1:)

Seja X_1, X_2 uma amostra aleatória de dois cilindros

com $X_1 \sim N(3{,}25 ; 0{,}0008^2)$ e $X_2 \sim N(3{,}25 ; 0{,}0008^2)$

Considere $Y = X_1 + X_2$ a justaposição de dois cilindros, logo

$$E[Y] = E[X_1 + X_2] = E[X_1] + E[X_2] = 3{,}25 + 3{,}25 = 6{,}5$$

$$V[Y] = V[X_1 + X_2] = \underbrace{V[X_1] + V[X_2]}_{\substack{\text{Pois } X_1 \text{ e } X_2 \\ \text{são independentes}}} = 0{,}0008^2 + 0{,}0008^2 = 2 \cdot 0{,}0008^2$$

Portanto $Y \sim N(6{,}5 ; 2 \cdot 0{,}0008^2)$, lembre-se $Z = \frac{Y - \mu}{\sigma} = \frac{Y - 6{,}5}{\sqrt{2} \cdot 0{,}0008}$

$$P(Y < 6{,}55) = P\left(Z < \frac{6{,}55 - 6{,}5}{\sqrt{2} \cdot 0{,}0008}\right) = P(Z < 44{,}2) = \boxed{1}.$$

2:)

Seja $X_1, X_2, \dots, X_{5000}$ uma amostra aleatória de 5000 lâmpadas novas

com $X_i \sim N(50, 19^2)$ $i = 1, 2, \dots, 5000$

As lâmpadas que devem ser substituídas até o dia 1º de fevereiro

significa que elas durarão até 31 dias, então:

$$P(X_1 < 31) = P\left(\frac{X_1 - 50}{19} < \frac{31 - 50}{19}\right) = P(Z < -1) \cong 0{,}16$$

Então o número esperado de lâmpadas que devem ser substituídas

é $5000 \cdot P(Z < -1) = 5000 \cdot 0{,}16 = \boxed{800}$.

3-i)

Seja x_i o peso de cada passageiro, $i = 1, 2, \ldots, 50$

Queremos calcular a probabilidade de

$$P[(x_1+x_2+\cdots+x_{50}) \geq 7800] = P\left[\sum_{i=1}^{50} x_i \geq 7800\right]$$

dividindo os dois membros por 50 temos

$P\left[\bar{X} \geq \frac{7800}{50}\right]$, sabemos que $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$, no nosso caso

$\bar{X} \sim N\left(150, \frac{25^2}{50}\right)$, então $Z = \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$, com $Z \sim N(0,1)$

$$P\left(\bar{X} \geq \frac{7800}{50}\right) = P\left(\frac{\bar{X}-150}{\frac{25}{\sqrt{50}}} \geq \frac{\frac{7800}{50} - 150}{\frac{25}{\sqrt{50}}}\right) = P(Z \geq 1{,}7) \cong \boxed{0{,}04}.$$

Agora para reduzir a chance para 0,01 de sobrecarga, denote c = capacidade, então

$$P\left(\bar{X} \geq \frac{c}{50}\right) \cong 0{,}01 \Rightarrow P\left(\frac{\bar{X}-150}{\frac{25}{\sqrt{50}}} \geq \frac{\frac{c}{50} - 150}{\frac{25}{\sqrt{50}}}\right) = P\left(Z \geq \frac{\frac{c}{50}-150}{\frac{25}{\sqrt{50}}}\right)$$

consultando a tabela da normal tem-se

$$P(Z \geq 2{,}33) \cong 0{,}01 = P\left(Z \geq \frac{\frac{c}{50}-150}{\frac{25}{\sqrt{50}}}\right)$$, portanto

$$\frac{\frac{c}{50}-150}{\frac{25}{\sqrt{50}}} = 2{,}33 \Rightarrow \frac{c}{50} = 2{,}33 \cdot \frac{25}{\sqrt{50}} + 150 \Rightarrow \boxed{c \cong 7912 \text{ libras}}$$

