

# **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.).

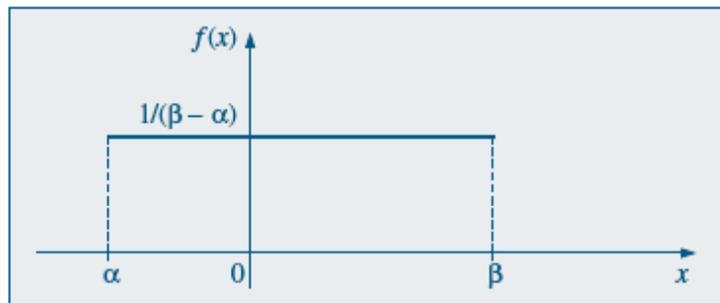
# O Modelo Uniforme

- (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

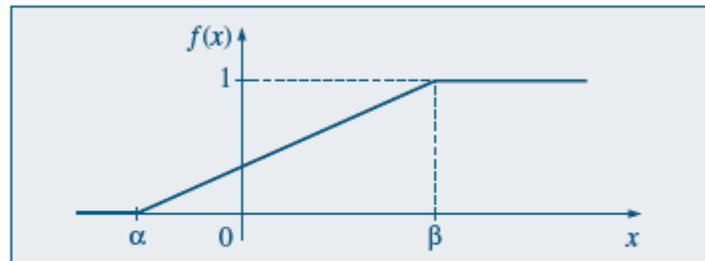
$$E(X) = \frac{\alpha + \beta}{2}, \quad (7.13)$$

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

(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  $\mu$  e  $\sigma^2$  se sua função densidade de probabilidade é dada por:

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

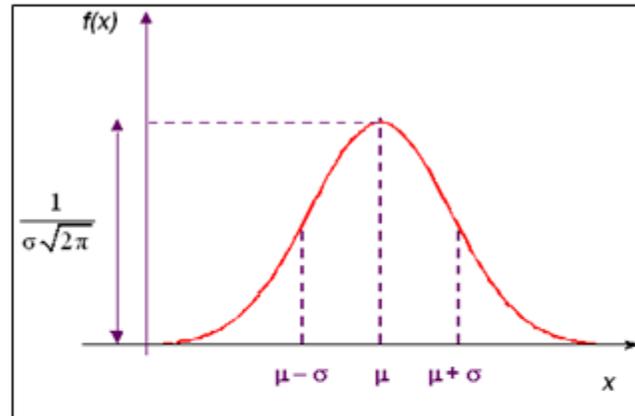
Pode ser mostrado que:

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

Notação :  $X \sim N(\mu; \sigma^2)$

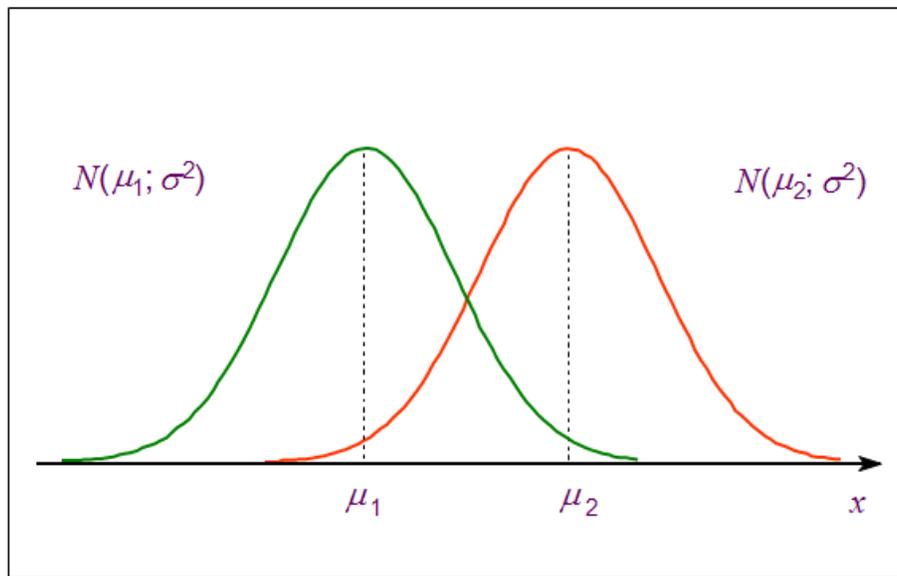
## b) Grafico:

