

# *MÉTODOS ESTATÍSTICOS*

## **Testes de Hipóteses Não Paramétricos - Parte 3**

### **Testes à igualdade de duas distribuições**

Licenciatura em Engenharia Informática

Departamento de Matemática  
Escola Superior de Tecnologia de Setúbal  
Instituto Politécnico de Setúbal  
2023-2024

# Testes de Hipóteses Não Paramétricos:

## Teste à igualdade de duas distribuições

- Vamos estudar os testes não paramétricos que habitualmente são usados como alternativa aos testes paramétricos da diferença de médias.
- A vantagem destes testes não paramétricos deve-se ao facto de não ser necessário impor qual a forma da distribuição de cada população (nos testes paramétricos foi sempre imposto que a distribuição era Normal ou pelo menos aproximadamente Normal). Aqui apenas interessa testar se a distribuição pode ser considerada a mesma.

# Teste à igualdade de duas distribuições

Suponha que tem duas amostras e pretende verificar se podem ser consideradas provenientes da mesma população, ou seja, pretende testar:

- $H_0$  — As duas amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição contra
- $H_1$  — As duas amostras são provenientes de populações com distribuição distinta

## Princípios Básicos na Realização dos Testes à igualdade de duas distribuições

### 1 São definidas duas **hipóteses**:

- ▶ **Hipótese Nula** =  $H_0$  - é a hipótese que indica que as duas amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição.
- ▶ **Hipótese Alternativa** =  $H_1$  - é a hipótese que se contrapõe à hipótese nula, ou seja, que indica que o que foi colocado na hipótese nula não se verifica (por ser diferente, maior ou menor).

### 2 É definida uma **Estatística Teste**, que é a base da realização do teste e consiste analisar posições.

### 3 São construídas duas regiões:

- ▶ **Região de Aceitação** =  $RA$  - conjunto de valores para os quais  $H_0$  é admissível.
- ▶ **Região de Rejeição ou Região Crítica** =  $RC$  - conjunto de valores para os quais  $H_0$  não é admissível.

## Princípios Básicos na Realização dos Testes à igualdade de duas distribuições

- ④ A **regra de decisão** define as condições de rejeição ou não rejeição da hipótese nula:
- ▶ Se o Valor Observado da Estatística de Teste sob a hipótese  $H_0$  pertencer à Região de Aceitação, então Não se Rejeita  $H_0$
  - ▶ Se o Valor Observado da Estatística de Teste sob a hipótese  $H_0$  pertencer à Região Crítica, então Rejeita-se  $H_0$
- ⑤ **Erros de decisão** - um teste de hipóteses nem sempre conduz a decisões corretas, a análise de uma amostra pode falsear as conclusões quanto à população. Como já vimos, um dos erros é o chamado **Erro de 1ª espécie** ou **Nível de significância do teste:**

$$\alpha = P[\text{rejeitar } H_0 \mid H_0 \text{ verdadeira}]$$

para minimizar este erro fixa-se o seu valor.

- ⑥ As regiões de aceitação e de rejeição ( $RA$  e  $RC$ ) são definidas à custa do valor fixado para o nível de significância ( $\alpha$ ).

Na prática, em vez de calcular a região crítica ( $RC$ ) e a região de aceitação ( $RA$ ), é usual calcular-se o **Valor-p** (ou **p-value**).

## Valor-p (ou p-value)

É a probabilidade associada ao valor da estatística de teste, considerando  $H_0$  verdadeira.

- Se o valor-p for pequeno significa que, no caso de  $H_0$  ser verdadeira, estamos perante um evento muito raro, pouco provável de ocorrer, então deve optar-se por rejeitar  $H_0$ .

Portanto, o valor-p também permite tomar decisões:

- se  $\text{valor-p} \leq \alpha$ , então rejeita-se  $H_0$
- se  $\text{valor-p} > \alpha$ , então não se rejeita  $H_0$

# Teste à igualdade de duas distribuições

- Suponha que tem duas amostras e pretende verificar se podem ser consideradas provenientes da mesma população, ou seja, pretende testar:

$H_0$ — As duas amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição  
contra

$H_1$ — As duas amostras são provenientes de populações com distribuição distinta

- Os testes não paramétricos que habitualmente são usados como alternativa aos testes paramétricos da diferença de médias são:
  - ▶ **Teste de Wilcoxon** - para amostras emparelhadas
  - ▶ **Teste de Mann-Whitney** - para amostras independentes

# Teste de Wilcoxon

## Objetivo

Testar se duas amostras aleatórias emparelhadas podem ser consideradas provenientes de populações com a mesma distribuição, para tal vamos testar se as duas amostras aleatórias emparelhadas são originárias de populações com igual **mediana**.

