

ESPECIALIDADE

31) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

Uma variável aleatória discreta tem a seguinte função de probabilidade

$$P(x) = \begin{cases} \frac{x}{K^2} & \text{se } 0 < x \leq 8 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Com base nesta informação há _____ como valor para constante K e _____ como valor da esperança da variável.

a) $\sqrt{6}$ / $9/2$

b) 6 / $17/3$

c) $\sqrt{6}$ / $17/3$

d) 6 / $9/2$

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Para P(X) ser função de probabilidade deve satisfazer os axiomas de probabilidade (Morettin 1999 – pág 09 a 12) em especial temos que verificar que: $\sum_{i=1}^n P(x = i) = 1$ então temos:

$$P(0 < X \leq 8) = \sum_{x=1}^8 P(X = x) = \sum_{x=1}^8 \frac{x}{K^2} = \frac{36}{K^2} = 1$$

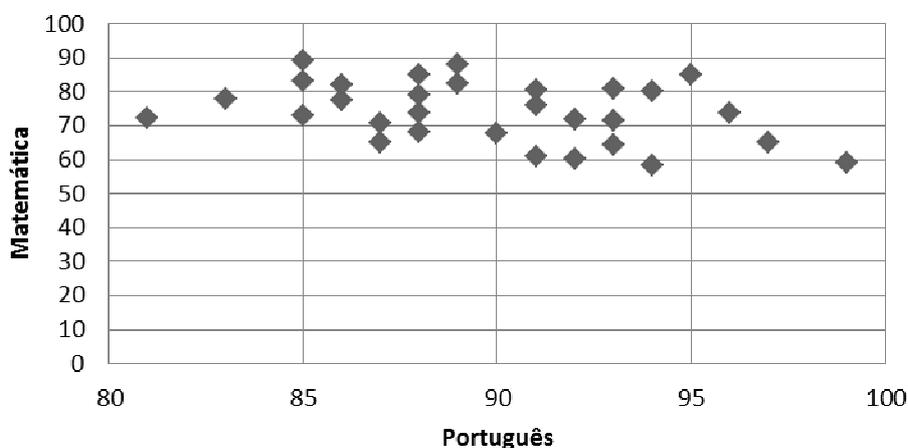
Logo $K^2 = 36 \rightarrow K = 6$

Para calcular a esperança da função de distribuição devemos utilizar o seguinte cálculo (Morettin, 1999 – pág 45 e 46) realizado abaixo:

$$E(x) = \sum_{x=1}^n x.P(x) = 1 \cdot \frac{1}{36} + 2 \cdot \frac{2}{36} + \dots + 8 \cdot \frac{8}{36} = \frac{204}{36} = \frac{17}{3}$$

32) Uma classe de 30 alunos de certo curso de formação de oficiais apresentou um diagrama de dispersão com as notas das disciplinas de Português e Matemática, como mostrado a seguir:

Diagrama de Dispersão das Notas



(Notas variando de 0 (zero) a 100 (cem) pontos)

Com base neste gráfico, analise as assertivas.

I. A mediana das notas de português é maior do que a mediana das notas de matemática.

- II. As notas de português estão mais dispersas do que as notas de matemática.
 III. A amplitude interquartilica (diferença entre o terceiro quartil e primeiro quartil) das notas de português é menor do que 10 pontos.
 IV. A nota mínima de português é maior do que a nota mediana de matemática.

Estão **corretas** somente as assertivas

- a) I, II e III.
 b) I, II e IV.
 c) I, III e IV.
 d) II, III e IV.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Para resolução das assertivas apresentadas devemos levar em consideração a análise de um gráfico de dispersão (Triola, 2008 – pág. 49), noções de escala em gráficos (Triola, 2008 – pág.11), cálculos acerca de medidas de centro da média e mediana (Triola, 2008 – pág.63, 64 e conceitos básicos de variação e amplitude (Triola, 2008 – pág.76) e medidas de dispersão de quartis e percentis e intervalo ou amplitude interquartilica (Triola, 2008 pág – 90 a 92).

- I. Certo. Mediana Nota Português 89,5 > Mediana Nota Matemática (<75)
 II. Errado. (80<Nota Português <100) Amplitude Total = 20 < (55<Nota Matemática<95) Amplitude Total \cong 40
 III. Certo. Q3 (93) – Q1 (86,5) = 6,5 <10
 IV. Certo. Mínimo Nota Português = (81) > Mediana Nota Matemática (< 75)

As questões 33, 34 e 35 referem-se ao texto a seguir.

Um estudo longitudinal foi realizado em 1200 áreas de risco de exposição à dengue em 10 regiões metropolitanas do Brasil nos anos de 2009 e 2010, para avaliar as políticas destas regiões em relação ao combate à dengue.

Níveis de Risco: 1: Baixo ao 4: Alto		Risco 2009				
		1	2	3	4	Total
Risco 2010	1	60	40	40	20	160
	2	30	240	100	60	430
	3	20	60	210	80	370
	4	10	30	80	120	240
	Total	120	370	430	280	1200

33) Informe se é verdadeiro (V) ou falso (F) sobre as afirmativas relacionadas com a situação-problema. A seguir, indique a opção com a sequência **correta**.

- () O risco médio estimado de 2010 caiu em relação ao risco médio de 2009.
 () A moda do risco de 2009 e 2010 são iguais a 2.
 () O risco mediano estimado de 2010 é igual ao de 2009.
 () A amplitude interquartilica (diferença entre o terceiro quartil e o primeiro quartil) do risco é a mesma para o ano de 2009 e 2010.

- a) V – F – V – V
 b) F – V – V – V
 c) V – V – F – V
 d) F – V – V – F

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

Para resolução das assertivas apresentadas devemos utilizar conhecimentos sobre variáveis bidimensionais (Magalhães e Lima 2002 – pág. 125 a 128) em combinação de cálculos de medidas de centro de média e mediana (Triola 2008 – pág.63 e 64) e conceitos básicos de variação e amplitude (Triola, 2008 – pág.76) e medidas de dispersão de quartis e percentis e intervalo ou amplitude interquartilica (Triola, 2008 – pág. 90 a 92).

- I. Verdadeiro – Média Risco 2010 = 2,575 < Média Risco 2009 = 2,725
 II. Falso. Moda 2009 = 3 / Moda 2010 = 2
 III. Verdadeiro. Mediana Risco 2009 = Mediana Risco 2010 = 3
 IV. Verdadeiro. Q3 Rico 2009 (3) – Q1 Risco 2009 (2) = 1 = Q3 Rico 2010 (3) – Q1 Risco 2010 (2) = 2

34) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

Em _____ das áreas estudadas o nível de risco não se modificou do ano de 2009 para 2010. Observa-se também _____ áreas em que o nível de risco caiu pelo menos 2 pontos.

- a) 52,5% / 60
- b) 52,5% / 120**
- c) 63,0% / 60
- d) 63,0% / 120

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Devemos utilizar conhecimentos sobre variáveis bidimensionais (Magalhães e Lima, 2002 – pág. 125 a 128) em combinação com cálculos de função de probabilidade conjunta para este tipo de variável (Magalhães e Lima, 2002 pág.128 a 132).

Baseado nestes conceitos é feito o cálculo dos itens para a questão.

I. Soma de Níveis Risco 2009 = Níveis Risco 2010 dividido por 1200 áreas existentes.

$$= \frac{60 + 240 + 210 + 120}{1200} = \frac{630}{1200} = 0,525$$

II. Dado Nível Risco 2009 =3, Nível Risco 2010 =1 tivemos 40 áreas.

Dado Nível Risco 2009 =4, Nível Risco 2010 =1 tivemos 20 áreas.

Dado Nível Risco 2009 =4, Nível Risco 2010 = 2 tivemos 60 áreas.

Assim o total de áreas com redução de nível de risco em pelo menos 2 pontos foi de 40 + 20 + 60= 120 áreas.

35) Ainda com relação à situação problema, considere a tabela como uma distribuição conjunta de duas variáveis, da qual o risco 2009 será representado pela variável “x” e o risco 2010 pela variável “y”. Analise as probabilidades de cada item.

- A – $P(x < 2)$
- B – $P(y > 3)$
- C – $P(x \leq 2/y > 3)$
- D – $P(y > x)$

De acordo com as probabilidades apresentadas por cada item acima, qual alternativa contém as probabilidades ordenadas em ordem crescente?

- a) A – C – D – B**
- b) C – A – D – B
- c) C – A – B – D
- d) A – C – B – D

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

Devemos utilizar conhecimentos sobre cálculos de função de probabilidade conjunta para variável bidimensional (Magalhães e Lima, 2002 – pág.128 a 132).

$$A: P(X < 2) = P(X = 1) = \frac{\sum_{j=1}^4 X_{1,j}}{\sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 X_{i,j}} = \frac{120}{1200} = 0,1$$

$$B: P(Y > 3) = P(Y = 4) = \frac{\sum_{i=1}^4 X_{i,4}}{\sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 X_{i,j}} = \frac{240}{1200} = 0,2$$

$$C: P(X \leq 2/Y > 3) = P(X \leq 2/Y = 4) = \frac{P(X \leq 2 \cap Y = 4)}{P(Y = 4)} = \frac{\sum_{i=1}^2 X_{i,4}}{\sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 X_{i,j}} = \frac{40}{240} = 0,1666..$$

$$D: P(Y > X) = \frac{\sum_{i=1}^3 \sum_{j=i+1}^4 X_{i,j}}{\sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 X_{i,j}} = \frac{230}{1200} = 0,191666..$$

Logo: A < C < D < B

36) Considere a variável aleatória contínua x com a seguinte função de densidade de probabilidade

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1-x^3}{2} & \text{se } -1 < x < 1 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

O valor da esperança da variável x é dado por

- a) $-\frac{2}{5}$.
- b) $-\frac{1}{4}$.
- c) $\frac{1}{4}$.
- d) $\frac{2}{5}$.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Para calcular a esperança da variável aleatória contínua devemos integrar a variável x multiplicada por sua respectiva função de densidade de probabilidade (Morettin, 1999 – pág.131)

$$E(x) = \int_{-1}^1 x \cdot f(x) dx = \int_{-1}^1 x \cdot \frac{1-x^3}{2} dx = \frac{x^2}{4} - \frac{x^5}{10} \Big|_{-1}^1 = \frac{3}{20} - \frac{8}{20} = -\frac{1}{4}$$

37) Informe se é verdadeiro (V) ou falso (F) sobre as afirmativas relacionadas com a situação-problema. A seguir, indique a opção com a sequência **correta**.

