BIOLOGIA/BIOMEDICINA

BIOESTATÍSTICA

Profª. Letícia Raposo
profleticiaraposo@gmail.com

OBJETIVO DA AULA

- Aprender as diferentes técnicas de amostragem;
- **Aprender a generalizar resultados de uma amostra para a população onde ela foi extraída**;
- **Aprender a testar hipóteses com base em amostras.**

ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS

População (universo do estudo)
Parâmetros: $\pi = ?\ \mu = ?$

↓ Estimação de parâmetros

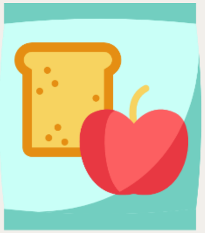
Amostra
(Dados observados)

Generalizamos resultados da parte (amostra) para o todo (população)

REFORÇANDO ALGUMAS DEFINIÇÕES

- *População*: conjunto de elementos para os quais desejamos que as conclusões da pesquisa sejam válidas.
- *Parâmetro*: medida que descreve certa característica dos elementos da população.
- *Estatística*: alguma medida associada com os dados de uma amostra a ser extraída da população. Quando usada com o objetivo de avaliar (estimar) o valor de algum parâmetro, também é chamada de *estimador*.
- *Erro amostral*: diferença entre uma estatística e o parâmetro que se quer estimar.
- *Estimativa*: valor da estatística (estimador), calculado com base na amostra efetivamente observada

EXEMPLO



Para estudar o efeito da merenda escolar, planeja-se acompanhar uma amostra de $n = 100$ crianças. Dentre diversas características de interesse, pretende-se avaliar o parâmetro:

μ = ganho médio de peso durante o primeiro ano letivo (na população de crianças da rede municipal de ensino).

Da amostra de crianças em estudo, pode-se calcular a estatística:

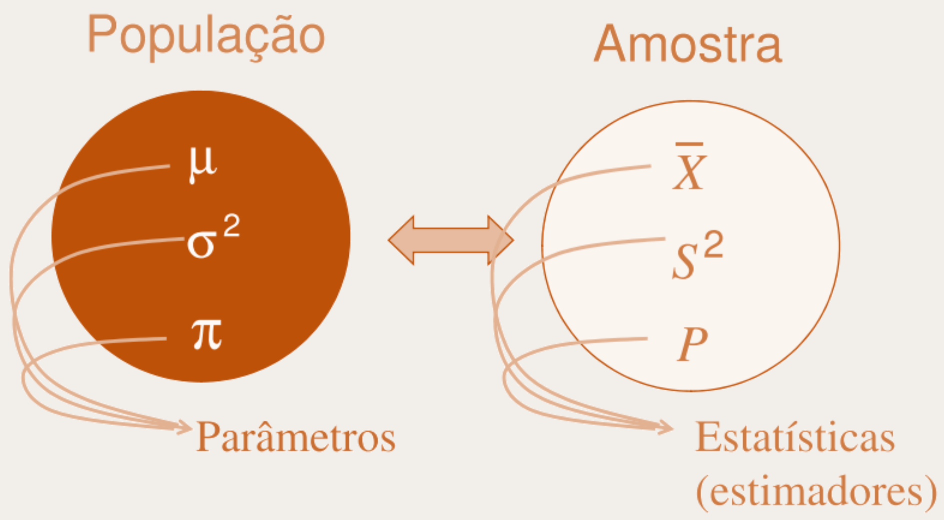
$\bar{X}$ = ganho médio de peso, durante o primeiro ano letivo, das 100 crianças em observação.

A estatística $\bar{X}$ pode ser usada como um estimador do parâmetro μ, mas devemos ter $\bar{X} \neq \mu$ devido ao erro amostral.

Como determinar a margem de erro que podemos estar cometendo?

ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS

- Quando estivermos estudando a incidência de algum atributo numa certa população, geralmente o interesse está na *proporção, ou porcentagem* de elementos com o atributo.
- Quando estamos pesquisando alguma característica quantitativa é comum o interesse em estimar uma *média*.



ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS

Parâmetros: em geral, números desconhecidos (somente serão conhecidos se for feito um censo - pesquisa de toda a população).

Estatísticas: variáveis aleatórias, pois seus valores dependem dos elementos a serem sorteados na amostragem.

Ao observar efetivamente uma amostra, a estatística se identifica com um valor (resultado do cálculo), chamado de estimativa.

Se na amostra de $n = 100$ crianças encontrarmos um ganho de 180 kg, então temos a seguinte estimativa para o parâmetro μ:

$$\bar{X} = \frac{180}{100} = 1{,}8\ kg/criança$$

ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS

- Não devemos esperar que este valor coincida com o parâmetro μ, devido ao que chamamos de erro amostral.
- Objetivo: estimar um limite superior provável para o erro amostral. Esse valor será a base para avaliarmos a precisão de nossa estimativa.

Dizemos que uma estimativa é tão mais precisa quanto menor for o limite superior provável de seu erro amostral.

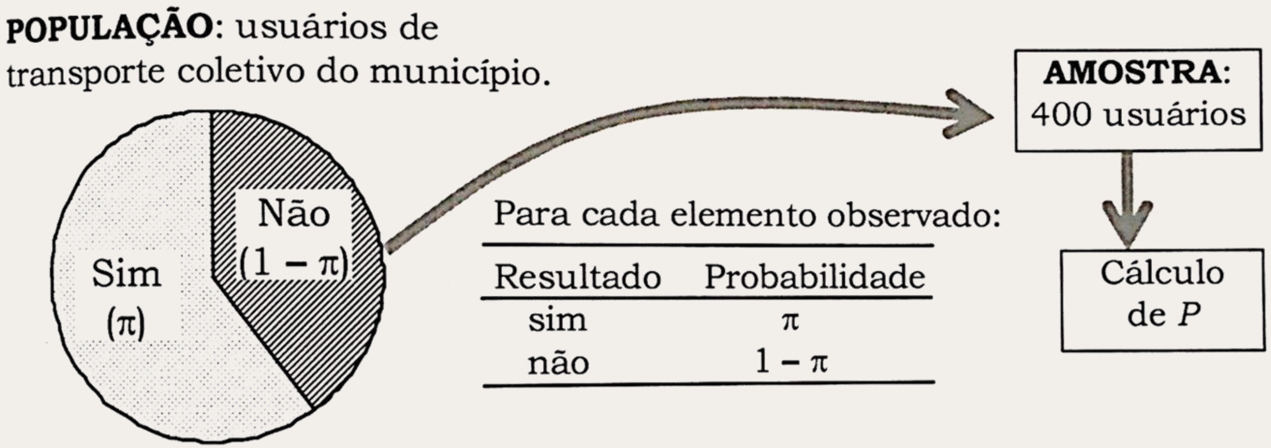
DISTRIBUIÇÃO AMOSTRAL

O valor de P (proporção de favoráveis numa amostra de $n = 400$ usuários do transporte coletivo) vai ser um valor próximo da verdadeira proporção π, a qual se refere a todos os usuários do município?

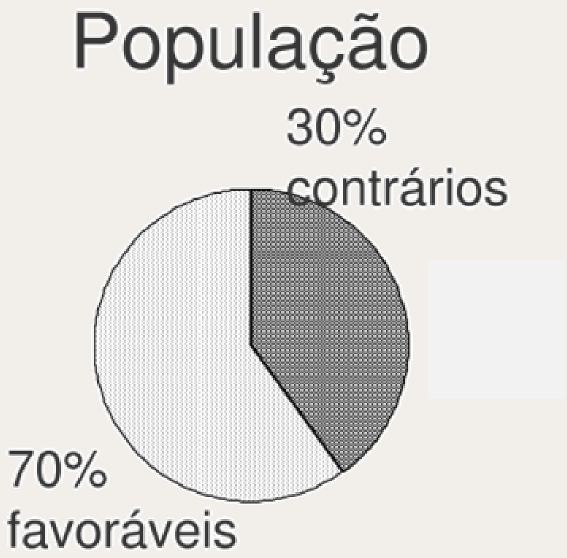
- Diferentes valores de P podem ser obtidos por diferentes amostras de n elementos, extraídas da população de interesse, sob as mesmas condições.
- Para cada amostra observada, temos um valor para P. A distribuição do conjunto de todos os possíveis valores de P, correspondentes às possíveis amostras de tamanho n, forma a chamada distribuição amostral de P.

DISTRIBUIÇÃO AMOSTRAL

A distribuição amostral de uma estatística é a distribuição dos possíveis valores dessa estatística, se examinássemos todas as possíveis amostras de tamanho n, extraídas aleatoriamente de uma população.



UMA SIMULAÇÃO



Amostra aleatória com $n = 400$ indivíduos

⬇

Calcula-se P

Simulou-se 100 amostras desta forma.

