Objetivo:

Amostra — generalizações → Probabilidade / Inferência! — inferência indutiva

População

- Estimação Pontual /
- Estimação Intervalar /
- Teste de Hipóteses /

Estimação Pontual: Aproximar parâmetro por estimativa. Ex.: $\hat{\mu} = \bar{x} \approx \mu$, $\hat{\sigma}^2 \approx \sigma^2$

Notação: Colocamos "^" para indicar que o estimador é uma aproximação do parâmetro!

$\hat{\mu} \approx \bar{x}$ média da população está perto de $\bar{x}$? O que é perto?

^: indica uma aproximação do parâmetro. $\hat{\lambda} = \bar{x}$. A aproximação tá boa?

Tabela 1: Encontrar o valor do parâmetro dos modelos de probabilidade.
Seja $x_1, \ldots, x_m$ os valores observados de uma variável quantitativa X em uma amostra, então:

Amostra	Distribuição	Parâmetros	Estimador
$x_1, \ldots, x_m$	$U_D[j,k]$ $f(x) = \frac{1}{k-j+1}$, $x = j, \ldots, k$	j k	$\hat{j} = \min\{x_1, x_2, \ldots, x_m\}$ $\hat{k} = \max\{x_1, x_2, \ldots, x_m\}$
$x_1, \ldots, x_m$	$b(n, p)$ $f(x) = \binom{n}{x} p^x \cdot (1-p)^{n-x}$, $x = 0, 1, \ldots, n$	p n conhecido	$\hat{p} = \frac{\bar{x}}{n} = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_m}{n \cdot m}$
$x_1, \ldots, x_m$	$Bernoulli(p)$ $f(x) = p^x \cdot (1-p)^{1-x}$, $x = 0, 1$	p	$\hat{p} = \bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_m}{m}$
$x_1, \ldots, x_m$	$Poison(\lambda)$ $f(x) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}$, $x = 0, 1, 2, 3, \cdots$	λ nº médio de ocorrências no intervalo na popl.	$\hat{\lambda} = \bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_m}{m}$
$x_1, \ldots, x_m$	$U[a, b]$ $f(x) = \frac{1}{b-a}$, $x \in [a, b]$	a b	$\hat{a} = \min\{x_1, x_2, \ldots, x_m\}$ $\hat{b} = \max\{x_1, x_2, \ldots, x_m\}$
$x_1, \ldots, x_m$	$Exponencial(\alpha)$ $f(x) = \alpha \exp(-\alpha x)$, $x \geq 0$	α $\frac{1}{\alpha} = \mu$	$\frac{1}{\alpha} = \bar{x}$ $\hat{\alpha} = \frac{1}{\bar{x}} = \frac{m}{x_1 + x_2 + \cdots + x_m}$
$x_1, \ldots, x_m$	$Normal(\mu, \sigma^2)$ $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$	μ, σ^2	$\hat{\mu} = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_m}{m}$ $\hat{\sigma}^2 = \frac{(x_1 - \hat{\mu})^2 + (x_2 - \hat{\mu})^2 + \cdots + (x_m - \hat{\mu})^2}{m-1}$

Intervalo de Confiança: Encontrar $\hat{a}$ e $\hat{b}$ tal que $\hat{a} \leq \mu \leq \hat{b}$ com alguma probabilidade. $\hat{p}$.

σ^2, p, λ

Distribuição Normal: $N(\mu, \sigma^2)$ (σ^2 conhecida)

Desvio Padrão

proporção

Vamos começar com distribuição Amostral.

Amostras de tamanho n

População $N(\mu, \sigma^2)$, μ? σ^2 conhecido

Amostra 1 → $y_1, y_2, \ldots, y_n$: $\bar{y} = \frac{y_1 + \cdots + y_n}{n}$

Amostra 2 → $x_1, x_2, \ldots, x_n$: $\bar{x} = \frac{x_1 + \cdots + x_n}{n}$

⋮

Amostra k → $z_1, z_2, \ldots, z_n$: $\bar{z} = \frac{z_1 + \cdots + z_n}{n}$

→ k Médias diferentes

Abstração: Essas k médias são realizações de uma variável aleatória, e representamos essa variável aleatória por $\bar{X}$.

