SME 0520 - Introdução à Estatística

Daiane de Souza

SME/ICMC/USP

Parte III - Março de 2025

Principais Modelos Probabilísticos

Alguns Modelos Discretos:

- Distribuição Uniforme Discreta;
- Distribuição de Bernoulli;
- Distribuição Binomial;
- Distribuição Geométrica;
- Distribuição Binomial Negativa;
- Distribuição Hipergeométrica;
- Distribuição Poisson.

Alguns Modelos Contínuos:

- Distribuição Uniforme;
- Distribuição Exponencial;
- Distribuição Normal;
- Distribuição t-Student;
- Distribuição Qui-Quadrado;
- Distribuição Gama;
- Distribuição Beta;
- Distribuição Pareto;
- Distribuição Cauchy.

Recurso Computacional

Recurso Computacional:

• Utilizaremos o Software R, disponível para download em:

```
https://www.r-project.org/
```

- Versão atual: 4.3.1
- O Software R tem funções para realizar cálculos de probabilidade, incluindo geração de números aleatórios de uma determinada distribuição especificada.

Recurso Computacional

As funções têm a seguinte forma geral:

```
letranome (argumentos separados por vírgula)
```

em que:

letra: indica a operação;

nome: indica a distribuição de probabilidade.

Recurso Computacional

Tabela: Funções do *Software* R para geração de números aleatórios e cálculos de probabilidades.

Letra	Operação	Argumentos necessários
r	Gera números pseudo-aleatórios	Tamanho da amostra, parâmetros da distribuição
р	Calcula a função de probabilidade acumulada	Vetor de quantis, parâmetros da distribuição
q	Calcula o quantil correspondente a uma dada probabilidade	Vetor de probabilidades, parâmetros da distribuição
d	Calcula a densidade de probabili- dade	Vetor de quantis, parâmetros da distribuição

Recurso Computacional

Tabela: Algumas distribuições de probabilidade no R.

Distribuição	Nome	Argumentos	Default
Poisson	pois	λ	_
Binomial	binom	n, p	_
Binomial negativa	nbinom	n, p	_
Geométrica	geom	р	_
Hipergeométrica	hyper	m, n, k	_
Uniforme	unif	min, max	0, 1
Exponencial	exp	λ	_
Normal	norm	μ , σ	0, 1
t-Student	t	df	_
Beta	beta	α , β	_
Gama	gamma	α , β	_

Alguns Modelos Discretos

Distribuição Uniforme Discreta

 A variável aleatória assume cada um de seus valores com igual probabilidade.

Definição:

A variável aleatória discreta X, assumindo valores x_1, x_2, \ldots, x_k tem **distribuição uniforme** se, e somente se:

$$p_{\chi}(x) = P(X = x) = \begin{cases} \frac{1}{k}, & x = x_1, x_2, \dots, x_k \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Notação: $X \sim U_d(k)$.

No R: Não há função pronta.

É fácil verificar que:

$$\mu = E(X) = \sum_{i=1}^{k} x_i P(X = x_i) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} x_i$$

е

$$\sigma^{2} = Var(X) = \sum_{i=1}^{k} (x_{i} - \mu)^{2} P(X = x_{i}) = \frac{1}{k} \left\{ \sum_{i=1}^{k} x_{i}^{2} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{k} x_{i}\right)^{2}}{k} \right\}.$$

Modelos Discretos

Exemplo 3.1: Seja X uma variável aleatória que indica o número de pontos marcados na face superior de um dado quando ele é lançado. Obtenha a f.m.p. de X, a esperança e variância.

Exemplo 3.1: Solução em R.

```
> ddu=function(x,a,b) ifelse(x>=a & x<=b & round(x)==x,1/length(a:b),0)
> pdu=function(x,a,b) ifelse(x<a,0,ifelse(x<=b,floor(x)/length(a:b),1))
> a=1
> b = 6
> x=a:b
> px=ddu(x,a,b)
> px
[11] 0.1666667 0.1666667 0.1666667 0.1666667 0.1666667
> E_X=sum(x*px)
> E X
[1] 3.5
> Var X=sum(((x-E X)^2)*px)
> Var X
[1] 2.916667
```

Distribuição de Bernoulli

 Considere uma variável aleatória X que assume apenas dois valores:

$$\begin{cases} 1, & \text{se ocorrer sucesso} \\ 0, & \text{se ocorrer fracasso} \end{cases} .$$

• Indicaremos por p a probabilidade de sucesso, isto é, P(sucesso) = P(X = 1) = p, sendo 0 .