4:)

a) X é um estimador ñ viesado p/ o verdadeiro comprimento 10, pois

$E[X] = 8 \cdot 0{,}25 + 10 \cdot 0{,}25 + 11 \cdot 0{,}5 = 10.$

b) Y é um estimador ñ viesado p/ a verdadeira largura 5, pois

$E[Y] = 4 \cdot 0{,}5 + 6 \cdot 0{,}5 = 5.$

c) Note que X e Y são independentes, deste modo

$E[XY] = E[X]\,E[Y] = 10 \cdot 5 = 50$, e portanto $A = XY$ é um estimador não viesado para verdadeira área.

d)

Usando a formula da variância

$V(XY) = E[X^2 \cdot Y^2] - (E[X \cdot Y])^2$, como X e Y são independentes

$E[X^2 \cdot Y^2] = E[X^2] \cdot E[Y^2]$

$E[X^2] = 8^2 \cdot 0{,}25 + 10^2 \cdot 0{,}25 + 11^2 \cdot 0{,}5 = 101{,}5$

$E[Y^2] = 4^2 \cdot 0{,}5 + 6^2 \cdot 0{,}5 = 26$

$V(XY) = 101{,}5 \cdot 26 - 50^2 = \boxed{139}.$

5.1

a)

Temos os seguintes estimadores

$\hat{m}_1 = E[m_1] = m$ e $\sqrt{V(\hat{m}_1)} = \sigma$

$\hat{m}_2 = E[m_2] = m$ e $\sqrt{V(\hat{m}_2)} = 5\sigma$

então $E[\hat{w}_1] = \frac{1}{2} E[\hat{m}_1 + \hat{m}_2] = \frac{1}{2} \cdot 2m = m$

$$E[\hat{w}_2] = \frac{4}{5} E[\hat{m}_1] + \frac{1}{5} E[\hat{m}_2] = \frac{4m + m}{5} = m$$

$$E[\hat{w}_3] = \frac{5}{6} E[\hat{m}_1] + \frac{1}{6} E[\hat{m}_2] = \frac{5m + m}{6} = m$$

$$E[\hat{w}_4] = E[\hat{m}_1] = m$$

Portanto os 4 estimadores são não viesados.

b)

$$V(\hat{w}_1) = V\left(\frac{1}{2}(\hat{m}_1 + \hat{m}_2)\right) = \frac{1}{4} V(\hat{m}_1) + \frac{1}{4} V(\hat{m}_2) = \frac{\sigma^2}{4} + \frac{25\sigma^2}{4} = \frac{13\sigma^2}{2}$$

$$V(\hat{w}_2) = V\left(\frac{4}{5}\hat{m}_1 + \frac{1}{5}\hat{m}_2\right) = \frac{16}{25} V(\hat{m}_1) + \frac{1}{25} V(\hat{m}_2) = \frac{16\sigma^2}{25} + \frac{25\sigma^2}{25} = \frac{41}{25}\sigma^2$$

$$V(\hat{w}_3) = V\left(\frac{5}{6}\hat{m}_1 + \frac{1}{6}\hat{m}_2\right) = \frac{25}{36} V(\hat{m}_1) + \frac{1}{36} V(\hat{m}_2) = \frac{25\sigma^2}{36} + \frac{25\sigma^2}{36} = \frac{25}{18}\sigma^2$$

$$V(\hat{w}_4) = V(\hat{m}_1) = \sigma^2$$

assim o estimador mais eficiente é $\hat{w}_4$ e

$V(\hat{w}_4) < V(\hat{w}_3) < V(\hat{w}_2) < V(\hat{w}_1)$.

c)

Considere que existe uma combinação linear, tal que $V(a\hat{m}_1 + (1-a)\hat{m}_2) < \sigma^2$, com $0 < a \leq 1$, então

$$a^2 V(\hat{m}_1) + (1-a)^2 V(\hat{m}_2) < \sigma^2$$

$$a^2 \cdot \sigma^2 + (1 - 2a + a^2) \cdot 25\sigma^2 < \sigma^2$$

$$a^2 + (1 - 2a + a^2) \cdot 25 < 1$$

$26a^2 - 50a + 24 < 0$, considere $f(a) = 26a^2 - 50a + 24$, vamos obter o valor de a que minimiza $f(a)$, ou seja.