Teorema do Limite Central: $\bar{X} \sim N\left(\mu; \frac{\sigma^2}{n}\right)$.

Teorema Central do Limite

Exemplo:

Tabela 1: Nota dos 30 alunos na primeira prova.

5.80	7.27	7.04	6.83	7.64	7.11	7.51	7.30	6.89	6.30
5.60	8.80	7.05	6.13	5.42	6.24	8.54	5.74	5.43	5.95
6.82	5.73	7.84	5.90	7.80	5.48	8.59	5.76	3.90	7.10

Teorema do Limite Central: O modelo de probabilidade adequado para médias é Normal!

Média da população = Média dos 30 alunos! → $\mu = 6{,}37$

Tabela 2: Dez amostras com cinco alunos provenientes dos 30 alunos da Tabela 1.

Amostras	Notas dos cinco indivíduos da amostra de Heloísa					Média
Amostra 1	6,83	7,30	6,89	7,51	3,90	6,49
Amostra 2	5,76	6,13	8,59	6,89	6,82	6,84
Amostra 3	5,80	5,48	6,13	6,82	6,24	6,09
Amostra 4	8,59	5,73	5,80	7,10	6,83	6,81
Amostra 5	6,82	6,30	6,13	7,10	8,80	7,03
Amostra 6	7,51	8,59	5,73	3,90	6,82	6,51
Amostra 7	5,95	6,89	5,73	3,90	7,30	5,95
Amostra 8	8,59	5,74	6,30	7,10	6,24	6,79
Amostra 9	6,83	7,80	7,51	6,89	5,95	7,00
Amostra 10	5,43	7,80	6,89	5,80	7,30	6,64

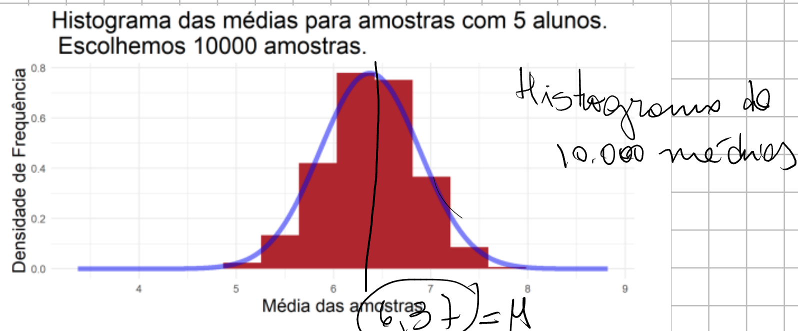


Figura 3: Histograma das médias de amostras com cinco alunos dos alunos da tabela 1, e o modelo de probabilidade segundo o Teorema Central do Limite (curva azul).

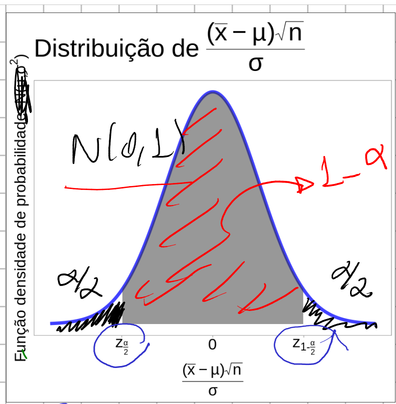
Amágica!

Note que $\frac{(\bar{X}-\mu)\sqrt{n}}{\sigma} = Z \sim N(0,1)$, ou seja,

TCL (-TLC)

$\boxed{\bar{X} \sim N(\mu; \sigma^2/n)}$

$$\frac{(\bar{X}-\mu)}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{(\bar{X}-\mu)\sqrt{n}}{\sigma}$$



$P(Z \le z_{\alpha/2}) = \alpha/2$

$P(Z \le z_{1-\alpha/2}) = 1-\alpha/2$

$P(z_{\alpha/2} \le Z \le z_{1-\alpha/2}) = 1-\alpha$

Então $P\left(z_{\alpha/2} \le \frac{(\bar{X}-\mu)\sqrt{n}}{\sigma} \le z_{1-\alpha/2}\right) = 1-\alpha$ $\quad z_{\alpha/2} = -z_{1-\alpha/2}$

