

Aula 1

Estatística II

Introdução a estimação paramétrica

Plano para hoje

- Breve apresentação da UC
- Breve revisão de alguns conceitos base: População, amostra, processo de amostragem, distribuição da amostra, estatística e distribuição por amostragem de uma estatística.
- Introdução à estimação paramétrica
- Método dos Momentos - Ideia intuitiva, formalização e exemplos

Plano para hoje

- **Breve apresentação da UC**
- Breve revisão de alguns conceitos base: População, amostra, processo de amostragem, distribuição da amostra, estatística e distribuição por amostragem de uma estatística.
- Introdução à estimação paramétrica
- Método dos Momentos - Ideia intuitiva, formalização e exemplos

Estatística II

- Licenciaturas em Economia e Finanças
- 2º Semestre - 2024/2025
- Equipa dos docentes:
 - Erida Gjini, erida.gjini@iseg.ulisboa.pt (aulas teoricas)
 - Gabriel Zsurkis
 - Wilso Araujo
- PROGRAMA
 - **Parte 1: Estatística (~ 28/01-27/02)**
 - *Estimação*
 - *Testes de hipóteses*
 - *Testes não-paramétricos*
 - **Parte 2: Econometria (~06/03-29/04)**
 - *Introdução*
 - *Modelo de regressão linear múltipla*
 - *Inferência estatística*
 - *Heterocedasticidade*
 - *Previsão*
 - *Tópicos sobre formas funcionais*

190 alunos inscritos

Ver página da disciplina no internet

Bibliografia

- Murteira, B., Silva Ribeiro, C., Andrade e Silva, J., Pimenta, C. e Pimenta, F., (2015). Introdução à Estatística, Escolar Editora. **[MSRASP]**
- Wooldridge, J. M. (2016), Introductory Econometrics: a Modern Approach, 6th. ed., Cengage Learning. **[W]**
- PROGRAMA
 - **Parte 1: Estatística (Capítulos 7,8,9)**
 - *Estimação*
 - *Testes de hipóteses*
 - *Testes não-paramétricos*
 - **Parte 2: Econometria (Capítulos 1-8)**
 - *Introdução*
 - *Modelo de regressão linear múltipla*
 - *Inferência estatística*
 - *Heterocedasticidade*
 - *Previsão*
 - *Tópicos sobre formas funcionais*

Os slides vão ser disponíveis na página da disciplina

Calendário e avaliação

Período de aulas: 28 Janeiro– 29 Abril 2025

24 aulas teóricas (2 por semana)

4 aulas praticas por semana– (sexta- e quinta-feira) Ver turmas

Avaliação

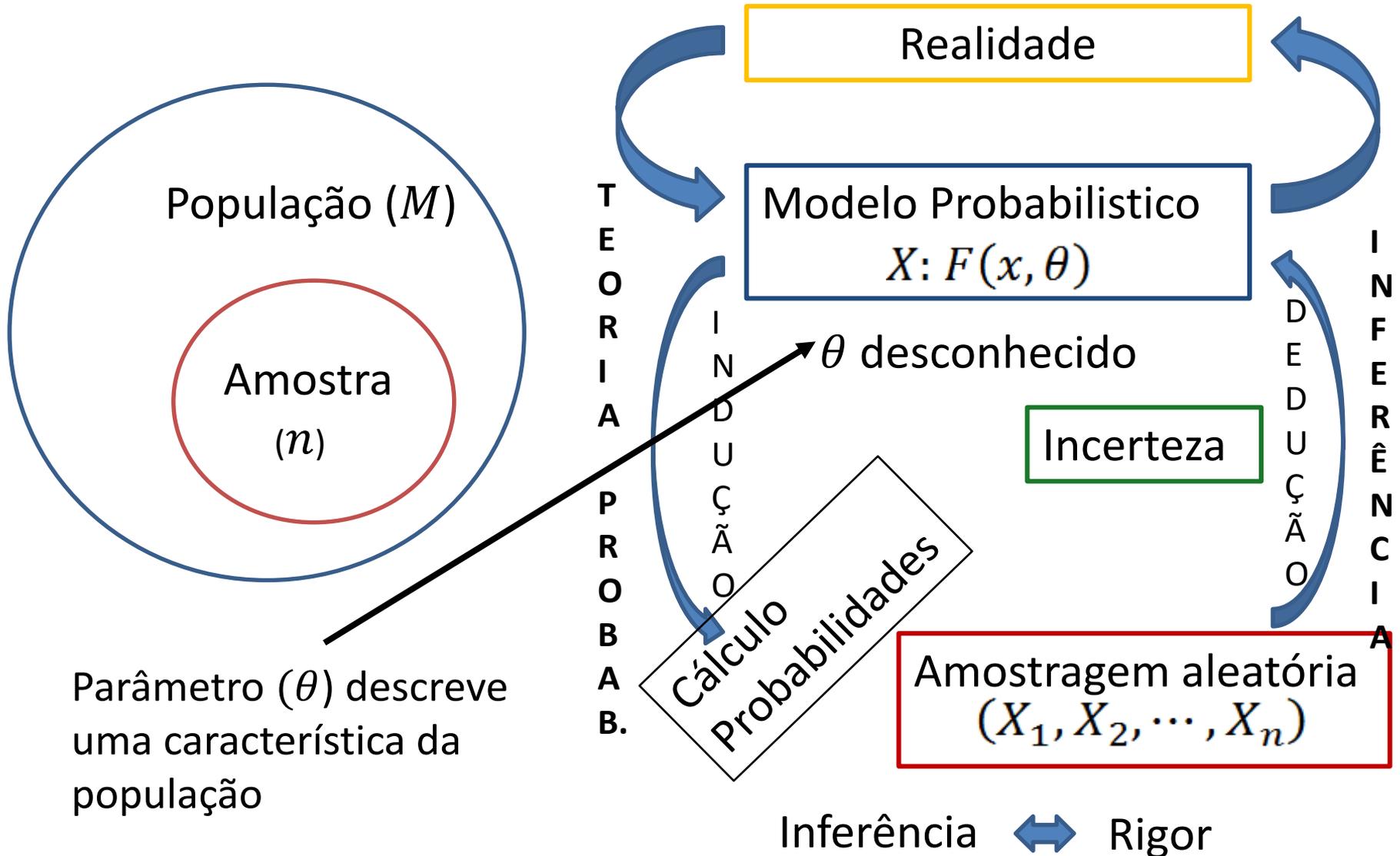
- Exame final (100%)
 - *Exemplos dos anos anteriores vão ser disponíveis*
 - *Época normal: 07.05.2025 @ 12:00-15:00*
 - *Época recurso/melhoria: 03.06.2025 @12:00-15:00*
 - *Exame EE: 04.07.2025 @12:00-15:00 horas*

