

Técnicas de Amostragem - Aula 05

Amostragem Aleatória Simples Sem Reposição (AASs) II

Kaique Matias de Andrade Roberto

Ciências Atuariais

HECSA - Escola de Negócios

FIAM-FAAM-FMU

1. Recomendações para o Trabalho N1
2. Conceitos que aprendemos em Aulas anteriores
3. Amostragem Aleatória Simples Sem Reposição (AASs)
4. Normalidade e Intervalo de Confiança
5. Determinação do Tamanho da Amostra
6. Estimação da Proporção
7. AASs versus AASc
8. Comentários Finais
9. Referências

Recomendações para o Trabalho N1

Recomendações para o trabalho N1

O Trabalho deveria ser entregue no AvA até o dia 22/10.

Recomendações para o trabalho N1

Para trabalho N1 será cobrado os conteúdos cobertos nas Aulas 00-05.

EXERCÍCIOS N1

Dado que os exercícios foram resolvidos em sua maioria durante as aulas, **para um gabarito completo, consulte o material das aulas.**

EXERCÍCIOS N1

Segue a lista dos exercícios:

- Aula-00: 0.8, 0.9 e 0.10;
- Aula-01: 1.1, 1.5, 1.7 e 1.10;
- Aula-02: 2.1-2.7;
- Aula-03: 3.5-3.9;
- Aula-04: 4.1-4.3;
- Aula-05: 5.1-5.5.

Kaigve.roberto@fmu.br

EXERCÍCIOS N1

Lembrando que os exercícios podem ser resolvidos em grupos de **até 4 participantes** (para exceções, me procurem o quanto antes), e vocês precisam entregar **apenas uma resolução por grupo**.

EXERCÍCIOS N1

O arquivo com as resoluções **será obrigatoriamente do tipo .pdf**. Há várias opções de conversão para arquivos .pdf e caso vocês tenham alguma dificuldade com isso, **me avisem o quanto antes**. **Qualquer extensão diferente de .pdf NÃO será aceita**.

Teórica

01

⋮

07

Escolhe
3 questões

Prática

08

⋮

14

Escolhe
3 questões

Cada questão vale 2 pontos

Conceitos que aprendemos em Aulas anteriores

Na aula passada nós lidamos com os aspectos da AASc:

- definição da AASc;
- propriedades das principais estatísticas;
- normalidade e intervalo de confiança;
- tamanho da amostra.

- Intervalo de Confiança
- Tamanho da amostra

Amostragem Aleatória Simples Sem Reposição (AASs)

- Principais estimadores
(\bar{y} , z , s^2)
- Comparação entre os planos

Amostragem Aleatória Simples Sem Reposição (AASs)

A AAS opera da seguinte forma:

- A população está numerada de 1 a N , de acordo com o sistema de referências, ou seja,

$$\mathcal{U} = \{1, 2, \dots, N\}.$$

Amostragem Aleatória Simples Sem Reposição (AASs)

- Utilizando um software ou tabela de números aleatórios, sorteia-se, com igual probabilidade, uma das N unidades da população;

Amostragem Aleatória Simples Sem Reposição (AASs)

- sorteia-se um elemento seguinte, com o elemento anterior sendo retirado da população;

Amostragem Aleatória Simples Sem Reposição (AASs)

- repete-se esse procedimento até que n unidades tenham sido sorteadas.

Teorema 3.1

Para o plano amostral AASs, a variável f_i , número de vezes que a unidade i aparece na amostra segue uma distribuição Bernoulli $f_i \sim \text{Ber}\left(\frac{n}{N}\right)$ e que satisfaz

$$P(f_i = 1) = \frac{n}{N} \text{ e } P(f_i = 0) = 1 - \frac{n}{N},$$

de modo que

$$E[f_i] = \frac{n}{N}, \text{ Var}[f_i] = \frac{n}{N} \left(1 - \frac{1}{N}\right)$$

$$\text{Cov}[f_i, f_j] = -\frac{n}{N^2} \frac{N-n}{N-1} \text{ para } i \neq j.$$

Convém ressaltar ainda a similaridade entre muitos dos resultados que os dois planos apresentam, e que embora as fórmulas sejam diferentes, são próximas quando N , o tamanho da população, tende a ser grande quando comparado com o tamanho da amostra.

