

Alguns Modelos Probabilísticos para Variáveis Aleatórias Contínuas

Cada caso analisar:

- (a) definição;
- (b) gráfico da f.d.p.;
- (c) momentos: $E(X), \text{Var}(X)$;
- (d) função de distribuição acumulada (f.d.a.).

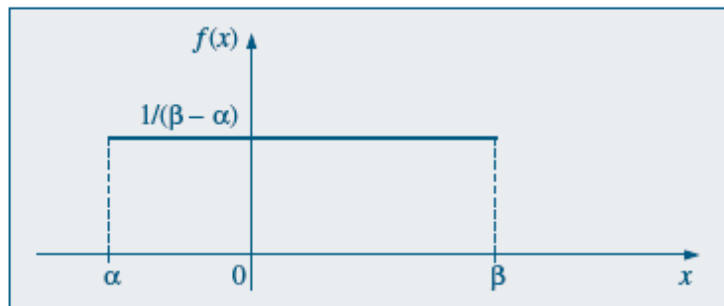
O Modelo Uniforme

- (a) **Definição.** A v.a. X tem distribuição uniforme no intervalo $[\alpha, \beta]$ se sua f.d.p. é dada por

$$f(x; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{1}{\beta - \alpha}, & \text{se } \alpha \leq x \leq \beta, \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7.12)$$

- (b) **Gráfico.** A Figura 7.9 representa a função dada por (7.12).

Figura 7.9 Distribuição uniforme no intervalo $[\alpha, \beta]$.



- (c) **Momentos.** Pode-se mostrar (veja o Problema 29) que

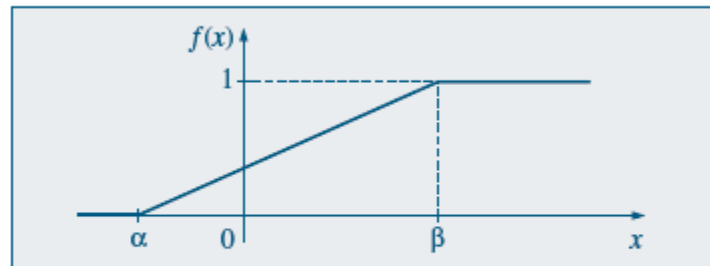
$$E(X) = \frac{\alpha + \beta}{2}, \quad (7.13)$$

$$\text{Var}(X) = \frac{(\beta - \alpha)^2}{12}. \quad (7.14)$$

(d) F.d.a. A função de distribuição acumulada da uniforme é fácil de ser encontrada (veja o Problema 29):

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \begin{cases} 0, & \text{se } x < \alpha \\ \frac{x - \alpha}{\beta - \alpha}, & \text{se } \alpha \leq x < \beta \\ 1, & \text{se } x \geq \beta, \end{cases} \quad (7.15)$$

Figura 7.10 f.d.a. de uma v.a. uniforme no intervalo $[\alpha, \beta]$.



Assim, para dois valores quaisquer c e d , $c < d$, teremos

$$P(c < X \leq d) = F(d) - F(c),$$

Notação:

$$X \sim U(\alpha, \beta)$$

para indicar que a v.a. X tem distribuição uniforme no intervalo $[\alpha, \beta]$.

Exemplo:

$$f(u) = \begin{cases} 1, & \text{se } -1/2 \leq u \leq 1/2 \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Nessa situação, temos que

$$E(U) = 0, \text{ Var}(U) = 1/12$$

e a f.d.a. é dada por

$$F_U(u) = \begin{cases} 0, & \text{se } u < -1/2 \\ u + 1/2, & \text{se } -1/2 \leq u < 1/2 \\ 1, & \text{se } u > 1/2. \end{cases}$$

Por exemplo,

$$P(-1/4 \leq U \leq 1/4) = F_U(1/4) - F_U(-1/4) = 1/2.$$

O Modelo Normal

a) definição:

A v. a. X tem distribuição Normal com parâmetros μ e σ^2 se sua função densidade de probabilidade é dada por:

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

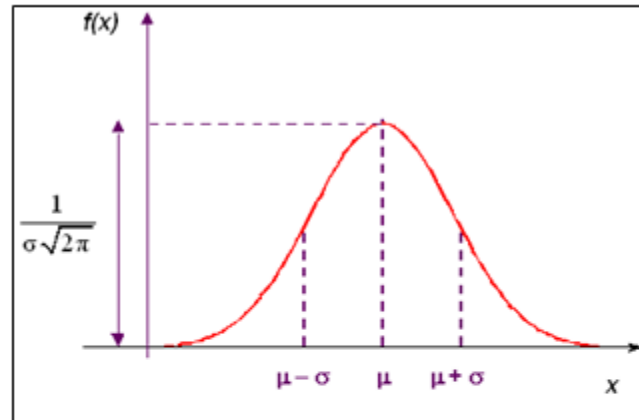
Pode ser mostrado que:

1. μ é o valor esperado (média) de X , com $-\infty < \mu < \infty$;
2. σ^2 é a variância de X , com $\sigma^2 > 0$.