Horário: terças e quintas das 13h30 às 15h00 no Anfiteatro 3 do edifício das Francesinhas 2.

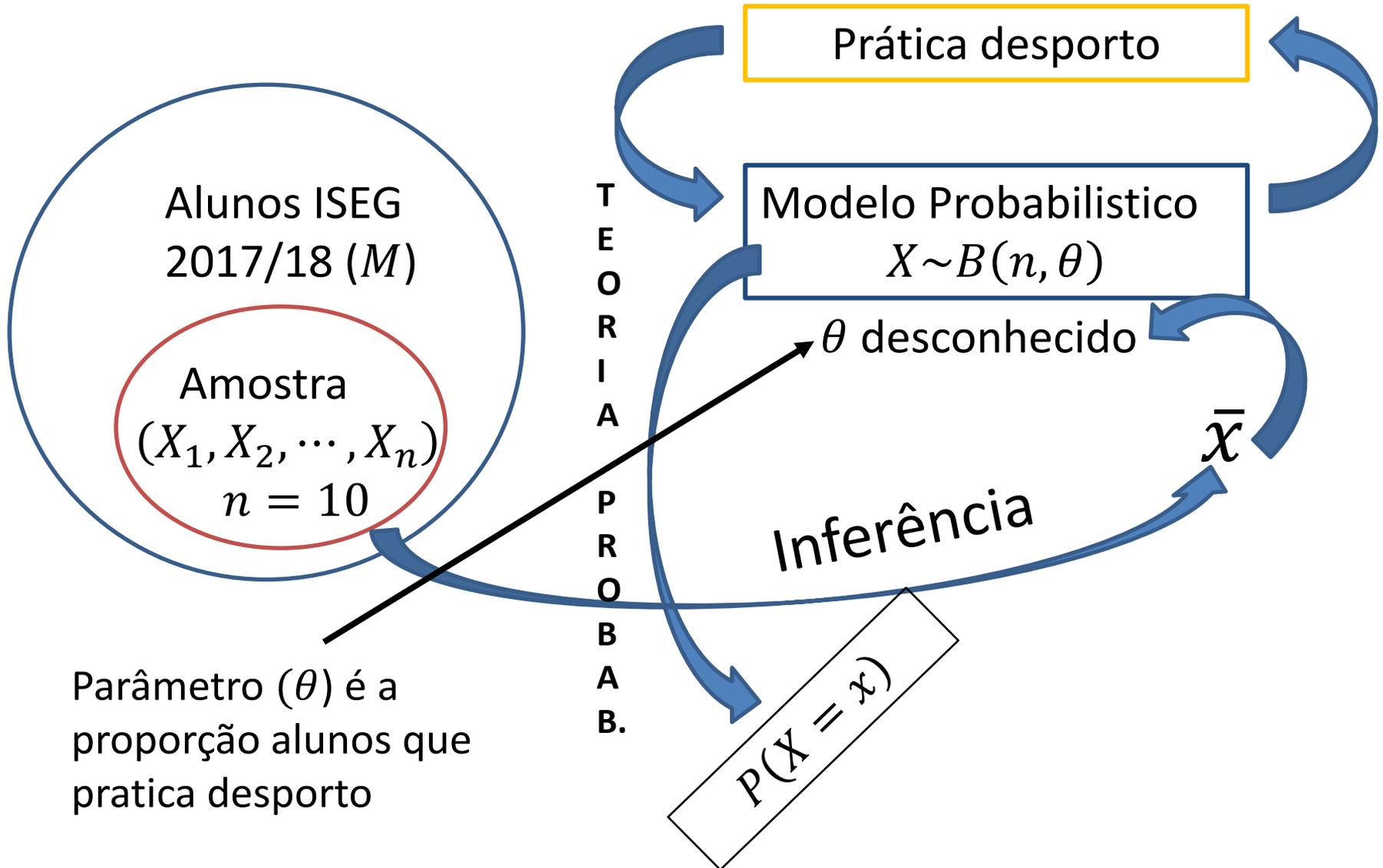
Plano para hoje

- Breve apresentação da UC
- Breve revisão de alguns conceitos base: População, amostra, processo de amostragem, distribuição da amostra, estatística e distribuição por amostragem de uma estatística.
- Introdução à estimação paramétrica
- Método dos Momentos - Ideia intuitiva, formalização e exemplos