Uma amostra aleatória simples de tamanho 2, X_1, X_2 é retirada de uma população com média μ . São propostos 4 estimadores para a média amostral:

$$T_1 = \frac{X_1 + 2X_2}{3} \quad T_2 = \frac{X_1 - X_2}{2} \quad T_3 = \frac{5X_1 - 2X_2}{3} \quad T_4 = \sqrt{X_1 \cdot X_2}$$

- () O estimador T_1 é não viesado.
- () O estimador T_2 é não viesado.
- () O estimador T_4 é o único viesado.
- () Os estimadores T_1 e T_3 são os únicos não viesados.

- a) V – F – V – V
- b) F – V – V – V
- c) **V – F – F – V**
- d) V – V – V – F

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Um estimador é não viesado pra média se $E[T] = \mu$

Dado que $\frac{X_1 + X_2}{2}$ é a estimativa não viesada do parâmetro média aritmética μ .

Uma amostra de tamanho 2 tem 4 combinações possíveis:

(X_1, X_1) , (X_1, X_2) , (X_2, X_1) e (X_2, X_2)

Para o estimador não ser viesado à média (esperança) de todas amostras possíveis, tem que ser igual ao parâmetro (Morettin 2000 – pág.41 e 42), e este cálculo pode ser expresso através da esperança de todas as amostras possíveis (Hoffmann, 1998), então temos:

$$E[T_1] = \left(\frac{X_1 + 2X_1}{3} + \frac{X_1 + 2X_2}{3} + \frac{X_2 + 2X_1}{3} + \frac{X_2 + 2X_2}{3} \right) / 4 = \frac{6X_1 + 6X_2}{12} = \frac{X_1 + X_2}{2}$$

$$E[T_2] = \left(\frac{X_1 - X_1}{2} + \frac{X_1 - X_2}{2} + \frac{X_2 - X_1}{2} + \frac{X_2 - X_2}{2} \right) / 4 = \frac{0}{8} = 0$$

$$E[T_3] = \left(\frac{5X_1 - 2X_1}{3} + \frac{5X_1 - 2X_2}{3} + \frac{5X_2 - 2X_1}{3} + \frac{5X_2 - 2X_2}{3} \right) / 4 = \frac{6X_1 + 6X_2}{12} = \frac{X_1 + X_2}{2}$$

$$E[T_4] = \left(\sqrt{X_1 \cdot X_1} + \sqrt{X_1 \cdot X_2} + \sqrt{X_2 \cdot X_1} + \sqrt{X_2 \cdot X_2} \right) / 4 = \frac{X_1 + X_2 + 2\sqrt{X_2 \cdot X_1}}{4}$$

- I. Verdadeiro.
- II. Falso.
- III. Falso.
- IV. Verdadeiro.

As questões 38, 39 e 40 referem-se ao texto a seguir.

Foi realizado um estudo para analisar a obesidade em alunos de uma determinada escola através do Índice de Massa Corporal (IMC). Inicialmente, decidiu-se realizar um estudo piloto em alunos do 9º ano do ensino fundamental, a fim de testar duas técnicas de amostragem sobre a melhor técnica que poderia ser aplicada no estudo maior. O 9º ano do ensino fundamental desta escola continha 3 classes (9ºA =40; 9ºB=30; 9ºC=30), totalizando 100 alunos. Decidiu-se fazer uma amostragem de 40 alunos por Amostragem Aleatória Simples com Reposição (AASc) e uma Amostragem Estratificada (AE) conforme a tabela abaixo.

	Tamanho da Amostra	Média IMC	Variância Amostral
AASc - 9º	40	24	60
AE - 9ºA	16	23	88
AE - 9ºB	12	25	104
AE - 9ºC	12	24	112

38) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

Com base nas informações da situação-problema, observa-se que a média geral das Amostragens Estratificadas é igual a _____ e variância do estimador média amostral para Amostragem Aleatória Simples com reposição é _____.

- a) 23,8 / 1,44
- b) 23,8 / 1,45
- c) 23,9 / 1,50**
- d) 23,9 / 1,54

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Para o cálculo da Esperança Amostragem Estratificada deve-se considerar a proporção de cada estrato e sua respectiva esperança (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág.116 e 121)

$$E(x) = \frac{16}{40} E_{9A}(x) + \frac{12}{40} E_{9B}(x) + \frac{12}{40} E_{9C}(x) = \frac{368 + 300 + 288}{40} = 23,9$$

Para cálculo da Variância AASc (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág.82):

$$\text{var}(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{60}{40} = 1,5$$

39) Analisando a Amostragem Estratificada, há variância do estimador em que a média amostral é dada por

- a) 1,0.
- b) 1,5.**
- c) 2,0.
- d) 2,5.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Para o cálculo da Variância da Amostragem Estratificada (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág. 121) temos

$$\text{Var}(\bar{x}) = \left(1 - \frac{N_i}{N} \right) \sum_{i=1}^k W_i^2 \frac{\sigma_i^2}{n_i}$$

$$Var(\bar{x}) = \left(1 - \frac{40}{100}\right) \cdot \left\{ \left[\left(\frac{2}{5}\right)^2 Var_{9,A}(x)\right] + \left[\left(\frac{3}{10}\right)^2 Var_{9,B}(x)\right] + \left[\left(\frac{3}{10}\right)^2 Var_{9,C}(x)\right] \right\}$$

$$Var(\bar{x}) = (0,6) \cdot (0,88) \cdot (0,78) \cdot (0,84) = 1,5$$

40) O Efeito do Plano Amostral (EPA) é uma ferramenta importante para avaliar a eficiência de planos amostrais, comparando a variância de um estimador sob um plano amostral com a variância deste mesmo estimador sob outro plano amostral dito com padrão. Considerando o plano Amostral Aleatório Simples (AASc) como padrão para analisar o estimador média do plano amostral estratificado, assinale a alternativa **correta**.

- a) EPA = 0,67.
- b) EPA = 0,83.
- c) EPA = 1,00.
- d) EPA = 1,67.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Para o cálculo do efeito do plano amostral devemos calcular a razão das variâncias do plano amostral a ser testado com um plano amostral dito como padrão, conforme apresentado (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág.116) temos:

$$EPA \left(\frac{AE}{AASc} \right) = \frac{Var_{AE}(\bar{x})}{Var_{AASc}(\bar{x})} = \left(\frac{1,5}{1,5} \right) = 1$$

41) Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 desconhecida. Tais dados são obtidos em uma Amostra Aleatória de tamanho 9 desta população, calculou-se sua média \bar{X} e variância amostral S^2 . De acordo com estas informações, o valor de $P(\bar{X} > \mu + (s/3))$ é

- a) menor que 1%.
- b) entre 1% e 5%.
- c) entre 5% e 10%.
- d) maior que 10%.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

A variância e desvio padrão da média amostral são dados pelos seguintes cálculos (Morenttin, 2000 – pág. 45)

$$\text{Temos que } Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \text{ então: } DP(\bar{X}) = \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

O objetivo é calcular a probabilidade de a média amostral ser maior que a média populacional mais um terço do desvio padrão da média populacional, ou seja:

$$P\left(\bar{X} > \mu + \frac{\sigma}{3}\right)$$

Para fazermos inferência sobre uma amostra temos que a variável padronizada segue o seguinte modelo: (Casella e Berger, 2002 – pág. 420)

$$Z_{\alpha} = \frac{(\text{teste sobre média}) - \mu}{\sigma_{\bar{X}}}$$

Com isto temos o cálculo da probabilidade que se apresenta da seguinte forma:

$$P\left(\bar{X} > \mu + \frac{\sigma}{3}\right) \rightarrow P\left(Z_{\alpha} > \frac{\mu + \sigma/3 - \mu}{\sigma_{\bar{X}}}\right) = P\left(Z_{\alpha} > \frac{\mu + \sigma/3 - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = P\left(Z_{\alpha} > \frac{\sigma/3}{\sigma/3}\right) = P(Z_{\alpha} > 1) \cong 0,159$$

42) Funcionários de uma empresa de transporte tiveram a seguinte evolução salarial: no ano de 2005, eles recebiam a importância de R\$2.000,00 com índice de preços relativo-local de 1,25. Em 2010, os funcionários recebiam a importância de R\$2.700,00 com índice de preços relativo-local de 1,50. Com base nestes dados, o reajuste real dos funcionários no período de 2005 a 2010 foi de

- a) 0%.
- b) 10%.
- c) 12,5%.
- d) 15%.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Deve-se utilizar para resolução desta questão conceitos de preço relativo (Hoffmann, 1998 – pág.310 e 311) e índice simples de preços agregados (Hoffmann, 1998 – pág.311 a 313)

Em 2000: R\$2.000,00 - índice de preços = 1,25 então

Em 2005: R\$2.700,00 - índice de preços = 1,50

$$\text{Reajuste Bruto} = \frac{2700}{2000} - 1 = 1,35 - 1 = 0,35$$

$$\text{Reajuste de Preços} = \frac{1,50}{1,25} - 1 = 1,2 - 1 = 0,2$$

$$\text{Reajuste Relativo} = \frac{1,35}{1,2} - 1 = 1,125 - 1 = 0,125$$

43) Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma distribuição qualquer contínua. Ao realizar um histograma da variável amostrada notou-se que a distribuição dos dados se apresentava de forma assimétrica negativa. Denotando: \bar{X} = média amostral, \tilde{X} = Mediana Amostral e M = Moda. Com base nestas informações, a ordenação **correta** das estatísticas é

- a) $\tilde{X} < M < \bar{X}$.
- b) $\bar{X} < M < \tilde{X}$.
- c) $M < \tilde{X} < \bar{X}$.
- d) $\bar{X} < \tilde{X} < M$.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

Considerando uma distribuição assimétrica negativa (à esquerda) (Hoffmann, 1998 – pág.33 e 34) (Triola, 2008 – pág.70) temos que a moda da distribuição é maior que a mediana e essa é maior que a média, sendo a ordenação da distribuição referida

$$\bar{X} < \tilde{X} < M$$

44) Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma função distribuição de probabilidade dada por

$$F(x, \lambda) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Com base nesta informação, analise as afirmativas.

- I. O estimador para λ pelo método de máxima verossimilhança é a média amostral.
- II. O valor do momento de primeira ordem centrado em zero é a média amostral.
- III. O valor da média e desvio padrão são iguais se estimados pelo método de momentos.

Estão **corretas** somente as afirmativas:

- a) I e II.
- b) I e III.
- c) II e III.
- d) I, II e III.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Para responder este item temos que notar a função referente à distribuição acumulada de uma variável aleatória exponencial (Ross, 1994 – pág.223) e com esta informação temos que a função de densidade de probabilidade é a derivada da função de distribuição acumulada, logo temos:

$$F'(x, \lambda) = f(x, \lambda) = \begin{cases} \lambda.e^{-\lambda x} & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Para o item I utilizaremos conceito a respeito de Estimadores de Máxima Verossimilhança (Casella e Berger, 2002 – pág. 315 e 316).

