

Técnicas de Amostragem - Aula 07

Comentários Pós N1 - Exercícios

Kaique Matias de Andrade Roberto

Ciências Atuariais

HECSA - Escola de Negócios

FIAM-FAAM-FMU

1. Conceitos que aprendemos em Aulas anteriores
2. Exemplos da Aula
3. Exercícios da Lista
4. Comentários Finais
5. Referências

Conceitos que aprendemos em Aulas anteriores

Conceitos que aprendemos em Aulas anteriores

- definição da AASc e AASs;
- propriedades das principais estatísticas;
- normalidade e intervalo de confiança;
- tamanho da amostra;
- fizemos uma breve introdução aos geradores de números aleatórios.

População ("Espaço de Eventos") -
é um conjunto qualquer não-vazio.

$$U = \{1, \dots, N\}$$

Espaço Amostral ("Espaço de Probabilidades")

$$S \subseteq \mathcal{P}(U)$$

$$U = \{1, 2, 3\} \rightarrow \text{População}$$

$$AAS_S(2) = \{ (12); (13); (21); (23); (32); (31) \}$$

↳ espaço amostral

Uma Variável aleatória é

Uma função $X: S \rightarrow \mathbb{R}$

$$f_1: AAS_3(z) \rightarrow \mathbb{I}$$

$$f_1(12) = 1; \quad f_1(23) = 0$$

$$f_1(32) = 2, \dots$$

Uma distribuição de probabilidades

$$P(U) = 1; \quad P(\emptyset) = 0$$

$$P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$$

$$P(\sum X_i) = 1$$

$$(12) \mapsto \frac{1}{6}$$

$$(13) \mapsto \frac{1}{6}$$

$$(22) \mapsto \frac{1}{6}$$

$$(23) \mapsto \frac{1}{6}$$

$$(31) \mapsto \frac{1}{6}$$

$$(32) \mapsto \frac{1}{6}$$

$$P(F_1 = 1)$$

$$E[X] = \sum x_i P(X = x_i)$$

$$E[f_j] =$$

Exemplos da Aula

Exemplo 2.1

Considere a população formada por três domicílios \mathcal{U} e que estão sendo observadas as seguintes variáveis: nome (do chefe), sexo, idade, fumante ou não, renda bruta familiar e número de trabalhadores. Os dados estão na planilha "aula-01-exemplo".

	Nome do Chefe	Sexo	Idade	Fumante	Renda	Nº de Trab
1	Adz	O	20	O	12	1
2	Beto	L	30	L	30	3
3	Emz	O	40	L	14	2

Vamos usar as notações

Unidade	i
Nome do Chefe	A_i
Sexo	X_i
Idade	Y_i
Fumante	G_i
Renda Bruta Familiar	F_i
Número de Trabalhadores	T_i

Exemplo 2.2

Seja $\mathcal{U} = \{1, 2, 3\}$ (vide planilha "aula-01-exemplo"). Os vetores

$$\mathbf{s}_1 = (1, 2)$$

$$\mathbf{s}_2 = (2, 1)$$

$$\mathbf{s}_3 = (1, 1, 3)$$

$$\mathbf{s}_4 = (3)$$

$$\mathbf{s}_5 = (2, 2, 1, 3, 2)$$

são exemplos de amostras ordenadas de \mathcal{U} .

Definição 2.3

Uma função $P(\mathbf{s})$ definida em $\mathcal{S}(\mathcal{U})$, satisfazendo

$$P(\mathbf{s}) \geq 0, \text{ para quaisquer } \mathbf{s} \in \mathcal{S}(\mathcal{U})$$

e tal que

$$\sum_{\mathbf{s} \in \mathcal{S}(\mathcal{U})} P(\mathbf{s}) = 1,$$

é chamado um **planejamento amostral ordenado**.

