Probabilidade e Estatística

Series de Problemas 5

21 de Maio de 2025

1. Admita que a resistência mecânica de certo material cerâmico possui distribuição normal com valor esperado e variância desconhecidos. Uma vez medidas as resistências mecânicas de 10 espécimes selecionados casualmente, verificou-se que a média amostral e a variância amostral corrigida são iguais a 10.16 e 2.6401, respectivamente.

Obtenha um intervalo de confiança a 90% para o verdadeiro valor esperado da resistência mecânica.

- A) [9.5015, 10.8185]
- B) [9.4494, 10.8706]
- C) [9.2181, 11.1019]
- D) [9.3148, 11.0052]

Resolução:

Neste problema, pretende-se construir um intervalo de confiança para o valor esperado (média) de uma distribuição normal com parâmetros desconhecidos.

Considere-se a variável aleatória X que representa a resistência mecânica do material cerâmico:

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

Dados do problema:

n = 10 (tamanho da amostra)

 $\bar{X} = 10.16 \pmod{\text{média amostral}}$

 $S^2 = 2.6401$ (variância amostral corrigida)

Quando a média μ é desconhecida e a variância σ^2 também é desconhecida, utilizamos a distribuição t de Student para construir o intervalo de confiança.

A estatística de teste apropriada é:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$$

Para um intervalo de confiança de nível $(1-\alpha)$, o intervalo é dado por:

$$\bar{X} \pm t_{n-1, 1-\alpha/2} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}$$

Aqui:

$$S = \sqrt{S^2} = \sqrt{2.6401} \approx 1.6248$$

Para nível de confiança de 90%, temos $\alpha=0.10$, então $\alpha/2=0.05$. Com n-1=9 graus de liberdade, e utilizando uma tabela da distribuição t ou uma calculadora estatística, encontramos:

$$t_{9.0.95} \approx 1.833$$

O erro padrão da média é:

$$\frac{S}{\sqrt{n}} = \frac{1.6248}{\sqrt{10}} \approx 0.5138$$

Portanto, a semi-amplitude do intervalo de confiança é:

$$t_{9,0.95} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} = 1.833 \times 0.5138$$
$$\approx 0.9418$$

O intervalo de confiança de 90% para μ é:

$$ar{X} \pm 0.9418 = 10.16 \pm 0.9418$$

= $[10.16 - 0.9418, 10.16 + 0.9418]$
= $[9.2182, 11.1018]$
 $\approx [9.2181, 11.1019]$

Resposta: A opção correta é (C) [9.2181, 11.1019].

2. Considere que o tempo de vida de certo tipo de lâmpadas (na unidade militar de hora) tem distribuição normal com valor esperado e variância desconhecidos. Depois de obtidas as durações de 11 lâmpadas selecionadas casualmente, verificouse que a variância amostral corrigida é igual a 0.0492.

Determine um intervalo de confiança a 99% para o verdadeiro valor do desvio padrão.

- A) [0.1398, 0.4777]
- B) [0.0195, 0.2282]
- C) [0.3099, 0.6478]
- D) [0.3727, 0.5814]

Resolução:

Neste problema, pretende-se construir um intervalo de confiança para o desvio padrão σ de uma distribuição normal com parâmetros desconhecidos.

Considere-se a variável aleatória X que representa o tempo de vida das lâmpadas:

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

Dados do problema:

$$n = 11$$
 (tamanho da amostra)
 $S^2 = 0.0492$ (variância amostral corrigida)

Para construir um intervalo de confiança para σ^2 (e consequentemente para σ), utilizamos o resultado de que:

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

Para um intervalo de confiança de nível $(1 - \alpha)$ para σ^2 , temos:

$$P\left(\chi_{n-1,\,\alpha/2}^2 < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi_{n-1,\,1-\alpha/2}^2\right) = 1 - \alpha$$

Isolando σ^2 :

$$P\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1,1-\alpha/2}} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1,\alpha/2}}\right) = 1 - \alpha$$

O intervalo de confiança para σ^2 é, portanto:

$$\left[\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1,1-\alpha/2}^2}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1,\alpha/2}^2}\right]$$