Notação : $X \sim N(\mu; \sigma^2)$

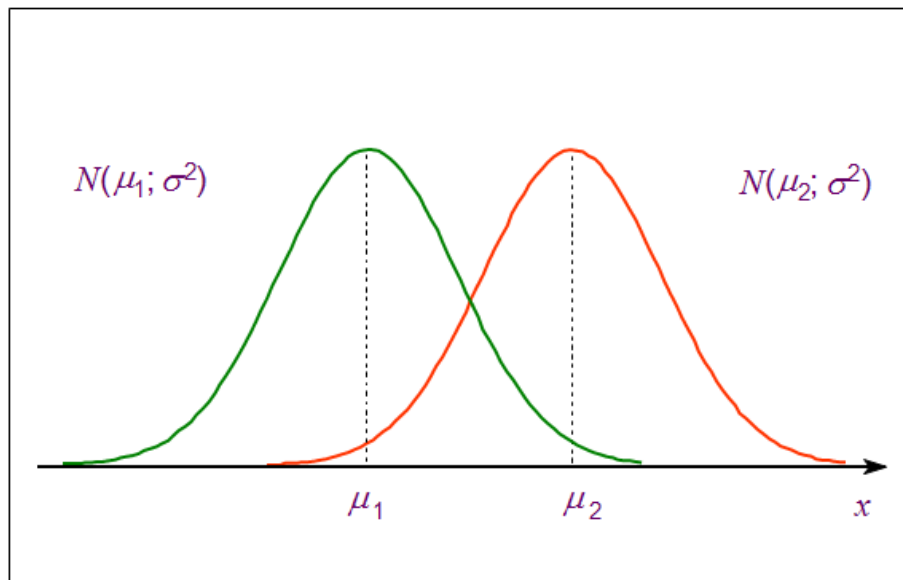
b) Grafico:

Propriedades de $X \sim N(\mu; \sigma^2)$



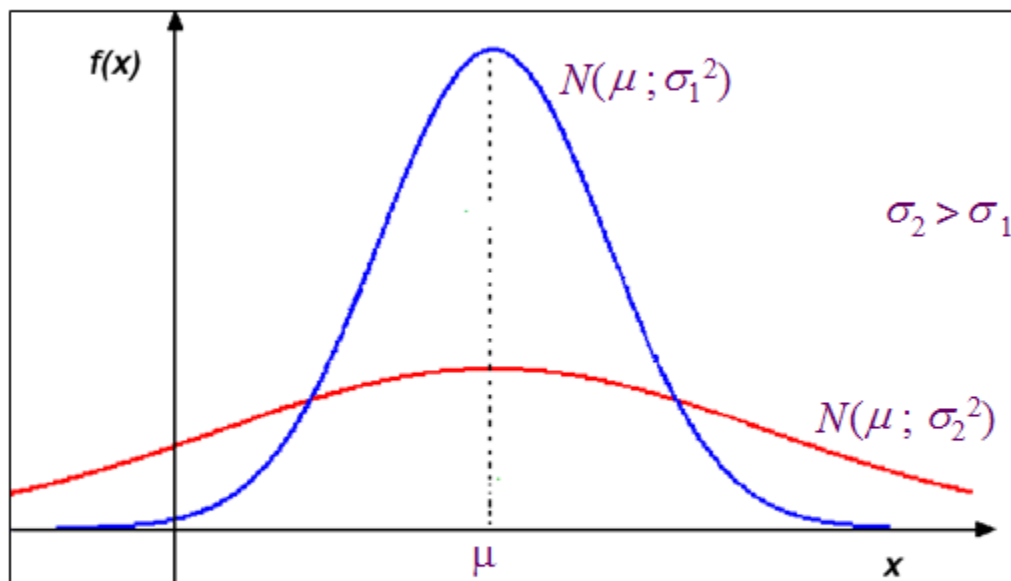
- $E(X) = \mu$ (média ou valor esperado);
- $Var(X) = \sigma^2$ (e portanto, $DP(X) = \sigma$);
- $f(x) \rightarrow 0$, quando $x \rightarrow \pm\infty$;
- $x = \mu$ é ponto de máximo de $f(x)$;
- $\mu - \sigma$ e $\mu + \sigma$ são pontos de inflexão de $f(x)$;
- a curva Normal é simétrica em torno da média μ .

