

V.A.s continuas

O paradoxo do contínuo

- Seja X uma v.a. cujos valores possíveis formam um intervalo da reta $[a,b]$
- Temos uma situação paradoxal:
 - Seja x qualquer valor específico em $[a,b]$. Por exemplo, $x=0.2367123$
 - Então $P(X=0.2367123) = 0$
 - Isto vale para qualquer valor específico x em $[a,b]$
 - No entanto, $P(X \in [a,b]) = 1$
 - Assim, todo valor específico em $[a,b]$ tem probabilidade ZERO de acontecer mas algum numero em $[a,b]$ acontece com certeza
- Isto é similar ao paradoxo de uma barra de densidade uniforme ser representada pelo segmento $[0,1]$ ter uma massa 1 kg mas nenhum ponto no segmento $[0,1]$ poder ter massa > 0

Função densidade

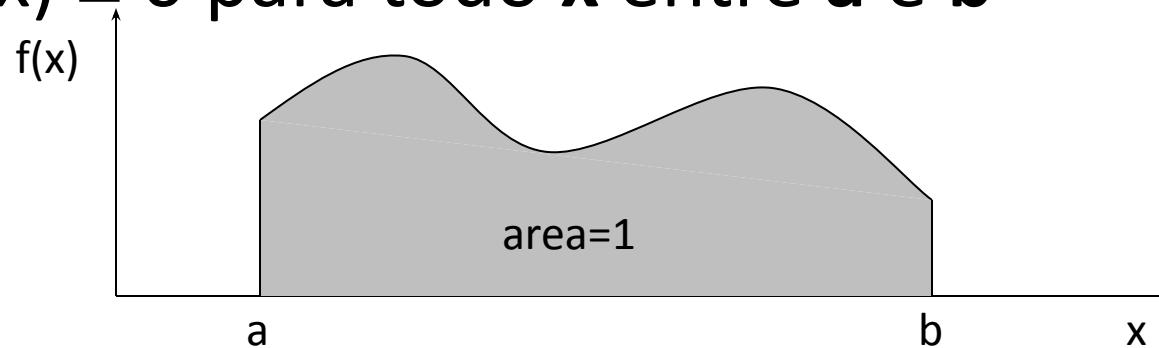
- Como sair dessa situação e trabalhar com v.a.'s continuas?
- A resposta esta na função densidade de probabilidade.
- Uma função $f(x) > 0$ definida na reta tal que

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx$$

- QUALQUER função $f(x)$ com esta propriedade representa a densidade de uma v.a.

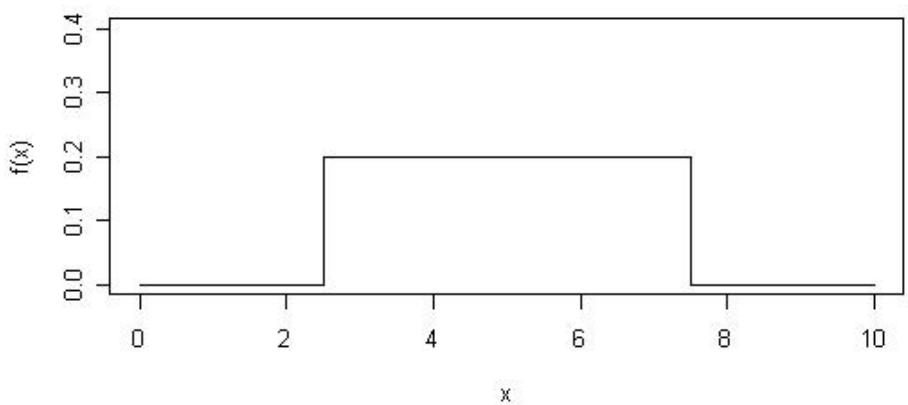
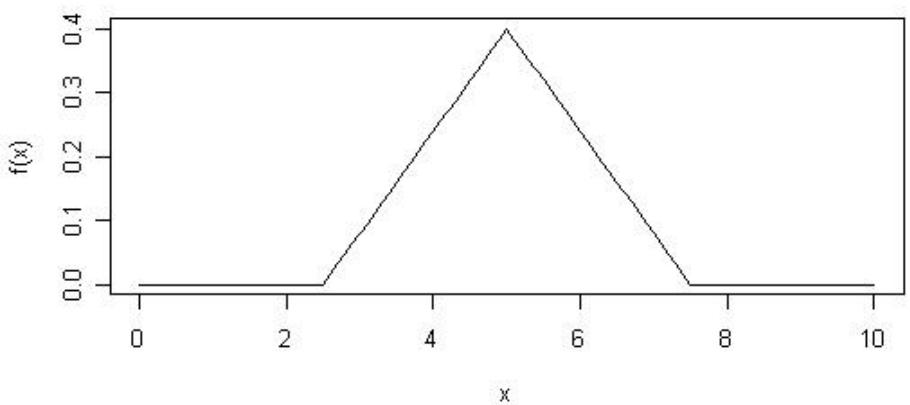
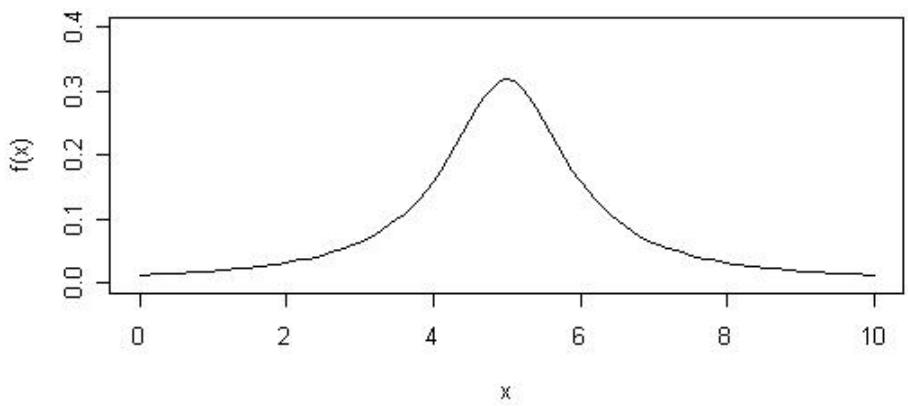
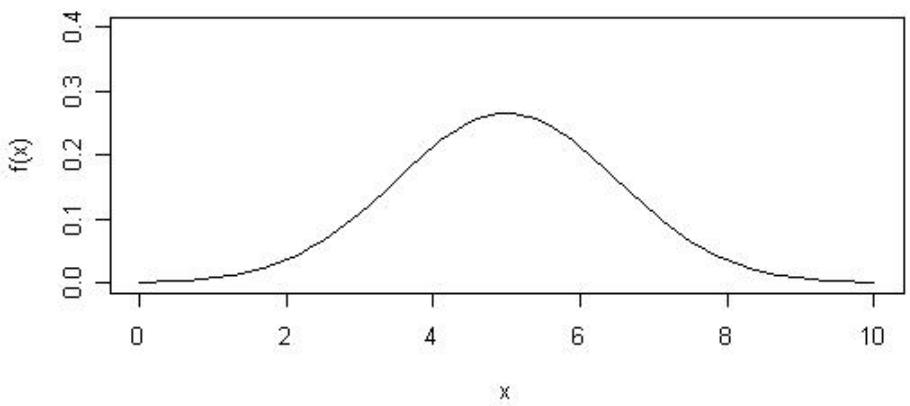
Funcao densidade de probabilidade

- $f(x)$ e' chamada uma ***funcao densidade de probabilidade*** (na regiao $-\infty \leq a \leq x \leq b \leq \infty$) se ela atende aos requisitos:
- $f(x) \geq 0$ para todo x entre a e b



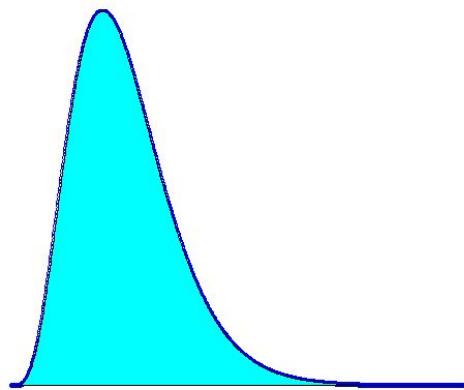
- 1) A area total sob a curva $f(x)$ entre a e b e' 1.0

