

Prof<sup>a</sup>. Maigan Alcântara

Monitora: Iris Souza

09/11/2021

# Estatística Paramétrica e Não-Paramétrica com uso do software R

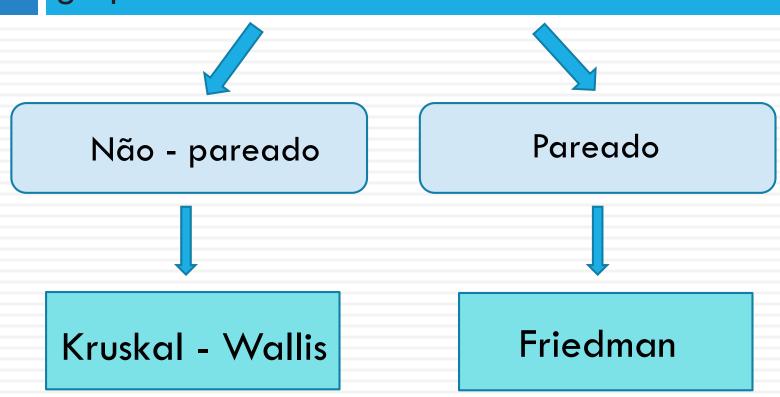






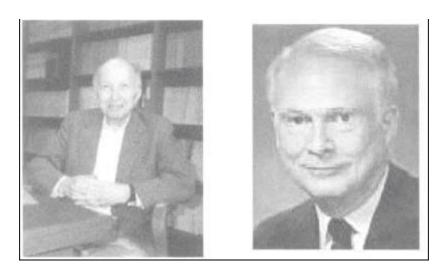


# Testes Não Paramétricos para mais de dois grupos:





É um teste não paramétrico utilizado para comparar três ou mais populações. Ele é usado para testar a hipótese nula de que todas as populações possuem funções de distribuição iguais contra a hipótese alternativa de que ao menos duas das populações possuem funções de distribuição diferentes.



William Henry Kruskal (1919 - 2005) e Wilson Allen Wallis (1912-1998).



- É uma extensão do teste de Mann-Whitney (soma dos postos de Wilcoxon), i.e. para k = 2 populações, este teste é equivalente ao teste de Wilcoxon da soma de postos;
- É equivalente ao teste de Mantel-Haenszel aplicado aos postos dos dados;
- □ Pode ser interpretado como a versão não-paramétrica do teste F da ANOVA com 1 fator;
- Não leva em consideração formas específicas de distribuição;
- Deseja-se testar se k amostras aleatórias(possivelmente tamanhos diferentes) de uma v.a. possuem a mesma distribuição.



#### **PRESSUPOSTOS**

- As amostras são aleatórias e independentes entre si;
- A escala de mensuração é no mínimo ordinal.

#### **HIPÓTESES**

□ Ho:

Todas as k populações têm funções de distribuição idênticas.

□ H1:

Pelo menos uma das populações difere das demais.



## **CONSTRUÇÃO DO TESTE**

Considere a i-ésima amostra aleatória de tamanho ni :

$$X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in_i}, i = 1, 2, \dots, k.$$

Seja N o número total de observações

$$N = \sum_{i=1}^{k} n_i.$$



## CONSTRUÇÃO DO TESTE

Os dados podem ser organizados em colunas:

Amostra 1	Amostra 2		Amostra k
X <sub>11</sub>	X <sub>21</sub>		$X_{k1}$
$X_{12}$	X <sub>22</sub>		$X_{k2}$
:	:	٠	:
$X_{1n_1}$	$X_{2n_2}$		$X_{kn_k}$



## **CONSTRUÇÃO DO TESTE**

Atribua posto 1 à menor observação do total de N observações, posto 2 a segunda menor, e assim por diante, até a maior de todas as N observações, que recebe posto N (quando não há empates).

Quando há observações iguais, calcular a média dos postos. Sejam:

- Rij o posto da observação de Xij
- $\ \ \ \ \ R_{i\circ}$  a soma dos postos da i-ésima amostra:

$$R_{i} = \sum_{j=1}^{n_i} R_{ij}, i = 1, 2, \dots, k,$$



## **CONSTRUÇÃO DO TESTE**

e R • • a média geral dos postos:

$$R_{\cdot \cdot} = \frac{\sum_{i=1}^{k} R_{i \cdot}}{N}.$$

Se não há empates, teremos que a soma total de postos(numerador de (1)) é a soma de uma PA e portanto  $R \cdot \bullet = (N + 1)/2$ .



