Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Testes de Ajustamento Testes à igualdade de duas ou mais distribuições Testes de Indepêndencia

#### Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Estatística II - 2024/2025 ISCTE-IUL

#### Afonso Moniz Moreira<sup>12</sup>

<sup>1</sup>ISCTE-IUL, Departamento de Métodos Quantitativos para a Economia e Gestão <sup>2</sup>CMVM - Comissão do Mercado de Valores Mobiliários, Departamento de Supervisão de Mercados

### Aviso/Disclaimer

- Este conjunto de slides não são, nem pretendem ser uma substituição à bibliografia principal da cadeira de Estatística II.
- Este conjunto de slides não são, nem pretendem ser uma fonte rigorosa de estudo dos tópicos da cadeira.
- O único propósito destes slides é ajudar o autor a guiar as aulas da forma mais coloquial possível sem ter de carregar formalismos desnecessários.
- Assim sendo, o formalismo estatístico é eliminado sempre que possível para agilizar uma primeira aprendizagem por parte dos estudantes.

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Testes de Ajustamento Testes à igualdade de duas ou mais distribuições Testes de Indepêndencia

## Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos I Definição

• Então qual é exatamente a diferença entre um teste de hipótese paramétrico e um teste não paramétrico ?

- Então qual é exatamente a diferença entre um teste de hipótese paramétrico e um teste não paramétrico ?
- Os testes paramétricos permitem fazer inferência sobre um ou mais parâmetros que caracterizam uma ou várias populações.

- Então qual é exatamente a diferença entre um teste de hipótese paramétrico e um teste não paramétrico ?
- Os testes paramétricos permitem fazer inferência sobre um ou mais parâmetros que caracterizam uma ou várias populações.
- Contrariamente ao conceito de teste anterior, a definição de teste não paramétrico é um assunto que ainda gera discussão e discordância académica...

- Então qual é exatamente a diferença entre um teste de hipótese paramétrico e um teste não paramétrico ?
- Os testes paramétricos permitem fazer inferência sobre um ou mais parâmetros que caracterizam uma ou várias populações.
- Contrariamente ao conceito de teste anterior, a definição de teste não paramétrico é um assunto que ainda gera discussão e discordância académica...
- Tendo em consideração que a definição de teste não paramétrico é um conceito muito lato, seria mais fácil defini-lo como qualquer teste cujos objectos em análise não são parâmetros de uma população.

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Testes de Ajustamento Testes à igualdade de duas ou mais distribuições Testes de Indepêndencia

## Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos II Definição

 No entanto, na bibliografia principal da cadeira, é apresentada a definição de Conover (1980):

- No entanto, na bibliografia principal da cadeira, é apresentada a definição de Conover (1980):
- Um método estatístico diz-se não-paramétrico se satisfaz pelo menos uma das seguintes condições:

- No entanto, na bibliografia principal da cadeira, é apresentada a definição de Conover (1980):
- Um método estatístico diz-se não-paramétrico se satisfaz pelo menos uma das seguintes condições:
  - 1 Pode ser utilizado com dados na escala **nominal**.

- No entanto, na bibliografia principal da cadeira, é apresentada a definição de Conover (1980):
- Um método estatístico diz-se não-paramétrico se satisfaz pelo menos uma das seguintes condições:
  - Pode ser utilizado com dados na escala nominal.
  - 2 Pode ser utilizado com dados na escala ordinal.

- No entanto, na bibliografia principal da cadeira, é apresentada a definição de Conover (1980):
- Um método estatístico diz-se não-paramétrico se satisfaz pelo menos uma das seguintes condições:
  - Pode ser utilizado com dados na escala nominal.
  - 2 Pode ser utilizado com dados na escala ordinal.
  - Ode ser utilizado com dados na escala de intervalos ou rácios, desde que:

- No entanto, na bibliografia principal da cadeira, é apresentada a definição de Conover (1980):
- Um método estatístico diz-se não-paramétrico se satisfaz pelo menos uma das seguintes condições:
  - Pode ser utilizado com dados na escala nominal.
  - 2 Pode ser utilizado com dados na escala ordinal.
  - Pode ser utilizado com dados na escala de intervalos ou rácios, desde que:
    - a) A função de distribuição da variável aleatória que gera os dados não está especificada, ou

- No entanto, na bibliografia principal da cadeira, é apresentada a definição de Conover (1980):
- Um método estatístico diz-se não-paramétrico se satisfaz pelo menos uma das seguintes condições:
  - Pode ser utilizado com dados na escala nominal.
  - 2 Pode ser utilizado com dados na escala ordinal.
  - Pode ser utilizado com dados na escala de intervalos ou rácios, desde que:
    - a) A função de distribuição da variável aleatória que gera os dados não está especificada, ou
    - Está especificada a menos de um número infinito de parâmetros desconhecidos.

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Testes de Ajustamento Testes à igualdade de duas ou mais distribuições Testes de Indepêndencia

## Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos III Definição

Por que razão um teste paramétrico não se enquadra nesta definição?
 Porque os testes paramétricos...

- Por que razão um teste paramétrico não se enquadra nesta definição?
   Porque os testes paramétricos...
- Não são aplicáveis a escalas nominais (Azul, Verde, Vermelho) nem ordinais (Bom, Mau, Excelente)

- Por que razão um teste paramétrico não se enquadra nesta definição?
   Porque os testes paramétricos...
- Não são aplicáveis a escalas nominais (Azul, Verde, Vermelho) nem ordinais (Bom, Mau, Excelente)
- Assumem que os dados seguem uma distribuição específica (por exemplo, normal).

- Por que razão um teste paramétrico não se enquadra nesta definição?
   Porque os testes paramétricos...
- Não são aplicáveis a escalas nominais (Azul, Verde, Vermelho) nem ordinais (Bom, Mau, Excelente)
- Assumem que os dados seguem uma distribuição específica (por exemplo, normal).
- Dependem de um número **finito de parâmetros** (por exemplo, média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ ).

- Por que razão um teste paramétrico não se enquadra nesta definição?
   Porque os testes paramétricos...
- Não são aplicáveis a escalas nominais (Azul, Verde, Vermelho) nem ordinais (Bom, Mau, Excelente)
- Assumem que os dados seguem uma distribuição específica (por exemplo, normal).
- Dependem de um número **finito de parâmetros** (por exemplo, média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ ).
- Testes paramétricos exigem que os dados sejam numéricos e tenham propriedades que permitam operações aritméticas.