I. Correto. $L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda x_i} \rightarrow \ln(L(\lambda)) = \ln(\lambda^n \cdot e^{-\lambda \sum x_i}) = \ln(L(\lambda)) = n \cdot \ln(\lambda) - \lambda \sum x_i \rightarrow$
 $\rightarrow \frac{\partial \ln(L(\lambda))}{\partial \lambda} = 0 \rightarrow \frac{n}{\lambda} - \sum x_i = 0 \rightarrow \lambda = \frac{\sum x_i}{n} = \bar{x}$

Para o item II e III utilizaremos conceito a respeito de Funções Geradoras de Momentos (Ross, 1994 pág. 352 e 353) para distribuição exponencial:

II. Incorreto. $M(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t}$ para $t < \lambda \rightarrow M'(t) = \frac{\lambda}{(\lambda - t)^2} \rightarrow M'(0) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\bar{x}}$

III. Correto. $\text{var}(x) = E(x^2) - (E(x))^2$ $M''(t) = \frac{2}{(\lambda - t)^2} \rightarrow M''(0) = \frac{2}{\lambda^2} = E(x^2)$

$$\text{var}(x) = E(x^2) - (E(x))^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2} \rightarrow dp(x) = \sqrt{\text{var}(x)} = \sqrt{\frac{1}{\lambda^2}} = \frac{1}{\lambda}$$

E dado que $E(x) = M'(0) = \frac{1}{\lambda}$

As questões de 45 e 46 referem-se ao texto a seguir.

Suponha que uma variável aleatória X cuja função geradora de momentos é

$$M(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t} \quad \text{para } t < \lambda$$

45) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

Acerca da função geradora apresentada, pode-se afirmar que o momento de primeira ordem centrado em zero é _____ e o momento de segunda ordem centrado em zero é _____.

- a) λ / λ^2
- b) $\frac{1}{\lambda} / \frac{2}{\lambda^2}$**
- c) $\frac{1}{\lambda} / \frac{1}{\lambda^2}$
- d) $\lambda / \lambda^2 + \lambda$

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Utilizaremos conceitos a respeito de Funções Geradoras de Momentos (Ross, 1994 – pág. 352) para distribuição exponencial para resolução dos itens solicitados.

I – $M(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t}$ para $t < \lambda \rightarrow M'(t) = \frac{\lambda}{(\lambda - t)^2} \rightarrow M'(0) = \frac{1}{\lambda}$

II – $M''(t) = \frac{2}{(\lambda - t)^2} \rightarrow M''(0) = \frac{2}{\lambda^2}$

46) Ainda analisando a função geradora de momentos, pode-se afirmar que a variância desta distribuição é dada por

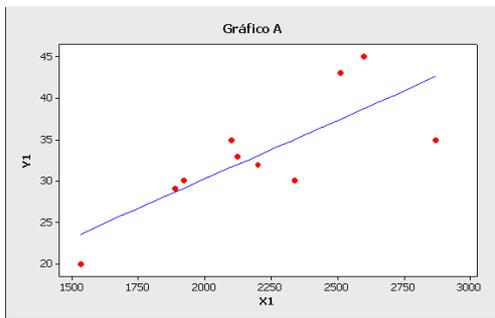
- a) λ .
- b) $\frac{2}{\lambda^2}$.
- c) λ^2 .
- d) $\frac{1}{\lambda^2}$.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

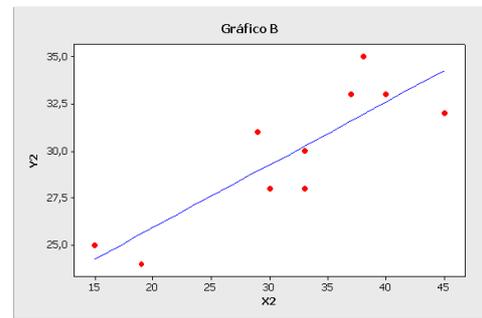
Utilizaremos conceitos a respeito de Funções Geradoras de Momentos (Ross, 1994 – pág. 353), com os momentos encontrados na questão anterior temos:

$$Var(x) = E(x^2) - (E(x))^2 = M''(0) - M'(0)^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$

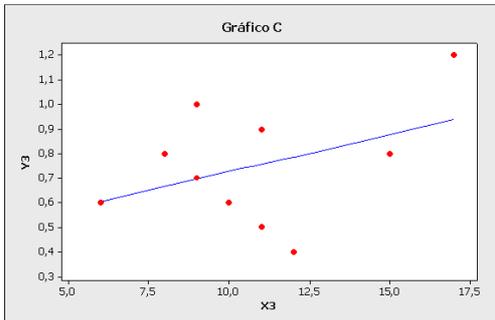
47) Em um teste para seleção de estagiário de uma empresa foram apresentados 4 modelos de regressão e 4 gráficos originados deles.



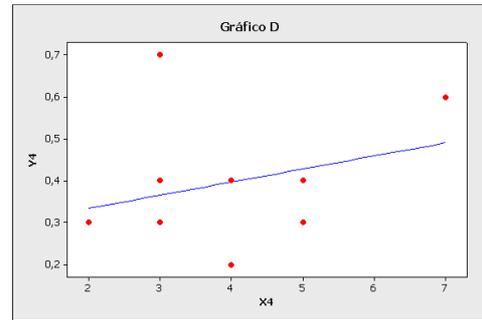
A



B



C



D

- I. $Y = 0,4224 + 0,03033 X$
- II. $Y = 0,2704 + 0,03148 X$
- III. $Y = 1,82 + 0,0142 X$
- IV. $Y = 19,21 + 0,3350 X$

Relacione os gráficos com as equações e assinale a alternativa que apresenta a sequência **correta**.

- a) I – A, II – B, III – C, IV – D
- b) I – D, II – A, III – C, IV – B
- c) I – C, II – D, III – A, IV – B
- d) I – C, II – B, III – A, IV – D

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Análise visual das escalas dos gráficos de regressão utilizando associação dos coeficientes β_0 e β_1 com equações de regressão estimadas graficamente, observando as escalas dos gráficos (Draper e Smith, 1998 – pág.20 a 28).

Podemos relacionar o gráfico apresentado com a equação substituindo valores máximos e mínimos da variável X e verificando se esta é a mesma variação verificada em Y.

Gráfico A:

$X_{\max} \cong 2900$ e $X_{\min} \cong 1500$ onde a variação de Y na reta é de aproximadamente 23 a 43, substituindo X_{\max} e X_{\min} nas equações temos:

I = $Y_{\max} \cong 88,38$ e $Y_{\min} \cong 45,92$

II = $Y_{\max} \cong 92,29$ e $Y_{\min} \cong 47,49$

III = $Y_{\max} \cong 43$ e $Y_{\min} \cong 23,12$

IV = $Y_{\max} \cong 990,71$ e $Y_{\min} \cong 521,71$

De acordo com os resultados apresentados o Gráfico A relaciona-se com equação III.

Gráfico B:

$X_{\max} \cong 45$ e $X_{\min} \cong 15$ onde a variação de Y na reta é de aproximadamente 24 a 34, substituindo X_{\max} e X_{\min} nas equações temos:

I = $Y_{\max} \cong 1,77$ e $Y_{\min} \cong 0,87$

II = $Y_{\max} \cong 1,68$ e $Y_{\min} \cong 0,74$

III = $Y_{\max} \cong 2,46$ e $Y_{\min} \cong 2,03$

IV = $Y_{\max} \cong 34,28$ e $Y_{\min} \cong 24,24$

De acordo com os resultados apresentados o Gráfico B relaciona-se com equação IV.

Gráfico C:

$X_{\max} \cong 17$ e $X_{\min} \cong 5,5$ onde a variação de Y na reta é de aproximadamente 0,6 a 0,9, substituindo X_{\max} e X_{\min} nas equações temos:

I = $Y_{\max} \cong 0,93$ e $Y_{\min} \cong 0,59$

II = $Y_{\max} \cong 0,81$ e $Y_{\min} \cong 0,44$

III = $Y_{\max} \cong 2,06$ e $Y_{\min} \cong 1,9$

IV = $Y_{\max} \cong 24,9$ e $Y_{\min} \cong 21,1$

De acordo com os resultados apresentados o Gráfico C relaciona-se com equação I.

Gráfico D:

$X_{\max} \cong 7$ e $X_{\min} \cong 2$ onde a variação de Y na reta é de aproximadamente 0,33 a 0,49, substituindo X_{\max} e X_{\min} nas equações temos:

I = $Y_{\max} \cong 0,63$ e $Y_{\min} \cong 0,48$

II = $Y_{\max} \cong 0,49$ e $Y_{\min} \cong 0,33$

III = $Y_{\max} \cong 1,92$ e $Y_{\min} \cong 1,85$

IV = $Y_{\max} \cong 21,6$ e $Y_{\min} \cong 19,9$

De acordo com os resultados apresentados o Gráfico A relaciona-se com equação II.

As questões 48 e 49 referem-se ao texto a seguir.

Uma equipe de estudantes deseja participar de uma competição esportiva. Para entrar nesta competição devem ter rendimento acadêmico maior ou igual a 7,5 pontos. A distribuição de notas desta turma está apresentada abaixo. Observe.

Nº de Alunos	Nota
8	6
6	7
3	8
1	9

48) Quantos alunos com rendimento acadêmico (nota) 9 devem entrar na equipe para que a mediana das notas seja 7,5?

- a) 7.
- b) 8.
- c) 9.
- d) 10.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

O cálculo da mediana de um conjunto de valores (Triola, 2008 – pág.64) é apresentado onde a mediana é a média, dois valores centrais do rol de dados são ordenados para o caso do número de dados ser par e a posição central para o caso do número de dados ser ímpar.

O valor da mediana atual (7) é a média dos valores da posição 9 e 10 dos dados ordenados (com $N_{\text{inicial}} = 18$). Para o valor de a mediana ser 7,5 e dado a entrada de alunos somente com nota 9, os dois valores centrais da distribuição dos dados ordenados tem que ser 7 e 8, para isto olhando a distribuição atual dos dados ordenados seria a posição 14 e 15

e dado o cálculo da posição central da mediana como $Me = \frac{\text{pos}\left(\frac{N}{2}\right) + \text{pos}\left(\frac{N}{2} + 1\right)}{2}$, então o valor de $N_{\text{final}} = 28$,

logo o número de alunos inseridos com nota 9 teria de ser: $N_{\text{inserido}} = N_{\text{final}} - N_{\text{inicial}} = 28 - 18 = 10$

49) Quantos alunos com rendimento acadêmico (nota) 9 devem entrar na equipe para que a média seja 7,5?