- A importância do teste de Wilcoxon advém do facto de ser geralmente considerado como alternativa não paramétrica ao teste  $t$  para a diferença de médias (teste de hipóteses paramétrico) quando são consideradas **amostras emparelhadas**.
- Este é um teste à igualdade de distribuições para duas amostras emparelhadas e baseia-se na posição dos valores observados da variável em estudo, incorporando a amplitude das diferenças existentes entre as duas variáveis.
- Tal como no caso dos testes paramétricos, para construir a estatística de teste é necessário passar para a amostra das diferenças:

$$D_i = Y_i - X_i, \quad i = 1, \dots, N$$

onde  $X_i$  e  $Y_i$  representam os elementos das amostras emparelhadas.



# Teste de Wilcoxon

## Objetivo

Testar se duas amostras aleatórias emparelhadas podem ser consideradas provenientes de populações com a mesma distribuição, para tal vamos testar se as duas amostras aleatórias emparelhadas são originárias de populações com igual **mediana**.

## Formulação das Hipóteses a Testar:

$H_0$  – As duas amostras emparelhadas são provenientes de populações com a mesma distribuição  
 $vs$

$H_1$  – As duas amostras emparelhadas são provenientes de populações com distribuição distinta

Seja  $M_D$  a mediana de  $D = Y - X$  onde  $X$  e  $Y$  representam as populações onde foram recolhidas as amostras emparelhadas, então é possível testar:

Teste bilateral

$$H_0 : M_D = 0$$

$vs$

$$H_1 : M_D \neq 0$$

Teste unilateral direito

$$H_0 : M_D = 0$$

$vs$

$$H_1 : M_D > 0$$

Teste unilateral esquerdo

$$H_0 : M_D = 0$$

$vs$

$$H_1 : M_D < 0$$

Observação: Um dos pressupostos do teste é que as diferenças constituem uma variável contínua de distribuição simétrica em torno da mediana.

# Teste de Wilcoxon

## Estatística de Teste

Como a hipótese que está a ser testada refere-se à mediana, a estatística de teste tem por base as posições ou ordem dos dados. Sejam  $T^-$  e  $T^+$  soma das posições com o sinal “-” e “+”, respetivamente. Então

- se o teste é **bilateral**, a estatística de teste é dada por:

$$T = \min \{T^-, T^+\}$$

- se o teste é **unilateral direito**, a estatística de teste é dada por:

$$T = T^-$$

- se o teste é **unilateral esquerdo**, a estatística de teste é dada por:

$$T = T^+$$

A estatística  $T$  do teste de Wilcoxon encontra-se tabelada.

Observação: Existem formas alternativas de construção deste teste.

# Teste de Wilcoxon

## Cálculo do Valor Observado da Estatística de Teste sob a Hipótese $H_0$

- Considere duas amostras aleatórias emparelhadas de dimensão  $N$ :

$$(X_i, Y_i), \quad i = 1, \dots, N$$

- Construir a amostra das diferenças desprezando as diferenças de valor 0:

$$D_i = Y_i - X_i, \quad i = 1, \dots, n \quad \text{com } n \leq N$$

- Ordenar os valores absolutos das diferenças,  $|D_i|$  e atribuir o valor da posição que ocupa:
  - ▶ o menor valor assume a posição 1 e o maior valor a posição  $n$ ;
  - ▶ caso existam empates atribui-se a posição média das posições que lhes correspondiam caso tais empates não existissem.

# Teste de Wilcoxon

## Cálculo do Valor Observado da Estatística de Teste sob a Hipótese $H_0$

- Associar a cada posição o sinal “-” ou “+”, de acordo com o valor da diferença que representa:
  - ▶ se a diferença for positiva, então colocar “+”;
  - ▶ se a diferença for negativa, então colocar “-”.
- Calcular:
  - ▶  $T_{obs}^-$  = soma das posições com o sinal “-”;
  - ▶  $T_{obs}^+$  = soma das posições com o sinal “+”.

# Teste de Wilcoxon

## Definição da Região Crítica

Um dos pressupostos deste teste é que a distribuição é simétrica, então, independentemente do tipo de teste (bilateral ou unilateral), pode-se considerar a região crítica como

$$RC = [0, T_{n;\alpha}]$$

## Regra de Decisão com base na Região Crítica

- Se  $T_{obs} \notin RC$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  não é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados são provenientes de populações com a mesma distribuição.
- Se  $T_{obs} \in RC$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados não são provenientes de populações com a mesma distribuição.