$$\frac{\partial f(a)}{\partial a} = 52a - 50 = 0 \Rightarrow 52a = 50 \Rightarrow a = \frac{50}{52} \Rightarrow a = \frac{25}{26}$$

Portanto a combinação linear mais eficiente é para $a = \frac{25}{26}$, logo

$$\hat{W}_5 = \frac{25}{26}\hat{m}_1 + \frac{1}{26}\hat{m}_2.$$

6:)

a)

método (1)

$$\left[\frac{1}{2}(X_1+X_2)\right]^2 \Rightarrow \left[\frac{1}{2}E(X_1+X_2)\right]^2 = \left[\frac{1}{2}(m+m)\right]^2 = \left[\frac{2m}{2}\right]^2 = m^2,$$ elevando ao quadrado temos m^2 que é um estimador não viesado para a área, logo tem viés $= 0$.

método (2)

$$\frac{1}{2}[X_1^2 + X_2^2] \Rightarrow \frac{1}{2}E[X_1^2 + X_2^2] = \frac{1}{2}E[X_1^2] + \frac{1}{2}E[X_2^2]$$

lembrando que $V(X_1) = E[X_1^2] - (E[X_1])^2 \Rightarrow \sigma^2 = E[X_1^2] - m^2 \Rightarrow$

$E[X_1^2] = m^2 + \sigma^2$ então $\frac{1}{2}E[X_1^2] + \frac{1}{2}[X_2^2] = \frac{1}{2} \cdot 2(m^2+\sigma^2) = m^2 + \sigma^2$

e tem viés $= \sigma^2$, então o método 1 acusa o menor viés.

b)

método (1)

$$\left[\frac{1}{n}(x_1+x_2+\dots+x_n)\right]^2 \Rightarrow \left(\frac{1}{n}\,E\left[\sum_{i=1}^{n} x_i\right]\right)^2 = \left(\frac{1}{n}\cdot nm\right)^2 = m^2$$

método (2)

$$\frac{1}{n}(x_1^2+\dots+x_n^2) \Rightarrow \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} E[x_i^2] = \frac{1}{n}\cdot n(m^2+\sigma^2) = m^2+\sigma^2$$

c) Como X_1 e X_2 são independentes

$E[X_1 \cdot X_2] = E[X_1]\,E[X_2] = m\cdot m = m^2$, logo o sem viés = 0.

7:) Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para $m = E(X)$

com $(1-\alpha) = 0{,}95$, temos $Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1{,}96$; $\sigma = 0{,}72$, $\bar{X} = 8{,}2$, $n = 25$

então $Z_{0{,}975}\cdot\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1{,}96\cdot\frac{0{,}72}{\sqrt{25}} \cong 0{,}282$

Portanto, os limites de confiança são:

$LI = 8{,}2 - 0{,}282 = 7{,}918$

$LS = 8{,}2 + 0{,}282 = 8{,}482$

$IC_{0{,}95} = (7{,}918 ; 8{,}482)$.

8:) Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para $m = E(X)$

com $(1-\alpha) = 0{,}95$, temos $Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1{,}96$; $\sigma = 0{,}2$, $\bar{X} = 0{,}83$, $n = 30$

então $Z_{0{,}975}\cdot\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1{,}96\cdot\frac{0{,}2}{\sqrt{30}} \cong 0{,}071$

Portanto, os limites de confiança são

$LI = 0{,}83 - 0{,}071 = 0{,}759$

$LS = 0{,}83 + 0{,}071 = 0{,}901$

$IC_{0{,}95} = (0{,}759 ; 0{,}901)$

9.)

