title here

Felipe B. Pinto 61387 – MIEQB

22 de abril de 2023

Conteúdo

I Introdução à Teoria da Probabi-		Questão 3	11
lidade	2	Questão 5	12
Questão 18	3	Questão 10	13
Questão 27	4	V Estimação Pontual	14
II Variáveis Aleatórias	5	Questão 2	15
Questão 1	6	Questão 3	16
Questão 2	7	VI Estimação por intervalo de con-	
Questão 6	8	fiança	17
Questão 13	9	VII Testes de Hipóteses	18
III Principais Distribuições	10	Questão 1	19

I – Introdução à Teoria da Probabilidade

Considere os acontecimentos A e B de um espaço de resultados tais que $P(A \cup B) = 0.8$, e P(A - B) = 0.3. Qual o valor da P(B)

$$P(B) = P(B \cup A) - P(A - B) = 0.8 - 0.3 = 0.5$$

Um aluno conhece bem 60% da matéria dada. Num exame com cinco perguntas, sorteadas ao acaso, sobre toda a matéria, qual a probabilidade de vir a responder correctamente a duas perguntas?

$$P(X=2) = {5 \choose 2} * 0.6^{n} * (1 - 0.6)^{5-2}$$

II – Variáveis Aleatórias

A variável aleatória (v.a.) X representa o número de doentes com gripe que procuram, por dia, o Dr. Remédios. Em 50% dos dias, pelo menos 2 pacientes com gripe procuram o Dr. Remédios. A sua função de probabilidade é dada por:

$$x egin{cases} 0 & 1 & 2 & 3 \ p & 0.2 & q & 0.3 \end{pmatrix}$$

Q1 a.

Determine p e q.

$$q = P(X = 2) = P(X \ge 3) - P(X = 3) = 0.5 - 0.3 = 0.2$$

$$p = P(X = 0) = 1 - P(X = 0) = 1 - P(X > 0) =$$

$$= 1 - P(X = 1) - P(X = 2) - P(X = 3) = 1 - 0.2 - 0.3 = 0.3$$

Q1 b.

Determine a função de probabilidade das v.a.'s $Y=40\,X$ e $W=\max(X,1)$.

$$Y = \left\{ egin{cases} 0 & 40 & 80 & 120 \ 0.3 & 0.2 & 0.2 & 0.3 \end{matrix}
ight\} \qquad W = \left\{ egin{cases} 1 & 2 & 3 \ 0.5 & 0.2 & 0.3 \end{matrix}
ight\}$$

A v.a. X representa o número de pontos que saem no lançamento de um determinado dado. A sua função de distribuição segue-se:

$$F(x) = egin{cases} 0 & x < 1 \ 1/6 & 1 \leq x < 2 \ 1/4 & 2 \leq x < 4 \ 1/2 & 4 \leq x < 5 \ 7/12 & 5 \leq x < 6 \ 1 & x \geq 6 \ \end{cases}$$

Q2 a.

Calcule as seguintes probabilidades, usando a função de distribuição:

(i) A probabilidade de o número de pontos saídos ser no máximo 3.

$$P(X \le 3) = F(3)$$

(ii)

$$P(1 < X \le 2) = P(X \le 2) - P(X \le 1) = F(2) - F(1)$$

(iii)

$$P(2 \le X < 6) = P(X < 6) - P(X < 2) = F(6^{-}) - F(2^{-}) = 7/12 - 1/6 = 5/12$$

Q2 b.

Determine a função de probabilidade de X e confirme os resultados acima obtidos.

$$P(X = x) = P(X \le x) - P(X < x) = F(X) - F(X^{-}) \implies$$

$$\begin{cases}
P(X = 1) = 1/6 - 0 = & 1/6 \\
P(X = 2) = 1/4 - 1/6 = & 1/12 \\
P(X = 3) = 1/4 - 1/4 = & 0 \\
P(X = 4) = 1/2 - 1/4 = & 1/4 \\
P(X = 5) = 7/12 - 1/2 = & 1/12 \\
P(X = 6) = 1 - 7/12 = & 5/12
\end{cases}$$

$$X = egin{cases} 1 & 2 & 4 & 5 & 6 \ 1/6 & 1/12 & 1/4 & 1/12 & 5/12 \ \end{pmatrix}$$

Q2 c.

Pode afirmar que o dado é equilibrado? Justifique.

N, os lados tem diff probs

Q2 d.