- Por que razão um teste paramétrico não se enquadra nesta definição?
   Porque os testes paramétricos...
- Não são aplicáveis a escalas nominais (Azul, Verde, Vermelho) nem ordinais (Bom, Mau, Excelente)
- Assumem que os dados seguem uma distribuição específica (por exemplo, normal).
- Dependem de um número **finito de parâmetros** (por exemplo, média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ ).
- Testes paramétricos exigem que os dados sejam numéricos e tenham propriedades que permitam operações aritméticas.
- Pressupõe uma distribuição conhecida.

- Por que razão um teste paramétrico não se enquadra nesta definição?
   Porque os testes paramétricos...
- Não são aplicáveis a escalas nominais (Azul, Verde, Vermelho) nem ordinais (Bom, Mau, Excelente)
- Assumem que os dados seguem uma distribuição específica (por exemplo, normal).
- Dependem de um número finito de parâmetros (por exemplo, média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ ).
- Testes paramétricos exigem que os dados sejam numéricos e tenham propriedades que permitam operações aritméticas.
- Pressupõe uma distribuição conhecida.
- Trabalham com poucos parâmetros.

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos **Testes de Ajustamento** Testes à igualdade de duas ou mais distribuições Testes de Indepêndencia

### Testes de Ajustamento O que são ?

• Este tipo de testes também são denominados por testes de bondade de ajustamento, porquê ?

- Este tipo de testes também são denominados por testes de bondade de ajustamento, porquê ?
- Porque queremos perceber se uma determinada amostra aleatória,  $(X_1, ..., X_n)$ , pode ser considerada como proveniente de uma população com uma certa função densidade de probabilidade teórica  $f_0(x)$ .

- Este tipo de testes também são denominados por testes de bondade de ajustamento, porquê ?
- Porque queremos perceber se uma determinada amostra aleatória,  $(X_1, ..., X_n)$ , pode ser considerada como proveniente de uma população com uma certa função densidade de probabilidade teórica  $f_0(x)$ .
- Ou seja, estão a responder à seguinte pergunta:

- Este tipo de testes também são denominados por testes de bondade de ajustamento, porquê ?
- Porque queremos perceber se uma determinada amostra aleatória,  $(X_1, ..., X_n)$ , pode ser considerada como proveniente de uma população com uma certa função densidade de probabilidade teórica  $f_0(x)$ .
- Ou seja, estão a responder à seguinte pergunta:
- Os dados da amostra aletória podem ser bem ajustados, têm fit, à densidade que eu estou a estudar?

- Este tipo de testes também são denominados por testes de bondade de ajustamento, porquê ?
- Porque queremos perceber se uma determinada amostra aleatória,  $(X_1, ..., X_n)$ , pode ser considerada como proveniente de uma população com uma certa função densidade de probabilidade teórica  $f_0(x)$ .
- Ou seja, estão a responder à seguinte pergunta:
- Os dados da amostra aletória podem ser bem ajustados, têm fit, à densidade que eu estou a estudar?
- As hipóteses do teste são formalizadas da seguinte maneira:

- Este tipo de testes também são denominados por testes de bondade de ajustamento, porquê ?
- Porque queremos perceber se uma determinada amostra aleatória,  $(X_1, ..., X_n)$ , pode ser considerada como proveniente de uma população com uma certa função densidade de probabilidade teórica  $f_0(x)$ .
- Ou seja, estão a responder à seguinte pergunta:
- Os dados da amostra aletória podem ser bem ajustados, têm fit, à densidade que eu estou a estudar?
- As hipóteses do teste são formalizadas da seguinte maneira:
- $H_0: f(x) = f_0(x) \text{ VS } H_0: f(x) \neq f_0(x), \text{ ou seja:}$

- Este tipo de testes também são denominados por testes de bondade de ajustamento, porquê ?
- Porque queremos perceber se uma determinada amostra aleatória,  $(X_1, ..., X_n)$ , pode ser considerada como proveniente de uma população com uma certa função densidade de probabilidade teórica  $f_0(x)$ .
- Ou seja, estão a responder à seguinte pergunta:
- Os dados da amostra aletória podem ser bem ajustados, têm fit, à densidade que eu estou a estudar?
- As hipóteses do teste são formalizadas da seguinte maneira:
- $H_0: f(x) = f_0(x) \text{ VS } H_0: f(x) \neq f_0(x)$ , ou seja:
- A densidade da poplação X, f(x), é  $f_0(x)$  VS não é  $f_0(x)$ .

• Neste teste vamos considerar uma amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  que foi retirada de uma população X cuja densidade f(x) é desconhecida.

- Neste teste vamos considerar uma amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  que foi retirada de uma população X cuja densidade f(x) é desconhecida.
- Considerem também que temos uma densidade,  $f_0(x)$ , que é conhecida e que está totalmente especificada.

- Neste teste vamos considerar uma amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  que foi retirada de uma população X cuja densidade f(x) é desconhecida.
- Considerem também que temos uma densidade,  $f_0(x)$ , que é conhecida e que está totalmente especificada.
- Então o teste de ajustamento, tal como anteriormente mencionado, é dado por:

- Neste teste vamos considerar uma amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  que foi retirada de uma população X cuja densidade f(x) é desconhecida.
- Considerem também que temos uma densidade,  $f_0(x)$ , que é conhecida e que está totalmente especificada.
- Então o teste de ajustamento, tal como anteriormente mencionado, é dado por:
- $H_0: f(x) = f_0(x) \text{ VS } H_0: f(x) \neq f_0(x)$

- Neste teste vamos considerar uma amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  que foi retirada de uma população X cuja densidade f(x) é desconhecida.
- Considerem também que temos uma densidade,  $f_0(x)$ , que é conhecida e que está totalmente especificada.
- Então o teste de ajustamento, tal como anteriormente mencionado, é dado por:
- $H_0: f(x) = f_0(x) \text{ VS } H_0: f(x) \neq f_0(x)$
- Como vai funcionar o teste do Qui-Quadrado?

- Neste teste vamos considerar uma amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  que foi retirada de uma população X cuja densidade f(x) é desconhecida.
- Considerem também que temos uma densidade,  $f_0(x)$ , que é conhecida e que está totalmente especificada.
- Então o teste de ajustamento, tal como anteriormente mencionado, é dado por:
- $H_0: f(x) = f_0(x) \text{ VS } H_0: f(x) \neq f_0(x)$
- Como vai funcionar o teste do Qui-Quadrado?
- Vou construir C classes de valores assumidos pela variável X,  $A_1, A_2, ..., A_C$ , de forma a que tenhamos uma partição.

