CC0288 - Inferência Estatística I

Oitava Verificação de Aprendizagem - 06/07/2023.

Prof. Maurício

•	11	m	\cap	
a	ш	ш	,	

A prova tem 5 questões valendo 15 pontos.

1. (Valor 4 pontos) Considere a variável aleatória $X \sim N(\mu, 9)$.

Seja X_1, X_2, \ldots, X_9 uma amostra aleatória da variável aleatória forneceu : $\sum_{i=1}^{9} x_i = 135$.

a. Queremos testar: $H_0: \mu = 12$ vs $H_1: \mu > 12$.

Classifique as hipóteses. Calcule o nível descritivo. Qual a sua conclusão usando $\alpha = 0,05$?

Solução:

 $H_0: \mu = 12 (\ Simples) \ vs \ H_1: \mu > 12 (\ Composta).$

A média amostral é dada por:

$$\bar{x} = \frac{135}{9} = 15.$$

Temos que

$$\bar{X} \sim N(\mu, 1)$$
.

O nível descritivo do teste é dado por:

$$z_{cal} = \frac{15 - 12}{1} = 3.$$

$$\hat{\alpha} = P\left(\bar{X} \ge 15 | \mu = 12\right) = P(Z \ge 3)$$

$$\hat{\alpha} = 0.5 - P(0 < Z < 3) = 0.5 - 0.4987 = 0.0013.$$

```
> SX=135;n=9
> 
> Xb=SX/9;Xb
[1] 15
> sigma=3
> 
> mu_0=12
> z_cal=sqrt(n)*(Xb-mu_0)/sigma;z_cal
[1] 3
> 
> nd=1-pnorm(3);nd;round(nd,4)
```

```
[1] 0.001349898
[1] 0.0013
> alfa=0.05
>
> nd> alfa ####Rejeitar H_0.
[1] FALSE
>
> z_tab=qnorm(1-alfa);z_tab
[1] 1.644854
>
> z_tab > z_cal ####Rejeitar H_0.
[1] FALSE
>
> z_tab > z_cal ####Rejeitar H_0.
```

b. Queremos testar:

$$H_0: \mu = 12$$
 (Simples) vs $H_1: \mu \neq 12$ (Composta).

Classifique as hipóteses. Calcule o nível descritivo.

Forneça o valor tabelado do teste.

Qual a sua conclusão usando $\alpha=0,05$? Como

$$p_1 = P(\bar{X} \ge 15 \mid \mu = 12) = 0,0013 < 0,5.$$

Assim

$$nd = 2 \times 0,0013 = 0,0026.$$

2. (Valor 2 pontos) Considere os mesmos dados da questão anterior.

Além disso sabemos $\sum_{i=1}^{9} x_i^2 = 2212,305.$

Queremos testar:

$$H_0: \mu = 18 \ vs \ H_1: \mu < 18.$$

Classifique as hipóteses. Calcule o nível descritivo.

Forneça o valor tabelado do teste.

Qual a sua conclusão usando $\alpha = 0,04$?

Como

$$P(t(8) \le t_{tab}) = 0,04 = \frac{p}{2}$$

temos que p=0,08 que não tem na tabela.

mas

$$0,025 < 0,04 < 0,05$$
.

Pela tabela temos:

$$P(t(8) \le -1, 86) = 0,05$$
 e $P(t(8) \le -2, 306) = 0,025$.

Assim 4

$$-2,306 < t_{tab} < -1,86.$$

Note que o valor é $t_{tab} = -2,004$.

```
> ######Segunda Questão
> n=9
> alfa=0.04
> ttab=qt(alfa,n-1);ttab
[1] -2.004152
> round(ttab,3)
[1] -2.004
> SX=135
> Xb=SX/n;Xb
```

```
[1] 15
> S2=(2212.305-135^2 2/n)/(n-1);S2
[1] 23.41312
> s=sqrt(S2);S
[1] 0.1304735
> mu_0=18
> tcal=sqrt(n)*(Xb-mu_0)/s;tcal;round(tcal,3)
[1] -1.859999
[1] -1.86
> nd=pt(t_cal,n-1);nd;round(nd,2)
[1] 0.04996535
[1] 0.05
>
> nd>alfa
[1] TRUE
> tcal < ttab ####Não rejeitar H_O.
[1] FALSE
>
>
>
```

3. (Valor 3 pontos) Uma fábrica de automóveis anuncia que que seus carros consomem em média, 10 litros de gasolina por 100 quilômetros, com desvio padrão de 0,8 litros. Uma revista desvia que este consumo é maior e resolve testar esta afirmação.

