## Ensaios de Hipóteses 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.

As Hipóteses e os Erros Execução de Um Ensaio de Hipóteses Exercícios Planeados I

# Teoria dos Ensaios de Hipóteses

Qual é a utilidade?

• Para que serve um ensaio de hipóteses?

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...
  - Verdade, mas n\u00e3o com o n\u00edvel de granularidade (ou precis\u00e3o) de um teste de hip\u00f3teses.

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...
  - Verdade, mas não com o nível de granularidade (ou precisão) de um teste de hipóteses.
- Que tipo de perguntas conseguimos responder?

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...
  - Verdade, mas não com o nível de granularidade (ou precisão) de um teste de hipóteses.
- Que tipo de perguntas conseguimos responder?

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...
  - Verdade, mas não com o nível de granularidade (ou precisão) de um teste de hipóteses.
- Que tipo de perguntas conseguimos responder?
  - "O Ministério da Saúde afirma que, com os meios agora postos à disposição dos hospitais civis, o número médio de dias de internamento é, no máximo, oito."

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...
  - Verdade, mas não com o nível de granularidade (ou precisão) de um teste de hipóteses.
- Que tipo de perguntas conseguimos responder?
  - "O Ministério da Saúde afirma que, com os meios agora postos à disposição dos hospitais civis, o número médio de dias de internamento é, no máximo, oito."
  - Seja X = Número de dias que um doente fica internado no hospital.

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...
  - Verdade, mas não com o nível de granularidade (ou precisão) de um teste de hipóteses.
- Que tipo de perguntas conseguimos responder?
  - "O Ministério da Saúde afirma que, com os meios agora postos à disposição dos hospitais civis, o número médio de dias de internamento é, no máximo, oito."
  - Seja X = Número de dias que um doente fica internado no hospital.
  - $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$ , assumindo uma população normal.

- Para que serve um ensaio de hipóteses?
  - Servem para credibilizar ou descredibilizar afirmações sobre os parâmetros (de uma população).
  - Então... mas nós conseguimos fazer isso com os intervalos de confiança...
  - Verdade, mas não com o nível de granularidade (ou precisão) de um teste de hipóteses.
- Que tipo de perguntas conseguimos responder?
  - "O Ministério da Saúde afirma que, com os meios agora postos à disposição dos hospitais civis, o número médio de dias de internamento é, no máximo, oito."
  - Seja X = Número de dias que um doente fica internado no hospital.
  - $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$ , assumindo uma população normal.
  - Portanto, matematicamente, será que  $\mu \leq 8$  ?

As Hipóteses e os Erros Execução de Um Ensaio de Hipóteses Exercícios Planeados I

# Teoria dos Ensaios de Hipóteses

Qual é a utilidade?

• Uma outra situação:

- Uma outra situação:
  - "Pretendem comparar-se dois processos de fabrico do mesmo produto. Adopta-se a seguinte regra de decisão: com base numa amostra de 100 unidades para cada processo, eliminar-se-á aquele processo que conduza a uma proporção observada de produtos defeituosos superior à do outro, em pelo menos 2%"

- Uma outra situação:
  - "Pretendem comparar-se dois processos de fabrico do mesmo produto. Adopta-se a seguinte regra de decisão: com base numa amostra de 100 unidades para cada processo, eliminar-se-á aquele processo que conduza a uma proporção observada de produtos defeituosos superior à do outro, em pelo menos 2%"
  - $Y_i = \text{Unidades defeituosas do processo de fabrico } i, i \in \{1, 2\}$

- Uma outra situação:
  - "Pretendem comparar-se dois processos de fabrico do mesmo produto. Adopta-se a seguinte regra de decisão: com base numa amostra de 100 unidades para cada processo, eliminar-se-á aquele processo que conduza a uma proporção observada de produtos defeituosos superior à do outro, em pelo menos 2%"
  - $Y_i = \text{Unidades defeituosas do processo de fabrico } i, i \in \{1, 2\}$
  - $Y_i \sim B(p_i)$ ,  $p_i$  é a proporção de produtos defeituosos.

- Uma outra situação:
  - "Pretendem comparar-se dois processos de fabrico do mesmo produto. Adopta-se a seguinte regra de decisão: com base numa amostra de 100 unidades para cada processo, eliminar-se-á aquele processo que conduza a uma proporção observada de produtos defeituosos superior à do outro, em pelo menos 2%"
  - $Y_i = \text{Unidades defeituosas do processo de fabrico } i, i \in \{1,2\}$
  - $Y_i \sim B(p_i)$ ,  $p_i$  é a proporção de produtos defeituosos.
  - Portanto, matematicamente, será que  $p_1 p_2 > 0.02$  ou  $p_2 p_1 > 0.02$  ?

- Uma outra situação:
  - "Pretendem comparar-se dois processos de fabrico do mesmo produto. Adopta-se a seguinte regra de decisão: com base numa amostra de 100 unidades para cada processo, eliminar-se-á aquele processo que conduza a uma proporção observada de produtos defeituosos superior à do outro, em pelo menos 2%"
  - $Y_i = \text{Unidades defeituosas do processo de fabrico } i, i \in \{1,2\}$
  - $Y_i \sim B(p_i)$ ,  $p_i$  é a proporção de produtos defeituosos.
  - Portanto, matematicamente, será que  $p_1 p_2 > 0.02$  ou  $p_2 p_1 > 0.02$  ?
- São apenas dois exemplos onde os intervalos de confiança não conseguem responder com a mesma eficácia. Conseguem dar uma ideia mas não permitem fazer a pergunta desta forma tão direta.

## Quais são as hipóteses?

 Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.
- Um ensaio de hipóteses inspira-se na mesma envolvência com umas diferenças:

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.
- Um ensaio de hipóteses inspira-se na mesma envolvência com umas diferenças:
  - A prova é a amostra aleatória.

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.
- Um ensaio de hipóteses inspira-se na mesma envolvência com umas diferenças:
  - A prova é a amostra aleatória.
  - O juiz é o teste estatístico que foi escolhido (i.e. a estatística de teste do formulário).

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.
- Um ensaio de hipóteses inspira-se na mesma envolvência com umas diferenças:
  - A prova é a amostra aleatória.
  - O juiz é o teste estatístico que foi escolhido (i.e. a estatística de teste do formulário).
- Assim sendo iremos ter duas hipóteses:

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.
- Um ensaio de hipóteses inspira-se na mesma envolvência com umas diferenças:
  - A prova é a amostra aleatória.
  - O juiz é o teste estatístico que foi escolhido (i.e. a estatística de teste do formulário).
- Assim sendo iremos ter duas hipóteses:
  - $H_0$  A hipótese nula é a presunção de inocência de um réu.

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.
- Um ensaio de hipóteses inspira-se na mesma envolvência com umas diferenças:
  - A prova é a amostra aleatória.
  - O juiz é o teste estatístico que foi escolhido (i.e. a estatística de teste do formulário).
- Assim sendo iremos ter duas hipóteses:
  - H<sub>0</sub> A hipótese nula é a presunção de inocência de um réu.
  - $H_1$  ou  $H_a$  A hipótese alternativa é o contraditório da anterior.

- Considerem um tribunal em que uma dada acusação contra um réu é credibilizada ou descredibilizada mediante a apresentação de provas por parte da defesa e da acusação.
- No final, o juiz decide com base na evidência.
- Um ensaio de hipóteses inspira-se na mesma envolvência com umas diferenças:
  - A prova é a amostra aleatória.
  - O juiz é o teste estatístico que foi escolhido (i.e. a estatística de teste do formulário).
- Assim sendo iremos ter duas hipóteses:
  - H<sub>0</sub> A hipótese nula é a presunção de inocência de um réu.
  - $H_1$  ou  $H_a$  A hipótese alternativa é o contraditório da anterior.
- Quando a realização da amostra (i.e. as provas) é usada numa determinada formulação de teste (i.e. o juiz) podemos ter os seguintes resultados:

# As Hipóteses e os Erros Os Erros Possíveis

 Os dados concretos fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) não levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).

# As Hipóteses e os Erros Os Erros Possíveis

- Os dados concretos fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) não levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).
- Os dados fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).

# Os Erros Possíveis

- Os dados concretos fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) não levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).
- Os dados fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).
- Qual é a diferença entre o não rejeitar e o aceitar?

## Os Erros Possíveis

- Os dados concretos fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) não levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).
- Os dados fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).
- Qual é a diferença entre o não rejeitar e o aceitar?
- Tal e qual como num julgamento podem existir erros...

## Os Erros Possíveis

- Os dados concretos fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) não levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).
- Os dados fornecidos (i.e., as provas) à estatística de teste (i.e., o juiz) levam a uma rejeição da hipótese nula (i.e., do status quo).
- Qual é a diferença entre o não rejeitar e o aceitar?
- Tal e qual como num julgamento podem existir erros...
- Um instrumento de avaliação comum em vários domínios da estatística é a matriz de confusão.

