ME414 - Estatística para Experimentalistas Parte 13

Notas de aula produzidas pelos professores Samara Kiihl, Tatiana Benaglia e Benilton Carvalho e modificadas pela Profa. Larissa Avila Matos

Dizemos que uma v.a. X possui distribuição normal com parâmetros μ e σ^2 , $\mu \in \mathbb{R}$ e $\sigma^2 > 0$, se a f.d.p. f_X é dada por:

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

Notação: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Dizemos que uma v.a. X possui distribuição normal com parâmetros μ e σ^2 , $\mu \in \mathbb{R}$ e $\sigma^2 > 0$, se a f.d.p. f_X é dada por:

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

Notação: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Distribuição mais importante da Estatística. Também conhecida como distribuição Gaussiana.

Dizemos que uma v.a. X possui distribuição normal com parâmetros μ e σ^2 , $\mu \in \mathbb{R}$ e $\sigma^2 > 0$, se a f.d.p. f_X é dada por:

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

Notação: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Distribuição mais importante da Estatística. Também conhecida como distribuição Gaussiana.

A esperança e variância de uma v.a. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ são:

$$\mathbb{E}(X) = \mu$$
 e $Var(X) = \sigma^2$

Distribuição Normal - Esperança e Variância

Esperança:

$$\mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] dx = \mu$$

Distribuição Normal - Esperança e Variância

Esperança:

$$\mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] dx = \mu$$

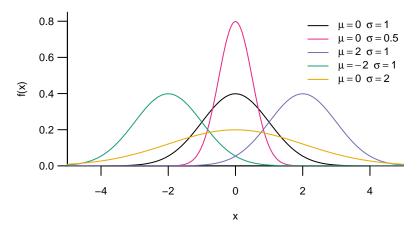
Variância

$$Var(X) = \mathbb{E}([X - \mathbb{E}(X)]^2)$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} exp\left[-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] dx$$

$$= \sigma^2$$

Gráfico da função de densidade de probabilidade de uma v.a. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$



Função Densidade: "Forma de sino", centrada em μ e escala controlada por σ^2 .

OkCupid é uma rede social para relacionamentos.

Usuários devem colocar características pessoais como, por exemplo, altura.

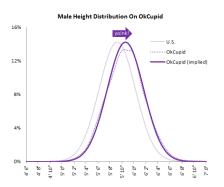
OkCupid é uma rede social para relacionamentos.

Usuários devem colocar características pessoais como, por exemplo, altura.

Será que são sinceros?

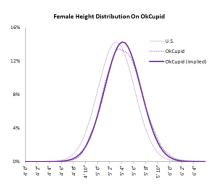


Comparação da distribuição das alturas da população adulta norte-americana e a distribuição das alturas dos usuários do site:

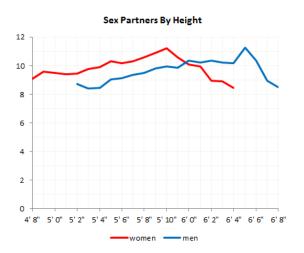


Fonte: http://blog.okcupid.com/index.php/the-biggest-lies-in-online-dating/

Comparação da distribuição das alturas da população adulta norte-americana e a distribuição das alturas dos usuários do site:



Fonte: http://blog.okcupid.com/index.php/the-biggest-lies-in-online-dating/



Fonte: http://blog.okcupid.com/index.php/the-biggest-lies-in-online-dating/

Distribuição Normal Padrão

Propriedade: Se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, então

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

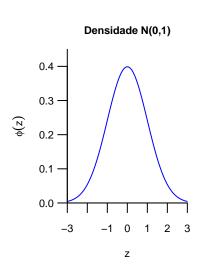
Dizemos que Z tem distribuição **Normal Padrão** e sua densidade se reduz a:

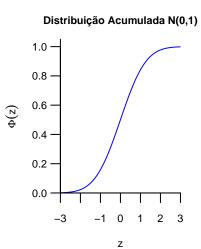
$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}, \quad -\infty < z < \infty$$

A f.d.a. de uma Normal padrão, que denotaremos por Φ , é:

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

Distribuição Normal Padrão







Uma universidade americana recebeu inscrição de dois alunos (Pam e Jim) com os respectivos históricos escolares. No entanto, Pam realizou o SAT e tirou 1800, enquanto que o Jim fez o ACT e tirou 24. Como a universidade pode comparar os dois alunos, baseando-se nesses testes?



Uma universidade americana recebeu inscrição de dois alunos (Pam e Jim) com os respectivos históricos escolares. No entanto, Pam realizou o SAT e tirou 1800, enquanto que o Jim fez o ACT e tirou 24. Como a universidade pode comparar os dois alunos, baseando-se nesses testes?

Precisamos avaliar quão melhor (ou pior) a Pam foi em relação aos demais alunos que realizaram o SAT.



Uma universidade americana recebeu inscrição de dois alunos (Pam e Jim) com os respectivos históricos escolares. No entanto, Pam realizou o SAT e tirou 1800, enquanto que o Jim fez o ACT e tirou 24. Como a universidade pode comparar os dois alunos, baseando-se nesses testes?

Precisamos avaliar quão melhor (ou pior) a Pam foi em relação aos demais alunos que realizaram o SAT.

Precisamos avaliar quão melhor (ou pior) o Jim foi em relação aos demais alunos que realizaram o ACT.

A universidade tem acesso à média (1500) e ao desvio-padrão (300) das notas de todos os alunos que realizaram o SAT juntamente com a Pam.

A universidade tem acesso à média (1500) e ao desvio-padrão (300) das notas de todos os alunos que realizaram o SAT juntamente com a Pam.

A universidade tem acesso à média (21) e ao desvio-padrão (5) das notas de todos os alunos que realizaram o ACT juntamente com a Jim.

A universidade tem acesso à média (1500) e ao desvio-padrão (300) das notas de todos os alunos que realizaram o SAT juntamente com a Pam.

A universidade tem acesso à média (21) e ao desvio-padrão (5) das notas de todos os alunos que realizaram o ACT juntamente com a Jim.