- Neste teste vamos considerar uma amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  que foi retirada de uma população X cuja densidade f(x) é desconhecida.
- Considerem também que temos uma densidade,  $f_0(x)$ , que é conhecida e que está totalmente especificada.
- Então o teste de ajustamento, tal como anteriormente mencionado, é dado por:
- $H_0: f(x) = f_0(x) \text{ VS } H_0: f(x) \neq f_0(x)$
- Como vai funcionar o teste do Qui-Quadrado?
- Vou construir C classes de valores assumidos pela variável X,  $A_1, A_2, ..., A_C$ , de forma a que tenhamos uma partição.
- Agora que temos as classes vou puder proceder ao cálculo de dois objectos.

• Usando a amostra aleatória  $(X_1,...,X_n)$  podemos calcular as frequência absolutas observadas,  $O_i$  de cada classe  $A_i$ , ou seja

- Usando a amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  podemos calcular as frequência absolutas observadas,  $O_i$  de cada classe  $A_i$ , ou seja
- O<sub>i</sub> é o número de elementos da amostra que pertencem a A<sub>i</sub> (frequências observadas).

- Usando a amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  podemos calcular as frequência absolutas observadas,  $O_i$  de cada classe  $A_i$ , ou seja
- $O_i$  é o número de elementos da amostra que pertencem a  $A_i$  (frequências observadas).
- Mas também temos a densidade  $f_0(x)$  de  $H_0$ , que é conhecida e que está totalmente especificada, logo posso calcular:

- Usando a amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  podemos calcular as frequência absolutas observadas,  $O_i$  de cada classe  $A_i$ , ou seja
- $O_i$  é o número de elementos da amostra que pertencem a  $A_i$  (frequências observadas).
- Mas também temos a densidade  $f_0(x)$  de  $H_0$ , que é conhecida e que está totalmente especificada, logo posso calcular:
- A probabilidade associada a cada classe se a verdadeira distribuição for  $f_0(x)$ :

$$P_i^* = \mathbb{P}[A_i|H_0 \text{ \'e verdadeira }]$$

- Usando a amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  podemos calcular as frequência absolutas observadas,  $O_i$  de cada classe  $A_i$ , ou seja
- $O_i$  é o número de elementos da amostra que pertencem a  $A_i$  (frequências observadas).
- Mas também temos a densidade  $f_0(x)$  de  $H_0$ , que é conhecida e que está totalmente especificada, logo posso calcular:
- A probabilidade associada a cada classe se a verdadeira distribuição for  $f_0(x)$ :

$$P_i^* = \mathbb{P}[A_i|H_0 \text{ \'e verdadeira }]$$

• Então a frequência absoluta de individuos, que deveria estar na classe  $A_i$ , sobe  $H_0$ , é:

- Usando a amostra aleatória  $(X_1, ..., X_n)$  podemos calcular as frequência absolutas observadas,  $O_i$  de cada classe  $A_i$ , ou seja
- $O_i$  é o número de elementos da amostra que pertencem a  $A_i$  (frequências observadas).
- Mas também temos a densidade  $f_0(x)$  de  $H_0$ , que é conhecida e que está totalmente especificada, logo posso calcular:
- A probabilidade associada a cada classe se a verdadeira distribuição for  $f_0(x)$ :

$$P_i^* = \mathbb{P}[A_i|H_0 \text{ \'e verdadeira }]$$

• Então a frequência absoluta de individuos, que deveria estar na classe  $A_i$ , sobe  $H_0$ , é:

$$E_i = n \times P_i^*$$

• Se H<sub>0</sub> for verdadeira, então a diferença entre O<sub>i</sub> e E<sub>i</sub> ∀i não pode ser muito grande... No entanto, tal como outros testes, o que é uma diferença grande ?

- Se H<sub>0</sub> for verdadeira, então a diferença entre O<sub>i</sub> e E<sub>i</sub> ∀i não pode ser muito grande... No entanto, tal como outros testes, o que é uma diferença grande ?
- A estatística de teste que vai avaliar esta diferença será:

- Se H<sub>0</sub> for verdadeira, então a diferença entre O<sub>i</sub> e E<sub>i</sub> ∀i não pode ser muito grande... No entanto, tal como outros testes, o que é uma diferença grande ?
- A estatística de teste que vai avaliar esta diferença será:

$$T = \sum_{i=1}^{C} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \xrightarrow{d} \chi^2_{(C-1)}$$
 (1)

- Se H<sub>0</sub> for verdadeira, então a diferença entre O<sub>i</sub> e E<sub>i</sub> ∀i não pode ser muito grande... No entanto, tal como outros testes, o que é uma diferença grande ?
- A estatística de teste que vai avaliar esta diferença será:

$$T = \sum_{i=1}^{C} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \xrightarrow{d} \chi^2_{(C-1)}$$
 (1)

• Ou seja, para todas C classes, vamos avaliar a diferença entre  $C_i$  e o  $E_i$ , tomamos o quadrado porque o sinal de diferença não interessa, verificamos o peso desta diferença quadrada em  $E_i$ , e no final agrego tudo num único número.

• Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância  $(\alpha)$  que se pretende.

- Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância (α) que se pretende.
- Para grandes diferenças T > 1 para diferenças menores T < 1.

- Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância (α) que se pretende.
- Para grandes diferenças T > 1 para diferenças menores T < 1.
- Trata-se de um teste que é sempre unilateral direito e portanto:

- Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância  $(\alpha)$  que se pretende.
- Para grandes diferenças T > 1 para diferenças menores T < 1.
- Trata-se de um teste que é sempre unilateral direito e portanto:
- Rejeita-se  $H_0$  a um nível  $\alpha$ , caso o valor de T supere  $\chi^2_{(C-1);\alpha}$ , portanto caso  $T \geq \chi^2_{(C-1);\alpha}$ .

- Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância  $(\alpha)$  que se pretende.
- Para grandes diferenças T > 1 para diferenças menores T < 1.
- Trata-se de um teste que é sempre unilateral direito e portanto:
- Rejeita-se  $H_0$  a um nível  $\alpha$ , caso o valor de T supere  $\chi^2_{(C-1);\alpha}$ , portanto caso  $T \geq \chi^2_{(C-1);\alpha}$ .
- Este teste necessita de alguns pressupostos verificados sob pena da aproximação à chi-quadrado não ser eficaz:

- Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância  $(\alpha)$  que se pretende.
- Para grandes diferenças T > 1 para diferenças menores T < 1.
- Trata-se de um teste que é sempre unilateral direito e portanto:
- Rejeita-se  $H_0$  a um nível  $\alpha$ , caso o valor de T supere  $\chi^2_{(C-1);\alpha}$ , portanto caso  $T \geq \chi^2_{(C-1);\alpha}$ .
- Este teste necessita de alguns pressupostos verificados sob pena da aproximação à chi-quadrado não ser eficaz:
  - a) Não mais de 20% das classes com  $E_i$  inferior a 5.

- Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância  $(\alpha)$  que se pretende.
- ullet Para grandes diferenças T>1 para diferenças menores T<1.
- Trata-se de um teste que é sempre unilateral direito e portanto:
- Rejeita-se  $H_0$  a um nível  $\alpha$ , caso o valor de T supere  $\chi^2_{(C-1);\alpha}$ , portanto caso  $T \geq \chi^2_{(C-1);\alpha}$ .
- Este teste necessita de alguns pressupostos verificados sob pena da aproximação à chi-quadrado não ser eficaz:
  - a) Não mais de 20% das classes com  $E_i$  inferior a 5.
  - b) Todas as classes com  $E_i$  superior ou igual a 1.

- Este número é comparado com o valor critico da qui-quadrado determinado pelo nível significância ( $\alpha$ ) que se pretende.
- ullet Para grandes diferenças T>1 para diferenças menores T<1.
- Trata-se de um teste que é sempre unilateral direito e portanto:
- Rejeita-se  $H_0$  a um nível  $\alpha$ , caso o valor de T supere  $\chi^2_{(C-1);\alpha}$ , portanto caso  $T \ge \chi^2_{(C-1);\alpha}$ .
- Este teste necessita de alguns pressupostos verificados sob pena da aproximação à chi-quadrado não ser eficaz:
  - a) Não mais de 20% das classes com  $E_i$  inferior a 5.
  - b) Todas as classes com  $E_i$  superior ou igual a 1.
- Se estas regras não se verificarem então agregam-se as classes contíguas até se verificar a regra.

#### Exercício Nº1

O Recenseamento de 320 famílias com 5 filhos conduziu aos seguintes resultados:

Rapazes	5	4	3	2	1	0
Famílias	18	56	110	88	40	8

Verifique se estes resutlados são compatíveis com a hipótese do número de rapazes numa família de 5 filhos ser uma variável aleatória com distribuição binomial, admitindo a equiprobabilidade dos sexos, ao nível de significância de 0,01.

• Portanto temos um teste de ajustamento do qui-quadrado, onde verificamos se os dados da amostra aleatória concretizada têm um bom ajustamento (i.e., têm fit) com uma distribuição Binomial com 5 tentativas e uma probabilidade de 50%, portanto  $\mathcal{B}(5, \frac{1}{2})$ .

- Portanto temos um teste de ajustamento do qui-quadrado, onde verificamos se os dados da amostra aleatória concretizada têm um bom ajustamento (i.e., têm fit) com uma distribuição Binomial com 5 tentativas e uma probabilidade de 50%, portanto  $\mathcal{B}(5, \frac{1}{2})$ .
- A variável para a qual estamos a realizar o ensaio é dada por:

- Portanto temos um teste de ajustamento do qui-quadrado, onde verificamos se os dados da amostra aleatória concretizada têm um bom ajustamento (i.e., têm fit) com uma distribuição Binomial com 5 tentativas e uma probabilidade de 50%, portanto  $\mathcal{B}(5,\frac{1}{2})$ .
- A variável para a qual estamos a realizar o ensaio é dada por:
- X Número de rapazes, numa família de 5 filhos. Onde  $X \in \{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$

- Portanto temos um teste de ajustamento do qui-quadrado, onde verificamos se os dados da amostra aleatória concretizada têm um bom ajustamento (i.e., têm fit) com uma distribuição Binomial com 5 tentativas e uma probabilidade de 50%, portanto  $\mathcal{B}(5,\frac{1}{2})$ .
- A variável para a qual estamos a realizar o ensaio é dada por:
- X- Número de rapazes, numa família de 5 filhos. Onde  $X \in \{0,1,2,3,4,5\}$
- Portanto as hipóteses em confronto são:

- Portanto temos um teste de ajustamento do qui-quadrado, onde verificamos se os dados da amostra aleatória concretizada têm um bom ajustamento (i.e., têm fit) com uma distribuição Binomial com 5 tentativas e uma probabilidade de 50%, portanto  $\mathcal{B}(5,\frac{1}{2})$ .
- A variável para a qual estamos a realizar o ensaio é dada por:
- X- Número de rapazes, numa família de 5 filhos. Onde  $X \in \{0,1,2,3,4,5\}$
- Portanto as hipóteses em confronto são:

• 
$$H_0: X \sim \mathcal{B}(n=5, p=\frac{1}{2}) \text{ VS } H_0: X \nsim \mathcal{B}(n=5, p=\frac{1}{2})$$

- Portanto temos um teste de ajustamento do qui-quadrado, onde verificamos se os dados da amostra aleatória concretizada têm um bom ajustamento (i.e., têm fit) com uma distribuição Binomial com 5 tentativas e uma probabilidade de 50%, portanto  $\mathcal{B}(5,\frac{1}{2})$ .
- A variável para a qual estamos a realizar o ensaio é dada por:
- X- Número de rapazes, numa família de 5 filhos. Onde  $X \in \{0,1,2,3,4,5\}$
- Portanto as hipóteses em confronto são:
- $H_0: X \sim \mathcal{B}(n=5, p=\frac{1}{2}) \text{ VS } H_0: X \nsim \mathcal{B}(n=5, p=\frac{1}{2})$
- Admite-se a equiprobabilidade dos sexos, logo  $p = \frac{1}{2}$ .