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)	
Nas Provas	H <sub>0</sub> Verdadeira	H₀ Falsa
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correta	Erro do Tipo II
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I	Decisão Correta

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)	
Nas Provas	H <sub>0</sub> Verdadeira	H₀ Falsa
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correta	Erro do Tipo II
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I	Decisão Correta

 Erro Tipo I - A Hipótese nula é rejeitada quando, de facto, é verdadeira. - O réu é injustamente condenado.

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)	
Nas Provas	H <sub>0</sub> Verdadeira	H₀ Falsa
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correta	Erro do Tipo II
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I	Decisão Correta

- Erro Tipo I A Hipótese nula é rejeitada quando, de facto, é verdadeira. - O réu é injustamente condenado.
- Erro Tipo II A Hipótese nula não é rejeitada quando, de facto, é falsa. - O réu é injustamente ilibado.

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)	
Nas Provas	H <sub>0</sub> Verdadeira	H₀ Falsa
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correta	Erro do Tipo II
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I	Decisão Correta

- Erro Tipo I A Hipótese nula é rejeitada quando, de facto, é verdadeira. - O réu é injustamente condenado.
- Erro Tipo II A Hipótese nula não é rejeitada quando, de facto, é falsa. - O réu é injustamente ilibado.
- Cada vez que um ensaio de hipóteses é executado os dois erros estão presentes e devem ser controlados.

Passos Necessários - Problema Exemplo

 Vamos considerar um exemplo para delinear os passos necessários.

Passos Necessários - Problema Exemplo

- Vamos considerar um exemplo para delinear os passos necessários.
- "Uma pizzaria recebe diariamente encomendas por telefone, que se têm comportado segundo uma lei normal. A empresa está dimensionada para uma procura média diária que não ultrapasse as 200 pizzas, admitindo um desvio-padrão de 15. Uma campanha promocional realizada nos últimos 9 dias levou a uma procura média de 210 pizzas. O problema consiste em avaliar a necessidade de reforçar a capacidade média de venda, estudando se houve de facto uma alteração significativa na procura média diária de pizzas"

As Hipóteses e os Erros Execução de Um Ensaio de Hipóteses Exercícios Planeados I

## Execução de Um Ensaio de Hipóteses

#### Passo I - Definir as Hipóteses

 Existiu uma quebra de estrutura na procura? Ou seja, tenho de redimensionar a minha loja?

- Existiu uma quebra de estrutura na procura? Ou seja, tenho de redimensionar a minha loja?
  - Considere-se X = Procura diária de pizzas no estabelecimento após a campanha promocional.

- Existiu uma quebra de estrutura na procura? Ou seja, tenho de redimensionar a minha loja?
  - Considere-se X = Procura diária de pizzas no estabelecimento após a campanha promocional.
  - Sabe-se que  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma = 15)$ . Queremos perceber se  $\mu$  se alterou.

- Existiu uma quebra de estrutura na procura? Ou seja, tenho de redimensionar a minha loja?
  - Considere-se X =Procura diária de pizzas no estabelecimento após a campanha promocional.
  - Sabe-se que  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma = 15)$ . Queremos perceber se  $\mu$  se alterou.
- Deste modo queremos que os dados respondam a isto:

- Existiu uma quebra de estrutura na procura? Ou seja, tenho de redimensionar a minha loja?
  - Considere-se X = Procura diária de pizzas no estabelecimento após a campanha promocional.
  - Sabe-se que  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma = 15)$ . Queremos perceber se  $\mu$  se alterou.
- Deste modo queremos que os dados respondam a isto:
  - $H_0$ :  $\mu \le 200$  vs.  $H_1$ :  $\mu > 200$  Teste Unilateral Direito

- Existiu uma quebra de estrutura na procura? Ou seja, tenho de redimensionar a minha loja?
  - Considere-se X = Procura diária de pizzas no estabelecimento após a campanha promocional.
  - Sabe-se que  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma = 15)$ . Queremos perceber se  $\mu$  se alterou.
- Deste modo queremos que os dados respondam a isto:
  - $H_0: \mu \leq$  200 vs.  $H_1: \mu >$  200 Teste Unilateral Direito
  - Portanto queremos saber se a procura média se estabeleceu num novo patamar pelo que o COO tem de propor ao board um aumento da capacidade da pizzaria.
- Como vamos ver existem várias formulações de hipóteses (i.e. Testes)

- Existiu uma quebra de estrutura na procura? Ou seja, tenho de redimensionar a minha loja?
  - Considere-se X = Procura diária de pizzas no estabelecimento após a campanha promocional.
  - Sabe-se que  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma = 15)$ . Queremos perceber se  $\mu$  se alterou.
- Deste modo queremos que os dados respondam a isto:
  - $H_0$ :  $\mu \leq 200$  vs.  $H_1$ :  $\mu > 200$  Teste Unilateral Direito
  - Portanto queremos saber se a procura média se estabeleceu num novo patamar pelo que o COO tem de propor ao board um aumento da capacidade da pizzaria.
- Como vamos ver existem várias formulações de hipóteses (i.e. Testes)
- Unilateral  $\Rightarrow$  Sinal da alteração  $\Rightarrow$   $H_a(<$  ou >),  $H_0(=, \le \text{ ou } \ge)$ .
- Bilateral  $\Rightarrow$  contra um valor concreto  $K \Rightarrow H_0(=)$ ,  $H_a(\neq)$ .

Passo II - Definir o nível de significância  $\alpha=1-\lambda$ 

• Temos de definir um nível de significância do teste  $\alpha$  que se liga diretamente com o nível de confiança que já foi mencionado nos ICs.

Passo II - Definir o nível de significância  $\alpha=1-\lambda$ 

- Temos de definir um nível de significância do teste  $\alpha$  que se liga diretamente com o nível de confiança que já foi mencionado nos ICs.
- Este valor estabelece o limite para a região de aceitação (RA) e para a região crítica ou de rejeição (RC).

Passo II - Definir o nível de significância  $lpha=1-\lambda$ 

- Temos de definir um nível de significância do teste  $\alpha$  que se liga diretamente com o nível de confiança que já foi mencionado nos ICs.
- Este valor estabelece o limite para a região de aceitação (RA)
   e para a região crítica ou de rejeição (RC).
- O nível de significância impõe um trade-off à decisão? Sim.

Passo II - Definir o nível de significância  $\alpha = 1 - \lambda$ 

- Temos de definir um nível de significância do teste  $\alpha$  que se liga diretamente com o nível de confiança que já foi mencionado nos ICs.
- Este valor estabelece o limite para a região de aceitação (RA)
   e para a região crítica ou de rejeição (RC).
- O nível de significância impõe um trade-off à decisão? Sim.
- O mais standard será  $\alpha=0.05$ . Normalmente os papers que fazem uso de um teste de hipóteses mostram a decisão com 3 níveis de significância: 1% (\*\*\*), 5%(\*\*), 10%(\*) e > 10% ().

Passo III - Escolha da Estatística Adequada ao Ensaio

Como é que se escolhe a estatística de teste adequada?

As Hipóteses e os Erros Execução de Um Ensaio de Hipóteses Exercícios Planeados I

#### Execução de Um Ensaio de Hipóteses Passo III - Escolha da Estatística Adequada ao Ensaio

- Como é que se escolhe a estatística de teste adequada?
  - Tal como nos intervalos de confiança, vai depender do que sabemos (i.e. do setup estatístico) - tipo de população, parâmetros conhecidos, dimensão da amostra, etc.

# Execução de Um Ensaio de Hipóteses Passo III - Escolha da Estatística Adequada ao Ensaio

- Como é que se escolhe a estatística de teste adequada?
  - Tal como nos intervalos de confiança, vai depender do que sabemos (i.e. do setup estatístico) - tipo de população, parâmetros conhecidos, dimensão da amostra, etc.
  - Com base no ponto anterior e na definição das hipóteses escolhe-se uma estatística de teste que terá uma distribuição amostral conhecida (Está no formulário).

#### Execução de Um Ensaio de Hipóteses Passo III - Escolha da Estatística Adequada ao Ensaio

- Como é que se escolhe a estatística de teste adequada?
  - Tal como nos intervalos de confiança, vai depender do que sabemos (i.e. do setup estatístico) - tipo de população, parâmetros conhecidos, dimensão da amostra, etc.
  - Com base no ponto anterior e na definição das hipóteses escolhe-se uma estatística de teste que terá uma distribuição amostral conhecida (Está no formulário).
  - No nosso caso concreto trata-se de um ensaio unilateral à média da população com variância conhecida pelo que a estatística adequada a todo este setup é:

#### Execução de Um Ensaio de Hipóteses Passo III - Escolha da Estatística Adequada ao Ensaio

- Como é que se escolhe a estatística de teste adequada?
  - Tal como nos intervalos de confiança, vai depender do que sabemos (i.e. do setup estatístico) - tipo de população, parâmetros conhecidos, dimensão da amostra, etc.
  - Com base no ponto anterior e na definição das hipóteses escolhe-se uma estatística de teste que terá uma distribuição amostral conhecida (Está no formulário).
  - No nosso caso concreto trata-se de um ensaio unilateral à média da população com variância conhecida pelo que a estatística adequada a todo este setup é:

$$\mathcal{T} = rac{ar{X} - \mu_0}{rac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$
 (1)

#### Passo IV - Tomada de Decisão

 Então e agora como é que se decide para uma realização da amostra aleatória (i.e., uma amostra observada)?

