

UFRJ - CCMN - IM - Departamento de Métodos Estatísticos

Prova Final de Probabilidade e Estatística

05-12-2018

Atenção: Não serão aceitas respostas sem justificativa.

Resolver as questões nos espaços apropriados.

Q1) A partir de uma variável aleatória U uniformemente distribuída sobre o intervalo $[0, 1]$, defina duas variáveis aleatórias X e Y da seguinte maneira:

$$X = \begin{cases} 1, & \text{se } U \leq 0,3 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad \text{e} \quad Y = \begin{cases} 1, & \text{se } U \leq 0,6 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} .$$

- Obtenha a função de probabilidade conjunta do par (X, Y) .
- As variáveis aleatórias X e Y são independentes? Justifique.
- Calcule $\text{Cov}(X, Y)$.
- Calcule $P(X = 1|Y = 1)$ e $P(Y = 0|X = 0)$.

Q2) A distribuição X da temperatura (em graus Celsius) de solidificação de uma substância pode ser modelada por uma Normal. Não se tem conhecimento dos parâmetros de X , mas sabe-se que $P(X < 50) = 0,0227$ e $P(X > 80) = 0,1586$.

- Calcule os parâmetros μ e σ da distribuição de X .
- Qual a probabilidade de X pertencer ao intervalo $I = [55; 80]$?
- Se 40 medições da temperatura de solidificação dessa substância forem realizadas, qual a probabilidade da variável X pertencer ao intervalo I em pelo menos 25 das 40 repetições?

Q3) Deseja-se estimar simultaneamente:

- A média μ , em mg/l , da concentração da substância S em determinado produto químico; e
- A proporção p de unidades desse produto nas quais a concentração de S é superior a $5,5 \text{ mg/l}$.

Para isso foi coletada uma amostra piloto composta por 10 unidades amostrais desse produto, para as quais a concentração da substância S , em mg/l , foi medida. Eis os resultados: 12,03 7,75 6,97 7,06 5,86 7,99 4,30 6,12 4,43 5,73. Para simplificar os cálculos, informam-se: $\sum x_i = 68,24; \text{ mg/l}$ e $\sum x_i^2 = 509,79 \text{ (mg/l)}^2$.

Pergunta-se:

- Quais são as estimativas da média μ e do desvio padrão σ da concentração de S , bem como da proporção p , com base na amostra piloto?
- Qual o tamanho mínimo de uma nova amostra com base na qual se possa estimar a proporção p de forma que o erro absoluto seja inferior a $0,08$ com 95% de probabilidade?
- Se for utilizada essa mesma amostra dimensionada no item (b), qual a probabilidade de que na estimação de μ seja cometido um erro máximo de $0,3 \text{ mg/l}$?

Admita que o tamanho da amostra calculado no item (b) é suficientemente grande para que seja válida a aproximação fornecida pelo Teorema Central do Limite.

Q4) O atual tempo de travessia de barcas entre Rio de Janeiro e Niterói é considerado uma variável aleatória com distribuição Normal de média 15 minutos e desvio padrão de 3 minutos. Uma nova barca da empresa concorrente *MSC Barcas* vai entrar em operação e os responsáveis garantem que será mais rápida que as anteriores. Teste a hipótese de que o tempo médio de travessia é igual ou superior a 15 minutos *versus* a alternativa de que ele é inferior a 15 minutos.

- Para uma amostra de 20 tempos de travessia com a nova barca, obteve-se um tempo médio de 14,5 minutos. Obtenha a região crítica (ou região de rejeição) do teste considerando um nível de 5% . Tome sua decisão.
 - Obtenha o p -valor do teste. O resultado está coerente com a conclusão do item (a)? Justifique.
 - Calcule a probabilidade do erro tipo II, se a nova barca gasta, em média, 2 minutos a menos que as anteriores para completar a travessia.
-

Solução

Q1) (a) Como $U \sim U(0, 1)$ segue que:

$$\begin{cases} P(X = 1, Y = 1) = P(U \leq 0, 3) = 0, 3, \\ P(X = 0, Y = 1) = P(0, 3 < U \leq 0, 6) = 0, 3, \\ P(X = 0, Y = 0) = P(U > 0, 6) = 0, 4. \end{cases}$$

Além disso, como $Y \geq X$ temos que $P(X = 1, Y = 0) = 0$.

(b) X e Y não são independentes, pois, por exemplo:

$$P(X = 1, Y = 0) = 0 \neq (0, 3)(0, 4) = P(X = 1)P(Y = 0).$$

(c) Ora, já que $U \sim U(0, 1)$, temos que

$$E(X) = P(U \leq 0, 3) = 0, 3, \quad E(Y) = P(U \leq 0, 6) = 0, 6$$

Além disso, $E(XY) = P(XY = 1) = P(U \leq 0, 3) = 0, 3$. Logo,

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = (0, 3) - (0, 3)(0, 6) = 0, 12.$$

(d) Usando a definição de probabilidade condicional temos,

$$P(X = 1|Y = 1) = P(X = 1, Y = 1)/P(Y = 1) = (0, 3)/(0, 6) = 0, 5$$

e

$$P(Y = 0|X = 0) = P(X = 0, Y = 0)/P(X = 0) = (0, 4)/(0, 7) = 0, 5714.$$

Q2) (a) $X \sim N(\mu, \sigma)$. Sabemos que:

$$\Phi\left(\frac{80-\mu}{\sigma}\right) = 1 - 0, 1586 = 0, 8414. \text{ Assim, } \frac{80-\mu}{\sigma} \approx 1$$

$$\Phi\left(\frac{50-\mu}{\sigma}\right) = 0, 0227. \text{ Assim, } \Phi\left(\frac{\mu-50}{\sigma}\right) = 1 - 0, 0227 = 0, 9773, \text{ então, } \frac{\mu-50}{\sigma} = 2, 0009 \approx 2$$

Temos 2 equações e 2 incógnitas. Resolvendo o sistema, $\mu = 70$ e $\sigma = 10$.

$$(b) P(55 < X < 80) = \Phi\left(\frac{80-70}{10}\right) - \Phi\left(\frac{55-70}{10}\right) = \Phi(1) - \Phi(-1, 5) = \Phi(1) + \Phi(1, 5) - 1$$

$$P(55 < X < 80) = 0, 8413 + 0, 9332 - 1 = 0, 7745 \approx 0, 77.$$

(c) Seja $Y =$ Número de repetições com tempo no intervalo I, $Y \sim \text{Bin}(n = 40; p = 0, 77)$.