- Portanto temos um teste de ajustamento do qui-quadrado, onde verificamos se os dados da amostra aleatória concretizada têm um bom ajustamento (i.e., têm fit) com uma distribuição Binomial com 5 tentativas e uma probabilidade de 50%, portanto  $\mathcal{B}(5,\frac{1}{2})$ .
- A variável para a qual estamos a realizar o ensaio é dada por:
- X- Número de rapazes, numa família de 5 filhos. Onde  $X \in \{0,1,2,3,4,5\}$
- Portanto as hipóteses em confronto são:
- $H_0: X \sim \mathcal{B}(n=5, p=\frac{1}{2}) \text{ VS } H_0: X \nsim \mathcal{B}(n=5, p=\frac{1}{2})$
- Admite-se a equiprobabilidade dos sexos, logo  $p = \frac{1}{2}$ .
- Vamos usar a amostra para obter uma estimativa da estatística de teste.

A estatística de teste é dada por:

$$T = \sum_{i=1}^{C} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \xrightarrow{d} \chi^2_{(C-1)}$$

- Calculam-se os valores da massa de probabilidade da binomial para valor de X:
- Sabemos que  $P_i = \binom{5}{i} \cdot (0.5)^i \cdot (0.5)^{5-i} = \binom{5}{i} \cdot (0.5)^5 = \frac{\binom{5}{3}}{32}$
- $P_0 = {5 \choose 0} \cdot \frac{1}{32} = 1 \cdot \frac{1}{32} = \frac{1}{32} = 0.03125$
- $P_1 = {5 \choose 1} \cdot \frac{1}{32} = 5 \cdot \frac{1}{32} = \frac{5}{32} = 0.15625$
- $P_2 = {5 \choose 2} \cdot \frac{1}{32} = 10 \cdot \frac{1}{32} = \frac{10}{32} = 0.3125$
- $P_3 = {5 \choose 3} \cdot \frac{1}{32} = 10 \cdot \frac{1}{32} = \frac{10}{32} = 0.3125$
- $P_4 = {5 \choose 4} \cdot \frac{1}{32} = 5 \cdot \frac{1}{32} = \frac{5}{32} = 0,15625$
- $P_5 = {5 \choose 5} \cdot \frac{1}{32} = 1 \cdot \frac{1}{32} = \frac{1}{32} = 0.03125$

• A tabela que resume todos os cálculos encontra-se de seguida:

$X_i$	Oi	$P_i$	$E_i = nP_i$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$
0	8	0,0312	9,984	0,39426
1	40	0,1563	50,016	2,00576
2	88	0,3125	100,000	1,44
3	110	0,3125	100,000	1,44
4	56	0,1563	50,016	0,71594
5	18	0,0312	9,984	6,43592
Total	320	1,0000	320	11,99188

A tabela que resume todos os cálculos encontra-se de seguida:

X <sub>i</sub>	Oi	Pi	$E_i = nP_i$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$
0	8	0,0312	9,984	0,39426
1	40	0,1563	50,016	2,00576
2	88	0,3125	100,000	1,44
3	110	0,3125	100,000	1,44
4	56	0,1563	50,016	0,71594
5	18	0,0312	9,984	6,43592
Total	320	1,0000	320	11,99188

ullet A estatística de teste/obsevada/realizada é dada por:  $T^*=11,99$ .

A tabela que resume todos os cálculos encontra-se de seguida:

Xi	Oi	$P_i$	$E_i = nP_i$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$
0	8	0,0312	9,984	0,39426
1	40	0,1563	50,016	2,00576
2	88	0,3125	100,000	1,44
3	110	0,3125	100,000	1,44
4	56	0,1563	50,016	0,71594
5	18	0,0312	9,984	6,43592
Total	320	1,0000	320	11,99188

- A estatística de teste/obsevada/realizada é dada por:  $T^* = 11,99$ .
- R.C. =  $[15,1,+\infty[$  e R.A. = [0,15,1[ para  $\alpha=0.01.$

A tabela que resume todos os cálculos encontra-se de seguida:

Xi	Oi	Pi	$E_i = nP_i$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$
0	8	0,0312	9,984	0,39426
1	40	0,1563	50,016	2,00576
2	88	0,3125	100,000	1,44
3	110	0,3125	100,000	1,44
4	56	0,1563	50,016	0,71594
5	18	0,0312	9,984	6,43592
Total	320	1,0000	320	11,99188

- A estatística de teste/obsevada/realizada é dada por:  $T^* = 11,99$ .
- R.C. =  $[15,1,+\infty[$  e R.A. = [0,15,1[ para  $\alpha=0.01.$
- Como  $T^* = 11,99 < 15,1$ , não rejeitamos  $H_0$ . Os dados da amostra são compatíveis, ou têm um bom ajustamento, com uma binomial com n = 5 e p = 0,5.

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos **Testes de Ajustamento** Testes à igualdade de duas ou mais distribuições Testes de Indepêndencia

### Exercícios de Output

• Exercício Nº13 - Exercícios de Ouputs - Parte B

• Neste teste pretende-se verificar se a distribuição empírica dos dados F(x) pode ser ajustada a uma determinada distribuição  $F_0(x)$ .

- Neste teste pretende-se verificar se a distribuição empírica dos dados F(x) pode ser ajustada a uma determinada distribuição  $F_0(x)$ .
- Está especialmente arquitectado para dados contínuos não agrupados.

- Neste teste pretende-se verificar se a distribuição empírica dos dados F(x) pode ser ajustada a uma determinada distribuição  $F_0(x)$ .
- Está especialmente arquitectado para dados contínuos não agrupados.
- Por esta razão usa-se na verificação do ajustamento a uma distribuição normal.

- Neste teste pretende-se verificar se a distribuição empírica dos dados F(x) pode ser ajustada a uma determinada distribuição  $F_0(x)$ .
- Está especialmente arquitectado para dados contínuos não agrupados.
- Por esta razão usa-se na verificação do ajustamento a uma distribuição normal.
- O teste de Kolmogorov-Smirnov, tal como o teste da Qui-Quadrado, implica que a distribuição sob teste,  $F_0(x)$ , esteja totalmente especificada...

- Neste teste pretende-se verificar se a distribuição empírica dos dados F(x) pode ser ajustada a uma determinada distribuição  $F_0(x)$ .
- Está especialmente arquitectado para dados contínuos não agrupados.
- Por esta razão usa-se na verificação do ajustamento a uma distribuição normal.
- O teste de Kolmogorov-Smirnov, tal como o teste da Qui-Quadrado, implica que a distribuição sob teste,  $F_0(x)$ , esteja totalmente especificada...
- Nos outputs apresentados este teste cálcula os parâmetros à custa da amostra. É por isto que é aplicada a correção de Lilliefors ao nível de significância. Aparece nas notas de rodapé dos outputs do SPSS.