- a) 7.
- b) 8.**
- c) 9.
- d) 10.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

O cálculo da média de um conjunto de valores (Triola, 2008 – pág.63) é apresentado como a soma de valores deste

conjunto dividido pelo número de valores, então o valor da média atual é dado por $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{123}{18}$

O valor da média esperada devemos adaptar ao cálculo da média, onde devemos acrescentar indivíduos com nota 9 e

incluí-lo na divisão da seguinte forma: $\bar{X}_{\text{passe}} = \frac{123 + 9i}{18 + i} = 7,5 \rightarrow 7,5 * (18 + i) = 123 + 9i$

$9i - 7,5i = 135 - 123 \rightarrow 1,5i = 12 \rightarrow i = 8$

As questões 50 e 51 referem-se ao texto a seguir.

Um estudo revelou que a probabilidade de uma pessoa ter contraído AIDS é de 1%. Mostrou que se a pessoa contraiu AIDS, um determinado exame detecta o resultado positivo em 90% dos casos, e se a pessoa não contraiu, o exame detecta o resultado negativo em 60% dos casos.

50) Informe se é verdadeiro (V) ou falso (F) sobre as afirmativas relacionadas com a situação-problema. A seguir, indique a opção com a sequência **correta**.

- () A probabilidade do exame acertar um resultado qualquer é maior que 65%.
- () Se o exame der positivo, a proporção de pessoas com a doença é de 1/45.
- () Se o exame der negativo, a probabilidade de a pessoa ter a doença é de 1/595.
- () Se a pessoa contraiu AIDS, a probabilidade de fazer 3 exames de forma independente e todos apresentarem resultado negativo acontecerá em mais de 20% das vezes.

- a) V – V – V – V
- b) F – V – V – F**
- c) V – F – F – V
- d) F – F – F – F

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Probabilidade de ter Aids = $P(A) = 0,01$

Probabilidade Exame Positivo = $P(E)$

Probabilidade Exame Negativo = $P(\bar{E})$

$P(E/A) = 0,9$

$P(\bar{E}/\bar{A}) = 0,6$

Para responder o item I utilizaremos conceitos de Probabilidade Condicionada e o Teorema da Probabilidade Total (Morettin, 1999 – pág. 21).

$$I - P(E \cap A) \cup P(\bar{E} \cap \bar{A}) = P(E/A).P(A) \cup P(\bar{E}/\bar{A}).P(\bar{A}) = 0,9.0,01 + 0,6 * 0,99 = 0,009 + 0,594 = 0,603$$

Para responder os itens de II e III utilizaremos conceitos de Probabilidade Condicionada, Teorema de Bayes e Teorema da Probabilidade Total p. 21 a 23 Morettin (1999)

$$II - P(A/E) = \frac{P(A \cap E)}{P(E)} = \frac{P(E/A).P(A)}{P(E/A).P(A) + P(\bar{E}/\bar{A}).P(\bar{A})} = \frac{0,9.0,01}{0,9.0,01 + 0,4.0,99} = \frac{0,009}{0,405} = 0,0222....$$

$$III - P(A/\bar{E}) = \frac{P(A \cap \bar{E})}{P(\bar{E})} = \frac{P(\bar{E}/A).P(A)}{P(\bar{E}/A).P(A) + P(\bar{E}/\bar{A}).P(\bar{A})} = \frac{0,1.0,01}{0,1.0,01 + 0,6.0,99} = \frac{0,001}{0,595} = 0,0017....$$

Para o Item IV vamos utilizar conceitos de Eventos Independentes (Morettin, 1999 – pág. 19 e 20) e cálculo de Probabilidade de Distribuição Binomial (Ross, 1994 – pág.146)

IV – Dado X ser uma variável aleatória onde uma pessoa doente apresenta resultado negativo temos que $P(X) = P(\bar{E}/A) \rightarrow$ sendo X uma variável aleatória binomial (Ross, 1994 – pág.146) onde a probabilidade de 3 eventos desta v.a. é demonstrada abaixo:

$$P(X = 3) = \binom{3}{3} (0,6)^3 . (0,4)^0 = 0,216$$

51) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

A combinação de teste é uma ferramenta importante para melhorar a qualidade de um exame. Ao realizar 5 testes em paralelo, desejando-se encontrar 2 ou mais resultados positivos para considerar o exame como positivo, haverá uma probabilidade do resultado positivo se adequar a uma distribuição _____.

- a) binomial
- b) geométrica
- c) hipergeométrica**
- d) multinomial

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

O modelo de probabilidade proposto onde uma população de tamanho “N” com “m” elementos desta população com uma determinada característica “k”, onde é feita uma amostragem de tamanho “n” sem reposição onde se deseja encontrar “i” indivíduos com determinada característica “k” segue um modelo de distribuição de probabilidade Hipergeométrico. (Ross, 1994 – pág.172)

52) Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória de uma função distribuição de probabilidade dada por

$$P(x, \theta) = \theta.(1 - \theta)^x$$

Com base nesta informação, o estimador de máxima verossimilhança para $\hat{\theta}$ é dado por

- a) $\frac{1}{\sum_{i=1}^n x_i}$
- b) $\frac{n}{\sum_{i=1}^n (x_i + 1)}$**
- c) $\frac{1}{\sum_{i=1}^n (x_i + n)}$
- d) $\frac{n}{\sum_{i=1}^n (x_i + n)}$

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Utilizando procedimentos para estimação de um parâmetro através de uma função de máxima verossimilhança (Casella e Berger, 2002 – pág.315 e 316) temos:

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \theta \cdot (1-\theta)^{x_i} \rightarrow \ln(L(\lambda)) = \sum_{i=1}^n \ln(\theta \cdot (1-\theta)^{x_i}) \rightarrow \ln(L(\lambda)) = n \cdot \ln(\theta) + \ln(1-\theta) \cdot \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\rightarrow \frac{\partial \ln(L(\lambda))}{\partial \lambda} = 0 \rightarrow \frac{n}{\theta} - \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{(1-\theta)} = 0 \rightarrow \frac{n}{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{(1-\theta)} = 0 \rightarrow \theta \cdot \sum_{i=1}^n x_i = n - n\theta$$

$$\rightarrow \theta \cdot \left[\left(\sum_{i=1}^n x_i \right) + n \right] = \theta = \frac{n}{\left(\sum_{i=1}^n x_i \right) + n} \rightarrow \theta = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (x_i + 1)}$$

53) Sejam “A” e “B” eventos de um dado espaço amostral com as seguintes características

$$P(A) = P(B) = P(A/B) = 0,5$$

Assinale a alternativa em que as características **não** podem ser atribuídas a estes conjuntos.

- a) Independentes.
- b) **Mutuamente excludentes.**
- c) Apresentam intersecção não nula.
- d) Representam distribuições de probabilidade.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Para responder as características inerentes aos conjuntos A e B utilizaremos conceitos de Probabilidade Condicionada, Teorema de Bayes e Teorema da Probabilidade Total (Morettin, 1999 – pág 21 a 23) e (Magalhães e Lima, 2002 pág.42 a 48).

Sobre Independência:

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) = 0,25 \text{ se A e B independentes}$$

$$P(A/B) = P(A) \text{ se A e B independentes}$$

$$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \rightarrow P(A \cap B) = P(A/B) \cdot P(B) = 0,5 \cdot 0,5 = 0,25$$

Isto é, podem ou não ser independentes, pois a hipótese de independência não foi descartada.

Sobre Intersecção Nula e Mutuamente Excludentes:

$$P(A \cap B) = P(A/B) \cdot P(B) = 0,5 \cdot 0,5 = 0,25 \neq 0 \text{ não tem intersecção nula e não são mutuamente excludentes}$$

Sobre a possibilidade de Representarem uma Distribuição de Probabilidade:

Por definição podem representar distribuições de probabilidade, pois todas as probabilidades estão no intervalo $0 \leq p \leq 1$

54) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

O preço de um determinado produto apresentou um coeficiente de variação de _____. Seja dado que o produto teve uma redução de 20% em seu preço, o novo coeficiente de variação é dado por 30 u.m..

- a) 19,2 u.m.
- b) 24 u.m.
- c) **30 u.m.**
- d) 37,5 u.m.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

A construção do coeficiente de variação enunciado por Triola (2008) pág. 84 conforme abaixo:

$$CV = \frac{s}{\bar{x}}$$

Considerando propriedades de Esperança Matemática enunciadas por Morettin (1999) pág. 48 e propriedades da variância enunciadas por Morettin (1999) pág. 52 e 53 temos:

Se $Y = aX$

Aplicando propriedades de Esperança Matemática

$$E(Y) = a.E(X)$$

Aplicando propriedades de Variância

$$Var(Y) = a^2.Var(X)$$

$$DP(Y) = \sqrt{Var(Y)} = \sqrt{a^2.Var(X)} = a.DP(X)$$

Temos:

$$Y = aX \Rightarrow Y = 0,8X$$

Seja \bar{x}_i = média de preços inicial, \bar{x}_f = média de preços final, s_i = desvio padrão de preços inicial, s_f = desvio padrão de preços final.

$$\bar{x}_f = 0,8.\bar{x}_i \text{ e } s_f = 0,8.s_i$$

$$CV_i = \frac{s_i}{\bar{x}_i} \text{ e } CV_f = \frac{s_f}{\bar{x}_f} = \frac{0,8.s_i}{0,8.\bar{x}_i} = \frac{s_i}{\bar{x}_i}$$

$$\text{Então } CV_i = CV_f = 30 \text{ u.m.}$$

55) Com relação à Teoria da Amostragem, assinale a afirmativa **incorreta**.

- a) Na Amostragem Sistemática, a seleção do primeiro indivíduo é feita por Amostragem Aleatória Simples.
- b) Na Amostragem Estratificada, a população é dividida em subpopulações com estratos mutuamente excludentes.
- c) Na Amostragem Conglomerados, a população é dividida em subpopulações com conglomerados homogêneos.
- d) Na Amostragem Aleatória Simples, todas as unidades amostrais têm a mesma probabilidade de serem escolhidas.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Por definição os conceitos de amostragem definidos por Bolfarine e Bussab (2000) pág. 57 e Morettin (2000) pág. 2 a 6 e analisamos abaixo cada alternativa sobre os tipos de amostragem:

Amostragem Aleatória Simples: De acordo com Bolfarine e Bussab (2000) pág.77 e 78 e definições supra citadas a Amostragem Aleatória Simples se caracteriza por dar a todos o elementos amostra a mesma probabilidade a cada unidade amostral. Afirmação sobre o tipo de amostragem CORRETA.