Teorema 3.2

A estatística $t(\mathbf{s})$, total da amostra, definida por

$$t(\mathbf{s}) = \sum_{i \in \mathbf{s}} Y_i$$

tem, para o plano AASs, as seguintes propriedades:

$$E[t] = n\mu \text{ e } \text{Var}[t] = n(1 - f)\sigma^2,$$

onde $f = n/N$ é denominada fração amostral.

Corolário 3.3

Com relação à AASs, a média amostral

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i \in s}^n Y_i = \frac{t(s)}{n}$$

é um estimador não-viesado da média populacional com variância amostral dada por

$$\text{Var}[\bar{y}] = (1 - f) \frac{S^2}{n},$$

onde $f = n/N$ é a fração amostral.

Teorema 3.4

A variância amostral s^2 é um estimador não viesado da variância populacional S^2 para o planejamento AASs.

Normalidade e Intervalo de Confiança

Todos os resultados apresentados para o caso com reposição tem o seu equivalente para a AASs, mudando apenas a expressão correspondente à variância amostral. Assim, para a AASs temos os seguintes resultados:

$$\frac{\bar{y} - \mu}{\sqrt{(1-f)s^2/n}} \sim N(0, 1)$$

onde $f = n/N$ é a fração amostral.

$$\frac{T - \tau}{N\sqrt{(1-f)s^2/n}} \sim N(0, 1)$$

onde $f = n/N$ é a fração amostral.

$$P\left(\frac{|\bar{y} - \mu|}{\sqrt{(1-f)s^2/n}} \leq z_\alpha\right) \sim N(0, 1),$$

resultando no intervalo de confiança μ ,

$$\left(\bar{y} - z_{\alpha} \sqrt{(1-f) \frac{s^2}{n}}; \bar{y} + z_{\alpha} \sqrt{(1-f) \frac{s^2}{n}} \right),$$

onde $f = n/N$ é a fração amostral.

Um intervalo de confiança para τ com coeficiente de confiança aproximadamente $1 - \alpha$ pode ser construído de maneira análoga ao intervalo construído para μ .

$$P(|\bar{x} - \mu| < \underset{\substack{\downarrow \text{Precisão}}}{\varepsilon}} = \underset{\substack{\downarrow \\ \text{nível de} \\ \text{confiança}}}{\gamma}$$

$$\alpha = 1 - \gamma$$

\hookrightarrow nível de significância

$$N = 36\,000 \quad n = 1\,000$$

Exemplo 4.1

Uma pesquisa amostral foi conduzida com o objetivo de se estudar o índice de ausência ao trabalho em um determinado tipo de indústria. Uma AAS sem reposição de mil operários de um total de 36 mil é observada com relação ao número de faltas não justificadas em um período de 6 meses. Os resultados obtidos foram:

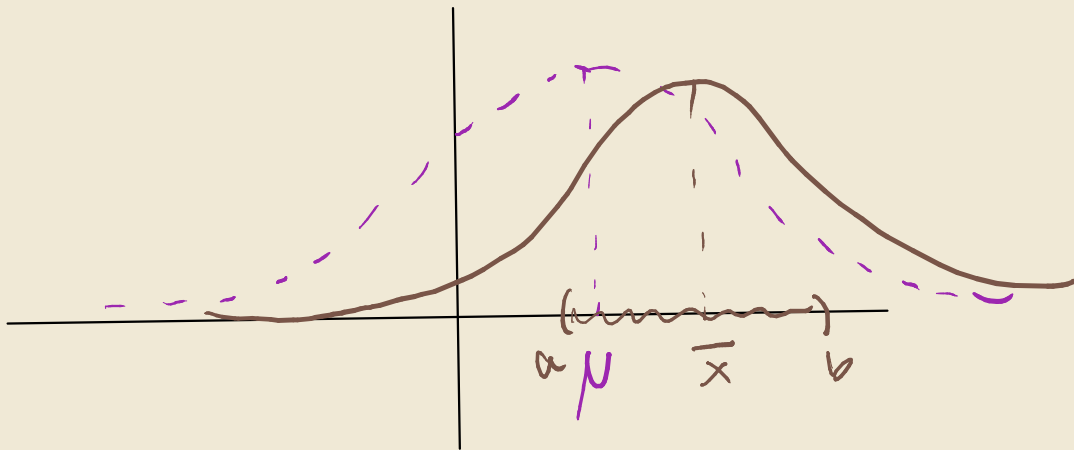
$$F = \frac{1\,000}{36\,000} = \frac{1}{36}$$

Normalidade e Intervalo de Confiança

Faltas:	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Trabalhadores:	451	162	187	112	49	21	5	11	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.

$$P(|\bar{x} - \mu| \leq X_{\delta}) = 0.95$$



$\mu \in (a, b)$ com δ de confiança

$$P\left(\frac{|\bar{x} - \mu|}{\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}}\right) \leq X_{\delta} = 0.95$$

$$P(|Z| \leq \frac{X_{\delta}}{\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}}) = 0.95$$

\downarrow z_{δ}

$$P(|Z| \leq z_\gamma) = 0.95$$

$$P(-z_\gamma \leq Z \leq z_\gamma) = 0.95$$

$$z_\gamma = 1.96 \Rightarrow$$

$$\frac{x_\gamma}{\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}} = 1.96 \Rightarrow$$

$$x_\gamma = 1.96 \cdot \sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}$$

$$= 1.96 \sqrt{\frac{\left(1 - \frac{1}{36}\right) 2.397}{1000}} \approx$$

$$N \in (1296 - \quad ; 1296 + \quad)$$

Determinação do Tamanho da Amostra

Pode-se mostrar que o tamanho da amostra para que

$$P(|\bar{y} - \mu| \leq B) = \gamma$$

é dada por

$$n = \frac{1}{D/s^2 + 1/N}, \text{ onde } D = B^2/z_\gamma^2.$$

Exemplo 5.1

Considere a população dos operários faltosos do exemplo anterior.

Determinação do Tamanho da Amostra

Faltas:	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Trabalhadores:	451	162	187	112	49	21	5	11	2

Para esta amostra tem-se que uma estimativa de μ é dada por $\bar{y} = 1.296$. Observa-se também que $s^2 = 2.397$. Vamos encontrar n tal que $B = 0.05$ e $\gamma = 0.05$.

$$P(|\bar{x} - \mu| \leq 0.05) = 0.95$$

$$P\left(\frac{|\bar{x} - \mu|}{\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}} \leq \frac{0.05}{\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}}\right) = 0.95$$

$$P(|z| \leq \frac{0.05}{\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}}) = 0.95$$

$$\frac{0.05}{\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}}} = 1.96 \Rightarrow$$

$$\sqrt{\frac{(1-f)s^2}{n}} = 1.96 \cdot 0.05 \Rightarrow$$

$$\frac{(1-f)s^2}{n} = 1.96^2 \cdot 0.05^2$$

$$n = \frac{(1-F) s^2}{1.96^2 \cdot 0.05^2}$$

$$= \frac{\left(1 - \frac{1}{36}\right) 2.397}{1.96^2 \cdot 0.05^2} = 297$$

Estimação da Proporção

De maneira geral, em muitas situações, existe interesse em estudar a proporção de elementos em certa população que possuem determinada característica, como ser ou não um item defeituoso, ser ou não eleitor de um determinado partido, etc.