Como o R não tem disponível a tabela e seria necessário recorrer a uma tabela em papel, não vamos tomar decisões com recurso à região crítica.

# Teste de Wilcoxon

## Cálculo do valor-p

Considerando que  $H_0$  é verdadeira, o valor-p indica a probabilidade do valor observado da estatística de teste ocorrer e, tal como aconteceu na definição da região crítica, independentemente do tipo de teste (bilateral ou unilateral), pode-se considerar

$$\text{valor} - p = P(T \leq T_{obs})$$

## Regra de Decisão com base no valor-p

- Se  $\text{valor-p} > \alpha$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  não é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados são provenientes de populações com a mesma distribuição.
- Se  $\text{valor-p} \leq \alpha$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados não são provenientes de populações com a mesma distribuição.

O valor-p pode ser visto como o menor valor de  $\alpha$  (nível de significância) para o qual os dados observados indicam que  $H_0$  deve ser rejeitada.

# Teste de Wilcoxon

## Teste de Wilcoxon no R

- `wilcox.test()`

### Observação:

- O software R com a função `wilcox.test()` apenas calcula  $T_{obs}^+$ , mas como:
- A soma das  $n$  posições  $= T_{obs}^- + T_{obs}^+$   
e
- A soma das  $n$  posições  $= \frac{n \times (n+1)}{2}$   
tem-se

$$T_{obs}^- = \frac{n \times (n+1)}{2} - T_{obs}^+$$

# Teste de Wilcoxon

## Exemplo 1

Mediu-se a capacidade torácica de 8 indivíduos selecionados aleatoriamente. Esse grupo de indivíduos submeteu-se voluntariamente, durante um mês, a um treino especial que tinha por objetivo o aumento da capacidade torácica. No final do mês de treino, foi medida, de novo, a capacidade torácica. Os resultados de ambas as medições encontram-se na tabela seguinte:

| Individuo        | 1   | 2   | 3   | 4   | 5   | 6   | 7   | 8   |
|------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Antes do treino  | 3.5 | 3.6 | 4.1 | 2.9 | 3.4 | 4.2 | 3.9 | 4.1 |
| Depois do treino | 3.4 | 3.9 | 4.5 | 3.1 | 3.9 | 4.4 | 3.8 | 4.1 |

Com base nos dados apresentados, poder-se-á concluir, com um nível de significância de 5% que o treino é eficaz?



### Hipótese a ser testada

- $X$  – medida da capacidade torácica antes do treino
- $Y$  – medida da capacidade torácica depois do treino
- amostras aleatórias emparelhadas
- $D = Y - X$

$$H_0 : M_D = 0 \quad vs \quad H_1 : M_D > 0$$

### Dados

- teste unilateral direito
- nível de significância  $= \alpha = 0.05$
- Construir uma tabela com a diferença dos valores das amostras:

| $X = \text{Antes do treino}$ | $Y = \text{Depois do treino}$ | $D = Y - X$ | Sinal | $ D $ | Ordem                 |
|------------------------------|-------------------------------|-------------|-------|-------|-----------------------|
| 3.5                          | 3.4                           | -0.1        | -     | 0.1   | $\frac{1+2}{2} = 1.5$ |
| 3.6                          | 3.9                           | 0.3         | +     | 0.3   | 5                     |
| 4.1                          | 4.5                           | 0.4         | +     | 0.4   | 6                     |
| 2.9                          | 3.1                           | 0.2         | +     | 0.2   | $\frac{3+4}{2} = 3.5$ |
| 3.4                          | 3.9                           | 0.5         | +     | 0.5   | 7                     |
| 4.2                          | 4.4                           | 0.2         | +     | 0.2   | $\frac{3+4}{2} = 3.5$ |
| 3.9                          | 3.8                           | -0.1        | -     | 0.1   | $\frac{1+2}{2} = 1.5$ |
| 4.1                          | 4.1                           | 0           | 0     | 0     | 0                     |

- soma das posições com o sinal “-” =  $T_{obs}^- = 1.5 + 1.5 = 3$
- soma das posições com o sinal “+” =  $T_{obs}^+ = 5 + 6 + 3.5 + 3.5 = 25$
- $n = 8 - 1 = 7$  (retirar as diferenças nulas)

R

usar a função *wilcox.test()*

e obtém-se

- $T_{obs}^+ = V = 25$
- $\text{valor-}p = 0.03744$

Como  $\text{valor-}p = 0.03744 \leq 0.05 = \alpha$  então rejeita-se a hipótese  $H_0$

**Conclusão:** Com base nas amostras e ao nível de significância de 5%, conclui-se que o treino é eficaz, na medida em que contribui para o aumento da capacidade torácica.