Classe de notas	Frequência relativa
$40 \vdash 45$	$\frac{1}{40}$
$45 \vdash 50$	$\frac{2}{40}$
$50 \vdash 55$	$\frac{3}{40}$
$55 \vdash 60$	$\frac{8}{40}$
$60 \vdash 65$	$6/40$
$65 \vdash 70$	$3/40$
$70 \vdash 75$	$8/40$
$75 \vdash 80$	$3/40$
$80 \vdash 85$	$2/40$
$85 \vdash 90$	$4/40$

$$\bar{x} = E[X] = 42{,}5 \cdot \frac{1}{40} + 47{,}5 \cdot \frac{2}{40} + \cdots + 87{,}5 \cdot \frac{4}{40} = \frac{2660}{40} = 66{,}5$$

$$V[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = \left(42{,}5^2 \cdot \frac{1}{40} + \cdots + 87{,}5^2 \cdot \frac{4}{40}\right) - 66{,}5^2 = 4561{,}25 - 66{,}5^2$$

$= 139.$

Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para μ:

com $(1-\alpha) = 0{,}9$, temos $z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1{,}64$; $\sigma = \sqrt{139}$, $\bar{X} = 66{,}5$, $n = 40$

então $z_{0{,}95} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1{,}64 \cdot \frac{\sqrt{139}}{\sqrt{40}} \cong 3{,}06$

Portanto, os limites de confiança são

$LI = 66{,}5 - 3{,}06$

$LS = 66{,}5 + 3{,}06$

$IC_{0{,}9} = (63{,}44 ; 69{,}56).$

10.1)

Tem-se $(1-\alpha) = 0{,}95$

Para a 1ª fábrica

$m = 120$, $\bar{x} = 22$, $S_x = \sqrt{4}$

Para a 2ª fábrica

$n = 120$, $\bar{y} = 19$, $S_y = \sqrt{10}$

Portanto $m+n-2 = 238$

Segundo a tabela da distribuição t-student, para $V = 238$ e $\frac{\alpha}{2} = 0{,}025$

$t = 1{,}96$, então os limites ficam

$$\text{Limites} = (\bar{x} - \bar{y}) \pm t_{\left(\frac{\alpha}{2},\, m+n-2\right)} \sqrt{\frac{(m-1)S_x^2 + (n-1)S_y^2}{(m+n-2)}} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}$$

$$LI = (22-19) - 1{,}96 \cdot \sqrt{\frac{119 \cdot 4 + 119 \cdot 10}{238}} \cdot \sqrt{\frac{1}{120} + \frac{1}{120}} = 3 - 0{,}669$$

$$LS = (22-19) + 1{,}96 \sqrt{\frac{119 \cdot 4 + 119 \cdot 10}{238}} \sqrt{\frac{1}{120} + \frac{1}{120}} = 3 + 0{,}669$$

Assim $2{,}331 \leq (\mu x - \mu y) \leq 3{,}669$ para coeficiente de confiança 95%.

$IC_{0{,}95}\ (2{,}331 ; 3{,}669)$.

11:)

a)

Seja $S(\mu) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \mu)^2$

A minimização se dá ao derivar $S(\mu)$ em relação a μ e então igualar a zero:

$$\frac{\partial S}{\partial \mu} = -2\sum_{i=1}^{n}(y_i - \mu) = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^{n} y_i = n\mu \Rightarrow \hat{\mu} = \bar{y}.$$

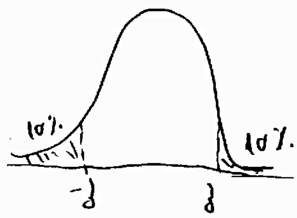
b)

Então $\hat{\mu} = \dfrac{y_1 + y_2 + \dots + y_5}{5} = 7,6$

12:)

a) A amostra piloto forneceu $\hat{p} = 0,6$, queremos obter n tal que a prob. de $|\hat{p} - p| < 0,01 = 0,8$, lembrando que $\hat{p} \sim N\left(p, \dfrac{p(1-p)}{n}\right)$, então note que $z = \dfrac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \sim N(0,1)$

$$P\left(\frac{-0,01}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{0,01}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}\right) = 0,8$$



consultando na tabela da normal $\dfrac{0,01}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} = z_{0,8}$

encontramos $z_{1-\frac{(1-0,8)}{2}} = 1,28$, logo

$$\frac{\sqrt{n}\cdot 0,01}{\sqrt{p(1-p)}} = 1,28 \Rightarrow \sqrt{n} = \frac{1,28\cdot\sqrt{p(1-p)}}{0,01} \Rightarrow \sqrt{n} = 128\cdot\sqrt{p(1-p)}$$

como $p = 0,6$, então $\sqrt{n} = 128\cdot\sqrt{0,6\cdot 0,4} \Rightarrow \sqrt{n} = 62,7 \Rightarrow n = 62,7^2$