A distribuição Normal depende dos parâmetros μ e σ^2



Curvas Normais com mesma variância σ^2
mas médias diferentes ($\mu_2 > \mu_1$).

Influência de σ^2 na curva Normal



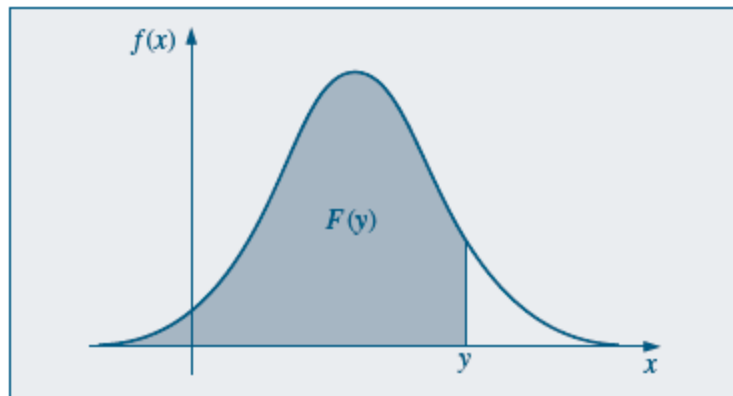
Curvas Normais com mesma média μ
mas com variâncias diferentes ($\sigma_2 > \sigma_1$).

c) Função de Distribuição Acumulada:

F.d.a. A f.d.a. $F(y)$ de uma v.a. normal X , com média μ e variância σ^2 é obtida

$$F(y) = \int_{-\infty}^y f(x; \mu, \sigma^2) dx, y \in \mathbb{R}.$$

Representação gráfica de $F(y)$
como área.



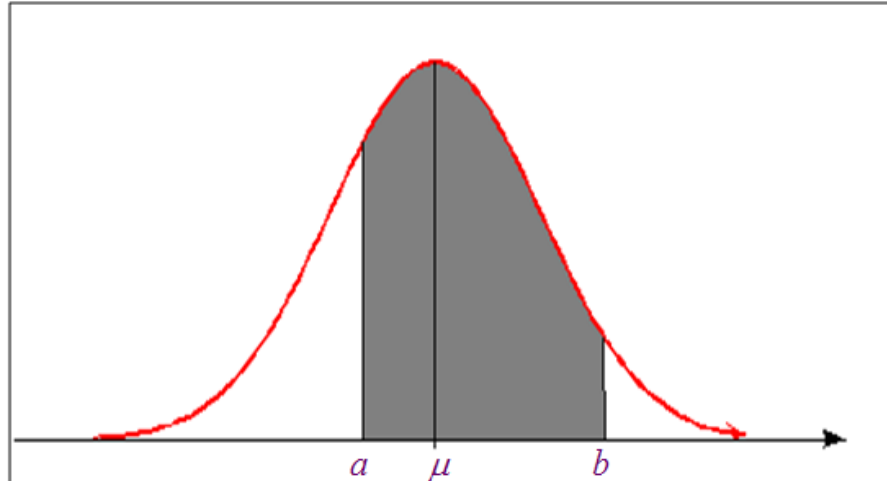
d) Probabilidade:

Cálculo de probabilidades

$$P(a < X < b) = P(a \leq X \leq b)$$



Área sob a curva e acima do eixo horizontal (x) entre a e b .



Se $X \sim N(\mu; \sigma^2)$, definimos

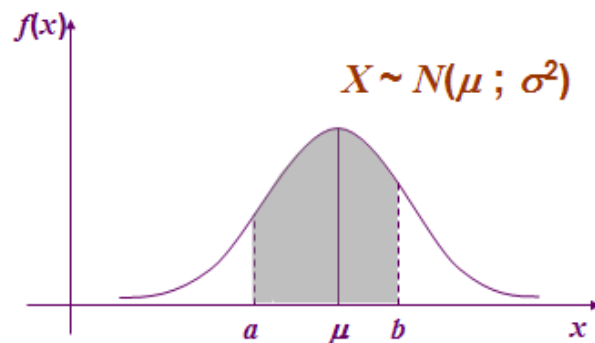
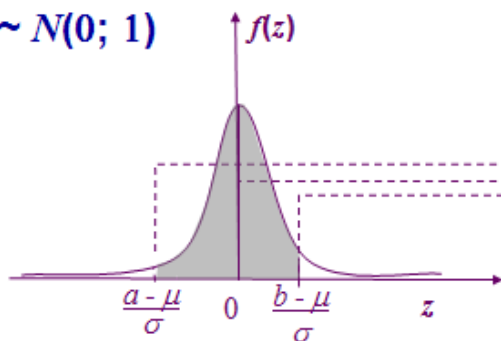
$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$