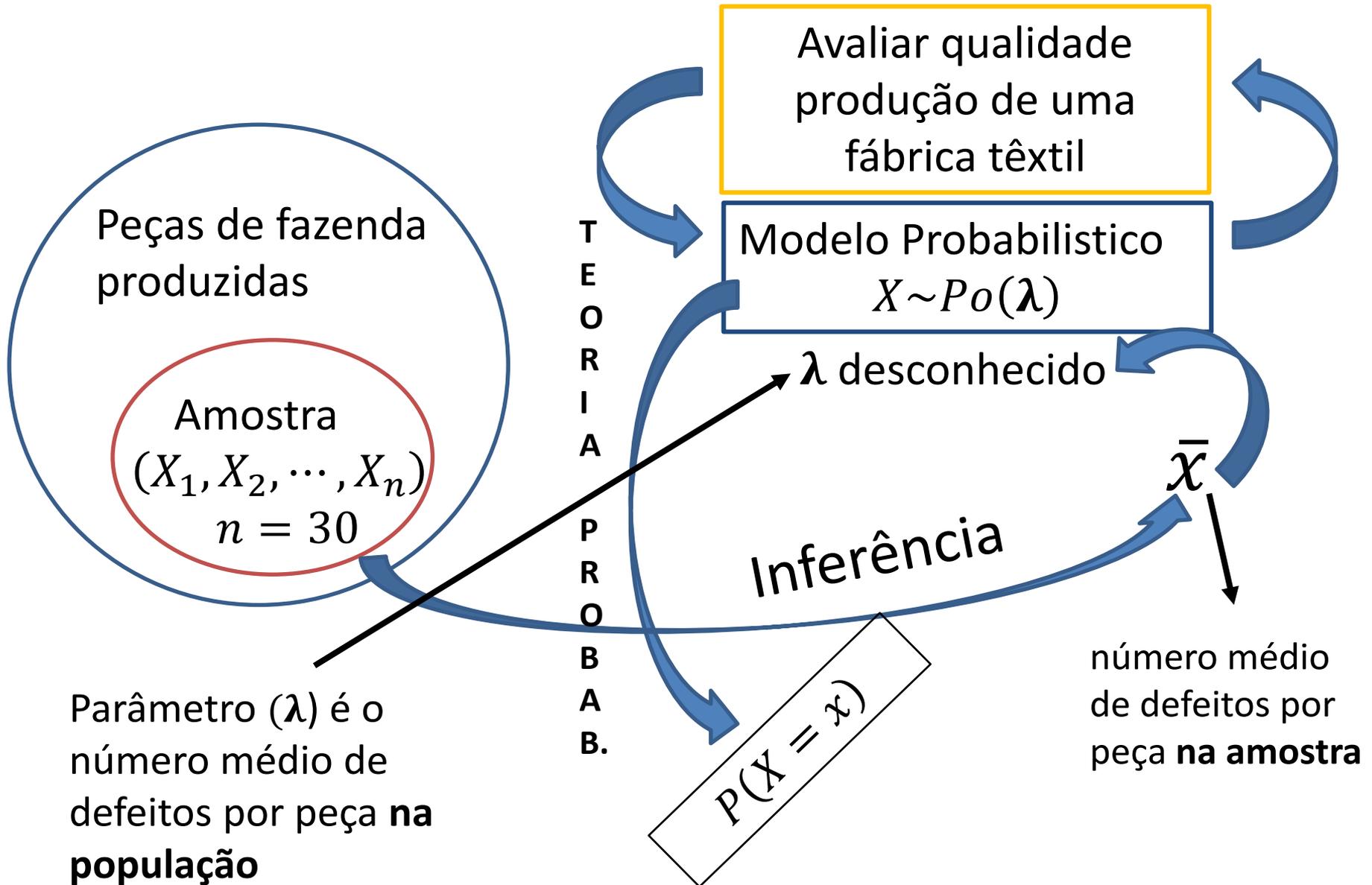
Amostragem: Introdução



Amostragem: Introdução



Amostragem: Introdução



Capítulo 6 - Amostragem

6.2 - Especificação.

- Especificação de um modelo (universo/população)

Escolha de uma família de modelos probabilísticos para descrever a distribuição da população.