$\boxed{n \cong 3933}$

b)

Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para $\hat{p}$

com $(1-\alpha)=0,95$, temos $Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$; $\hat{p}=0,55$, $n=3933$, $p=0,55$

então $Z_{0,975} \cdot \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = 1,96 \cdot \sqrt{\frac{0,55 \cdot 0,45}{3933}} \cong 0,0155$

Portanto, os limites de confiança são

$LI = 0,55 - 0,0155 = 0,5345$

$LS = 0,55 + 0,0155 = 0,5655$

$IC_{0,95} = (0,5345 ; 0,5655)$.

13:)

a) Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para $\hat{p} = \frac{100}{300} = \frac{1}{3}$

com $(1-\alpha)=0,95$, temos $Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$; $p = \frac{1}{3}$, $n = 300$, $\hat{p} = \frac{1}{3}$

então $Z_{0,975} \cdot \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = 1,96 \cdot \sqrt{\frac{\frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3}}{300}} \cong 0,053$

Portanto, os limites de confiança são

$LI = \frac{1}{3} - 0,053 \cong 0,28$

$LS = \frac{1}{3} + 0,053 \cong 0,39$

$IC_{0,95} = (0,28 ; 0,39)$., estamos afirmando que 95% das vezes, p estará contido no intervalo.

b)

Queremos obter n tal que a prob. de $|\hat{p}-p| < 0{,}02 = 0{,}95$, lembrando que $\hat{p} \sim N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$, então note que $z = \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \sim N(0,1)$

$$P\left(\frac{-0{,}02}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{0{,}02}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}\right) = 0{,}95$$

Consultando na tabela da normal $\frac{0{,}02}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} = z_{0{,}95}$

encontramos $z_{0{,}95} = 1{,}96$, logo

$$\frac{\sqrt{n} \cdot 0{,}02}{\sqrt{p(1-p)}} = 1{,}96 \Rightarrow \sqrt{n} = \frac{1{,}96 \cdot \sqrt{p(1-p)}}{0{,}02} \Rightarrow \sqrt{n} = 98 \cdot \sqrt{p(1-p)}$$

Como $p = \frac{1}{3}$, então $\sqrt{n} = 98 \cdot \sqrt{\frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3}} \Rightarrow \sqrt{n} = 46{,}2 \Rightarrow n = 46{,}2^2$

$\boxed{n \cong 2135.}$

14:)

a) Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para $\hat{p} = \frac{180}{300} = 0{,}6$

Com $(1-\alpha) = 0{,}95$, temos $z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1{,}96$; $p = 0{,}6$, $n = 300$, $\hat{p} = 0{,}6$

então $z_{0{,}975} \cdot \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = 1{,}96 \cdot \sqrt{\frac{0{,}6 \cdot 0{,}4}{300}} \cong 0{,}055$

Portanto, os limites de confiança são

$LI = 0{,}6 - 0{,}055 = 0{,}545$

$LS = 0{,}6 + 0{,}055 = 0{,}655$

$IC_{0{,}95} = (0{,}545; 0{,}655)$.

b)