Assumindo que as notas dos dois testes seguem uma distribuição normal:

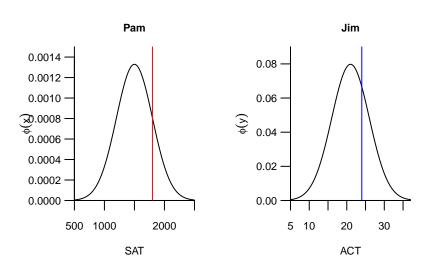
A universidade tem acesso à média (1500) e ao desvio-padrão (300) das notas de todos os alunos que realizaram o SAT juntamente com a Pam.

A universidade tem acesso à média (21) e ao desvio-padrão (5) das notas de todos os alunos que realizaram o ACT juntamente com a Jim.

Assumindo que as notas dos dois testes seguem uma distribuição normal:

Seja X uma v.a. representando a nota no SAT: $X \sim N(\mu = 1500, \sigma = 300)$.

Seja Y uma v.a. representando a nota no ACT: $X \sim N(\mu = 21, \sigma = 5)$.



Seja X uma v.a. representando a nota no SAT: $X \sim N(\mu = 1500, \sigma = 300).$

Seja X uma v.a. representando a nota no SAT:

$$X \sim N(\mu = 1500, \sigma = 300).$$

Padronizando a v.a. das notas do SAT: $Z_1 = \frac{X-1500}{300} \sim N(0,1)$.

Seja X uma v.a. representando a nota no SAT:

$$X \sim N(\mu = 1500, \sigma = 300).$$

Padronizando a v.a. das notas do SAT: $Z_1 = \frac{X-1500}{300} \sim N(0,1)$.

Padronizando a nota da Pam:

$$\frac{1800 - 1500}{300} = 1$$

Seja X uma v.a. representando a nota no SAT:

$$X \sim N(\mu = 1500, \sigma = 300).$$

Padronizando a v.a. das notas do SAT: $Z_1 = \frac{X-1500}{300} \sim N(0,1)$.

Padronizando a nota da Pam:

$$\frac{1800 - 1500}{300} = 1$$

Seja Y uma v.a. representando a nota no ACT: Y $\sim N(\mu=21,\sigma=5).$

Seja X uma v.a. representando a nota no SAT:

$$X \sim N(\mu = 1500, \sigma = 300).$$

Padronizando a v.a. das notas do SAT: $Z_1 = \frac{X-1500}{300} \sim N(0,1)$.

Padronizando a nota da Pam:

$$\frac{1800 - 1500}{300} = 1$$

Seja Y uma v.a. representando a nota no ACT: $Y \sim N(\mu = 21, \sigma = 5)$.

Padronizando a v.a. das notas do ACT: $Z_2 = \frac{Y-21}{5} \sim N(0,1)$.

Seja X uma v.a. representando a nota no SAT:

$$X \sim N(\mu = 1500, \sigma = 300).$$

Padronizando a v.a. das notas do SAT: $Z_1 = \frac{X-1500}{300} \sim N(0,1)$.

Padronizando a nota da Pam:

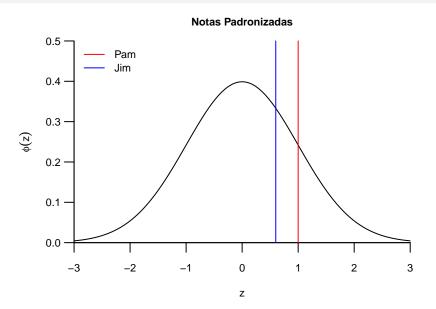
$$\frac{1800 - 1500}{300} = 1$$

Seja Y uma v.a. representando a nota no ACT: Y ~ $N(\mu=21,\sigma=5)$.

Padronizando a v.a. das notas do ACT: $Z_2 = \frac{Y-21}{5} \sim N(0,1)$.

Padronizando a nota do Jim:

$$\frac{24-21}{5} = 0.6$$



 \blacksquare Para calcular as probabilidades, precisamos usar a f.d.a. de $Z \sim N(0,1)$

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz,$$

que não tem forma fechada, pois e^{-z^2} não tem antiderivada.

■ Para calcular as probabilidades, precisamos usar a f.d.a. de $Z \sim N(0,1)$

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz,$$

que não tem forma fechada, pois e^{-z^2} não tem antiderivada.

■ Contudo, os valores para $Z \sim N(0,1)$ e $\phi(z)$ encontram-se tabelados.

 \blacksquare Para calcular as probabilidades, precisamos usar a f.d.a. de $Z \sim N(0,1)$

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz,$$

que não tem forma fechada, pois e^{-z^2} não tem antiderivada.

- Contudo, os valores para $Z \sim N(0,1)$ e $\phi(z)$ encontram-se tabelados.
- Tudo o que precisamos fazer é transformar a variável em N(0,1) e usar os valores tabelados. Ou seja, para $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, temos:

 \blacksquare Para calcular as probabilidades, precisamos usar a f.d.a. de $Z \sim N(0,1)$

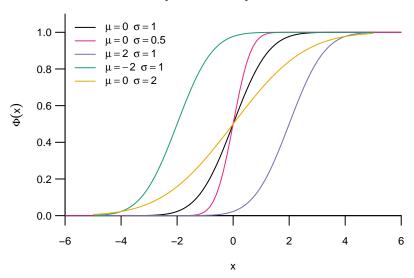
$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz,$$

que não tem forma fechada, pois e^{-z^2} não tem antiderivada.