- Distribuição da população

Descreve o modo como se distribuem os “números” que constituem a população

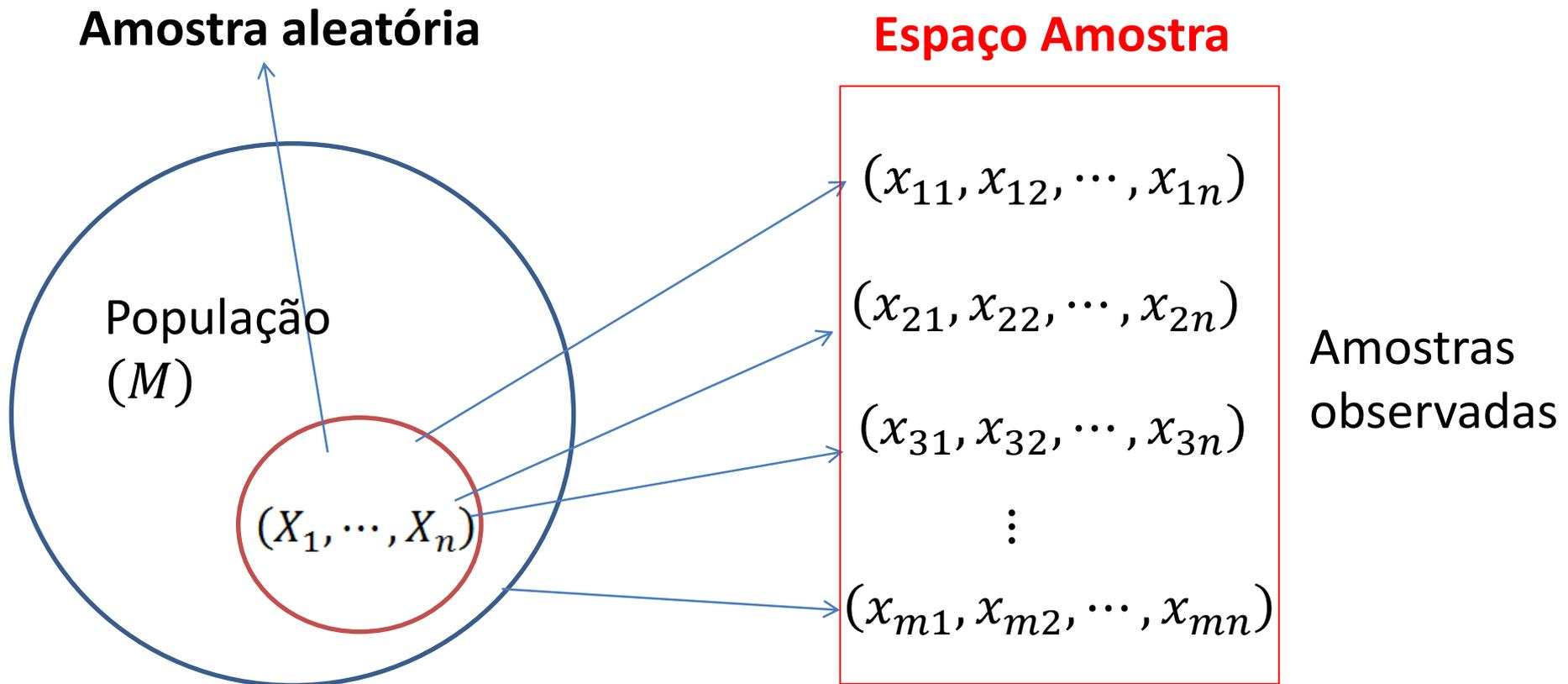
Amostragem

- **População**
 - Conjunto de “números” dos quais se extrai uma amostra
- **Amostra casual**
 - Cada elemento da população tem igual probabilidade de ser selecionado

Definição 6.1 – Amostra casual

(X_1, X_2, \dots, X_n) , são **independentes e identicamente distribuídas**(uma “cópia” da v.a. X) – simbolicamente *iid*

Amostragem



Def: **Espaço Amostra** é o conjunto de todas as amostras de dimensão n que é possível extrair de uma população de dimensão M

Amostragem

- **Análise Estatística**

Determinar que generalizações, baseadas na amostra, podem ser feitas acerca da população

- **Abordagem Frequencista**

O aspecto central da análise estatística consiste em reconhecer a **variabilidade** dos diferentes **conjuntos amostrais**

“Statistics is the science of variation.” Douglas M. Bates (1949 -)

Exemplo – Assuma-se que X (prática ou não de desporto) $\sim B(1, \theta)$

Modelo será:

$$F_{\theta} = \{f(x|\theta) = \theta^x(1 - \theta)^{1-x} : x \in \{0,1\} \wedge \theta \in \Theta = (0,1)\}$$

Amostra casual (X_1, X_2, \dots, X_n) , sendo:

$X_i = 1$ (*iésimo indivíduo da amostra pratica desporto*)

$X_i = 0$ (*caso contrário*)

$X_i, i = 1, 2, \dots, n$ são *iid* a X

Suponha-se que a amostra tem dimensão $n = 3$.

Espaço amostra terá 8 elementos:

| | | |
|--|-------------------|------------------------|
| $(\mathbf{0}, \mathbf{0}, \mathbf{0})$ | com probabilidade | $(1 - \theta)^3$ |
| $(\mathbf{1}, \mathbf{0}, \mathbf{0}), (\mathbf{0}, \mathbf{1}, \mathbf{0}), (\mathbf{0}, \mathbf{0}, \mathbf{1})$ | “ | $\theta(1 - \theta)^2$ |
| $(\mathbf{1}, \mathbf{1}, \mathbf{0}), (\mathbf{1}, \mathbf{0}, \mathbf{1}), (\mathbf{0}, \mathbf{1}, \mathbf{1})$ | “ | $\theta^2(1 - \theta)$ |
| $(\mathbf{1}, \mathbf{1}, \mathbf{1})$ | “ | θ^3 |