Como $np(1-p) = 40 \times 0, 77 \times 0, 23 = 7, 084 \geq 3$, podemos aproximar Y por

$Y_c \sim N(\mu = np = 30, 8; \sigma^2 = np(1-p) = 7, 084 = 2, 66^2)$. Então,

$$P(Y \geq 25) \approx P(Y_c > 24, 5) = 1 - \Phi\left(\frac{24, 5 - 30, 8}{2, 66}\right) = 1 - \Phi(-2, 37) = \Phi(2, 37) = 0, 9911.$$

Q3) (a) As estimativas de μ , σ e p a partir da amostra piloto são, respectivamente:

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{10} = 6, 82 \text{ mg/l}; \quad s = \sqrt{\frac{\sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{10}}{9}} = 2, 23 \text{ mg/l}; \quad \hat{p} = \frac{8}{10} = 0, 8.$$

(b) Aproximando Binomial por Normal, e usando a estimativa de p fornecida pela piloto, o tamanho mínimo da nova amostra para garantir que

$$P[|\hat{p} - p| < 0, 08] = 0, 95, \text{ é } n = \left(\frac{z_{0, 975}}{0, 08}\right)^2 p(1-p) \approx \left(\frac{1, 96}{0, 08}\right)^2 0, 8 \times (1 - 0, 8) \approx 97.$$

Uma regra prática afirma que, para garantir a validade da aproximação da Binomial pela Normal, devemos ter $np(1-p) \geq 3$. Ora, como $97 \times 0, 8 \times (1 - 0, 8) = 15, 52 \geq 3$, essa condição está sendo atendida neste caso.

(c) Aplicando o TCL, e usando a estimativa de σ fornecida pela piloto, temos:

$$P[|\bar{X} - \mu| < 0, 3] \approx 2\Phi\left(\frac{0, 3\sqrt{97}}{2, 23}\right) - 1 = 2\Phi(1, 32) - 1 = 0, 82.$$

Q4) (a) As hipóteses de interesse são:

$$\begin{cases} H_0 : \text{ o tempo médio de travessia é igual ou superior a 15 minutos} \\ H_1 : \text{ o tempo médio de travessia é inferior a 15 minutos} \end{cases}$$

As hipóteses envolvem o parâmetro μ e podem ser escritas como:

$$\begin{cases} H_0 : \mu \geq 15 \\ H_1 : \mu < 15 \end{cases}$$

Uma vez que o teste unilateral envolve a média populacional, consideramos a média amostral \bar{X} para construir a estatística de teste e usamos o fato de que $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n = 3^2/20)$. A estatística de teste sob H_0 é:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - 15}{3/\sqrt{20}} \sim N(0, 1)$$

Dada a amostra de tamanho $n = 20$, sob a hipótese nula, o valor observado de Z é:

$$z_{obs} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{14,5 - 15}{3/\sqrt{20}} = -0,745.$$

e podemos decidir pela aceitação ou rejeição de H_0 sob o nível de significância de 5% já previamente estipulado. Note que a regra de decisão pode ser formulada em termos da estatística Z ou em termos da própria média amostral \bar{X} . Rejeitamos H_0 se

$$z_{obs} < -1,64,$$

ou equivalentemente, se

$$\bar{x} < 15 - 1,64 \frac{3}{\sqrt{20}} = 13,89$$

Como $z_{obs} > -1,64$, estamos na região de aceitação da hipótese e a decisão é não rejeitar a hipótese de que o tempo médio de travessia das barcas seja superior ou igual a 15 *km/l*. Da mesma forma, como $\bar{x} = 14,5$ não pertence à região crítica, não rejeitamos a hipótese H_0 ao nível de significância de 5%.

(b) Como o teste é unilateral a esquerda, o p-valor será dado por:

$$\begin{aligned} p\text{-valor} &= P(\bar{X} \leq \bar{x}_{obs} \mid H_0 \text{ verdadeira}) = P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq \frac{14,5 - 15}{3/\sqrt{20}}\right) \\ &= P(Z \leq -0,745) = 1 - P(Z \leq 0,745) \\ &= 0,226. \end{aligned}$$

Como $p\text{-valor} > \alpha$, concluímos pela não rejeição de H_0 .

(c) Assumindo $\mu = 13$ a probabilidade do erro do tipo II é dada por

$$\begin{aligned} \beta(13) &= P(\text{não rejeitar } H_0 \mid H_0 \text{ falsa}) \\ &= P(\bar{X} \geq 13,89 \mid \mu = 13) \\ &= P\left(\frac{\bar{X} - 13}{3/\sqrt{20}} \geq \frac{13,89 - 13}{3/\sqrt{20}}\right) \\ &= P(Z \geq 1,32) = 1 - \Phi(1,32) \\ &= 1 - 0,906 = 0,094 \end{aligned}$$

Assim, se $\mu = 13$ minutos, a probabilidade de concluirmos de forma equivocada que H_0 não deveria ser rejeitada é 0,094.