

Exame de Admissão. Mestrado em Estatística. IME-USP - Fevereiro 2017.

NOME COMPLETO: \_\_\_\_\_

Observações:

1. A prova é INDIVIDUAL e SEM CONSULTA com duração de 3 horas.
2. SEMPRE JUSTIFIQUE AS RESPOSTAS.
3. Todas as questões têm o mesmo valor. O candidato deve escolher 4 questões entre as 6 para serem corrigidas. Indique aqui as questões escolhidas (IMPORTANTE!): \_\_\_\_\_.

1. Seja  $X$  uma variável aleatória com distribuição geométrica,  $X \sim Geo_0(\theta)$ , ou seja,  $\mathbb{P}(X = j) = (1 - \theta)^j \theta, j = 0, 1, \dots$ . Seja  $Y$  o resto da divisão de  $X$  por 3.
  - (a) (1,0 ponto) Achar a distribuição de  $Y$ .
  - (b) (1,5 ponto) Achar a distribuição condicional de  $Z = \frac{X-Y}{3}$  dado que  $Y = y, y = 0, 1, 2$ .
2. (a) (1,0 ponto) Dê a definição de **estatística suficiente**. Interprete do ponto de vista de inferência estatística. Justifique bem sua resposta.
  - (b) (1,5 ponto) Considere o problema de se fazer inferência sobre  $p$ , a probabilidade desconhecida de ocorrência de cara numa moeda. Um experimento é realizado da seguinte forma: a moeda é lançada até o aparecimento da primeira cara e conta-se o número de coroas obtidas; repete-se o procedimento independentemente  $n$  vezes. Seja  $X_i$  o número de coroas observadas na  $i$ -ésima repetição. A partir da **definição de estatística suficiente**, mostre que a estatística  $\sum_{i=1}^n X_i$  é suficiente.
3. A distribuição conjunta de duas variáveis  $X, Y$  é dada pela densidade conjunta

$$f(x, y) = \frac{n2a^2x^{n-1}}{y^{n+3}} \mathbf{1}_{[0, y]}(x) \mathbf{1}_{(a, \infty)}(y), \quad a > 0, n \in \{1, 2, \dots\}.$$

- (a) (1,0 ponto) Obter a função de distribuição acumulada de  $X$  dado  $Y = y, y > a$ , isto é, achar  $F^{(n)}(t) := \mathbb{P}(X \leq t | Y = y), t \in \mathbb{R}$ .
  - (b) (0,5 ponto) Obter  $\mathbb{E}(X | Y = y)$ .
  - (c) (1,0 ponto) Obter limite  $\lim_{n \rightarrow \infty} F^{(n)}(t), t \in \mathbb{R}$ . Exiba uma variável aleatória cuja função de distribuição acumulada coincide com esse limite  $\lim_{n \rightarrow \infty} F^{(n)}(t), t \in \mathbb{R}$ .
4. Seja  $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$  uma amostra aleatória de tamanho  $n$  da variável aleatória  $X$  que tem distribuição de Rayleigh com função densidade de probabilidade

$$f(x; \sigma^2) = \frac{x}{\sigma^2} \exp \left\{ -\frac{x^2}{2\sigma^2} \right\}, \quad x > 0,$$

em que  $\sigma^2 > 0$  é desconhecido. (Obs.  $\mathbb{E}(X) = \sigma\sqrt{\pi/2}, \text{Var}(X) = \sigma^2(4 - \pi)/2$  e  $\text{Var}(X^2) = 4\sigma^4$ .)

- (a) (1,0 ponto) Encontre o estimador de máxima verossimilhança e o estimador de método dos momentos (baseado na média de  $X$ ) de  $\sigma^2$  e verifique se são não viciados.
  - (b) (1,5 ponto) Usando aproximação normal para o estimador de máxima verossimilhança, obtenha um intervalo de confiança para  $\sigma^2$  com coeficiente de confiança aproximado de 95%.
5. Seja  $(X, Y)$  vetor aleatório tal que

$$\mathbb{P}(X = x, Y = y) = \int_0^1 \theta^{x+y} (1 - \theta)^{2-(x+y)} f(\theta) d\theta,$$

em que  $f(\cdot)$  um função da densidade de probabilidade qualquer concentrada em  $(0, 1)$  e  $x, y \in \{0, 1\}$ .

- (a) (0,5 ponto) Mostre que  $\mathbb{P}(X = 1, Y = 1) = \mathbb{E}(\xi^2)$ , onde  $\xi$  é variável aleatória contínua com a densidade  $f(\cdot)$ .
  - (b) (2,0 pontos) Mostre que  $\text{cov}(X, Y) \geq 0$ .
6. (a) (1,0 ponto) Seja  $X$  uma variável aleatória contínua com função densidade de probabilidade  $f_X$  e função geradora de momentos  $\varphi_X(t) := \mathbb{E}(e^{tX})$  definida para todo  $t \in \mathbb{R}$ . Seja  $Y = e^X$ . Provar que o  $n$ -ésimo momento de  $Y$  vale  $\varphi_X(n), n \in \mathbb{N}$ .
    - (b) (1,5 ponto) Seja  $U$  uma v.a. distribuída segundo o modelo log-normal com parâmetros  $\mu$  e  $\sigma^2$  (isto é,  $\log(U) \sim N(\mu, \sigma^2)$ ). Obtenha a variância de  $U$ . (Dica: se  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , então  $\varphi_X(t) = e^{\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$ ).