Amostragem

Uma empresa tem 6 trabalhadores. O número de anos de experiência dos mesmos é $\{2, 4, 6, 6, 7, 8\}$. Seleccionaram-se amostras de 2 trabalhadores sem reposição. O **espaço amostra** contem 15 amostras diferentes representadas na tabela abaixo:

| | x_1 | x_2 |
|------|-------|-------|
| Am1 | 2 | 4 |
| Am2 | 2 | 6 |
| Am3 | 2 | 6 |
| Am4 | 2 | 7 |
| Am5 | 2 | 8 |
| Am6 | 4 | 6 |
| Am7 | 4 | 6 |
| Am8 | 4 | 7 |
| Am9 | 4 | 8 |
| Am10 | 6 | 6 |
| Am11 | 6 | 7 |
| Am12 | 6 | 8 |
| Am13 | 6 | 7 |
| Am14 | 6 | 8 |
| Am15 | 7 | 8 |

Cada uma das 15 amostras tem a mesma probabilidade de ser seleccionada.

Amostragem

6.3 – Estatística

A estatística descreve uma característica da amostra

Permite condensar a informação amostral num único número.

Qualquer função de $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$, por exemplo, $T = h(\mathbf{X})$ é uma **estatística**.

Definição 6.2 – Estatística

Uma estatística é uma **variável aleatória** $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ *função da amostra aleatória* (X_1, X_2, \dots, X_n) , *que não é função de qualquer parâmetro desconhecido.*

Amostragem

Exemplo 6.7 – Se (X_1, X_2, \dots, X_n) é amostra casual de uma população de Bernoulli, as estatísticas:

$T_1(X_1, X_2, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n X_i$, representa o número de “sucessos” na amostra,

$T_2(X_1, X_2, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n X_i/n$, indica a proporção de “sucessos” na amostra.

Exemplo 6.9 – Se (X_1, X_2, \dots, X_n) é amostra casual de uma população normal $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ com parâmetros desconhecidos,

São estatísticas unidimensionais:

$$\sum_{i=1}^n X_i \quad \bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i/n \quad \sum_{i=1}^n X_i^2 \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$$

Não são estatísticas:

$$\frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \quad \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n X_i \quad \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n X_i^2$$

Amostragem

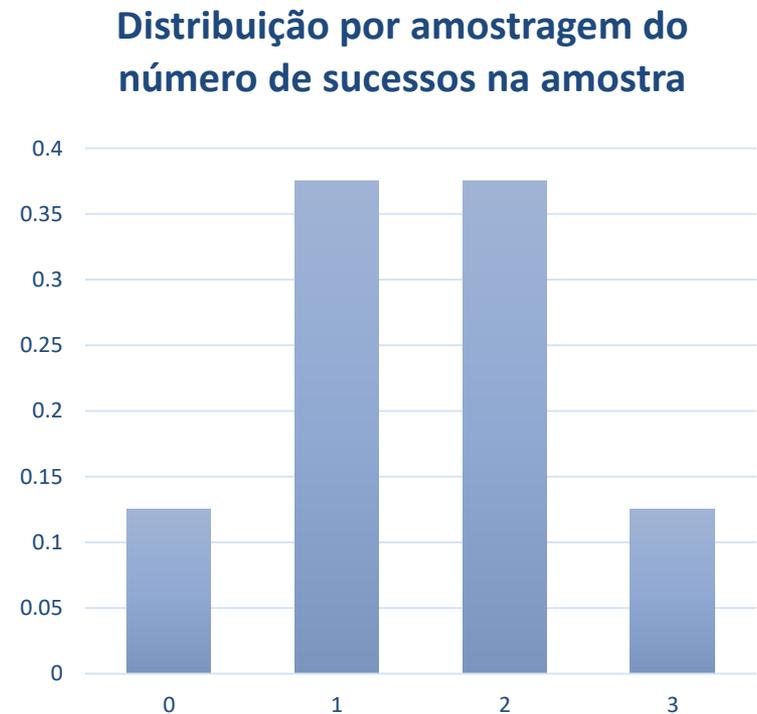
- Distribuições amostrais
 - Distribuição da estatística T .
 - Pode ser difícil de obter
 - Vamos usar a estatística T e a sua distribuição para inferir sobre parâmetros da população usando a amostra
 - Utilidade de qualquer estatística **depende** do **comportamento probabilístico da estatística** e não do **seu valor** $t(x_1, x_2, \dots, x_n)$ para uma amostra particular.

Amostragem

Exemplo – Assuma-se que X (prática ou não de desporto) $\sim B(1, \theta)$

Seja uma amostra de dimensão $n = 3$ e a estatística $T_1 = \sum_{i=1}^n X_i$

| Espaço amostra | t_1 | $P\left(T_1 = \sum_{i=1}^n x_i\right)$ |
|---|-------|--|
| $(0, 0, 0)$ | 0 | $1/8$ |
| $(1, 0, 0),$ $(0, 1, 0),$ $(0, 0, 1)$ | 1 | $3/8$ |
| $(1, 1, 0),$ $(1, 0, 1),$ $(0, 1, 1)$ | 2 | $3/8$ |
| $(1, 1, 1)$ | 3 | $1/8$ |