Ver link: https://istats.shinyapps.io/SampDist_Prop/

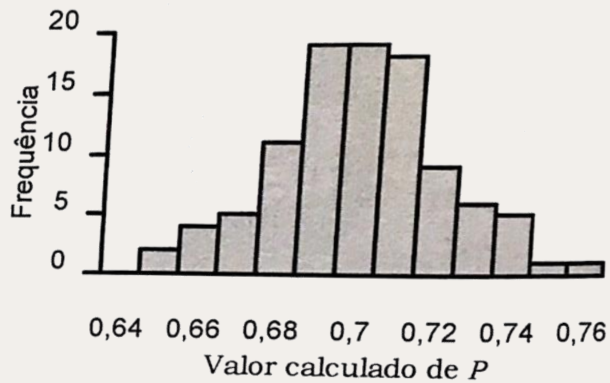
UMA SIMULAÇÃO

Valores simulados de P

0,70	0,67	0,69	0,70	0,74	0,71	0,68	0,69
0,69	0,71	0,71	0,68	0,71	0,71	0,70	0,70
0,72	0,71	0,68	0,69	0,69	0,66	0,69	0,69
0,67	0,72	0,73	0,71	0,70	0,67	0,70	0,71
0,70	0,72	0,71	0,68	0,70	0,72	0,70	0,72
0,73	0,67	0,71	0,76*	0,73	0,70	0,68	0,66
0,73	0,69	0,69	0,68	0,69	0,71	0,69	0,74
0,74	0,70	0,70	0,67	0,70	0,71	0,69	0,72
0,70	0,69	0,73	0,70	0,74	0,72	0,70	0,68
0,69	0,70	0,74	0,75	0,71	0,69	0,71	0,70
0,72	0,65*	0,69	0,69	0,70	0,71	0,66	0,71
0,66	0,65	0,68	0,69	0,69	0,68	0,71	0,71
0,72	0,68	0,68	0,73				

* Valor máximo e valor mínimo.

Histograma de frequências



O valor mais distante foi 0,76, apontando um erro amostral igual a 0,76 - 0,70 = 0,06.

Observamos que 96 valores de P, dentre os 100 simulados, resultaram em erros amostrais inferiores a 0,05. Assim, podemos afirmar que uma estimativa construída sob um modelo análogo ao da simulação deverá ter um <u>erro amostral inferior a 0,05, com nível de confiança em torno de 96/100 = 96%</u>.

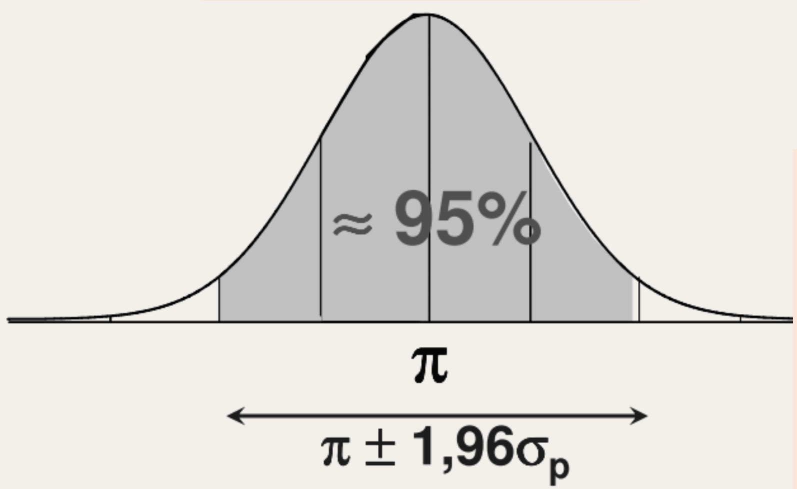
UMA SIMULAÇÃO

Na prática, examinamos apenas uma amostra, resultando em um único valor para a estatística - uma estimativa.
Porém, o conhecimento da distribuição amostral da estatística permite avaliarmos um limite superior para o erro amostral (margem de erro), com certo nível de confiança.

USANDO A DISTRIBUIÇÃO NORMAL

- *Estimação de uma proporção*: experimento tipicamente *binomial*, com parâmetros n e π.
- Se n for grande ($n > 30$, na maioria dos casos), a distribuição binomial se aproxima de uma distribuição normal.

Distribuição Amostral de P



$$\mu_P = \pi$$

$$\sigma_P = \sqrt{\frac{\pi.(1-\pi)}{n}}$$

O <u>desvio padrão da distribuição amostral de uma estatística</u> é comumente chamado de <u>erro padrão</u> da estatística.

***Parâmetros da distribuição amostral de P e não da variável aleatória com distribuição binomial.**

ESTIMAÇÃO DE UMA PROPORÇÃO

Suposições:

- Amostra aleatória simples da população de interesse;
- Tamanho da amostra é razoavelmente grande;
- Atributo em observação não seja muito raro ou quase certo, de tal forma que seja válida a aproximação da distribuição binomial para a normal;
- População de onde foi extraída a amostra seja muito grande, não necessitando considerar o seu tamanho nos cálculos.

ESTIMAÇÃO DE UMA PROPORÇÃO

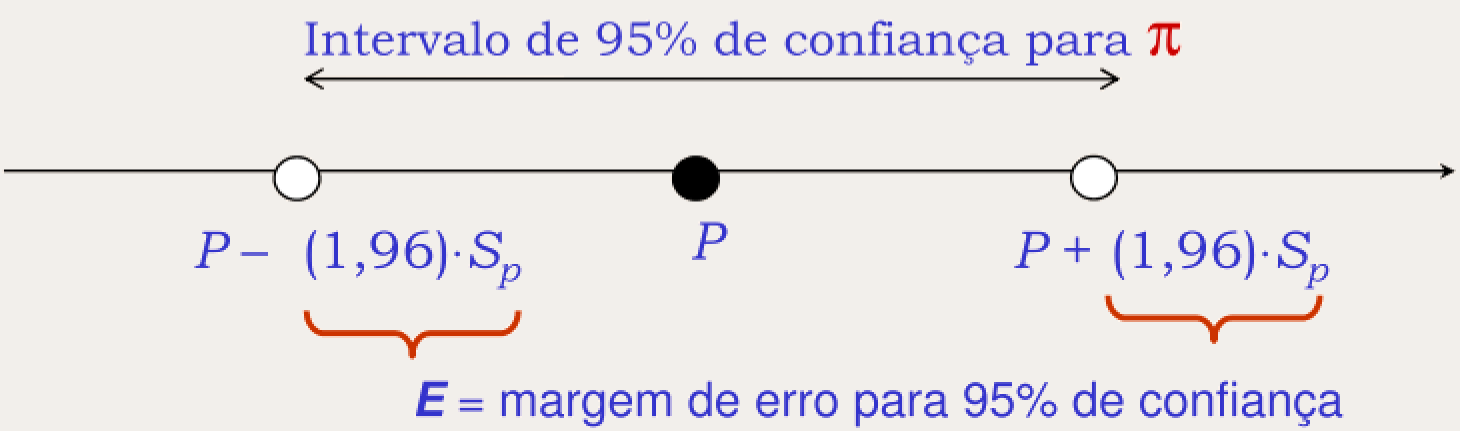
Com as suposições anteriores, o erro padrão de P pode ser estimado com os dados da própria amostra, usando a expressão:

$$S_p = \sqrt{\frac{P \cdot (1 - P)}{n}}$$

em que P é a proporção do atributo, na amostra; e n é o tamanho da amostra.

ESTIMAÇÃO DE UMA PROPORÇÃO

Nível de Confiança de 95%



https://istats.shinyapps.io/ExploreCoverage/

ESTIMAÇÃO DE UMA PROPORÇÃO

Suponha que, na amostra de $n = 400$ pessoas, encontramos 60% de favoráveis. Temos, então, $P = 0{,}60\ (ou\ 60\%)$, com erro padrão:

$$S_p = \sqrt{\frac{P \cdot (1-P)}{n}} = \sqrt{\frac{(0{,}60)\cdot(0{,}40)}{400}} = 0{,}0245$$

Usando nível de confiança de 95%, temos um limite superior para o erro amostral de:

$$E = (1{,}96)\cdot S_P = (1{,}96)\cdot(0{,}0245) = 0{,}048\ (ou\ 4{,}8\%)$$

$$60{,}0\% \pm 4{,}8\% = [55{,}2\% - 64{,}8\%]$$

Podemos dizer, com nível de confiança de 95%, que o intervalo $60{,}0\% \pm 4{,}8\%$ contém o parâmetro π (proporção de favoráveis em toda população).

