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

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

Afonso Moniz Moreira¹²

¹ISCTE-IUL, Departamento de Métodos Quantitativos para a Economia e Gestão ²CMVM - 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.

• 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.

 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.
 - Ode 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.

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 μ e variância σ^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 μ e variância σ^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 μ e variância σ^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 μ e variância σ^2).
- Testes paramétricos exigem que os dados sejam numéricos e tenham propriedades que permitam operações aritméticas.
- Pressupõe uma distribuição conhecida.
- Trabalham com poucos parâmetros.

• 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:
- $H_0: f(x) = f_0(x)$ 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_i é o número de elementos da amostra que pertencem a A_i (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 $f_0(x)$:

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

• 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 $f_0(x)$:

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

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

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

• Se H₀ for verdadeira, então a diferença entre O_i e E_i ∀i não pode ser muito grande... No entanto, tal como outros testes, o que é uma diferença grande ?

- Se H₀ for verdadeira, então a diferença entre O_i e E_i ∀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 H₀ for verdadeira, então a diferença entre O_i e E_i ∀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 H₀ for verdadeira, então a diferença entre O_i e E_i ∀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 (α) 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 (α) 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 α , 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 (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:
- Rejeita-se H_0 a um nível α , 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 (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:
- Rejeita-se H_0 a um nível α , 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 (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:
- Rejeita-se H_0 a um nível α , 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 (α) 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 α , 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.
- 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
$$P_i = \binom{5}{i} \cdot (0.5)^i \cdot (0.5)^{5-i} = \binom{5}{i} \cdot (0.5)^5 = \frac{\binom{5}{3}}{32}$$

•
$$P_0 = \binom{5}{0} \cdot \frac{1}{32} = 1 \cdot \frac{1}{32} = \frac{1}{32} = 0.03125$$

•
$$P_1 = {5 \choose 1} \cdot \frac{1}{32} = 5 \cdot \frac{1}{32} = \frac{5}{32} = 0.15625$$

•
$$P_2 = {5 \choose 2} \cdot \frac{1}{32} = 10 \cdot \frac{1}{32} = \frac{10}{32} = 0.3125$$

•
$$P_3 = {5 \choose 3} \cdot \frac{1}{32} = 10 \cdot \frac{1}{32} = \frac{10}{32} = 0.3125$$

•
$$P_4 = {5 \choose 4} \cdot \frac{1}{32} = 5 \cdot \frac{1}{32} = \frac{5}{32} = 0.15625$$

•
$$P_5 = {5 \choose 5} \cdot \frac{1}{32} = 1 \cdot \frac{1}{32} = \frac{1}{32} = 0.03125$$

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

	Xi	Oi	P_i	$E_i = nP_i$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$
Π	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:

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: $T^* = 11,99$.

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.

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 ${\cal N} < 50$.

Teste de Indepêndencia do Qui-Quadrado

• Work in Progress.

 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:
- H₀: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H₁: 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:
- H₀: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H₁: 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:
- H₀: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H₁: 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:
- H₀: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H₁: 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:
- H₀: As diferentes amostras são provenientes de populações com a mesma distribuição. VS H₁: 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, \dots, 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, \dots, Y_{n_2} da população Y e com distribuição G(x)
- Sem qualquer perda de generalidade, assuma-se também que $n_1 < n_2$.

- 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, \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 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: $F(x) = G(x), \forall x$
- 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.

- 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)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$ 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)
- $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$ 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 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_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.
- 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: $F(x) = G(x), \forall x$
- H₁: As duas amostras são provenientes de populações com distribuições distintas: ∃x : F(x) ≠ G(x)
- O teste de

• Work in Progress.

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

Teste de Kruskall-Wallis

• Work in Progress.