Definição:

A variável aleatória discreta X que assume apenas os valores 0 e 1 tem **distribuição de Bernoulli** se, e somente se:

$$p_{\scriptscriptstyle X}(x) = P(X=x) = \left\{ egin{array}{ll} p^{\scriptscriptstyle X}(1-p)^{1-x}, & x=0,1 \\ 0, & {
m caso \ contrário} \end{array}
ight. .$$

Notação: $X \sim Ber(p)$.

No R: dbinom(x,1,p) (Número de ensaios é 1).

Vejamos:

•
$$P(X = 1) = p$$
.

•
$$P(X = 0) = 1 - p$$
.

$$\begin{array}{c|cc} x & 0 & 1 \\ \hline P(X=x) & 1-p & p \end{array}$$

Segue-se facilmente que:

$$\mu = E(X) = p$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = p(1-p).$$

Modelos Discretos

Exemplo 3.2: Suponha o lançamento de um dado perfeito e o interesse é ocorrer a face 3. Obtenha a f.m.p. dessa variável aleatória, a esperança e variância.

Modelos Discretos

Exemplo 3.2: Solução em R.

```
> i=1:6
> x=0:1
> p=1/length(i)
>
> px = dbinom(x, 1, p)
xg <
[1] 0.8333333 0.1666667
> E_X=sum(x*px)
> E X
[1] 0.1666667
> Var_X=sum(((x-E_X)^2)*px)
> Var_X
[1] 0.1388889
```

Distribuição Binomial

- Considere M ensaios de Bernoulli independentes, todos com a mesma probabilidade de sucesso p.
- A variável aleatória que conta o número de sucessos nos M ensaios de Bernoulli é denominada variável aleatória Binomial com parâmetros M e p.

Modelos Discretos

Exemplo 3.3 (Teórico): Considere uma linha de produção, em que 3 peças são selecionadas aleatoriamente e são classificadas como defeituosas (D) ou não defeituosas (N). X_1 , X_2 e X_3 são variáveis aleatórias que assumem 1 se a peça for não defeituosa e 0 caso contrário. A probabilidade da peça ser não defeituosa é p e, consequentemente, a probabilidade da peça se defeituosa é 1-p. É de interesse encontrar a distribuição de $Y=X_1+X_2+X_3$.

Definição:

A variável aleatória discreta X, correspondente ao número de sucessos nos M ensaios independentes de Bernoulli, tem **distribuição de Binomial** se, e somente se:

$$p_{X}(x) = P(X = x) = \begin{cases} \binom{M}{x} p^{X} (1-p)^{M-x}, & x = 0, 1, \dots, M \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases},$$

em que
$$\binom{M}{x} = \frac{M!}{x!(M-x)!}$$
.

Notação: $X \sim Bin(M, p)$.

No R: dbinom(x, M, p).

Tem-se que:

$$\mu = E(X) = Mp$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = Mp(1-p).$$

Modelos Discretos

Exemplo 3.4: Uma rede varejista compra certo tipo de equipamento eletrônico. O fabricante indica que a taxa de equipamentos em perfeito estado é 97%.

- a) Seleciona-se ao acaso 20 destes itens. Qual a probabilidade de que haja pelo menos um item defeituoso nesses 20?
- b) Selecionando-se aleatoriamente 20 itens em cada um de 10 carregamentos, qual a probabilidade de que haja 3 carregamentos com pelo menos um item defeituoso?

Exemplo 3.4: Solução em R.

```
> # a)
> M = 2.0
> p=0.03
> Pi=1-pbinom(0,M,p)
> Pi
[1] 0.4562057
> pbinom(0,M,p,lower.tail=F) # outra maneira
[11 0.4562057
 # b)
> dbinom(3,10,Pi)
[1] 0.1602161
```

Modelos Discretos

Exercício Proposto 3.1: Um fabricante adquire certo tipo de componente de um fornecedor. Segundo este fornecedor, a proporção de componentes defeituosos é 2%. O fabricante adquire 10 lotes por mês e cada lote são selecionados 15 componentes para inspeção. Qual a probabilidade de que sejam encontrados 3 lotes com mais de um componente defeituoso?

Resp.: 0, 2570.

Distribuição Geométrica

- Considere uma sequência de ensaios de Bernoulli independentes, todos com a mesma probabilidade de sucesso p (0
- Seja variável aleatória X o número de fracassos anteriores ao primeiro sucesso.
- Similarmente, a variável aleatória X pode ser vista como o número de ensaios que precedem o primeiro sucesso.

Modelos Discretos

Definição:

A variável aleatória discreta X tem **distribuição de Geométrica** se, e somente se:

$$p_{\chi}(x) = P(X = x) =$$

$$\begin{cases} p(1-p)^{\chi}, & \chi = 0, 1, \dots, \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}.$$

Notação: $X \sim Geo(p)$.