Para tal, analisa 36 automóveis dessa marca , obtendo um consumo médio de 10,4 litros por 100 quilômetros. Considerando que o consumo siga o modelo Normal, o que a revista pode concluir sobre o anúncio da fábrica ao nível de 1%? Qual o tamanho do erro do tipo II se a média for 10,6?

Solução:

Considere a variável aleatória X consumo de gasolina, em litros, em um percurso de 100 km.

$$X \sim N(\mu; 0, 64).$$

Queremos testar:

$$H_0: \mu = 10$$
 (Simples) vs $H_1: \mu > 10$ (Composta).

dados amostrais:

$$n = 36 \; ; \; \bar{x} = 10, 4.$$

Sabemos que:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

Como $\alpha = 0,01$ temos $z_{tab} = 2,33$.

A nossa regra de decisão fica:

Se $z_{cal} > z_{tab}$ rejeitar H_0 . Caso contrário não rejeitar.

Se H_0 é verdade temos:

$$z_{cal} = \frac{10, 4 - 10}{0, 8/6} = 3.$$

Como 3 > 2,33 não podemos aceitar H_0 . A fábrica mentiu.

Vamos calcular o tamanho do erro do tipo II. A região de aceitação

$$z_{cal} \le 2,33$$

é equivalente a:

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{0.8/6} \le 2,33$$

$$\bar{X} \le \mu_0 + 2{,}33 \times \frac{0,8}{6} = 10,31.$$

Logo

$$\beta = P(\bar{X} \le 10, 31 \mid \mu = 10, 6) = P(Z \le -2, 18)$$

$$\beta = P(Z \ge 2, 18) = 0, 5 - P(0 < Z < 2, 18) = 0, 5 - 0, 48537 = 0, 01463.$$

```
> ####Terceira questão
>
> ######H_0: mu=10 vs H_1: mu >10
> n=36;xb=10.4; mu_0=10;sigma=0.8; alfa=0.01
> z_tab=qnorm(1-alfa);z_tab
[1] 2.326348
> z_tab=2.33
> z_cal=(xb-mu_0)/(sigma/sqrt(n));z_cal
[1] 3
> ###Regra de decisão: Se z_cal >3 rejeitar H_O. caso contrario não.
>
> z_cal>ztab ###### Não rejeitar H_O. A fábrica não mentiu.
[1] TRUE
> #####item b Rc: Xb >c
> c=mu_0+z_tab*(sigma/sqrt(n));c
[1] 10.31067
> c=10.31
> ####Aceitar H_O quando Xb <=10,31.
> mu_1=10.6
> z_1=(c-mu_1)/(sigma/sqrt(n));z_1
[1] -2.175
> beta=pnorm(z_1);beta;round(beta,4)
[1] 0.01481506
[1] 0.0148
>
```

4. (Valor 4 pontos) Uma empresa não pode produzir mais de 5~% de unidades defeituosas de um artigo em um mesmo lote. Seja p a proporção de unidades defeituosas em um certo lote e suponha que neste lote $100~\rm artigos$ são sorteados para serem inspecionados. Responda as seguintes questões:

Seja X = 1 se o artigo é defeituoso e X = 0 caso contrário.

Note que:

$$X \sim Ber(p)$$
.

a. Qual o parâmetro que se deseja testar?

Resposta: O parâmetro p é a probabilidade p do artigo ser defeituoso.

b. Qual é o estimador a ser utilizado e sua distribuição amostral?

Resposta: Seja

$$S = \sum_{i=1}^{n} X_i \sim Bin(n, p).$$

O estimador não viciado para p é

a

$$\hat{p} = \frac{S}{n}$$
.

Uma distribuição aproximada para \hat{p} é aproximadamente:

$$\hat{p} \sim N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right),$$

de sorte que aproximadamente:

$$Z = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \sim N(0, 1).$$

c. Indique as hipóteses a serem testadas, classifique-as e interprete-as.

Resposta:

A hipótese nula

$$H_0: p = 0,05,$$

que é uma hipótese simples. Ela indica que a empresa fabrica dentro dos padrões especificados.

A hipótese alternativa

$$H_1: p > 0,05,$$

que é uma hipótese composta . Ela indica que a empresa não fabrica dentro dos padrões especificados.

d. Determine o critério de decisão com nível de significância de 5%.