- Então e agora como é que se decide para uma realização da amostra aleatória (i.e., uma amostra observada)?
- Para o nível de significância do Passo II (i.e  $\alpha=0.05$ ) calcula-se/calculam-se o/os valor/valores crítico/críticos da distribuição amostral:

- Então e agora como é que se decide para uma realização da amostra aleatória (i.e., uma amostra observada)?
- Para o nível de significância do Passo II (i.e  $\alpha=0.05$ ) calcula-se/calculam-se o/os valor/valores crítico/críticos da distribuição amostral:
- O valor crítico em causa é  $Z_{95\%} = 1.645$  **Ensaio à direita**.

- Então e agora como é que se decide para uma realização da amostra aleatória (i.e., uma amostra observada)?
- Para o nível de significância do Passo II (i.e  $\alpha=0.05$ ) calcula-se/calculam-se o/os valor/valores crítico/críticos da distribuição amostral:
- O valor crítico em causa é  $Z_{95\%} = 1.645$  **Ensaio à direita**.
- Substitui-se os valores do nosso setup estatístico na estatística de teste:

$$T^* = \frac{210 - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} = \frac{10}{5} = 2.$$
 (2)

#### Passo IV - Tomada de Decisão

- Então e agora como é que se decide para uma realização da amostra aleatória (i.e., uma amostra observada)?
- Para o nível de significância do Passo II (i.e  $\alpha=0.05$ ) calcula-se/calculam-se o/os valor/valores crítico/críticos da distribuição amostral:
- O valor crítico em causa é  $Z_{95\%}=1.645$  **Ensaio à direita**.
- Substitui-se os valores do nosso setup estatístico na estatística de teste:

$$T^* = \frac{210 - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} = \frac{10}{5} = 2.$$
 (2)

• O valor da estatística para a realização da amostra pertence à região crítica (RC):  $\underbrace{2}_{T*} \in \underbrace{[1.645, +\infty[}_{\text{CC}}]$ .

- Então e agora como é que se decide para uma realização da amostra aleatória (i.e., uma amostra observada)?
- Para o nível de significância do Passo II (i.e  $\alpha=0.05$ ) calcula-se/calculam-se o/os valor/valores crítico/críticos da distribuição amostral:
- O valor crítico em causa é  $Z_{95\%}=1.645$  **Ensaio à direita**.
- Substitui-se os valores do nosso setup estatístico na estatística de teste:

$$T^* = \frac{210 - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} = \frac{10}{5} = 2.$$
 (2)

- O valor da estatística para a realização da amostra pertence à região crítica (RC):  $\underbrace{2}_{\tau_*} \in \underbrace{[1.645, +\infty[}_{\text{CC}}]$ .
- A pizzaria deverá de facto aumentar a sua capacidade.

#### Passo IV - Tomada de Decisão

 Um outra maneira de avaliar o teste é calcular o valor crítico (i.e. o valor limite) para a estimativa associada ao parâmetro de interesse.

- Um outra maneira de avaliar o teste é calcular o valor crítico (i.e. o valor limite) para a estimativa associada ao parâmetro de interesse.
- No nosso caso é  $\mu$  e portanto trata-se de um valor limite à estimativa da média amostral  $\bar{X}$ .

- Um outra maneira de avaliar o teste é calcular o valor crítico (i.e. o valor limite) para a estimativa associada ao parâmetro de interesse.
- No nosso caso é  $\mu$  e portanto trata-se de um valor limite à estimativa da média amostral  $\bar{X}$ .

$$\frac{\bar{X}_{C} - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} = 1.645 \Longrightarrow \bar{X}_{C} = 208.225$$
 (3)

#### Passo IV - Tomada de Decisão

- Um outra maneira de avaliar o teste é calcular o valor crítico (i.e. o valor limite) para a estimativa associada ao parâmetro de interesse.
- No nosso caso é  $\mu$  e portanto trata-se de um valor limite à estimativa da média amostral  $\bar{X}$ .

$$\frac{\bar{X}_{C} - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} = 1.645 \Longrightarrow \bar{X}_{C} = 208.225 \tag{3}$$

• Para não rejeitar a hipótese nula  $(H_0)$  a estimativa da média amostral teria de ter sido no máximo  $\bar{X}_C = 208.225$ .

- Um outra maneira de avaliar o teste é calcular o valor crítico (i.e. o valor limite) para a estimativa associada ao parâmetro de interesse.
- No nosso caso é  $\mu$  e portanto trata-se de um valor limite à estimativa da média amostral  $\bar{X}$ .

$$\frac{X_{\rm C} - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} = 1.645 \Longrightarrow \bar{X}_{\rm C} = 208.225 \tag{3}$$

- Para não rejeitar a hipótese nula  $(H_0)$  a estimativa da média amostral teria de ter sido no máximo  $\bar{X}_C = 208.225$ .
- Contudo a amostra observada (i.e., realização da amostra) deu origem a uma estimativa  $\bar{X}=210$ , pelo que a evidência estatística leva à rejeição do status quo (i.e.  $H_0$ ).

# Exercício Nº3 - (a)

O Ministério da Saúde afirma que, com os meios agora postos à disposição dos Hospitais Civis, o número médio de dias de internamento é no máximo 15.

Estas declarações foram postas em causa por alguns gestores hospitalares que decidiram proceder à recolha de uma amostra de 225 doentes onde se observou que o número médio de dias de internamento foi de 18.

(a) Terão os gestores hospitalares razão ? Justifique a sua resposta, utilizando um teste adequado a 1% de significância.

#### Exercício Nº4

Um fabricante de fitas magnéticas para computadores sabe que a resistência à ruptura destas fitas é uma variável aleatória normalmente distribuída com média 300kg e desvio-padrão de 20Kg. Para ajuizar se uma nova técnica/processo de fabrico produz fitas em média mais fracas que as do processo antigo, foi usado o seguinte teste estatístico com um nível de significância de 5% e um tamanho de amostra de n=100:

- $H_0$ :  $\mu_0 = 300 kg$  vs  $H_a$ :  $\mu_a = 295 kg$ , em que::
- Se  $\bar{X} \leq \bar{X}_c \Longrightarrow$  rejeita-se  $H_0$
- ullet Se  $ar{X} > ar{X}_c \Longrightarrow$  não se rejeita  $H_0$
- (a) Calcule  $\bar{X}_c$
- (b) Use este teste, para com base numa amostra de tamanho 100, onde se obteve uma média igual a 290kg, tomar a respectiva decisão.

# Exercício Nº8 - (a)

No exame de Estatística efectuado na 2ª época no ano lectivo de 2000/2001, foram avaliados 31 alunos. Considerando este alunos como uma amostra representativa da população dos alunos matriculados na cadeira de Estatística e tendo em conta que, para essa amostra, se obtiveram os seguintes resultados:

$$\sum_{i=1}^{n=31} X_i = 299 \text{ e } \sum_{i=1}^{n=31} (X_i - \bar{X})^2 = 120$$
 (4)

**Comente a afirmação**: A média dos resultados não difere significativamente de 10. Utilize  $\alpha = 0.05$ 

#### Exercício Nº11

A BUESPEED opera no mercado da União Europeia na área da distribuição de encomendas. A empresa garante que todas as encomendas chegam ao seu destinatário, em média, em menos de 48 horas com uma variabilidade máxima de 8 horas. Para avaliar este desempenho, foram recolhidos os tempos (em horas) relativos a uma amostra de 65 encomendas tendo-se obtido os seguintes resultados:

$$\sum_{i=1}^{65} X_i = 3250 \text{ e } \sum_{i=1}^{65} X_i^2 = 578500$$
 (5)

O que se deve concluir sobre o desempenho da BUESPEED ?

### Exercício Nº12 - (a)

Um empresa farmacêutica está disposta a lançar no mercado um medicamento, se 90% dos pacientes tratados com esse novo medicamento ficarem curados. Caso verifique que apenas 70% dos pacientes ficam curados, então não lança o novo medicamento. Para tomar uma decisão, a empresa procedeu ao tratamento com o novo medicamente de 50 docentes, tendo-se registado que 45 deles ficaram curados.

(a) Qual deverá ser a decisão tomada pela farmacêutica? Utilize  $\alpha=0.05$ .