Sabendo que o número de pontos saído é pelo menos 4, calcule a probabilidade de saírem 6 pontos.

$$P(X = 6|X \ge 4) = \frac{P(X = 6 \cap X \ge 4)}{P(X \ge 4)} = \frac{P(X = 6)}{P(X \ge 4)} = \frac{F(6) - F(6')}{F(4^{-})} = \frac{1 - 7/12}{1/4} = 5/9$$

Seja X uma v.a. com a seguinte função densidade probabilidade:

$$f(x) = egin{cases} 4\,x & 0 < x < k \ 0 & c.c. \end{cases}$$

Q6 a.

k

$$\int_{-\infty}^{infty} f(x) dx = \int_{0}^{k} f(x) dx = \int_{0}^{k} 4x dx = 4(x^{2}) \Big|_{0}^{k} = 4k^{2} = 1 \implies$$

$$\implies k = 1/\sqrt{2}$$

Q6 b.

Calcule $P(1/4 \le X \le 1/3)$, a mediana e o quantil de ordem 0.95.

(i)
$$P(1/4 \le X \le 1/3)$$

$$P(1/4 \le X \le 1/3) = \int_{1/4}^{1/3} f(x) \, dx = \int_{1/4}^{1/3} 4 x \, dx = 4 \left(x^2\right) \Big|_{1/4}^{1/3} = 4 \left(3^{-2} - 4^{-2}\right) = 4 \left(3^{-2} - 4^{-2}\right) = 194.44 \, \text{E} - 3$$

(ii) Mediana

$$P(X \le m_e) = \int_0^{m_e} f(x) \, dx = 4(m_e^2) = 1/2 \implies m_e = \sqrt{(1/2)/4} = 353.55 \,\mathrm{E} - 3$$

(iii)

$$P(X \le q_{95}) = \int_0^{q_{95}} f(x) \, \mathrm{d}x = 0.95$$

Seja X uma v.a. com a seguinte função de distribuição:

$$F(x) = egin{cases} 0, & x < 0 \ 1 - (x+1)\,e^{-x}, & x \geq 0 \end{cases}$$

Q13 a.

Calcule P(X < 1)

Q13 b.

Calcule $P(X < 2|X \ge 1)$

Q13 c.

Determine a função densidade probabilidade de X.

Q13 d.

Dado que $\int_0^\infty x^2 \, e^{-x} \, dx = 2 \int_0^\infty x \, e^{-x} \, dx$ e $\int_0^\infty x^3 \, e^{-x} \, dx = 3 \int_0^\infty x^2 \, e^{-x} \, dx$, determine E(X) e V(X).

(i) E(X)

$$E(X) = \int_{\mathbb{R}} x f(x) \, dx = \int_{0}^{+\infty} x x e^{-x} \, dx = \int_{0}^{+\infty} x^{2} e^{-x} \, dx =$$

$$= 2 \int_{0}^{+\infty} x e^{-x} \, dx = 2 \Delta x e^{-x} \, dx \Big|_{0}^{+\infty} = 2 \left(-0 + \frac{0+1}{e^{0}} \right) = 2$$

(ii) V(X)

$$V(X) = -E^{2}(X) + E(X^{2}) = -2^{2} + \int_{\mathbb{R}} x^{2} f(x) dx = -2^{2} + \int_{0}^{\infty} x^{3} e^{-x} dx =$$

$$= -2^{2} + 3 \int_{0}^{\infty} x^{2} e^{-x} dx = -2^{2} + 3 * 2 = 2$$

III – Principais Distribuições

O senhor Sousa tem uma empresa que compra e vende selos e outros artigos de colecionismo. Ele guarda 20 selos dentro de uma bolsa preta, estando ainda cada um deles metido num envelope opaco. 6 destes selos valem 100 euros cada um e os restantes nada valem. O senhor Sousa, para promover a venda, cobra 20 euros por cada selo, mas não permitindo que o cliente veja o conteúdo do envelope. Suponha que um cliente compra 5 selos.

Q3 a.

Qual a probabilidade dos cinco selos nada valerem?

$$P(X=0) = \frac{\binom{6}{0}\binom{20-6}{5}}{\binom{20}{5}} = \frac{\frac{6!}{0!*6!}\binom{20-6}{5}}{\binom{20}{5}}$$

Q3 b.

Qual a probabilidade do cliente não perder nem ganhar dinheiro com a compra?

$$P(X=1) = \frac{\binom{6}{1}\binom{14}{4}}{\binom{20}{5}}$$

Determinado exame é constituído por 5 questões de escolha múltipla, em que cada questão tem 4 opções de resposta possíveis - apenas uma sendo a correcta. Supondo que um aluno que vai fazer o exame responde a tudo ao acaso

Q5 a.

qual é a probabilidade de ele acertar a mais de metade das questões?

$$P(X \ge 3) = \sum_{n=3}^{5} P(X = n) = \sum_{n=3}^{5} {5 \choose n} 0.25^{n} 0.75^{5-n}$$

Q5 b.

Qual é o número médio de respostas correctas?

$$E(X) = n * p = 5 * 0.25 = 1.25$$

Q5 c.

