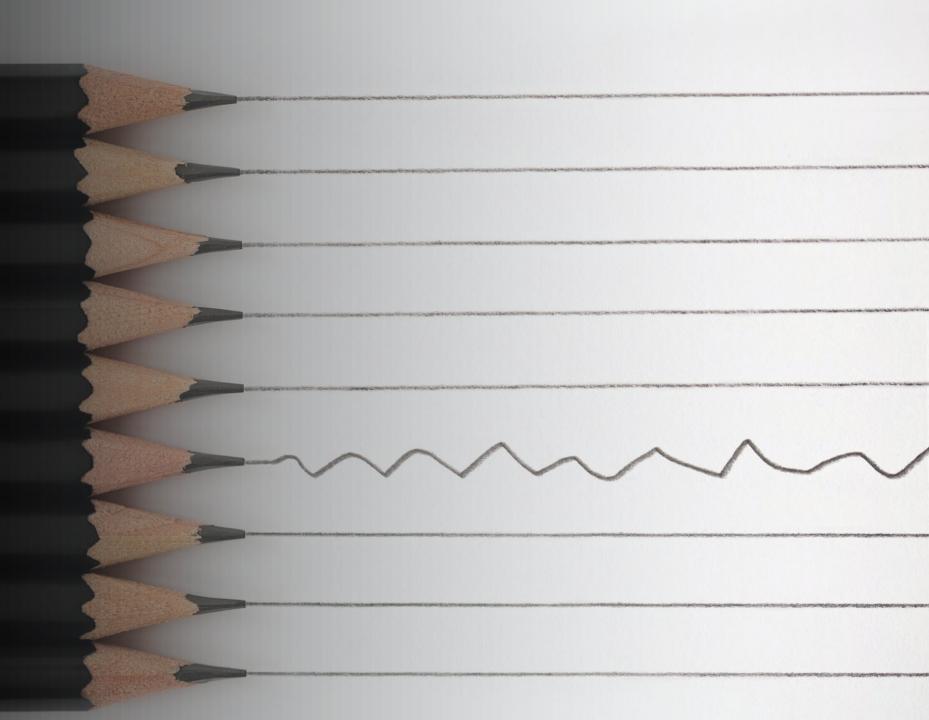
Estatística Aplicada a Ciências Ambientais