### Medidas dos Erros Num Ensaio de Hipóteses I

 Retomamos a nossa matriz de confusão, agora com as probabilidades associadas a cada uma das situações:

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)	
Nas Provas	H₀ Verdadeira	$H_0$ Falsa
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correcta: $\mathbb{P} \geq 1 - \alpha$	Erro do Tipo II: $\mathbb{P}=\beta$
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I: $\mathbb{P} \leq \alpha$	Decisão Correcta: $\mathbb{P}=1-eta$

### Medidas dos Erros Num Ensaio de Hipóteses I

 Retomamos a nossa matriz de confusão, agora com as probabilidades associadas a cada uma das situações:

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)	
Nas Provas	H₀ Verdadeira	H₀ Falsa
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correcta: $\mathbb{P} \geq 1 - \alpha$	Erro do Tipo II: $\mathbb{P}=eta$
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I: $\mathbb{P} \leq \alpha$	Decisão Correcta: $\mathbb{P}=1-eta$

 Erro Tipo I - A Hipótese nula é rejeitada quando, de facto, é verdadeira. - O réu é injustamente condenado.

 Retomamos a nossa matriz de confusão, agora com as probabilidades associadas a cada uma das situações:

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)		
Nas Provas	H₀ Verdadeira	$H_0$ Falsa	
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correcta: $\mathbb{P} \geq 1 - \alpha$	Erro do Tipo II: $\mathbb{P}=\beta$	
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I: $\mathbb{P} \leq \alpha$	Decisão Correcta: $\mathbb{P}=1-eta$	

- Erro Tipo I A Hipótese nula é rejeitada quando, de facto, é verdadeira. - O réu é injustamente condenado.
- $\mathbb{P}[\text{rejeitar } H_0|H_0 \text{ \'e verdadeira}] \leq \alpha.$
- Erro Tipo II A Hipótese nula não é rejeitada quando, de facto, é falsa. - O réu é injustamente ilibado.

 Retomamos a nossa matriz de confusão, agora com as probabilidades associadas a cada uma das situações:

Decisão Baseada	Situação Real (i.e. Observada)		
Nas Provas	H₀ Verdadeira	$H_0$ Falsa	
Não Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Decisão Correcta: $\mathbb{P} \geq 1 - \alpha$	Erro do Tipo II: $\mathbb{P}=\beta$	
Rejeita <i>H</i> <sub>0</sub>	Erro do Tipo I: $\mathbb{P} \leq \alpha$	Decisão Correcta: $\mathbb{P}=1-eta$	

- Erro Tipo I A Hipótese nula é rejeitada quando, de facto, é verdadeira. - O réu é injustamente condenado.
- $\mathbb{P}[\text{rejeitar } H_0|H_0 \text{ \'e verdadeira}] \leq \alpha.$
- Erro Tipo II A Hipótese nula não é rejeitada quando, de facto, é falsa. - O réu é injustamente ilibado.
- $\mathbb{P}[N\tilde{a}o \text{ rejeitar } H_0|H_0 \text{ \'e Falsa}] = \beta.$

 Cada vez que fazemos um teste destes estamos perante um destes erros, dependendo se rejeitamos ou não H<sub>0</sub>.

- Cada vez que fazemos um teste destes estamos perante um destes erros, dependendo se rejeitamos ou não H<sub>0</sub>.
- Vamos calcular cada um deles usando o exemplo da pizzaria.

- Cada vez que fazemos um teste destes estamos perante um destes erros, dependendo se rejeitamos ou não H<sub>0</sub>.
- Vamos calcular cada um deles usando o exemplo da pizzaria.
- Testámos se o efeito da promoção levava a uma alteração da procura média de pizzas:  $\mu \leq 200$  vs  $\mu > 200$ .

- Cada vez que fazemos um teste destes estamos perante um destes erros, dependendo se rejeitamos ou não H<sub>0</sub>.
- Vamos calcular cada um deles usando o exemplo da pizzaria.
- Testámos se o efeito da promoção levava a uma alteração da procura média de pizzas:  $\mu \leq 200$  vs  $\mu > 200$ .
- Como formulámos o teste a  $\alpha = 0.05$  e rejeitámos  $H_0$  ficamos sujeitos à probabilidade (i.e. medida) do erro tipo I:

- Cada vez que fazemos um teste destes estamos perante um destes erros, dependendo se rejeitamos ou não H<sub>0</sub>.
- Vamos calcular cada um deles usando o exemplo da pizzaria.
- Testámos se o efeito da promoção levava a uma alteração da procura média de pizzas:  $\mu \leq 200$  vs  $\mu > 200$ .
- Como formulámos o teste a  $\alpha = 0.05$  e rejeitámos  $H_0$  ficamos sujeitos à probabilidade (i.e. medida) do erro tipo I:

$$\mathbb{P}[\text{Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \'e Verdadeira}] \le \alpha \tag{6}$$

- Cada vez que fazemos um teste destes estamos perante um destes erros, dependendo se rejeitamos ou não H<sub>0</sub>.
- Vamos calcular cada um deles usando o exemplo da pizzaria.
- Testámos se o efeito da promoção levava a uma alteração da procura média de pizzas:  $\mu \leq 200$  vs  $\mu > 200$ .
- Como formulámos o teste a  $\alpha = 0.05$  e rejeitámos  $H_0$  ficamos sujeitos à probabilidade (i.e. medida) do erro tipo I:

$$\mathbb{P}[\text{Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \'e Verdadeira}] \le \alpha \tag{6}$$

• Para o exemplo em causa, esta probabilidade para diferentes valores de  $\mu$ , para o quais  $H_0$  é verdadeira, é dada por:

- Cada vez que fazemos um teste destes estamos perante um destes erros, dependendo se rejeitamos ou não H<sub>0</sub>.
- Vamos calcular cada um deles usando o exemplo da pizzaria.
- Testámos se o efeito da promoção levava a uma alteração da procura média de pizzas:  $\mu \leq 200$  vs  $\mu > 200$ .
- Como formulámos o teste a  $\alpha = 0.05$  e rejeitámos  $H_0$  ficamos sujeitos à probabilidade (i.e. medida) do erro tipo I:

$$\mathbb{P}[\text{Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \'e Verdadeira}] \le \alpha \tag{6}$$

• Para o exemplo em causa, esta probabilidade para diferentes valores de  $\mu$ , para o quais  $H_0$  é verdadeira, é dada por:

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 200] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.645] = 0.05$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 199] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.845] = 0.03255$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 199] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.845] = 0.03255$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 195] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 195}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 195}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.845] = 0.00405$$

 Quanto maior a diferença face ao valor da hipótese nula (i.e., 200), menor probabilidade de erro. Porquê?

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 199] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.845] = 0.03255$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 195] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 195}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 195}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.845] = 0.00405$$

- Quanto maior a diferença face ao valor da hipótese nula (i.e., 200), menor probabilidade de erro. Porquê?
- É mais difícil de errar quando o verdaediro valor de  $\mu$  é tão díspar da hipótese considerada.

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 199] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 199}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.845] = 0.03255$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} > 208.225 | \mu = 195] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 195}{\frac{15}{\sqrt{9}}} > \frac{208.225 - 195}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z > 1.845] = 0.00405$$

- Quanto maior a diferença face ao valor da hipótese nula (i.e., 200), menor probabilidade de erro. Porquê?
- É mais difícil de errar quando o verdaediro valor de  $\mu$  é tão díspar da hipótese considerada.
- Então a probabilidade do Erro Tipo I é dada por:

$$\mathbb{P}\left[\mathsf{Erro\ Tipo\ I}\right] = \alpha(\mu), \forall \mu \in \Theta_0 \tag{7}$$

• Onde  $\Theta_0$  é o conjunto de valores que torna  $H_0$  verdadeira.

- Vamos agora supor que  $\alpha = 0.01$ , pelo que  $H_0$  não é rejeitada, dado que a amostra  $\bar{X} = 210$  e  $\bar{X}_c = 211.63$ .
- Ao contrário da situação anterior ficamos sujeitos ao erro tipo II, cuja probabilidade é dada por:

$$\mathbb{P}\left[\mathsf{N}\tilde{\mathsf{a}}\mathsf{o}\;\mathsf{Rejeitar}\;H_0|H_0\;\mathsf{\acute{e}}\;\mathsf{falsa}\right] = \beta \tag{8}$$

- Vamos agora supor que  $\alpha=0.01$ , pelo que  $H_0$  não é rejeitada, dado que a amostra  $\bar{X}=210$  e  $\bar{X}_c=211.63$ .
- Ao contrário da situação anterior ficamos sujeitos ao erro tipo II, cuja probabilidade é dada por:

$$\mathbb{P}\left[\mathsf{N}\tilde{\mathsf{a}}\mathsf{o}\;\mathsf{Rejeitar}\;H_0|H_0\;\mathsf{\acute{e}}\;\mathsf{falsa}\right] = \beta \tag{8}$$

- Para este exemplo concreto, esta probabilidade para vários valores de  $\mu$ , para os quais  $H_1$  é verdadeira, é dada por:
- $\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 200] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 200}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 2.233] = 0.99$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 205] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 1.326] = 0.90756$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 205] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 1.326] = 0.90756$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 210] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 0.326] = 0.62778$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 205] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 1.326] = 0.90756$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 210] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 0.326] = 0.62778$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 215] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 215}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 215}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < -0.674] = 0.250216$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 205] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 1.326] = 0.90756$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 210] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 0.326] = 0.62778$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 215] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 215}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 215}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < -0.674] = 0.250216$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 220] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 220}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 220}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < -1.674] = 0.0471$$

 Quanto maior a diferença face ao valor da hipótese nula (i.e., 200), menor probabilidade de erro. Porquê?