$$E(Z) = 0$$

$$\text{Var}(Z) = 1$$

$Z \sim N(0; 1)$



A v.a. $Z \sim N(0;1)$ denomina-se *normal padrão* ou *reduzida*.

Portanto,

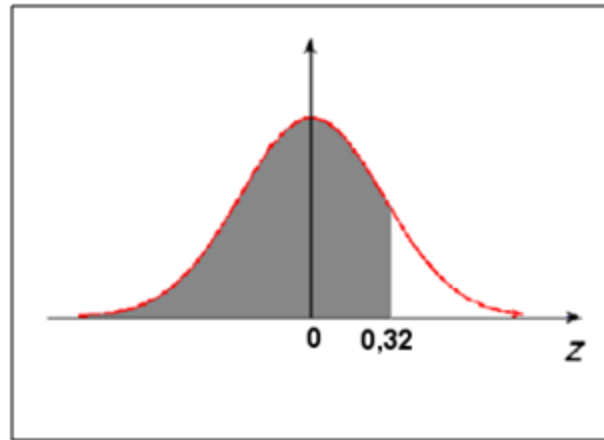
$$P(a < X < b) = P\left(\frac{a-\mu}{\sigma} < \frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{b-\mu}{\sigma}\right) = P\left(\frac{a-\mu}{\sigma} < Z < \frac{b-\mu}{\sigma}\right)$$

Dada a v.a. $Z \sim N(0;1)$ podemos obter a v.a. $X \sim N(\mu; \sigma^2)$ através da transformação inversa