Testes de Hipótese

Daniel Detzel detzel@ufpr.br



Agenda

Testes de hipótese fundamentos

Testes de hipótese testes para diferenças entre grupos

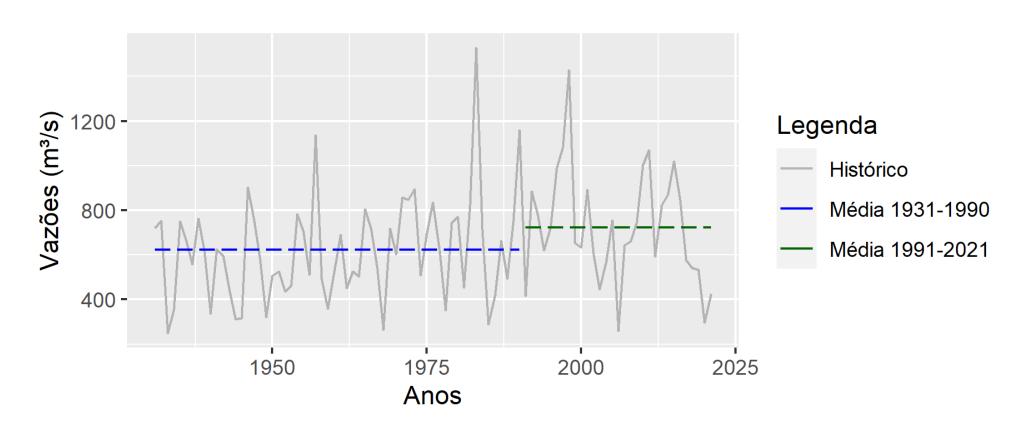
Aplicações em R

TESTES DE HIPÓTESE

fundamentos

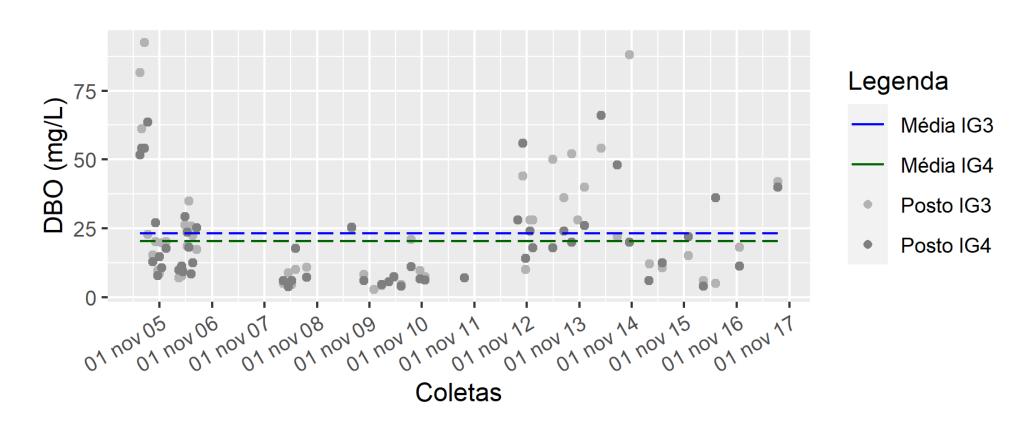
Considere a série de vazões médias anuais afluentes a Foz do Areia, entre 1931 e 2020.

pergunta-se: houve mudança na média de longo termo dos últimos 30 anos?



Considere agora a série DBO medida em dois pontos diferentes do rio Iguaçu (IG3 e IG4), entre 2005 e 2017

pergunta-se: os valores de DBO são iguais nos dois pontos?



Por só se ter conhecimento de amostras e não da população, os valores (números) estimados das amostras podem ser diferentes, mas ainda sim representar estatisticamente as mesmas grandezas populacionais

Os testes de hipótese permitem obter uma resposta às perguntas levantadas

Teste de Hipótese

Regra de decisão para rejeitar, ou não, uma hipótese estatística com base na amostra

Tudo se iniciou com uma xícara de chá...

O experimento Lady Tasting Tea (a senhora que tomava chá)

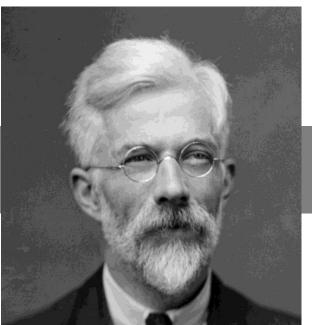
Muriel Bristol ("the lady")

Imagem: https://mujeresconciencia.com/2017/04/21/muriel-bristol-algologa/



Sir Ronald Fisher

Imagem: http://www.42evolution.org/ronald-a-fisher/



Chá inglês (com leite!)

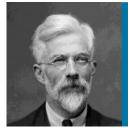
Imagem: https://www.pinterest.co.uk/pin/412783122066184575/



Em uma bela tarde, na hora do chá, Muriel e Fisher conversavam...



"Fisher, você sabia que em uma xícara de chá eu consigo saber quando o leite foi colocado primeiro, ou quando o chá foi colocado primeiro?"



"Ah, tá... çei..."



"É sério!! Não acredita em mim?"

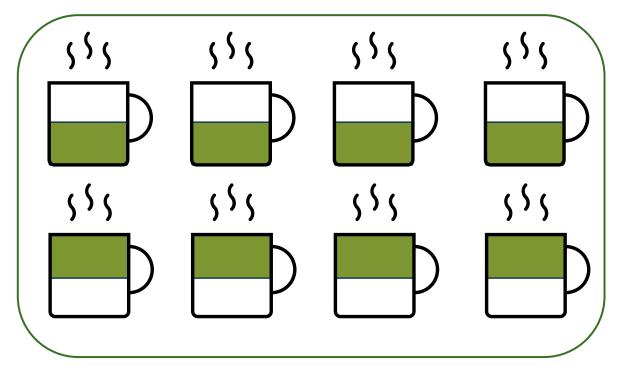


"Não... mas eu posso testar isso."