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 205] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 205}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 1.326] = 0.90756$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 210] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 210}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < 0.326] = 0.62778$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 215] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 215}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 215}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < -0.674] = 0.250216$$

• 
$$\mathbb{P}[\bar{X} < 211.63 | \mu = 220] = \mathbb{P}\left[\frac{\bar{X} - 220}{\frac{15}{\sqrt{9}}} < \frac{211.63 - 220}{\frac{15}{\sqrt{9}}}\right] = \mathbb{P}[Z < -1.674] = 0.0471$$

- Quanto maior a diferença face ao valor da hipótese nula (i.e., 200), menor probabilidade de erro. Porquê?
- É mais difícil de errar quando o verdadeiro valor de  $\mu$  é tão díspar da hipótese considerada.

$$\mathbb{P}\left[\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ é falsa}\right] = \beta(\mu_1), \forall \mu_1 \in \Theta_1,$$
 (9)

• Então a probabilidade do erro tipo II é dada por:

$$\mathbb{P}\left[\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \'e falsa}\right] = \beta(\mu_1), \forall \mu_1 \in \Theta_1,$$
 (9)

• Onde  $\Theta_1$  é o conjunto de valores que torna  $H_1$  verdadeira.

$$\mathbb{P}\left[\text{Não Rejeitar } H_0|H_0 \text{ \'e falsa}\right] = \beta(\mu_1), \forall \mu_1 \in \Theta_1,$$
 (9)

- Onde  $\Theta_1$  é o conjunto de valores que torna  $H_1$  verdadeira.
- Existe alguma maneira de reduzir estes erros?

$$\mathbb{P}\left[\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \'e falsa}\right] = \beta(\mu_1), \forall \mu_1 \in \Theta_1,$$
 (9)

- Onde  $\Theta_1$  é o conjunto de valores que torna  $H_1$  verdadeira.
- Existe alguma maneira de reduzir estes erros?
- Só é possível diminuir os dois erros simultaneamente se pudermos aumentar a dimensão da amostra que implica mais custos.

$$\mathbb{P}\left[\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \'e falsa}\right] = \beta(\mu_1), \forall \mu_1 \in \Theta_1,$$
 (9)

- Onde  $\Theta_1$  é o conjunto de valores que torna  $H_1$  verdadeira.
- Existe alguma maneira de reduzir estes erros?
- Só é possível diminuir os dois erros simultaneamente se pudermos aumentar a dimensão da amostra que implica mais custos.
- Diminuir a probabilidade de um tipo de erro, implica aumentar do outro.

$$\mathbb{P}\left[\text{Não Rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \'e falsa}\right] = \beta(\mu_1), \forall \mu_1 \in \Theta_1,$$
 (9)

- Onde  $\Theta_1$  é o conjunto de valores que torna  $H_1$  verdadeira.
- Existe alguma maneira de reduzir estes erros?
- Só é possível diminuir os dois erros simultaneamente se pudermos aumentar a dimensão da amostra que implica mais custos.
- Diminuir a probabilidade de um tipo de erro, implica aumentar do outro.
- Se  $\alpha$  diminui/aumenta  $\Longrightarrow$  região crítica diminui/aumenta  $\Longrightarrow$  região de aceitação aumenta/diminui  $\Longrightarrow \beta$  aumenta/diminui.

## Função Potência do Ensaio

- Precisamos então de uma medida que nos indique que o nosso teste tem qualidade, isto é, se tem capacidade de avaliar quais das hipóteses está certa através de uma amostra.
- Para isto calcula-se o que se chama da função potência do ensaio  $\pi(\mu)$ .
- É a probabilidade complementar do erro tipo II e como tal é obtida da seguinte forma:

$$\pi(\mu)=\mathbb{P}\left[ \text{Rejeitar } H_0|H_0 \text{ \'e falsa} 
ight] = 1-\mathbb{P}\left[ \text{N\~ao Rejeitar } H_0|H_0 \text{ \'e falsa} 
ight] = 1-eta(\mu_1)$$
 (10)

• Com  $\mu_1 \in \Theta_1$ , tal como anteriormente  $\Theta_1$  é o conjunto de todos os valores que tornam  $H_0$  falsa.

## Exercício Nº3 - (b), (c) e (d)

O Ministério da Saúde afirma que, com os meios agora postos à disposição dos Hospitais Civis, o número médio de dias de internamento é no máximo 15.

Estas declarações foram postas em causa por alguns gestores hospitalares que decidiram proceder à recolha de uma amostra de 225 doentes onde se observou que o número médio de dias de internamento foi de 18.

- (b) Na decisão que tomou, qual a probabilidade de estar a cometer um erro ?
- (c) Com que probabilidade é dada razão aos gestores hospitalares, se o verdadeiro valor médio de dias de internamento for 117 ?
- (d) Como variaria aquela probabilidade se a hipótese alternativa fosse superior ao valor especificado na alínea (3) ? E se o tamanho da amostra aumentasse ?

#### Exercício Nº9

A **Frigo** é uma conceituada marca de camarão congelado. Quando a linha de empacotamento está bem ajustada, as embalagens pesam 250 gramas com uma variabilidade de 15 gramas. Periodicamente, o técnico responsável pela linha de empacotamento recolhe amostras de 20 embalagens e, caso o peso médio encontrado não se situe entre os 243 e 257 gramas, decide que a máquina terá de ser ajustada. Admita que o peso das embalagens é normalmente distribuído.

- (a) Se pretender fazer um ensaio de hipóteses sobre o peso médio das embalagens, que hipóteses irá testar?
- (b) Qual o nível de significância que está implícito neste problema?
- (c) Esboce o gráfico da função potência deste ensaio, calculando Π(260).

#### Exercício Nº14

Uma agência de publicidade desenvolveu determinado tema para um anúncio baseado no pressuposto de que 50% dos espectadores que o vissem tinham mais de 30 anos. A Agência está interessada em saber se, naquele grupo etário, houve alteração do índice de audiência. Para testar essa possibilidade, a agência efectuou uma sondagem sobre 400 espectadores, escolhidos aleatoriamente, dos quais 210 tinham idade superior a 30 anos. O teste foi efectuado ao nível da significância de 50%.

- (a) A que conclusão chegou a agência de publicidade? Justifique.
- (b) Represente Graficamente a função potência do ensaio para os telespectadores do referido anúncio, sabendo que: para p=0.2 vem  $\beta=0$ ; para p=0.3 vem  $\beta=0$ ; para p=0.48 e para p=0.425 vem  $\beta=?$ . Determine  $\beta$ .
- (c) A agência de publicidade considerou que se a verdadeira proporção de telespectadores que vêem o referido anúncio fosse de 42.5%, o risco associado à não rejeição da hipótese nula ainda seria elevado. A agência pretende diminuir esse risco. Indique, justificando, que tomadas de decisão são possíveis para atingir esse objectivo.

## Exercícios de Outputs de SPSS

• Exercícios com outputs sobre ensaios de hipóteses - Parte A.

#### Exercício Nº17

## Exercícios de Outputs de SPSS

• Exercícios com outputs sobre ensaios de hipóteses - Parte B.

#### Exercício Nº19

Um nutricionista está convencido que a nova dieta que prescreve aos seus doentes é eficaz no tratamento da obsidade provocando perda de peso ao fim de 4 semanas e, contrariamente a outras dietas reduz o estado de ansiedade dos doentes.

Doente obeso	Peso inicial (Kg)	Peso após 4 semanas (Kg)
1	90	86
2	85	85
3	95	92
4	95	90
5	105	100
6	102	95
7	83	80
8	85	81
9	93	90
10	94	88

Com base na amostra recolhida e cosntante no quadro anterior, considera que o nutricionista tem razão ? Utilize 0.05 como nível de significância.

## Exercício Nº19 - Resolução I

 Neste caso temos uma amostra antes da dieta e outra depois da dieta

- Neste caso temos uma amostra antes da dieta e outra depois da dieta
- $X_1$  Peso, em kg, dos doentes antes da dieta.

- Neste caso temos uma amostra antes da dieta e outra depois da dieta
- $X_1$  Peso, em kg, dos doentes antes da dieta.
- X<sub>2</sub> Peso, em kg, dos doentes após 4 semanas de dieta.

- Neste caso temos uma amostra antes da dieta e outra depois da dieta
- $X_1$  Peso, em kg, dos doentes antes da dieta.
- X<sub>2</sub> Peso, em kg, dos doentes após 4 semanas de dieta.
- Obviamente que nesta situação não podemos considerar que amostras provenientes da popuação  $X_1$  e amostras provenientes da população  $X_2$  sejam independentes porque  $X_1$  e  $X_2$  não são populações independentes...são o mesmo doente!