Exemplo 2.4

Considere $\mathcal{U} = \{1, 2, 3\}$ (vide planilha "aula-01-exemplo").
Considere os seguintes exemplos de planejamentos amostrais:

Plano A

$$P(11) = P(12) = P(13) = 1/9$$

$$P(21) = P(22) = P(23) = 1/9$$

$$P(31) = P(32) = P(33) = 1/9$$

$$P(\mathbf{s}) = 0, \text{ para as demais } \mathbf{s} \in \mathcal{S}.$$

Plano B

$$P(12) = P(13) = P(21) = P(23) = P(31) = P(32) = 1/6$$

$P(\mathbf{s}) = 0$, para as demais $\mathbf{s} \in \mathcal{S}$.

$$U = \{2, \dots, 6\}$$

Plano T:

i - Sorteie com igual probabilidade elementos de U até que apareça o elemento 3.

$$(3 \mid; (13 \mid; (23) \mid;$$

Exemplo 2.5

Plano S

Considere $\mathcal{U} = \{1, 2, 3\}$ (vide planilha "aula-01-exemplo") e a seguinte regra de sorteio:

- i - sorteia-se com igual probabilidade um elemento de \mathcal{U} , e anota-se a unidade sorteada;
- ii - este elemento é devolvido à população e sorteia-se um segundo elemento do mesmo modo.

Mostre que este é o mesmo plano amostral do Plano A. Este plano é conhecido como **amostragem aleatória simples com reposição** (e será detalhado algumas Aulas adiante).

1- Quais amostras aparecem no plano S?

2- Qual probabilidade estar associada à cada uma dessas amostras?

1- Usando as regras i e ii, as amostras do plano S tem tamanho 2.

Uma amostra de S tem formato (x, y) , com $x, y \in U$, sem nenhuma restrição. Logo

Plano S = $\{(1,1); (1,2); (1,3); (2,1); (2,2); (2,3); (3,1); (3,2); (3,3)\} = \text{Plano A}.$

2- Como x e y são sorteados com mesma probabilidade e o sortio

de y é independente do sortio de x , $P(x, y) = 1/9$ (a mesma

Do plano A1. Logo os planos são
os mesmos.

Definição 2.6

Qualquer característica numérica dos dados correspondentes a amostra \mathbf{s} é chamada estatística, ou seja, qualquer função $h(\mathbf{d}_s)$ que relaciona as observações da amostra \mathbf{s} .

Exemplo 2.7

Agora considere os dados na planilha "aula-02-exemplo" e a amostra $s = (12)$. Desse modo, tem-se para o vetor $\begin{pmatrix} F_i \\ T_i \end{pmatrix}$ a seguinte matriz de dados da amostra:

$$(12) \quad \begin{pmatrix} 12 & 30 \\ 1 & 3 \end{pmatrix}.$$

$$\begin{pmatrix} 12 & 1 \\ 30 & 3 \end{pmatrix}$$

	Nome do Chefe	Sexo	Idade	Fumante	^F Renda	^T Nº de Trab
1	Adz	O	20	O	12	1
2	Beto	L	30	L	30	3
3	Emz	O	40	L	14	2

As médias

$$\bar{f} = \frac{12 + 30}{2} = 21 \text{ e } \bar{t} = \frac{1 + 3}{2} = 2,$$

ou a razão

$$r = \frac{12 + 30}{1 + 3} = 10,5$$

são exemplos de estatísticas calculadas na amostra $\mathbf{s} = (12)$.

$$r \left(\frac{f}{t} \right)$$

$$r \left(\frac{\bar{t}}{\bar{f}} \right)$$

$$\bar{f}(12) = \frac{f(1) + f(2)}{2} = \frac{12 + 30}{2} = 21$$

$$\bar{t}(12) = \frac{t(1) + t(2)}{2} = \frac{1 + 3}{2} = 2$$

$$\eta(12) = \frac{f(1) + f(2)}{t(1) + t(2)} = \frac{12 + 30}{1 + 3} = \frac{42}{4} \text{ 10.5}$$

Escolhido um plano amostral A , tem-se associado o par (S_A, P_A) dos respectivos pontos amostrais e suas probabilidades.

Fixada agora uma estatística $h(\mathbf{d}_s)$, quando \mathbf{s} percorre \mathcal{S}_A , ter-se-á associado uma variável aleatória $H(\mathbf{d}_s)$ associada ao par (\mathcal{S}_A, P_A) .