Amostragem

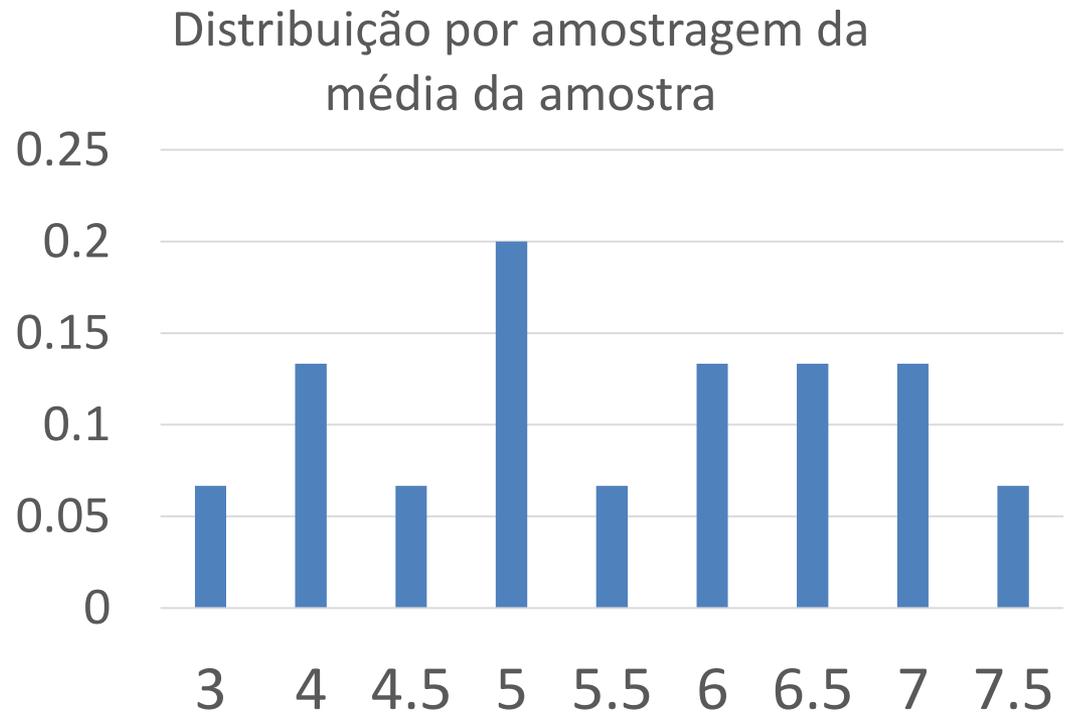
| | | x_1 | x_2 | $\bar{x}_j = \sum_{i=1}^2 x_i / 2$ | | |
|----------------------------|---------------------------------|-------|-------|------------------------------------|-----|---|
| E S P A Ç O | A M O S T R A | Am1 | 2 | 4 | 3 | E S T A T Í C A S |
| | | Am2 | 2 | 6 | 4 | |
| | | Am3 | 2 | 6 | 4 | |
| | | Am4 | 2 | 7 | 4.5 | |
| | | Am5 | 2 | 8 | 5 | |
| | | Am6 | 4 | 6 | 5 | |
| | | Am7 | 4 | 6 | 5 | |
| | | Am8 | 4 | 7 | 5.5 | |
| | | Am9 | 4 | 8 | 6 | |
| | | Am10 | 6 | 6 | 6 | |
| | | Am11 | 6 | 7 | 6.5 | |
| | | Am12 | 6 | 8 | 7 | |
| | | Am13 | 6 | 7 | 6.5 | |
| | | Am14 | 6 | 8 | 7 | |
| | | Am15 | 7 | 8 | 7.5 | |

Amostragem

$$t(x_{1j}, x_{2j}) = \bar{x}_j = \sum_{i=1}^2 x_{ij}/2 \quad (j = 1, 2, \dots, 15)$$

| \bar{x} | $P(\bar{X} = \bar{x})$ |
|-----------|------------------------|
| 3 | 1/15 |
| 4 | 2/15 |
| 4.5 | 1/15 |
| 5 | 3/15 |
| 5.5 | 1/15 |
| 6 | 2/15 |
| 6.5 | 2/15 |
| 7 | 2/15 |
| 7.5 | 1/15 |

Estatística $T(x_{1j}, x_{2j}) = \bar{X}_j$ é uma variável aleatória



Amostragem

Distribuições por amostragem do **mínimo** e do **máximo** da amostra.

Seja a amostra (X_1, X_2, \dots, X_n) onde $X_i \sim F(x)$, f.d.p ou f.p. $f(x)$.

- **Estatísticas de ordem:** obtêm-se ordenando a amostra:

$$\underbrace{X_{(1)}}_{\text{Min}\{X_i\}} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq \underbrace{X_{(n)}}_{\text{Max}\{X_i\}}$$

- **Distribuição do mínimo:**

$$G_{(1)}(X) = P(X_{(1)} \leq x) = 1 - [1 - F(x)]^n$$

- **Distribuição do máximo:**

$$G_{(n)}(X) = P(X_{(n)} \leq x) = [F(x)]^n$$

Amostragem

Exemplo 6.15 – Seja uma população $X \sim \text{Exp}(\lambda)$, e uma amostra casual (X_1, X_2, \dots, X_n) . O mínimo da amostra, $X_{(1)}$, tem pelo T.5.4 uma distribuição exponencial de parâmetro $n\lambda$:

A distribuição do máximo da amostra, $X_{(n)}$ é:

$$G_{(n)}(X) = P(X_{(n)} \leq x) = [1 - e^{-\lambda x}]^n$$

Exerc.4 Seja uma amostra casual de dimensão 5 de uma população com função densidade, $f(x) = 3x^2$ ($0 < x < 1$). Determine a probabilidade de o valor máximo da amostra não exceder 0,9. E de o valor mínimo da amostra ser inferior a 0,1.