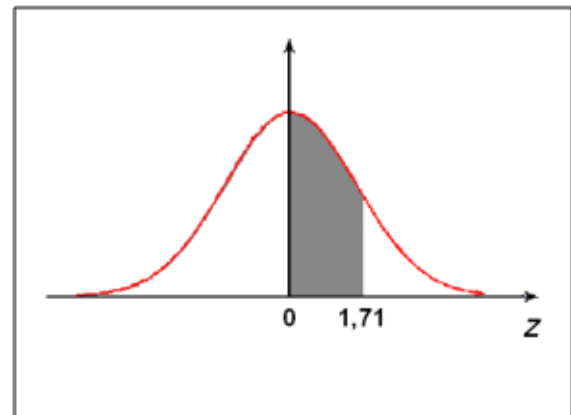
$$X = \mu + Z \times \sigma.$$

Exemplo: Seja $Z \sim N(0; 1)$, calcular

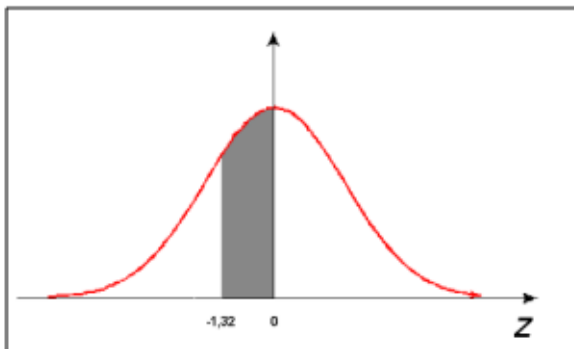
a) $P(Z \leq 0,32)$



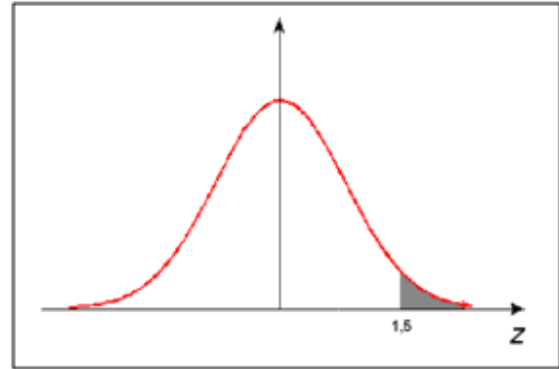
b) $P(0 < Z \leq 1,71)$



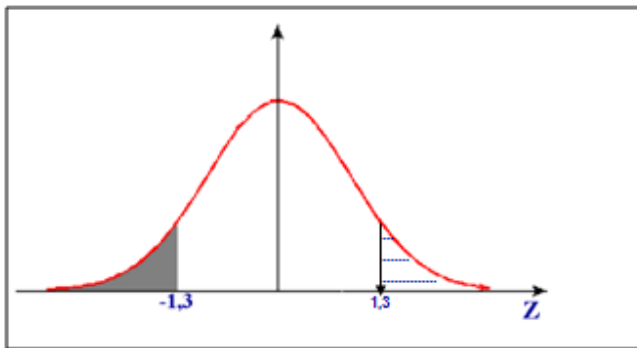
c) $P(-1,32 < Z < 0) = P(0 < Z < 1,32)$



d) $P(Z \geq 1,5)$

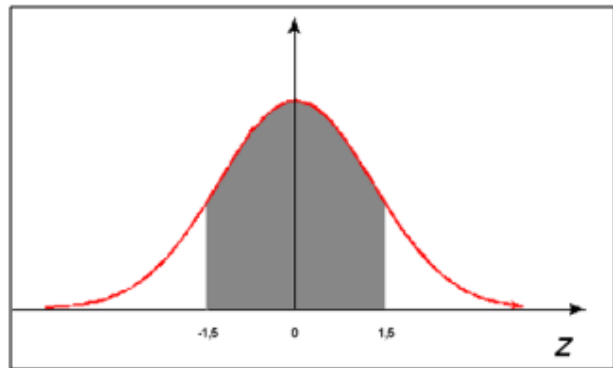


e) $P(Z \leq -1,3)$

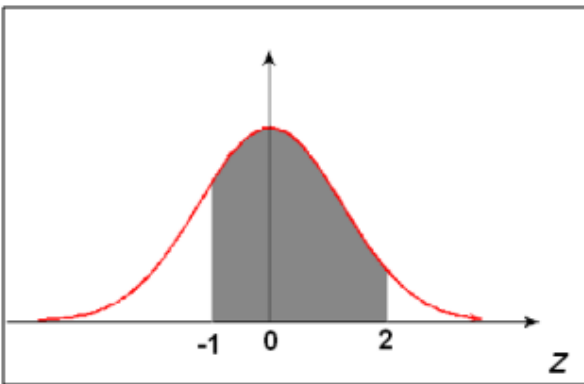


Obs.: Pela simetria, $P(Z \leq -1,3) = P(Z \geq 1,3)$.

f) $P(-1,5 \leq Z \leq 1,5)$



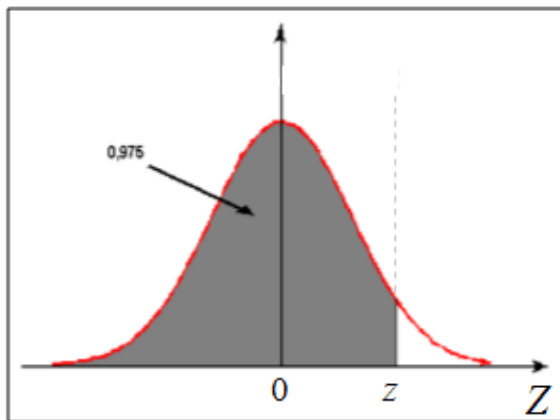
g) $P(-1 \leq Z \leq 2)$



100%

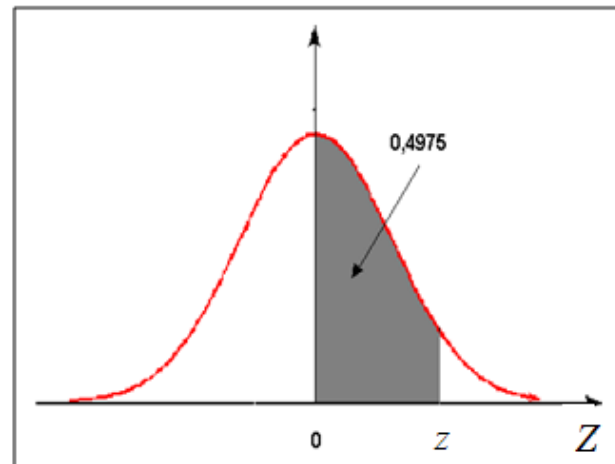
Como encontrar o valor z da distribuição $N(0;1)$ tal que:

(i) $P(Z \leq z) = 0,975$



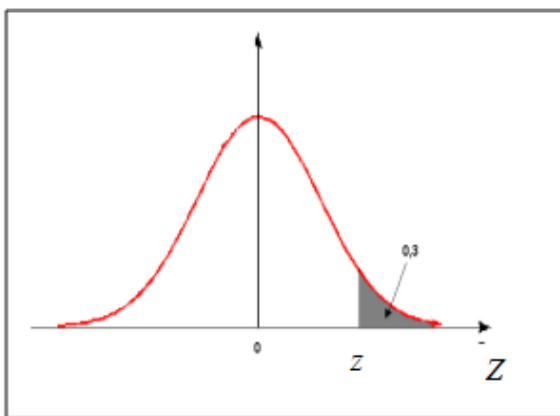
Pela tabela, $z = 1,96$.