No R: dgeom(x, p).

Tem-se que:

$$\mu = E(X) = \frac{1-p}{p}$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = \frac{1-p}{p^2}.$$

 Observação: Uma variável aleatória Y pode ser vista como o número de ensaios até a ocorrência do primeiro sucesso.
 Neste caso, Y tem distribuição Geométrica com f.m.p. dada por:

$$\rho_{\scriptscriptstyle Y}(y) = P(Y = y) = \left\{ \begin{array}{ll} \rho(1-\rho)^{y-1}, & y = 1, 2, \dots, \\ 0, & {\sf caso\ contrário} \end{array} \right.$$

• Tem-se que Y = X + 1 é uma variável aleatória e y = x + 1 é o seu valor numérico.

Com isso, tem-se que:

$$\mu = E(Y) = E(X) + 1 = \frac{1}{p}$$

е

$$\sigma^2 = Var(Y) = Var(X) = \frac{1-p}{p^2}.$$

Exemplo 3.5: Um pesquisador está realizando experimentos químicos independentes e sabe que a probabilidade de que cada experimento apresente uma reação positiva é 0,3. Qual a probabilidade de que menos de 3 reações negativas ocorram antes da primeira positiva?

Exemplo 3.5: Solução em R.

```
> pgeom(2,0.3)
[1] 0.657
```

Distribuição Binomial Negativa

- Considere **ensaios de Bernoulli independentes**, todos com a mesma probabilidade de sucesso p (0 < p < 1).
- Definimos a variável aleatória X como o número de fracassos anteriores ao r-ésimo sucesso.

Definição:

A variável aleatória discreta *X* tem **distribuição Binomial Negativa** se sua f.m.p. é dada por:

$$p_X(x) = P(X = x) = \begin{cases} \binom{x+r-1}{r-1} p^r (1-p)^x, & x = 0, 1, ..., \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Notação: $X \sim BN(r, p)$.

No R: dnbinom(x,r,p).

Tem-se que:

$$\mu = E(X) = r\left(\frac{1-p}{p}\right)$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = r\left(\frac{1-p}{p^2}\right).$$

Observações:

① Note que se r = 1, temos o modelo geométrico;

- A Binomial Negativa pode ser definida como o número de ensaios necessários para a obtenção do r-ésimo sucesso.
- Tomando y = x + r, temos a quantidade desejada e seus valores variam de r em diante.
- Assim, sendo Y o número de ensaios necessários para a obtenção de r sucessos, temos:

$$p_{\scriptscriptstyle Y}(y) = P(Y=y) = \left\{ \begin{array}{ll} \binom{y-1}{r-1} p^r (1-p)^{y-r}, & y=r,r+1,\ldots,\\ 0, & \text{caso contrário} \end{array} \right..$$

Observação:

1 A distribuição Binomial Negativa poder ser caracterizada e termos de soma de variáveis aleatórias seguindo distribuição Geométrica:

Sejam X_1, X_2, \ldots, X_r variáveis aleatórias independentes seguindo distribuição Geométrica com parâmetro p.

Definindo $X = \sum_{i=1}^{r} X_i$, temos que X tem distribuição Binomial

Negativa com parâmetros r e p.

Modelos Discretos

Exemplo 3.6: Em uma série do campeonato de basquete, o time que ganhar 4 em 7 jogos será o vencedor. Suponha que o time *A* tenha probabilidade de 55% de ganhar de *B* e que *A* e *B* se enfrentarão em uma série de 7 jogos. Qual a probabilidade de que *A* vença a série em seis jogos?

Exemplo 3.6: Solução em R.

```
> dnbinom(2,4,0.55)
[1] 0.1853002
```

Modelos Discretos

Distribuição Hipergeométrica

- Considere um conjunto de n objetos dos quais m são do Tipo I e n – m são do Tipo II.
- Para um sorteio de r objetos (r < n), feito ao acaso e sem reposição, defina X como o número de objetos do Tipo I selecionados.

Definição:

A variável aleatória discreta X tem **distribuição Hipergeométrica** se sua f.m.p. é dada por:

$$p_X(x) = P(X = x) = \frac{\binom{m}{x} \binom{n-m}{r-x}}{\binom{n}{r}},$$

em que x (inteiro) é tal que

$$\max\{0, r - (n - m)\} \le x \le \min\{r, m\}.$$

Notação: $X \sim Hgeo(m, n, r)$.

No R: dhyper(x, m, n-m, r).