- Neste caso temos uma amostra antes da dieta e outra depois da dieta
- $X_1$  Peso, em kg, dos doentes antes da dieta.
- X<sub>2</sub> Peso, em kg, dos doentes após 4 semanas de dieta.
- Obviamente que nesta situação não podemos considerar que amostras provenientes da popuação  $X_1$  e amostras provenientes da população  $X_2$  sejam independentes porque  $X_1$  e  $X_2$  não são populações independentes...são o mesmo doente!
- Como nada nos é dito relativamente à distribuição da população e o tamanho de cada amostra não permite o uso do teorema do limite central n ≥ 30, então temos se assumir-mos que:
- ullet  $X_1 \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$  e  $X_2 \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$

$$T = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\frac{S'_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}, \quad D = X_1 - X_2$$
 (11)

 Podemos executar um teste de diferença de médias para amostras emparelhadas:

$$T = \frac{D - \mu_D}{\frac{S'_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}, \quad D = X_1 - X_2$$
 (11)

• Como assumimos anteriormente que  $X_1$  e  $X_2$  são variáveis normais então  $D \sim \mathcal{N}(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2COV(X_1, X_2))$  também segue uma normal e podemos executar o teste.

$$T = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\frac{S'_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}, \quad D = X_1 - X_2$$
 (11)

- Como assumimos anteriormente que  $X_1$  e  $X_2$  são variáveis normais então  $D \sim \mathcal{N}(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 2COV(X_1, X_2))$  também segue uma normal e podemos executar o teste.
- Então o nosso teste de hipóteses vai ser formalizado da seguinte forma:

$$T = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\frac{S'_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}, \quad D = X_1 - X_2$$
 (11)

- Como assumimos anteriormente que  $X_1$  e  $X_2$  são variáveis normais então  $D \sim \mathcal{N}(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 2COV(X_1, X_2))$  também segue uma normal e podemos executar o teste.
- Então o nosso teste de hipóteses vai ser formalizado da seguinte forma:
- $H_0: \mu_1 \mu_2 \le 0$  vs  $H_1: \mu_1 \mu_2 > 0$ , ou seja:

$$T = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\frac{S'_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}, \quad D = X_1 - X_2$$
 (11)

- Como assumimos anteriormente que  $X_1$  e  $X_2$  são variáveis normais então  $D \sim \mathcal{N}(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 2COV(X_1, X_2))$  também segue uma normal e podemos executar o teste.
- Então o nosso teste de hipóteses vai ser formalizado da seguinte forma:
- $H_0: \mu_1 \mu_2 \le 0$  vs  $H_1: \mu_1 \mu_2 > 0$ , ou seja:
- $H_0: \mu_D \leq 0 \text{ vs } H_1: \mu_D > 0$

• Para uma probabilidade do erro tipo I fixa em 5%,  $\alpha = 0.05$ , temos que t(95%; 10 - 1) = t(95%, 9) = 1.833.

- Para uma probabilidade do erro tipo I fixa em 5%,  $\alpha = 0.05$ , temos que t(95%; 10 1) = t(95%, 9) = 1.833.
- Trata-se de um teste unilateral à direita:  $R.C = [1.833, +\infty]$  e  $R.C = [-\infty, 1.833]$

- Para uma probabilidade do erro tipo I fixa em 5%,  $\alpha = 0.05$ , temos que t(95%; 10 1) = t(95%, 9) = 1.833.
- Trata-se de um teste unilateral à direita:  $R.C = [1.833, +\infty]$  e  $R.C = ]-\infty, 1.833[$

Doentes	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
$D_i = X_1 - X_2$	4	0	3	5	5	7	3	4	3	6	40
$(D_i - \bar{D})$	0	-4	-1	1	1	3	-1	0	-1	2	0
$D_i = X_1 - X_2$ $(D_i - \bar{D})$ $(D_i - \bar{D})^2$	0	16	1	1	1	9	1	0	1	4	34

• 
$$\bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n=10} D_i = \frac{40}{10} = 4$$

- Para uma probabilidade do erro tipo I fixa em 5%,  $\alpha = 0.05$ , temos que t(95%; 10 1) = t(95%, 9) = 1.833.
- Trata-se de um teste unilateral à direita:  $R.C = [1.833, +\infty]$  e  $R.C = ]-\infty, 1.833[$

• 
$$\bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n=10} D_i = \frac{40}{10} = 4$$

• 
$$(S_D')^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n=10} (D_i - \bar{D})^2 = \frac{34}{9} \approx 3,78$$

- Para uma probabilidade do erro tipo I fixa em 5%,  $\alpha = 0.05$ , temos que t(95%; 10-1) = t(95%, 9) = 1.833.
- Trata-se de um teste unilateral à direita:  $R.C = [1.833, +\infty]$  e  $R.C = ]-\infty, 1.833[$

Doentes	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
$D_i = X_1 - X_2$	4	0	3	5	5	7	3	4	3	6	40
$(D_i - \bar{D})$	0	-4	-1	1	1	3	-1	0	-1	2	0
$D_i = X_1 - X_2$ $(D_i - \bar{D})$ $(D_i - \bar{D})^2$	0	16	1	1	1	9	1	0	1	4	34

• 
$$\bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n=10} D_i = \frac{40}{10} = 4$$

• 
$$(S_D')^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n=10} (D_i - \bar{D})^2 = \frac{34}{9} \approx 3,78$$

• 
$$S_D' = \sqrt{(S_D')^2} = \sqrt{3,78} \approx 1,94$$

 Então a estatística de teste realizada, ou a estatística de teste observada é dada por:

$$T^* = \frac{4 - 0}{\frac{1.94}{\sqrt{10}}} = 6.52 \tag{12}$$

 Então a estatística de teste realizada, ou a estatística de teste observada é dada por:

$$T^* = \frac{4 - 0}{\frac{1.94}{\sqrt{10}}} = 6.52 \tag{12}$$

 Como T\* ∈ R.C então rejeito H<sub>0</sub> para este nível de significância e para esta realização da amostra aleatória ou para esta amostra observada. Logo o nutricionista deve ter razão!

# Exercícios de Outputs de SPSS

- Exercícios com outputs sobre ensaios de hipóteses Parte B.
- Exercício Nº19

 O teste ANOVA, generaliza o teste à diferença de duas médias para k médias de k populações independentes, portanto vamos ter k amostras aleatórias para executar o ensaio:

- O teste ANOVA, generaliza o teste à diferença de duas médias para k médias de k populações independentes, portanto vamos ter k amostras aleatórias para executar o ensaio:
- Amostra 1:  $(X_{11}, X_{21}, ..., X_{n_11})$
- Amostra 2:  $(X_{12}, X_{22}, ..., X_{n_22})$
- ...
- Amostra  $k: (X_{1k}, X_{2k}, ..., X_{n_k k})$

- O teste ANOVA, generaliza o teste à diferença de duas médias para k médias de k populações independentes, portanto vamos ter k amostras aleatórias para executar o ensaio:
- Amostra 1:  $(X_{11}, X_{21}, ..., X_{n_11})$
- Amostra 2:  $(X_{12}, X_{22}, ..., X_{n_22})$
- ...
- Amostra  $k: (X_{1k}, X_{2k}, ..., X_{n_k k})$
- $X_{i,j}$  é o indivíduo  $i(i=1,2,...,n_j)$  pertencente à amostra j(j=1,2,...,k) e  $n_1,n_2,...,n_k$  a dimensão da amostra de cada uma das k populações.

- O teste ANOVA, generaliza o teste à diferença de duas médias para k médias de k populações independentes, portanto vamos ter k amostras aleatórias para executar o ensaio:
- Amostra 1:  $(X_{11}, X_{21}, ..., X_{n_11})$
- Amostra 2:  $(X_{12}, X_{22}, ..., X_{n_22})$
- ...
- Amostra  $k: (X_{1k}, X_{2k}, ..., X_{n_k k})$
- $X_{i,j}$  é o indivíduo  $i(i=1,2,...,n_j)$  pertencente à amostra j(j=1,2,...,k) e  $n_1,n_2,...,n_k$  a dimensão da amostra de cada uma das k populações.
- Pressupostos: Além de k amostras aleatórias, precisamos de garantir populações normais com variâncias desconhecidas mas iguais!

- O teste ANOVA, generaliza o teste à diferença de duas médias para k médias de k populações independentes, portanto vamos ter k amostras aleatórias para executar o ensaio:
- Amostra 1:  $(X_{11}, X_{21}, ..., X_{n_11})$
- Amostra 2:  $(X_{12}, X_{22}, ..., X_{n_22})$
- ...
- Amostra  $k: (X_{1k}, X_{2k}, ..., X_{n_k k})$
- $X_{i,j}$  é o indivíduo  $i(i=1,2,...,n_j)$  pertencente à amostra j(j=1,2,...,k) e  $n_1,n_2,...,n_k$  a dimensão da amostra de cada uma das k populações.
- Pressupostos: Além de k amostras aleatórias, precisamos de garantir populações normais com variâncias desconhecidas mas iguais!
- $X_i \sim \mathcal{N}(\mu_i, \sigma), \forall j = 1, 2, ..., k$

• Portanto formalmente o teste é dado por:

- Portanto formalmente o teste é dado por:
- $H_0: \mu_1 = ... = \mu_k \text{ VS } H_1: \exists r, j: \mu_r \neq \mu_j, r \neq j$

- Portanto formalmente o teste é dado por:
- $H_0: \mu_1 = ... = \mu_k \text{ VS } H_1: \exists r, j: \mu_r \neq \mu_j, r \neq j$
- $H_0$ : A médias das k populações são todas iguais VS  $H_1$ : Existe pelo menos um par (r,j) em que as médias diferem.