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

A estatística de teste T é definida como:

$$T = \frac{1}{S^2} \left( \sum_{i=1}^k \frac{R_{i*}^2}{n_i} - \frac{N(N+1)^2}{4} \right),$$

em que

$$S^2 = \frac{1}{N-1} \left( \sum_{i,j} R_{ij}^2 - \frac{N(N+1)^2}{4} \right)$$



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

Esta estatística mede a razão entre:

- A soma diferenças quadráticas das médias dos tratamentos para a média geral (soma de quadrados entre tratamentos) e;
- As diferenças quadráticas dos postos em relação à média geral (quadrado médio total, variância);



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

Se <u>não há empates</u>, teremos que:

$$S^2 = N(N+1)/12$$

e a estatística de teste reduz a:

$$T = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_{i}^{2}}{n_{i}} - 3(N+1);$$



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

- □ A distribuição exata de T é tabelada (veja [Conover, 1996], Tabela A8) para k = 3 e ni ≤ 5 (no caso sem empates). No entanto, a distribuição exata é complexa e nos demais casos utiliza-se uma aproximação de T por a qui-quadrado com k - 1 graus de liberdade;
- □ Rejeita Ho ao nível α se T for maior que o quantil 1 α (dos valores tabelados ou da  $\chi$  2 k−1 )



#### **ASPECTO COMPUTACIONAL**

No R, Pode ser realizado pelo pacote kruskal.test ou pelo pacote PMCMRplus



# Teste Kruskal-Wallis – Exemplo 1

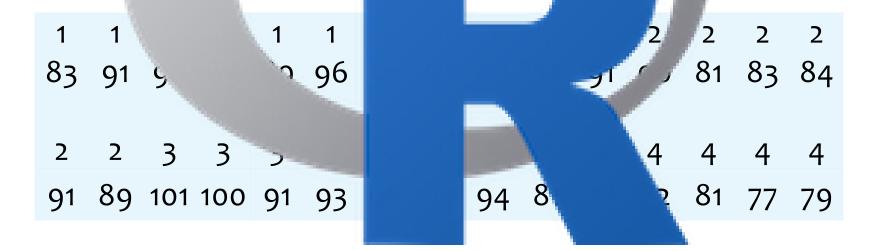
Os dados a seguir são de uma experiência clássica agrícola para avaliar o rendimento de culturas divididas em quatro grupos diferentes. Para manter a simplicidade, identificamos os tratamentos usando os números inteiros {1,2,3,4}. Queremos avaliar se os dados provém de distribuições igualmente distribuídas.

1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2
83	91	94	89	89	96	91	92	90	84	91	90	81	83	84
2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	4	4	4	4	4
91	89	101	100	91	93	96	95	94	81	78	82	81	77	79



# Teste Kruskal-Wallis – Exemplo 1

Os dados a seguir compara avaliar de l'ivididas em quatro grupos diformanter a simplimare, identificamos os trat usando os púmeros in ros {1,2,3,4}. Querer iar se de distribuições igualm ribuídas.





#### **EXERCÍCIO 1**

Verificar a influência do fator Idade sobre a variável tempo (em dias) para conseguir um emprego, considerando as seguintes amostras:

Acima de 40 anos	Entre 25 e 40	Abaixo de 25
63	33	25
20	42	31
43	27	6
58	28	14
	51	18

Ao nível de 5% de significância, é possível afirmar que o fator idade tem influência sobre o tempo para encontrar trabalho?



## EXERCÍCIO 2 [Korosteleva, 2014]

Em uma competição de arco e flecha, 3 competidores disputam o primeiro lugar, que será definido estatisticamente. A pontuação por acerto pode ser 10 para o círculo menor, 5 a 9 para os círculos intermediários e 1 a 4 para os círculos mais externos. Cada competidor tem direito a 10 flechas. Decida se houve ganhador, ou se todos obtiveram o mesmo desempenho, com base nos dados abaixo.