# Teste de Wilcoxon

## Exemplo 2

Num estudo sobre nutrição pretende-se avaliar uma determinada dieta com base na perda de peso. Num grupo de 10 pessoas analisou-se o peso antes e depois do plano de dieta. Os pesos (em kg) foram os seguintes:

| Individuo       | 1    | 2    | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10   |
|-----------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Antes da dieta  | 82.7 | 73.2 | 84.1 | 84.1 | 81.6 | 78.9 | 85.6 | 80.2 | 84.5 | 73.8 |
| Depois da dieta | 74.5 | 73.2 | 79.1 | 85.6 | 81.6 | 79.6 | 81.5 | 80.2 | 86.9 | 73.8 |

Com base nos dados apresentados, poder-se-á concluir, com um nível de significância de 5% que dieta é eficaz?

### Hipótese a ser testada

- $X$  – peso, em kg, antes da dieta
- $Y$  – peso, em kg, depois da dieta
- amostras aleatórias emparelhadas
- $D = Y - X$

$$H_0 : M_D = 0 \quad vs \quad H_1 : M_D < 0$$

### Dados

- teste unilateral esquerdo
- nível de significância  $= \alpha = 0.05$
- Construir uma tabela com a diferença dos valores das amostras:

| $X = \text{Antes da dieta}$ | $Y = \text{Depois da dieta}$ | $D = Y - X$ | Sinal | $ D $ | Ordem |
|-----------------------------|------------------------------|-------------|-------|-------|-------|
| 82.7                        | 74.5                         | -8.2        | -     | 8.2   | 6     |
| 73.2                        | 73.2                         | 0           | 0     | 0     | 0     |
| 84.1                        | 79.1                         | -5          | -     | 5     | 5     |
| 84.1                        | 85.6                         | 1.5         | +     | 1.5   | 2     |
| 81.6                        | 81.6                         | 0           | 0     | 0     | 0     |
| 78.9                        | 79.6                         | 0.7         | +     | 0.7   | 1     |
| 85.6                        | 81.5                         | -4.1        | -     | 4.1   | 4     |
| 80.2                        | 80.2                         | 0           | 0     | 0     | 0     |
| 84.5                        | 86.9                         | 2.4         | +     | 2.4   | 3     |
| 73.8                        | 73.8                         | 0           | 0     | 0     | 0     |

- soma das posições com o sinal “-” =  $T_{obs}^- = 6 + 5 + 4 = 15$
- soma das posições com o sinal “+” =  $T_{obs}^+ = 2 + 1 + 3 = 6$
- $n = 10 - 4 = 6$  (retirar as diferenças nulas)

**R**

usar a função *wilcox.test()*

e obtém-se

- $T_{obs}^+ = V = 6$
- valor- $p = 0.20084$

Como valor- $p = 0.20084 > 0.05 = \alpha$  então não se rejeita a hipótese  $H_0$

**Conclusão:** Com base nas amostras e ao nível de significância de 5%, conclui-se que a dieta não parece ser eficaz, na medida em que não parece contribuir para a perda de peso.

# Teste de Wilcoxon

## Exemplo 3

Com o objetivo de avaliar uma dada disciplina que está dividida em teórica e prática, um professor pediu a um grupo de alunos que realizassem dois testes, um dos testes apenas com a componente teórica e outro teste só com a componente prática. Os resultados encontram-se na tabela seguinte:

| Aluno         | 1   | 2    | 3  | 4  | 5  | 6    | 7  | 8   | 9    | 10   |
|---------------|-----|------|----|----|----|------|----|-----|------|------|
| teste teórico | 10  | 12   | 13 | 14 | 11 | 12.4 | 15 | 9.8 | 12.9 | 12.9 |
| teste prático | 9.8 | 11.6 | 12 | 14 | 11 | 13   | 16 | 12  | 13   | 13.4 |

Será possível concluir, para um nível de significância de 5%, que não há diferenças nos resultados dos testes?