Considere também a notação

$$p_h = P_A(\mathbf{s} \in \mathcal{S}_A; H(\mathbf{d}_s) = h),$$

que denota a probabilidade sobre o conjunto de todas as amostras \mathbf{s} tais que $H(\mathbf{d}_s) = h$.

Conhecendo-se todos os valores de h e as suas respectivas probabilidades, tem-se bem identificada a (distribuição da) variável aleatória H .

Definição 2.8

A distribuição amostral de uma estatística $h(\mathbf{d}_s)$ segundo um plano amostral A , é a distribuição de probabilidades de $H(\mathbf{d}_s)$, definida sobre \mathcal{S}_A , com função de probabilidade dada por

$$p_h = P_A(\mathbf{s} \in \mathcal{S}_A; H(\mathbf{d}_s) = h) = P(h).$$

Exemplo 2.9

Para os dados na planilha "aula-02-exemplo" com dados amostrais

$$\mathbf{D} = \begin{pmatrix} F_i \\ T_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 12 & 30 & 18 \\ 1 & 3 & 2 \end{pmatrix}, i \in \mathcal{U},$$

considere a estatística $r = h(\mathbf{d}_s)$ como sendo a razão entre o total da renda familiar e o número de trabalhadores na amostra. Considere também os planos amostrais A e B . Temos as seguintes distribuições amostrais:

Definição 2.10

Um estimador é dito **não-viciado** segundo um plano amostral A se

$$E_A[\hat{\theta}] = \theta.$$

Definição 2.11

O **viés** de um estimador $\hat{\theta}(\mathbf{d}_s)$ segundo um plano amostral A , é dado por

$$B_A[\hat{\theta}] = E_A[\hat{\theta} - \theta] = E_A[\hat{\theta}] - \theta;$$

e o **erro quadrático médio** por

$$\text{EQM}_A[\theta] = E_A[\hat{\theta} - \theta]^2.$$

Com essas definições verifica-se que

$$\text{EQM}_A[\theta] = \text{Var}_A[\theta] + B_A^2[\hat{\theta}].$$

Observe que para uma amostra particular \mathbf{s} , a diferença $\hat{\theta}(\mathbf{s}) - \theta$ mostra o desvio entre o valor estimado e o valor que se desejaria conhecer, ou seja, o erro cometido pelo uso da amostra e do estimador $\hat{\theta}$ para estimar a quantidade de interesse (parâmetro) θ .

Esse desvio é usualmente conhecido por **erro amostral**. Para dada amostra, o erro amostral só pode ser calculado, na situação improvável de θ ser conhecido.

Por isso, a estratégia da avaliação da amostragem não é julgar o resultado particular de uma amostra, mas do plano amostral. Em outras palavras, queremos avaliar as propriedades do estimador sob a ótica de um plano amostral A .

Exemplo 2.12

Usando os dados da planilha "aula-02-exemplo" (com as notações adotadas até então) temos

$$E_{AASc}(r) \cong 10.13 \text{ e } \text{Var}_{AASc}(r) \cong 0.6289.$$

Suponha que o parâmetro de interesse seja a renda média por trabalhador, R , ou seja,

$$R = \frac{12 + 30 + 18}{1 + 3 + 2} = \frac{60}{6} = 10.$$

Observa-se então que r é um estimador viesado para R , pois

$$E_{AASc}(r) \cong 10.13 \neq 10 = R.$$

O vício é dado por

$$B_{AASc}(r) \cong 10.13 - 10 = 0.13,$$

de modo que

$$EMQ_{AASc}(r) \cong 0.6289 + 0.13^2 = 0.6458.$$

Exemplo 2.13

Com os mesmos dados do Exemplo anterior, suponha agora que o parâmetro de interesse seja a renda média familiar $\mu_F = 20$. Observe que

$$E_{AASc}(\bar{f}) = 20 \text{ e } \text{Var}_{AASc}(\bar{f}) = 28.$$

Isso implica que \bar{f} não é viciado para μ_F , ou seja, $B_{AASc}(\bar{f}) = 0$, de modo que