Amostragem Sistemática: De acordo com Bolfarine e Bussab (2000) pág. 212 e 213 e definições supra citadas a Amostragem Sistemática a seleção do primeiro elemento é selecionado aleatoriamente segundo uma Amostragem aleatória simples. Afirmação sobre o tipo de amostragem CORRETA.

Amostragem por Conglomerados: De acordo com Bolfarine e Bussab (2000) pág. 187 o procedimento amostral analisado são construídos através de conglomerados heterogêneos sendo uma micro representação da população. Afirmação sobre o tipo de amostragem INCORRETA

Amostragem Estratificada: De acordo com Bolfarine e Bussab (2000) pág.114 a 117 a população é subdividida em parcelas bem definidas, cada estrado tem sua subpopulação e isto caracteriza que as populações são mutuamente exclusivos (conceito apresentado por Magalhães e Lima (2002) pág. 37). Afirmação sobre o tipo de amostragem CORRETA.

As questões 56 e 57 referem-se ao texto a seguir.

Um estudo sobre as características de planos amostrais levantou informações acerca de um plano amostral baseado em Amostragem Aleatória Simples com Reposição (AASc) e um plano amostral baseado em Amostragem Aleatória Simples sem Reposição (AASs), listando, a seguir, Estimadores não viesados para a variância do estimador da média amostral denominado como \bar{X} .

Para $n > 1$ temos

$$Var(\bar{x} | AASc) = \sigma^2 / n$$

$$\text{Var}(\bar{x} | AASs) = \frac{\left(1 - \frac{n}{N}\right) s^2}{n}$$

Onde

N é o tamanho da população;

n é o tamanho da amostra;

s^2 é a variância da amostra;

σ^2 é a variância populacional.

56) Analise as afirmativas com planos amostrais apresentados.

- I. De acordo com as propriedades do efeito do plano amostral EPA, a AASs apresenta melhor eficiência que a AASc.
- II. Quanto maior a proporção da amostra $\left(\frac{n}{N}\right)$ menor a variância de uma AASs.
- III. s^2 é sempre maior que σ^2 em um plano amostral de AASc.

Estão **corretas** somente as afirmativas

- a) I e II.
- b) I e III.
- c) II e III.
- d) I, II e III.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

Para resolução do item I utilizaremos a comparação dos planos amostrais AASs e AASc (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág.106)

$$\text{I. Verdadeiro. EPA} = \frac{\text{Var}(\bar{x} | AASs)}{\text{Var}(\bar{x} | AASc)} = \left(\frac{N-n}{N-1}\right) < 1 \text{ para } N > 1$$

Para resolução do item II utilizaremos propriedades de uma AASs e construiremos o estimador de variância (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág.96)

II. Verdadeiro. Observamos uma relação inversa entre variância e fração amostral por definição:

$$\text{Var}(\bar{x} | AASs) = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \cdot \frac{s^2}{n}$$

Para resolução do item III utilizaremos os resultados de cálculo referente à distribuição amostral de s^2 (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág.86)

III. Falso. Por definição, há possibilidade de uma variância amostral ser menor que a variância amostral como exemplificado por Bolfarine e Bussab na distribuição amostral de s^2 .

57) O resultado da razão entre $\frac{\text{Var}(\bar{x} | AASs)}{\text{Var}(\bar{x} | AASc)}$ resulta em

- a) $\frac{N-n}{N-1}$.
- b) $\frac{N-n}{N}$.
- c) $\left(\frac{N}{N-n}\right)$.
- d) $\frac{Nn-n}{N}$.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

Para resolução desta questão utilizaremos a comparação dos planos amostrais AASs e AASc (Bolfarine e Bussab, 2000 – pág.106).

58) Certa empresa deseja fazer uma pesquisa com seus clientes sobre a aceitação de uma nova linha de produtos; admite um erro máximo de ± 2 pontos percentuais para a estimativa da proporção encontrada. Considerando que o tamanho é de 625 clientes, qual é o nível de confiança aproximado deste plano amostral?

- a) 34,1%.
- b) 44,7%.
- c) 68,2%.
- d) 95,4%.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

O cálculo do tamanho da amostra é dado por: (Magalhães e Lima, 2002 – pág.233)

$$n = \left(Z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sqrt{\hat{p} \cdot (1 - \hat{p})}}{e} \right)^2 \text{ eq.1}$$

Sendo a proporção estimada desconhecida é considerado $\hat{p} = 0,5$, pois 0,5 maximiza $\hat{p} \cdot (1 - \hat{p})$ (Magalhães e Lima, 2002 – pág.234). Substituindo esta proporção em eq.1 temos:

$$n = \left(Z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sqrt{0,5 \cdot 0,5}}{e} \right)^2 \rightarrow 625 = Z_{\alpha/2}^2 \cdot \left(\frac{1}{2 \cdot (0,02)} \right)^2 \rightarrow Z_{\alpha/2}^2 = \frac{625}{625} \rightarrow Z_{\alpha/2} = \sqrt{1} = 1$$

\hat{p} segue uma distribuição normal para n grande ($n > 30$) (Magalhães e Lima, 2002 – pág.222 e 223), então podemos descrever o nível de confiança como sendo:

$$P(-Z_{\alpha/2} < Z < Z_{\alpha/2}) = P(-1 < Z < 1) \cong 0,682$$

59) A cidade de Antares está sofrendo com o inverno rigoroso no ano de 2011, cujas temperaturas nos últimos 5 dias foram em média de 2°C, com variância de 100°C. Uma outra cidade, Metrópolis, também registrou temperaturas baixas no mesmo período, com média de 41°F e desvio padrão 9°F.

Dado que para transformar a temperatura de Fahrenheit (°F) em Celsius (°C):

$$TC = \frac{5}{9}(TF - 32). \text{ Onde TC = Temperatura em } ^\circ\text{C} \text{ e TF = Temperatura em } ^\circ\text{F}.$$

Preencha com “A” se a informação está relacionada com a cidade de Antares e “M” se a informação está relacionada com a cidade de Metrópolis. Em seguida, assinale a alternativa que apresenta a sequência **correta**.

- () A menor média da temperatura.
- () A menor variância da temperatura.
- () O menor coeficiente de variação da temperatura.

- a) A – M – M
- b) M – A – M
- c) M – A – A
- d) A – M – A

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

Se $Y = aX + b$

Propriedades de Esperança Matemática (Morettin, 1999 – pág.48)

$$E(Y) = a.E(X) + b$$

Propriedades da Variância (Morettin, 1999 – pág.52 e 53)

$$Var(Y) = a^2 \cdot Var(X)$$

$$DP(Y) = \sqrt{Var(Y)} = \sqrt{a^2 \cdot Var(X)} = a \cdot DP(X)$$

Utilizando propriedades de Esperança para resolução do Item I.

$$I - E[TC] = E\left[\frac{5}{9}(TF - 32)\right] = \frac{5}{9}E[TF - 32] = \frac{5}{9}E[TF] - \frac{160}{9}$$

$$E[A] = 2^{\circ}\text{C}$$

$$E[M] = \frac{5}{9} \cdot 41 - \frac{160}{9} = \frac{205 - 160}{9} = 5^{\circ}\text{F}$$

$$E[A] < E[M]$$

Utilizando propriedades de Variância para resolução do Item II.

$$II - \text{Var}[TC] = \text{Var}\left[\frac{5}{9}(TF - 32)\right] = \frac{25}{81}\text{Var}[TF - 32] = \frac{25}{81}\text{Var}[TF]$$

$$\text{Var}[A] = 100^{\circ}\text{C}^2$$

$$\text{Var}[M] = \frac{25}{81} \cdot (9)^2 = \frac{25 \cdot 81}{81} = 81^{\circ}\text{F}^2$$

$$\text{Var}[A] > \text{Var}[M]$$

Utilizando conceitos para construção do coeficiente de variação (Triola, 2008 – pág.84) para resolução do Item III.

$$III - CV[TC] = \frac{DP[TC]}{E[TC]} = \frac{\sqrt{\text{Var}[TC]}}{E[TC]}$$

$$CV[A] = \frac{\sqrt{100}}{2} = 5 \qquad CV[M] = \frac{\sqrt{81}}{5} = 1,8$$

$$CV[A] > CV[M]$$

60) Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma variável aleatória que representa o rendimento acadêmico de um aluno; tal variável segue uma distribuição normal com média 6 e variância 4. Em um grupo de 4 pessoas, qual é a probabilidade aproximada da soma destas notas ser menor que 30?

- a) 0,773.
- b) 0,866.
- c) **0,933.**
- d) 0,997.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

$$\mu = 6 \text{ e } \sigma^2 = 4$$

Temos que: $Y = X_1 + X_2 + X_3 + X_4$ e dadas propriedades de Esperança e Variância Morettin (1999) pág. 48 a 53.

$$E(Y) = E(X_1 + X_2 + X_3 + X_4) = 24$$

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}(X_1 + X_2 + X_3 + X_4) = 16 \text{ considerando } X\text{'s independentes}$$

Dado $Y_t = 30$ temos e utilizando técnicas para cálculo de população normais Magalhães e Lima (2002) pág.183 e 184.

$$Z_c = \frac{y - \mu_y}{\sigma_y} = \frac{30 - 24}{4} = 1,5$$

$$P(Z < Z_\alpha) = P(Z < 1,5) = 0,5 + 0,433 = 0,933$$

61) O ciclo PDCA (do inglês: Plan [planejamento], Do [execução], Check [verificação], Action [atuação corretiva]) é um método de gerenciamento pertencente a técnica de estatística de planejamento e análise de experimentos. Qual das alternativas abaixo **não** faz parte dos princípios básicos do planejamento de experimentos?

- a) Réplica.
- b) Aleatorização.
- c) **Seleção de níveis.**
- d) Formação de blocos.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Para realização de um planejamento de experimentos temos três básicos, que são Réplica, Aleatorização e Formação de Blocos. (Werkema e Aguiar, 1996 – pág.28)

62) Um parâmetro chamado Ψ pertence a uma determinada população. São elaborados 3 estimadores $\hat{\psi}_1$, $\hat{\psi}_2$ e $\hat{\psi}_3$ com as seguintes características

$$E(\hat{\psi}_1) = \psi$$

$$E(\hat{\psi}_2) < E(\hat{\psi}_3) = E(\hat{\psi}_1)$$

$$Var(\hat{\psi}_2) < Var(\hat{\psi}_3) < Var(\hat{\psi}_1)$$

Com base nestas informações, analise as afirmativas.

- I. O estimador $\hat{\psi}_1$ é mais eficiente que os demais para estimar o parâmetro Ψ .
- II. O estimador $\hat{\psi}_2$ é mais preciso que os demais estimadores.
- III. O estimador $\hat{\psi}_3$ é mais eficiente que o estimador $\hat{\psi}_1$ para estimar o parâmetro Ψ .
- IV. Os estimadores $\hat{\psi}_1$ e $\hat{\psi}_3$ tem a mesma eficiência para estimar o parâmetro Ψ .