ESTIMAÇÃO DE UMA PROPORÇÃO

Outros Níveis de Confiança

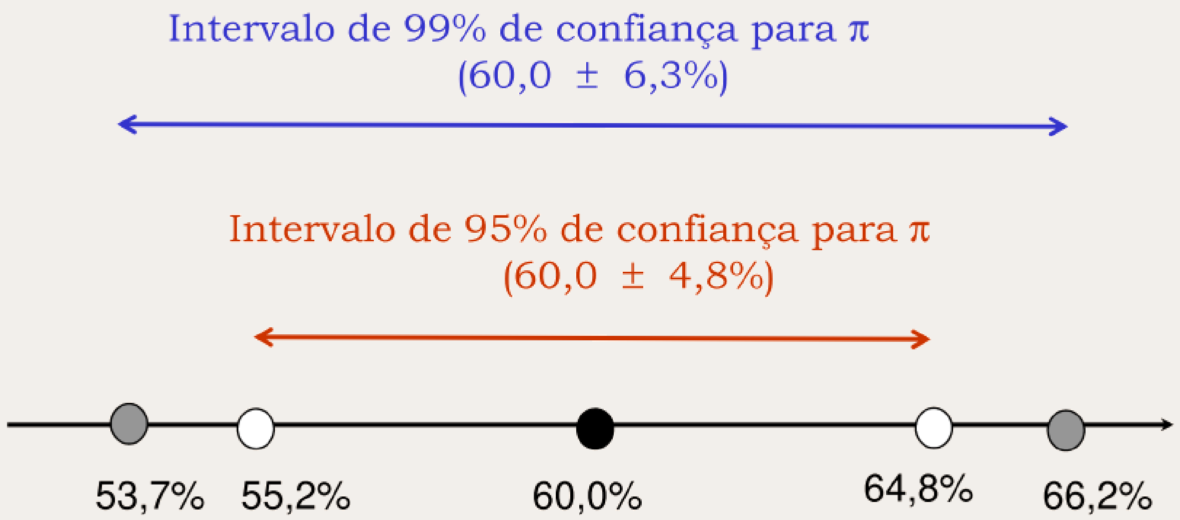
Margem de erro: $\boxed{E = z \cdot S_P}$

Intervalo de confiança para π: $\boxed{P \pm E}$

Área	0,800	0,900	**0,950**	0,980	0,990	0.995	0,998
z	1,282	1,645	**1,960**	2,326	2,576	2,807	3,090

ESTIMAÇÃO DE UMA PROPORÇÃO

Resultados do exemplo anterior com dois níveis de confiança (99% e 95%)



Para um dado nível de confiança, dizemos que uma <u>estimativa é tão mais precisa</u> quanto <u>menor for a amplitude de seu intervalo de confiança</u>.
A maneira natural de aumentarmos a precisão de uma estimativa é através do aumento do tamanho n da amostra (Ver fórmula do IC).

ESTIMAÇÃO DE UMA MÉDIA

- Quando a variável em estudo é quantitativa, normalmente se tem interesse no parâmetro μ (média).
- Tendo uma AAS da população de interesse, podemos ter uma estimativa de μ através do cálculo da média dos valores da amostra:

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

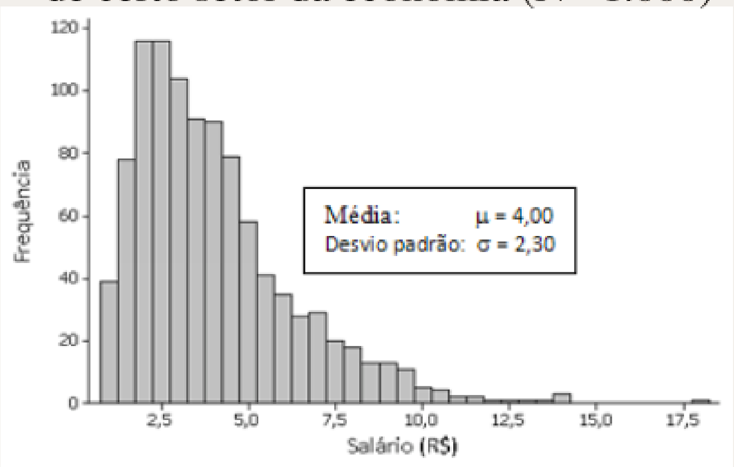
- Como o valor de $\bar{X}$ vai depender da amostra selecionada, podemos falar em erro padrão e em distribuição amostral de $\bar{X}$. O erro padrão de $\bar{X}$ pode ser estimado com os dados da amostra por:

$$S_{\bar{X}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$$

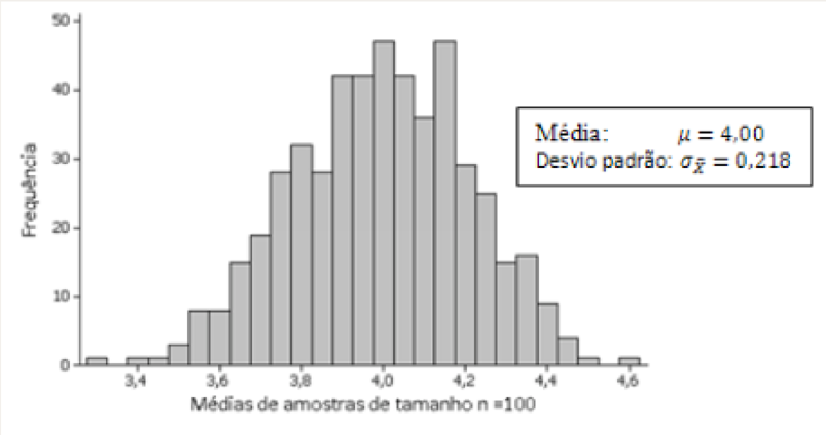
ESTIMAÇÃO DE UMA MÉDIA

Para amostras aleatórias grandes $(n \geq 30)$, a distribuição amostral de $\bar{X}$ é aproximadamente normal.

População dos salários dos empregados de certo setor da economia (N =1.000)



Distribuição de freqüências de médias de amostras de tamanho n = 100



ESTIMAÇÃO DE UMA MÉDIA

Amostras Grandes

Se a amostra for grande (n > 30):

$$E = z \cdot S_{\overline{X}}$$

- onde z vem da distribuição normal padrão

Amostras Pequenas

Se a amostra for pequena (n < 30):

$$E = t \cdot S_{\overline{X}}$$

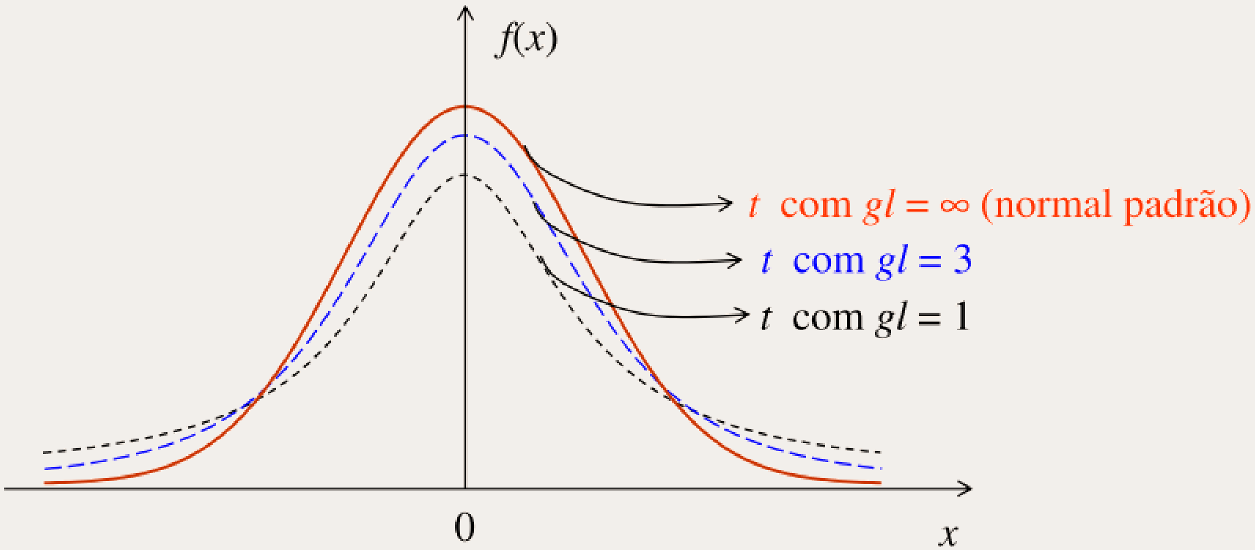
- onde t vem da distribuição t com gl = n – 1

Distribuição t de Student

NOTA: Para n > 30, $t \cong z$, assim, pode-se sempre usar t.

AMOSTRAS PEQUENAS

A distribuição t de Student



Tem forma parecida com a normal padrão, sendo um pouco mais dispersa.
Sua dispersão é função de um parâmetro denominado graus de liberdade, gl. No problema de estimação de uma média, tem-se: **gl= n - 1.**

EXEMPLO

- Félix é especialista de controle de qualidade em uma fábrica que pinta peças de carro. Seu processo de pintura consiste em uma primeira demão, revestimento de cor e revestimento transparente. Para uma certa peça, estas camadas têm juntas uma espessura desejada de 150 micrômetros. Felix mediu a espessura de 50 pontos selecionados aleatoriamente em uma das peças para ver se ela estava pintada corretamente. A sua amostra teve uma espessura média de 148 micrômetros e um desvio-padrão de 3,3 micrômetros.
- Um intervalo de confiança de 95% para a espessura média com base nos seus dados é (147,1 ; 148,9).
- Com base nesse intervalo, é plausível que a espessura média nessa parte corresponda ao valor desejado?