$$\text{EMQ}_{AASc}(\bar{f}) = \text{Var}_{AASc}(\bar{f}) = 28.$$

Exemplo 2.14

Considere novamente os dados na planilha "aula-02-exemplo", e considere a variável renda familiar, onde o universo é \mathcal{U} e o parâmetro populacional é $\mathbf{D} = (12, 30, 18)$. Vamos verificar como se comportam \bar{y} e s^2 com relação as funções paramétricas μ e σ^2 de \mathbf{D} para o plano amostral AASs com $n = 2$.

V	F	T
1	12	1
2	30	3
3	14	2

$$\begin{pmatrix} 12 & 1 \\ 30 & 3 \\ 14 & 2 \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} 12 & 30 & 14 \\ 1 & 3 & 2 \end{pmatrix}$$

$$\mu_F = \frac{12 + 30 + 14}{3} = \frac{60}{3} = 20$$

$$\mu_T = \frac{1 + 3 + 2}{1 + 2 + 3} = 1$$

$$R = \frac{12 + 30 + 14}{1 + 3 + 2} = \frac{60}{6} = 10$$

$$AAS_5(z) = \{ (121); (131); (221); (231); (321); (321) \}$$

S	\overline{F}	\overline{r}
(12)	21	10.5
(13)	15	10
(21)	21	10.5
(23)	24	9.6
(31)	15	10
(32)	24	9.6

Dist. Almost. F

h

15

21

24

$P(f=h)$

$\frac{1}{3}$

$\frac{1}{3}$

$\frac{1}{3}$

Dist. Almost. r

h

9.6

10

10.5

$P(r=h)$

$\frac{1}{3}$

$\frac{1}{3}$

$\frac{1}{3}$

Dist. Amostral. F

h	15	21	24
$P(F=h)$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$

$$E[\bar{F}] = \sum h_i P(\bar{F} = h_i)$$

$$= 15 \cdot \frac{1}{3} + 21 \cdot \frac{1}{3} + 24 \cdot \frac{1}{3}$$

$$= \frac{15 + 21 + 24}{3} = \frac{60}{3} = 20 = \mu(F)$$

$\Rightarrow \bar{F}$ é não-viesado para $\mu(F)$.

Dist. Almost. r

h	9.6	10	10.5
$P(r=h)$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$

$$E[r] = \sum h_i P(r=h_i)$$

$$= 9.6 \cdot \frac{1}{3} + 10 \cdot \frac{1}{3} + 10.5 \cdot \frac{1}{3}$$

$$= \frac{9.6 + 10 + 10.5}{3} = \frac{30.1}{3} \approx 10.33$$

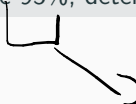
$$10.33 \neq R \Rightarrow r \text{ é}$$

viesada para R

Determinação do Tamanho da Amostra

Exemplo 2.15

Considere a população de moradores de um condomínio ($N = 540$). Deseja-se estimar a idade média dos condôminos. Com base em pesquisas passadas, pode-se obter a estimativa para σ^2 de 463.32. Suponha que será retirada da população uma amostra segundo AASc. Admitindo que a diferença entre a média amostral e a verdadeira média populacional seja, no máximo, de 4 anos, com um nível de confiança de 95%, determine o tamanho da amostra a ser coletada.


$$z_{\alpha} = 1.96$$

$$n \geq \frac{\sigma^2}{(\epsilon/z_2)^2} = \frac{463.32}{\left(4/1.96\right)^2}$$

$$= \frac{463.32}{(2.04)^2} = \frac{463.32}{4.17} \approx 111.07$$

$$n = 112$$

Estimação da Proporção

$$\hat{S}^2 = 0.7 \times 0.3$$

Exemplo 2.16

Suponha que $p = 30\%$ dos estudantes de uma escola sejam mulheres. Colhemos uma AAS de $n = 10$ estudantes e calculamos

\hat{p} = proporção de mulheres na amostra.