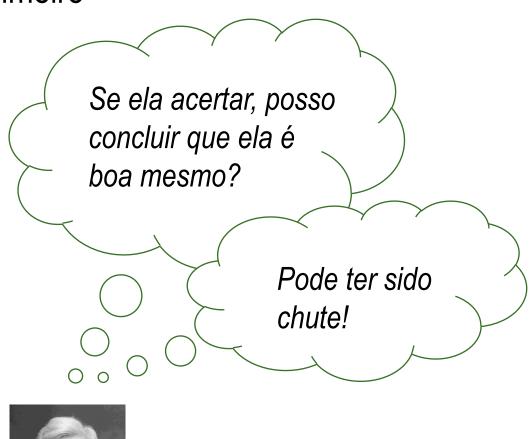
O experimento:

8 xícaras: 4 com chá primeiro, 4 com leite primeiro

apresentar a Muriel em ordem aleatória

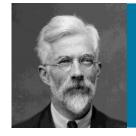


Análise combinatória: 70 possibilidades de arranjos

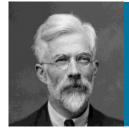


No caso de a Muriel acertar, são duas as explicações:

- 1. Ela chutou
- 2. Ela é realmente boa



"Se eu adotar como hipótese que ela irá chutar, a probabilidade de acerto será de 1/70 (~1,4%). É uma probabilidade baixa..."



"Bom, então se ela acertar, posso concluir que ela é realmente boa"

Registros históricos afirmam que Muriel acertou.



"Viu só?"

O raciocínio de Fisher é derivado do método hipotético-dedutivo de Karl Popper

Neste método, procuram-se evidências empíricas para rejeitar uma hipótese

A hipótese estatística é uma afirmação sobre os parâmetros de uma população

Quando a rejeição não é possível, a hipótese é válida, mas não (ou nunca) definitivamente confirmada

fatos novos podem invalidar uma hipótese a qualquer momento

Popper sugere desafiar repetidamente uma hipótese caso ela permaneça válida, diz-se que ela adquire certo grau de confiança

Em um teste estatístico, a hipótese desafiada é chamada hipótese nula (H₀) a hipótese complementar é chamada hipótese alternativa (H_A)

O teste determinará a probabilidade de os dados terem sido observados assumindo que H₀ seja verdadeira

P(Dados $\mid H_0 \mid Verdadeira) = p-valor$

Se o p-valor for:

baixo → rejeita-se a hipótese nula

alto \rightarrow falha-se em rejeitar a hipótese nula

De acordo com essa filosofia, nunca uma hipótese é aceita!

aceitar ≠ não rejeitar

Créditos para as explicações sobre a teoria de Popper: prof. Fernando de Pol Mayer (LEG/DEST/UFPR)

Passo-a-passo para aplicação de testes de hipótese:

- 1. Escolha o teste apropriado
- 2. Formule as hipóteses nula (H₀) e alternativa (H_A)
- 3. Escolha um nível de significância
- 4. Calcule a estatística do teste com base nos dados
- 5. Calcule o p-valor
- 6. Rejeite, ou não, a hipótese H₀

1. Escolha o teste apropriado

Existem 2 grandes grupos de testes:

paramétricos:

trabalham diretamente com os dados da amostra requerem que a distribuição de probabilidades da amostra seja conhecida (e, frequentemente, normal)

não paramétricos:

trabalham com ranques (ou índices) atribuídos aos dados da amostra a distribuição de probabilidades da amostra não é importante

Muitos dos mais robustos e eficientes testes envolvendo média e variância são paramétricos e requerem normalidade

Caso a amostra não tenha distribuição normal, os testes perdem poder poder do teste: probabilidade de tomar a decisão correta em rejeitar H₀ quando ela for, de fato, falsa

Contudo, há ainda a possibilidade de transformar os dados para aproximálos de uma distribuição normal

Uma opção é a transformação de Box-Cox:

$$y_t = \begin{cases} \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda} ; \lambda \neq 0, x > 0 \\ \ln x ; \lambda = 0, x > 0 \end{cases}$$