RELEMBRANDO...

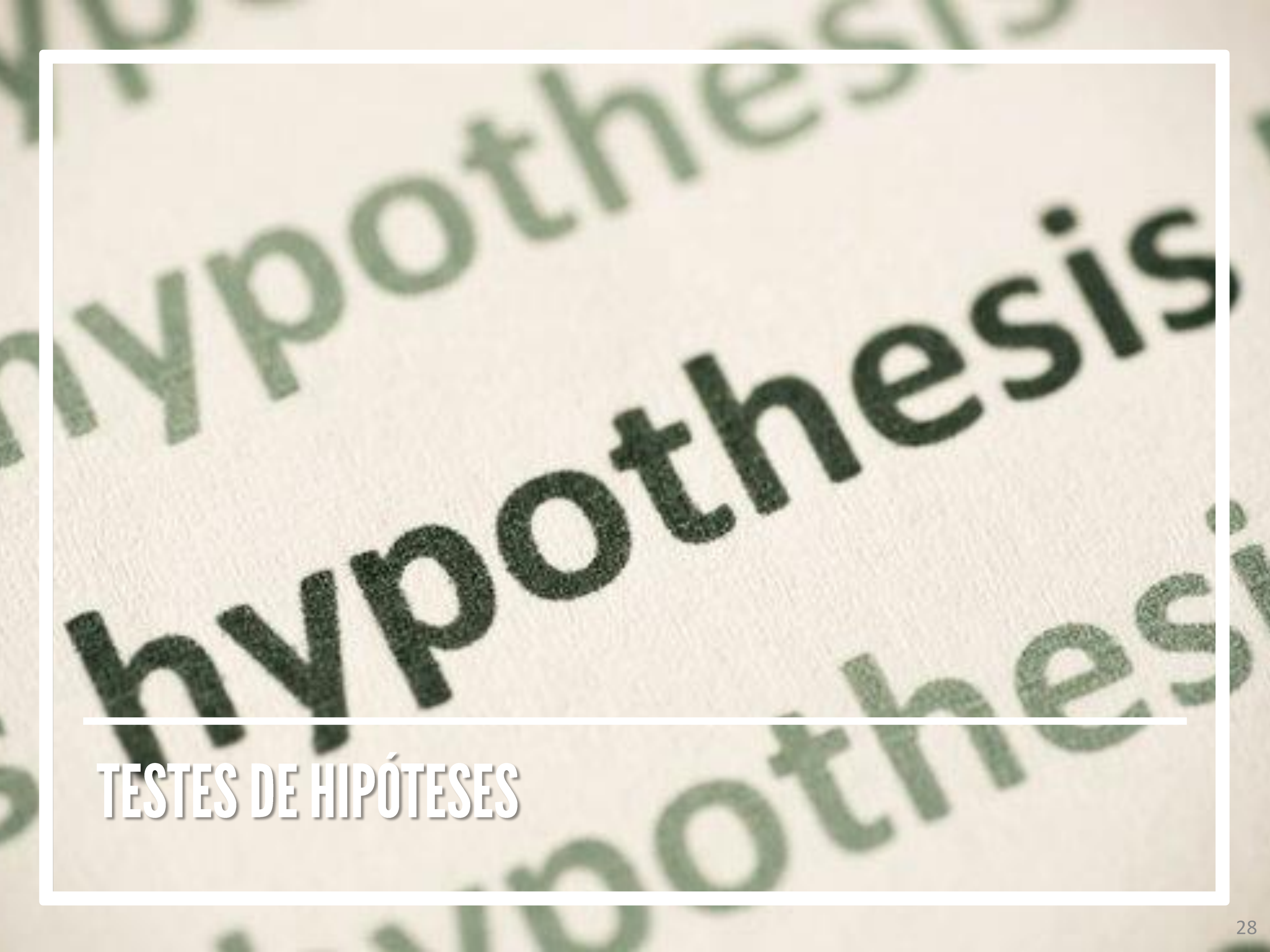
1. Vimos o que é uma distribuição amostral e como calcular o intervalo de confiança (IC) para um parâmetro.
2. Vimos também que para amostras aleatórias com tamanhos grandes $(n \geq 30)$, a distribuição amostral de $\bar{X}$ é aproximadamente normal.

TEOREMA DO LIMITE CENTRAL

- À medida que o tamanho amostral aumenta, a forma das distribuições se aproxima cada vez mais de uma distribuição normal.
- Além disso, à medida que o tamanho amostral aumenta, as distribuições da média amostral tendem para uma distribuição normal com a mesma média da população e desvio-padrão igual à da população dividida pela raiz quadrada do tamanho da amostra.

Esse fato é mostrado pelo **Teorema do Limite Central**, que é um dos principais teoremas da Estatística.

http://onlinestatbook.com/stat_sim/sampling_dist/



TESTES DE HIPÓTESES

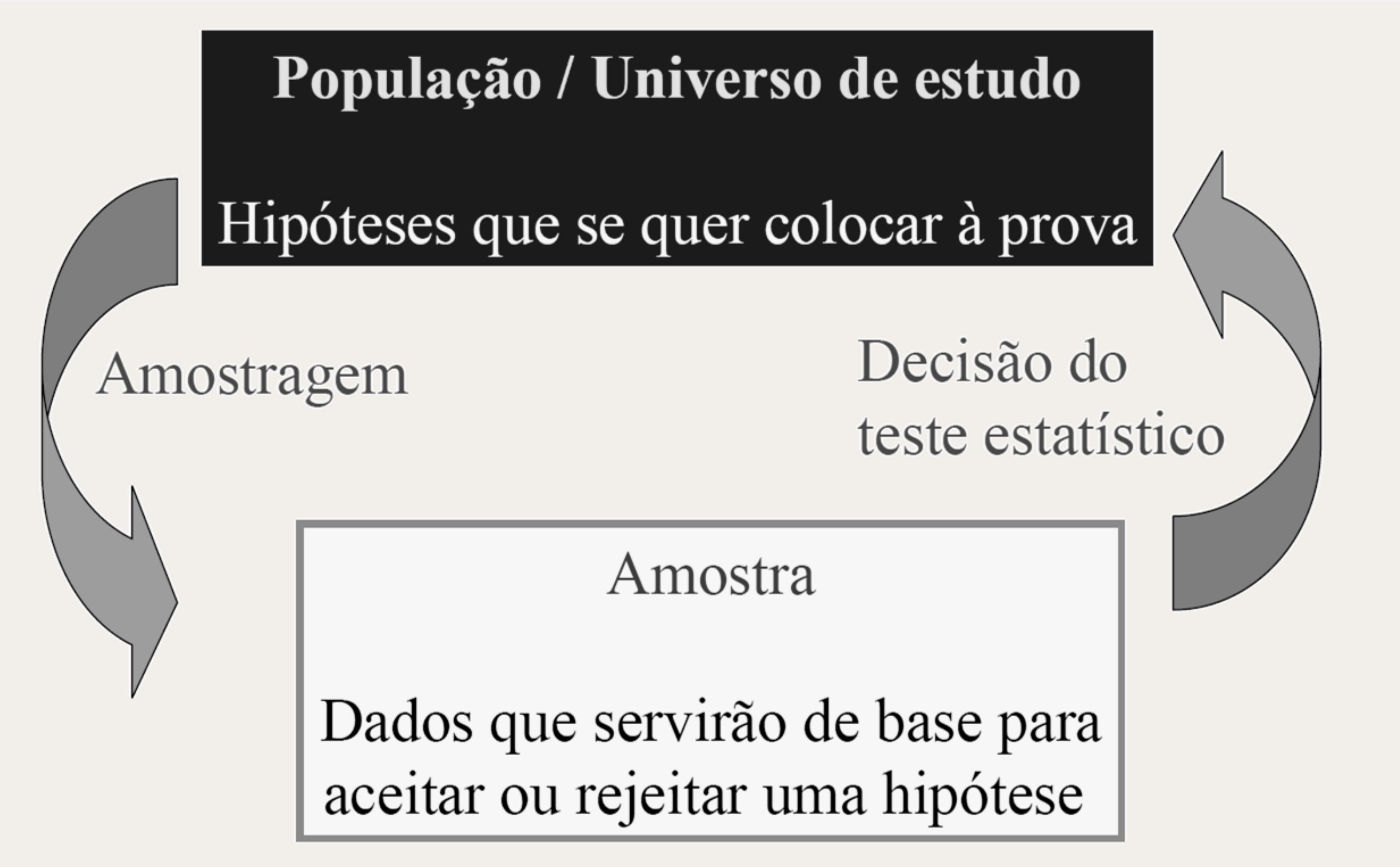
INTRODUÇÃO

Muitas vezes o pesquisador tem alguma ideia sobre o comportamento de uma variável, ou de uma possível associação entre variáveis.