Exemplos de possíveis shapes para $f(x)$

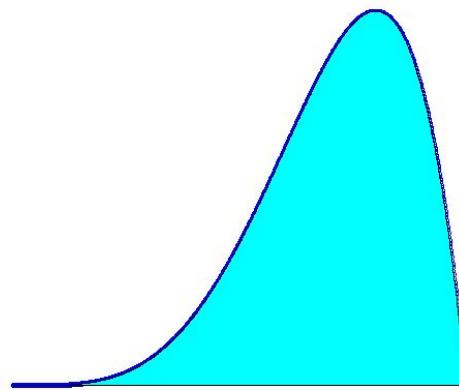


Mais exemplos de shapes para $f(x)$

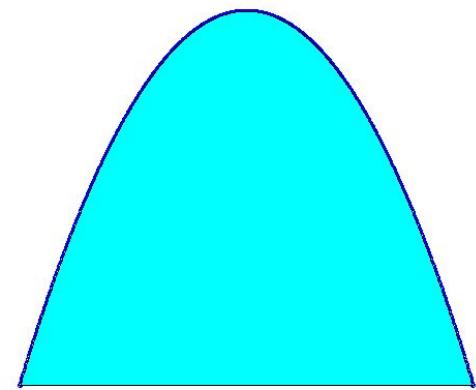
Skewed to the Left



Skewed to the Right



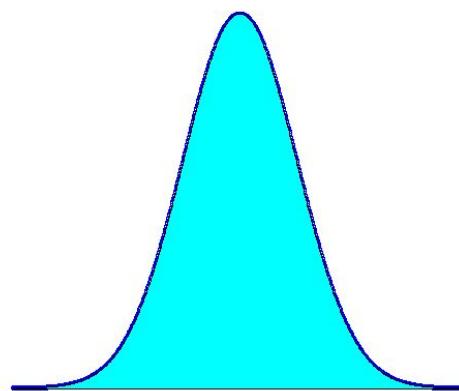
Symmetric



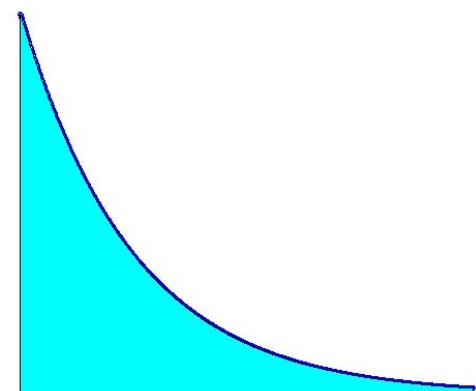
Uniform



Bell-shaped



Peaked

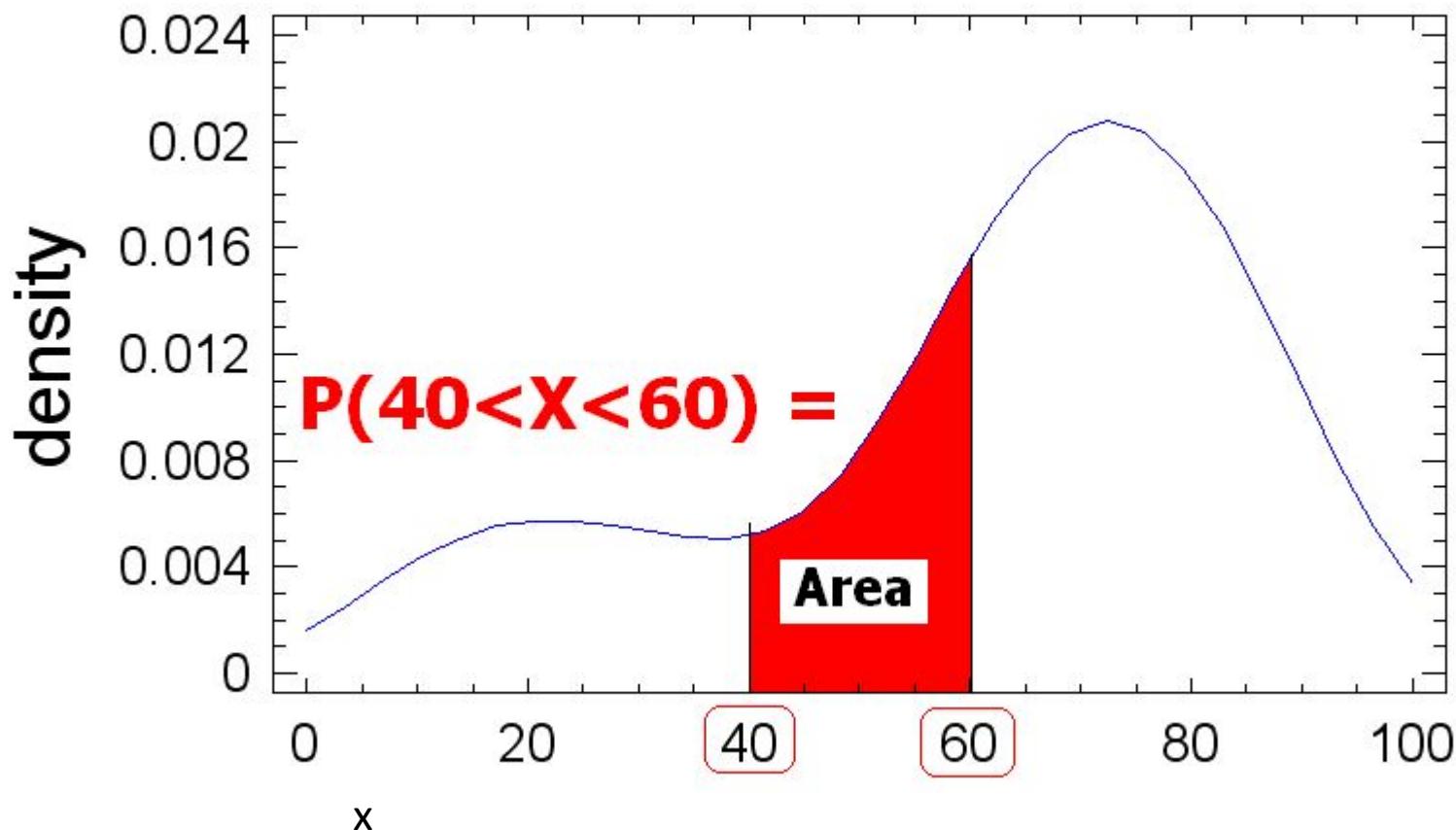


Probab = area sob a curva

- Densidade fornece uma maneira visual de calcular probabilidades

$$P(X \in [c, d]) = \int_c^d f(x)dx = \text{area sob a curva}$$

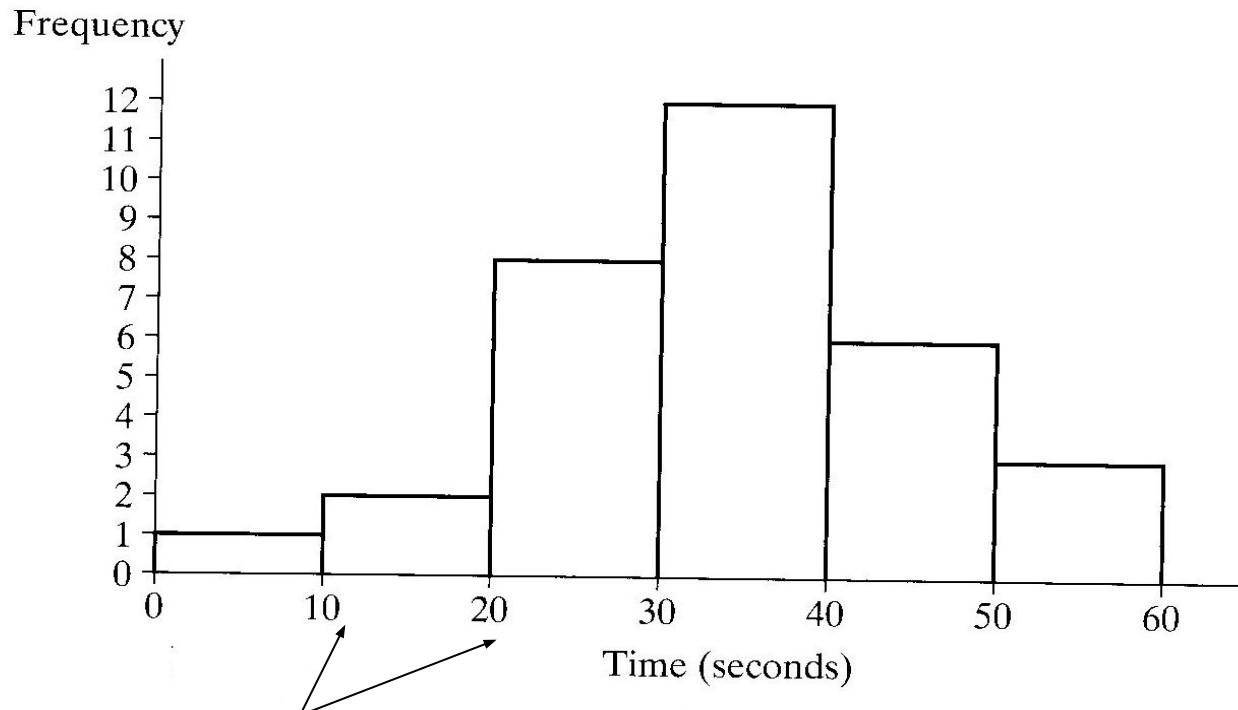
Continuous Distribution



Identificando uma densidade

- Uma amostra de n instancias
- Medimos v.a.'s continuas nas n instancias
- X_1, X_2, \dots, X_n : copias independentes de uma v.a. X
- Qual a distribuição da v.a. X ?
- Podemos ter uma ideia da densidade de X olhando para o histograma dos dados.