↳ conheço!

$$P\left(z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \le \bar{X}-\mu \le z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = P\left(-z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \bar{X} \le -\mu \le z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \bar{X}\right) = P\left(\overbrace{-z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X}}^{\hat{a}} \le \mu \le \overbrace{z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X}}^{\hat{b}}\right) = 1-\alpha$$

Encontramos nosso $\hat{a}$ e $\hat{b}$! $\qquad 1-\alpha \ge 0{,}90$

fornecido!

Notação: $IC(\mu; 1-\alpha) = \left(-z_{1-\alpha/2}\cdot\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X};\ z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{X}\right)$.

ATENÇÃO À INTERPRETAÇÃO!

Tabela 3: Intervalos de confiança e amostras de uma população com distribuição normal com média populacional $\mu = 1,75$ e desvio padrão $\sigma = 0,1$.

μ		Amostra					a	b	$a < \mu < b$?
	Amostra 1	2,050	1,909	1,893	1,858	1,651	1,785	1,960	Não
1,75	Amostra 2	1,667	1,909	1,958	1,771	2,028	1,779	1,954	Nao
	Amostra 3	1,835	1,905	1,995	1,805	1,820	1,784	1,960	Não
σ	Amostra 4	1,824	1,870	1,965	1,637	1,711	1,714	1,889	Sim
0,1	Amostra 5	1,773	1,796	1,895	1,872	1,812	1,742	1,917	Sim
	Amostra 6	1,741	1,885	1,896	1,629	1,664	1,675	1,851	Sim

$N(1{,}75;\ 0{,}1^2)$

$1{,}785 \le \cancel{1{,}75} \le 1{,}960$

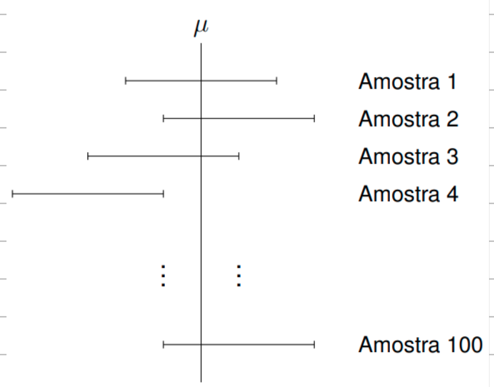
μ pode ou não satisfazer $-z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{x} \le \mu \le z_{1-\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{x}$!

O importante é que $(1-\alpha)\%$ dos intervalos de confiança vão conter a média populacional.

Desvio Padrão

proporção

Figura 1: Interpretação do coeficiente de confiança.



γ

$1-\alpha$ = coeficiente de confiança

↳ Proporção de amostras que produzem intervalos de confiança corretos!

4. Por analogia com produtos similares, o tempo de reação de um novo medicamento tem distribuição normal com desvio padrão igual a 2 minutos (a média é desconhecida). Vinte pacientes foram sorteados, receberam o medicamento e tiveram seu tempo de reação anotado. Os dados foram os seguintes (em minutos): 2,9; 3,4; 3,5; 4,1; 4,6; 4,7; 4,5; 3,8; 5,3; 4,9; 4,8; 5,7; 5,8; 5,0; 3,4; 5,9; 6,3; 4,6; 5,5 e 6,2. Obtenha um intervalo de confiança para o tempo médio de reação. Use como coeficiente de confiança $\gamma = 96\%$.

$\alpha = 1-0{,}96 = 0{,}04 \qquad 1-\alpha/2 = 1-0{,}02 = \underline{0{,}98}$

<u>Solução</u>: $\sigma = 2$ min; $n = 20$; $1-\alpha = 0{,}96 \Rightarrow 1-\frac{\alpha}{2} = \frac{0{,}96+1}{2} = \underline{0{,}98}$

$z_{0{,}98} = 2{,}05$; $\bar{x} = \frac{2{,}9+3{,}4+3{,}5+\dots+5{,}5+6{,}2}{20} = 4{,}745$

$$IC(\mu; 96\%) = \left(-z_{0{,}98}\cdot\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{x}; z_{0{,}98}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} + \bar{x}\right) = \left(-2{,}05\cdot\frac{2}{\sqrt{20}} + 4{,}745; 2{,}05\cdot\frac{2}{\sqrt{20}} + 4{,}745\right)$$

$IC(\mu; 96\%) = (3{,}83; 5{,}66)$.