- Contudo, os valores para $Z \sim N(0,1)$ e $\phi(z)$ encontram-se tabelados.
- Tudo o que precisamos fazer é transformar a variável em N(0,1) e usar os valores tabelados. Ou seja, para $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, temos:

$$F_X(a) = P(X \le a) = P\left(\underbrace{\frac{X-\mu}{\sigma}}_{Z} \le \frac{a-\mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$$

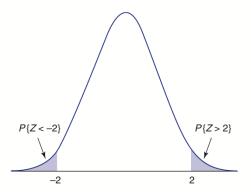
Função de Distribuição Acumulada



Distribuição Normal - Simetria

A distribuição normal é simétrica, portanto

$$P(Z < -z) = P(Z > z)$$



$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

$$\Phi(0) = 0.5$$

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

- $\Phi(0) = 0.5$
- $\Phi(-\infty) = 0$

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

- $\Phi(0) = 0.5$
- $\Phi(-\infty) = 0$
- $\Phi(\infty) = 1$

$$\Phi(t) = P(Z \le t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

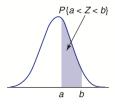
- $\Phi(0) = 0.5$
- $\Phi(-\infty) = 0$
- $\Phi(\infty) = 1$
- Por simetria:

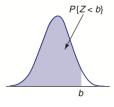
$$\Phi(x) = P(Z < x) = P(Z > -x)$$

= 1 - P(Z < -x) = 1 - \Phi(-x)

A probabilidade de um intervalo é dada por:

$$P(a < Z < b) = P(Z < b) - P(Z < a)$$
$$= P(Z \le b) - P(Z \le a)$$
$$= \Phi(b) - \Phi(a)$$





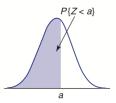


Tabela Normal

Tabela I: Distribuição Normal Padrão Acumulada



Fornece $\Phi(z) = P(-\infty < Z \le z)$, para todo z, de 0,01 em 0,01, desde z = 0,00 até z = 3,59 A distribuição de Z é Normal(0,1)

z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5120	0,5160	0,5199	0,5239	0,5279	0,5319	0,5359
0,1	0,5398	0,5438	0,5478	0,5517	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,5714	0,5753
0,2	0,5793	0,5832	0,5871	0,5910	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6103	0,6141
0,3	0,6179	0,6217	0,6255	0,6293	0,6331	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,6517
0,4	0,6554	0,6591	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
0,5	0,6915	0,6950	0,6985	0,7019	0,7054	0,7088	0,7123	0,7157	0,7190	0,7224
0,6	0,7257	0,7291	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,7517	0,7549
0,7	0,7580	0,7611	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
0,8	0,7881	0,7910	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,8051	0,8078	0,8106	0,8133
0,9	0,8159	0,8186	0,8212	0,8238	0,8264	0,8289	0,8315	0,8340	0,8365	0,8389
1,0	0,8413	0,8438	0,8461	0,8485	0,8508	0,8531	0,8554	0,8577	0,8599	0,8621
1,1	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,8810	0,8830
1,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,9015
1,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9099	0,9115	0,9131	0,9147	0,9162	0,9177

Exercitando com a tabela da Normal:

■ $\Phi(0.2)$

- $\Phi(0.2) = 0.5793$
- $\Phi(0.45)$

- $\Phi(0.2) = 0.5793$
- $\Phi(0.45) = 0.6736$
- $\Phi(1.28)$

- $\Phi(0.2) = 0.5793$
- $\Phi(0.45) = 0.6736$
- $\Phi(1.28) = 0.8997$
- $\Phi(-0.45)$

$$\Phi(0.2) = 0.5793$$

$$\Phi(0.45) = 0.6736$$

$$\Phi(1.28) = 0.8997$$

$$\Phi(-0.45) = 1 - \Phi(0.45)$$

$$\Phi(0.2) = 0.5793$$

$$\Phi(0.45) = 0.6736$$

$$\Phi(1.28) = 0.8997$$

$$\Phi(-0.45) = 1 - \Phi(0.45) = 0.3264$$

Exemplo: Se $X \sim N(10, 4)$, calcular:

$$P(9 \le X \le 12)$$

4
$$P(X < 8 \text{ ou } X > 11)$$

Fonte: Morettin & Bussab, Estatística Básica 5^a edição, pág 182.

Recorde que se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, então $\frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$.

Neste problema, sabemos que $\mu=10$ e $\sigma^2=4$, logo $\sigma=2$. Então

$$Z = \frac{(X - 10)}{2} \sim N(0, 1)$$

Devemos transformar X de modo que o evento 8 < X < 10 permaneça inalterado. Fazemos isso transformando todos os lados da inequação:

$$\begin{split} 8 < X < 10 &\Leftrightarrow 8 - 10 < X - 10 < 10 - 10 \\ &\Leftrightarrow \frac{8 - 10}{2} < \frac{X - 10}{2} < \frac{10 - 10}{2} \\ &\Leftrightarrow -1 < Z < 0 \end{split}$$

Então,
$$P(8 < X < 10) = P(-1 < Z < 0)$$

O valor $\Phi(0)$ está disponível na tabela e é igual a 0.5.

Para obtermos $\Phi(-1)$, devemos usar a simetria da função Φ em torno do zero:

$$\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$

A tabela nos dá $\Phi(1) = 0.8413$ \rightarrow $\Phi(-1) = 1 - 0.8413 = 0.1587$

Concluimos portanto que

$$\begin{split} P(8 < X < 10) &= P(-1 < Z < 0) \\ &= \varPhi(0) - \varPhi(-1) \\ &= 0.5 - 0.1587 = 0.3413 \end{split}$$

Esta é a tabela da normal, com os valores de $\Phi(1)$ e $\Phi(0)$ destacados:

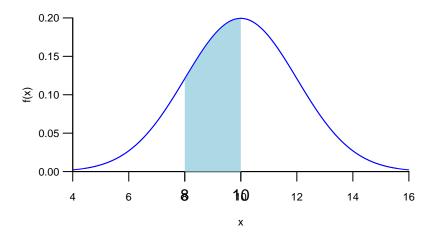
Tabela I: Distribuição Normal Padrão Acumulada



Fornece $\Phi(z) = P(-\infty < Z \le z)$, para todo z, de 0,01 em 0,01, desde z = 0,00 até z = 3,59 A distribuição de Z é Normal(0,1)

z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5120	0,5160	0,5199	0,5239	0,5279	0,5319	0,5359
0,1	0,5398	0,5438	0,5478	0,5517	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,5714	0,5753
0,2	0,5793	0,5832	0,5871	0,5910	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6103	0,6141
0,3	0,6179	0,6217	0,6255	0,6293	0,6331	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,6517
0,4	0,6554	0,6591	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
0,5	0,6915	0,6950	0,6985	0,7019	0,7054	0,7088	0,7123	0,7157	0,7190	0,7224
0,6	0,7257	0,7291	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,7517	0,7549
0,7	0,7580	0,7611	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
0,8	0,7881	0,7910	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,8051	0,8078	0,8106	0,8133
0,9	0,8159	0,8186	0,8212	0,8238	0,8264	0,8289	0,8315	0,8340	0,8365	0,8389
1,0	0,8413	0,8438	0,8461	0,8485	0,8508	0,8531	0,8554	0,8577	0,8599	0,8621
1,1	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,8810	0,8830
1,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,9015
1,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9099	0,9115	0,9131	0,9147	0,9162	0,9177