Estão **corretas** somente as afirmativas

- a) I e IV.
- b) I, III e IV.
- c) II e III.**
- d) II, III e IV.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Para resolução dos itens de I a IV utilizaremos técnicas de avaliação de Estimadores de Consistência (Casella e Berger, 2002 – pág. 467 a 470) e Eficiência (Cassela e Berger, pág. 470 a 473).

- I. Falso. Na classe de estimadores não viesados o estimador mais eficiente deve ter menor variância.
- II. Verdadeiro. Pois $\hat{\psi}_2$ é o de menor variância.
- III. Verdadeiro. $\hat{\psi}_3$ e $\hat{\psi}_1$ são estimadores não viesados, onde $\hat{\psi}_3$ tem menor variância que $\hat{\psi}_1$, então $\hat{\psi}_3$ é mais eficiente.
- IV. Falso. O estimador $\hat{\psi}_2$ não pode ser considerado o mais eficiente pois desconhecemos a magnitude do seu viés e para estimadores viesados a eficiência é medida pelo Erro Quadrático Médio, sendo $EQM = Var(\hat{\psi}_2) + Viés^2$

63) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

Sejam X e Y variáveis aleatórias independentes, onde X representa o número de caras em 10 lançamentos de uma moeda viciada, cujo número de caras é 50% maior do que o número de coroas e Y, uma variável aleatória, que segue Poisson com média igual a 4 unidades de medida. Cria-se uma nova variável a partir da seguinte relação: $Z = 2X - Y + 5$ onde _____ é o valor da esperança de Z e _____ é o valor da variância de Z.

- a) 8 / 8,6
- b) 8 / 13,6
- c) 13 / 8,6
- d) 13 / 13,6**

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

Dadas as propriedades de Esperança e Variância (Morettin, 1999 – pág.48 a 53) para resolução dos Itens I e II temos: X tem distribuição binomial com parâmetros n e p onde:

$n=10$; $p=1,5.pe$ onde pe é a probabilidade de coroas.

$$1,5.pe = (1 - pe) \rightarrow 2,5 pe = 1 \rightarrow pe = 0,4 \text{ então } p = 0,6$$

A distribuição de X apresenta as características (Ross,1994 – pág.146 e 152) que serão utilizadas para resolução do item I.

$$I - E[X] = n.p = 10.0,6 = 6$$

$$E[Y] = 4$$

$$E[Z] = E[2X - Y + 5] = 2.E[X] - E[Y] - E[5] = 12 - 4 + 5 = 13$$

Y tem distribuição de poisson com parâmetro lambda igual a 4 e apresentam características inerentes a esta distribuição e juntamente com o enunciado acima para o item I podemos desenvolver o item II. (Ross, 1994 – pág.157,159 e 160)

$$\text{II} - \text{Var}[X] = n.p.(1 - p) = 10.0,6.0,4 = 2,4$$

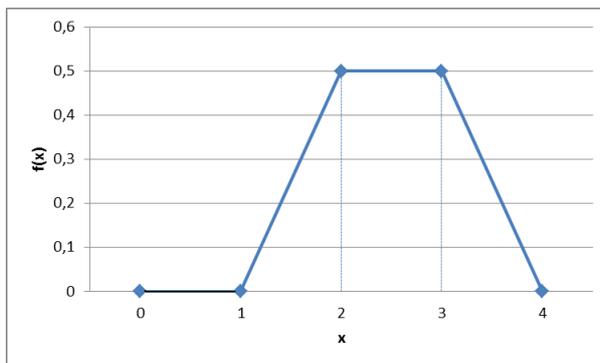
$$\text{Var}[Y] = E[Y] = 4$$

$$\text{Var}[Z] = \text{Var}[2X - Y + 4] = \text{Var}[2X - Y] = 4\text{Var}[X] + \text{Var}[Y] - 4\text{Cov}[X, Y]$$

Se independente $\text{Cov}[X, Y] = 0$, então

$$\text{Var}[Z] = 4.2,4 + 4 = 13,6$$

64) Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma variável aleatória discreta com a função de densidade de probabilidade expressa abaixo.



A variância desta distribuição é dada por

- a) 1/12.
- b) 5/12.**
- c) 3/5.
- d) 5/3.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

Encontrar primeiramente a equação da função nos lugares em que $f(x)$ tem densidade não nula e em cada intervalo encontrar a equação da reta (Bonjorno et al, 1994) logo temos:

$$1 \text{ até } 2 = (x-1)/2$$

$$2 \text{ até } 3 = 1/2$$

$$3 \text{ até } 4 = (4-x)/2$$

O cálculo da esperança de uma função aleatória contínua (Ross, 1994 – pág.202) é aplicado abaixo:

$$\begin{aligned} E[X] &= \int_a^b x \cdot f(x) dx = \int_1^2 x \cdot \frac{(x-1)}{2} dx + \int_2^3 x \cdot \frac{1}{2} dx + \int_3^4 x \cdot \frac{(4-x)}{2} dx \\ &= \frac{1}{2} \int_1^2 x^2 - x dx + \frac{1}{2} \int_2^3 x dx + \frac{1}{2} \int_3^4 4x - x^2 dx = \frac{1}{2} \left[\frac{x^3}{3} - \frac{x^2}{2} \Big|_1^2 + \frac{x^2}{2} \Big|_2^3 + 2x^2 - \frac{x^3}{3} \Big|_3^4 \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\left(\frac{8}{3} - \frac{4}{2} \right) - \left(\frac{1}{3} - \frac{1}{2} \right) \Big|_1^2 + \frac{9}{2} - \frac{4}{2} \Big|_2^3 + \left(32 - \frac{64}{3} \right) - \left(18 - \frac{27}{3} \right) \Big|_3^4 \right] \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{16-12-2+3}{6} + \frac{5}{2} + \frac{96-64-54+27}{3} \right] = \frac{1}{2} \left[\frac{5+15+10}{6} \right] = \frac{1}{2} \cdot 5 = 2,5 \end{aligned}$$

Para o cálculo da esperança de X^2 (Ross, 1994 – pág.206) onde aplicamos este cálculo abaixo em nossa função:

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \int_a^b x^2 \cdot f(x) dx = \int_1^2 x^2 \cdot \frac{(x-1)}{2} dx + \int_2^3 x^2 \cdot \frac{1}{2} dx + \int_3^4 x^2 \cdot \frac{(4-x)}{2} dx \\ &= \frac{1}{2} \int_1^2 x^3 - x^2 dx + \frac{1}{2} \int_2^3 x^2 dx + \frac{1}{2} \int_3^4 4x^2 - x^3 dx = \frac{1}{2} \left[\frac{x^4}{4} - \frac{x^3}{3} \Big|_1^2 + \frac{x^3}{3} \Big|_2^3 + \frac{4x^3}{3} - \frac{x^4}{4} \Big|_3^4 \right] \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{2} \left[\left(\frac{16}{4} - \frac{8}{3} \right) - \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{3} \right) \right]_1^2 + \frac{27}{3} - \frac{8}{3} \Big|_2^3 + \left(\frac{256}{3} - \frac{256}{4} \right) - \left(\frac{108}{3} - \frac{81}{4} \right) \Big|_3^4$$

$$= \frac{1}{2} \left[\frac{48 - 32 - 3 + 4}{12} + \frac{19}{3} + \frac{1024 - 768 - 432 + 243}{12} \right] = \frac{1}{2} \left[\frac{17 + 76 + 67}{12} \right] = \frac{1}{2} \cdot \frac{160}{12} = \frac{20}{3}$$

O cálculo da Variância de X (Ross, 1994 – pág.205) é uma operação algébrica, por isso utilizamos o cálculo abaixo:

$$Var[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{20}{3} - \left(\frac{5}{2} \right)^2 = \frac{20}{3} - \frac{25}{4} = \frac{80 - 75}{12} = \frac{5}{12}$$

65) O modelo de regressão linear é ajustado $\hat{Y} = aX_i + b_i$ com o coeficiente de determinação 98% e o gráfico de resíduos apresenta heterocedástico do erro. Assim, pode-se afirmar que

- a) o coeficiente “a” no modelo não é significativo.
- b) a estatística de teste “t” do modelo de regressão não é válida.**
- c) o coeficiente “a” estimado por mínimos quadrados é viesado.
- d) não é possível verificar heterocedasticidade do erro por gráficos de resíduos.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

- A) Incorreto: O coeficiente “a” isoladamente pode ser significativo está diretamente relacionado com a formulação do coeficiente de determinação. (Draper e Smith, 1998 – pág.33)
- B) Correto: Para uma estatística t ser válida para um modelo de regressão devem ser satisfeitas 4 hipóteses básicas relacionadas aos resíduos gerados pelos modelos: Normalidade, Independência, Média Zero e Variância Constante. Dado que a heterocedasticidade é observada quando não há variância constante o valor da estatística de teste t para o modelo não é válida. (Draper e Smith, 1998 – pág.60)
- C) Incorreto: Dado a esperança do erro igual a zero e a variabilidade inerente a y a esperança do estimador de mínimos quadrados de “a” é não viesado. (Draper e Smith, 1998 – pág. 89 e 90)
- D) Incorreto: Mostra que a heterocedasticidade é verificada no gráfico de resíduos versus ordem. (Draper e Smith, 1998 pág.62 e 63)

As questões 66, 67 e 68 referem-se ao texto a seguir.

Deseja-se comparar o consumo médio de combustível entre 4 fabricantes de motores para equipar um novo jato de certo fabricante de aeronaves. Foram selecionados 5 motores de cada fabricante e apresentadas as duas estimativas a seguir.

Quadrado Médio Entre Grupos = QME = 12

Soma de Quadrados Dentro dos Grupos = SQD = 48

66) Informe se é verdadeiro (V) ou falso (F) sobre as afirmativas relacionadas com a situação-problema. A seguir, indique a opção com a sequência **correta**.

- () O número de graus de liberdade dentro dos grupos é de 4.
- () O número de graus de liberdade entre os grupos é de 3.
- () A soma de quadrados dentro dos grupos é maior que entre os grupos.
- () É possível estimar a variância amostral de todos os dados através da tabela Anova.