E o seu desvio padrão?

$$\rho = \sqrt{V(X)} = \sqrt{n * p * (1 - p)} = 0.9682$$

Suponha que, o número de pessoas que utilizam uma caixa multibanco é um processo de Poisson de taxa $\lambda=10/h$. Calcule;

Q10 a.

a probabilidade de não ir ninguém à caixa multibanco durante 1 hora.

$$P(X=0) = \frac{e^{-10} \, 10^0}{0!} = e^{-10} \cong 45.40 \, \text{E} - 6$$

Q10 b.

a probabilidade de irem 20 pessoas à referida caixa durante 4 horas.

$$P(X = 20) = \frac{e^{-40} 40^{20}}{20!} = 192.00 \,\mathrm{E} - 6$$

Q10 c.

O número médio de visitas à caixa multibanco durante 4 horas e o seu coeficiente de variação.

V – Estimação Pontual

Considere que se seleccionou uma amostra aleatória (X_1, X_2, \dots, X_n) de uma população com valor médio μ e variância σ^2 .

Q2 a.

Mostre que \overline{X} é estimador centrado e consistente da média populacional.

$$\overline{X} = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$$

$$E(\overline{X}) = E\left(n^{-1}\sum_{i=1}^{n} X_i\right) = n^{-1} E\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right) = n^{-1}\sum_{i=1}^{n} E(X_i) = n^{-1}n\mu = \mu;$$

$$\begin{aligned} & \mathbb{V}(\overline{X}) = \mathbb{V}\left(n^{-1}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = n^{-2}\,\mathbb{V}\left(\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = n^{-2}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{V}(X_{i}) = n^{-2}\sum_{i=1}^{n}\sigma^{2} = \\ & = \sigma^{2}/n \implies \\ & \implies \lim_{n \to \infty} EQB(\overline{X}) = \lim_{n \to \infty}\mathbb{V}(\overline{X}) = \lim_{n \to \infty}\sigma^{2}/n = 0 \end{aligned}$$

 \overline{X} é consistente em média quadrática de μ

Q2 b.

Mostre que $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$ também são estimadores centrados de μ . Qual é melhor? São consistentes?

$$\hat{ heta}_1 = rac{X_1 + X_n}{2} \qquad \hat{ heta}_2 = rac{2\,X_1 + 3\,X_2 + 5\,X_3}{10}$$

$$E(\hat{\theta}_1) = E\left(\frac{X_1 + X_n}{2}\right) = 2^{-1} E(X_1 + X_n) = 2^{-1}(E(X_1) + E(X_n)) = 2^{-1}(2\mu) = \mu;$$

$$V(\hat{\theta}_1) = V\left(\frac{X_1 + X_n}{2}\right) = 4^{-1} V(X_1 + X_n) = 4^{-1}(V(X_1) + V(X_n)) = 4^{-1}(\sigma^2 + \sigma^2) = \sigma^2/2;$$

$$\lim_{n \to \infty} EQM(\hat{\theta}_1) = \lim_{n \to \infty} V(\hat{\theta}_1) = \lim_{n \to \infty} \sigma^2/2 = \sigma^2/2 \neq 0;$$

$$E(\hat{\theta}_2) = E\left(\frac{2X_1 + 3X_2 + 5X_3}{10}\right) = 10^{-1} E\left(2X_1 + 3X_2 + 5X_3\right) = 10^{-1} (2 E(X_1) + 3 E(X_2) + 5 E(X_3)) = 10^{-1} (2 \mu + 3 \mu + 5 \mu) = 10^{-1} (10 \mu) = \mu;$$

$$\begin{split} & \mathbb{V}(\hat{\theta}_2) = \mathbb{V}\left(\frac{2\,X_1 + 3\,X_2 + 5\,X_3}{10}\right) = 10^{-2}\,\mathbb{V}\left(2\,X_1 + 3\,X_2 + 5\,X_3\right) = \\ & = 10^{-2}\left(2^2\,\mathbb{V}(X_1) + 3^2\,\mathbb{V}(X_2) + 5^2\,\mathbb{V}(X_3)\right) = 10^{-2}\left(2^2\,\sigma^2 + 3^2\,\sigma^2 + 5^2\,\sigma^2\right) = \\ & = 0.38\,\sigma^2; \end{split}$$

$$\lim_{n \to \infty} EQM(\hat{\theta}_2) = \lim_{n \to \infty} V(\hat{\theta}_2) = \lim_{n \to \infty} 0.38 \,\sigma^2 = 0.38 \,\sigma^2 \,\mathcal{D};$$

$$\therefore EQM(\hat{\theta}_2) < EQM(\hat{\theta}_1)$$

 $\hat{ heta}_2$ é mais preciso

Q2 c.