- Portanto formalmente o teste é dado por:
- $H_0: \mu_1 = ... = \mu_k \text{ VS } H_1: \exists r, j: \mu_r \neq \mu_j, r \neq j$
- $H_0$ : A médias das k populações são todas iguais VS  $H_1$ : Existe pelo menos um par (r,j) em que as médias diferem.
- Atenção!! O erro mais comum é achar que a inferência deste teste é sobre a variância devido ao facto do método se chamar análise de variância. Trata-se de um teste à igualdade de k médias.

- Portanto formalmente o teste é dado por:
- $H_0: \mu_1 = ... = \mu_k \text{ VS } H_1: \exists r, j: \mu_r \neq \mu_j, r \neq j$
- $H_0$ : A médias das k populações são todas iguais VS  $H_1$ : Existe pelo menos um par (r,j) em que as médias diferem.
- Atenção!! O erro mais comum é achar que a inferência deste teste é sobre a variância devido ao facto do método se chamar análise de variância. Trata-se de um teste à igualdade de k médias.
- A origem do nome do método vai ficar clara já de seguida, quando a estatística do teste for apresentada.

A estatística do teste ANOVA é dada por:

$$T = \frac{\frac{SSB}{(k-1)}}{\frac{SSW}{(n-k)}} = \frac{MSSB}{MSSW} \sim F_{(k-1,n-k)}, \tag{13}$$

onde *SSW* é a soma de quadrados dentro (within) dos grupos, ou a soma de quadrados devida aos erros intra-grupo

$$SSW = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2, \tag{14}$$

e SSB é a soma de quadrados entre (between) os grupos, ou a soma de quadrados devido ao factor independente

$$SSB = \sum_{i=1}^{k} n_{j} (\bar{X}_{j} - \bar{X})^{2}. \tag{15}$$

Estas duas parcelas somadas constituem a soma total dos quadrados dos desvios dos valores observados em torno da média global (SST):

$$SST = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{X}_{ij} - \bar{X})^2, \tag{16}$$

pelo que se obtem a seguitne igualdade

$$SST = SSW + SSB \tag{17}$$

No fundo o nome análise de variância surge porque de facto, através do rácio da estatística de teste, estamos a comparar duas fontes de variação: intra-grupo (SSW) e entre grupos (SSB).

• De notar que:

- De notar que:
- *k* número de grupos/populações.

- De notar que:
- *k* número de grupos/populações.
- $n_j$  dimensão da amostra j(j = 1, 2, ..., k).

- De notar que:
- *k* número de grupos/populações.
- $n_j$  dimensão da amostra j(j = 1, 2, ..., k).
- X<sub>ij</sub> observação para o indivíduo *i* do grupo/população *j*.

- De notar que:
- k número de grupos/populações.
- $n_j$  dimensão da amostra j(j = 1, 2, ..., k).
- X<sub>ij</sub> observação para o indivíduo i do grupo/população j.
- $\bar{X}_j$  média amostral do grupo/população j.

- De notar que:
- *k* número de grupos/populações.
- $n_j$  dimensão da amostra j(j = 1, 2, ..., k).
- X<sub>ij</sub> observação para o indivíduo *i* do grupo/população *j*.
- $\bar{X}_j$  média amostral do grupo/população j.
- ullet média amostral de todas as observações.

- De notar que:
- k número de grupos/populações.
- $n_j$  dimensão da amostra j(j = 1, 2, ..., k).
- X<sub>ij</sub> observação para o indivíduo *i* do grupo/população *j*.
- $\bar{X}_j$  média amostral do grupo/população j.
- ullet  $ar{X}$  média amostral de todas as observações.
- A dimensão total da amostra é o acumulado da dimensão de cada uma das amostras n<sub>j</sub> referentes a cada grupo/população j:

$$n = \sum_{j=1}^{k} n_j \tag{18}$$

 O teste ANOVA simples, que é o nosso caso, é sempre um teste unilateral à direita... Porquê ?

- O teste ANOVA simples, que é o nosso caso, é sempre um teste unilateral à direita... Porquê ?
- Vamos ver a intuição fornecida pela estatística de teste:

- O teste ANOVA simples, que é o nosso caso, é sempre um teste unilateral à direita... Porquê ?
- Vamos ver a intuição fornecida pela estatística de teste:

$$T = \frac{\frac{SSB}{(k-1)}}{\frac{SSW}{(n-k)}} = \frac{MSSB}{MSSW} \sim F_{(k-1,n-k)}, \tag{19}$$

- O teste ANOVA simples, que é o nosso caso, é sempre um teste unilateral à direita... Porquê?
- Vamos ver a intuição fornecida pela estatística de teste:

$$T = \frac{\frac{SSB}{(k-1)}}{\frac{SSW}{(n-k)}} = \frac{MSSB}{MSSW} \sim F_{(k-1,n-k)}, \tag{19}$$

 Se as variações entre grupos, medidas por SSB, forem significativamente maiores que as variações intra grupo, medidas por SSW, então o rácio vai ser significativamente maior que 1..., ou seja

- O teste ANOVA simples, que é o nosso caso, é sempre um teste unilateral à direita... Porquê?
- Vamos ver a intuição fornecida pela estatística de teste:

$$T = \frac{\frac{SSB}{(k-1)}}{\frac{SSW}{(n-k)}} = \frac{MSSB}{MSSW} \sim F_{(k-1,n-k)}, \tag{19}$$

- Se as variações entre grupos, medidas por SSB, forem significativamente maiores que as variações intra grupo, medidas por SSW, então o rácio vai ser significativamente maior que 1..., ou seja
- Só faz sentido rejeitar a hipótese nula, igualdade de k médias populacionais, para valores elevados da estatística de teste, valores esses que ocorrem quando a variação entre os grupos, devido ao factor independente, for relativamente elevada quando comparada com a variação dentro dos grupos (ou devida a erros).

• Um exemplo intuitivo:

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias próximas, tipo 12.1, 12.3 e 12.2, e grandes desvios internos então não existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente não se faz notar) =>> T vai ser pequeno =>> Não rejeito H<sub>0</sub>.

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias próximas, tipo 12.1, 12.3 e 12.2, e grandes desvios internos então não existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente não se faz notar) ⇒ T vai ser pequeno ⇒ Não rejeito H<sub>0</sub>.
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias próximas, tipo 12.1, 12.3 e 12.2, e grandes desvios internos então não existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente não se faz notar) =>> T vai ser pequeno =>> Não rejeito H<sub>0</sub>.
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:
- Então porque não consideramos apenas o numerador SSB?

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:
- Então porque não consideramos apenas o numerador SSB?
- Porque sem o respectivo contexto, uma variação não nos diz grande coisa...

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias próximas, tipo 12.1, 12.3 e 12.2, e grandes desvios internos então não existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente não se faz notar) =>> T vai ser pequeno =>> Não rejeito H<sub>0</sub>.
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   T vai ser grande => Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:
- Então porque não consideramos apenas o numerador SSB?
- Porque sem o respectivo contexto, uma variação não nos diz grande coisa...
- Ou seja, não haveria maneira de se dizer uma determinada variação entre grupos era grande ou pequena.

• Um exemplo intuitivo:

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias próximas, tipo 12.1, 12.3 e 12.2, e grandes desvios internos então não existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente não se faz notar) ⇒ T vai ser pequeno ⇒ Não rejeito H₀.

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias próximas, tipo 12.1, 12.3 e 12.2, e grandes desvios internos então não existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente não se faz notar) =>> T vai ser pequeno =>> Não rejeito H<sub>0</sub>.
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:
- Então porque não consideramos apenas o numerador SSB?

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   ⇒ T vai ser grande ⇒ Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:
- Então porque não consideramos apenas o numerador SSB?
- Porque sem o respectivo contexto, uma variação não nos diz grande coisa...

- Um exemplo intuitivo:
- Se 3 grupos têm médias próximas, tipo 12.1, 12.3 e 12.2, e grandes desvios internos então não existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente não se faz notar) =>> T vai ser pequeno =>> Não rejeito H<sub>0</sub>.
- Se 3 grupos têm médias susbtancialmente diferentes, tipo 10, 12 e 18, e as diferenças intra-grupo são pequenas então existe um efeito de grupo (i.e., o factor independente faz-se notar)
   T vai ser grande => Rejeito H<sub>0</sub>.
- Nesta sequência de raciocionio a pergunta mais óbvia será:
- Então porque não consideramos apenas o numerador SSB?
- Porque sem o respectivo contexto, uma variação não nos diz grande coisa...
- Ou seja, não haveria maneira de se dizer que uma determinada variação entre grupos era grande ou pequena.