- Observação: Os limites de x na definição garantem que situações absurdas sejam evitadas. Vejamos:
 - max{0, r (n m)}: assegura a contagem adequada nos casos que existem poucos objetos do Tipo II em relação ao número de objetos do Tipo I;
 - $min\{r, m\}$: não podemos ter mais do que o número existentes do Tipo I, tampouco mais que o total sorteado.

Temos que:

$$\mu = E(X) = r \frac{m}{n}$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = \frac{rm(n-m)(n-r)}{n^2(n-1)}.$$

Exemplo 3.7: Considere que em um lote de 20 peças existam 4 defeituosas. Selecionando-se 5 dessas peças, sem reposição, qual seria a probabilidade de 2 defeituosas terem sido escolhidas?

Exemplo 3.7: Solução em R.

```
> dhyper(2, 4, 16, 5)
[11 0.2167183
```

Distribuição Poisson

 É largamente empregada quando se deseja contar o número de eventos de certo tipo que ocorrem em um certo período de tempo ou superfície ou volume.

• Exemplos:

- Número de chamadas telefônicas recebidas por uma central telefônica durante 5 minutos;
- Número de falhas de um computador em um dia de operação;
- Número de defeitos em peças fabricadas.

Definição:

A variável aleatória discreta X tem **distribuição Poisson** com parâmetro λ , $\lambda > 0$, se sua f.m.p. é dada por:

$$p_{X}(x) = P(X = x) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda}\lambda^{X}}{x!}, & x = 0, 1, \dots, \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Notação: $X \sim Poi(\lambda)$.

No R: dpois (x, λ) .

Temos que:

$$\mu = E(X) = \lambda$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = \lambda.$$

Modelos Discretos

Exemplo 3.8: Uma central telefônica recebe, em média, cinco chamadas por minuto. Supondo que a distribuição Poisson seja adequada nessa situação, obtenha a probabilidade de que a central telefônica receba no máximo duas chamadas durante um intervalo de um minuto.

Exemplo 3.8: Solução em R.

```
> ppois(2,5)
[1] 0.124652
```

O Processo de Poisson:

- Suponha que μ seja a média de ocorrência do evento de interesse em t unidades de medida (por exemplo, tempo).
- Denotamos por λ a taxa média de ocorrência em uma unidade de medida, com $\mu = \lambda t$.
- Podemos escrever a f.m.p. por:

$$p_{\chi}(x) = P(X = x) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^{x}}{x!}, & x = 0, 1, \dots, \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}.$$

Exemplo 3.9: Considerando em **Exemplo 3.8**, qual a probabilidade de que a central telefônica receba no máximo duas chamadas em quatro minutos?

Exemplo 3.9: Solução em R.

```
> ppois(2,5*4)
[1] 4.55515e-07
```

Resultados Importantes

Resultado 1: Se $X_1, X_2, ..., X_n$ são variáveis aleatórias independentes e $X_i \sim Poi(\lambda_i)$, então $Y = X_1 + X_2 + ... + X_n \sim Poi(\lambda_1 + \lambda_2 + ... + \lambda_n)$.

Resultado 2: Se $X \sim Bin(M, p)$, com M grande e p pequeno, pode-se aproximar a distribuição de X pela Poisson com parâmetro $\lambda = Mp$.

Exemplo 3.10: Em certa instalação industrial, acidentes ocorrem com baixa frequência. Sabe-se que a probabilidade de um acidente ocorrer em um certo dia é de 0,005 e que os acidentes são independentes. Qual a probabilidade de que em um período de 400 dias haja no máximo 3 dias com acidente?

Exemplo 3.10: Solução em R.

```
> p=0.005
> Mu=M*p
>
> ppois(3,Mu)
[1] 0.8571235
```

> M = 400

Modelos Discretos

Exercício Proposto 3.2: Considerando o **Exemplo 3.10**, calcule a probabilidade considerando a distribuição exata (Binomial) e compare os resultados

Resp.: 0, 8575767.

Distribuição Multinomial

É uma generalização da distribuição binomial para mais de duas categorias. Enquanto a distribuição binomial lida com dois possíveis resultados (como sucesso/falha), a multinomial trata de experimentos com mais de dois resultados possíveis (categorias). Ela modela a probabilidade de observar um certo número de ocorrências para cada categoria em uma série de experimentos independentes.

• Exemplo:

Lançamento de um dado: Se você lançar um dado de 6 lados 10 vezes, a probabilidade de observar, por exemplo, três "1", dois "2", um "3", zero "4", dois "5" e dois "6" pode ser modelada por uma distribuição multinomial.