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



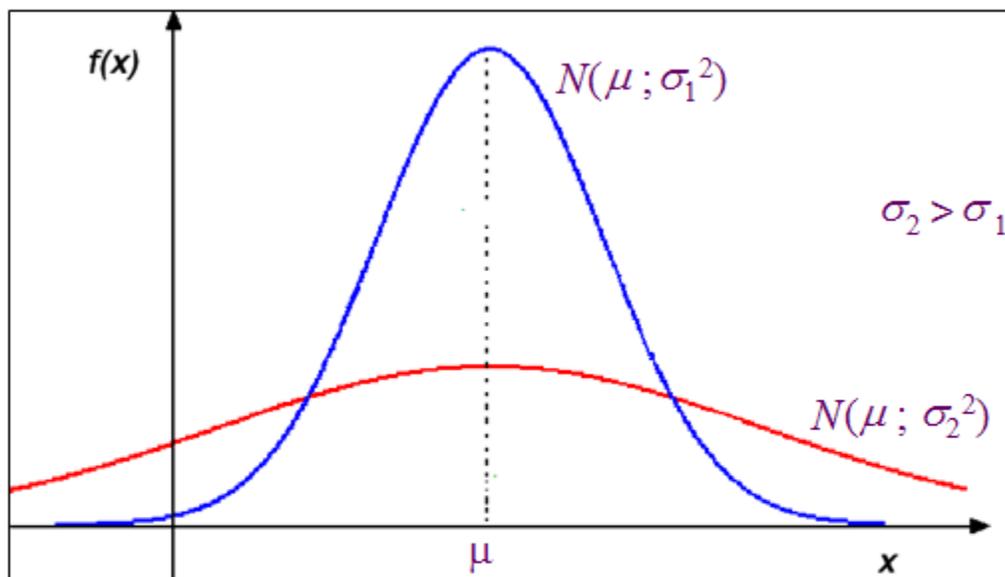
- $E(X) = \mu$  (média ou valor esperado);
- $Var(X) = \sigma^2$  (e portanto,  $DP(X) = \sigma$ );
- $f(x) \rightarrow 0$ , quando  $x \rightarrow \pm\infty$ ;
- $x = \mu$  é ponto de máximo de  $f(x)$ ;
- $\mu - \sigma$  e  $\mu + \sigma$  são pontos de inflexão de  $f(x)$ ;
- a curva Normal é simétrica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

A distribuição Normal depende dos parâmetros  $\mu$  e  $\sigma^2$



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

Influência de  $\sigma^2$  na curva Normal



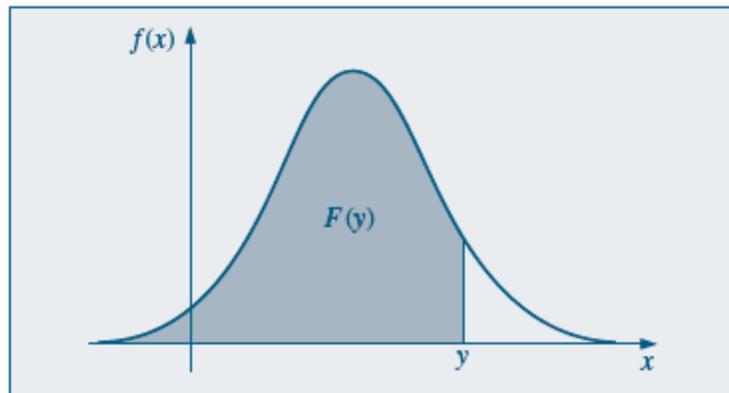
Curvas Normais com mesma média  $\mu$   
mas com variâncias diferentes ( $\sigma_2 > \sigma_1$ ).