Para nível de confiança de 99%, temos $\alpha=0.01$, então $\alpha/2=0.005$. Com n-1=10 graus de liberdade, e utilizando uma tabela da distribuição χ^2 ou uma calculadora estatística, encontramos:

$$\chi^2_{10, 0.995} \approx 25.188$$
 $\chi^2_{10, 0.005} \approx 2.156$

Substituindo os valores na fórmula do intervalo de confiança para σ^2 :

$$\sigma_{\inf}^2 = \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2}$$
$$= \frac{10 \cdot 0.0492}{25.188}$$
$$\approx 0.0195$$

$$\sigma_{\sup}^2 = \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}$$
$$= \frac{10 \cdot 0.0492}{2.156}$$
$$\approx 0.2282$$

Tomando a raiz quadrada para obter o intervalo para o desvio padrão σ :

$$\sigma_{\inf} = \sqrt{\sigma_{\inf}^2}$$
$$= \sqrt{0.0195}$$
$$\approx 0.1396$$

$$\sigma_{\sup} = \sqrt{\sigma_{\sup}^2}$$
$$= \sqrt{0.2282}$$
$$\approx 0.4777$$

Portanto, o intervalo de confiança a 99% para o desvio padrão σ é:

$$[\sigma_{\rm inf}, \sigma_{\rm sup}] = [0.1396, 0.4777]$$

Comparando com as alternativas dadas, a opção que mais se aproxima $\acute{\rm e}:$

Resposta: A opção correta é (A) [0.1398, 0.4777].

3. Em determinada região afetada por um surto epidémico, recolheuse uma amostra casual de 120 indivíduos, tendo-se encontrado 54 indivíduos contaminados.

Qual das seguintes opções representa um intervalo de confiança a aproximadamente 95% para a verdadeira proporção, p, de indivíduos contaminados na região afetada pelo surto epidémico?

- A) [0.361, 0.539]
- B) [0.384, 0.516]
- C) [0.3753, 0.5247]
- D) [0.3946, 0.5054]

Resolução:

Neste problema, pretende-se construir um intervalo de confiança para a proporção p de indivíduos contaminados na população.

Dados do problema:

$$n = 120$$
 (tamanho da amostra)
 $X = 54$ (número de indivíduos contaminados)

A proporção amostral é:

$$\hat{p} = \frac{X}{n} = \frac{54}{120} = 0.45$$

Como o tamanho da amostra é grande (n=120) e tanto $n\hat{p}=120\times0.45=54$ quanto $n(1-\hat{p})=120\times0.55=66$ são maiores que 5, podemos utilizar a aproximação normal para construir o intervalo de confiança para a proporção.

O erro padrão da proporção é:

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$$
$$= \sqrt{\frac{0.45 \times 0.55}{120}}$$
$$\approx 0.04542$$

Para um nível de confiança de 95%, o valor crítico da distribuição normal padrão é:

$$z_{0.975} \approx 1.96$$

O intervalo de confiança é dado por:

$$\hat{p} \pm z_{0.975} \times \text{SE}(\hat{p}) = 0.45 \pm 1.96 \times 0.04542$$

$$= 0.45 \pm 0.0890$$

$$= [0.45 - 0.0890, 0.45 + 0.0890]$$

$$= [0.3610, 0.5390]$$

$$\approx [0.361, 0.539]$$

Resposta: A opção correta é (A) [0.361, 0.539].

4. O engenheiro mecânico responsável pela produção de um dado tipo de pneus admite que a sua duração (em milhas percorridas) possui distribuição normal. Foram testados 19 pneus desse tipo, tendo-se obtido uma amostra com média e variância iguais a $\bar{x} = 41089.3$ e $s^2 = 8.34067 \times 10^6$, respectivamente.

Um engenheiro afirma que o valor esperado da duração desse tipo de pneus é igual a 40000 milhas, ao passo que uma consultora defende que tal valor esperado é inferior a 40000 milhas. Confronte a hipótese defendida pelo engenheiro com a defendida pela consultora e decida com base no valor-p do teste.