Definição:

A distribuição binomial pode ser generalizada considerando a repartição do espaço amostral em k eventos A_1, A_2, \ldots, A_k , mutuamente exclusivos. Considerem-se n repetições do experimento. Seja $p_i = P(A_i)$ e suponha-se que p_i permaneça constante durante

todas as repetições. Evidentemente, teremos $\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$. Definam-se

as variáveis aleatórias X_1, X_2, \dots, X_k como segue: X_i é o número de vezes que A_i ocorre nas n repetições do experimento, $i = 1, \dots, k$.

Os X_i não são variáveis aleatórias independentes, porque $\sum_{i=1}^{\kappa} X_i = n$.

Teorema:

Se X_i , i = 1, 2, ..., k, forem definidas como anteriormente, teremos

$$P(X_1 = n_1, X_2 = n_2, \dots, X_k = n_k) = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!} p_1^{n_1} \dots p_k^{n_k},$$

em que $\sum_{i=1}^{k} n_i = n$.

- Para k igual a 2 a expressão anterior se torna a distribuição binomial;
- Se X_1, \ldots, X_k tem distribuição multinomial,

$$E(X_i) = np_i$$
 e $V(X_i) = np_i(1 - p_i)$

No R: dmultinom (x,p).

Exemplo 3.11: Qual é a probabilidade de se lançar um dado de 6 lados 9 vezes, se encontrar 3 lados 1, 2 lados 6, e os demais lados 1 vez?

Exemplo 3.11: Solução em R.

```
> X=c(3,2,1,1,1,1)
> p=c(1/6,1/6,1/6,1/6,1/6,1/6)
>
> dmultinom(X,prob=p)
[1] 0.003000686
```

Modelos Discretos

Exemplo 3.12: Uma fábrica de lâmpadas coloridas produz 50% de lâmpadas verdes, 20% de lâmpadas azuis e 30% de lâmpadas amarelas. Qual é a probabilidade de em 6 lâmpadas 2 sejam verdes, 3 azuis e 1 amarela? Qual é a probabilidade de em 8 lâmpadas 4 sejam verdes, 2 azuis e 2 amarelas?

Exemplo 3.12: Solução em R.

```
> X=c(2,3,1)
> p=c(1/2,1/5,3/10)
>
> dmultinom(X,prob=p)
[1] 0.036
```

Modelos Discretos

Outros Exemplos

Modelos Discretos

Exemplo 3.13: Um site contém 3 servidores idênticos. Somente um deles é usado para operar o site, os outros dois são sobressalentes que podem ser ativados no caso de o sistema principal falhar. A probabilidade de falha é 0,0005. Supondo que cada solicitação represente uma tentativa independente, qual será o número médio de solicitações até a falha dos 3 servidores? Qual a probabilidade de todos os 3 servidores falharem em 5 solicitações?

Modelos Discretos

Exemplo 3.14: Contaminação é um problema de fabricação de discos ópticos. O número de partículas de contaminação que ocorrem em um disco tem distribuição de probabilidade discreta e o número médio de partículas por cm² de superfície é 0,1. A área da superfície do disco em estudo é 100 cm². Encontre a probabilidade de que 12 partículas sejam encontradas em um disco.

Modelos Discretos

Exemplo 3.15: Uma batelada de peças contém 100 peças de um fornecedor local de tubos e 200 peças de um fornecedor de um fornecedor de um estado vizinho. Se 4 peças forem selecionadas, ao acaso e sem reposição, qual será a probabilidade de que elas sejam todas provenientes do fornecedor local? Qual é a probabilidade de duas ou mais peças na amostra serem provenientes do fornecedor local? Qual é a probabilidade de no mínimo uma peça na amostra ser proveniente do fornecedor local?

Modelos Discretos

Exemplo 3.16: Em uma fábrica, dados mostram que em 3 semanas típicas os números médios de acidentes são 2,5 na 1 º semana, 2 na 2º semana e 1,5 na 3 º semana. Suponha que o número de acidentes por semana segue uma distribuição de Poisson. Qual a probabilidade de que ocorram 4 acidentes em 3 semanas?

Modelos Discretos

Exemplo 3.17: Suponha-se que o custo de realização de um experimento seja R\$1.000,00. Se o experimento falhar, ocorrerá um custo adicional de R\$300,00 em virtude de serem necessárias algumas alterações antes que a próxima tentativa seja executada. Se a probabilidade de sucesso em uma tentativa qualquer for 0,20, se as provas foram independentes, e se os experimentos continuarem até que o primeiro resultado frutuoso seja alcançado, qual será o custo esperado do procedimento completo?

Modelos Discretos

Exemplo 3.18: Em determinada localidade, a probabilidade da ocorrência de uma tormenta em algum dia durante o verão (nos meses de dezembro e janeiro) é igual a 0,1. Admitindo-se independência de um dia para outro, qual é a probabilidade da ocorrência da primeira tormenta da estação de verão no dia 3 de janeiro?