## c) Função de Distribuição Acumulada:

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

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

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



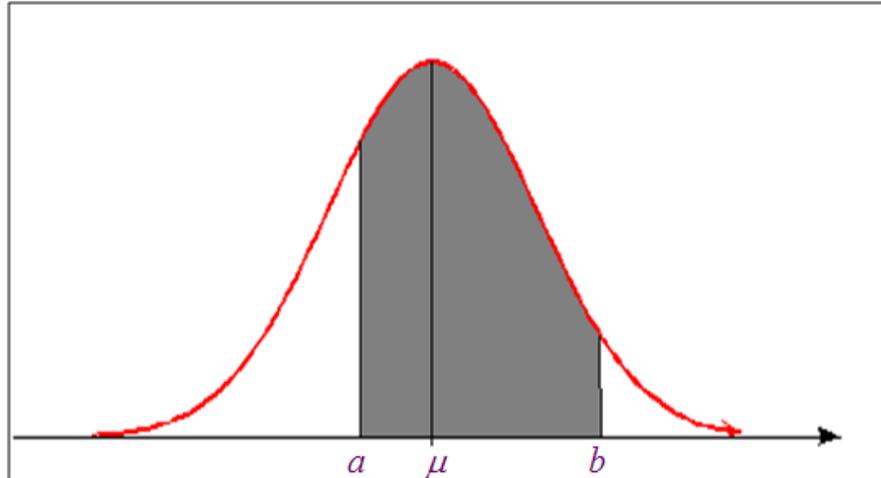
## d) Probabilidade:

### 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

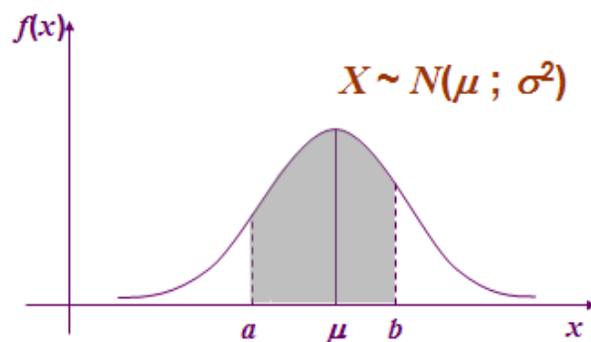
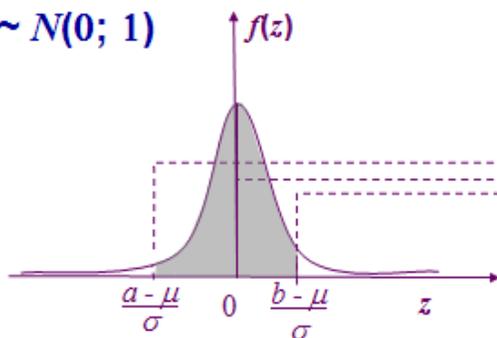
$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$



$$E(Z) = 0$$

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

$Z \sim N(0; 1)$



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

Portanto,

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

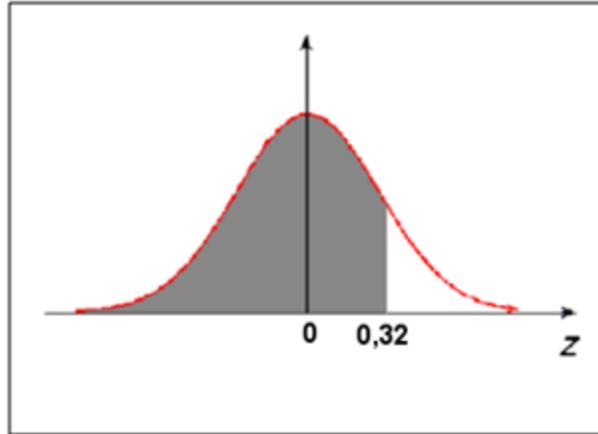
Dada a v.a.  $Z \sim N(0;1)$  podemos obter a v.a.  $X \sim N(\mu; \sigma^2)$  através da transformação inversa