Este é o gráfico da curva N(10,4), com a região [8,10] correspondente ao item 1. em destaque:



$$P(9 \le X \le 12) = P\left(\frac{9-10}{2} \le \frac{X-10}{2} \le \frac{12-10}{2}\right)$$
$$= P(-1/2 \le Z \le 1) = 0.5328$$

$$P(9 \le X \le 12) = P\left(\frac{9-10}{2} \le \frac{X-10}{2} \le \frac{12-10}{2}\right)$$
$$= P(-1/2 \le Z \le 1) = 0.5328$$

$$P(X > 10) = P\left(\frac{X - 10}{2} > \frac{10 - 10}{2}\right) = P(Z > 0) = 0.5$$

$$P(9 \le X \le 12) = P\left(\frac{9-10}{2} \le \frac{X-10}{2} \le \frac{12-10}{2}\right)$$
$$= P(-1/2 \le Z \le 1) = 0.5328$$

$$P(X > 10) = P\left(\frac{X - 10}{2} > \frac{10 - 10}{2}\right) = P(Z > 0) = 0.5$$

$$\begin{split} P(X < 8 \text{ ou } X > 11) &= P(X < 8) + P(X > 11) \\ &= P\left(\frac{X - 10}{2} < \frac{8 - 10}{2}\right) + P\left(\frac{X - 10}{2} > \frac{11 - 10}{2}\right) \\ &= P(Z < -1) + P(Z > 1/2) \\ &= 0.1586 + 0.3085 = 0.4671 \end{split}$$

Exemplo: Se $X \sim N(4,3^2)$, calcule $P(X \le 7)$ e $P(1 < X \le 7)$.

Exemplo: Se $X \sim N(4,3^2)$, calcule $P(X \le 7)$ e $P(1 < X \le 7)$.

$$F_X(7) = P(X \le 7) = P\left(\frac{X-4}{3} \le \frac{7-4}{3}\right)$$

= $P(Z \le 1) = \Phi(1) = 0.8413$

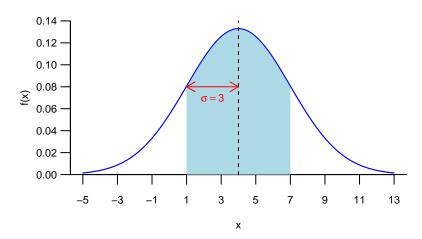
Exemplo: Se $X \sim N(4,3^2)$, calcule $P(X \le 7)$ e $P(1 < X \le 7)$.

$$F_X(7) = P(X \le 7) = P\left(\frac{X-4}{3} \le \frac{7-4}{3}\right)$$

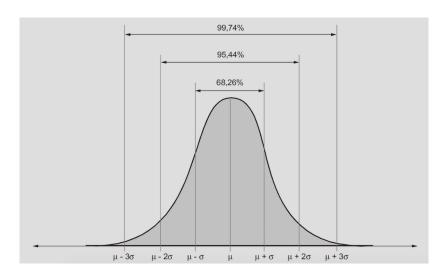
= $P(Z \le 1) = \Phi(1) = 0.8413$

$$\begin{split} P(1 < X \le 7) &= P\left(\frac{1-4}{3} < \frac{X-4}{3} \le \frac{7-4}{3}\right) \\ &= P(-1 < Z \le 1) \\ &= \Phi(1) - \Phi(-1) \\ &= \Phi(1) - [1-\Phi(1)] \\ &= 2\Phi(1) - 1 = 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826 \end{split}$$

Exemplo: $X \sim N(4,3^2)$ e a região correspondente a $P(1 < X \le 7)$ em destaque no gráfico



Em uma distribuição normal $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, temos o seguinte:



Exemplo: Suponha que o QI da população mundial segue uma distribuição normal com média 100 e desvio padrão de 15

Encontre um intervalo que englobe os QI's de 68.3% da população?

E se quisermos 95%? E 99.7%?



Como $QI \sim N(100,15),$ pela regra empírica:

Como $QI \sim N(100,15),$ pela regra empírica:

68.3%da população: $85 \leq QI \leq 115$

Como $QI \sim N(100, 15)$, pela regra empírica:

68.3%da população: $85 \leq QI \leq 115$

95% da população: $70 \le QI \le 130$

Como $QI \sim N(100, 15)$, pela regra empírica:

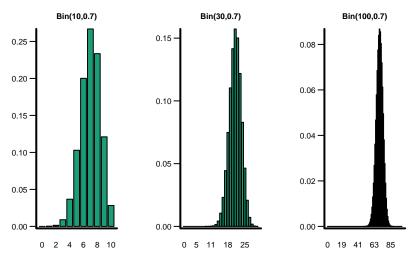
68.3%da população: $85 \leq QI \leq 115$

95% da população: $70 \leq QI \leq 130$

99.7% da população: $55 \leq QI \leq 145$

Seja $X \sim Bin(n, p)$

O que acontece quando o número de ensaios n aumenta?



Seja $X \sim Bin(n,p)$. Se n é suficientemente grande, a distribuição de X pode ser aproximada pela distribuição normal, isto é,

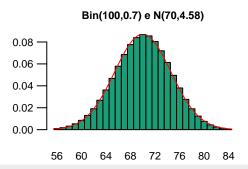
Seja $X \sim Bin(n, p)$. Se n é suficientemente grande, a distribuição de X pode ser aproximada pela distribuição normal, isto é,

$$X \sim N(np, np(1-p))$$

Seja $X \sim Bin(n,p)$. Se n é suficientemente grande, a distribuição de X pode ser aproximada pela distribuição normal, isto é,

$$X \sim N(np, np(1-p))$$

Exemplo: Se $X \sim Bin(100, 0.7)$, podemos usar a aproximação $X \sim N(70, 21)$



Exemplo: Seja X o número de vezes que uma moeda honesta resulta em cara quando é lançada 40 vezes. Então

$$X \sim Bin(40, 0.5)$$

Encontre P(X=20) usando a fórmula exata e a aproximação normal.