Em 96% das amostras, a média populacional satisfaz $3{,}83 \leq \mu \leq 5{,}66$.

<u>No jargão de estatística</u>: com coeficiente de confiança 96%, o tempo médio de reação está entre 3,83 min e 5,66 min.

<u>Distribuição Normal</u>: $N(\mu, \sigma^2)$ – não conhecemos σ^2

<u>População</u>: $N(\mu, \sigma^2)$

σ^2 desconhecido

Amostras

Amostra 1 $\longrightarrow x_1, \dots, x_n$: $t_1 = \frac{(\bar{x}-\mu)\sqrt{n}}{S}$

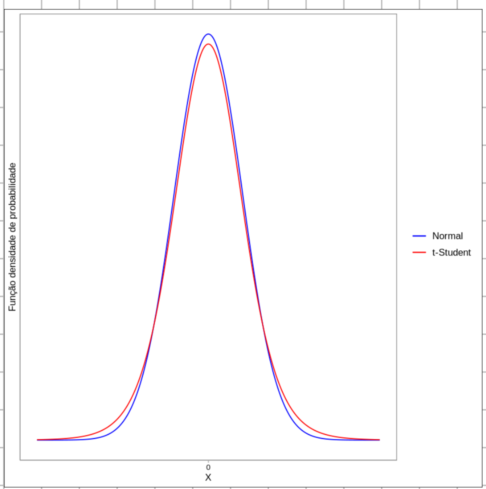
Amostra 2 $\longrightarrow y_1, \dots, y_n$: $t_2 = \frac{(\bar{y}-\mu)\sqrt{n}}{S}$

Amostra k $\longrightarrow z_1, \dots, z_n$: $t_k = \frac{(\bar{z}-\mu)\sqrt{n}}{S}$

$\rightarrow$ k valores diferentes!

<u>Abstração</u>: Esses k valores são observados uma variável aleatória t_{n-1}.

<u>Notação</u>: $\frac{(\bar{X}-\mu)\sqrt{n}}{S} \sim t_{n-1}$. (Nova distribuição)



- Valores concentrados em torno do zero
- Intervalos longe do zero são pouco prováveis
- Intervalos longe de zero p/ t-Student são mais prováveis do que $N(0,1)$.

<u>Função Densidade de Probabilidade</u>: $f(t) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{\nu\pi}\,\Gamma(\frac{\nu}{2})}\left(1+\frac{t^2}{\nu}\right)^{-(\frac{\nu+1}{2})}$, $\nu = n-1$.

<u>NÃO TEM PRIMATIVA</u>!!! $\rightarrow$ $\begin{cases}\text{Métodos Numéricos} \\ \text{Tabela } t\end{cases}$

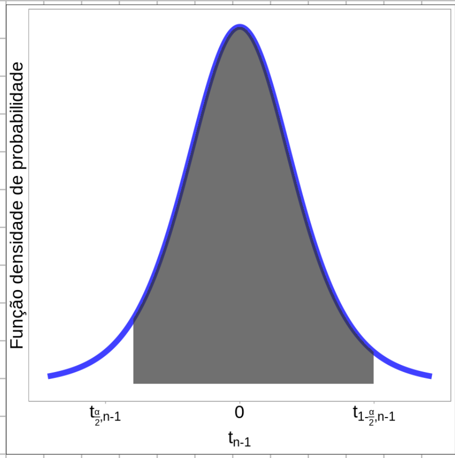
A mágica!