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

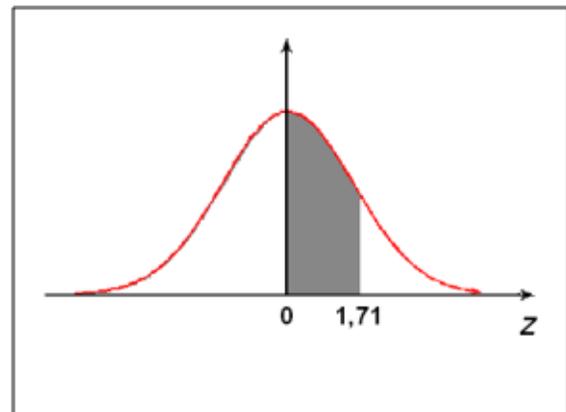


**Exemplo:** Seja  $Z \sim N(0; 1)$ , calcular

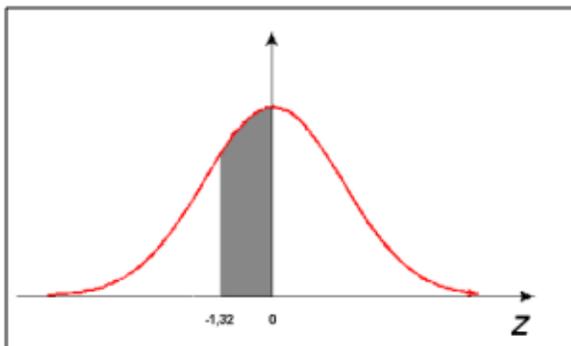
a)  $P(Z \leq 0,32)$



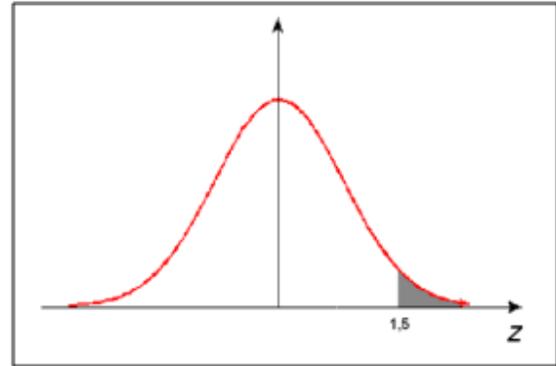
b)  $P(0 < Z \leq 1,71)$



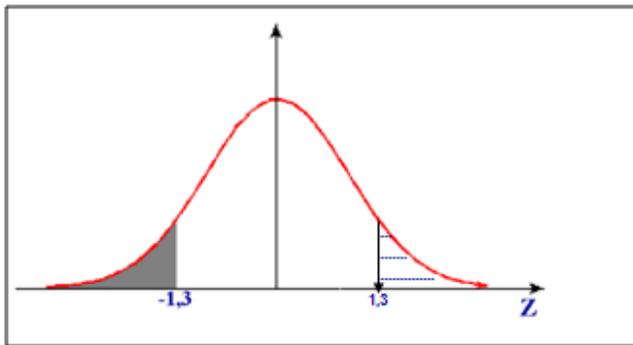
c)  $P(-1,32 < Z < 0) = P(0 < Z < 1,32)$



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

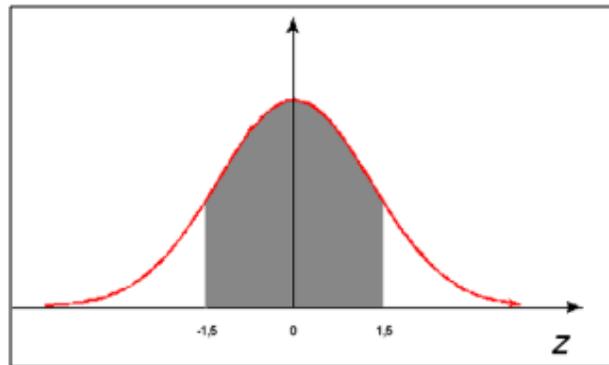


e)  $P(Z \leq -1,3)$

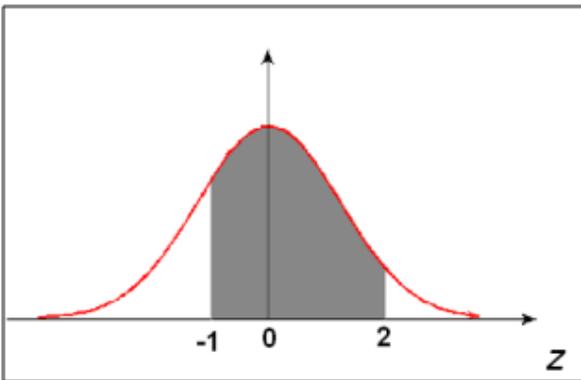


Obs.: Pela simetria,  $P(Z \leq -1,3) = P(Z \geq 1,3)$ .