(ii) $P(0 < Z \leq z) = 0,4975$



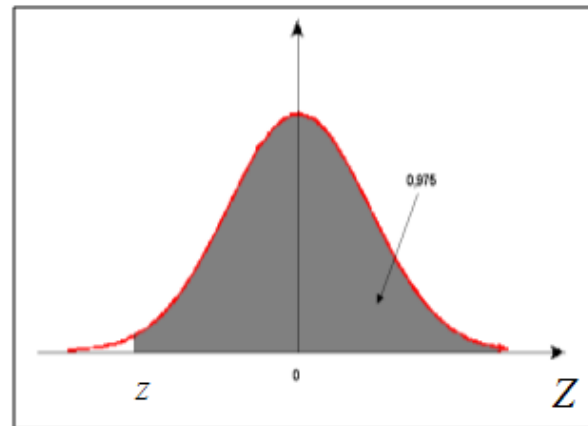
Pela tabela $z = 2,81$.

(iii) $P(Z \geq z) = 0,3$



Pela tabela, $z = 0,53$.

(iv) $P(Z \geq z) = 0,975$

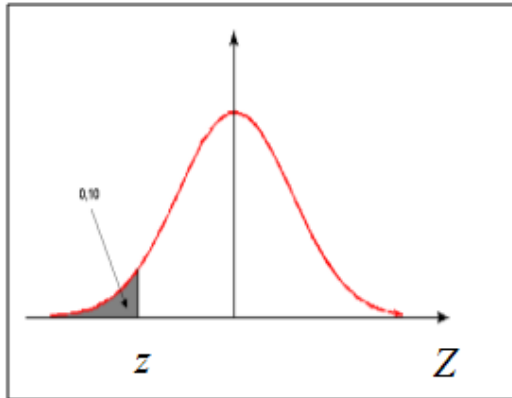


Pela tabela $\alpha = 1,96$.

Então, $z = -1,96$.

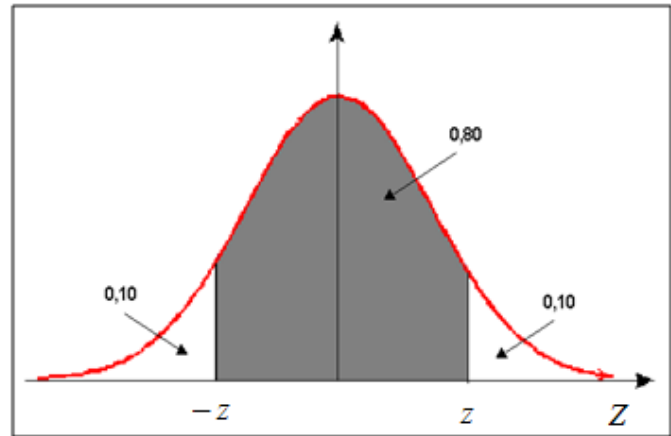
Tabela

(v) $P(Z \leq z) = 0,10$



Pela tabela, $\alpha = 1,28$
e, assim, $z = -1,28$.

(vi) $P(-z \leq Z \leq z) = 0,80$

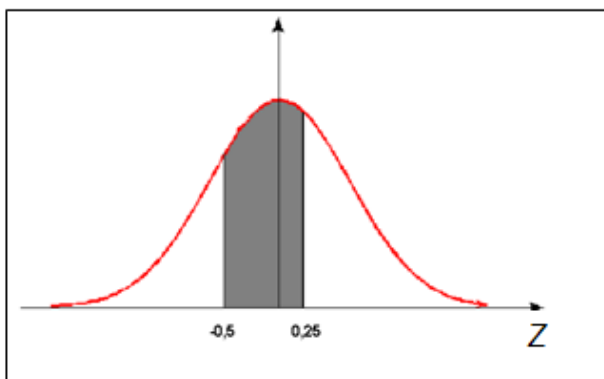


$\Rightarrow z = 1,28$ (pela tabela).