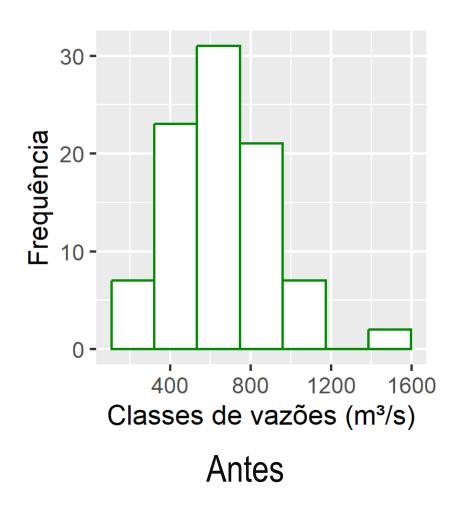
No R: biblioteca "MASS"

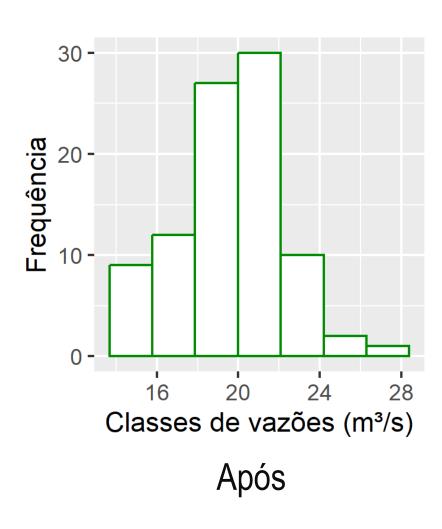
nome <- boxcox(lm(serie ~ 1))

onde λ é o parâmetro da transformação.

O parâmetro λ pode ser estimado por tentativa e erro, até que a amostra se aproxime satisfatoriamente de uma normal

Ex.: para Foz do Areia, antes e após a transformação ($\lambda = 0.3$)





Testes de hipótese | formule as hipóteses

2. Formule as hipóteses nula (H₀) e alternativa (H_A)

Idealmente, as hipóteses devem ser formuladas antes da coleta ou análise dos dados, para evitar vieses

H₀: é o que se assume por verdade (do ponto de vista do analista!) ex.: "não há diferenças entre os grupos"; "não há tendências"; etc.

H_A: é o que se assume por verdade caso H₀ seja rejeitada ex.: "há diferenças entre os grupos"; "há tendências"; etc.

Testes de hipótese | formule as hipóteses

H_A pode ser do tipo unilateral ou bilateral

unilateral: quando a direção ou sentido da evidência estudada (maior, ou menor; positivo ou negativo) é determinante para a rejeição de H₀ ex.: a média da DBO em dois pontos diferentes do rio são iguais

bilateral: quando a direção ou sentido não é relevante para a rejeição de H_0 ex.: a média da DBO em um ponto do rio é maior (ou menor) do que do outro ponto do mesmo rio

Essa convenção é extrapolada para o teste em si (ex.: teste unilateral ou bilateral)

3. Escolha um nível de significância

Epicetus (século II d.C.) disse:



As aparências para a mente são de quatro tipos:

As coisas ou são o que parecem ser ou não são e nem parecem ser ou são e não parecem ser ou não são e parecem ser

Identificar corretamente todos esses casos é a tarefa do homem sábio.

Não conhecemos

		Realidade das "coisas"	
		São	Não são
O que parece	Parece ser	OK	Erro
	Não parece ser	Erro	OK

Mecanismo dos testes: tipos de erros

		Realidade		
		H ₀ verdadeira	H ₀ falsa	
Decisão	Não rejeitar H ₀	OK $(1-\alpha)$ Confiança	Erro tipo II (β)	
	Rejeitar H ₀	Erro tipo I (α) Significância	OK(1-eta) Poder	

Nos testes de hipótese, o analista fixa um valor para α o valor de β fica intrínseco e geralmente não é avaliado

Contudo, os erros tipo I e II estão relacionados reduzir α conduz a um aumento de β

Valores típicos adotados para α são de 1%, 5% ou 10%, dependendo da aplicação

Testes de hipótese | calcule a estatística do teste

4. Calcule a estatística do teste com base nos dados

Cada teste de hipótese traz em sua formulação uma equação para a definição da estatística do teste

Esse valor é obtido com base na amostra e deve ser comparado a um valor teórico para que se possa tomar a decisão de rejeitar, ou não, H₀

Usualmente, os valores teóricos têm por base uma distribuição de probabilidades (t-Student, F-Snedecor-Fisher, normal, etc.)