$$P\left(t_{\alpha/2;n-1} \le \frac{(\bar{X}-\mu)\sqrt{n}}{S} \le t_{1-\alpha/2;n-1}\right) =$$

$$P\left(\underbrace{-t_{1-\alpha/2;n-1}\cdot\frac{S}{\sqrt{n}} + \bar{X}}_{a} \le \mu \le \underbrace{t_{1-\alpha/2;n-1}\frac{S}{\sqrt{n}} + \bar{X}}_{b}\right) = 1-\alpha$$

$$IC(\mu; 1-\alpha) = \left[\bar{X} - t_{1-\alpha/2;n-1}\frac{S}{\sqrt{n}} ; \bar{X} + t_{1-\alpha/2;n-1}\cdot\frac{S}{\sqrt{n}}\right]$$

Note que $t_{\frac{\alpha}{2};n-1} = -t_{1-\alpha/2;n-1}$



18. Uma máquina produz hastes de metal usadas em sistema de suspensão de automóveis. Uma amostra aleatória de 15 rodas foi coletada, e o diâmetro é mensurado. Os dados (em milímetros) estão na Tabela 2. Assuma a normalidade do diâmetros das hastes de metal. Construa um intervalo de confiança com coeficiente de confiança $\gamma = 99\%$ para o diâmetro das hastes de metal.

8,24	8,21	8,23
8,25	8,26	8,23
8,20	8,26	8,19
8,23	8,20	8,28
8,24	8,25	8,24

Tabela 2: Hastes de metal usadas em sistema de suspensão de automóveis.

Solução: $\bar{x} = 8.234$; $s = 0.03$; $n = 15$; $\gamma = 0{,}99$; $1-\frac{\alpha}{2} = \frac{1+\gamma}{2} = 0{,}995$.

$z_{0,995} = 2{,}58$.

$$IC(\mu; 95\%) = \left(-2{,}58\cdot\frac{S}{\sqrt{n}} + \bar{x} ; 2{,}58\cdot\frac{S}{\sqrt{n}} + \bar{x}\right)$$

$$= \left(-2{,}58\cdot\frac{0{,}03}{\sqrt{15}} + 8{,}234 ; 2{,}58\cdot\frac{0{,}03}{\sqrt{15}} + 8{,}234\right)$$

$$= (8{,}21 ; 8{,}25).$$

Com coeficiente de confiança 99%, a média do diâmetro das hastes de metal está entre 8,21 e 8,25 em milímetros. $\blacksquare$

Distribuição Normal: $N(\mu, \sigma^2)$ (σ^2 desconhecido)

População: $N(\mu, \sigma^2)$

μ – desconhecido

σ^2 – desconhecido

Amostras

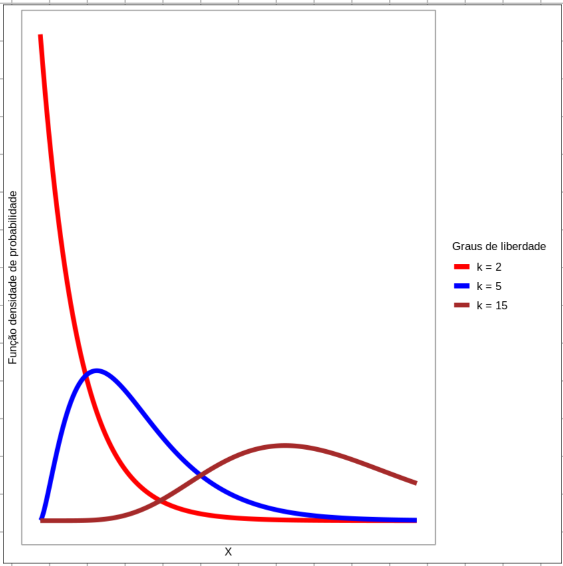
Amostra 1 → $x_1, \dots, x_n : \chi^2 = \frac{(x_1-\bar{x})^2 + \dots + (x_n-\bar{x})^2}{\sigma^2(n-1)}$

Amostra 2 → $y_1, \dots, y_n : \chi^2 = \frac{(y_1-\bar{y})^2 + \dots + (y_n-\bar{y})^2}{\sigma^2(n-1)}$

Amostra k → $z_1, \dots, z_n : \chi^2 = \frac{(z_1-\bar{z})^2 + \dots + (z_n-\bar{z})^2}{\sigma^2(n-1)}$

↳ k valores diferentes.