Alguns Modelos Contínuos

Distribuição Uniforme

Definição:

Uma variável aleatória contínua X tem **distribuição Uniforme** no intervalo $[\alpha; \beta]$, com $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$, se sua f.d.p. é dada por:

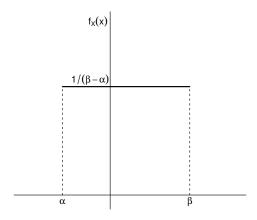
$$f_{x}(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta - \alpha}, & \alpha \leq x \leq \beta \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}.$$

Notação: $X \sim U(\alpha, \beta)$.

No R: punif $(\mathbf{x}, \alpha, \beta)$.

Modelos Contínuos

Uma ilustração gráfica da f.d.p. de X é:



A f.d.a. da distribuição uniforme é facilmente encontrada:

$$F_{X}(x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} f_{X}(t)dt$$
$$= \int_{\alpha}^{x} \frac{1}{\beta - \alpha} dt = \frac{1}{\beta - \alpha} t \Big|_{\alpha}^{x} = \frac{x - \alpha}{\beta - \alpha}.$$

Então,

$$F_{x}(x) = \begin{cases} 0, & x < \alpha \\ \frac{x - \alpha}{\beta - \alpha}, & \alpha \le x \le \beta \\ 1, & x \ge \beta \end{cases}.$$

Temos que:

$$\mu = E(X) = \frac{\alpha + \beta}{2}$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = \frac{(\beta - \alpha)^2}{12}.$$

Exemplo 3.19: Seja X uma variável aleatória com distribuição uniforme, $U\left(-\frac{1}{2};\frac{1}{2}\right)$. Calcule:

- a) $F_x(x)$.
- b) $P(-\frac{1}{4} < X \le \frac{1}{4})$.
- c) E(X) e Var(X).

Exemplo 3.19: Solução em R.

```
> # b)
>
> a=-1/2; b=1/2
> punif(1/4,a,b) - punif(-1/4,a,b)
[1] 0.5
> # c)
> E X = (a+b)/2
> E_X
[1] 0
> Var_X=((b-a)^2)/12
> Var X
[1] 0.08333333
```

Exemplo 3.19: Solução em R (continuação).

```
> # c) outra maneira:
>
> fdp=function(x,a=-1/2,b=1/2) ifelse(x>=a & x<=b,1/(b-a),0)
> E_X= function(x) x*fdp(x)
> E_X2=function(x) (x^2)*fdp(x)
> integrate(E_X,-1/2,1/2)$value
[1] 0
> integrate(E_X2,-1/2,1/2)$value-((integrate(E_X,-1/2,1/2)$value)^2)
[1] 0.083333333
```

Modelos Contínuos

Distribuição Exponencial

Definição:

Uma variável aleatória contínua X tem **distribuição Exponencial** com parâmetro λ , $\lambda > 0$, se sua f.d.p. é dada por:

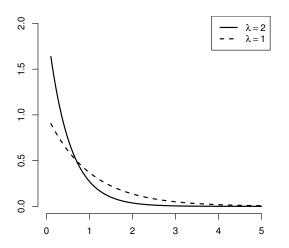
$$f_{\scriptscriptstyle X}(x) = \left\{ egin{array}{ll} \lambda {\it e}^{-\lambda x}, & x \geq 0 \ & 0, & {
m caso \ contrário} \end{array}
ight. .$$

Notação: $X \sim Exp(\lambda)$.

No R: pexp (x, λ) .

Modelos Contínuos

Uma ilustração gráfica da f.d.p. de X é:



A f.d.a. da distribuição exponencial é dada por:

$$F_X(x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$
$$= \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = -e^{-\lambda t} \Big|_0^x = 1 - e^{-\lambda x}.$$

Então,

$$F_{\chi}(x) = \left\{ \begin{array}{cc} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x}, & x \ge 0 \end{array} \right..$$

Temos que:

$$\mu = E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}.$$

Propriedade:

a) Se $X \sim Exp(\lambda)$, então P(X > a + b|X > b) = P(X > a).

Esta propriedade é conhecida por "falta de memória" e é a única distribuição contínua com esta propriedade.

Outra parametrização para a distribuição exponencial:

$$f_{x}(x) = \begin{cases} \frac{1}{\alpha}e^{-x/\alpha}, & x \geq 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Utilizando esta parametrização, temos que:

$$\mu = E(X) = \alpha$$

е

$$\sigma^2 = Var(X) = \alpha^2$$
.