Exemplo: Seja X o número de vezes que uma moeda honesta resulta em cara quando é lançada 40 vezes. Então

$$X \sim Bin(40, 0.5)$$

Encontre P(X=20) usando a fórmula exata e a aproximação normal.

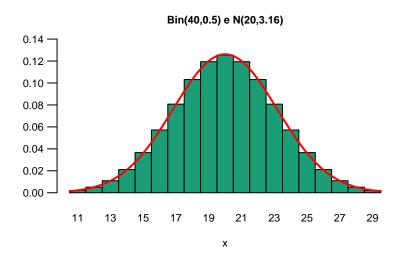
Binomial

$$P(X = 20) = {40 \choose 20} (0.5)^{20} (0.5)^{20} = 0.125$$

Normal

$$P(X = 20) \approx P(19.5 < X \le 20.5) = 0.1256$$

Exemplo: $X \sim Bin(40, 0.5)$



Em geral, para que a aproximação para a normal seja utilizada:

$$np \ge 10$$

$$n(1-p) \ge 10$$

Ou seja, pelo menos $10\ {\rm sucessos}$ e pelo menos $10\ {\rm fracassos}$ na amostra.

Relembrando: Propriedades da Esperança

 \blacksquare Para qualquer v.a. X e constantes a e b:

$$\mathbb{E}(aX+b) = a\mathbb{E}(X) + b$$

Casos particulares:

- $\blacksquare \mathbb{E}(X+b) = \mathbb{E}(X) + b$
- $\blacksquare \mathbb{E}(aX) = a\mathbb{E}(X)$
- 2 Se X_1, X_2, \ldots, X_n são variáveis aleatórias:

$$\mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right) = \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E}(X_i)$$

Relembrando: Propriedades da Variância

 \blacksquare Para qualquer v.a. X e constantes a e b:

$$Var(aX + b) = a^2 Var(X)$$

Casos particulares:

- Var(X+b) = Var(X)
- $Var(aX) = a^2 Var(X)$
- 2 Se X_1, X_2, \ldots, X_n são variáveis aleatórias independentes:

$$Var\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right) = \sum_{i=1}^{n} Var(X_i)$$

Se adicionarmos ou multiplicarmos uma constante a uma v.a. com distribuição Normal, a v.a. resultante continua tendo distribuição normal.

- Se adicionarmos ou multiplicarmos uma constante a uma v.a. com distribuição Normal, a v.a. resultante continua tendo distribuição normal.
- \blacksquare Ou seja, se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, então $aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$.

- Se adicionarmos ou multiplicarmos uma constante a uma v.a. com distribuição Normal, a v.a. resultante continua tendo distribuição normal.
- \blacksquare Ou seja, se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, então $aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$.
- Isso explica

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
 \iff $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1).$

- Se adicionarmos ou multiplicarmos uma constante a uma v.a. com distribuição Normal, a v.a. resultante continua tendo distribuição normal.
- \blacksquare Ou seja, se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, então $aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$.
- Isso explica

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
 \iff $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1).$

■ Se X e Y são v.a.'s independentes, tal que $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$ e $Y \sim N(\mu_y, \sigma_y^2)$, então

$$X + Y \sim N(\mu_x + \mu_y, \sigma_x^2 + \sigma_y^2)$$

Dizemos que uma v.a. X tem distribuição Gama com parâmetros $\alpha>0$ (também denominado parâmetro de forma) e $\beta>0$ (parâmetro de taxa), se sua função densidade é dada por

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\beta x}, \text{ se } x \ge 0\\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

Notação: $X \sim \text{Gama}(\alpha, \beta)$.

Dizemos que uma v.a. X tem distribuição Gama com parâmetros $\alpha > 0$ (também denominado parâmetro de forma) e $\beta > 0$ (parâmetro de taxa), se sua função densidade é dada por

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\beta x}, \text{ se } x \ge 0\\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases}$$

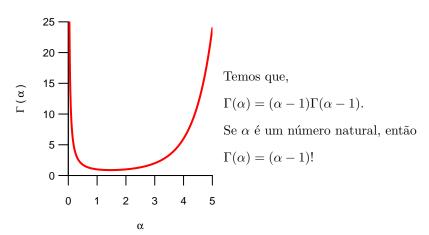
Notação: $X \sim \text{Gama}(\alpha, \beta)$.

A distribuição gama é uma das mais gerais distribuições, pois diversas distribuições são caso particular dela como por exemplo a exponencial, a qui-quadrado, entre outras. Essa distribuição tem como suas principais aplicações à análise de tempo de vida de produtos.

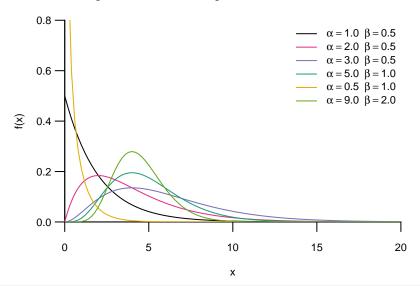
Função Gama

A função gama é definida por

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha - 1} e^{-x} dx$$
, para $\alpha > 0$



Gráficos da função de densidade de probabilidade:



Distribuição Gama - distribuição acumulada

A função de distribuição acumulada é a função gama regularizada:

$$F(x; \alpha, \beta) = \int_0^x f(u; \alpha, \beta) du = \frac{\gamma(\alpha, \beta x)}{\Gamma(\alpha)},$$

onde $\gamma(\alpha, \beta x)$ é a função gama incompleta inferior.