### Hipótese a ser testada

- $X$  – nota no teste teórico
- $Y$  – nota no teste prático
- amostras aleatórias emparelhadas
- $D = Y - X$

$$H_0 : M_D = 0 \quad vs \quad H_1 : M_D \neq 0$$

### Dados

- teste bilateral
- nível de significância  $= \alpha = 0.05$
- Construir uma tabela com a diferença dos valores das amostras:

| $X = \text{teste teórico}$ | $Y = \text{teste prático}$ | $D = Y - X$ | Sinal | $ D $ | Ordem                 |
|----------------------------|----------------------------|-------------|-------|-------|-----------------------|
| 10                         | 9.8                        | -0.2        | -     | 0.2   | 2                     |
| 12                         | 11.6                       | -0.4        | -     | 0.4   | 3                     |
| 13                         | 12                         | -1          | -     | 1     | $\frac{6+7}{2} = 6.5$ |
| 14                         | 14                         | 0           | 0     | 0     | 0                     |
| 11                         | 11                         | 0           | 0     | 0     | 0                     |
| 12.4                       | 13                         | 0.6         | +     | 0.6   | 5                     |
| 15                         | 16                         | 1           | +     | 1     | $\frac{6+7}{2} = 6.5$ |
| 9.8                        | 12                         | 2.2         | +     | 2.2   | 8                     |
| 12.9                       | 13                         | 0.1         | +     | 0.1   | 1                     |
| 12.9                       | 13.4                       | 0.5         | +     | 0.5   | 4                     |

- soma das posições com o sinal “-” =  $T_{obs}^- = 2 + 3 + 6.5 = 11.5$
- soma das posições com o sinal “+” =  $T_{obs}^+ = 5 + 6.5 + 8 + 1 + 4 = 24.5$
- $n = 10 - 2 = 8$  (retirar as diferenças nulas)

R

usar a função *wilcox.test()*

e obtém-se

- $T_{obs}^+ = V = 24.5$
- $\text{valor-}p = 0.40024$

Como  $\text{valor-}p = 0.40024 > 0.05 = \alpha$  então não se rejeita a hipótese  $H_0$

**Conclusão:** Com base nas amostras e ao nível de significância de 5%, conclui-se que não há diferenças nos resultados dos testes.

# Teste de Mann-Whitney

- O Teste de Mann-Whitney (também chamado Teste de Mann-Whitney-Wilcoxon ou Teste de Wilcoxon-Mann-Whitney), é um teste não paramétrico aplicado para duas **amostras independentes**.
- A importância do teste de Mann-Whitney advém do facto de ser geralmente considerado como alternativa não paramétrica ao teste  $t$  para a diferença de médias (teste de hipóteses paramétrico para  $\mu_1 - \mu_2$ ) quando são consideradas **amostras independentes**.
- Este é um teste à igualdade de distribuições para duas amostras independentes e baseia-se na posição dos valores observados da variável em estudo.
- A posição de uma observação é o número de ordem que lhe corresponde considerando a ordenação indistinta das duas amostras independentes envolvidas.

# Teste de Mann-Whitney

## Objetivo

Testar se duas amostras aleatórias independentes podem ser consideradas provenientes de populações com a mesma distribuição, para tal vamos testar se as duas amostras aleatórias independentes são originárias de populações com igual mediana.

## Pressupostos do Teste

- As duas amostras de dimensões  $n$  e  $m$  foram retiradas de forma independente e aleatória das respetivas populações.
- A variável em análise é uma variável aleatória contínua.
- Se do teste resultar que as populações diferem, isso acontece somente em relação às respetivas medianas.

Observação: Para populações simétricas as conclusões que se tiram para as medianas são igualmente válidas para as médias.

# Teste de Mann-Whitney

## Objetivo

Testar se duas amostras aleatórias independentes podem ser consideradas provenientes de populações com a mesma distribuição, para tal vamos testar se as duas amostras aleatórias independentes são originárias de populações com igual mediana.

## Formulação das Hipóteses a Testar:

$H_0$  — As duas amostras independentes são provenientes de populações com a mesma distribuição  
 $vs$

$H_1$  — As duas amostras independentes são provenientes de populações com distribuição distinta

Seja  $M_X$  a mediana da população  $X$  e  $M_Y$  a mediana da população  $Y$ , então é possível testar as seguintes hipóteses:

Teste bilateral

$$H_0 : M_X = M_Y$$

$vs$

$$H_1 : M_X \neq M_Y$$

Teste unilateral direito

$$H_0 : M_X = M_Y$$

$vs$

$$H_1 : M_X > M_Y$$

Teste unilateral esquerdo

$$H_0 : M_X = M_Y$$

$vs$

$$H_1 : M_X < M_Y$$

# Teste de Mann-Whitney

## Estatística de Teste

Como a hipótese que está a ser testada refere-se à mediana, a estatística de teste tem por base as posições ou ordem dos dados e é dada por

$$U = S_1 - \frac{n \times (n + 1)}{2}$$

com

- $n$  a dimensão da amostra referente à população  $X$ .
- $S_1$  a soma das ordens das observações da amostra da população  $X$  na amostra conjunta de dimensão  $n + m$

A estatística  $U$  do teste de Mann-Whitney encontra-se tabelada.

