100 horas, temos que  $\lambda=1/100$  (ver equação (11)). Assim, se a variável aleatória X representa o tempo de funcionamento dos tanques de combustível, vamos calcular a probabilidade usando a equação (16):

$$P(X > 50) = 1 - P(X < 50)$$

$$= 1 - \int_0^{50} \left(\frac{1}{100^2}\right) \frac{x^{2-1}e^{-x/100}}{\Gamma(2)} dx$$

$$= 1 - \int_0^{50} \frac{xe^{-x/100}}{10000(1!)} dx$$

$$= 1 - 0,09$$

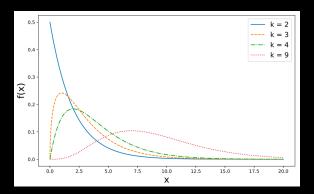
$$= 0.91.$$

Portanto, a probabilidade da missão ser bem sucedida é igual a 91%.

#### Distribuição qui-quadrado

A variável aleatória contínua X segue a distribuição qui-quadrado (denominada  $\chi^2$ ) se sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{k/2 - 1}e^{-x/2}}{2^{k/2}\Gamma(k/2)}, & x > 0\\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$
 (20)



## Distribuição qui-quadrado

A distribuição qui-quadrado é definida pela soma de k distribuições normais padronizadas e independentes. Ou seja, X tem distribuição qui-quadrado com k graus de liberdade se

$$X = \sum_{i=1}^{k} Z_i^2, (21)$$

onde  $Z_1, Z_2, \dots, Z_k$  são variáveis aleatórias com distribuição normal padronizada,

$$Z_i \sim \mathcal{N}(\mu = 0, \sigma^2 = 1), \quad i = 1, \dots, k.$$

Para denominar que X segue uma distribuição qui-quadrado, usamos  $X \sim \chi^2(k)$  ou  $X \sim \chi^2_k$ .

## Distribuição beta

Seja X uma variável aleatória contínua limitada em [0,1]. Dizemos que X segue uma distribuição beta se sua função densidade de probabilidade é dada por:

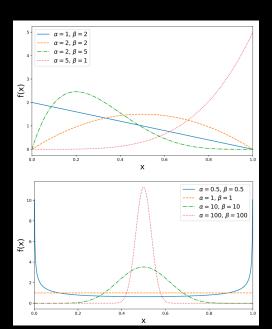
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{B(\alpha,\beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}, & 0 < x < 1\\ 0 & \text{caso contrário}, \end{cases}$$
 (22)

onde  $\alpha, \beta > 0$  e

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^1 x^{\alpha - 1} (1 - u)^{\beta - 1} du,$$
 (23)

é a função beta, que atua como uma constante de normalização para que a área da função densidade de probabilidade seja igual a um.

# Distribuição beta



## Distribuição t de Student

A variável aleatória X tem distribuição t de Student com  $\nu$  graus de liberdade se sua função densidade de probabilidade é dada por:

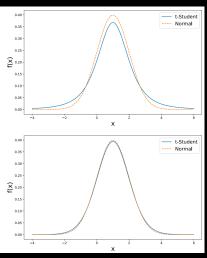
$$f(x) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{\nu\pi} \Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(1 + \frac{x^2}{\nu}\right)^{-(\frac{\nu+1}{2})}, \quad -\infty < x < \infty, \tag{24}$$

onde Γ é a função gama,

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty t^{\alpha - 1} e^{-t} dt. \tag{25}$$

#### Distribuição t de Student

Distribuição t de Student para  $\nu=3$  e  $\nu=20$  graus de liberdade. Quando aumentamos  $\nu$ , a distribuição se aproxima da distribuição normal.



#### Sumário

- Distribuição Uniforme.
- Distribuição Normal.
- Distribuição exponencial.
- ► Distribuição qui-quadrado.
- Distribuição gama.
- Distribuição beta.
- Distribuição t de Student.