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



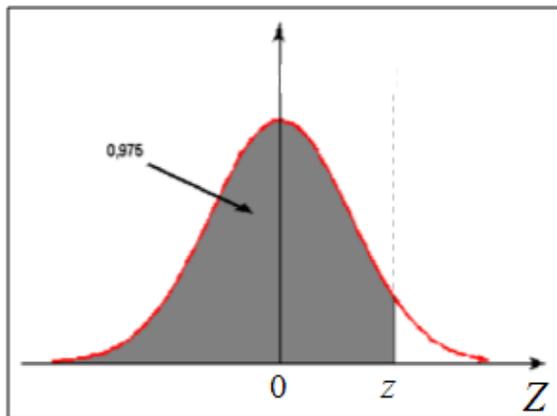
g)  $P(-1 \leq Z \leq 2)$



Handwritten text in blue ink, possibly a signature or initials, located in the lower right area of the page.

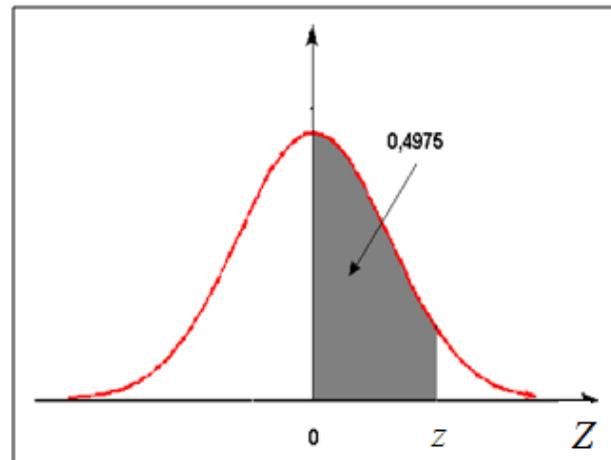
Como encontrar o valor  $z$  da distribuição  $N(0;1)$  tal que:

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



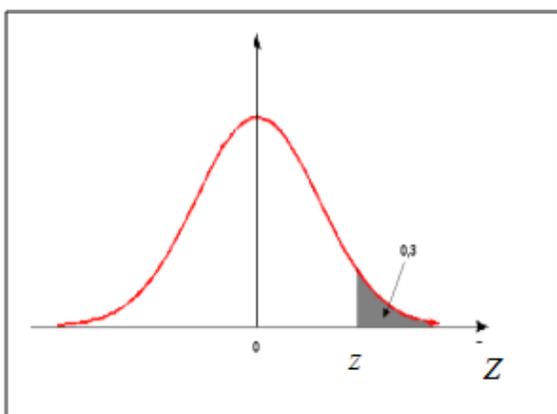
Pela tabela,  $z = 1,96$ .

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



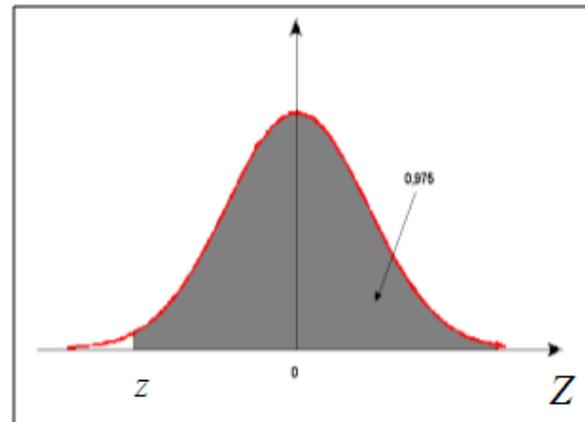
Pela tabela  $z = 2,81$ .

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



Pela tabela,  $z = 0,53$ .