### Observações:

- Nesta definição a escolha da amostra designada por  $X$  é arbitrária.
- Existem formas alternativas de construção deste teste. Uma possibilidade é impor que a amostra  $X$  seja a de menor dimensão e a estatística de teste  $U = \min\{U_1, U_2\}$  com  $U_1 = n \times m + \frac{n \times (n+1)}{2} - S_1$  e  $U_2 = n \times m - U_1$ .

# Teste de Mann-Whitney

## Cálculo do Valor Observado da Estatística de Teste sob a Hipótese $H_0$

- Considere as duas amostras aleatórias independentes:  $X_i$  com  $i = 1, \dots, n$  e  $Y_j$  com  $j = 1, \dots, m$ .
- Tome-se a amostra conjunta de dimensão  $n + m$ , sem fazer diferenciação entre  $X$  e  $Y$ , e ordenem-se os valores mas sem perder a informação sobre qual das amostras vem cada observação.
- Caso não existam empates, a observação de valor mais baixo recebe a posição 1, a segunda recebe a posição 2 e assim sucessivamente.
- Caso existem empates, ou seja, observações com o mesmo valor, atribui-se às observações empatadas a posição média das posições que lhes correspondiam caso tais empates não existissem.
- Calcular  $S_{1_{obs}}$  a soma das ordens das observações da amostra  $X$  na amostra conjunta de dimensão  $n + m$ .



# Teste de Mann-Whitney

## Definição da Região de Aceitação e de Região Crítica

O cálculo das regiões de aceitação e crítica depende do tipo de teste considerado:

- Teste bilateral:

- ▶ a Região de Aceitação é  $RA = ]U_{n;m;\frac{\alpha}{2}}, U_{n;m;1-\frac{\alpha}{2}}[$
- ▶ a Região Crítica é  $RC = ]-\infty, U_{n;m;\frac{\alpha}{2}}] \cup [U_{n;m;1-\frac{\alpha}{2}}, +\infty[$

- Teste unilateral direito:

- ▶ a Região de Aceitação é  $RA = ]-\infty, U_{n;m;1-\alpha}[$
- ▶ a Região Crítica é  $RC = [U_{n;m;1-\alpha}, +\infty[$

- Teste unilateral esquerdo:

- ▶ a Região de Aceitação é  $RA = ]U_{n;m;\alpha}, +\infty[$
- ▶ a Região Crítica é  $RC = ]-\infty, U_{n;m;\alpha}]$

# Teste de Mann-Whitney

## Regra de Decisão com base na Região Crítica

- Se  $U_{obs} \notin RC$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  não é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados são provenientes de populações com a mesma distribuição.
- Se  $U_{obs} \in RC$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados não são provenientes de populações com a mesma distribuição.

Como o R não tem disponível a tabela e seria necessário recorrer a uma tabela em papel, não vamos tomar decisões com recurso à região crítica.

# Teste de Mann-Whitney

## Cálculo do valor-p

O cálculo do valor-p depende do tipo de teste considerado:

- Teste bilateral:  $\text{valor-p} = 2 \times \text{mínimo} \{P(U \leq U_{obs}), P(U \geq U_{obs})\}$
- Teste unilateral direito:  $\text{valor-p} = P(U \geq U_{obs})$
- Teste unilateral esquerdo:  $\text{valor-p} = P(U \leq U_{obs})$

## Regra de Decisão com base no valor-p

- Se  $\text{valor-p} > \alpha$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  não é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados são provenientes de populações com a mesma distribuição.
- Se  $\text{valor-p} \leq \alpha$ , então, ao nível de significância  $\alpha$ , **a hipótese  $H_0$  é rejeitada**, isto é, com base na amostra há evidências estatísticas que os dados não são provenientes de populações com a mesma distribuição.

O valor-p pode ser visto como o menor valor de  $\alpha$  (nível de significância) para o qual os dados observados indicam que  $H_0$  deve ser rejeitada.

# Teste de Mann-Whitney

## Exemplo 4

Um investigador pretende conhecer o efeito da inalação prolongada de óxido de cádmio. Para o efeito sujeita um grupo de 15 animais de laboratório às inalações e confronta os resultados dos níveis de hemoglobina com os do grupo de controlo (que não foram sujeitos às inalações) constituído por 10 animais. Os resultados apresentam-se na tabela seguinte:

|   |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|---|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| X | 14.4 | 14.2 | 13.8 | 16.5 | 14.1 | 16.6 | 15.9 | 15.6 | 14.1 | 15.3 |
|   | 15.7 | 16.7 | 13.7 | 15.3 | 14.0 |      |      |      |      |      |
| Y | 17.4 | 16.2 | 17.1 | 17.5 | 15.0 | 16.0 | 16.9 | 15.0 | 16.3 | 16.8 |

Será possível concluir, para um nível de significância de 5%, que a inalação prolongada de óxido de cádmio reduz os níveis de hemoglobina?