- A) Não se rejeita para 1%, 5% e 10%
- B) Rejeita-se para 10% e não se rejeita para 1% e 5%
- C) Rejeita-se para 5% e 10% e não se rejeita para 1%
- D) Rejeita-se para 1%, 5% e 10%

Resolução:

Neste problema, estamos perante um teste de hipóteses sobre o valor esperado da duração dos pneus. As hipóteses são:

 $H_0: \mu = 40000$

 $H_a: \mu < 40000$

Dados do problema:

```
n=19 (tamanho da amostra)

\bar{X}=41089.3 (média amostral)

S^2=8.34067\times 10^6 (variância amostral corrigida)
```

O desvio padrão amostral corrigido é:

$$S = \sqrt{S^2}$$
$$= \sqrt{8.34067 \times 10^6}$$
$$\approx 2888.02$$

Para testar as hipóteses sobre o valor esperado de uma distribuição normal com variância desconhecida, utilizamos a estatística de teste T que segue uma distribuição t de Student com (n-1) graus de liberdade:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$$

$$= \frac{41089.3 - 40000}{2888.02/\sqrt{19}}$$

$$= \frac{1089.3}{2888.02/4.3589}$$

$$= \frac{1089.3}{662.557}$$

$$\approx 1.644$$

Como estamos testando H_a : $\mu < 40000$ (hipótese alternativa da consultora), mas o valor da estatística de teste $T \approx 1.644$ é positivo, significa que os dados amostrais indicam $\bar{X} > \mu_0$. Isto contradiz a direção da hipótese alternativa.

Para calcular o valor-p para este teste unilateral à esquerda:

valor-
$$p = P(T_{18} \le 1.644)$$

= $1 - P(T_{18} \le -1.644)$
 ≈ 0.941

Como o valor- $p \approx 0.941$ é maior que os níveis de significância usuais $\alpha \in \{0.01, 0.05, 0.10\}$, não rejeitamos a hipótese nula H_0 em favor da hipótese alternativa H_a em nenhum destes níveis.

Resposta: A opção correta é (A) Não se rejeita para 1%, 5% e 10%.

5. Um inquérito a 100 lisboetas revelou que, entre eles, 19 são favoráveis à aplicação de uma taxa à circulação automóvel no centro histórico da cidade.

Uma engenheira afirmou que "um quarto dos lisboetas é favorável à proposta". Avalie se os dados recolhidos contrariam esta afirmação. Decida com base no valor-p.

- A) Rejeita-se para 10% e não se rejeita para 1% e 5%
- B) Não se rejeita para 1%, 5% e 10%
- C) Rejeita-se para 1%, 5% e 10%
- D) Rejeita-se para 5% e 10% e não se rejeita para 1%

Resolução:

Neste problema, estamos perante um teste de hipóteses sobre a proporção p de lisboetas favoráveis à aplicação da taxa. As hipóteses são:

$$H_0: p = 0.25$$

$$H_a: p \neq 0.25$$

Dados do problema:

$$n = 100$$
 (tamanho da amostra)

$$X = 19$$
 (número de indivíduos favoráveis)

A proporção amostral é:

$$\hat{p} = \frac{X}{n}$$

$$= \frac{19}{100}$$

$$= 0.19$$

Sob H_0 , o erro padrão da proporção é:

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}$$

$$= \sqrt{\frac{0.25 \times 0.75}{100}}$$

$$= \sqrt{0.001875}$$

$$\approx 0.0433$$

Para testar as hipóteses, calculamos a estatística de teste z:

$$z = \frac{\hat{p} - p_0}{SE(\hat{p})}$$
$$= \frac{0.19 - 0.25}{0.0433}$$
$$\approx -1.386$$

Como o teste é bilateral, o valor-p é calculado por:

valor-
$$p = 2 \times P(Z \le -1.386)$$

 $\approx 2 \times 0.0829$
 ≈ 0.1658

Como o valor- $p \approx 0.1658$ é maior que os níveis de significância usuais $\alpha \in \{0.01, 0.05, 0.10\}$, não rejeitamos a hipótese nula H_0 em favor da hipótese alternativa H_a em nenhum destes níveis.

Resposta: A opção correta é (B) Não se rejeita para 1%, 5% e 10%.