Queremos obter a prob. de $|\hat{p}-p| < 0{,}001 = \alpha$, sendo $\alpha \in (0,1)$

lembrando que $\hat{p} \sim N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$, então note que $Z = \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \sim N(0,1)$

$$P\left(\frac{-0{,}001}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{0{,}001}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}\right) = \alpha \quad , \text{ com } p = 0{,}6 \text{ , } n = 300$$

consultando na tabela normal $\frac{0{,}001}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} = \frac{0{,}001}{\sqrt{\frac{0{,}6 \cdot 0{,}4}{300}}} \cong 0{,}03 = z_{1-\frac{(1-\alpha)}{2}}$

note que $P(Z < 0{,}03) \cong 0{,}51$ então $0{,}51 = 1 - \frac{(1-\alpha)}{2} \Rightarrow \frac{(1-\alpha)}{2} = 0{,}49$

$1-\alpha = 0{,}98 \Rightarrow \boxed{\alpha = 0{,}02}$.

c)

Queremos obter uma estimativa pontual de modo que

$|\hat{p}-p| < 0{,}0005 = 0{,}95$, ou seja

$$P\left(\frac{-0{,}0005}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < \frac{0{,}0005}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}\right) = 0{,}95 \quad , \text{ com } p = 0{,}6 \text{, } n = 300$$

consultando a tabela normal $\frac{0{,}0005}{\sqrt{\frac{0{,}6 \cdot 0{,}4}{300}}} \neq z_{0{,}975} = 1{,}96$

Portanto para obtermos o valor necessário temos que alterar o tamanho da amostra.

15:)

Seja $P(X=x) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}$, com $x = \{0,1,\dots\}$

a função de log-verossimilhança é dada por

$$l(\lambda) = -\lambda + x\log(\lambda) - \log x!$$

$$\frac{\partial l(\lambda)}{\partial \lambda} = -1 + \frac{x}{\lambda} = 0 \Rightarrow -\lambda + x = 0 \Rightarrow \hat{\lambda} = x$$

verificando se é ponto de máximo

$$\frac{\partial^2 l(\lambda)}{\partial \lambda^2} = -\frac{x}{\lambda^2} < 0$$, portanto $\hat{\lambda} = x$ é o EMV.

16:)

A formula dos estimadores de mínimos quadrados é dada por

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x}$$

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^{10} x_i y_i - 10\bar{x}\bar{y}}{\sum_{i=1}^{10} x_i^2 - 10\bar{x}^2},$$

com $\sum_{i=1}^{10} x_i y_i = 1\cdot 7 + 2\cdot 11 + \dots + 10\cdot 34 = 1375$

$\sum_{i=1}^{10} x_i^2 = 385$; $\bar{x} = 5{,}5$; $\bar{y} = 20{,}5$

$$\hat{b} = \frac{1375 - 10\cdot 5{,}5\cdot 20{,}5}{385 - 10\cdot(5{,}5)^2} = \frac{247{,}5}{82{,}5} = 3$$

$\hat{\alpha} = 20{,}5 - 3\cdot 5{,}5 = 4$, logo $\boxed{\hat{\alpha} = 4}$, $\boxed{\hat{b} = 3}$

17:)

Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para $\hat{p}$ com $(1-\alpha)$, temos $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$, $\hat{p}=0,6$, $n=100$

então $z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{0,6 \cdot 0,4}{100}}$

Em geral $LS - LI = 0,09$ então

$$\left(0,6 + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot 0,049\right) - \left(0,6 - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot 0,049\right) = 0,09$$

$$= z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot 0,0979 = 0,09 \Rightarrow z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cong 0,92$$

buscando na tabela normal $P(Z < 0,92) = 0,82$, logo

$1-\frac{\alpha}{2} = 0,82 \Rightarrow 0,18 = \frac{\alpha}{2} \Rightarrow \alpha = 0,36$. Portanto o coeficiente de confiança é $1-\alpha = 0,64$.

18:)

Nesse caso, encontra-se o seguinte intervalo de confiança para μ com $(1-\alpha)=0,95$, temos $z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$, $\bar{x} = 510,6$, $\sigma = 4$, $n=100$

então $z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1,96 \cdot \frac{4}{10} = 0,784$

Portanto, os limites de confiança são

$LI = 510,6 - 0,784 = 509,816$

$LS = 510,6 + 0,784 = 511,384$

logo $IC_{95\%} = (509,816 ; 511,384)$.