Monica		Bob		Jeff	
Pontuação	Posto	Pontuação	Posto	Pontuação	Posto
3	6.5	2	4	1	1.5
4	10.5	2	4	1	1.5
4	10.5	3	6.5	2	4
5	16	4	10.5	4	10.5
5	16	4	10.5	4	10.5
5	16	5	16	5	16
10	22	10	22	10	22
10	22	10	22	10	22
				10	22



É um teste não paramétrico utilizado para comparar três ou mais populações. Ele é usado para testar a hipótese nula de que todas as populações possuem funções de distribuição iguais contra a hipótese alternativa de que ao menos duas das populações possuem funções de distribuição diferentes.



Milton Friedman(1912 - 2006).



- É uma extensão do teste dos sinais de Wilcoxon, logo, também utiliza os postos das observações. É também um caso especial do teste de Mantel-Haenszel geral, o qual vimos anteriormente o caso k × 2
- É útil para estudos de medidas repetidas ou delineamento em blocos;
- Neste tipo de estudo, observa-se o mesmo grupo de indivíduos sob cada um das k tratamentos, ou então formam-se conjuntos de indivíduos homogêneos que são alocados aleatoriamente a cada um dos tratamentos;
- É uma alternativa não paramétrica para a ANOVA com blocos casualizados;
- O teste examina os postos (ranks) dos dados em cada tratamento para determinar se as distribuições das variáveis são provenientes da mesma população.



## **SUPOSIÇÕES:**

- A variável de interesse é medida no mínimo em escala ordinal;
- Os blocos são independentes, i.e. a variabilidade dentro de um bloco não influencia os resultados de outro bloco.
- Em cada bloco (amostra), as observações podem ser ordenadas de acordo com algum critério de interesse.



#### **DADOS**

- Consistem de b vetores aleatórios independentes k-variados (Xi1, Xi2, . . . , Xik ), chamados blocos (ou amostras), i = 1, . . . , b.
- A variável aleatória Xij representa a observação associada ao bloco i e ao tratamento j.
- Os dados podem ser organizados em forma da Tabela que será apresentada.



## **CONSTRUÇÃO DO TESTE**

Atribuir postos de 1 a k para as observações do bloco i, i = 1, 2, . . . , b, ditos Rij ; Em caso de empates, atribuir a média dos postos; A soma dos postos para cada tratamento, R•j , é definida por:

$$R_{ij} = \sum_{i=1}^{b} R_{ij}$$
, para todo  $j = 1, 2, \dots, k$ 

Teremos assim uma nova tabela de postos:



Amostras	Tratamentos					
(Blocos)	1	2		k		
1	$X_{11}$	$X_{12}$		$X_{1k}$		
:	:	:		Ė		
ь	$X_{b1}$	$X_{b2}$		$X_{bk}$		
Total	-	-	-	-		

Postos							
1	2		k				
R <sub>11</sub>	$R_{12}$		$R_{1k}$				
:	:	4.	:				
$R_{b1}$	$R_{b2}$		$R_{bk}$				
R. <sub>1</sub>	R. <sub>2</sub>		$R_{\cdot k}$				



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

Diferente do teste de Kruskal-Wallis, aqui temos postos 1, . . . , k para cada bloco. Logo, a soma total dos postos, se não há empates, será b vezes a soma de uma PA de k termos. A média geral dos postos será então:

$$R.. = \frac{1}{k}b\left(\frac{k(k+1)}{2}\right) = \frac{b(k+1)}{2};$$



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

No caso <u>sem empates</u>, Friedman propôs a estatística do teste como:

$$T_1 = \frac{12}{bk(k+1)} \sum_{j=1}^k \left( R_j - \frac{b(k+1)}{2} \right)^2$$
$$= \frac{12}{bk(k+1)} \sum_{j=1}^k R_{\cdot j}^2 - 3b(k+1),$$

Note que, assim como no teste de Kruskal-Wallis, esta estatística também está relacionada com a soma das diferenças quadráticas das médias dos tratamentos para a média geral



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

Se há empates, um ajustamento na estatística T1 precisa ser feito:

Seja A1 a soma dos quadrados dos postos

$$A_1 = \sum_{i=1}^b \sum_{j=1}^k [R_{ij}]^2;$$

Calcule o fator de correção dado por:

$$C_1 = bk(k+1)^2/4;$$



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

Então, a estatística T1, modificada na presença de empates, é:

$$T_{1}^{*} = \frac{(k-1)\left(\sum_{j=1}^{k} R_{,j}^{2} - bC_{1}\right)}{A_{1} - C_{1}}$$

$$= \frac{(k-1)\sum_{j=1}^{k} \left(R_{,j} - \frac{b(k+1)}{2}\right)^{2}}{A_{1} - C_{1}};$$