Neste caso, o planejamento da pesquisa deve ser de tal forma que permita, com os dados amostrais, testar a veracidade de suas ideias sobre a população em estudo.

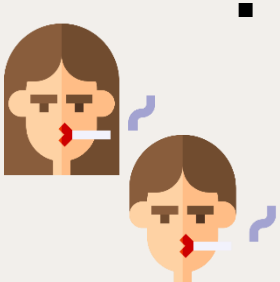
Adotamos que a população seja o mundo real e as ideias sejam as hipóteses de pesquisa, que poderão ser testadas por técnicas estatísticas denominadas testes de hipóteses ou testes de significância.

INTRODUÇÃO



População / Universo de estudo
Hipóteses que se quer colocar à prova
Amostragem
Decisão do teste estatístico
Amostra
Dados que servirão de base para aceitar ou rejeitar uma hipótese

EXEMPLOS

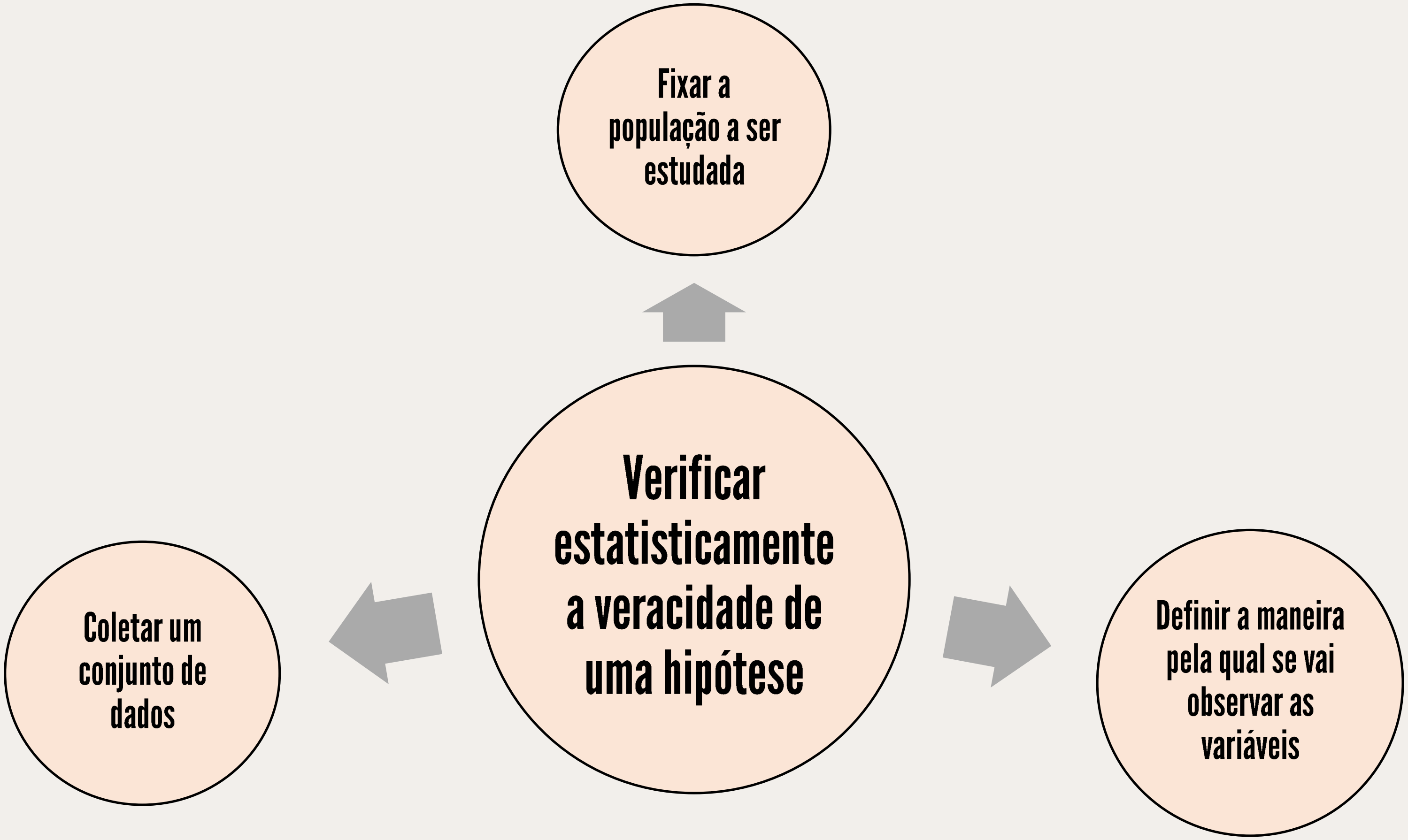


- Na problemática de verificar se existe relação entre tabagismo e sexo, em certa região, pode-se lançar a seguinte hipótese: *Na região em estudo, a propensão de fumar nos homens é diferente da que ocorre nas mulheres.*

- Para se verificar o efeito de uma propaganda nas vendas de certo produto, tem-se interesse em verificar a veracidade da hipótese: *a propaganda produz um efeito positivo nas vendas.*

- Na condução de uma política educacional, pode-se ter interesse em comparar dois métodos de ensino. Hipótese: *os métodos de ensino tendem a produzir resultados diferentes de aprendizagem.*

INTRODUÇÃO


Fixar a população a ser estudada
Verificar estatisticamente a veracidade de uma hipótese
Coletar um conjunto de dados
Definir a maneira pela qual se vai observar as variáveis

INTRODUÇÃO

A aplicação de um teste estatístico serve para verificar se os dados fornecem evidência suficiente para que se possa aceitar como verdadeira a hipótese de pesquisa, precavendo-se, com certa segurança, de que as diferenças observadas nos dados não são meramente casuais.

AS HIPÓTESES DE UM TESTE ESTATÍSTICO

- Hipótese nula, H0: descrita em termos de parâmetros populacionais e é, basicamente, uma negação daquilo que o pesquisador deseja provar.
- Sob essa hipótese, as diferenças observadas nos dados são consideradas casuais.
- Podemos ter as seguintes hipóteses nulas para os problemas descritos anteriormente.
    a) H0: A proporção de homens fumantes e igual à proporção de mulheres fumantes, na população em estudo.
    b) H0: Em média, as vendas não aumentam com a introdução da propaganda.
    c) H0: Em média, os dois métodos de ensino produzem os mesmos resultados.

AS HIPÓTESES DE UM TESTE ESTATÍSTICO

- Quando os dados mostrarem evidência suficiente de que a hipótese nula, H0, é falsa, o teste a rejeita; aceitando em seu lugar a chamada Hipótese Alternativa, HA ou H1.
- A hipótese alternativa é, em geral, aquilo que o pesquisador quer provar, ou seja, a própria hipótese de pesquisa, considerando a forma de planejamento da pesquisa.
- As hipóteses alternativas:
    a) H1: A proporção de homens fumantes é diferente da proporção de mulheres fumantes, na população em estudo.
    b) H1: Em média, as vendas aumentam com a introdução da propaganda.
    c) H1: Em média, os dois métodos de ensino produzem resultados diferentes.

AS HIPÓTESES DE UM TESTE ESTATÍSTICO

É comum H0 (hipótese nula) ser apresentada em termos de igualdade de parâmetros populacionais, enquanto H1 (hipótese alternativa) em forma de desigualdade (maior, menor ou diferente).

H0: A proporção de homens fumantes e igual à proporção de mulheres fumantes, na população em estudo. $\pi_h = \pi_m$
H1: A proporção de homens fumantes é diferente da proporção de mulheres fumantes, na população em estudo. $\pi_h \neq \pi_m$

H0: Em média, as vendas não aumentam com a introdução da propaganda. $\mu_c = \mu_s$

H1: Em média, as vendas aumentam com a introdução da propaganda. $\mu_c > \mu_s$

H0: Em média, os dois métodos de ensino produzem os mesmos resultados. $\mu_a = \mu_b$

H1: Em média, os dois métodos de ensino produzem resultados diferentes. $\mu_a \neq \mu_b$

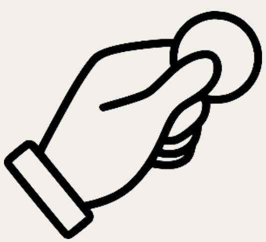
AS HIPÓTESES DE UM TESTE ESTATÍSTICO

Suponha, por exemplo, que se suspeite que uma certa moeda, usada num jogo de azar, é viciada, isto é, há uma tendência de ocorrerem mais caras do que coroas, ou mais coroas do que caras. Entendendo-se como moeda honesta àquela que tem a mesma probabilidade de dar cara e coroa, podemos formular as hipóteses da seguinte maneira:

H0: a moeda é honesta e H1: a moeda é viciada

Se chamarmos π à probabilidade de ocorrer cara num lançamento dessa moeda, podemos escrever:

$$H0: \pi = 0{,}5 \; e \; H1: \; \pi \neq 0{,}5$$



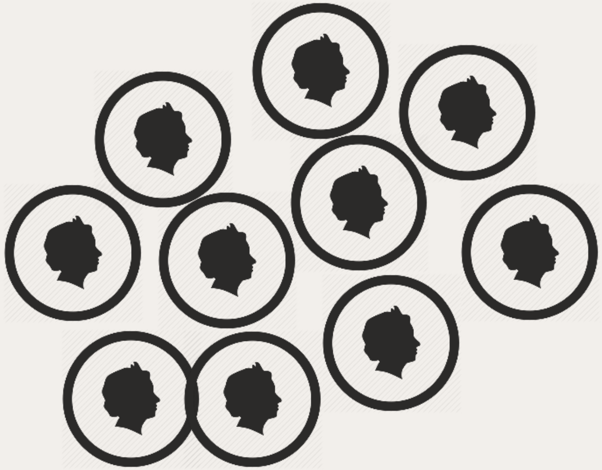
CONCEITOS BÁSICOS

- Suponhamos, inicialmente, H0 como verdadeira.
  - H0 somente vai ser rejeitada em favor de H1 se houver evidência suficiente que a contradiga.
- n lançamentos imparciais da moeda → cada lançamento: cara ou coroa.
- Estatística $Y = \textit{número total de caras nos n lançamentos}$.
- A estatística Y poderá ser usada na definição de um critério de decisão: não rejeitar H0 ou rejeitar H0 em favor de H1.
  - Neste contexto, a estatística Y é chamada de estatística do teste.

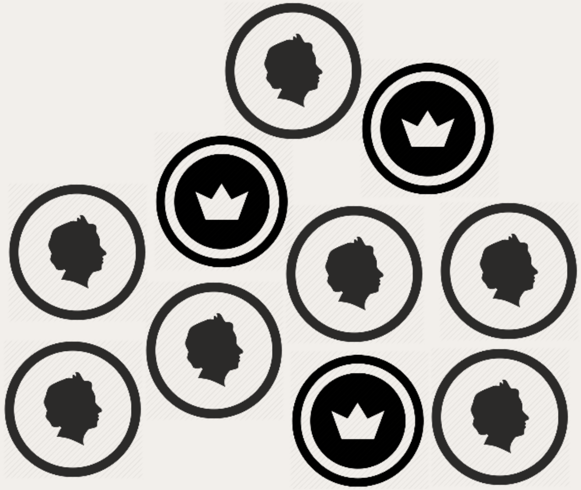
CONCEITOS BÁSICOS

Sejam $n = 10$ lançamentos e as duas seguintes amostras:

- AMOSTRA A – Suponha que nos 10 lançamentos observamos $Y = 10\ caras$. Podemos rejeitar H0 em favor de H1?
- AMOSTRA B – e se tivéssemos observado $Y = 7\ caras$?



AMOSTRA A



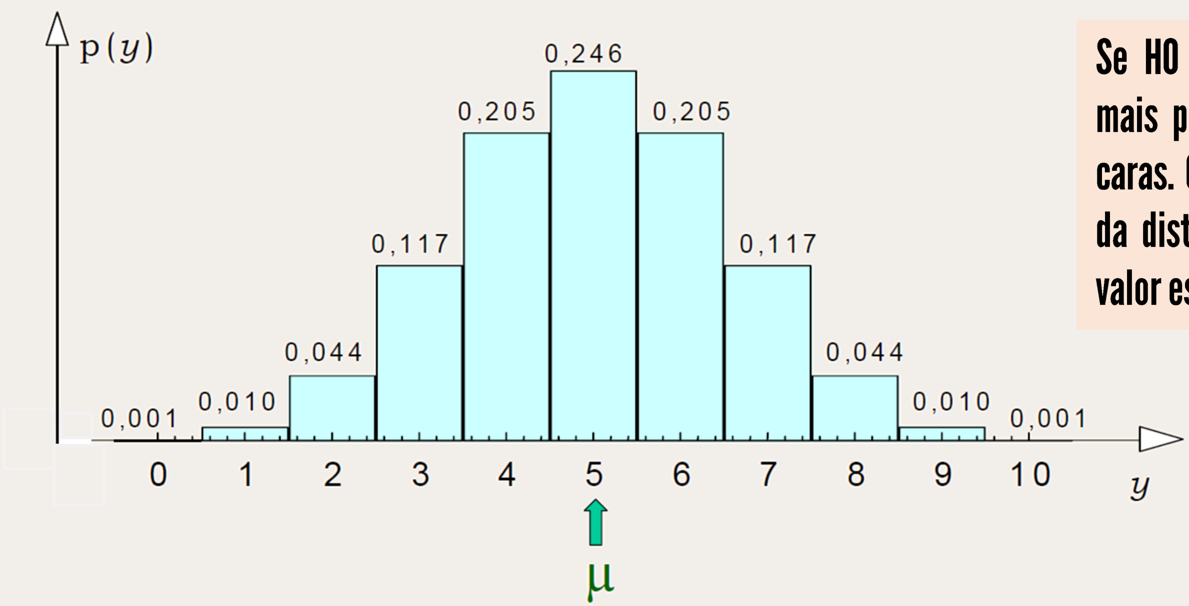
AMOSTRA B

CONCEITOS BÁSICOS

- Para realizar o teste estatístico, é necessário conhecer a probabilidade de ocorrerem $Y = 10\,caras$ (amostra A), ou $Y = 7\,caras$ (amostra B), em 10 lançamentos de uma moeda honesta.
- Precisamos da <u>distribuição de probabilidades da estatística do teste Y</u>, supondo H0 verdadeira.

DISTRIBUIÇÃO DE REFERÊNCIA

No exemplo em questão, Y tem distribuição binomial com parâmetros $n = 10$ e $\pi = 0{,}5$ (supondo H0 verdadeira). Esta será a distribuição de referência para o valor calculado da estatística do teste, Y.

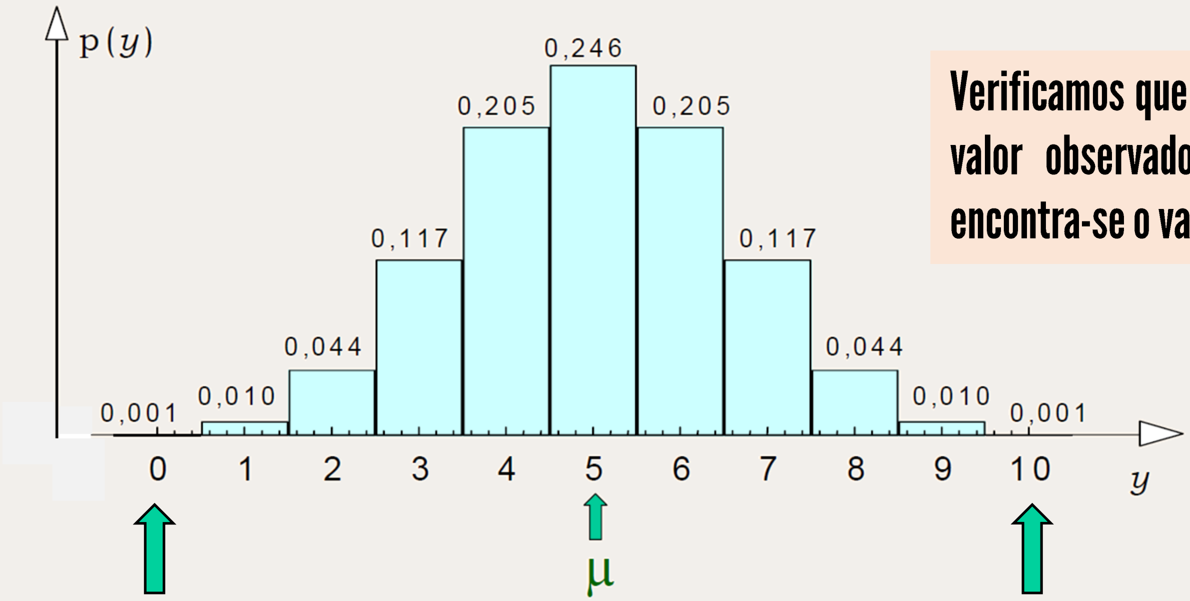


Se H0 for verdadeira, os resultados mais prováveis estão em torno de 5 caras. Chamaremos este valor central da distribuição de probabilidades de valor esperado ou valor médio, μ.

Distribuição da estatística Y = no. de caras em 10 lançamentos da moeda, sob H0 (binomial com $n = 10$ e $\pi = 0{,}5$).