Abstração: Esses k-valores são observados de uma variável aleatória χ^2_{n-1}.



$f(x) = \frac{1}{2^{k/2}\Gamma(k/2)} x^{k/2-1} e^{-x/2}$, $k = n-1$.

• Intervalos perto do zero têm maiores chances!

Notação: $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1}$.

• $P\left(\chi^2_{n-1} \leq \chi^2_{\alpha/2;n-1}\right) = \alpha/2$

• $P\left(\chi^2_{n-1} \leq \chi^2_{1-\alpha/2;n-1}\right) = 1-\alpha/2$

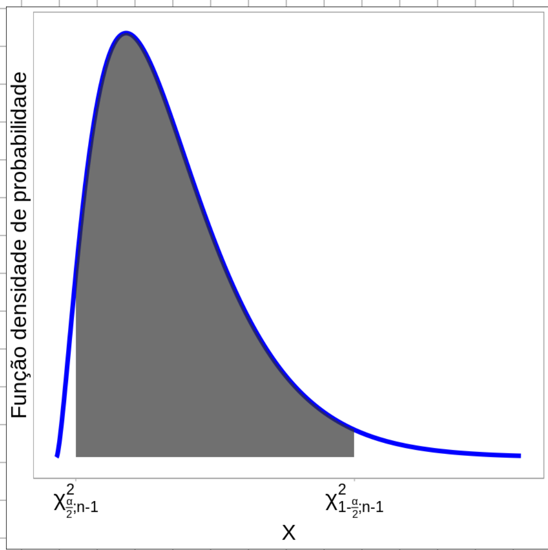
• Não tem primitiva $\begin{cases} \text{Tabela} \\ \text{métodos numéricos} \end{cases}$

A mágica!

$$P\left(\chi^2_{\alpha/2;n-1} \leq \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq \chi^2_{1-\alpha/2;n-1}\right) =$$

$$P\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2;n-1}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2;n-1}}\right) = 1-\alpha$$

$$IC(\sigma^2;\gamma) = \left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2;n-1}} ; \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2;n-1}}\right)$$



21. Um estudo com o objetivo de estudar o nível de composição de aminoácido essencial (Lysine) de farejo de soja está na Tabela 4 (g/kg). Assuma que o nível de composição de aminoácido essencial (Lysine) de farejo de soja tem distribuição normal. Construa um intervalo de confiança com coeficiente de confiança $\gamma = 99\%$ para σ^2.

22,20	20,90	27,00	26,50	25,60
24,70	26,00	24,80	23,80	23,90

Tabela 4: Nível de aminoácido (Lysine) de farejo de soja.

Solução: $S^2 = 3,66$, $n = 10$; $\begin{cases} \frac{1+\gamma}{2} = 1-\frac{\alpha}{2} = 0,995 \\ \frac{1-\gamma}{2} = \frac{\alpha}{2} = 0,005 \end{cases}$ | $\chi^2_{0,995} = 23,59$, $\chi^2_{0,005} = 1,73$

$$IC(\sigma^2; 99\%) = \left(\frac{(n-1) \cdot S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2;n-1}} ; \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2;n-1}}\right) = \left(\frac{9 \cdot 3,66}{23,59} ; \frac{9 \cdot 3,66}{1,73}\right)$$

$$= (1,40; 19,04)$$

Com coeficiente de confiança 99%, o desvio padrão do nível de potássio está entre 1,40 e 19,04.

Distribuição Bernoulli: $X \sim Bernoulli(p)$.