Amostragem

- Média e variância amostrais
 - Média amostral

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

- Variância amostral

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n} - \bar{X}^2$$

Teorema 6.1 – Se (X_1, X_2, \dots, X_n) é uma amostra casual de uma população para a qual existem média e variância

$$E(\bar{X}) = \mu; \text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

- O teorema apenas exige a existência de μ e de σ^2 (no universo).

Amostragem

$T(X_1, X_2) = \bar{X}$ é uma v.a. Discreta com
 $D_{\bar{X}} = \{3, 4, 4.5, 5, 5.5, 6, 6.5, 7, 7.5\}$

| \bar{x} | $P(\bar{X} = \bar{x})$ |
|-----------|------------------------|
| 3 | 1/15 |
| 4 | 2/15 |
| 4.5 | 1/15 |
| 5 | 3/15 |
| 5.5 | 1/15 |
| 6 | 2/15 |
| 6.5 | 2/15 |
| 7 | 2/15 |
| 7.5 | 1/15 |

Uma empresa tem 6 trabalhadores. O número de anos de experiência dos mesmos é $\{2, 4, 6, 6, 7, 8\}$. Então a média de anos de experiência na população é

$$E(X) = \mu = 5.5$$

$$E(\bar{X}) = \sum_{\bar{x} \in D_{\bar{X}}} \bar{x} f_{\bar{X}}(\bar{x}) = 5.5$$

$$E(\bar{X}) = \mu$$

Amostragem

Teorema 6.2 – Se (X_1, X_2, \dots, X_n) é uma amostra casual de uma população para a qual existem média e variância, tem-se,

$$E(S^2) = \frac{n-1}{n} \sigma^2$$

- Os valores de S^2 têm tendência para saírem inferiores à variância da população; a variância amostral subavalia, **em média**, a variância da população.
- Correção do problema → **variância corrigida** definida por,

$$S'^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1} = \frac{n}{n-1} \sigma^2 \quad \text{e} \quad E(S'^2) = \sigma^2$$

Amostragem

• Parâmetros População

Bernoulli:
Proporção - θ

Poisson
Média - λ

Normal
Média - μ
Variância - σ^2

Exponencial
Média - μ

• Estatísticas

Proporção amostral - \bar{X}

Média da amostra - \bar{X}

Variância da amostra
 S^2

Variância corrigida da amostra
 S'^2

• Parâmetros da distribuição amostral

Média da proporção amostral - $E(\bar{X})$

Média da média da amostra - $E(\bar{X})$

Variância da média da amostra
 $Var(\bar{X})$

Média da Variância da amostra
 $E(S^2)$

ESTIMAÇÃO

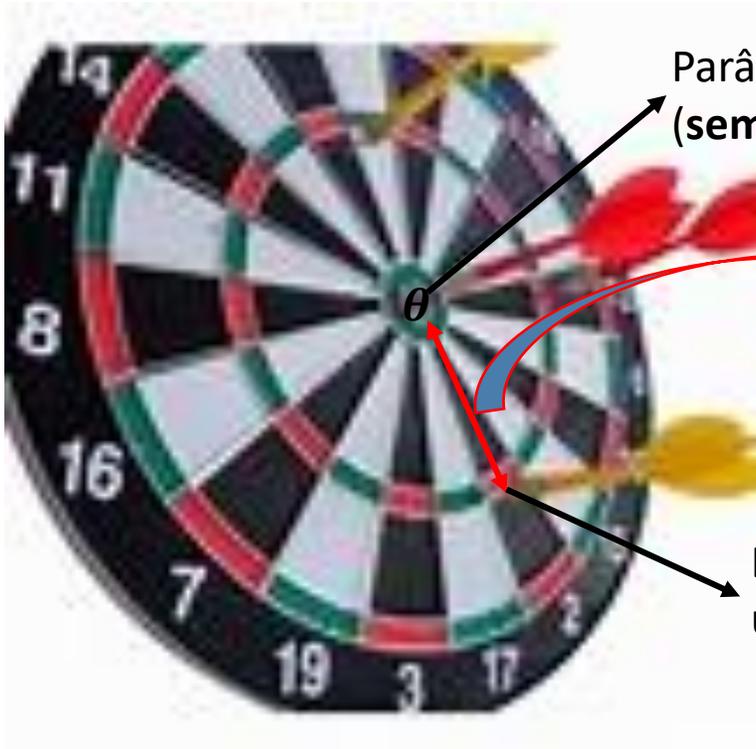


Estimar é utilizar a informação da amostra para “adivinhar” o valor de θ .

Dois aspectos a ter em conta: a **precisão** e a **confiança**.

Ideia Importante → Fixada a dimensão da amostra, quanto mais precisa a resposta, menor a confiança que nela se deposita.

A estimação paramétrica desenvolve-se privilegiando: a precisão (**estimação por pontos**) a confiança (**estimação por intervalos**).



Parâmetro **desconhecido**
(sempre)

Precisão tem a ver com a distância entre o centro do alvo - θ
e o ponto onde a seta acertou no alvo - **estimativa**.