- a) V – F – F – F
- b) F – V – F – V
- c) V – V – V – F
- d) F – V – V – V**

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

A construção da tabela Anova (Draper e Smith, 1998 – pág. 475) onde é apresentada a relação da soma de quadrados e análise de variância. Com base nesta informação da Tabela Anova responderemos todos os 4 itens enunciados abaixo:

I. Falso. Número de graus de liberdade Dentro do Grupo é a diferença do número de elementos (20) pelo número de grupos (4) = 16

II. Verdadeiro. Número de graus de liberdade Entre Grupos é determinado pelo número de grupos -1 grau de liberdade = 3

III. Verdadeiro. $SQE = QME * gIE = 12 * 3 = 36$ e $SQD = 48$ então $SQD > SQE$

IV. Verdadeiro. Pois $s^2 = SQT / n - 1$

67) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

Através da tabela Anova pode-se calcular o valor do quadrado médio dentro dos grupos de _____ e, por conseguinte, o valor da estatística F em _____.

- a) 3 / 3
- b) 3 / 4**
- c) 4 / 3
- d) 4 / 4

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA B)

(Draper e Smith, 1998 – pág. 475) Utilizaremos o cálculo do quadrado médio dentro do grupo QMD e a estatística de teste F, sendo abaixo utilizada para resposta do subitem I e II:

I. $QMD = SQD / gID = 48 / 16 = 3$

II. $F = \frac{QME}{QMD} = \frac{12}{3} = 4$

68) Dados que o valor da estatística F com os graus de liberdade apresentados na tabela Anova é de 3,29, pode-se afirmar que

- a) há diferença entre as médias no consumo de combustível dos motores analisados, pois o valor estimado é maior que o tabelado.**
- b) há diferença entre as médias no consumo de combustível dos motores analisados, pois o valor estimado é menor que o tabelado.
- c) não há diferença entre as médias no consumo de combustível dos motores analisados, pois o valor estimado é menor que o tabelado.
- d) não há diferença entre as médias no consumo de combustível dos motores analisados, pois o valor estimado é maior que o tabelado.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

(Draper e Smith, 1998 – pág. 475 e 476) a estatística de teste F é dada por:

$F_{cal} = 4 > F_{tab} = 3,29$ e por definição rejeita-se a hipótese de igualdade entre as médias.

As questões 69 e 70 referem-se ao texto a seguir.

Um treinamento de tiro é realizado em um alvo circular com 2 círculos concêntricos (círculos com o mesmo centro) com 8 cm e 20 cm de diâmetro. Supõe-se que a probabilidade de um soldado acertar um tiro no alvo é de 80%, que todos os pontos deste alvo sejam equiprováveis e que os disparos realizados por este soldado sejam independentes entre si.

69) Informe se é verdadeiro (V) ou falso (F) sobre as afirmativas relacionadas com a situação-problema. A seguir, indique a opção com a sequência **correta**.

- () A probabilidade do soldado, em um disparo, acertar o tiro no círculo de maior diâmetro é maior que 60%.
- () A probabilidade do soldado, em um disparo, acertar o tiro no círculo de menor diâmetro é menor que 15%.
- () A probabilidade de se acertar o círculo de maior diâmetro é 6,25 vezes maior do que acertar o círculo menor.
- () A probabilidade de se acertar o círculo de maior diâmetro é 5,25 vezes maior do que acertar o círculo menor.

- a) V – F – V – F
- b) F – F – V – F
- c) V – V – F – V**
- d) V – V – V – F

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Descrevendo os conjuntos:

A = Acertar o Alvo.

X = Acertar o Círculo Menor

Y = Acertar o Círculo Maior

$$r_x = 8/2 = 4 \text{ cm}$$

$$r_y = 20/2 = 10 \text{ cm}$$

Para Calcular as probabilidades solicitadas primeiramente devemos utilizar conceitos descritos (Casella e Berger, 2002 – pág.7 a 9) a respeito de definição de probabilidades:

$$P(A) = 0,8$$

$$\text{Área de X} = \pi.r_x^2 = \pi.4^2 = 16\pi \text{ cm}$$

$$\text{Área de Y} = \pi.r_y^2 - A_x = \pi.10^2 - 16\pi = 84\pi \text{ cm}$$

$$A_x + A_y = 16\pi + 84\pi = 100\pi \text{ cm então:}$$

$$A_x = 16\pi / 100\pi = 16\%$$

$$A_y = 84\pi / 100\pi = 84\%$$

Para solução dos itens I e II temos que utilizar conceitos de probabilidade condicional (Casella e Berger, 2002 – pág.20 a 23)

$$\text{Item I} - \text{Verdadeiro} - P(Y \cap A) = P(Y/A).P(A) = 0,84 \cdot 0,8 = 0,672$$

$$\text{Item II} - \text{Verdadeiro} - P(X \cap A) = P(X/A).P(A) = 0,16 \cdot 0,8 = 0,128$$

Para solucionar os itens III e IV temos que utilizar os valores encontrados nos itens I e II e calcular a seguinte razão:

$$\text{Razão Y/X} = 0,672/0,128 = 5,25$$

Item III – Falso

Item IV – Verdadeiro

70) Em um determinado treinamento, a acurácia pede que o soldado acerte um tiro no círculo de menor diâmetro e, em seguida, realize n disparos até que 1 destes tiros tenha até 1 cm de distância do primeiro. Dado que o soldado da situação-problema irá realizar este procedimento, a esperança do número de disparos realizados para executar a tarefa é

a) 25.

b) 50.

c) 100.

d) 125.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

$$T_c = \text{Tiro certo} = A_{T_c} = \pi.r_{T_c}^2 = \pi.1^2 = \pi \text{ cm}$$

$$\text{Área Alvo} = A_y = 84\pi \text{ cm}$$

Para calcular as probabilidades solicitadas primeiramente devemos utilizar conceitos descritos a respeito de definição de probabilidades: (Casella e Berger, 2002 – pág. 7 a 9)

$$P(A) = 0,8$$

$$\text{Área de X} = \pi.r_x^2 = \pi.4^2 = 16\pi$$

$$\text{Área de Y} = \pi.r_y^2 - A_x = \pi.10^2 - 16\pi = 84\pi$$

$$A_x + A_y = 16\pi + 84\pi = 100\pi \text{ então:}$$

$$A_{T_c} = \pi / 100\pi = 1\%$$

Para solução deste quesito devemos utilizar conceitos de probabilidade condicional (Casella e Berger, 2002 – pág.20 a 23)

$$P(T_c \cap A) = P(T_c/A).P(A) = 0,01 \cdot 0,8 = 0,008$$

$$\text{Acerto certo} A_c = T_c \cap A$$

$$P(A_c) = P(T_c \cap A) = 0,008$$

A_c é uma distribuição geométrica com esperança dada por $1/p$. (Casella e Berger, 2002 – pág.97)

Então $E(A_c) = 1/0,008 = 125$

71) Analise as afirmativas a seguir sobre o teste de hipótese.

- I. O poder de um teste é o complementar da probabilidade do erro tipo II.
- II. O erro tipo II é a probabilidade de rejeitar a hipótese nula dado que ela é falsa.
- III. O erro tipo I é a probabilidade de rejeitar a hipótese nula dado que ela é verdadeira.
- IV. O poder do teste é igual à probabilidade de rejeitar a hipótese nula, dado um valor qualquer para o parâmetro, especificado ou não pela hipótese alternativa.

Estão **corretas** somente as afirmativas

- a) I e III.
- b) II e III.
- c) I, III e IV.
- d) II, III e IV.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Para resolução dos itens I a IV devemos utilizar o conceito de Erros de Decisão (Morettin, 2000 – pág.75 a 77) onde:

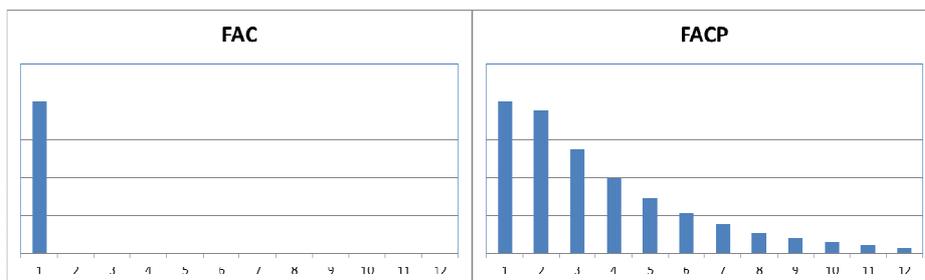
$$P(\text{Erro Tipo I}) = P(\text{rejeitar } H_0 / H_0 \text{ Verdadeiro}) = \alpha$$

$$P(\text{Erro Tipo II}) = P(\text{não rejeitar } H_0 / H_0 \text{ Falso}) = \beta$$

$$P(\text{Poder Teste}) = P(\text{rejeitar } H_0 / H_0 \text{ Falso}) = 1 - \beta$$

- I. Verdadeiro. De acordo com as probabilidades acima enunciadas.
- II. Falso. O erro tipo II é definido como $P(\text{não rejeitar } H_0 / H_0 \text{ Falso})$.
- III. Verdadeiro. O erro tipo I é definido como $P(\text{rejeitar } H_0 / H_0 \text{ Verdadeiro})$.
- IV. Verdadeiro. De acordo com as probabilidades acima enunciadas.

72) A seguir, os gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial de um modelo Box-Jenkins ARMA, com o erro aleatório sendo um ruído branco e o módulo dos coeficientes da defasagem da série menor que 1.



Com base nas informações dos gráficos, analise as afirmativas.

- I. Representam modelos autorregressivos.
- II. Representam modelos de médias móveis.
- III. Representam modelos estacionários.
- IV. Representam modelos invertíveis.

Estão **corretas** somente as afirmativas

- a) I e III.
- b) I e IV.
- c) II e III.
- d) II e IV.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Utilizando técnicas para identificar modelos ARMA (Morettin e Toloi, 2006 – pág.150 e 151) observando os gráficos de FAC e FACP, os modelos ARMA a que se referem é um ARMA(0,1) ou Média Móveis de Ordem 1.

O modelo MA(1) é sempre estacionário, mas é invertível somente quando os coeficientes de defasagem forem menor que 1. (Morettin e Toloi, 2006 – pág.121)

73) Em um determinado posto de atendimento de coleta de sangue, o número de coletas realizadas por dia segue o modelo de distribuição de Poisson, com média de 1/2 coleta/hora.

Com base nestas informações, o desvio-padrão é igual a

- a) 0,25.
- b) 0,5.
- c) 2.
- d) 4.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

Utilizando características da distribuição Poisson (Ross, 1994 – pág.159 e 160), e considerando X uma variável aleatória que segue uma distribuição Poisson com parâmetro λ , temos as seguintes propriedades:

$$E(X) = \lambda \text{ e } Var(X) = \lambda.$$

Com base nisto o desvio padrão da variável apresentada é:

$$DP(X) = \sqrt{Var(X)} = \sqrt{\lambda} = \sqrt{0,5} = 0,25$$

74) Num determinado aeroporto, o tempo gasto para se fazer um *check-in* “apresentação do passageiro à companhia aérea” segue uma distribuição uniforme, com o intervalo de 10 a 20 minutos. Qual a probabilidade do tempo gasto por um passageiro ser maior que a média mais 1 do desvio-padrão?