- O que é o histograma?

Histogram



A histogram is made up of a series of bars or rectangles

The area of each rectangle represents the frequency of a class interval.

For continuous data, the class boundaries are written as part of a continuous scale

Histograma normalizado

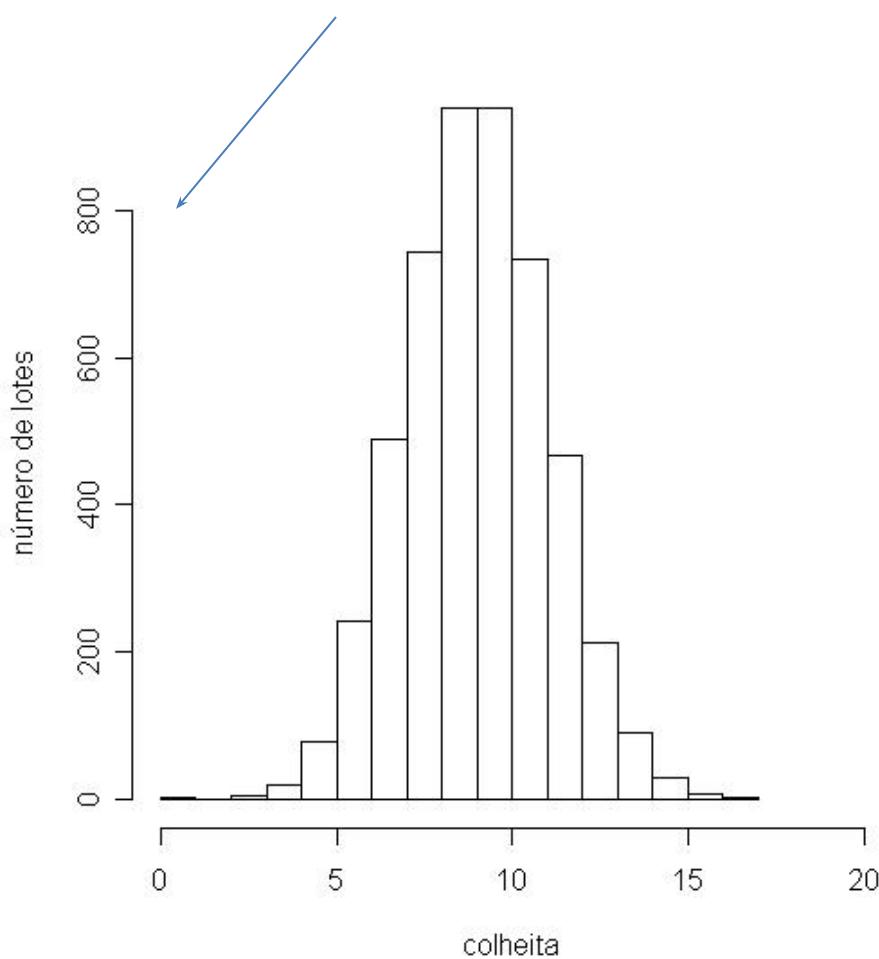
- Normalize a histogram: make the total area of all rectangles equal to 1.
- Se altura do retangulo = frequencia na classe
- Solucao: divida a altura dos retangulos por $n * \Delta$ onde Δ e' o comprimento da classe.
- Verifique que a area total agora e' 1:

$$\text{area total} = \sum_i \frac{\#\{X_i \in \text{classe } i\}}{n\Delta} * \Delta = \frac{1}{n} \sum_i \#\{X_i \in \text{classe } i\} = 1$$

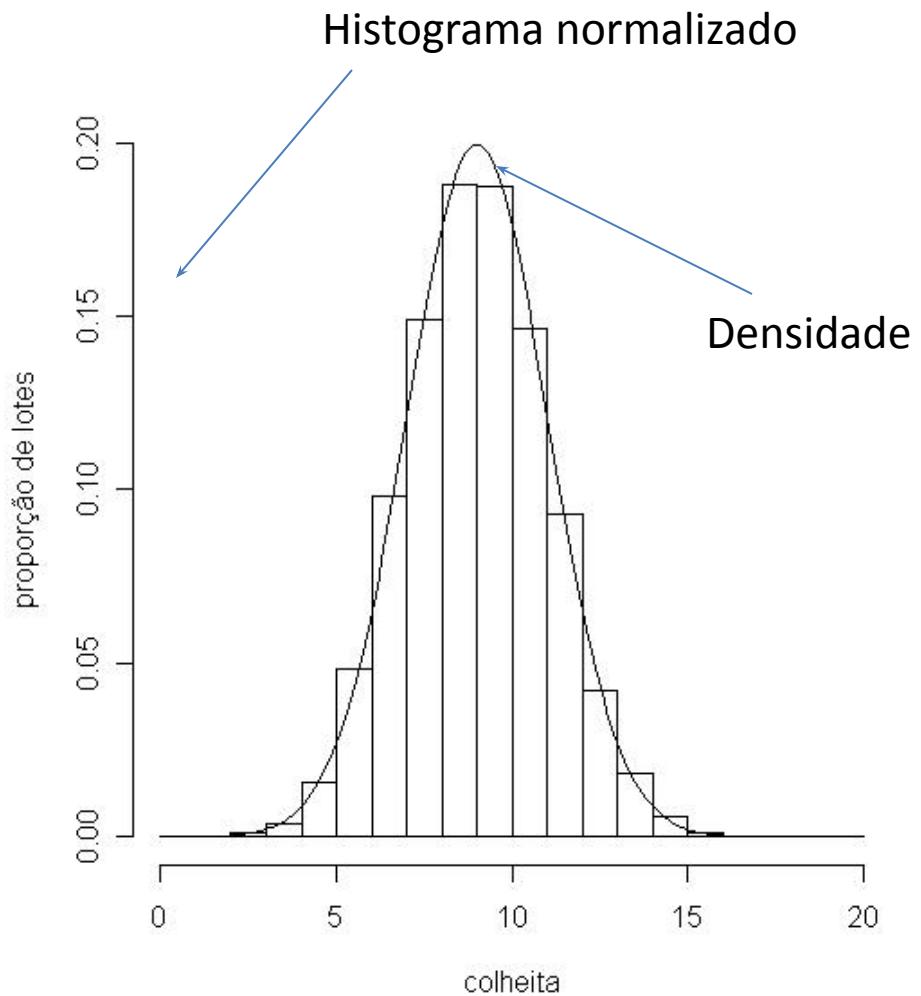
- O histograma vai ser parecido com a densidade subjacente. Por que?