Resposta:

Se H_0 é verdade temos:

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} \sim N(0, 1).$$

Devemos rejeitar H_0 se

$$z_{cal} > 1,645.$$

que é equivalente a :

$$\frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} > 1,645$$

Logo

$$\hat{p} > p_0 + 1,645 \times \sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}$$

$$\hat{p} > 0,05 + 1,645 \times \sqrt{\frac{0,05 \times 0,95}{100}}$$

 $\hat{p} > 0,0859$

ou

$$S > 8,59$$
 ou $S \ge 9$.

```
> #### Quarta questão H_O: p=0,05 vs H_1: p >0,05
>
> p_0=0.05
> n=100
> aux=p_0*(1-p_0);aux
[1] 0.0475
>
> aux1=aux/n;aux1
[1] 0.000475
> sqrt(aux1)
[1] 0.02179449
>
> z_tab=1.645
>
> c=p_0+ z_tab*sqrt(aux1);c
[1] 0.08585194
>
> round(c,4)
[1] 0.0859
>
```

e. Com o critério, calcule a probabilidade de aceitar um lote com 7% de defeituosos. **Resposta:** Esta questão pede o tamanho do erro do tipo II quando $p = 0,07 = p_1$. Assim,

$$\beta = P \, (\hat{p} \le 0,0859 \mid p = 0,07)$$

$$\beta = P\left(Z \le \frac{0,0859 - 0,07}{\sqrt{\frac{0,07 \times 0,93}{100}}}\right) = P(Z \le 0,62) = 0,73224.$$

```
> p_1=0.07
> p_1=0.07
> aux2=p_1*(1-p_1);aux2
[1] 0.0651
> aux3=aux2/n;aux3
[1] 0.000651
> sqrt(aux3)
[1] 0.0255147
> z=(0.0859-0.07)/sqrt(aux3);z
[1] 0.6231701
> beta=pnorm(z);beta
[1] 0.7334136
> >
```

f. Se forem observadas 10 unidades defeituosas, qual o nível descritivo?

Resposta:

Note que:

$$Var(s) = np \times (1 - p) = E(S) \times q = 5 \times 0,95 = 4,75.$$

$$nd = P(S \ge 10) \approx P\left(Z \ge \frac{10 - 5}{\sqrt{4,75}}\right)$$

 $E(S) = 100 \times 0,05 = 5,$

$$nd = P(Z \ge 2,29) = 0, 5 - 0,48899 = 0,01101.$$

```
> ES=100*0.05;ES
[1] 5
>
> VS=100*0.05*0.95;VS
[1] 4.75
> sigmaS=sqrt(VS);sigmaS
[1] 2.179449
> z=(10-5)/sqrt(4.75);z
```

```
[1] 2.294157
> nda=1-pnorm(z);nda
[1] 0.01089073
```

Note que ele coincide com a solução II. Se elevarmos 2,29 ao quadrado teremos o valor do qui-quadrado da saída.

O nível descritivo exato é dado por:

```
nde = 0,02819.
```

```
Exact binomial test
data: 10 and 100
number of successes = 10, number of trials = 100, p-value = 0.02819
alternative hypothesis: true probability of success is greater than 0.05
95 percent confidence interval:
0.05526324 1.00000000
sample estimates:
probability of success
0.1
> 1-pbinom(9,100,0.05)
[1] 0.02818829
> prop.test(10,100,0.05,correct=F)
1-sample proportions test without continuity correction
data: 10 out of 100, null probability 0.05
X-squared = 5.2632, df = 1, p-value = 0.02178
alternative hypothesis: true p is not equal to 0.05
95 percent confidence interval:
0.05522914 0.17436566
sample estimates:
р
0.1
> prop.test(10,100,0.05,alternative="greater",correct=F)
1-sample proportions test without continuity correction
```

```
data: 10 out of 100, null probability 0.05
X-squared = 5.2632, df = 1, p-value = 0.01089
alternative hypothesis: true p is greater than 0.05
95 percent confidence interval:
0.06071867 1.00000000
sample estimates:
р
0.1
> prop.test(10,100,0.05,alternative="greater")
1-sample proportions test with continuity correction
data: 10 out of 100, null probability 0.05
X-squared = 4.2632, df = 1, p-value = 0.01947
alternative hypothesis: true p is greater than 0.05
95 percent confidence interval:
0.05689751 1.00000000
sample estimates:
р
0.1
```

5. (Valor 2 pontos) Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória da variável aleatória

$$X \sim N(\mu, 4)$$
.