- A distribuição exata de T1 e T \* 1 é difícil ser encontrada e uma aproximação é comumente usada;
- T1 e T \* 1 têm, sob Ho distr. aprox. Qui-quadrado com (k 1) graus de liberdade;



#### **ESTATÍSTICA DO TESTE**

Uma estatística alternativa é a estatística dos experimentos em blocos ao acaso na ANOVA calculada sobre os postos R(Xij):

 $T_2 = \frac{(b-1)T_1}{b(k-1)-T_1};$ 

A estatística T2 tem, aproximadamente, distribuição F com  $k_1 = (k - 1) e k_2 = (b - 1)(k - 1)$  graus de liberdade.



#### **DECISÃO DO TESTE**

- Fixado α, rejeitamos Ho se T1 exceder o quantil (1 α) da distribuição Qui-quadrado com (k – 1) graus de liberdade.
- De maneira similar, rejeitamos Ho ao nível de significância  $\alpha$  se T2 exceder o quantil (1  $\alpha$ ) da distribuição F com k1 = (k 1) e k2 = (b 1)(k 1) graus de liberdade.



#### **ASPECTO COMPUTACIONAL**

No R, pode ser realizado

```
friedman.test(resp, trat, bloco)
friedman.test(resp ~ trat | bloco, data)
```



# Teste de Friedman – Exemplo

Dum teste de consumo de combustível envolvendo carros produzidos por três fabricantes foi realizado e os resultados, em quilômetros por litro de combustível estão apresentados na tabela abaixo. Estabelecer e testar a hipótese adequada. Considere  $\alpha = 5\%$ 

Modelo	Fabricante				
	G	F	C		
Pequeno	9.0	11.3	10.6		
Médio- 6 cil.	9.4	10.9	10.2		
Médio- 8 cil.	8.1	8.6	9.1		
Grande-8 cil.	8.3	8.6	8.8		
Esporte	8.2	9.2	9.5		

 Aqui podemos testar se existe diferença do consumo do carro de acordo com o modelo.



# Teste de Friedman – Exemplo

Um teste de consideration de la produzidos por produzidos por quilômetro apresentados na tabela apelecer e testar a tese adequada. Consideration de la presentados na consideration de la presentación de la presentación della presentación de la presentación del presentación de la presentación del presentación de la presentación del presentación de la presentación del presentac

Model
F
Pequer
Médio- 6
Médio- 8
nde-8

Aqui podemos testar se alterer posumo do carro de acordo com o modelo no fabril



## EXERCÍCIO 1 [Lehmann and D'abrera, 2006]

Num estudo sobre hipnose, 8 sujeitos tiveram a tensão elétrica na superfície da pele medida (em milivolts) em 4 situações emocionais distintas: medo, alegria, tristeza e calma. Avalie se existe diferença na tensão entre os diferentes estados emocionais.

Sujeito	Medo	Alegria	Tristeza	Calma
1	23.1	22.7	22.5	22.6
2	57.6	53.2	53.7	53.1
3	10.5	9.7	10.8	8.3
4	23.6	19.6	21.1	21.6
5	11.9	13.8	13.7	13.3
6	54.6	47.1	39.2	37.0
7	21.0	13.6	13.7	14.8
8	20.3	23.6	16.3	14.8



#### **EXERCÍCIO 2** Velocidades de atletas

6 atletas de ciclismo tiveram suas velocidades médias calculadas ao longo de 4 trechos de uma prova. Avalie se algum atleta se destacou dos demais.

	Trecho						
Atleta	A	С	D				
1	32.60	36.40	29.50	29.40			
2	42.70	47.10	32.90	40.00			
3	35.30	40.10	33.60	35.00			
4	35.20	40.30	35.70	40.00			
5	33.20	34.30	33.20	34.00			
6	33.10	34.40	33.10	34.10			



- Beall, G. (1942). The transformation of data from entomological field experiments so that the analysis of variance becomes applicable. Biometrika, 32:243.
- Conover, W. J. (1996). Practical nonparametric statistics.
   John Wiley and sons, 3 ed. edition.
- Korosteleva, O. (2014). Nonparametric methods in statistics with SAS applications
- □ Lehmann, E. L. and D'abrera, H. J. M. (2006). Nonparametrics: statistical methods based on ranks.
- Notas de aula do prof Anderson Ara