Estimativa - valor assumido pelo estimador para
uma amostra particular **conhecido (sempre)**

Confiança tem a ver com a confiança em acertar
num determinado círculo do alvo

ESTIMAÇÃO

Ter presente que o parâmetro de interesse θ pode ser:

- **Multidimensional**

Exemplo → Suponha que a valorização de um activo financeiro tem distribuição normal com média μ e variância σ^2 .

Observada uma amostra casual pretende-se estimar μ (rendibilidade esperada) e σ^2 (risco).

- **Função do(s) parâmetro(s) da distribuição**

- Exemplo → Suponha-se que o número de sinistros originados anualmente por uma apólice de seguro automóvel tem distribuição de Poisson de parâmetro λ (desconhecido). Em vez de nos interessarmos pelo parâmetro (média do fenómeno) podemos estar interessados numa função de λ , por exemplo, $P(X = 0|\lambda) = e^{-\lambda}$, probabilidade de não se verificar nenhum sinistro. Então pretende-se estimar $\tau(\lambda) = e^{-\lambda}$ que traduz essa probabilidade

ESTIMAÇÃO POR PONTOS

- **Conceitos Fundamentais:**

Estimador: é uma **variável aleatória**, função da amostra casual e representa-se por $T(X_1, X_2, \dots, X_n) \Rightarrow$ é uma estatística.

Por exemplo: $T(X_1, X_2, \dots, X_n) = \bar{X}$ média da amostra

Variável aleatória

Estimativa: é um **número** assumido pelo estimador para a particular amostra que se observou. Representa-se por $t(x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}$.

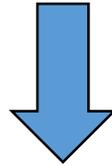
Por exemplo: $t(x_1, x_2, \dots, x_n) = \bar{x} \longrightarrow$ **Valor constante \Rightarrow não varia \Rightarrow não tem qualquer distribuição**

- **Dois problemas em aberto:**

- Como encontrar estimadores para determinado parâmetro?
- Encontrado um ou mais estimadores, como avaliar a sua qualidade?

ESTIMAÇÃO POR PONTOS

Método dos momentos



IDEIA

Utilizar os momentos da amostra para estimar os correspondentes momentos da população e, a partir daí, estimar os parâmetros de interesse

- Existem outros métodos de estimação por pontos: Método da máxima verosimilhança.

Método dos momentos

Momentos da população tem de existir

- Momentos em relação à origem da População

$$\mu'_1 = E(X)$$

$$\mu'_2 = E(X^2)$$

⋮

$$\mu'_r = E(X^r)$$

=

- Momentos empíricos ou da amostra

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

=

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n}$$

=

⋮

=

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i^r}{n}$$

Momentos da amostra existem sempre

ESTIMAÇÃO POR PONTOS

Método dos momentos

- **Formalização:**

- (X_1, X_2, \dots, X_n) amostra casual de uma população

$$f(x, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \quad \left(\overbrace{\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k}^{\text{desconhecidos}} \right) \in \Theta$$

- Constrói-se um sistema igualando os k 1^{os} momentos da população aos k 1^{os} momentos da amostra. O sistema terá tantas equações quantos os parâmetros a estimar.

$$\underbrace{\mu'_r = \psi_r(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)}_{\text{momento em relação à origem}} = \underbrace{\frac{\sum_{i=1}^n X_i^r}{n}}_{\text{momento da amostra ou empírico}} = \psi_r(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \quad r = 1, 2, \dots, k$$

- Resolve-se o sistema em ordem aos k parâmetros desconhecidos. Admite-se que o sistema tem solução única $\tilde{\theta}_j = \Phi_j(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad j = 1, 2, \dots, k$
- Diz-se que os estimadores $\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \dots, \tilde{\theta}_k$ foram obtidos pelo **método dos momentos**

ESTIMAÇÃO POR PONTOS

Método dos momentos

- **Exemplo 1** Considere-se uma população de Bernoulli da qual se extraiu uma amostra casual de dimensão n com o objectivo de estimar θ .

Como se sabe:

- 1º momento da população é $\mu'_1 = E(X) = \theta$ ↗ Constante – não conhecida
- 1º momento da amostra é $\bar{X} \rightarrow$ **Variável aleatória**
- sistema - $\bar{X} = \theta$

- solução: Estimador $\rightarrow \tilde{\theta}_{(X_1, X_2, \dots, X_n)} = \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$

Estimativa $\rightarrow \tilde{\theta}_{(x_1, x_2, \dots, x_n)} = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$ ↗ Constante – conhecida

Cuidado com a notação !

ESTIMAÇÃO POR PONTOS

Método dos momentos

- **Exemplo 2** Considere-se uma população normal da qual se extraiu uma amostra casual de dimensão n com o objectivo de estimar μ e σ^2

Constantes
desconhecidas

Como se sabe:

- momentos da população: $\mu'_1 = E(X) = \mu$; $Var(X) = E(X^2) - \mu^2 \Rightarrow \mu'_2 = E(X^2) = \sigma^2 + \mu^2$

- momentos da amostra: $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$ e $\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n}$

Variáveis aleatórias

- sistema -
$$\begin{cases} \bar{X} = \mu \\ \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n} = \sigma^2 + \mu^2 \end{cases}$$

- solução: Estimadores: $\tilde{\mu} = \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$; $\tilde{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n} - \bar{X}^2 = S^2$

Cuidado com a notação !

Estimativas: $\tilde{\mu} = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$; $\tilde{\sigma}^2 = s^2$

Constantes conhecidas