Queremos testar:

$$H_0: \mu = 10 \quad vs \quad H_1: \mu > 10.$$

Mostre que a região crítica do teste mais poderoso de tamanho $\alpha=0,05$ é da forma:

$$\bar{x} \geq c$$
.

Mostre que

$$c = 10 + \frac{3,29}{\sqrt{n}}.$$

Para n=25

temos

$$c = 10,658.$$

Resposta: Vamos começar pelo final:

Para n=25 temos

$$c = 10 + \frac{3,29}{\sqrt{n}} = 10 + \frac{3,29}{\sqrt{25}} = 10 + \frac{3,29}{5} = 10 + \frac{6,58}{10} = 10,658.$$

Será que existe teste mais poderoso de tamanho $\alpha = 0,05$ para testar;

$$H_0: \mu = 10 \quad vs \quad H_1: \mu = a > 10.$$

$$X \sim N(\mu, 4)$$

Sua f.d.p. é dada por:

$$f(x|\mu) = (8\pi)^{-1/2} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{8}} I_A(x), A = (-\infty, \infty).$$

Note que:

$$L(\mu; \mathbf{x}) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i | \mu) = \prod_{i=1}^{n} (8\pi)^{-1/2} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{8}}.$$

$$L(\mu; \mathbf{x}) = (8\pi)^{-n/2} \prod_{i=1}^{n} e^{-\frac{1}{8} (x_i - \mu)^2}$$

$$L(\mu; \mathbf{x}) = (8\pi)^{-n/2} e^{-\frac{1}{8} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2}$$

Se a hipótese nula é verdadeira temos $\mu = 10$:

$$L_0(\mathbf{x}) = (8\pi)^{-n/2} e^{-\frac{1}{8} \sum_{i=1}^n (x_i - 10)^2}.$$

Se a hipótese alternativa é verdadeira temos $\mu = a$:

$$L_1(\mathbf{x}) = (8\pi)^{-n/2} e^{-\frac{1}{8} \sum_{i=1}^{n} (x_i - a)^2}$$

Pelo Lema de Neyman-Pearson , utilizando a razão de verossimilhança simples, temos que o teste mais poderoso será aquele com região crítica dada por

$$A_1^* = \{ \mathbf{x}; \frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} \ge k \}.$$

Vamos com calma:

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} = \frac{(8\pi)^{-n/2} e^{-\frac{1}{8} \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2}}{(8\pi)^{-n/2} e^{-\frac{1}{8} \sum_{i=1}^n (x_i - 10)^2}}.$$

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} = \exp\left(-\frac{1}{8}\left(\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 - (x_i - 10)^2\right)\right)$$

Assim

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} = \exp\left(-\frac{1}{8} \sum_{i=1}^n (x_i^2 - 2a \ x_i + a^2 - x_i^2 + 20 \ x_i - 100)\right)$$

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} = \exp\left(-\frac{1}{8} \sum_{i=1}^n (-2(a - 10)x_i + a^2 - 100)\right)$$

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} = \exp\left(\frac{2(a - 10)}{8} \sum_{i=1}^n x_i - \frac{n(a^2 - 100)}{8}\right)$$

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} = \exp\left(\frac{a - 10}{4} \sum_{i=1}^n x_i - \frac{n(a^2 - 100)}{8}\right)$$

Seja

$$s = x_1 + x_2 + \ldots + x_n$$

De

$$\frac{L_1(\mathbf{x})}{L_0(\mathbf{x})} \ge k$$

temos

$$\log\left(\exp\left(\frac{s}{50} - 3, 4n\right)\right) \ge \log(k)$$

$$\frac{a - 10}{4} \sum_{i=1}^{n} x_i - \frac{n(a^2 - 100)}{8} \ge \log(k)$$

$$\frac{(a - 10)}{4} \sum_{i=1}^{n} x_i \ge \frac{n((a - 10)(a + 10))}{8} + \log(k)$$

Como a > 10 temos:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i \ge \frac{4}{a-10} \frac{n((a-10)(a+10))}{8} + \frac{4}{a-10} \log(k)$$

Dividindo por n temos:

$$\frac{s}{n} \ge \frac{a+10}{2} + \frac{4}{n(a-10)} \log(k)$$

Logo

$$\bar{x} \ge c$$
.

que é a nossa região crítica é da forma do teste M.P. procurado pois só depenseu fo fato que a>10.

Assim é a nossa região UMP para o teste

$$H_0: \mu = 10 \ versus \ H_0: \mu => 10;$$
.