Testes de hipótese | calcule o p-valor

5. Calcule o p-valor

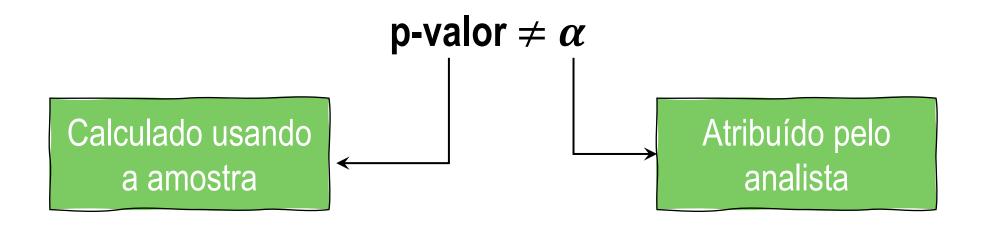
O p-valor é a probabilidade que está associada à credibilidade de $\rm H_0$ quanto menor o seu valor, maior a evidência para rejeitar $\rm H_0$ no exemplo "Lady Tasting Tea", o p-valor era 1,4%

O p-valor traz informações quanto ao poder da evidência científica e permite com que o analista decida sobre o nível de risco que ele está propenso a correr

o nível de risco é o próprio nível de significância α

Testes de hipótese | rejeite, ou não, H₀

6. Rejeite, ou não, a hipótese H₀



Os valores devem ser comparados para que a decisão de rejeitar, ou não, H₀ seja tomada. Em geral:

quando p-valor $\leq \alpha$, rejeita-se H_0 quando p-valor $> \alpha$, falha-se em rejeitar H_0

Os termos são importantes! nunca se "aceita" H₀

Observação:

Testes de hipótese frequentemente têm premissas que devem ser atendidas para que eles sejam aplicados sem perda de poder independência dos elementos de uma amostra independência entre amostras distribuição de probabilidades da(s) amostra(s)

Para o próximo item, essas premissas serão relaxadas por motivos didáticos. Elas serão retomadas na parte 2 do assunto Testes de Hipótese

TESTES DE HIPÓTESE

testes para diferenças entre dois grupos

Testes de hipótese | diferenças entre dois grupos

Esses testes de hipótese são aplicados para avaliar a diferença entre duas amostras

Podem também ser aplicados em uma só amostra, bastando que ela seja dividida em duas subamostras

Usualmente, as diferenças são avaliadas em termos de medidas de tendência central e de dispersão

Testes de hipótese | diferenças entre dois grupos

Objetivo (H ₀)	Teste	Classe	Distribuição amostral	Estimador de diferença
Não há diferenças entre as médias	Teste t para duas amostras	Paramétrico	Normal	Média
Não há diferenças entre as amostras	Wilcoxon (rank- sum)	Não paramétrico	_	Mediana
Não há diferenças nas dispersões das amostras	Teste F para duas amostras	Paramétrico	Normal	Variância
	Fligner-Killeen	Não paramétrico	_	Valor Absoluto dos Resíduos

Teste t para duas amostras:

Premissa: requer normalidade

Hipóteses:

```
H_0: \mu_1 = \mu_2 | as médias dos grupos 1 e 2 são idênticas
```

 H_A : $\mu_1 \neq \mu_2$ as médias dos grupos 1 e 2 são diferentes (bilateral)

 H_A : $\mu_1 > \mu_2$ | a média do grupo 1 é maior do que a média do grupo 2 (unilateral)