População: Bernoulli(p)

p: Probabilidade de Sucesso

Amostras

Amostra 1 $\longrightarrow$ $x_1, \dots, x_n: \frac{(\bar{x}-p)\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}$

Amostra 2 $\longrightarrow$ $y_1, \dots, y_n: \frac{(\bar{y}-p)\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}$

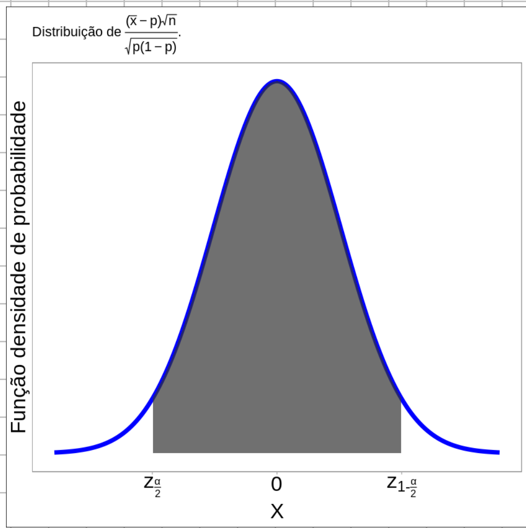
Amostra K $\longrightarrow$ $z_1, \dots, z_n: \frac{(\bar{z}-p)\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}$

↳ K valores diferentes

Abstração: Esses K valores são observações de uma variável aleatória $N(0,1)$

A mágica!

$\bar{x} = \hat{p}$



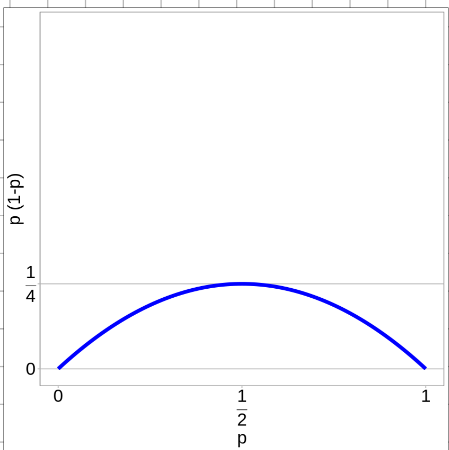
$$P\left(-z_{1-\alpha/2} \le \frac{(\bar{X}-p)\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}} \le z_{1-\alpha/2}\right)$$

$$= P\left(-z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} + \bar{X} \le p \le z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} + \bar{X}\right) = 1-\alpha$$

$$IC(p; 1-\alpha) = \left(-z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} + \bar{X}; z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} + \bar{X}\right)$$

Não conhecemos p!

Solução:



- $p(1-p) \le \frac{1}{4}$
- $\frac{z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}} \sqrt{p(1-p)} \le \frac{z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}} \cdot \frac{1}{2}$ e $\frac{z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}\sqrt{p(1-p)} + \bar{X} \le \frac{z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}\frac{1}{2} + \bar{X}$
- $-\frac{z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}} \cdot \frac{1}{2} \le -\frac{z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}\sqrt{p(1-p)}$ e $-\frac{z_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{n}} + \bar{X} \le -\frac{z_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}\sqrt{p(1-p)} + \bar{X}$

Logo, $IC(p; 1-\alpha) = \left[-z_{1-\alpha/2} \cdot \frac{1}{2\sqrt{n}} + \bar{X}; z_{1-\alpha/2} \cdot \frac{1}{2\sqrt{n}} + \bar{X}\right]$.

22. A fração de circuitos integrados defeituosos produzidos em um processo de fotolitografia está sob análise. Uma amostra aleatória de 300 circuitos foram testadas e descobrimos que 13 circuitos estavam defeituosos. Construa um intervalo de confiança a fração de circuitos defeituosos com coeficiente de confiança $\gamma = 95\%$.

Solução: $n = 300$; $p = \frac{13}{300} = 0{,}04$; $1-\alpha = 0{,}95$; $1 - \frac{\alpha}{2} = 0{,}975$.

$z_{0,975} = 1{,}96$.

$$IC(p; 95\%) = \left[-\frac{1{,}96}{2\sqrt{300}} + 0{,}04; \frac{1{,}96}{2\sqrt{300}} + 0{,}04\right] = [-0{,}02; 0{,}1] = [0; 0{,}1]$$

Com coeficiente de confiança 95%, a proporção de circuitos defeituosos é no máximo 10%.