Mostre que \bar{X}^2 não é estimador centrado de 2 .

$$E(\bar{X}^2) = V(\bar{X}) + E^2(\bar{X}) = \sigma^2/n + \mu^2 \neq \mu$$

Suponha que seleccionou uma amostra aleatória (X_1, X_2, \dots, X_n) de uma população com distribuição $U(0, \theta)$, isto é, com função densidade:

$$f(x) = egin{cases} heta^{-1} & 0 \leq x \leq heta \ 0 & c.c. \end{cases}$$

$$E(X) = \int_0^\theta x \, \theta^{-1} \, d\theta = \theta^{-1} \, \theta^2 / 2 = \theta / 2;$$

$$V(X) = E(X^2) - E^2(X) = \int_0^\theta x^2 \, \theta^{-1} \, d\theta - \theta^2/4 = \theta^{-1} \, \theta^3/3 - \theta^2/4 = \theta^2/12$$

Q3 a.

Verifique se o estimador $2\overline{X}$ é centrado e consistente.

$$E(2\overline{X}) = 2 E(\overline{X}) = 2 E(X) = 2\theta/2 = \theta;$$

$$\lim_{n\to\infty} EQM(2\,\overline{X}) = \lim_{n\to\infty} V(2\,\overline{X}) = \lim_{n\to\infty} 4\,V(\overline{X}) = \lim_{n\to\infty} 4\,V(X)/n = \lim_{n\to\infty} 4\,(\theta^2/12)/n = \lim_{n\to\infty} \theta^2/3n = 0$$

 $2\,\overline{X}$ é estimador consistente em média quadrática de θ

Q3 b.

Dada a amostra (1.215, 1.580, 0.726, 2.843, 3.394, 0.612, 2.621, 1.181, 2.930, 0.317), estime o valor de θ . Nota: $\sum x_i = 17.42$.

$$\hat{\theta} = 2\,\overline{x} = 2 * 17.42/10 = 3.484$$

VI – Estimação por intervalo de confiança

VII – Testes de Hipóteses

Uma fábrica de gelados afirma que a procura do gelado de chocolate no verão, por dia e em euros, é uma v.a. Normalmente distribuída com valor médio 200 EUR e desvio padrão 40 EUR. Numa amostra aleatória constituída por 10 dias seleccionados ao acaso do período de verão verificou-se que $\bar{x}\cong 216$.

Q1 a.

Teste, ao nível de significância 5%, se de facto o consumo médio de gelado de chocolate no verão é de 200 EUR por dia.

$$\begin{split} Z &= \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1) \begin{cases} H_0 : \mu_0 = 200 \\ H_1 : \mu_1 \neq 200 \end{cases} \\ \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} &= \frac{216 - 200}{40/\sqrt{10}} \cong 1.26 \not\in \left[-z_{\alpha/2}, z_{\alpha/2} \right]^c = \\ &= \left[-z_{5\%/2}, z_{5\%/2} \right]^c = \left[-z_{0.025}, z_{0.025} \right]^c = \left[-1.96, 1.96 \right]^c \end{split}$$

Q1 b.

Teste, ao ao nível de significância 5%, se de facto o consumo médio de gelado de chocolate no verão é menor do que e200 por dia.

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1) \begin{cases} H_0 : \mu_0 \ge 200 \\ H_1 : \mu_1 < 200 \end{cases}$$
$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{216 - 200}{40/\sqrt{10}} \cong 1.26 \notin [-z_\alpha, \infty]^c = [-z_{0.05}, \infty]^c = [-1.645, \infty]^c$$

$\overline{\mathrm{Q1}}\,\mathrm{c}.$

Qual a potência do teste, da alínea anterior, se $\mu = 190$.

$$1 - \beta = P(\text{Rejeitar } H_0 | \mu = 190)$$

Q1 d.

Resolva as duas primeiras alíneas usando o p-valor.

(i) (b)

p-valor =
$$P(Z < z_{observado}|H_0) = P(Z < 1.26|H_0) =$$

= $\Phi(1.26) \cong 0.8962 > 0.05 = \alpha$
 \therefore não rejeita

(ii) (a)

p-valor =
$$2P(Z > z_{obs}|H_0) = 2P(Z > 1.26|H_0) = 2(1 - P(Z < 1.26|H_0)) =$$

= $2(1 - Φ(1.26)) = 2(1 - 0.8962) = 0.2076 = 0.05 > α$
∴ não rejeita

Nota: Como em (a) o α possui duas regiões de rejeição de $\alpha/2$ fazemos o p-valor ser o dobro da probabilidade para comparar com o valor de α (sem dividir por 2), e como se refere ao valor da direita pegamos o valor da complementar da tabela da normal.