### Hipótese a ser testada

$$H_0 : M_X = M_Y \quad vs \quad H_1 : M_X < M_Y$$

- $M_X$  – mediana dos valores da hemoglobina dos animais sujeitos à inalação de óxido de cádmio
- $M_Y$  – mediana dos valores da hemoglobina dos animais do grupo de controlo

### Dados

- amostras aleatórias independentes
- da população  $X$  foi retirada uma amostra de dimensão  $n = 15$
- da população  $Y$  foi retirada uma amostra de dimensão  $m = 10$
- Teste unilateral esquerdo
- nível de significância  $= \alpha = 0.05$
- Construir uma tabela com os valores das amostras por ordem crescente:

| X            | Ordem                    | Y    | Ordem                 |
|--------------|--------------------------|------|-----------------------|
| 13.7         | 1                        |      |                       |
| 13.8         | 2                        |      |                       |
| 14.0         | 3                        |      |                       |
| 14.1         | $\frac{4+5}{2} = 4.5$    |      |                       |
| 14.1         | $\frac{4+5}{2} = 4.5$    |      |                       |
| 14.2         | 6                        |      |                       |
| 14.4         | 7                        |      |                       |
|              |                          | 15.0 | $\frac{8+9}{2} = 8.5$ |
|              |                          | 15.0 | $\frac{8+9}{2} = 8.5$ |
| 15.3         | $\frac{10+11}{2} = 10.5$ |      |                       |
| 15.3         | $\frac{10+11}{2} = 10.5$ |      |                       |
| 15.6         | 12                       |      |                       |
| 15.7         | 13                       |      |                       |
| 15.9         | 14                       |      |                       |
|              |                          | 16.0 | 15                    |
|              |                          | 16.2 | 16                    |
|              |                          | 16.3 | 17                    |
| 16.5         | 18                       |      |                       |
| 16.6         | 19                       |      |                       |
| 16.7         | 20                       |      |                       |
|              |                          | 16.8 | 21                    |
|              |                          | 16.9 | 22                    |
|              |                          | 17.1 | 23                    |
|              |                          | 17.4 | 24                    |
|              |                          | 17.5 | 25                    |
| <b>Total</b> | $S_{1_{obs}} = 145$      |      |                       |

$$U_{obs} = S_{1_{obs}} - \frac{n \times (n + 1)}{2} = 145 - \frac{15 \times (15 + 1)}{2} = 25$$

R

usar a função `wilcox.test()`

e obtém-se

- $U_{obs} = W = 25$
- $\text{valor-}p = 0.0030039$

Como  $\text{valor-}p = 0.0030039 \leq 0.05 = \alpha$  então rejeita-se a hipótese  $H_0$

**Conclusão:** Com base nas amostras e ao nível de significância de 5%, conclui-se que a inalação prolongada de óxido de cádmio reduz os níveis de hemoglobina.

# Teste de Mann-Whitney

## Exemplo 5

Na tabela seguinte indicam-se os valores dos Triglicéridos, em g/L, em 10 doentes com enfarte do miocárdio e em 8 indivíduos escolhidos para controlo (que não sofreram enfarte do miocárdio):

|          |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|----------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Doentes  | 1.62 | 0.51 | 1.29 | 0.71 | 0.52 | 2.10 | 0.88 | 0.99 | 0.51 | 1.59 |
| Controlo | 0.92 | 1.29 | 2.81 | 0.82 | 4.48 | 0.71 | 1.10 | 0.41 |      |      |

Será possível concluir, para um nível de significância de 5%, que os indivíduos que sofreram enfarte do miocárdio possuem valores dos Triglicéridos superiores?