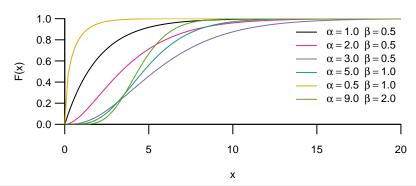
Distribuição Gama - distribuição acumulada

A função de distribuição acumulada é a função gama regularizada:

$$F(x; \alpha, \beta) = \int_0^x f(u; \alpha, \beta) du = \frac{\gamma(\alpha, \beta x)}{\Gamma(\alpha)},$$

onde $\gamma(\alpha, \beta x)$ é a função gama incompleta inferior.

Gráficos da função de distribuição acumulada:



Como dito anteriormente, há uma relação estreita entre a distribuição exponencial e a distribuição gama. Temos que, se $\alpha=1$ a distribuição gama se reduz à distribuição exponencial.

Como dito anteriormente, há uma relação estreita entre a distribuição exponencial e a distribuição gama. Temos que, se $\alpha=1$ a distribuição gama se reduz à distribuição exponencial.

Se a variável aleatória X é a soma de α variáveis aleatórias independentes, distribuídas exponencialmente cada uma com parâmetro β , então X tem uma densidade Gama com parâmetros α e β . Seja

Como dito anteriormente, há uma relação estreita entre a distribuição exponencial e a distribuição gama. Temos que, se $\alpha=1$ a distribuição gama se reduz à distribuição exponencial.

Se a variável aleatória X é a soma de α variáveis aleatórias independentes, distribuídas exponencialmente cada uma com parâmetro β , então X tem uma densidade Gama com parâmetros α e β . Seja

$$Y_i \sim \text{Exp}(\beta)$$
, com $i = 1, \dots, \alpha$ e α sendo um inteiro positivo.

Então,

Como dito anteriormente, há uma relação estreita entre a distribuição exponencial e a distribuição gama. Temos que, se $\alpha=1$ a distribuição gama se reduz à distribuição exponencial.

Se a variável aleatória X é a soma de α variáveis aleatórias independentes, distribuídas exponencialmente cada uma com parâmetro β , então X tem uma densidade Gama com parâmetros α e β . Seja

$$Y_i \sim \text{Exp}(\beta)$$
, com $i = 1, \dots, \alpha$ e α sendo um inteiro positivo.

Então,

$$X = \sum_{i=1}^{\alpha} Y_i \sim \operatorname{Gama}(\alpha, \beta)$$

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

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

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

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

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

Demontração:

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

$$Var(X) = E(X^{2}) - [E(X)]^{2} = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^{2}} - \frac{\alpha^{2}}{\beta^{2}} = \frac{\alpha}{\beta^{2}}$$

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

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

$$E(X) = E(\sum_{i=1}^{\alpha} Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} E(Y_i) =$$

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

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

$$E(X) = E(\sum_{i=1}^{\alpha} Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} E(Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} \frac{1}{\beta} = \frac{\alpha}{\beta}$$

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

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

$$E(X) = E(\sum_{i=1}^{\alpha} Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} E(Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} \frac{1}{\beta} = \frac{\alpha}{\beta}$$

$$Var(X) = Var(\sum_{i=1}^{\alpha} Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} Var(Y_i) =$$

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

$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

$$E(X) = E(\sum_{i=1}^{\alpha} Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} E(Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} \frac{1}{\beta} = \frac{\alpha}{\beta}$$

$$Var(X) = Var(\sum_{i=1}^{\alpha} Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} Var(Y_i) = \sum_{i=1}^{\alpha} \frac{1}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

Suponha que o tempo gasto por um funcionário selecionado aleatoriamente para realizar uma tarefa em uma empresa tem uma distribuição gama com média 20 minutos e variância de 80 minutos².

Quais são os parâmetros da distribuição gama utilizada?

Qual é a probabilidade de um funcionário realizar a tarefa em no máximo 24 minutos?

Qual é a probabilidade de um funcionário passar entre 20 e 40 minutos realizando a tarefa?

Suponha que o tempo gasto por um funcionário selecionado aleatoriamente para realizar uma tarefa em uma empresa tem uma distribuição gama com média 20 minutos e variância de 80 minutos².

Quais são os parâmetros da distribuição gama utilizada?

Qual é a probabilidade de um funcionário realizar a tarefa em no máximo 24 minutos?

Qual é a probabilidade de um funcionário passar entre 20 e 40 minutos realizando a tarefa?

Seja $T = \text{tempo gasto para realizar a tarefa}, T \sim \text{Gama}(\alpha, \beta).$

Suponha que o tempo gasto por um funcionário selecionado aleatoriamente para realizar uma tarefa em uma empresa tem uma distribuição gama com média 20 minutos e variância de 80 minutos².

Quais são os parâmetros da distribuição gama utilizada?

Qual é a probabilidade de um funcionário realizar a tarefa em no máximo 24 minutos?

Qual é a probabilidade de um funcionário passar entre 20 e 40 minutos realizando a tarefa?

Seja $T = \text{tempo gasto para realizar a tarefa}, T \sim \text{Gama}(\alpha, \beta).$

Lembre-se que a esperança de uma v.a. Gama é dada por $E(T) = \frac{\alpha}{\beta}$ e sua variância por $Var(T) = \frac{\alpha}{\beta^2}$.

Temos o seguinte sistema,

Temos o seguinte sistema,

$$\begin{cases} \frac{\alpha}{\beta} &= 20\\ \frac{\alpha}{\beta^2} &= 80 \end{cases}$$

Temos o seguinte sistema,

$$\begin{cases} \frac{\alpha}{\beta} = 20\\ \frac{\alpha}{\beta^2} = 80 \end{cases}$$

Portanto:

$$\begin{cases} \alpha = 20\beta \\ \frac{20\beta}{\beta^2} = 80 \end{cases}$$

Temos o seguinte sistema,

$$\begin{cases} \frac{\alpha}{\beta} &= 20\\ \frac{\alpha}{\beta^2} &= 80 \end{cases}$$

Portanto:

$$\begin{cases} \alpha = 20\beta \\ \frac{20\beta}{\beta^2} = 80 \end{cases}$$

$$\Rightarrow 20 = 80\beta$$

Temos o seguinte sistema,

$$\begin{cases} \frac{\alpha}{\beta} &= 20\\ \frac{\alpha}{\beta^2} &= 80 \end{cases}$$