 H_A : $\mu_1 < \mu_2$ | a média do grupo 2 é maior do que a média do grupo 1 (unilateral)

Estatística do teste:

$$t_0 = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

onde

 $\overline{X}_1, \overline{X}_2$ médias das amostras 1 e 2 s_1^2, s_2^2 variâncias das amostras 1 e 2 n_1, n_2 tamanho das amostras 1 e 2

Rejeita-se H₀, se:

$$|t_0|>t_{\alpha/2,v}$$
 para teste bilateral $|t_0|>t_{\alpha,v}$ para teste unilateral

onde

 $t_{\alpha/2,v}$, $t_{\alpha,v}$ obtidos da distribuição t-Student com significância α e v graus de liberdade:

$$v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{s_1^2/n_1}{n_1 - 1} + \frac{s_2^2/n_2}{n_2 - 1}}$$

Nota: a versão original do teste t possuía uma limitação adicional de que as amostras precisavam ter variâncias iguais. Isso foi ajustado posteriormente a partir da equação do número de graus de liberdade mostrada (conhecida como correção de Welch)

No R:

```
t.test(amostra1, amostra2, alternative = "two.sided", var.equal = FALSE)
```

Para o caso unilateral em que se testa $\mu_1 > \mu_2$:

```
t.test(amostra1, amostra2, alternative = "greater", var.equal = FALSE)
```

Para o caso unilateral em que se testa $\mu_1 < \mu_2$:

```
t.test(amostra1, amostra2, alternative = "less", var.equal = FALSE)
```

Testes de hipótese | teste de Wilcoxon

Teste de Wilcoxon (rank-sum ou Mann-Whitney):

Sem premissas quanto a distribuições

Hipóteses:

```
H_0: \tilde{\mu}_1 = \tilde{\mu}_2 | as medianas dos grupos 1 e 2 são idênticas
```

 H_A : $\tilde{\mu}_1 \neq \tilde{\mu}_2$ as medianas dos grupos 1 e 2 são diferentes (bilateral)

 H_A : $\tilde{\mu}_1 > \tilde{\mu}_2$ | a mediana do grupo 1 é maior do que a mediana do grupo 2 (unilateral)

 H_A : $\tilde{\mu}_1 < \tilde{\mu}_2$ | a mediana do grupo 2 é maior do que a mediana do grupo 1 (unilateral)

Procedimento para duas amostras de tamanhos n_1 e n_2 , sendo $n_1 \le n_2$:

- 1. Ranquear conjuntamente os elementos das amostras, resultando em $r_k = 1, 2, ..., (n_1 + n_2)$. Identificar as amostras de origem para cada ranque
- 2. Somar os índices amostra de menor tamanho. Para amostras de tamanhos iguais, somar os índices de uma das amostras (não importa qual)

A estatística do teste é a própria soma do passo 2:

$$W = \sum_{i=1}^{n_1} r_i$$

Procedimento para subamostras retiradas de uma amostra:

- 1. Dividir a amostra em duas subamostras de tamanhos n_1 e n_2 ($n_1 \le n_2$)
- 2. Ordenar os valores da amostra completa, atribuindo índices $(1,2,\ldots,n_1+n_2)$ e identificando as subamostras de origem
- 3. Somar os índices de cada amostra, obtendo-se m_1 e m_2

A estatística do teste é dada por:

$$W = \min(m_1, m_2)$$

Estatística do teste:

$$z = \frac{W - n_1(n_1 + n_2 + 1)/2}{\sqrt{n_1 n_2(n_1 + n_2 + 1)/12}}$$

Rejeita-se H₀, se:

 $|z|>z_{lpha/2}$ para teste bilateral $|z|>z_{lpha}$

onde

 $z_{\alpha/2}, z_{\alpha}$ obtidos da distribuição normal padrão

<u>No R</u>:

```
wilcox.test(amostra1, amostra2, exact = FALSE, alternative = "two.sided")
```

Para o caso unilateral em que se testa $\tilde{\mu}_1 > \tilde{\mu}_2$:

```
wilcox.test(amostra1, amostra2, exact = FALSE, alternative = "greater")
```

Para o caso unilateral em que se testa $\tilde{\mu}_1 < \tilde{\mu}_2$:

```
wilcox.test(amostra1, amostra2, exact = FALSE, alternative = "less")
```

Teste F para duas amostras:

Premissa: requer normalidade

Hipóteses:

 H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ | as variâncias dos grupos 1 e 2 são idênticas

 H_A : $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ | as variâncias dos grupos 1 e 2 são diferentes (bilateral)

 H_A : $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ | a variância do grupo 1 é maior do que a variância do grupo 2 (unil.)