Exemplo: Seja $X \sim N(10 ; 64)$ ($\mu = 10$, $\sigma^2 = 64$ e $\sigma = 8$)

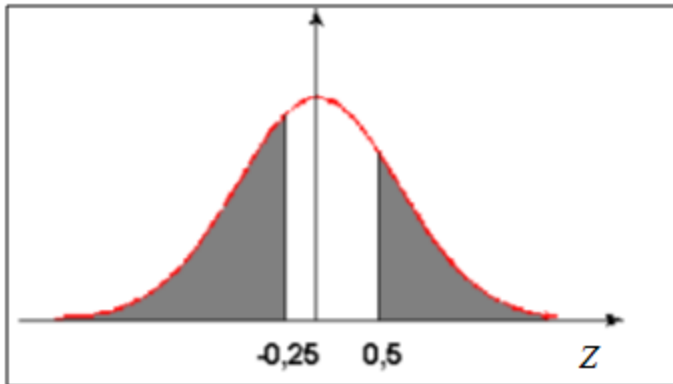
Calcular: (a) $P(6 \leq X \leq 12)$

$$= P\left(\frac{6-10}{8} < \frac{X-10}{8} < \frac{12-10}{8}\right) = P(-0,5 < Z < 0,25)$$



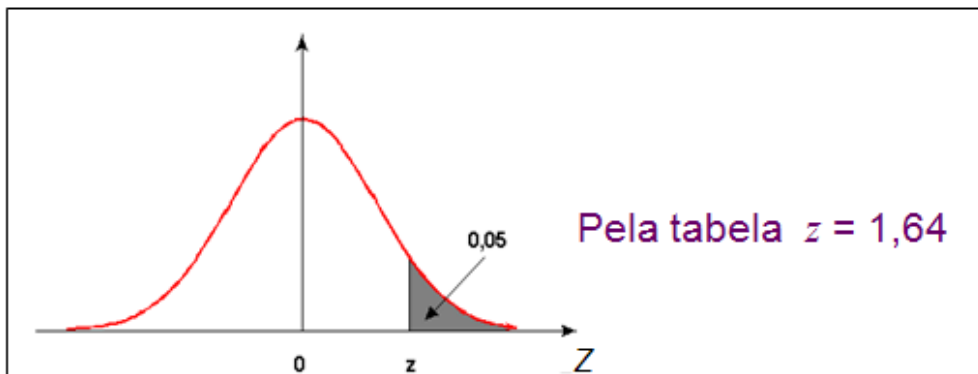
(b) $P(X \leq 8 \text{ ou } X > 14)$

$$\begin{aligned} P(X \leq 8) + P(X > 14) &= P\left(Z \leq \frac{8-10}{8}\right) + P\left(Z > \frac{14-10}{8}\right) \\ &= P(Z < -0,25) + P(Z > 0,5) \end{aligned}$$



c) k tal que $P(X \geq k) = 0,05$

$$P(X \geq k) = 0,05 \Rightarrow P\left(\frac{X-10}{8} \geq \frac{k-10}{8}\right) = P\left(Z \geq \frac{k-10}{8}\right) = 0,05.$$

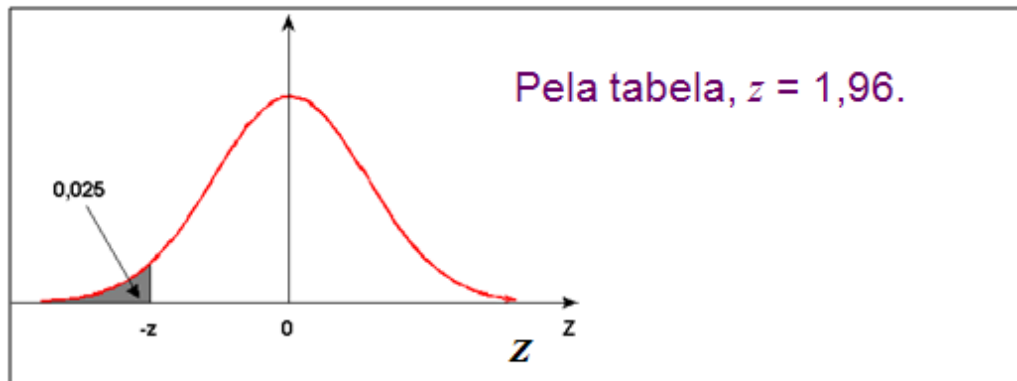


$$\text{Então, } z = \frac{k-10}{8} = 1,64.$$

$$\text{Logo } k = 10 + 1,64 \times 8 = 23,12.$$

d) k tal que $P(X \leq k) = 0,025$

$$P(X \leq k) = 0,025 \Rightarrow P\left(\frac{X-10}{8} \leq \frac{k-10}{8}\right) = P\left(Z \leq \frac{k-10}{8}\right) = 0,025.$$