### Hipótese a ser testada

$$H_0 : M_X = M_Y \quad vs \quad H_1 : M_X > M_Y$$

- $M_X$  – mediana dos valores dos Triglicéridos dos doentes com enfarte do miocárdio
- $M_Y$  – mediana dos valores dos indivíduos do grupo de controlo

### Dados

- amostras aleatórias independentes
- da população  $X$  foi retirada uma amostra de dimensão  $n = 10$
- da população  $Y$  foi retirada uma amostra de dimensão  $m = 8$
- Teste unilateral direito
- nível de significância  $= \alpha = 0.05$
- Construir uma tabela com os valores das amostras por ordem crescente:

| $X$          | Ordem                    | $Y$  | Ordem                    |
|--------------|--------------------------|------|--------------------------|
|              |                          | 0.41 | 1                        |
| 0.51         | $\frac{2+3}{2} = 2.5$    |      |                          |
| 0.51         | $\frac{2+3}{2} = 2.5$    |      |                          |
| 0.52         | 4                        |      |                          |
| 0.71         | $\frac{5+6}{2} = 5.5$    | 0.71 | $\frac{5+6}{2} = 5.5$    |
|              |                          | 0.82 | 7                        |
| 0.88         | 8                        |      |                          |
|              |                          | 0.92 | 9                        |
| 0.99         | 10                       |      |                          |
|              |                          | 1.10 | 11                       |
| 1.29         | $\frac{12+13}{2} = 12.5$ | 1.29 | $\frac{12+13}{2} = 12.5$ |
| 1.59         | 14                       |      |                          |
| 1.62         | 15                       |      |                          |
| 2.10         | 16                       |      |                          |
|              |                          | 2.81 | 17                       |
|              |                          | 4.48 | 18                       |
| <b>Total</b> | $S_{1_{obs}} = 90$       |      |                          |

$$U_{obs} = S_{1_{obs}} - \frac{n \times (n + 1)}{2} = 90 - \frac{10 \times (10 + 1)}{2} = 35$$

**R**

usar a função *wilcox.test()*

e obtém-se

- $U_{obs} = W = 35$
- $\text{valor-}p = 0.68774$

Como  $\text{valor-}p = 0.68774 > 0.05 = \alpha$  então não se rejeita a hipótese  $H_0$

**Conclusão:** Com base nas amostras e ao nível de significância de 5%, conclui-se que os indivíduos que sofreram enfarte do miocárdio não possuem valores dos Triglicéridos superiores.

# Teste de Mann-Whitney

## Exemplo 6

Considere as seguintes amostras relativas à precipitação anual nos distritos de Beja e Évora:

|       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Beja  | 607.4 | 809.1 | 488.8 | 481.1 | 592.8 | 345.4 | 620.0 | 407.7 | 513.3 | 527.4 |
| Évora | 694.5 | 629.6 | 676.9 | 430.3 | 727.2 |       |       |       |       |       |

Será possível concluir, para um nível de significância de 5%, que não há diferenças na precipitação anual nestes dois distritos?

### Hipótese a ser testada

$$H_0 : M_X = M_Y \quad vs \quad H_1 : M_X \neq M_Y$$

- $M_X$  – mediana da precipitação anual em Beja
- $M_Y$  – mediana da precipitação anual em Évora

### Dados

- amostras aleatórias independentes
- da população  $X$  foi retirada uma amostra de dimensão  $n = 10$
- da população  $Y$  foi retirada uma amostra de dimensão  $m = 5$
- Teste bilateral
- nível de significância  $= \alpha = 0.05$
- Construir uma tabela com os valores das amostras por ordem crescente:

| $X = \text{Beja}$ | Ordem              | $Y = \text{Évora}$ | Ordem |
|-------------------|--------------------|--------------------|-------|
| 345.4             | 1                  |                    |       |
| 407.7             | 2                  |                    |       |
|                   |                    | 430.3              | 3     |
| 481.1             | 4                  |                    |       |
| 488.8             | 5                  |                    |       |
| 513.3             | 6                  |                    |       |
| 527.4             | 7                  |                    |       |
| 592.8             | 8                  |                    |       |
| 607.4             | 9                  |                    |       |
| 620.0             | 10                 |                    |       |
|                   |                    | 629.6              | 11    |
|                   |                    | 676.9              | 12    |
|                   |                    | 694.5              | 13    |
|                   |                    | 727.2              | 14    |
| 809.1             | 15                 |                    |       |
| <b>Total</b>      | $S_{1_{obs}} = 67$ |                    |       |

$$U_{obs} = S_{1_{obs}} - \frac{n \times (n + 1)}{2} = 67 - \frac{10 \times (10 + 1)}{2} = 12$$

**R**

usar a função `wilcox.test()`

e obtém-se

- $U_{obs} = W = 12$
- $\text{valor-}p = 0.1292$

Como  $\text{valor-}p = 0.1292 > 0.05 = \alpha$  então não se rejeita a hipótese  $H_0$

**Conclusão:** Com base nas amostras e ao nível de significância de 5%, conclui-se que não há diferenças na precipitação anual nestes dois distritos.