 H_A : $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ | a variância do grupo 2 é maior do que a variância do grupo 1 (unil.)

Estatística do teste:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

onde

$$S_1^2, S_2^2$$

variâncias das amostras 1 e 2

Rejeita-se H₀, se:

$$F < F_{1-\frac{\alpha}{2},n_1-1,n_1-2}$$
 e $F > F_{\frac{\alpha}{2},n_1-1,n_1-2}$ para teste bilateral $F < F_{1-\alpha,n_1-1,n_1-2}$ e $F > F_{\alpha,n_1-1,n_1-2}$ para teste unilateral

onde

$$F_{1-rac{lpha}{2},n_1-1,n_1-2}$$
, $F_{rac{lpha}{2},n_1-1,n_1-2}$ obtidos da distribuição F-Fisher-Snedecor com significância $lpha$

A distribuição F-Snedecor-Fisher é assimétrica, o que justifica a consulta a dois valores teóricos para se chegar à regra de decisão.

No R:

```
var.test(amostra1, amostra2, alternative = "two.sided")
var.test(amostra1, amostra2, alternative = "greater")
var.test(amostra1, amostra2, alternative = "less")
```

Teste de Fligner-Killeen:

Sem premissas quanto a distribuições

Hipóteses:

 H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_k^2$ | as variâncias das k amostras são idênticas H_{Δ} : $\sigma_i^2 \neq \sigma_1^2 = \cdots = \sigma_k^2$ | a variância de ao menos 1 amostra é diferente

A base do teste está na determinação do valor absoluto dos resíduos (AVR) resultantes dos desvios das observações de uma amostra em relação à sua mediana

Sendo $j=1,\ldots,k$ amostras e $i=1,\ldots,n_k$, calcula-se:

$$AVR_{ij} = \left| x_{ij} - \tilde{x}_j \right|$$

```
onde x_{ij} elemento i da amostra j \tilde{x}_i mediana da amostra j
```

O teste, então, ranqueia os AVR_{ij} e aplica pesos para cada ranque

Na sequência, testa se o valor médio do resultado é estatisticamente igual para todos os grupos

caso não seja, possivelmente haja diferença na dispersão entre as amostras

No R:

```
fligner.test(amostras, identificador)
```

O identificador é um vetor que identifica os grupos no vetor amostras

Alternativamente:

```
fligner.test(amostras ~ grupos, data.frame)
```

O símbolo ~ é usado para mapear os grupos de cada amostra contida no data.frame

TESTES DE HIPÓTESE

aplicações em R

Testes de hipótese | aplicações em R

No início da aula, foram levantados dois questionamentos:

- 1. As vazões médias anuais dos últimos 30 anos em Foz do Areia estão diferentes em relação aos valores observados anteriormente?
- 2. As DBOs medidas nos os postos IG3 e IG4 são diferentes?

Essas respostas serão obtidas por meio da aplicação dos testes mostrados utilizando o R (ver código fornecido a partir da linha 107)

Revisão

Testes de hipótese são regras para rejeitar, ou não, uma hipótese estatística sobre uma amostra

Cada teste possui objetivos e premissas que as amostras devem atender atentar para as premissas dos testes paramétricos

O nível de significância α é escolhido pelo analista e representa o risco que ele está disposto a correr em rejeitar H_0 , quando ela é verdadeira

O p-valor é obtido dos dados e representa a probabilidade de confirmar a hipótese nula

A decisão é tomada comparando-se o p-valor com α





Estatística Aplicada a Ciências Ambientais

Daniel Detzel detzel@ufpr.br