Histograma \approx densidade

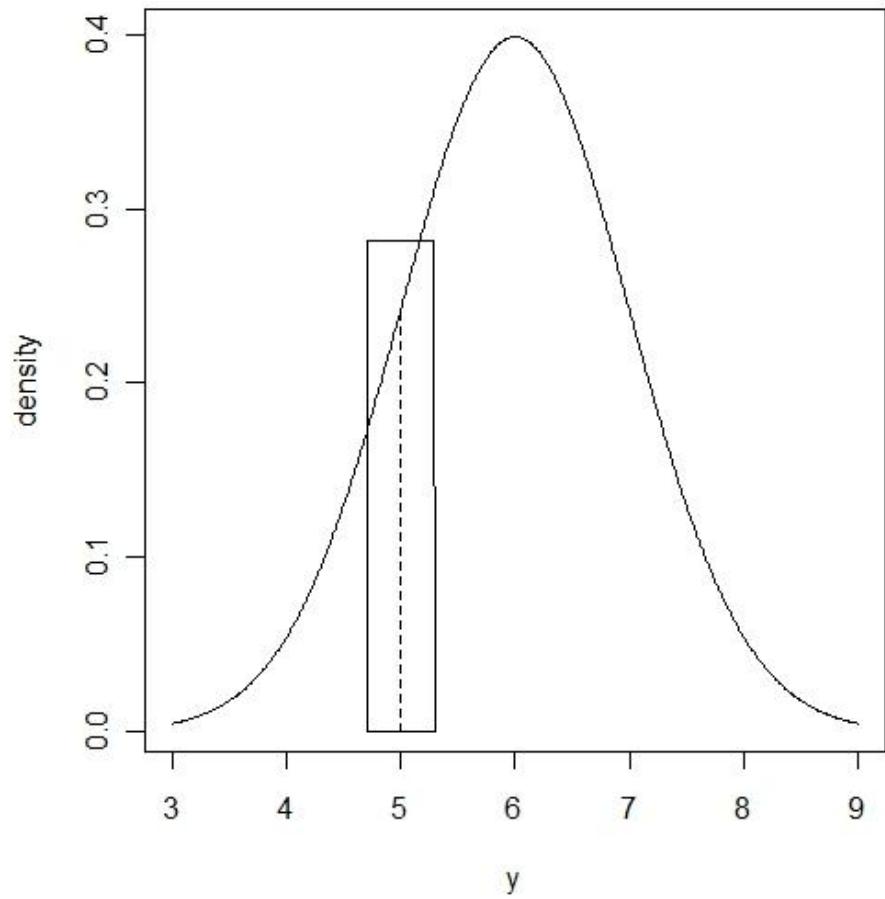
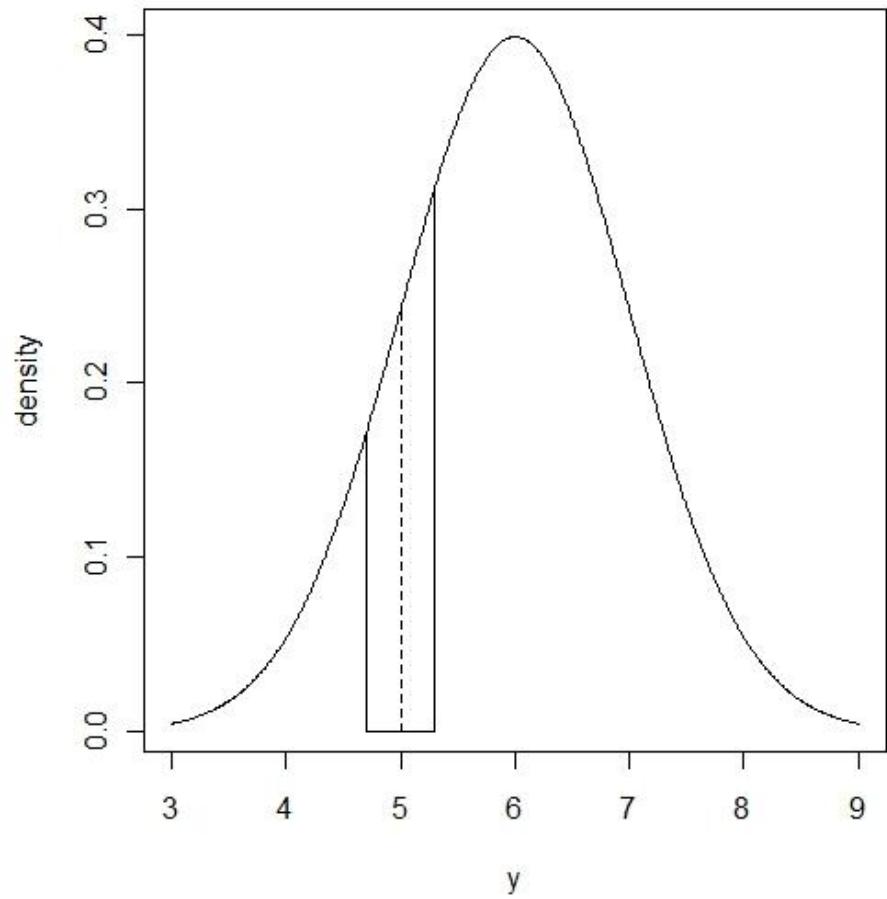
Frequencia absoluta



Histograma normalizado



Similaridade de histograma e densidade



Histograma \approx densidade

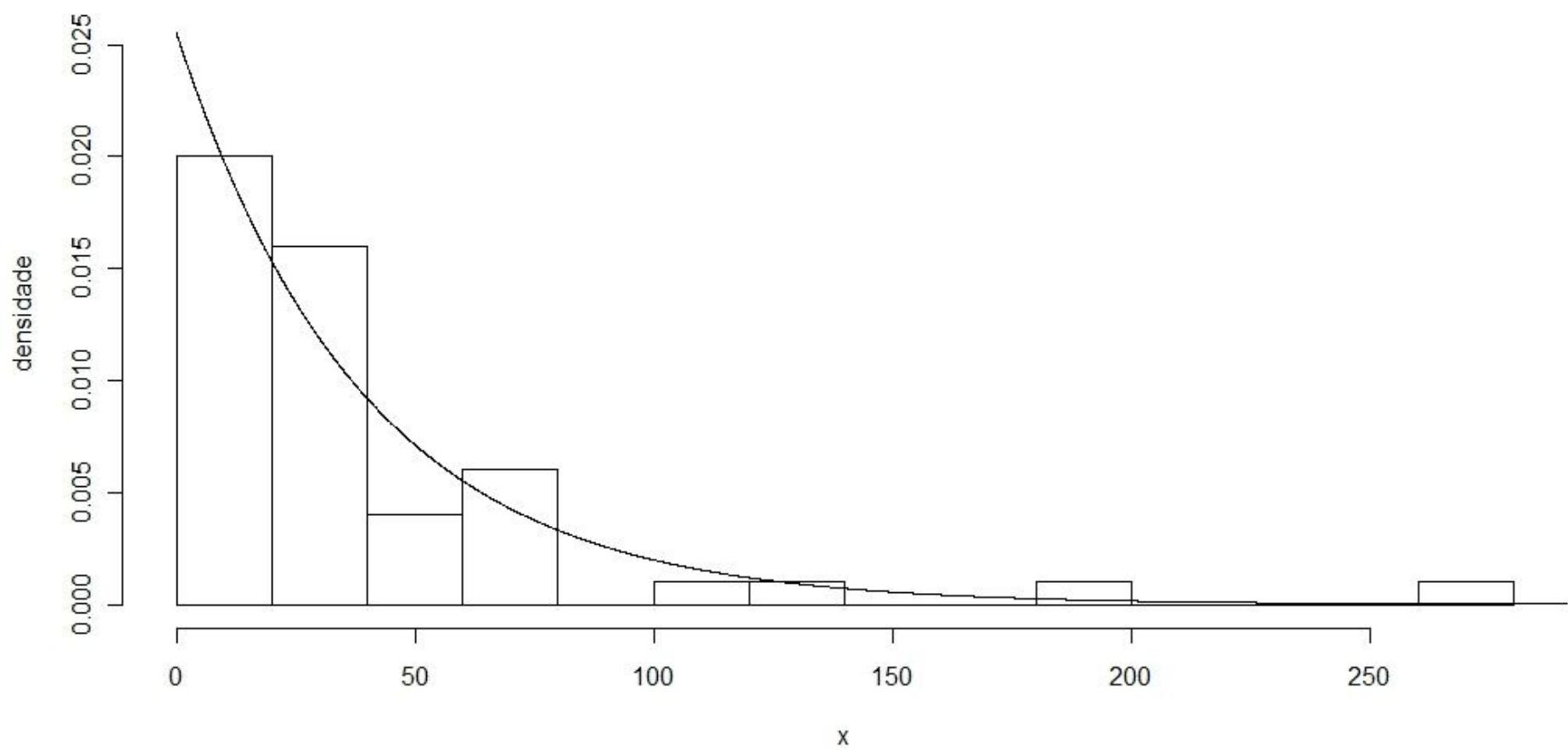
- Histograma normalizado da a dica de qual e' a densidade dos dados.
- Probab de cair num intervalo pequeno centrado em y_0 e de comprimento δ e' aproximadamente

$$\frac{\#\{Y_i' \in (y_0 - \delta/2, y_0 + \delta/2)\}}{n}$$

- Mas isto deve ser aproximadamente igual a

$$\mathbb{P}(Y \in (y_0 - \delta/2, y_0 + \delta/2)) = \int_{y_0 - \delta/2}^{y_0 + \delta/2} f^*(y) dy \approx f^*(y_0)\delta$$