Nesta situação, a cada elemento da população está associada a variável aleatória Y_i da seguinte maneira:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{se o indivíduo for portador da característica} \\ 0 & \text{se o indivíduo não for portador da característica} \end{cases}$$

Daí

$$P = \mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i$$

é a proporção de unidades da população que possuem a característica de interesse, e podemos escrever

$$S^2 = \frac{N}{N-1} P(1-P).$$

A seguir segue um resumo dos resultados teóricos obtidos para a estimação da proporção:

Estimação da Proporção

Teorema 6.1

Um estimador não-viciado de P baseado na AASs é dado por:

$$p = \hat{P} = \bar{y} = \frac{m}{n},$$

com

$$\text{Var}(\hat{P}) = \frac{N - n}{N - 1} \frac{PQ}{n},$$

sendo $Q = 1 - P$. Além disso, um estimador não-viciado de S^2 é

$$s^2 = \frac{n}{n - 1} \hat{P}\hat{Q}.$$

Consequentemente, um estimador não viciado de $\text{Var}(\hat{P})$ é dado por

$$\text{var}(p) = (1 - f) \frac{\hat{P}\hat{Q}}{n - 1}.$$

Utilizando-se a aproximação normal, um intervalo de confiança aproximado para P é dado por

$$\left(\hat{P} - z_{\alpha} \sqrt{(1 - f) \frac{\hat{P}\hat{Q}}{n - 1}}; \hat{P} + z_{\alpha} \sqrt{(1 - f) \frac{\hat{P}\hat{Q}}{n - 1}} \right).$$

Notando-se que o produto PQ (e portanto $\hat{P}\hat{Q}$) é sempre menor que $1/4$, um intervalo de confiança conservador para P é dado por

$$\left(\hat{P} - z_{\alpha} \sqrt{\frac{1-f}{4(n-1)}}; \hat{P} + z_{\alpha} \sqrt{\frac{1-f}{4(n-1)}} \right).$$

Como no caso da Média amostral, pode-se considerar o tamanho da amostra n de tal forma que

$$P(|\hat{P} - P| \leq \varepsilon) \cong \gamma.$$

Pode-se mostrar que o valor de n é dado por

$$n = \frac{N}{\frac{(N-1)D}{PQ} + 1},$$

e para usarmos esta fórmula, é necessário um valor estimado para P .

Uma forma alternativa, que produz um valor conservador para n consiste em utilizar o fato de que $PQ \leq 1/4$. Neste caso, tem-se

$$n = \frac{N}{4(N-1)D + 1}.$$

Exemplo 6.2

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%.

Estimação da Proporção

$$\hat{p} = \frac{451 + 162 + 187 + 112}{1000} = 0.912$$

Faltas:	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Trabalhadores:	451	162	187	112	49	21	5	11	2

$$\hat{q} = 1 - \hat{p} = 0.088 \quad S^2 = \frac{1}{4}$$

$$P(|\hat{p} - p| \leq X_{\alpha}) = 0.95$$

$$P\left(\frac{|\hat{p} - p|}{\sqrt{\frac{(1-F)\hat{p}\hat{q}}{n-1}}} \leq \frac{X_{\alpha}}{\sqrt{\frac{(1-F)\hat{p}\hat{q}}{n-1}}}\right) = 0.95$$

$$\frac{X_{\alpha}}{\sqrt{\frac{(1-F)\hat{p}\hat{q}}{n-1}}} = 1.96$$

AASs versus AASc

Quando se tem dois planos amostrais é importante saber qual é "melhor". Para isso, é preciso fixar o critério pelo qual o plano será julgado.

Dentre os critérios mais adotados estão o Erro Quadrático Médio ou a variância quando os estimadores não são viesados.

Além disso, existe um conceito importante, o **Efeito do Planejamento, EPA**, que compara a variância de um plano qualquer com relação a um plano que é considerado padrão.