VALOR-P

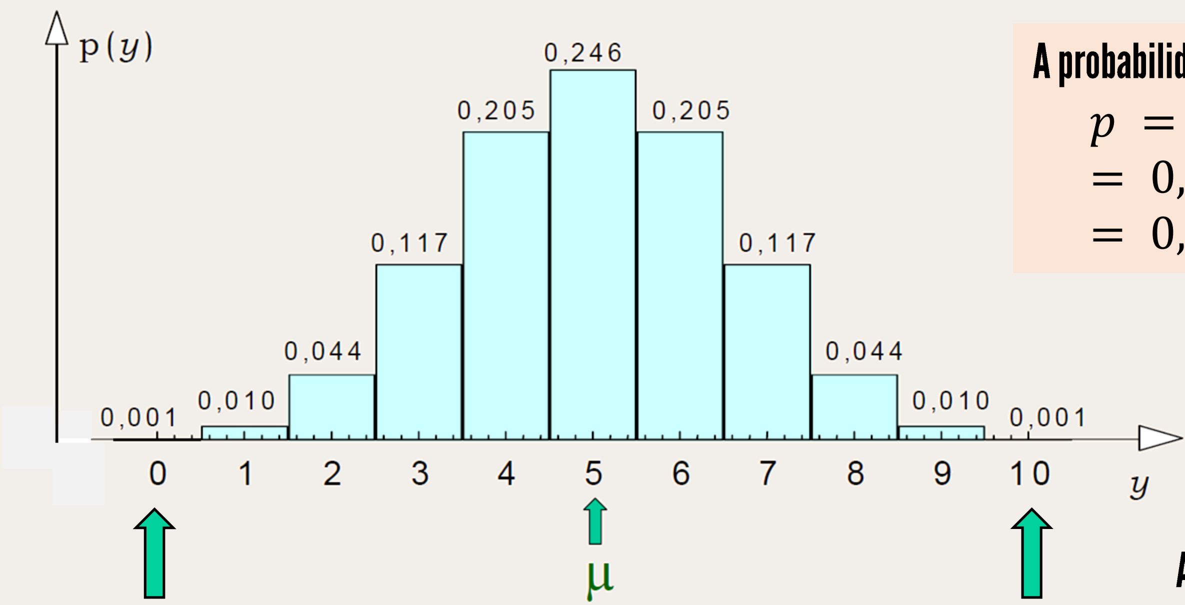
Supondo H0 verdadeira, a probabilidade de significância, ou valor-p, é a probabilidade de a estatística do teste acusar um resultado tão ou mais distante do esperado por H0, como o resultado da amostra observada.



Verificamos que tão ou mais distante do que o valor observado na amostra ($Y = 10$), encontra-se o valor 0 e o próprio valor 10.

VALOR-P

- O valor p aponta o quão estranho foi o resultado da amostra, se supusermos H0 a hipótese verdadeira.
- O valor-p é calculado com base na distribuição de referência.



A probabilidade de significância será:

$$p = p(0) + p(10)$$
$$= 0{,}001 + 0{,}001$$
$$= 0{,}002 \ (ou \ 0{,}2\%)$$

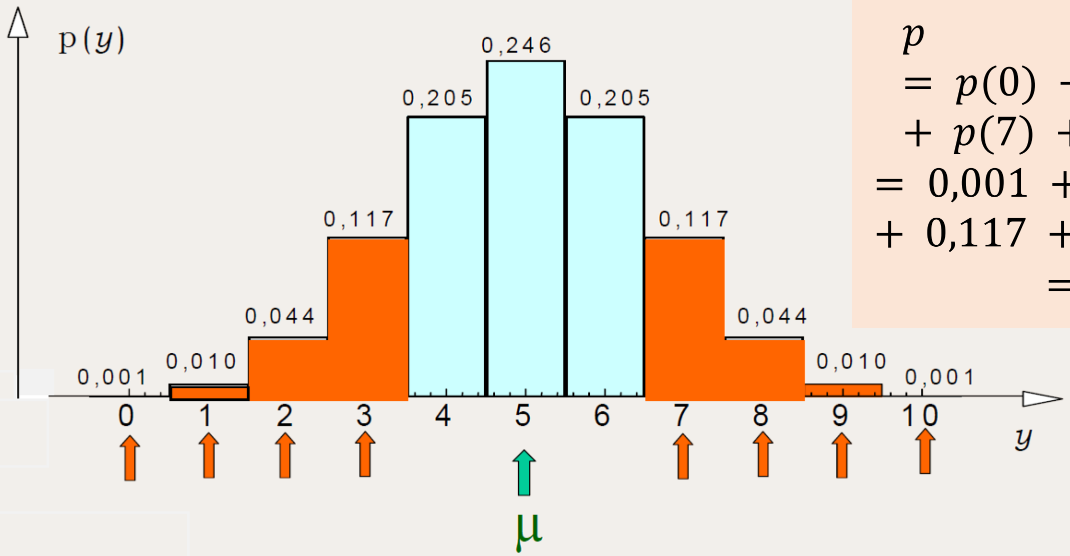
Amostra A

VALOR-P

- No caso da moeda, quando consideramos a H0 verdadeira (a moeda é honesta) e ao depararmos com 10 lançamentos iguais a cara, a probabilidade de ocorrer valores tão extremos ou mais (0 ou 10 caras) é tão pequena que a gente acaba rejeitando a H0 de que a moeda é honesta.
- Ou seja, é *tão improvável ocorrer 10 caras quando a gente joga a moeda 10 vezes que isso só pode dar indícios de que a moeda é viciada*.
- Mas, ao rejeitar H0, é certo de que fizemos a coisa certa? Não, pois pode acontecer 10 caras mesmo a moeda sendo honesta, porém é muito improvável.
- Por isso o pesquisador define um nível de aceitação de erro, ou seja, o quanto ele aceita rejeitar H0 sendo ela verdadeira.

VALOR-P

Na amostra B, em que observamos $Y = 7$ caras em $n = 10$ lançamentos, tão ou mais distante do que o valor $Y = 7$ são encontrados os valores: 7, 8, 9, 10, 0, 1, 2 e 3.



$$p = p(0) + p(1) + p(2) + p(3) + p(7) + p(8) + p(9) + p(10) =$$
$$= 0{,}001 + 0{,}010 + 0{,}044 + 0{,}117 + 0{,}117 + 0{,}044 + 0{,}010 + 0{,}001 =$$
$$= 0{,}344\ (ou, 34{,}4\%)$$

Distribuição de Y, sob H0. As setas indicam os valores que distam do esperado, $\mu = 5$, tão ou mais do que o valor $Y = 7$, observado na amostra.

VALOR-P

Quanto menor for o valor-p, maior a evidência para rejeitar H0.

Podemos pensar em probabilidade condicional...

Dada que a hipótese nula é verdadeira, qual é a probabilidade de observar esse padrão dos dados por puro acaso?

NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA

- Ainda na fase do planejamento de uma pesquisa, quando desejamos confirmar ou refutar alguma hipótese, é comum estabelecer o valor da probabilidade tolerável de incorrer no erro de rejeitar H0, quando H0 é verdadeira.
- Este valor é conhecido como nível de significância do teste e é designado pela letra grega α.
- É muito comum adotar nível de significância de 5%, isto é, $\alpha = 0{,}05$. Ou seja, em média, 95 vezes em 100 você terá rejeitado corretamente H0, e 5 vezes em 100 você estará errado.

Estabelecido o nível de significância α, tem-se a seguinte regra geral:

$p > \alpha$ → **não rejeita H0;**

$p \leq \alpha$ → **rejeita H0, em favor de H1.**

NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA

Seja o nível de significância de 5% ($\alpha = 0{,}05$).

- Na amostra A, quando observamos dez caras em dez lançamentos, o teste estatístico rejeita H0, em favor de H1 (pois a probabilidade de significância, calculada com base na amostra, foi $p = 0{,}002$ e, portanto, menor do que o valor adotado para α).
- Na amostra B, quando observamos sete caras em dez lançamentos, o teste estatístico não rejeita H0, porque a probabilidade de significância, calculada com base na amostra, foi $p = 0{,}344$; que não é menor do que o valor adotado para α.

NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA

- Quando o teste rejeita H0 em favor de H1 ($p < \alpha$), a probabilidade de se estar tomando a decisão errada é, no máximo, igual ao nível de significância α adotado. Desta forma, temos certa garantia da veracidade de H1.
- Quando o teste não rejeita a H0 ($p > \alpha$), podemos dizer que os dados não mostraram evidência suficiente para rejeitá-la e, por isso, continuamos acreditando em sua veracidade.