Exemplo



Distribuição uniforme

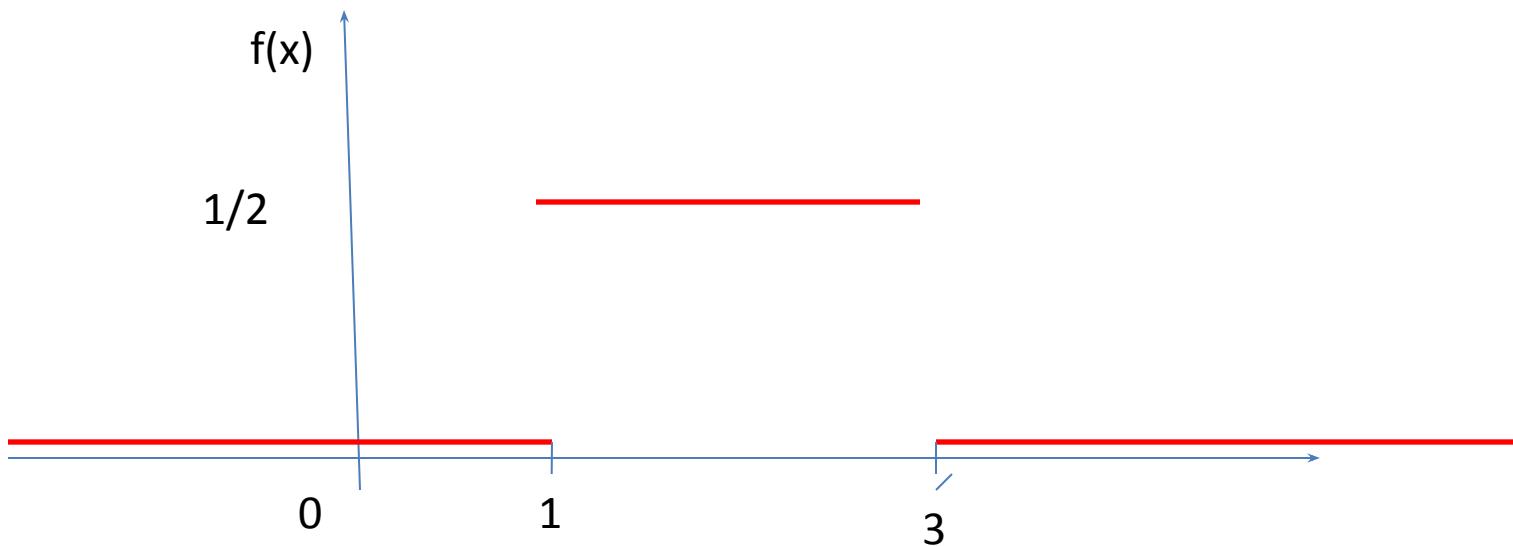
- $X \sim \text{Uniforme em } (0,1): U(0,1)$



$$\begin{aligned} P(X \in [c, d]) &= \int_c^d f(x) dx = \int_{[c,d] \cap [0,1]} f(x) dx = \int_{[c,d] \cap [0,1]} 1 dx = \\ &= \text{comprimento de } [c, d] \cap [0,1] \end{aligned}$$

Distribuição uniforme

- Uniforme em $(1,3)$ notação: $U(1,3)$



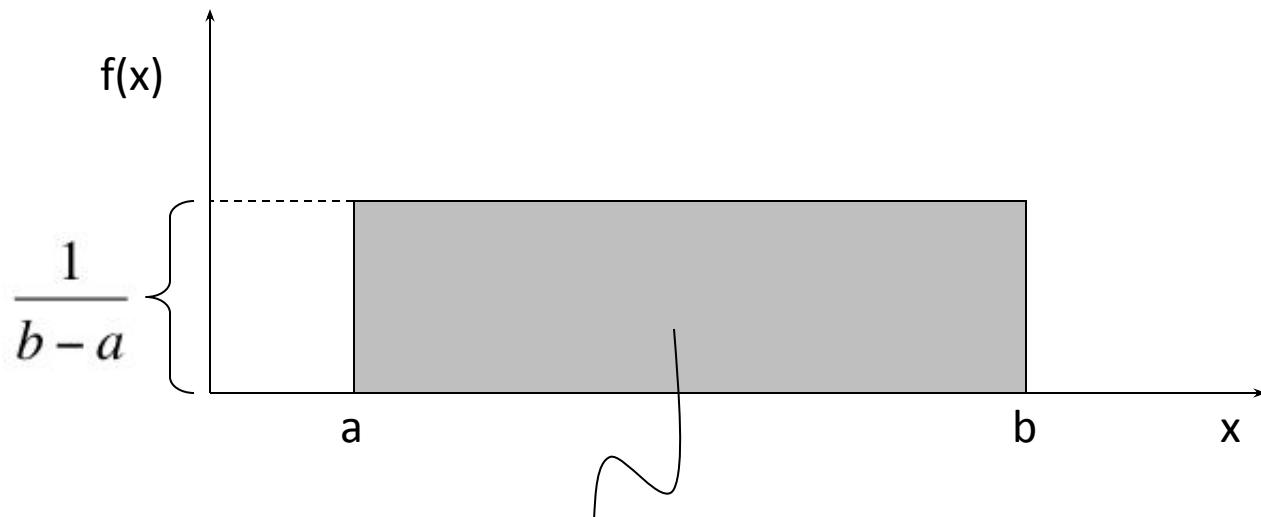
$$P(X \in [c, d]) = \int_c^d f(x)dx = \int_{[c,d] \cap [1,3]} f(x)dx = \int_{[c,d] \cap [1,3]} 0.5dx = 0.5 * \text{comprimento de } [c, d] \cap [1,3]$$

Distribuicao Uniforme em geral

- $X \sim \text{Unif}(a,b)$ se a sua densidade é igual a

$$f(x) = \frac{1}{b-a}, \text{ where } a \leq x \leq b$$

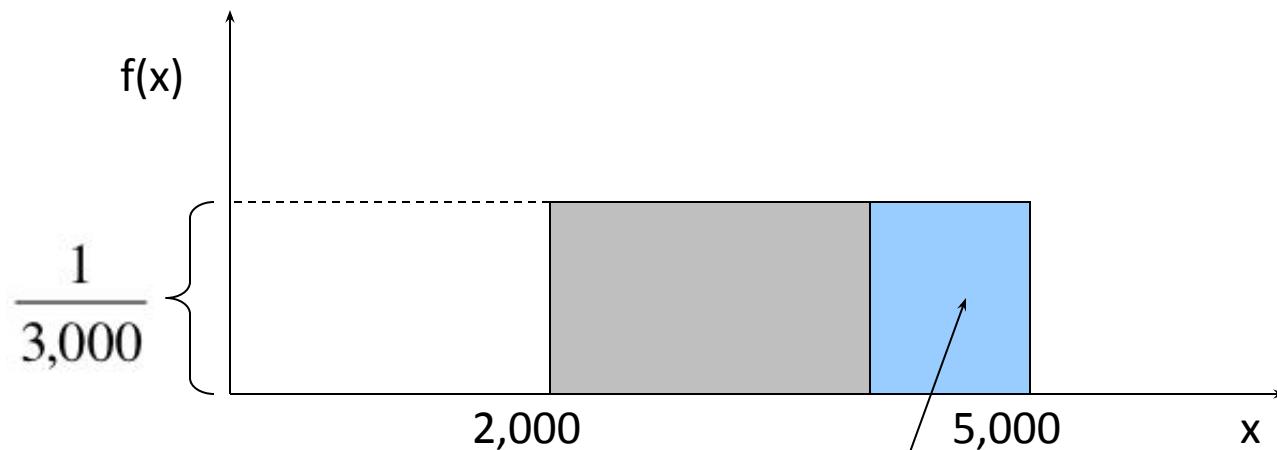
- É descrita pela função $f(x)$ abaixo:



$$\text{area} = \text{width} \times \text{height} = (b - a) \times \frac{1}{b - a} = 1$$

Exemplo

- The amount of gasoline sold daily at a service station is uniformly distributed with a minimum of 2,000 gallons and a maximum of 5,000 gallons.