Portanto:

$$\begin{cases} \alpha = 20\beta \\ \frac{20\beta}{\beta^2} = 80 \end{cases}$$

$$\Rightarrow 20 = 80\beta$$
$$\Rightarrow \beta = \frac{20}{80} = \frac{1}{4} = 0,25$$

Temos o seguinte sistema,

$$\begin{cases} \frac{\alpha}{\beta} & = 20\\ \frac{\alpha}{\beta^2} & = 80 \end{cases}$$

Portanto:

$$\begin{cases} \alpha = 20\beta \\ \frac{20\beta}{\beta^2} = 80 \end{cases}$$

$$\Rightarrow 20 = 80\beta$$

$$\Rightarrow \beta = \frac{20}{80} = \frac{1}{4} = 0, 25$$

$$\Rightarrow \alpha = 20\beta = 20 * 0, 25 = 5$$

Temos o seguinte sistema,

$$\begin{cases} \frac{\alpha}{\beta} &= 20\\ \frac{\alpha}{\beta^2} &= 80 \end{cases}$$

Portanto:

$$\begin{cases} \alpha = 20\beta \\ \frac{20\beta}{\beta^2} = 80 \end{cases}$$

$$\Rightarrow 20 = 80\beta$$

$$\Rightarrow \beta = \frac{20}{80} = \frac{1}{4} = 0, 25$$

$$\Rightarrow \alpha = 20\beta = 20 * 0, 25 = 5$$

$$\Rightarrow T \sim \text{Gama}(5, 0, 25)$$

$$P(X \le 24)$$

$$P(X \le 24) = \frac{\gamma(5,6)}{\Gamma(5)} = \frac{17.1586440}{24} = 0.7149435$$

$$P(X \le 24) = \frac{\gamma(5,6)}{\Gamma(5)} = \frac{17.1586440}{24} = 0.7149435$$

A probabilidade de um funcionário passar entre 20 e 40 minutos realizando a tarefa é dada por

$$P(X \le 24) = \frac{\gamma(5,6)}{\Gamma(5)} = \frac{17.1586440}{24} = 0.7149435$$

A probabilidade de um funcionário passar entre 20 e 40 minutos realizando a tarefa é dada por

$$P(20 < X < 40) = P(X \le 40) - P(X \le 20)$$

$$P(X \le 24) = \frac{\gamma(5,6)}{\Gamma(5)} = \frac{17.1586440}{24} = 0.7149435$$

A probabilidade de um funcionário passar entre 20 e 40 minutos realizando a tarefa é dada por

$$\begin{split} P(20 < X < 40) &= P(X \le 40) - P(X \le 20) \\ &= \frac{\gamma(5, 10)}{\Gamma(5)} - \frac{\gamma(5, 5)}{\Gamma(5)} \\ &= \frac{23.2979355}{24} - \frac{13.4281612}{24} = 0.4112406 \end{split}$$

Exercício

Para cada cliente que entra na fila do caixa de uma loja de roupas:

- O tempo de espera na fila segue uma distribuição de probabilidade exponencial com média de 5 minutos;
- O tempo de atendimento segue uma distribuição de probabilidade exponencial com média de 3 minutos;

Sabendo que esses dois tempos são v.a.'s independentes.

Para a variável T= tempo total do cliente no caixa (incluindo a espera na fila e o atendimento), determine a densidade, a esperança e o desvio padrão.

Distribuição Gama

Relação entre a distribuição Poisson e a distribuição Gamma:

Teorema: Se o número de ocorrências de um processo de contagem segue distribuição de Poisson(λ), então a variável aleatória "Tempo até a n-ésima ocorrência" do referido processo tem distribuição Gama(n,λ).

As falhas em CPU's de computadores usualmente são modeladas por processos de Poisson. Isso porque, tipicamente, as falhas não são causadas por desgaste, mas por eventos externos ao sistema. Assuma que as unidades que falham sejam imediatamente reparadas e que o número médio de falhas por hora seja 0,0001. Determine a probabilidade de que:

■ o tempo até a quarta falha exceda 40.000 horas.

Dizemos que uma v.a. X tem distribuição Beta com parâmetros $\alpha>0$ e $\beta>0$, se sua função densidade é dada por

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}, \quad x \in (0, 1) \in \alpha, \beta > 0$$

Notação: $X \sim \text{Beta}(\alpha, \beta)$.

Dizemos que uma v.a. X tem distribuição Beta com parâmetros $\alpha>0$ e $\beta>0$, se sua função densidade é dada por

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}, \quad x \in (0, 1) \text{ e } \alpha, \beta > 0$$

Notação: $X \sim \text{Beta}(\alpha, \beta)$.

Os parâmetros α e β definem a forma da distribuição. Se $\alpha = \beta$, a distribuição é simétrica, se $\alpha > \beta$, a assimetria é negativa e, no caso de $\alpha < \beta$, sua assimetria é positiva.

A distribuição Beta é frequentemente usada para modelarmos a proporção, ou modelagem de objetos que pertenceção ao intervalo (0,1), pois essa distribuição está definida neste intervalo.

A função distribuição acumulada é

$$F(x; \alpha, \beta) = \frac{B(x; \alpha, \beta)}{B(\alpha, \beta)} = \frac{\int_0^x t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt}{B(\alpha, \beta)} = I_x(\alpha, \beta)$$

onde $B(x; \alpha, \beta)$ é a função beta incompleta e $I_x(\alpha, \beta)$ é a função beta incompleta regularizada.

A função distribuição acumulada é

$$F(x;\alpha,\beta) = \frac{\mathrm{B}(x;\alpha,\beta)}{\mathrm{B}(\alpha,\beta)} = \frac{\int_0^x t^{a-1} \, (1-t)^{b-1} \, dt}{B(\alpha,\beta)} = I_x(\alpha,\beta)$$

onde $B(x; \alpha, \beta)$ é a função beta incompleta e $I_x(\alpha, \beta)$ é a função beta incompleta regularizada.