$X : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}$

$\hookrightarrow$ Fenômeno Aleatório e Probabilidade

- $\underline{w_1}$ é resultado do Fenômeno Aleatório $\Rightarrow$ $X(w_1) = x_1$

x_1 é uma realização ou observação de X.

$\overline{X}$ (X maiúsculo c/ barra em cima)

Amostra 1, Amostra 2, Amostra K

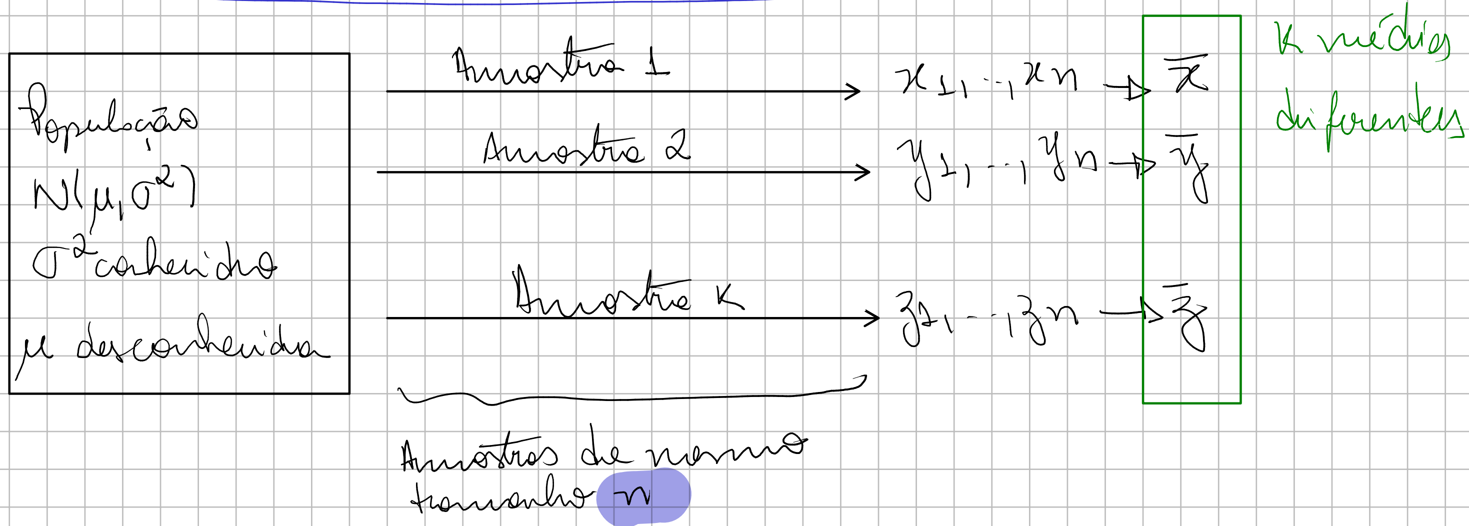
$\underbrace{\bar{x}, \bar{y}, \ldots, \bar{z}}_{K \text{ médias diferentes}}$: são realização de $\overline{X}$: $\Omega^* \longrightarrow \mathbb{R}$

$\hookrightarrow$ p/ algum espaço amostral e p/ algum Fenômeno Aleatório

- w_1 resultado de F.A. tal que $\overline{X}(w_1) = \bar{x}$
- w_2 resultado de F.A. tal que $\overline{X}(w_2) = \bar{y}$

$\overline{X}$ é uma variável aleatória contínua $\boxed{\text{E}}$ $\overline{X} \sim N\left(\mu; \frac{\sigma^2}{n}\right)$

$\hookrightarrow$ Teorema Central do Limite



Teorema Central do Limite:

Existe $\overline{X} : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}$ tal que

- w_1 resultado do fenômeno com $\overline{X}(w_1) = \bar{x}$
- $w_2 \in \Omega$ com $\overline{X}(w_2) = \bar{y}$
- $\vdots$
- $w_K \in \Omega$ com $\overline{X}(w_K) = \bar{z}$

Além disso, $\begin{cases} \overline{X} \text{ é uma variável aleatória contínua} \\ \overline{X} \sim N\left(\mu; \frac{\sigma^2}{n}\right) \end{cases}$