A estatística \bar{y} é em ambos os planos (AASs e AASc) um estimador não viesado. Assim

$$\text{EPA} = \frac{\text{Var}_{\text{AASs}}[\bar{y}]}{\text{Var}_{\text{AASc}}[\bar{y}]} = \frac{(1-f)S^2/n}{\sigma^2/n} = \frac{N-n}{N-1}.$$

Quando o $EPA > 1$ tem-se que o plano do numerador é menos eficiente que o padrão. Quando $EPA < 1$ a situação é inversa.

$$N - n \leq N - 1$$

No nosso caso,

$$\text{EPA} = \frac{\text{Var}_{\text{AASs}}[\bar{y}]}{\text{Var}_{\text{AASc}}[\bar{y}]} = \frac{N - n}{N - 1} \leq 1$$

com a igualdade acontecendo apenas quando $n = 1$.

Ou seja, o plano AASs é "melhor" do que o plano AASc. Esse resultado confirma a intuição de que amostras sem reposição são "melhores" do que aquelas com elementos repetidos.

Comentários Finais

Em resumo, na aula de hoje nós completamos a lista de propriedades da AASs e com isso, finalizamos o desenvolvimento dos aspectos básicos da teoria envolvendo AAS (com ou sem reposição).

Nas próximas aulas nós vamos focar em números aleatórios.

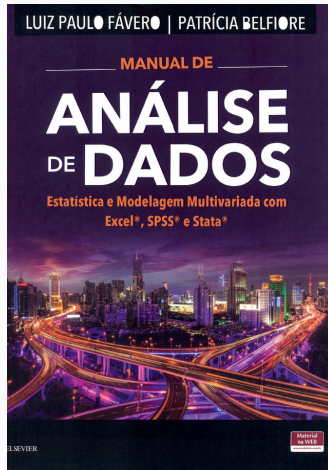
REFORÇO: EXERCÍCIOS N1

Segue a lista dos exercícios:

- Aula-00: 0.8, 0.9 e 0.10;
- Aula-01: 1.1, 1.5, 1.7 e 1.10;
- Aula-02: 2.1-2.7;
- Aula-03: 3.5-3.9;
- Aula-04: 4.1-4.3;
- Aula-05: 5.1-5.5.

Referências







2.4

$$D = \begin{pmatrix} \bar{F}_i \\ \bar{T}_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 12 & 30 & 18 \\ 1 & 3 & 2 \end{pmatrix}$$

AASc(z)

$$r = \frac{\sum F_i}{\sum \bar{T}_i}$$

$$P_{AASc(z)}^{(s)} = \frac{1}{9}$$

S	11	12	13	21	22	23	31	32	33
\bar{F}	12	21	15	21	30	24	15	24	18
\bar{T}	1	2	1.5	2	3	2.5	1.5	2.5	2
r	12	10.5	10	10.5	10	9.6	10	9.6	9

h	12	15	18	21	24	30
$P(\bar{r}=h)$	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$

$$E[\bar{r}] = 12 \cdot \frac{1}{9} + 15 \cdot \frac{2}{9} + \dots + 30 \cdot \frac{1}{9}$$

$$= 20 = \mu$$

h	9	9.6	10	10.5	12
$P(r=h)$	$\frac{1}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{3}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$

$$E[r] = 10.13$$

$$\text{Cov}[\bar{f}, r] =$$

$$\sum_{s \in \text{AAS}_c(z)} [\bar{f}(s) - E[\bar{f}]] [r(s) - E[r]] \cdot p(s)$$

$$= \frac{1}{9} \left[(12-20)(1-10.13) + (21-20)(2-10.3) + \dots + (18-20)(2-10.13) \right] = 521$$

$$\text{Correl}[\bar{f}, r] = \frac{521}{\sqrt{\text{Var}[\bar{f}] \text{Var}[\bar{f}]}}$$