- What is the probability that the service station will sell at least 4,000 gallons?***
- Algebraically: what is $P(X \geq 4,000)$?
- $$P(X \geq 4,000) = (5,000 - 4,000) \times (1/3000) = .3333$$

Exponential Distribution

- Another important continuous distribution is the ***exponential distribution*** which has this probability density function:

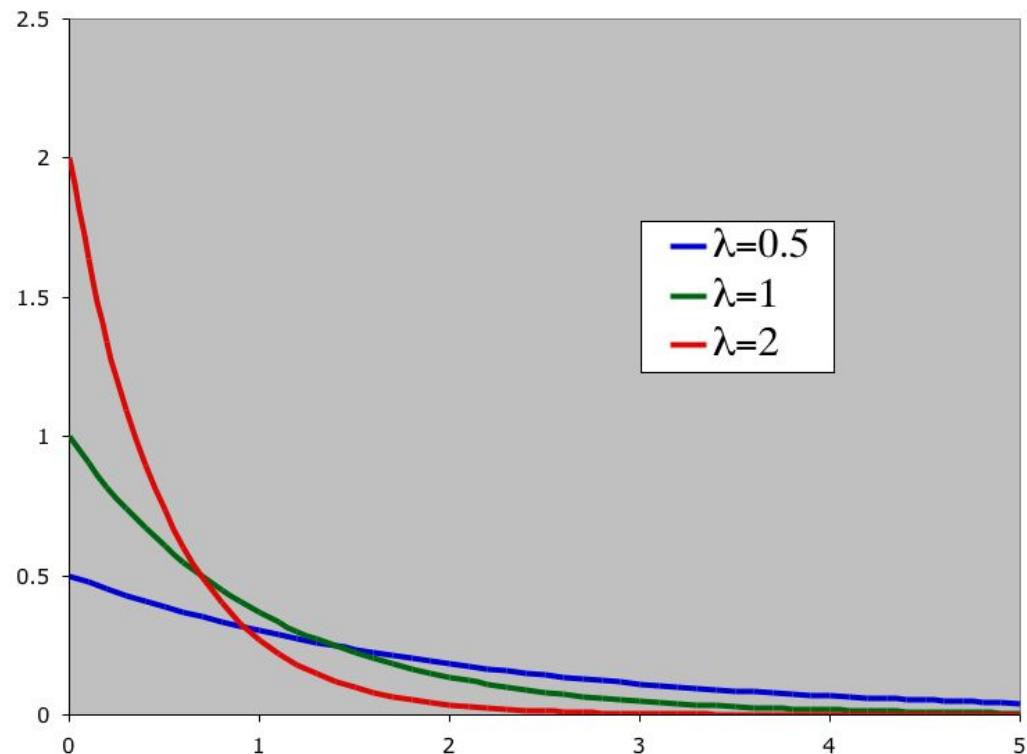
$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0$$

- Note that $x \geq 0$.
- λ is a constant > 0
- Time (for example) is a non-negative quantity; the exponential distribution is often used for time related phenomena such as the length of time between phone calls or between parts arriving at an assembly station.

Exponential Distribution

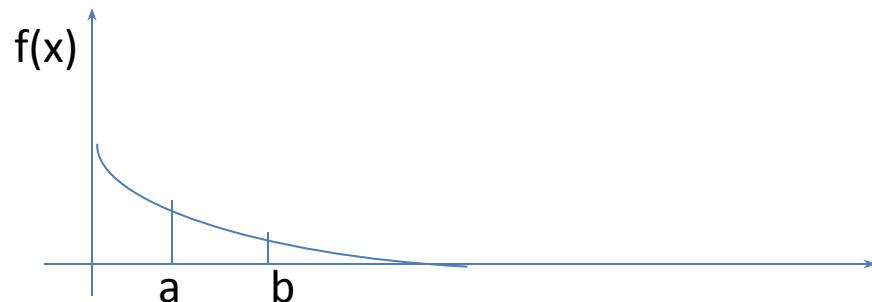
- The exponential distribution depends upon the value of λ
- Smaller values of λ “flatten” the curve increase the chance of larger values

- Exponential
- distributions for
- λ 5, 1, 2)



Calculando probab com $\exp(\lambda)$

- Algumas probabilidades (com $a > 0$ e $x > 0$):



$$P(X \in (a, b)) = \int_a^b \lambda e^{-\lambda x} dx = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}$$

$$P(X > x) = \int_x^{\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt = e^{-\lambda x} - e^{-\lambda \infty} = e^{-\lambda x}$$

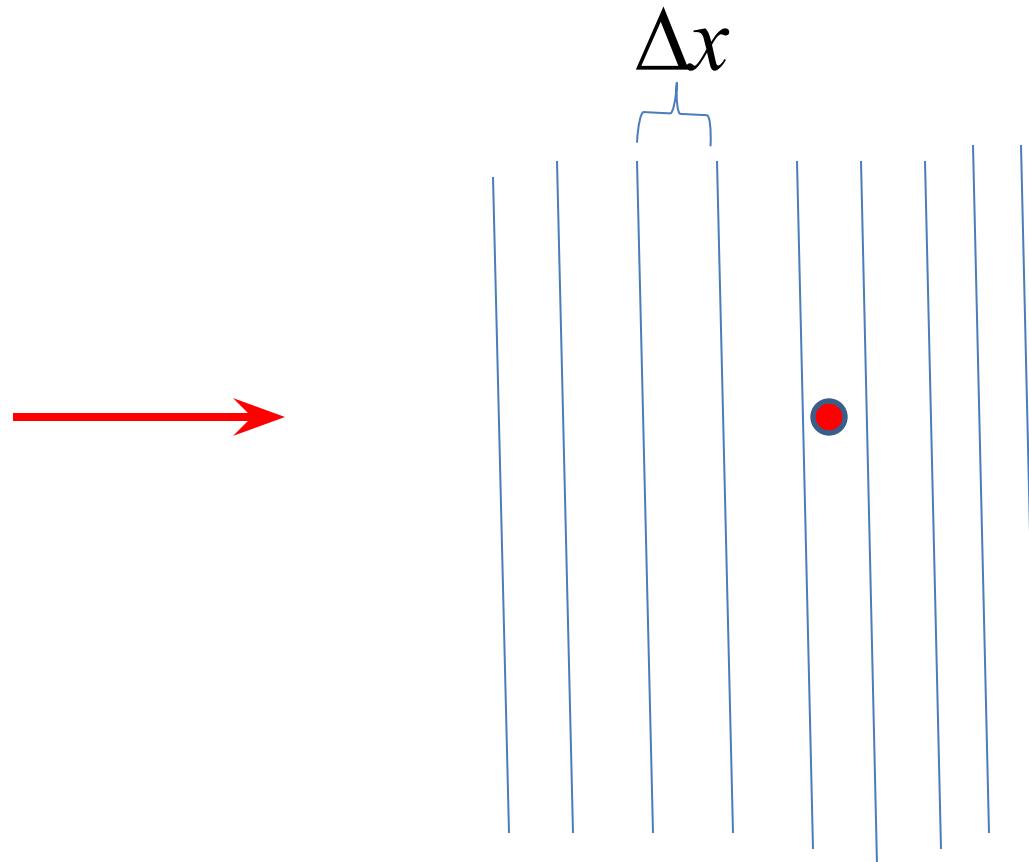
Quando uma v.a. é $\exp(\lambda)$?

- Se X é uma v.a. com valores possíveis na semi-reta $(0, \infty)$
- Se $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$
- OU
- Se $P(X > x) = e^{-\lambda x}$ para $x > 0$

- ENTAO $X \sim \exp(\lambda)$

Como aparece a distribuição exponencial?

- Um modelo para a penetração de uma partícula em material metálico



Como aparece a distribuição exponencial?

- Um modelo para a penetração de uma partícula em material metálico
- O metal constituído de placas finas, cada uma com a mesma espessura Δx .
- Se a partícula passa através da n -ésima placa:
 - ela possui probabilidade $\rho \Delta x$ de ser absorvida na placa $n+1$
 - e probabilidade $1 - \rho \Delta x$ de passar através da placa $n+1$
- $\rho > 0$ é uma constante que depende do material.
- É como jogar uma moeda com $P(\text{sucesso}) = 1 - \rho \Delta x$ até obter o primeiro fracasso ...