Qual a probabilidade de que \hat{p} difira de p em menos de 0,01?

$$\sigma^2 \approx \frac{1}{4}$$

$$P\left(\frac{|X - \bar{\mu}|}{s^2/\sqrt{n}} \leq \frac{X_\delta}{s^2/\sqrt{n}}\right) = \delta$$

$$IC = (0.3 - 0.13; 0.3 + 0.13)$$

Exemplo 2.17

Considere novamente os dados na planilha "aula-02-exemplo", e considere a variável renda familiar, onde o universo é \mathcal{U} e o parâmetro populacional é $\mathbf{D} = (12, 30, 18)$. Verifique o comportamento das estatísticas \bar{y} e s^2 com relação as funções paramétricas μ e σ^2 de \mathbf{D} para o plano amostral AASs com $n = 2$.

Para esta amostra tem-se que uma estimativa de μ é dada por $\bar{y} = 1,296$. Observa-se também que $s^2 = 2,397$. Usando a aproximação normal, vamos construir um intervalo de confiança para μ com 95% de confiança.

Para esta amostra tem-se que uma estimativa de μ é dada por $\bar{y} = 1,296$. Observa-se também que $s^2 = 2,397$. Vamos encontrar n tal que $B = 0,05$ e $\gamma = 0,05$.

Exemplo 2.18

Considere a população dos operários faltosos dos exemplos anteriores. Suponha que até 3 faltas (3 dias) em 6 meses seja considerada aceitável. Vamos:

1. construir um intervalo de confiança para P com nível de confiança de 95%;
2. calcular o tamanho da amostra com precisão $B = 0,01$ e nível de confiança de 95%.

Exercícios da Lista

Exemplo 3.1

Considere os dados na planilha "aula-02-exemplo" com dados amostrais

$$\mathbf{D} = \begin{pmatrix} F_i \\ T_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 12 & 30 & 18 \\ 1 & 3 & 2 \end{pmatrix}, i \in \mathcal{U}$$

e plano amostral AASc. Agora considere as estatísticas r e \bar{f} . Calcule

$$E_{AASc}[r], E_{AASc}[\bar{f}], \text{Var}_{AASc}[r], \\ \text{Var}_{AASc}[\bar{f}], \text{Cov}_{AASc}[r, \bar{f}] \text{ e } \text{Corr}_{AASc}[r, \bar{f}].$$

Exemplo 3.2

Considere os dados na planilha "aula-02-exemplo" com plano amostral AASc. Verifique que r é um estimador viesado para R .

Exemplo 3.3

Considere os dados na planilha "aula-02-exemplo" com plano amostral AASc. Verifique que \bar{f} é um estimador não-viesado para μ_F .

Exercícios da Lista

Exemplo 3.4

Um plano AASc com $n = 30$ foi adotado em uma área da cidade contendo 14848 residências. O número de pessoas por residência na amostra observada foi

$d = (5, 6, 3, 3, 2, 3, 3, 3, 4, 4, 3, 2, 7, 4, 3, 5, 4, 4, 3, 3, 4, 3, 3, 1, 2, 4, 3, 4, 2, 4)$.

$$\bar{x} = 3,47; \quad s^2 = 1,3 \quad s = 1,22$$

- a - Encontre uma estimativa do número médio de pessoas por residência na população e uma estimativa para a variância da estimativa obtida.
- b - Encontre um intervalo de confiança para μ .
- c - Suponha que seja de interesse uma estimativa duas vezes mais precisa que a obtida com a amostra acima. Qual o tamanho da amostra necessário para tal precisão?

80

$$\frac{X_{\gamma}}{s^2/\sqrt{n}} = z_{\gamma}$$

$$X_{\gamma} = z_{\gamma} \cdot \frac{s^2}{\sqrt{n}}$$

$$b - IC = (3,47 - 0,54, 3,47 + 0,54) \\ = (2,93; 4,01)$$

Comentários Finais

Na aula de hoje nós fizemos um grande resumo da matéria.

Nas próximas aulas nós vamos começar o estudo da amostragem estratificada.

Referências