$$\text{Então, } \frac{k-10}{8} = -z = -1,96.$$

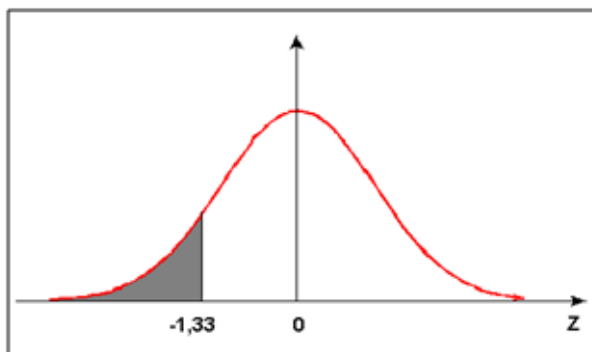
$$\text{Logo } k = 10 - 1,96 \times 8 = -5,68.$$

Exemplo: O tempo gasto no exame vestibular de uma universidade tem distribuição Normal, com média 120 *min* e desvio padrão 15 *min*.

a) Sorteando-se um aluno ao acaso, qual é a probabilidade dele terminar o exame antes de 100 minutos?

X : tempo gasto no exame vestibular $\Rightarrow X \sim N(120; 15^2)$

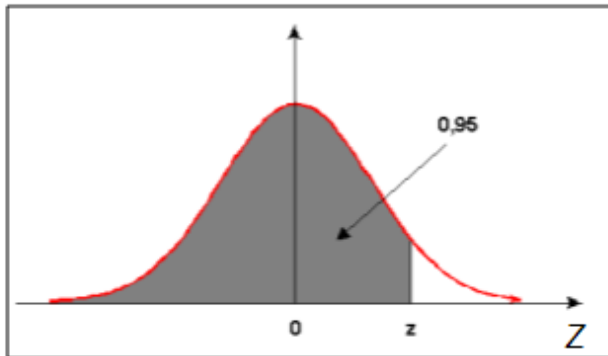
$$P(X \leq 100) = P\left(Z \leq \frac{100-120}{15}\right) = P(Z \leq -1,33)$$



b) Qual deve ser o tempo de prova, de modo a permitir que 95% dos vestibulandos terminem no prazo estipulado?

X : tempo gasto no exame vestibular $\Rightarrow X \sim N(120; 15^2)$

$$P(X \leq x) = 0,95 \Rightarrow P\left(Z \leq \frac{x-120}{15}\right) = 0,95$$



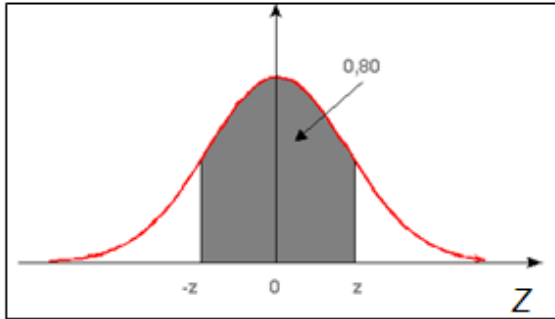
Pela tabela $z = 1,64$.

$$\text{Então, } z = 1,64 = \frac{x-120}{15} \Rightarrow x = 120 + 1,64 \times 15$$
$$\Rightarrow x = 144,6 \text{ min.}$$

c) Qual é o intervalo de tempo, simétrico em torno da média (intervalo central), tal que 80% dos estudantes gastam para completar o exame?

X : tempo gasto no exame vestibular $\Rightarrow X \sim N(120, 15^2)$

$$P(x_1 \leq X \leq x_2) = 0,80 \Rightarrow P\left(\frac{x_1 - 120}{15} \leq Z \leq \frac{x_2 - 120}{15}\right) = 0,80$$



Pela tabela, $z = 1,28$.

$$-z = \frac{x_1 - 120}{15} = -1,28 \Rightarrow x_1 = 120 - 1,28 \times 15 \Rightarrow x_1 = 100,8 \text{ min.}$$

$$z = \frac{x_2 - 120}{15} = 1,28 \Rightarrow x_2 = 120 + 1,28 \times 15 \Rightarrow x_2 = 139,2 \text{ min.}$$