Probab(penetrar k placas)

- $P(A_k) = P(\text{penetrar pelo menos } k \text{ placas}) = ??$
- É o mesmo que jogar a moeda para cima k vezes e obter k sucessos sucessivos
- $P(A_k) = P(k \text{ sucessos sucessivos}) = (1 - \rho\Delta x)^k$

Probab(penetrar mais que x)

- $P(A_k) = P(\text{penetrar } k \text{ placas ou mais}) = (1 - \rho\Delta x)^k$
- Suponha que $x = \text{certa profundidade FIXA no material}$ (um numero real > 0)
- $P(\text{ penetrar mais que } x) = ??$
- Divida o intervalo $(0, x)$ em muitos pequenos intervalos de comprimento Δx
- Isto é, se $x = k * \Delta x \quad \square \quad k = x/\Delta x$
- Portanto $P(\text{ penetrar mais que } x) \approx P(\text{penetrar } k \text{ placas ou mais}) =$

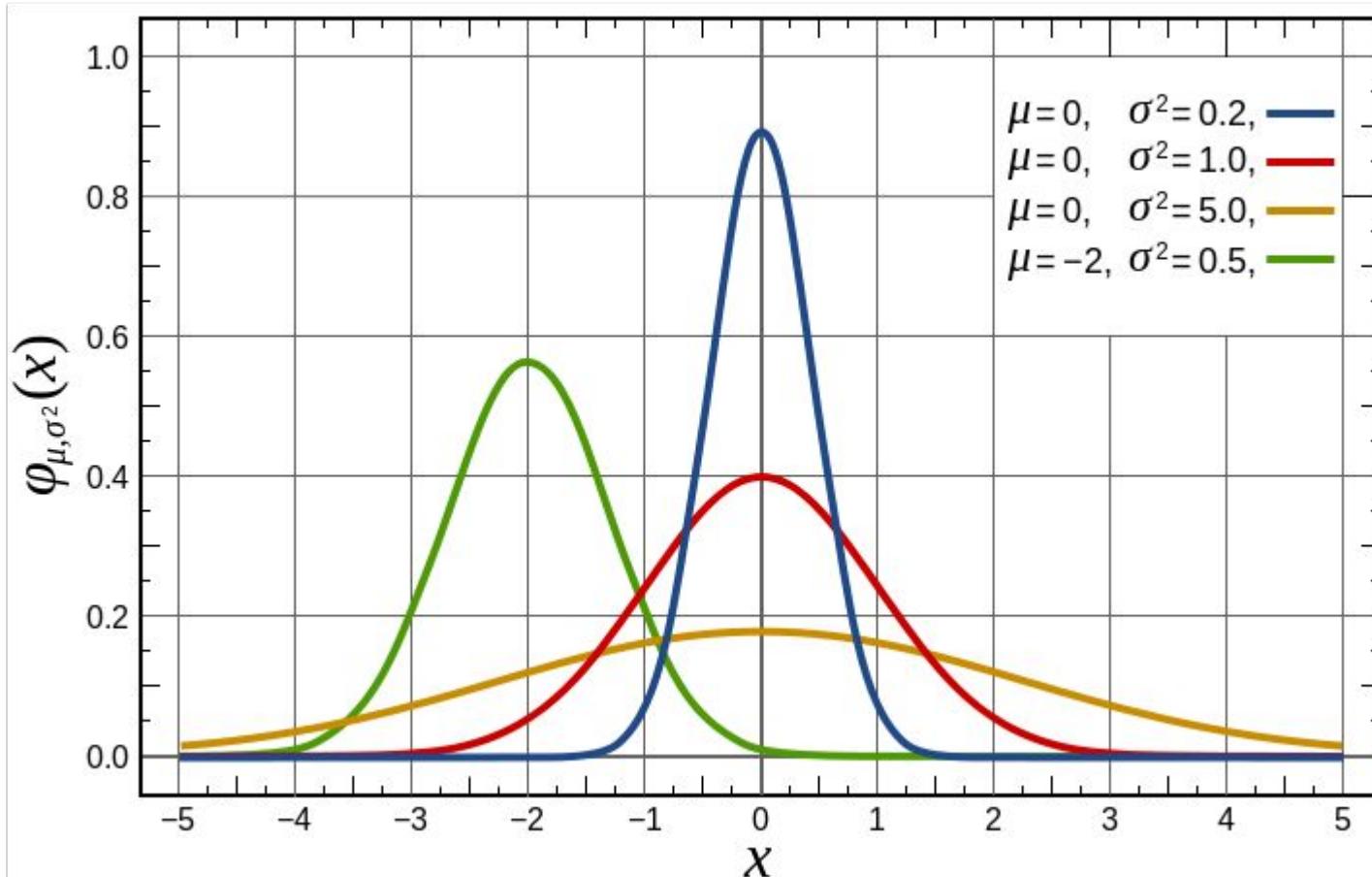
$$(1 - \rho\Delta x)^{x/\Delta x} = [(1 - \rho\Delta x)^{1/\Delta x}]^x \rightarrow [e^{-\rho}]^x = e^{-\rho x}$$

Conclusão: $X \sim \exp(\lambda)$

- Seja X = profundidade penetrada
- Então $P(X > x) = e^{-\rho x}$
- Mas se $X \sim \exp(\rho)$ então $P(X > x) = e^{-\rho x}$
- Isto implica que a profundidade penetrada X é uma v.a. com distribuição exponencial.

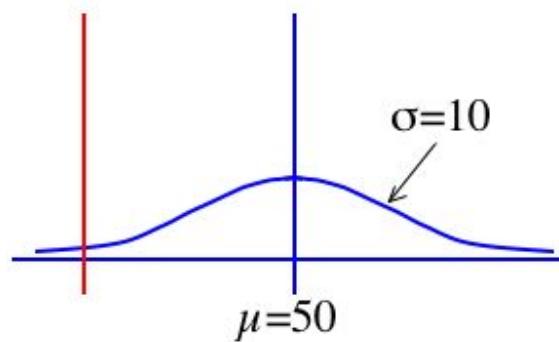
Distribuição normal (ou gaussiana)

- Densidade: $f(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$



Calculating Normal Probabilities...

- Sempre caímos na normal com $\mu=0$ e $\sigma=1$
- Example: X is ***normally distributed*** with a mean $\mu = 50$ minutes and a standard deviation $\sigma=10$:



- What is the probability that X is between 45 and 60?
- Algebraically speaking, what is $P(45 < X < 60)$?

Cálculo de probabilidades gaussianas

Seja $X \sim N(\mu = 50, \sigma^2 = 10^2)$

Queremos $\mathbb{P}(40 < X < 60)$

EVENTO:

$$\begin{aligned}[40 < X < 60] &= \{\omega \text{ tais que } 40 < X(\omega) < 60\} \\ &= \{\omega \text{ tais que } 40 - 50 < X(\omega) - 50 < 60 - 50\} \\ &= \left\{ \omega \text{ tais que } \frac{40 - 50}{10} < \frac{X(\omega) - 50}{10} < \frac{60 - 50}{10} \right\}\end{aligned}$$

Assim:

$$\mathbb{P}(40 < X < 60) = \mathbb{P}\left(-1 < \frac{X-50}{10} < 1\right)$$

Cálculo de probabilidades gaussianas

Seja $X \sim N(\mu = 50, \sigma^2 = 10^2)$

Queremos $\mathbb{P}(40 < X < 60)$

EVENTO:

$$\begin{aligned}[40 < X < 60] &= \{\omega \text{ tais que } 40 < X(\omega) < 60\} \\ &= \{\omega \text{ tais que } 40 - 50 < X(\omega) - 50 < 60 - 50\} \\ &= \left\{ \omega \text{ tais que } \frac{40 - 50}{10} < \frac{X(\omega) - 50}{10} < \frac{60 - 50}{10} \right\}\end{aligned}$$

Assim:

$$\mathbb{P}(40 < X < 60) = \mathbb{P}\left(-1 < \frac{X-50}{10} < 1\right)$$

Seja $X \sim N(\mu = 50, \sigma^2 = 10^2)$

Queremos $\mathbb{P}(40 < X < 60)$

Temos $\mathbb{P}(40 < X < 60) = \mathbb{P}\left(-1 < \frac{X-50}{10} < 1\right)$

Isto é, um evento com X pode ser ESCRITO como
um evento em termos de $(X-\mu)/\sigma = Z$

É o MESMO evento → a probabilidade pode ser
calculada com uma ou outra representação

E daí? Em que isto ajuda?