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

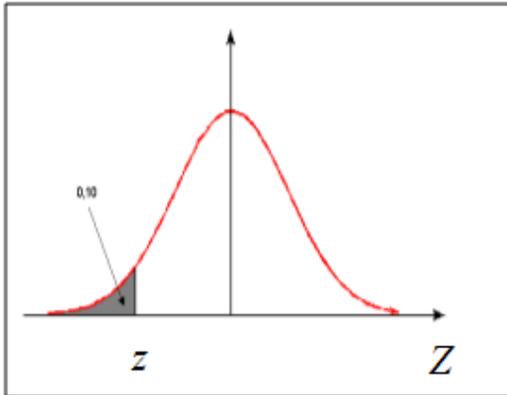


Pela tabela  $\alpha = 1,96$ .

Então,  $z = -1,96$ .

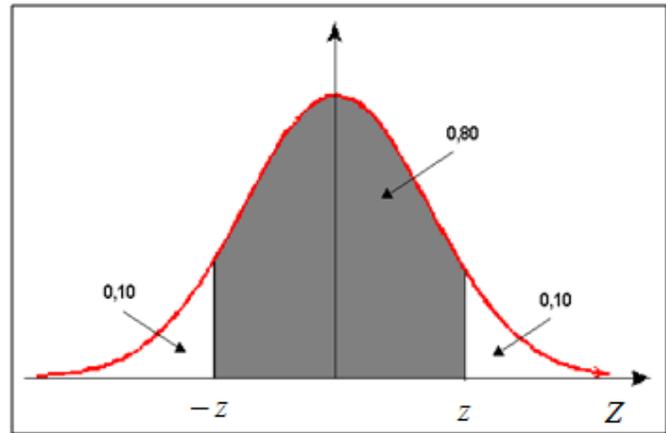
Tabela

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



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

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

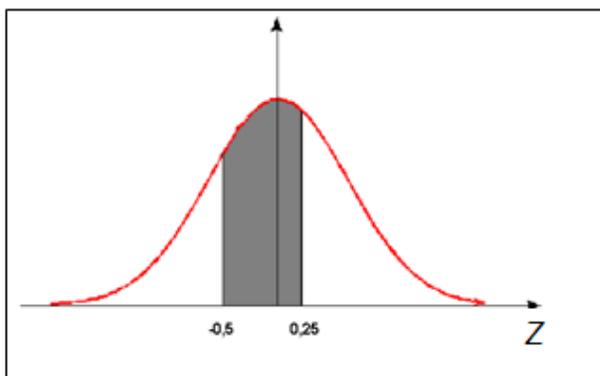


$\Rightarrow z = 1,28$  (pela tabela).