 Portanto quando a distribuição não está bem parameterizada e é necessário usar a amostra para estimar os parâmetros, caso mais comum, o teste em causa é dado por:

- Portanto quando a distribuição não está bem parameterizada e é necessário usar a amostra para estimar os parâmetros, caso mais comum, o teste em causa é dado por:
- $H_0: F(x) = F_0(x)$  VS  $H_1: F(x) \neq F_0(x)$ , em que  $F_0(x) = \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$ ,  $\bar{X}$  e  $S^2$  correspondem à distribuição normal em teste, à média e variância amostrais, respectivamente.

- Portanto quando a distribuição não está bem parameterizada e é necessário usar a amostra para estimar os parâmetros, caso mais comum, o teste em causa é dado por:
- $H_0: F(x) = F_0(x)$  VS  $H_1: F(x) \neq F_0(x)$ , em que  $F_0(x) = \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$ ,  $\bar{X}$  e  $S^2$  correspondem à distribuição normal em teste, à média e variância amostrais, respectivamente.
- Decisão do teste vai ser feita com base nos outputs.

- Portanto quando a distribuição não está bem parameterizada e é necessário usar a amostra para estimar os parâmetros, caso mais comum, o teste em causa é dado por:
- $H_0: F(x) = F_0(x)$  VS  $H_1: F(x) \neq F_0(x)$ , em que  $F_0(x) = \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$ ,  $\bar{X}$  e  $S^2$  correspondem à distribuição normal em teste, à média e variância amostrais, respectivamente.
- Decisão do teste vai ser feita com base nos outputs.
- Deve ser usado para amostras grandes, no nosso caso, a regra prática é  $N \ge 50$ .

- Portanto quando a distribuição não está bem parameterizada e é necessário usar a amostra para estimar os parâmetros, caso mais comum, o teste em causa é dado por:
- $H_0: F(x) = F_0(x)$  VS  $H_1: F(x) \neq F_0(x)$ , em que  $F_0(x) = \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$ ,  $\bar{X}$  e  $S^2$  correspondem à distribuição normal em teste, à média e variância amostrais, respectivamente.
- Decisão do teste vai ser feita com base nos outputs.
- Deve ser usado para amostras grandes, no nosso caso, a regra prática é  $N \ge 50$ .
- Também é comum aparecerem os quantile-quantile (Q-Q) plots no teste de Kolmogorov-Smirnov. Este gráficos permitem avaliar os quantis observados contra os quantis esperados dados pela distribuição que estamos a ajustar.

• Ao contrário do teste Kolmogorov-Smirnov, o teste de Shapiro-Wilk só permite verificar a bondade de ajustamento à distribuição normal e não a qualquer distribuição  $F_0(x)$ .

- Ao contrário do teste Kolmogorov-Smirnov, o teste de Shapiro-Wilk só permite verificar a bondade de ajustamento à distribuição normal e não a qualquer distribuição  $F_0(x)$ .
- Este teste faz uso dos quantis ao invés de usar a distribuição ou respectiva densidade como os anteriores.

- Ao contrário do teste Kolmogorov-Smirnov, o teste de Shapiro-Wilk só permite verificar a bondade de ajustamento à distribuição normal e não a qualquer distribuição  $F_0(x)$ .
- Este teste faz uso dos quantis ao invés de usar a distribuição ou respectiva densidade como os anteriores.
- Portanto este teste é formalizado como o teste de ajustamento do qui-quadrado mas só permite avaliar para uma distribuição normal ao invés de qualquer distribução:

- Ao contrário do teste Kolmogorov-Smirnov, o teste de Shapiro-Wilk só permite verificar a bondade de ajustamento à distribuição normal e não a qualquer distribuição  $F_0(x)$ .
- Este teste faz uso dos quantis ao invés de usar a distribuição ou respectiva densidade como os anteriores.
- Portanto este teste é formalizado como o teste de ajustamento do qui-quadrado mas só permite avaliar para uma distribuição normal ao invés de qualquer distribução:
- $H_0: X \sim \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$  VS  $H_1: X \not\sim \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$ , em que  $\bar{X}$  e  $S^2$  correspondem à média e variância amostrais, respectivamente.

- Ao contrário do teste Kolmogorov-Smirnov, o teste de Shapiro-Wilk só permite verificar a bondade de ajustamento à distribuição normal e não a qualquer distribuição  $F_0(x)$ .
- Este teste faz uso dos quantis ao invés de usar a distribuição ou respectiva densidade como os anteriores.
- Portanto este teste é formalizado como o teste de ajustamento do qui-quadrado mas só permite avaliar para uma distribuição normal ao invés de qualquer distribução:
- $H_0: X \sim \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$  VS  $H_1: X \not\sim \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$ , em que  $\bar{X}$  e  $S^2$  correspondem à média e variância amostrais, respectivamente.
- Decisão do teste vai ser feita com base nos outputs.

- Ao contrário do teste Kolmogorov-Smirnov, o teste de Shapiro-Wilk só permite verificar a bondade de ajustamento à distribuição normal e não a qualquer distribuição  $F_0(x)$ .
- Este teste faz uso dos quantis ao invés de usar a distribuição ou respectiva densidade como os anteriores.
- Portanto este teste é formalizado como o teste de ajustamento do qui-quadrado mas só permite avaliar para uma distribuição normal ao invés de qualquer distribução:
- $H_0: X \sim \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$  VS  $H_1: X \not\sim \mathcal{N}(\bar{X}, S^2)$ , em que  $\bar{X}$  e  $S^2$  correspondem à média e variância amostrais, respectivamente.
- Decisão do teste vai ser feita com base nos outputs.
- Deve ser usado para amostras pequenas, no nosso caso, a regra prática é N < 50.

 Os testes que vamos falar de seguida, de um modo geral, têm o objectivo de testar:

- Os testes que vamos falar de seguida, de um modo geral, têm o objectivo de testar:
- H<sub>0</sub>: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H<sub>1</sub>: Pelo menos uma das amostras é proveniente de uma população com distribuição diferente das restantes.

- Os testes que vamos falar de seguida, de um modo geral, têm o objectivo de testar:
- H<sub>0</sub>: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H<sub>1</sub>: Pelo menos uma das amostras é proveniente de uma população com distribuição diferente das restantes.
- Atenção! As amostras são provenientes de uma população com uma determinada distribuição, não a distribuição da própria amostra!!