Exemplo 3.20: Seja *X* o tempo de vida de um fusível que tem distribuição exponencial com média de 100 horas. Qual a probabilidade de um fusível durar mais de 150 horas?

Exemplo 3.20: Solução em R.

```
> lambda=1/100
>
> 1-pexp(150,lambda)
[1] 0.2231302
>
> # outra maneira
> pexp(150,lambda,lower=F)
[1] 0.2231302
```

Modelos Contínuos

Exercício Proposto 3.3: O tempo X antes do primeiro reparo em uma certa máquina tem distribuição exponencial com parâmetro $\lambda = \frac{1}{4}$ reparo/mês. Qual a probabilidade de que um reparo seja necessário após 6 meses de uso? E antes de um ano de uso?

Resp.: 0, 22313 e 0, 95021.

Distribuição Normal

- É o mais importante dos modelos probabilísticos.
- A distribuição Normal é também conhecida como distribuição Gaussiana.
- Sua representação gráfica é conhecida pela curva em forma de sino.

Definição:

Uma variável aleatória contínua X tem **distribuição Normal** com parâmetros μ (média) e σ^2 (variância) se sua f.d.p. é dada por:

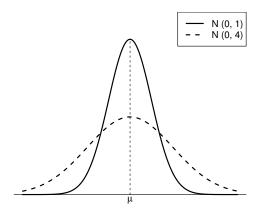
$$f_{X}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^{2}}}e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}}(x-\mu)^{2}}, \ -\infty < x < \infty,$$

em que $-\infty < \mu < \infty$ ($\mu \in \mathbb{R}$) e $\sigma^2 > 0$.

Notação: $X \sim N(\mu; \sigma^2)$.

No R: pnorm $(\mathbf{x}, \mu, \sigma)$.

Uma ilustração gráfica da sua f.d.p. é:



Temos que:

$$\mu = E(X)$$

е

$$\sigma^2 = Var(X)$$
,

ou seja, a distribuição é parametrizada pela sua média e pela sua variância.

Propriedades:

a) A distribuição é simétrica em relação á média. Isto é,

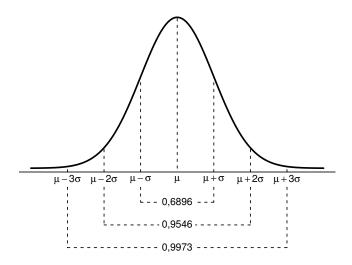
$$f_X(\mu - X) = f_X(\mu + X), \ \forall \ X \in \mathbb{R}.$$

- b) Como a área total sob a curva é igual a 1, à esquerda e à direita de μ a área é igual a 0,5.
- c) Tem-se as seguintes probabilidades:

$$P(\mu - \sigma \le X \le \mu + \sigma) = 0,6896$$

 $P(\mu - 2\sigma \le X \le \mu + 2\sigma) = 0,9546$
 $P(\mu - 3\sigma \le X \le \mu + 3\sigma) = 0,9973.$

Modelos Contínuos



A f.d.a. da distribuição normal é dada por:

$$F_{X}(x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} f_{X}(t)dt$$
$$= \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^{2}}} e^{-\frac{1}{2\sigma^{2}}(t-\mu)^{2}} dt,$$

cuja integral não tem solução analítica.

Pergunta: Como calcular probabilidade?

Resposta: Cálculo de probabilidades com auxílio de tabela.

Definição:

Se $X \sim N(\mu; \sigma^2)$, então a variável aleatória Z definida por

$$Z = \frac{X - E(X)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{X - \mu}{\sigma},$$

terá distribuição normal com média 0 e variância 1, $Z \sim N(0; 1)$, conhecida como **distribuição normal-padrão ou reduzida**.

Cáculo de Probabilidades:

• A seguir os cálculos de probabilidades a partir de exemplos.

Exemplo 3.21 (Uso da tabela normal-padrão): Seja $Z \sim N(0;1)$, calcule:

a)
$$P(0 \le Z \le 1,65)$$
.

e)
$$P(0, 80 \le Z \le 1, 40)$$
.

b)
$$P(Z \le 0, 5)$$
.

f)
$$P(0 \le Z \le z) = 0,4753$$
.

c)
$$P(Z \le -1, 57)$$
.

g)
$$P(Z \le z) = 0,05$$
.

d)
$$P(-0.65 \le Z \le 0.65)$$
.