Propriedade de Gaussiana

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

Defina a nova v.a. $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$

Por exemplo, se $X \sim N(\mu = 50, \sigma^2 = 10^2)$

então $Z = \frac{X-50}{10}$

Toda vez que um valor aleatório $X(\omega)$ for medido
o outro valor (também aleatório) $Z(\omega) = \frac{X(\omega)-50}{10}$

Propriedade de Gaussiana

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

Defina a nova v.a. $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$

TEOREMA: A v.a. Z possui distribuição $N(0,1)$

Assim, se X é uma gaussiana genérica $X \sim N(\mu, \sigma^2)$
a nova v.a. $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$ possui distribuição $N(0,1)$

Z é chamada de normal padronizada.

Problema numérico

Probabilidade =área sob a curva densidade =integral

Não temos fórmula exata para a integral da densidade normal

Cálculo numérico baseado na densidade $N(0,1)$

Para qualquer outra gaussiana, calculamos o evento equivalente em termos da $N(0,1)$

Na prática, em Python

Isto tudo é transparente para o usuário nos dias de hoje.

```
import numpy as np
```

```
import scipy.stats as stats
```

```
# p1 = P(N(50, 10^2) < 60)
```

```
p1 = stats.norm.cdf(60, 50, 10)
```

```
# método cdf retorna apenas probabilidade de X <= a
```

```
# Não retorna um intervalo diretamente
```

Outra probabilidade

E se quisermos $P(a < X < b)$?

Por exemplo, $P(45 < X < 65)$ se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Truque: Sejam

$$A = [X \leq 40] = \{\omega \text{ tais que } X(\omega) \leq 40\}$$

$$B = [40 < X < 60] = \{\omega \text{ tais que } 40 < X(\omega) < 60\}$$

$$C = [X < 60] = \{\omega \text{ tais que } X(\omega) < 60\}$$

Veja que $C = A \cup B$ e que A e B são disjuntos (pois você não pode uma medição $X(w)$ em A e B simultaneamente).

Então $P(C) = P(A) + P(B) \rightarrow P(B) = P(C) - P(A)$

Em Python

```
import numpy as np
import scipy.stats as stats

#  $p1 = P(N(\mu, s^2) < x) = ??$ 
p1 = stats.norm.cdf(x, mu, s)

# Então
#  $P(40 < N(50, 10^2) < 60) = P(N(50, 10^2) < 60) - P(N(50, 10^2) < 40)$ 
# Isto é,
p2 = stats.norm.cdf(60, 50, 10) - stats.norm.cdf(40, 50, 10)
```

Beta

Existem vários fenômenos cujas variáveis de interesse tem seus valores limitados acima e abaixo por números conhecidos a e b. Um exemplo típico é constituído por dados que aparecam em forma de proporção:

- i) em cada empresa industrial brasileira(com produção acima de certo valor fixo) é medido o vetor (X_1, X_2) onde

X_1 = proporção de gastos em salários na produção total durante 1985

X_2 = proporção de gastos em energia na produção total durante 1985.

- ii) a razão entre o comprimento do fêmur e o comprimento total da perna de um indivíduo.

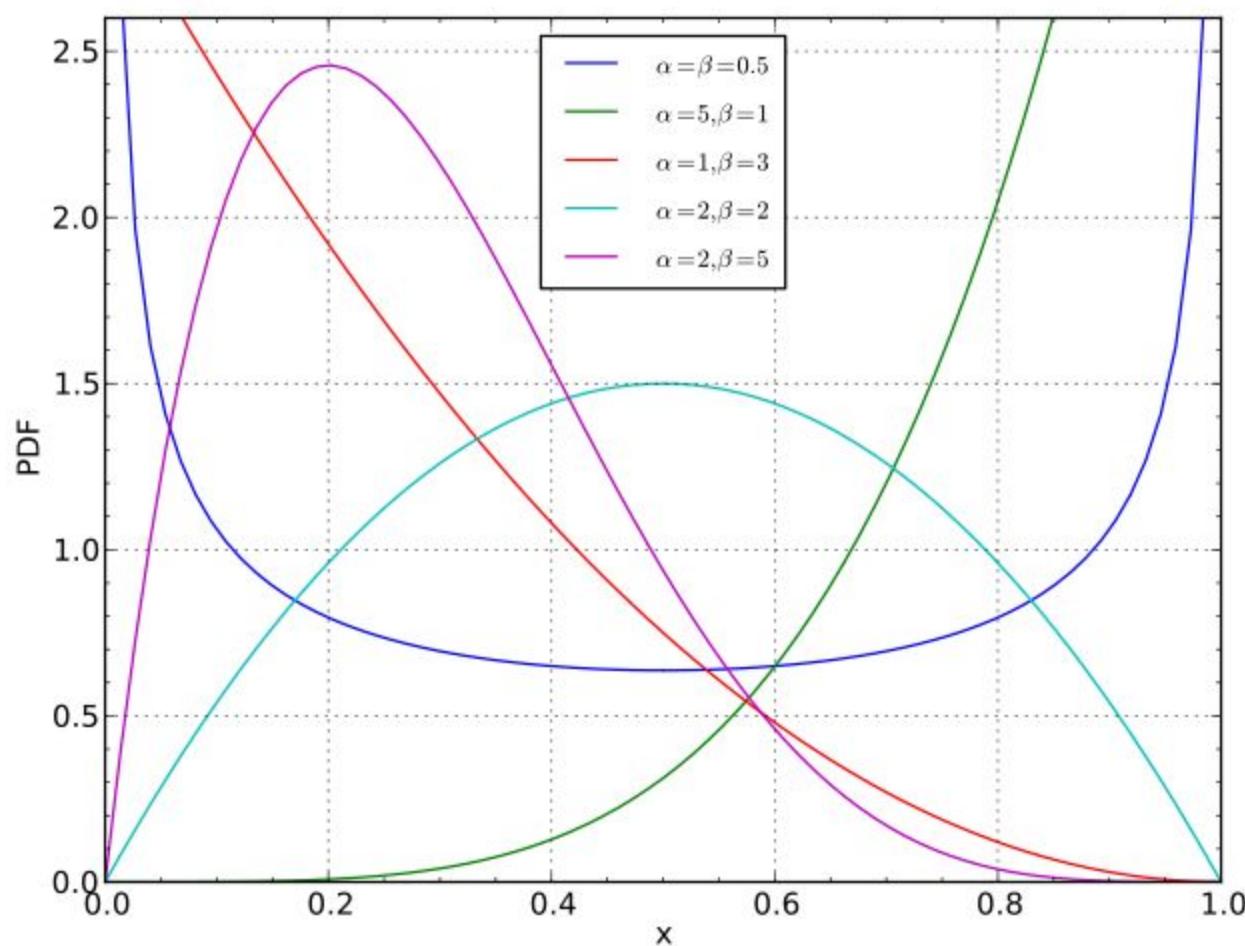
Uma classe de distribuições que inclue a distribuição uniforme e é rica o suficiente para fornecer modelos para a maioria das variáveis aleatórias que têm valores limitados é a classe de distribuições beta.

A variável aleatória Y tem distribuição beta com parâmetros r e s ($Y \sim \beta(r, s)$) onde $r > 0$ e $s > 0$ se Y tem densidade dada por

$$f(y) = \begin{cases} \frac{y^{r-1}(1-y)^{s-1}}{B(r,s)} & \text{se } 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \quad (3.3)$$

onde $B(r, s) = \int_0^1 y^{r-1}(1-y)^{s-1} dy$ é a constante que torna $f(y)$ uma densidade. $B(r,s)$ é chamada

Flexibilidade da beta



Variação do preço de ações

Exemplo: Vamos representar por Y a variável que mede a proporção da variação de preços(médios) diários de ações quando estes preços caem. Isto é, se o preço(médio) de uma ação num dia é d_1 e o preço desta ação no dia seguinte é $d_2 \leq d_1$ então $y = \frac{d_2 - d_1}{d_1}$. Se o preço sobe ($d_1 < d_2$), Y não é registrada para aquela ação. Um total de 2314 ações com preços que caíram foram observadas. Os dados estão resumidos na forma de distribuição de freqüência na tabela 10 e a figura 16 apresenta um histograma junto com a densidade de uma distribuição beta com parâmetros $r=1,038$ e $s=10,63$. A maneira de escolher estes valores será assunto de um próximo capítulo. Nesta figura parece que a distribuição beta fornece um modelo razoável para a variável Y .

Histograma e densidade