- Os testes que vamos falar de seguida, de um modo geral, têm o objectivo de testar:
- H<sub>0</sub>: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H<sub>1</sub>: Pelo menos uma das amostras é proveniente de uma população com distribuição diferente das restantes.
- Atenção! As amostras são **provenientes de** uma população com uma determinada distribuição, não a distribuição da própria amostra!!
- Em geral, não interessa saber qual é a distribuição subjacente a cada população, apenas testar se é mesma para todas as amostras.

- Os testes que vamos falar de seguida, de um modo geral, têm o objectivo de testar:
- H<sub>0</sub>: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H<sub>1</sub>: Pelo menos uma das amostras é proveniente de uma população com distribuição diferente das restantes.
- Atenção! As amostras são provenientes de uma população com uma determinada distribuição, não a distribuição da própria amostra!!
- Em geral, não interessa saber qual é a distribuição subjacente a cada população, apenas testar se é mesma para todas as amostras.
- Estes testes permitem relaxar as hipóteses subjacentes aos respectivos congéneres paramétricos.

- Os testes que vamos falar de seguida, de um modo geral, têm o objectivo de testar:
- H<sub>0</sub>: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H<sub>1</sub>: Pelo menos uma das amostras é proveniente de uma população com distribuição diferente das restantes.
- Atenção! As amostras são **provenientes de** uma população com uma determinada distribuição, não a distribuição da própria amostra!!
- Em geral, não interessa saber qual é a distribuição subjacente a cada população, apenas testar se é mesma para todas as amostras.
- Estes testes permitem relaxar as hipóteses subjacentes aos respectivos congéneres paramétricos.
- Continuidade das variáveis, ainda que este pressuposto seja ignorado, e o conhecimento da distribuição da população.

 O teste de Mann-Whitey é uma das alternativas não paramétricas ao teste da diferença de duas médias:

- O teste de Mann-Whitey é uma das alternativas não paramétricas ao teste da diferença de duas médias:
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:

- O teste de Mann-Whitey é uma das alternativas não paramétricas ao teste da diferença de duas médias:
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)

- O teste de Mann-Whitey é uma das alternativas não paramétricas ao teste da diferença de duas médias:
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)

- O teste de Mann-Whitey é uma das alternativas não paramétricas ao teste da diferença de duas médias:
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que  $n_1 < n_2$ .

- O teste de Mann-Whitey é uma das alternativas não paramétricas ao teste da diferença de duas médias:
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que  $n_1 < n_2$ .
- Tal como mencionado anteriormente as hipóteses são dadas por:

- O teste de Mann-Whitey é uma das alternativas não paramétricas ao teste da diferença de duas médias:
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que  $n_1 < n_2$ .
- Tal como mencionado anteriormente as hipóteses são dadas por:
- $H_0$ : As duas amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição:  $F(x) = G(x), \forall x$
- $H_1$ : As duas amostras são provenientes de populações com distribuições distintas:  $\exists x : F(x) \neq G(x)$

 O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.

- O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:

- O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)

- O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)

- O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que  $n_1 < n_2$ .

- O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que  $n_1 < n_2$ .
- Tal como mencionado anteriormente as hipóteses são dadas por:

- O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que  $n_1 < n_2$ .
- Tal como mencionado anteriormente as hipóteses são dadas por:
- $H_0$ : As duas amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição:  $F(x) = G(x), \forall x$
- H₁: As duas amostras são provenientes de populações com distribuições distintas: ∃x : F(x) ≠ G(x)

- O modo como o teste está arquitectado, torna-o especialmente sensível às diferenças nas medianas das distribuições.
- Temos assim duas amostras aleatórias provenientes de duas populações diferentes:
- $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  da população X e com distribuição F(x)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$  da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que  $n_1 < n_2$ .
- Tal como mencionado anteriormente as hipóteses são dadas por:
- H<sub>0</sub>: As duas amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição: F(x) = G(x), ∀x
- H₁: As duas amostras são provenientes de populações com distribuições distintas: ∃x : F(x) ≠ G(x)
- O teste de Mann-Whitney é especialmente sensível às diferenças de medianas entre as duas distribuições.

• Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:

- Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 \ \mathsf{VS} \ H_1: \theta_1 \neq \theta_2$  Bilateral

- Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 \neq \theta_2$  Bilateral
- Neste caso, estamos a avaliar se a mediana da distribuição 1 é igual à mediana da distribuição 2.

- Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 \neq \theta_2$  Bilateral
- Neste caso, estamos a avaliar se a mediana da distribuição 1 é igual à mediana da distribuição 2.
- $H_0: \theta_1 \geq \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 < \theta_2$  Unilateral Esquerdo

- Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 \neq \theta_2$  Bilateral
- Neste caso, estamos a avaliar se a mediana da distribuição 1 é igual à mediana da distribuição 2.
- $H_0: \theta_1 \geq \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 < \theta_2$  Unilateral Esquerdo
- Neste caso, estamos a avaliar, sobe a  $H_1$ , se a mediana da distribuição 1 é menor que a mediana da distribuição 2.

- Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 \neq \theta_2$  Bilateral
- Neste caso, estamos a avaliar se a mediana da distribuição 1 é igual à mediana da distribuição 2.
- $H_0: \theta_1 \geq \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 < \theta_2$  Unilateral Esquerdo
- Neste caso, estamos a avaliar, sobe a  $H_1$ , se a mediana da distribuição 1 é menor que a mediana da distribuição 2.
- Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente inferiores aos da população 2.

- Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 \neq \theta_2$  Bilateral
- Neste caso, estamos a avaliar se a mediana da distribuição 1 é igual à mediana da distribuição 2.
- $H_0: \theta_1 \geq \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 < \theta_2$  Unilateral Esquerdo
- Neste caso, estamos a avaliar, sobe a  $H_1$ , se a mediana da distribuição 1 é menor que a mediana da distribuição 2.
- Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente inferiores aos da população 2.
- $H_0: \theta_1 \leq \theta_2 \text{ VS } H_1: \theta_1 > \theta_2$  Unilateral Direito

- Assim sendo, designando  $\theta_1$  e  $\theta_2$  por a mediana da população 1 e da população 2, respectivamente, o teste pode ser formalizado por:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 \ \mathsf{VS} \ H_1: \theta_1 \neq \theta_2$  Bilateral
- Neste caso, estamos a avaliar se a mediana da distribuição 1 é igual à mediana da distribuição 2.
- $H_0: \theta_1 \geq \theta_2 \ \mathsf{VS} \ H_1: \theta_1 < \theta_2$  Unilateral Esquerdo
- Neste caso, estamos a avaliar, sobe a H<sub>1</sub>, se a mediana da distribuição 1 é menor que a mediana da distribuição 2.
- Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente inferiores aos da população 2.
- $H_0: \theta_1 \leq \theta_2 \ \mathsf{VS} \ H_1: \theta_1 > \theta_2$  Unilateral Direito
- Neste caso, estamos a avaliar, sobe a H<sub>1</sub>, se a mediana da distribuição 1 é maior que a mediana da distribuição 2.

• Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente maiores aos da população 2.

- Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente maiores aos da população 2.
- Portanto a específicação correta para este teste pode ser qualquer uma das anteriores e vai depdender do problema concreto que estamos a enfretar.

- Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente maiores aos da população 2.
- Portanto a específicação correta para este teste pode ser qualquer uma das anteriores e vai depdender do problema concreto que estamos a enfretar.
- Decisão do teste vai ser feita com base em outputs.

- Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente maiores aos da população 2.
- Portanto a específicação correta para este teste pode ser qualquer uma das anteriores e vai depdender do problema concreto que estamos a enfretar.
- Decisão do teste vai ser feita com base em outputs.
- O teste tem uma estatística para amostras finitas, a estatística de Mann-Whitney U, e uma estatística assimptótica, a distribuição Normal. Cada uma com o respectivo p-value.

- Ou seja, sobe a  $H_1$ , os valores da população 1 são tendencialmente maiores aos da população 2.
- Portanto a específicação correta para este teste pode ser qualquer uma das anteriores e vai depdender do problema concreto que estamos a enfretar.
- Decisão do teste vai ser feita com base em outputs.
- O teste tem uma estatística para amostras finitas, a estatística de Mann-Whitney U, e uma estatística assimptótica, a distribuição Normal. Cada uma com o respectivo p-value.
- Neste teste uma amostra pequena é quando os dois grupos têm menos de 20 observações ou quando um dos grupos tem menos de 5 observações.

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Testes de Ajustamento **Testes à igualdade de duas ou mais distribuições** Testes de Indepêndencia

# Teste de Mann-Whitney V

• Exercício Nº9 - Exercícios de Outputs SPSS - Parte B

 Este teste pode ser visto como uma alternativa n\u00e30-param\u00e9trica \u00e0 ANOVA.

ANOVA.

Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k > 1

• Este teste pode ser visto como uma alternativa não-paramétrica à

• Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k>2 populações, portanto:

- ANOVA.

  Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k > 1
- Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k>2 populações, portanto:
- Temos assim k amostras aleatórias provenientes de k populações diferentes:

- ANOVA.

   Corresponde a uma generalização do testo de Mann Whitney para k > 0
- Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k>2 populações, portanto:
- Temos assim k amostras aleatórias provenientes de k populações diferentes:

• Este teste pode ser visto como uma alternativa não-paramétrica à

•  $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$  da população X e com distribuição  $F_1(x)$ 

- ANOVA.

   Corresponde a uma generalização do testo de Mann Whitney para k > 1
- Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k>2 populações, portanto:
- Temos assim k amostras aleatórias provenientes de k populações diferentes:

- $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$  da população X e com distribuição  $F_1(x)$
- $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}$  da população Y e com distribuição  $F_2(x)$

- ANOVA.
- Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k>2 populações, portanto:
- Temos assim k amostras aleatórias provenientes de k populações diferentes:

- $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$  da população X e com distribuição  $F_1(x)$
- $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}$  da população Y e com distribuição  $F_2(x)$
- ...

- ANOVA.
- Corresponde a uma generalização do teste de Mann-Whitney para k>2 populações, portanto:
- Temos assim k amostras aleatórias provenientes de k populações diferentes:

- $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$  da população X e com distribuição  $F_1(x)$
- $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}$  da população Y e com distribuição  $F_2(x)$
- ...
- $X_{k1}, X_{k2}, \dots, X_{kn_k}$  da população Y e com distribuição  $F_k(x)$

• Este teste tem a mesma sensibilidade face à posição dos dados que o teste de Mann-Whitney, pelo que têm a mesma sensibilidade à mediana. Logo a formalização do teste é:

- Este teste tem a mesma sensibilidade face à posição dos dados que o teste de Mann-Whitney, pelo que têm a mesma sensibilidade à mediana. Logo a formalização do teste é:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 = ... = \theta_k \text{ VS } H_1: \exists_{i,j}: \theta_i = \theta_j$ , em que  $\theta_j$  é a mediana da distribuição j-ésima população.

- Este teste tem a mesma sensibilidade face à posição dos dados que o teste de Mann-Whitney, pelo que têm a mesma sensibilidade à mediana.
   Logo a formalização do teste é:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 = ... = \theta_k \text{ VS } H_1: \exists_{i,j}: \theta_i = \theta_j$ , em que  $\theta_j$  é a mediana da distribuição j-ésima população.
- Como se pode verificar pela especificação, este teste tem semelhanças com o teste ANOVA.

- Este teste tem a mesma sensibilidade face à posição dos dados que o teste de Mann-Whitney, pelo que têm a mesma sensibilidade à mediana. Logo a formalização do teste é:
- $H_0: \theta_1 = \theta_2 = ... = \theta_k \text{ VS } H_1: \exists_{i,j}: \theta_i = \theta_j$ , em que  $\theta_j$  é a mediana da distribuição j-ésima população.
- Como se pode verificar pela especificação, este teste tem semelhanças com o teste ANOVA.
- Decisão do teste vai ser feita com base em outputs.

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Testes de Ajustamento **Testes à igualdade de duas ou mais distribuições** Testes de Indepêndencia

### Teste de Kruskall-Wallis III

• Exercício Nº10 - Exercícios de Outputs SPSS - Parte B

Introdução e Aviso Teoria dos Ensaios de Hipóteses Não Paramétricos Testes de Ajustamento Testes à igualdade de duas ou mais distribuições **Testes de Indepêndencia** 

### Teste de Indepêndencia do Qui-Quadrado

• Work in Progress.

### Teste de Indepêndencia do Qui-Quadrado

• Exercício Nº12 - Exercícios de Outputs SPSS - Parte B