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

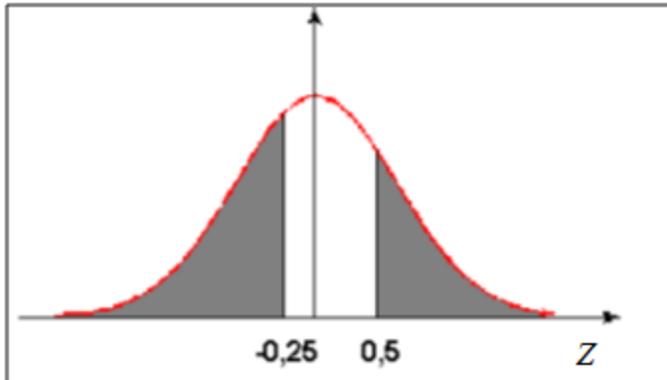
Calcular: (a)  $P(6 \leq X \leq 12)$

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



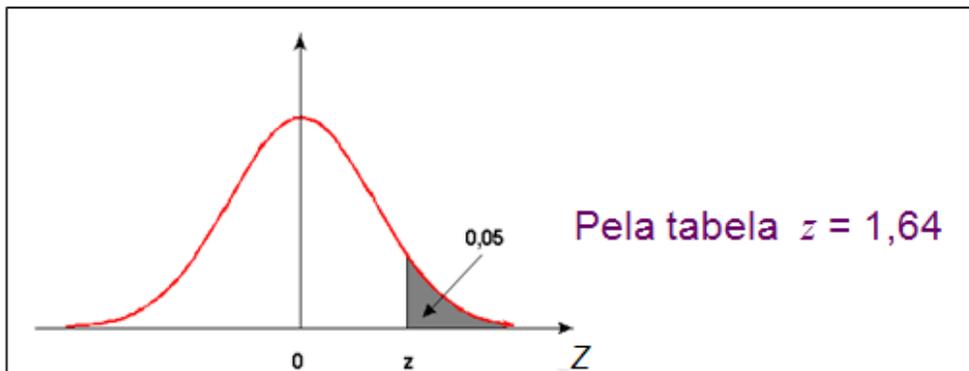
(b)  $P(X \leq 8 \text{ ou } X > 14)$

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



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

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

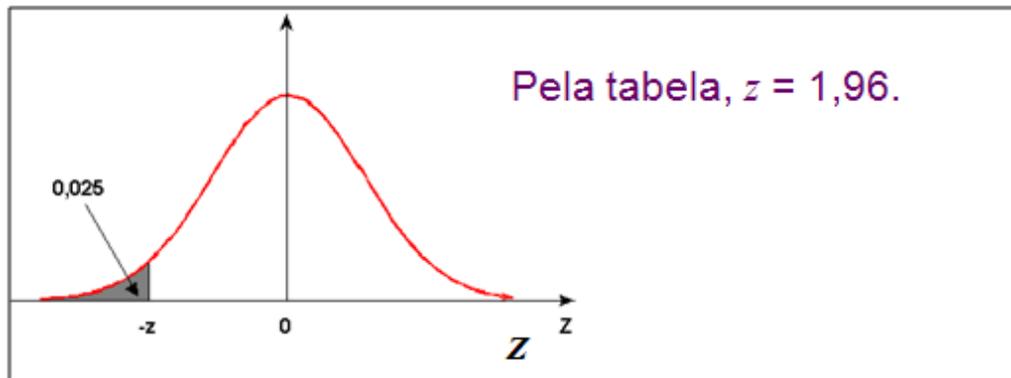


$$\text{Então, } z = \frac{k-10}{8} = 1,64.$$

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

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

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



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

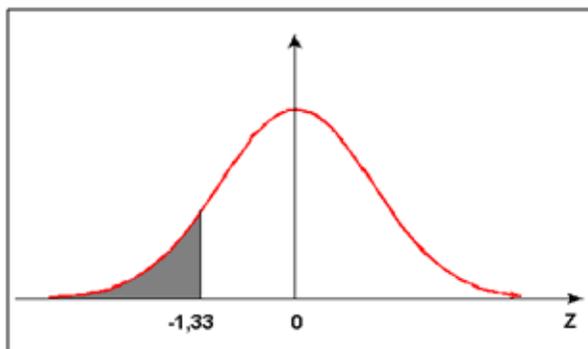
Logo  $k = 10 - 1,96 \times 8 = -5,68$ .

**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  $\Rightarrow X \sim N(120; 15^2)$

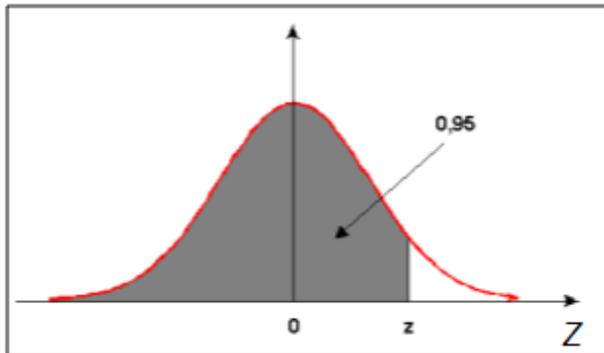
$$P(X \leq 100) = P\left(Z \leq \frac{100-120}{15}\right) = P(Z \leq -1,33)$$



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  $\Rightarrow X \sim N(120; 15^2)$

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



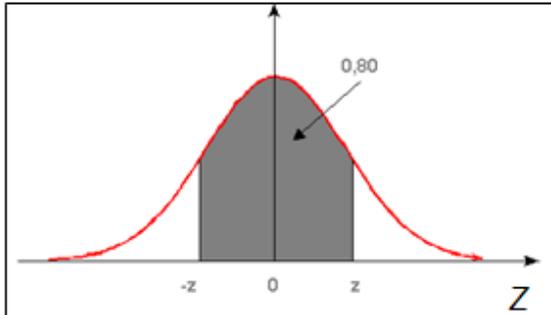
Pela tabela  $z = 1,64$ .

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

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,  $z = 1,28$ .

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

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