■ Esperança de Variância

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

A função distribuição acumulada é

$$F(x;\alpha,\beta) = \frac{\mathrm{B}(x;\alpha,\beta)}{\mathrm{B}(\alpha,\beta)} = \frac{\int_0^x t^{a-1} \, (1-t)^{b-1} \, dt}{B(\alpha,\beta)} = I_x(\alpha,\beta)$$

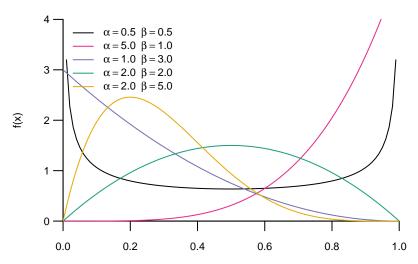
onde $B(x; \alpha, \beta)$ é a função beta incompleta e $I_x(\alpha, \beta)$ é a função beta incompleta regularizada.

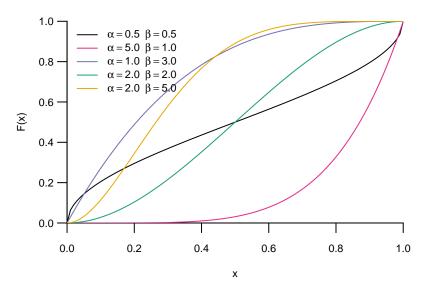
■ Esperança de Variância

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

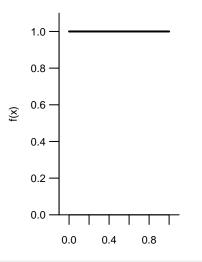
$$Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{(\alpha+\beta)(\alpha+\beta+1)} - \frac{\alpha^2}{(\alpha+\beta)^2} = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta+1)(\alpha+\beta)^2}$$

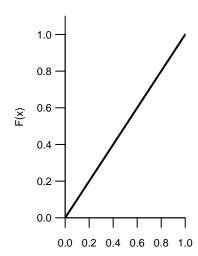
Gráficos da função de densidade de probabilidade e da função de distribuição acumulada:





■ Caso paticular: se $\alpha = \beta = 1$, a densidade de Beta se reduz à Uniforme no intervalo (0,1).





A percentagem de impurezas por lote, em um determinado produto químico, é uma variável aleatória com distribuição Beta de parâmetros $\alpha=3$ e $\beta=2$. Um lote com mais de 40% de impurezas não pode ser vendido.

- Qual é a probabilidade de que um lote selecionado ao acaso não poder ser vendidos por causa do excesso de impurezas?
- Quantos lotes em média são selecionados ao acaso até que se encontre um que não pode ser vendidos por causa do excesso de impurezas?
- Qual a porcentagem média de impurezas nos lotes desse produto químico?

Seja X=percentagem de impurezas em um lote. Queremos encontrar P(X>0,4).

Seja X=percentagem de impurezas em um lote. Queremos encontrar P(X > 0, 4).

Pelo enunciado temos que $X \sim \text{Beta}(3,2)$. Então, a função densidade de X, para 0 < x < 1, é dada por:

$$f(x) = \frac{\Gamma(5)}{\Gamma(3)\Gamma(2)} x^2 (1 - x), \quad x \in (0, 1)$$
$$\Rightarrow f(x) = 12x^2 (1 - x), \quad x \in (0, 1)$$

I Seja X=percentagem de impurezas em um lote. Queremos encontrar P(X > 0, 4).

Pelo enunciado temos que $X \sim \text{Beta}(3,2)$. Então, a função densidade de X, para 0 < x < 1, é dada por:

$$f(x) = \frac{\Gamma(5)}{\Gamma(3)\Gamma(2)} x^2 (1 - x), \quad x \in (0, 1)$$
$$\Rightarrow f(x) = 12x^2 (1 - x), \quad x \in (0, 1)$$

Então,

$$P(X > 0, 4) = \int_{0,4}^{1} 12x^{2}(1-x)dx = 12 \int_{0,4}^{1} x^{2} - x^{3}dx = 0,8208$$

2 Seja Y= números de lotes selecionados ao acaso até que se encontre um que não pode ser vendido por excesso de impureza. Queremos E(Y).

 ${\bf 2}$ Seja Y= números de lotes selecionados ao acaso até que se encontre um que não pode ser vendido por excesso de impureza.

Queremos E(Y).

Temos que Y tem distribuição geométrica, ou seja, $Y \sim \mathrm{G}(p=0,8208).$

 ${f 2}$ Seja Y= números de lotes selecionados ao acaso até que se encontre um que não pode ser vendido por excesso de impureza.

Queremos E(Y).

Temos que Y tem distribuição geométrica, ou seja, $Y \sim G(p=0,8208)$.

Então,

$$E(Y) = \frac{1}{p} = \frac{1}{0,8208} = 1,218.$$

 ${f 2}$ Seja Y= números de lotes selecionados ao acaso até que se encontre um que não pode ser vendido por excesso de impureza.

Queremos E(Y).

Temos que Y tem distribuição geométrica, ou seja, $Y \sim G(p=0,8208)$.

Então,

$$E(Y) = \frac{1}{p} = \frac{1}{0.8208} = 1,218.$$

 \blacksquare Queremos calcular E(X).

 $extbf{2}$ Seja Y= números de lotes selecionados ao acaso até que se encontre um que não pode ser vendido por excesso de impureza.

Queremos E(Y).

Temos que Y tem distribuição geométrica, ou seja, $Y \sim G(p = 0, 8208)$.

Então,

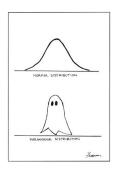
$$E(Y) = \frac{1}{p} = \frac{1}{0,8208} = 1,218.$$

 \blacksquare Queremos calcular E(X).

Como $X \sim \text{Beta}(3,2)$, sabemos que $E(X) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} = \frac{3}{5} = 0, 6$.

Ou seja, a porcentagem média de impurezas nos lotes desse produto químico é de 60%.

Leituras



- \blacksquare Ross: seções 6.3 a 6.7.
- \blacksquare OpenIntro: seções 3.1, 3.2, 3.4.2
- Magalhães: capítulo 6.