$p \leq \alpha$ → **rejeita H0 (os dados mostram evidência que...)**

$p > \alpha$ → **não rejeita H0 (os dados não mostram evidência que...)**

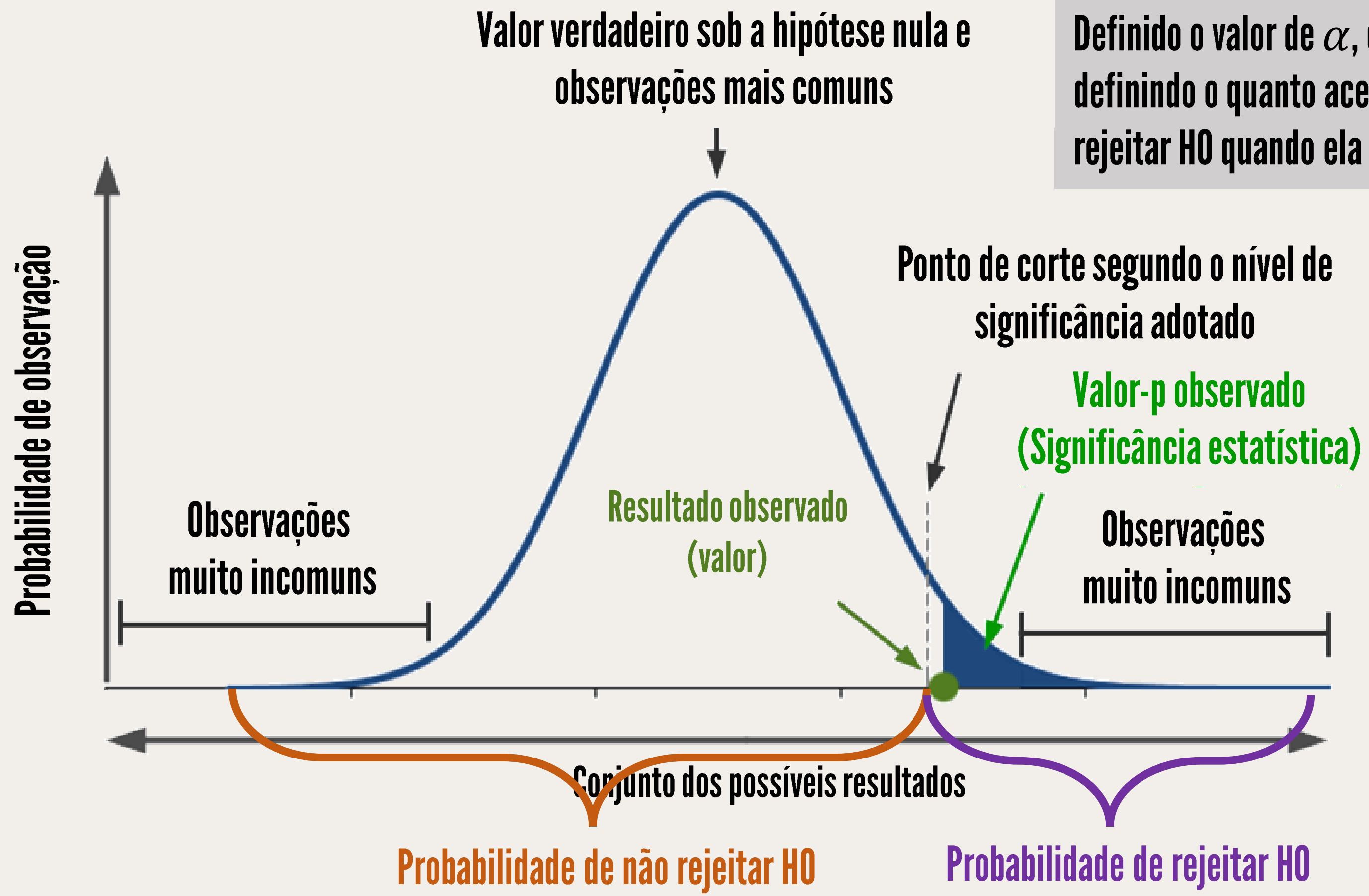
NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA

		Realidade	
		H0 verdadeira	H0 falsa
Decisão	Não rejeitar H0	OK	Erro Tipo II (β)
	Rejeitar H0	Erro Tipo I (α)	OK

Não é fixada a priori.

VALOR-P

Definido o valor de α, estamos definindo o quanto aceitamos rejeitar H0 quando ela é verdadeira.



TESTES UNILATERAIS E BILATERAIS

Um teste pode ser unilateral ou bilateral, dependendo do problema em estudo. Nos testes unilaterais, a probabilidade de significância é computada em apenas um dos lados da distribuição de referência.

TESTES UNILATERAIS E BILATERAIS

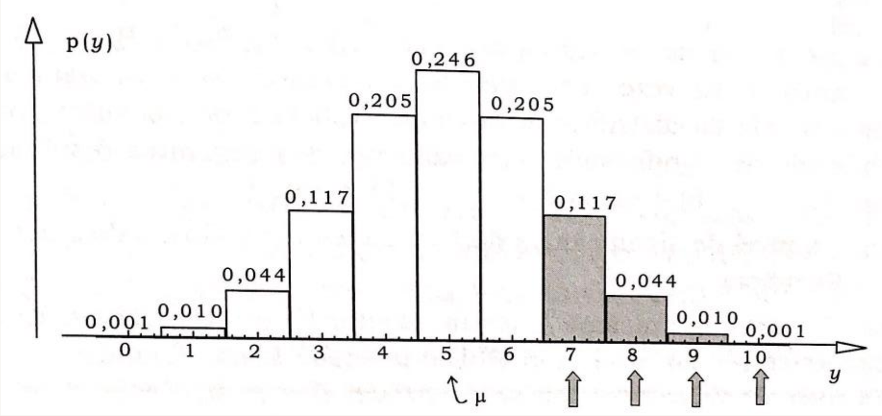
Considere que, para testar H0: $\pi = 0{,}5$ contra H1: $\pi > 0{,}5$ tenhamos lançado a moeda $n = 10\,vezes$ e observado $Y = 7\,caras$. A probabilidade de significância será:

$$p = p(7) + p(8) + p(9) + p(l0) = 0{,}117 + 0{,}044 + 0{,}010 + 0{,}001 = 0{,}172$$

que corresponde à metade da probabilidade de significância do teste bilateral.

Com o nível de significância

de 5%, o teste não rejeita H0.



RESUMO

Em geral, na aplicação de um teste estatístico, devemos saber:

a) formular H0 e H1 em termos de parâmetros populacionais;

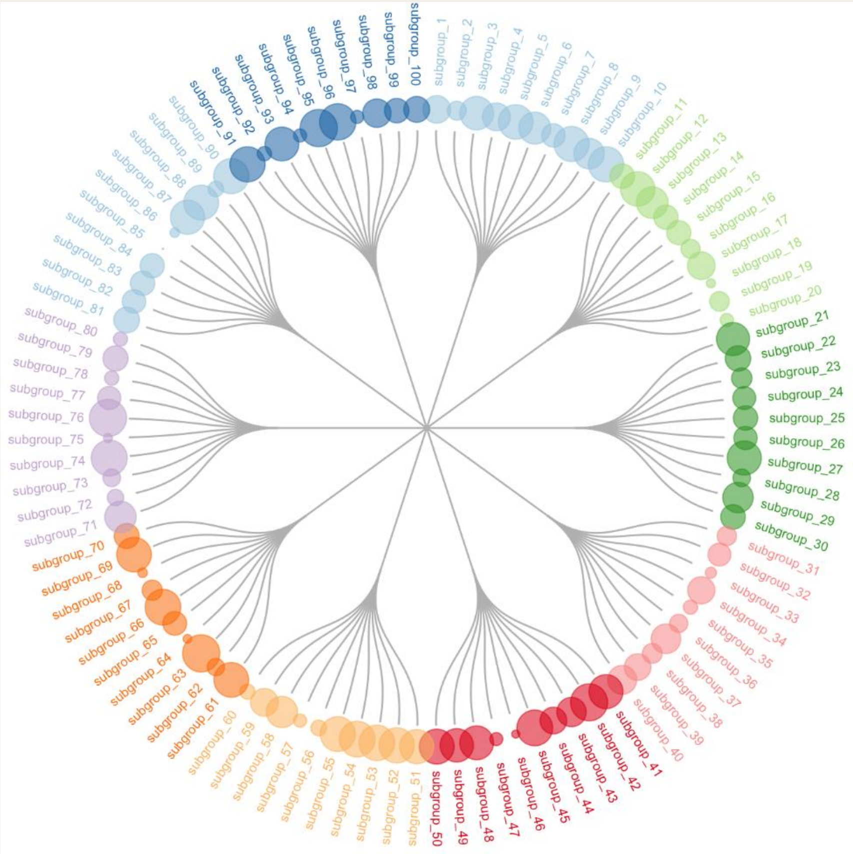
b) como obter a estatística do teste;

c) qual é a distribuição de referência para calcular o valor p;

d) quais as suposições básicas para o uso do teste escolhido.

A decisão do teste estatístico é feita pela comparação do valor p com o nível de significância preestabelecido, mas a implicação do resultado estatístico depende da aplicação em questão.

ARTE DO DIA FEITA EM R



https://www.r-graph-gallery.com/339-circular-dendrogram-with-ggraph.html

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARBETTA, Pedro Alberto. Estatística aplicada às ciências sociais. Ed. UFSC, 2008.

- DANCEY, Christine P.; REIDY, John G.; ROWE, Richard. Estatística Sem Matemática para as Ciências da Saúde. Penso Editora, 2017.

- MAGNUSSON, Willian E. Estatística [sem] matemática: a ligação entre as questões e a análise. Planta, 2003.