### Exercício Nº22

Uma empresa pretende testar se existem diferenças significativas nos tempos médios de vida (em milhares de km) de quatro marcas de pneus: A, B, C e D.

Α	31	25	28	30	32	27.5	
В	24	26	27	25	30	32	28
C	30	30.5	29.5	28	31		
D	31 24 30 24.5	27	26	23	21	22	

- (a) Utilize um nível de significância de 0.05 para testar se existem diferenças significativas nos tempos médios de vida das quatro marcas de pneus.
- (b) Quais as marcas significativamente diferentes entre si ?
- (c) O que conclui acerca do pressuposto da igualdade de variâncias entre os grupos ?

Pretende-se testar se existem diferenças significativas na duração (em  $10^3$  de km) de 4 marcas de pneus: A, B, C e D.

- Começamos com a definição das populações:
- X<sub>1</sub> duração (em 10<sup>3</sup> Km) da marca de pneus A
- $X_2$  duração (em  $10^3$  Km) da marca de pneus B
- $X_3$  duração (em  $10^3$  Km) da marca de pneus C
- ullet  $X_4$  duração (em  $10^3$  Km) da marca de pneus D

#### Pressupostos:

Admite-se que para além das amostras serem independentes, o tempo de vida (duração) se distribui normalmente e com igual variância (em cada um dos quatro tipos de pneus).

i) 
$$X_i \sim \mathcal{N}(\mu_i, \sigma^2)$$
  $i = 1, 2, 3, 4$ 

ii) 
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2$$
 (variâncias desconhecidas mas idênticas)

#### Formulação das Hipóteses:

• 
$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 \text{ VS } H_1: \exists_{i,j}, i \neq j: \mu_i \neq \mu_j$$

A estatística do teste é:

$$T = \frac{\frac{SSB}{(k-1)}}{\frac{SSW}{(n-k)}} = \frac{MSSB}{MSSW} \sim F_{(k-1;n-k)},$$

Onde:

$$SSB = \sum_{j=1}^{k} n_j (\bar{X}_j - \bar{X})^2$$
 e  $SSW = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_j)^2$ 

A região crítica é sempre unilateral direita. Para um nível de significância  $\alpha=0{,}05{,}$  tem-se:

• 
$$R.C. = [3,098; +\infty[$$
 e  $R.A. = [0; 3,098[$ , pois  $k = 4$  e  $n = 24$ .

Começamos com alguns cálculos auxiliares:

$$\bar{X}_A=28,92,\ n_A=6,\ \bar{X}_B=27,43,\ n_B=7,\ \bar{X}_C=29,8,\ n_C=5,\ \bar{X}_D=23,92,\ n_D=6\ {\rm e}\ \bar{X}=27,417.$$

 A soma dos quadrados da variação entre grupos, SSB, é dada por:

$$\begin{split} SSB &= \sum_{\substack{j=1\\\text{grupos}}}^{k} \underbrace{n_{j}(\bar{X}_{j} - \bar{X})^{2}}_{\text{desvio da média global}} \\ &= \underbrace{6(\bar{X}_{1} - \bar{X})^{2}}_{\text{grupo A}} + \underbrace{7(\bar{X}_{2} - \bar{X})^{2}}_{\text{grupo B}} + \underbrace{5(\bar{X}_{3} - \bar{X})^{2}}_{\text{grupo C}} + \underbrace{6(\bar{X}_{4} - \bar{X})^{2}}_{\text{grupo D}} \\ &= 6(28,92 - 27,417)^{2} + 7(27,43 - 27,417)^{2} \\ &+ 5(29,8 - 27,417)^{2} + 6(23,92 - 27,417)^{2} = \boxed{115,40} \end{split}$$

 Para a soma dos quadrados intra grupo, SSW, seguimos também a fórmula:

$$SSW = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_{j}} (X_{ij} - \bar{X}_{j})^{2}$$

$$= \underbrace{(31 - 28,92)^{2} + (25 - 28,92)^{2} + \ldots + (27,5 - 28,92)^{2}}_{\text{grupo A, } j=1; i=1\ldots 6}$$

$$+ \underbrace{(24 - 27,43)^{2} + \ldots + (28 - 27,43)^{2}}_{\text{grupo B, } j=2; i=1\ldots 6}$$

$$+ \underbrace{(30 - 29,8)^{2} + \ldots + (31 - 29,8)^{2}}_{\text{grupo C, } j=3; i=1\ldots 5}$$

$$+ \underbrace{(24,5 - 23,92)^{2} + \ldots + (22 - 23,92)^{2}}_{\text{grupo D, } j=4; i=1\ldots 6}$$

$$= \boxed{113.43}$$

 A soma total dos quadrados, SST, também pode ser cálculada através da fórmula:

$$SST = \sum_{j=1}^{k} \left( \sum_{\substack{\text{observações} \\ \text{no grupo } j}}^{n_{j}} (x_{ij} - \bar{X})^{2} \right) =$$

$$= \underbrace{(31 - 27,417)^{2} + (25 - 27,417)^{2} + \dots + (27,5 - 27,417)^{2}}_{\text{grupo } A,j=1; i=1\dots6} + \underbrace{(24 - 27,417)^{2} + \dots + (28 - 27,417)^{2} + (30 - 27,417)^{2} + \dots + (31 - 27,417)^{2}}_{\text{grupo } B,j=2; i=1\dots6} + \underbrace{(24,5 - 27,417)^{2} + \dots + (22 - 27,417)^{2}}_{\text{grupo } B,j=2; i=1\dots6} = \underbrace{(228,83)}_{\text{grupo } B,j=4; i=1\dots6}$$

 A soma dos quadrados da variação intra grupos, SSW, também pode ser cálculada à custa de SST = SSW + SSB e SST também pode ser cálculada à custa do conceito de variância global ≠ variância amostral:

$$S^{2} = \frac{1}{n} \underbrace{\sum_{j=1}^{\kappa} \sum_{i=1}^{n_{j}} (\bar{X}_{ij} - \bar{X})^{2}}_{SST} = \frac{1}{n} SST \Longrightarrow SST = nS^{2}.$$

• Atentem que esta variância global, ainda que se faça uso do mesmo  $S^2$ , não é a mesma coisa que a variância amostral...

 A soma dos quadrados da variação intra grupos, SSW, também pode ser cálculada à custa de SST = SSW + SSB e SST também pode ser cálculada à custa do conceito de variância global ≠ variância amostral:

$$S^{2} = \frac{1}{n} \underbrace{\sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_{j}} (\bar{X}_{ij} - \bar{X})^{2}}_{SST} = \frac{1}{n} SST \Longrightarrow SST = nS^{2}.$$

- Atentem que esta variância global, ainda que se faça uso do mesmo  $S^2$ , não é a mesma coisa que a variância amostral...
- Esta fórmula mistura as amostras de várias populações, coisa que a variância amostral não faz.

• Usando a amostra fornecida para proceder ao cálculo:

$$S^{2} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_{j}} x_{ij}^{2} - \bar{X}^{2}$$

$$= \frac{1}{24} \left( \underbrace{31^{2} + 25^{2} + \ldots + 27.5^{2}}_{\text{Grupo A}} + \underbrace{24^{2} + 26^{2} + \ldots + 28^{2}}_{\text{Grupo B}} + \underbrace{30^{2} + 30.5^{2} + \ldots + 31^{2}}_{\text{Grupo C}} + \underbrace{24.5^{2} + 27^{2} + \ldots + 22^{2}}_{\text{Grupo D}} \right) - (27.417)^{2}$$

$$= \frac{1}{24} \cdot 18269.00 - 751.69 = 761.208 - 751.674 = \boxed{9.535}$$
• Pelo que  $SST = 24 \times 9.535 = 228.83$  e

• Pelo que  $SST = 24 \times 9.535 = 228,83$  of SSW = 228.83 - 115.40 = 113,43.

 Normalmente faz-se uma tabela resumo com os valores das medidas necessárias à realização do teste:

Fonte de variação	Graus de liberdade	Soma de quadrados (SS)	Soma média de quadrados (MSS)	Estatística de teste
Entre os grupos	3	SSB=115,40	MSSB=38,467	$T^* = 6,783$
Dentro dos grupos	20	SSW=113,43	MSSW=5,672	
Total	23	SST=228,83		

 Dado que a estatística do teste pertence à região crítica, devemos rejeitar H<sub>0</sub>, ou seja, a um nível de significância de 5% e para esta realização da amostra aleatória, existem diferenças entre pelo menos uma par de médias. As marcas não apresentam a mesma duração média de vida.

## Comparações Múltiplas

- Quando se rejeita  $H_0$  no teste ANOVA então pelo menos um par de médias  $\mu_r$ ,  $\mu_i$  são diferentes...
- Então temos de descubrir quais são... Surgem os testes de comparação múltipla.