Modelos Contínuos

Exemplo 3.21: Solução em R.

```
> # a)
> pnorm(1.65)-pnorm(0)
[1] 0.4505285
> # b)
> pnorm(0.5)
[11 0.6914625
> # c)
> pnorm(-1.57)
[1] 0.05820756
> # d)
> pnorm(0.65) - pnorm(-0.65)
[1] 0.4843078
```

Exemplo 3.21: Solução em R (continuação).

```
> # e)
> pnorm(1.40)-pnorm(0.80)
[1] 0.1310987
>
> # f)
> qnorm(0.5+0.4753)
[1] 1.965123
> # g)
> qnorm(0.05)
[1] -1.644854
```

Modelos Contínuos

Exemplo 3.22: Seja $X \sim N(90; 100)$. Determine:

- a) $P(80 \le X \le 100)$.
- b) $P(X \le 90)$.
- c) P(60 < X < 75).

Exemplo 3.22: Solução em R.

```
> # a)
> pnorm(100,90,10)-pnorm(80,90,10)
[1] 0.6826895
> # b)
> 1-pnorm(90,90,10)
[1] 0.5
> # outra maneira
> pnorm(90,90,10,lower=F)
[1] 0.5
> # c)
> pnorm (75, 90, 10) -pnorm (60, 90, 10)
[1] 0.0654573
```

Exemplo 3.23: Suponha que as medidas da corrente em um pedaço de fio sigam a distribuição normal, com uma média de 10 miliamperes e uma variância de 4.

- a) Qual é a probabilidade de a medida exceder 13 miliamperes?
- b) Qual é a probabilidade de a medida estar entre 9 e 11 miliamperes?
- c) Determine o valor para o qual a probabilidade de uma medida da corrente estar abaixo desse valor seja 0,98.

Exercício Proposto 3.4: Seja $X \sim N(50; 10^2)$. Determine:

- a) $P(30 \le X \le 70)$.
- b) P(|X-50|<10).
- c) $P(\mu a \le X \le \mu + a) = 0,90.$
- d) $P(k \le X \le 70) = 0,8185$.
- e) $P(k \le X \le 75) = 0,3031$.

Resp.: a) 0, 9544; b) 0, 6826; c) a = ?; d) k = ?; e) k = ?.

Observação: Seja $Z \sim N(0; 1)$. Considere a probabilidade:

$$P(a \le Z \le b) = 0,95.$$

Quais os valores de a e b?

Veiamos:

a)
$$P(-1,96 \le Z \le 1,96) = 0,95$$
;

b)
$$P(-1,93 \le Z \le 2,01) = 0,951$$
;

c)
$$P(-2,55 \le Z \le 1,70) = 0,95$$
;

d)
$$P(-2,33 \le Z \le 1,75) = 0,95$$
.

Resultado Importante

Resultado 1 (Aproximação da Binomial pela Normal): Suponha que $X \sim Bin(M, p)$. Já sabemos que E(X) = Mp e Var(X) = Mp(1 - p). Para calcular as probabilidades

*
$$P(a \le X \le b)$$
 ou $P(a < X \le b)$ ou $P(a \le X < b)$ ou $P(a < X < b)$

- \star *P*(*X* ≥ *a*) ou *P*(*X* > *a*)
- * $P(X \le b)$ ou P(X < b),

é razoável considerar a distribuição normal com média e variância iguais às da distribuição Binomial.

- Em outras palavras, tem-se a aproximação da distribuição de probabilidade de X pela distribuição de uma variável aleatória Y, sendo $Y \sim N(\mu; \sigma^2)$, em que $\mu = Mp$ e $\sigma^2 = Mp(1-p)$.
- Portanto, como exemplo,

$$P(X \geq a) \approx P(Y \geq a),$$

com $Y \sim N(Mp; Mp(1-p))$

Observação:

- O cálculo de probabilidade aproximado é feito da forma usual para a distribuição normal.
- A aproximação da distribuição binomial pela normal é boa quando $Mp(1-p) \ge 3$.

Resultado Importante

Exemplo 3.24: Uma prova é constituída de 20 testes com 4 alternativas cada. Um aluno não estudou a matéria e vai respondê-las ao acaso. Qual a probabilidade de acertar 50% ou mais das questões?

Exemplo 3.23: Solução em R.

```
> M=20
> p=1/4
>
> (Mu=M*p)
[1] 5
> (Var=M*p*(1-p))
[1] 3.75
>
> 1-pnorm(10,Mu,sqrt(Var))
[1] 0.004911637
> # outra maneira
> pnorm(10,Mu,sqrt(Var),lower=F)
[1] 0.004911637
```

Resultado Importante

Exercício Proposto 3.5: Considere as informações do Exemplo 3.23. Calcule a probabilidade exata (baseada na distribuição Binomial) e avalie o erro cometido ao calcular com a aproximação pela distribuição normal.

Resp.: ?