- a) $\frac{(3 - \sqrt{3})}{3}$
- b) $\frac{(5 - \sqrt{3})}{3}$
- c) $\frac{(3 - \sqrt{3})}{6}$
- d) $\frac{(5 - \sqrt{3})}{5}$

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Utilizando características da distribuição Uniforme Contínua (Ross, 1994 – pág. 207 e 208) e considerando X uma variável aleatória que segue esta distribuição temos:

Se X segue uma distribuição Uniforme (a, b) com $E(X) = \frac{a+b}{2}$ e $Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$.

Utilizando as propriedades da distribuição do enunciado acima temos que:

$$E(X) = \frac{a+b}{2} = \frac{30}{2} = 15$$

$$DP(X) = \sqrt{Var(X)} = \sqrt{\frac{(b-a)^2}{12}} = \frac{(b-a)}{2\sqrt{3}} = \frac{(20-10)}{2\sqrt{3}} = \frac{5}{\sqrt{3}} = \frac{5\sqrt{3}}{3}$$

A partir deste resultado calculamos a probabilidade solicitada:

$$P\left(X > 15 + \frac{5\sqrt{3}}{3}\right) = P\left(X > 15 + \frac{5\sqrt{3}}{3}\right) = \left(20 - 15 - \frac{5\sqrt{3}}{3}\right) / 10 = \frac{15 - 5\sqrt{3}}{30} = \frac{(3 - \sqrt{3})}{6}$$

As questões 75 e 76 referem-se ao texto a seguir.

Uma urna contém 3 bolas amarelas, 4 bolas brancas e 2 bolas pretas e retiram-se 2 bolas com reposição. Sejam X e Y variáveis aleatórias onde: X= 1 se a primeira bola retirada for Amarela e X= 0 caso contrário e Y= 1 se a segunda bola retirada for Branca, Y= 2 se a segunda bola retirada for Preta e Y= 0 caso contrário.

75) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

As variáveis X e Y representam uma distribuição conjunta da qual o valor da esperança marginal de X vale _____ e variância marginal de Y vale _____.

- a) $8/9 - 32/81$
- b) $8/9 - 8/81$
- c) $1/3 - 44/81$
- d) $1/3 - 50/81$

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

A partir dos dados fornecidos podemos definir a distribuição conjunta de X e Y como:

Y \ X	0	1	Total
0	$2/9$	$1/9$	$1/3$
1	$8/27$	$4/27$	$4/9$
2	$4/27$	$2/27$	$2/9$
Total	$2/3$	$1/3$	1

Para resolução dos itens utilizaremos os cálculos da probabilidade marginal das variáveis X e Y (Morettin, 1999 – pág. 55 e 56) e o cálculo de esperança e variância (Morettin, 1999 – pág.45 e 50).

$$I. E[X] = 0 \cdot \frac{2}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

$$II. E[Y] = 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{4}{9} + 2 \cdot \frac{2}{9} = \frac{8}{9}$$

$$E[Y^2] = 0^2 \cdot \frac{1}{3} + 1^2 \cdot \frac{4}{9} + 2^2 \cdot \frac{2}{9} = \frac{12}{9}$$

$$Var[Y] = E[Y^2] - E[Y]^2 = \frac{12}{9} - \left(\frac{8}{9}\right)^2 = \frac{108 - 64}{81} = \frac{44}{81}$$

76) Relacione as colunas e marque a alternativa que apresenta a sequência **correta**. (Algumas letras não serão usadas.)

- (A) 11/9
- (B) 0
- (C) 1/3 () Esperança de X.
- (D) 62/81 () Variância de X – Y.
- (E) 8/9 () Variância de X + Y.
- (F) 26/81 () Correlação entre X e Y.
- (G) 16/81

- a) C – D – D – B
- b) A – F – D – G
- c) C – F – A – G
- d) E – G – B – F

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA A)

Para resolução do item I utilizaremos o cálculo de esperança (Morettin, 1999 – pág. 45) utilizando a probabilidade marginal de X.

$$I. E[X] = 0 \cdot \frac{2}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

Para resolução dos itens II e III utilizaremos propriedades de variância e covariância (Morettin, 1999 – pág.52 e 53) utilizando a probabilidade marginal de X e Y.

$$\text{II. } E[X^2] = 0^2 \cdot \frac{2}{3} + 1^2 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{1}{3} - \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{3-1}{9} = \frac{2}{9}$$

$$\text{Var}[Y] = E[Y^2] - E[Y]^2 = \frac{12}{9} - \left(\frac{8}{9}\right)^2 = \frac{108-64}{81} = \frac{44}{81}$$

$$E[XY] = 0 \cdot \frac{2}{9} + 0 \cdot \frac{1}{9} + 0 \cdot \frac{8}{27} + 1 \cdot \frac{4}{27} + 0 \cdot \frac{4}{27} + 2 \cdot \frac{2}{27} = \frac{4}{27} + \frac{4}{27} = \frac{8}{27}$$

$$\text{Cov}[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y] = \frac{8}{27} - \frac{1}{3} \cdot \frac{8}{9} = \frac{8-8}{27} = 0$$

$$\text{Var}[X - Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] - 2\text{Cov}[X, Y] = \frac{2}{9} + \frac{44}{81} = \frac{18+44}{81} = \frac{62}{81}$$

$$\text{III. } \text{Var}[X + Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] + 2\text{Cov}[X, Y] = \frac{2}{9} + \frac{44}{81} = \frac{18+44}{81} = \frac{62}{81}$$

Para resolução do item IV utilizaremos a definição de correlação entre duas variáveis (Morettin, 1999 – pág. 64):

$$\text{IV. } \text{Corr}[X, Y] = \frac{\text{Cov}[X, Y]}{\sqrt{\text{Var}[X] \cdot \text{Var}[Y]}} = \frac{0}{\sqrt{\text{Var}[X] \cdot \text{Var}[Y]}} = 0$$

77) Preencha as lacunas abaixo e, em seguida, assinale a alternativa **correta**.

Em uma pesquisa eleitoral, utilizando uma amostra aleatória de tamanho 50, estimou-se que a probabilidade dos eleitores votarem em certo candidato era de 50%, com uma margem de erro de $\pm 2\%$ e com nível confiança de 99%. Com um tamanho de amostra de _____ pessoas, reduzir-se-ia a margem de erro pela metade, com o mesmo nível.

- a) 100
- b) 125
- c) 150
- d) 200

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

Considerando o tamanho de amostra para proporção (Magalhães e Lima, 2002 – pág.233) temos:

$$n = \left(Z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sqrt{\hat{p} \cdot (1 - \hat{p})}}{e} \right)^2$$

Calculando dois tamanhos de amostra para diferentes margens de erro:

$$n_{ini} = \left(Z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sqrt{0,5 \cdot 0,5}}{e} \right)^2 \rightarrow n_{ini} = Z_{\alpha/2}^2 \cdot \left(\frac{1}{2e} \right)^2 = \frac{Z_{\alpha/2}^2}{4e^2}$$

$$n_{fim} = \left(Z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sqrt{0,5 \cdot 0,5}}{(e/2)} \right)^2 \rightarrow n_{fim} = Z_{\alpha/2}^2 \cdot \left(\frac{1}{2 \cdot (e/2)} \right)^2 = Z_{\alpha/2}^2 \cdot \left(\frac{1}{e} \right)^2 = \frac{Z_{\alpha/2}^2}{e^2}$$

Fazendo a razão entre os tamanhos de amostra e calculando o tamanho de amostra com redução da margem de erro.

$$\frac{n_{fim}}{n_{ini}} = \frac{Z_{\alpha/2}^2 / e^2}{Z_{\alpha/2}^2 / 4e^2} = \frac{4e^2}{e^2} = 4 \quad n_{ini} = 50 \text{ então } n_{fim} = 4 \cdot n_{ini} = 4 \cdot 50 = 200$$

78) Em certa cidade, acredita-se que a distribuição dos 4 tipos sanguíneos (A, B, AB e O) siga uma distribuição uniforme discreta. Para testar esta tese, foi realizada uma pesquisa com 120 pessoas da qual constatou-se que 20% era do tipo A, 25% do tipo B, 25% do tipo AB e 30% do tipo O. Definiu-se em realizar um teste qui-quadrado de aderência e a distribuição uniforme discreta inicialmente apresentada era adequada. O valor da estatística qui-quadrado proposta é de

- a) 0,6.
- b) 1,2.
- c) 2,4.
- d) 4,8.

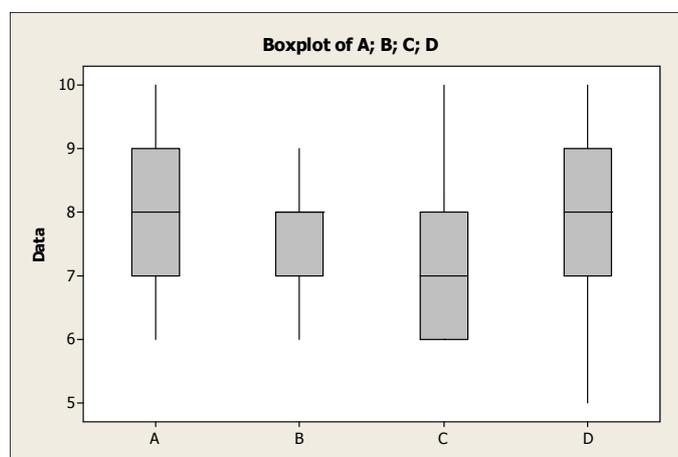
JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

O cálculo da aderência da distribuição com os valores observados é realizado calculando o seguinte score qui-quadrado: (Magalhães e Lima, 2002 – pág. 268)

$$\chi^2 = \sum \frac{(O - E)^2}{E} = \frac{(24 - 30)^2}{30} + \frac{(30 - 30)^2}{30} + \frac{(30 - 30)^2}{30} + \frac{(36 - 30)^2}{30} =$$

$$\chi^2 = \frac{36 + 36}{30} = 2,4$$

79) Foi utilizado um diagrama de caixas (Box-plot) para resumir informações de 4 grupos A, B, C e D, onde cada grupo dispunha de 12 elementos conforme apresentado a seguir.



Com base nas informações do gráfico, analise as afirmativas.

- I. O grupo B tem distribuição simétrica.
- II. O valor mínimo dos valores é observado no grupo C.
- III. A distribuição de valores do grupo C é assimétrica negativa.
- IV. A distribuição de valores do grupo D é assimétrica negativa.
- V. As amplitudes dos grupos A e C são iguais.

Estão **corretas** apenas as afirmativas

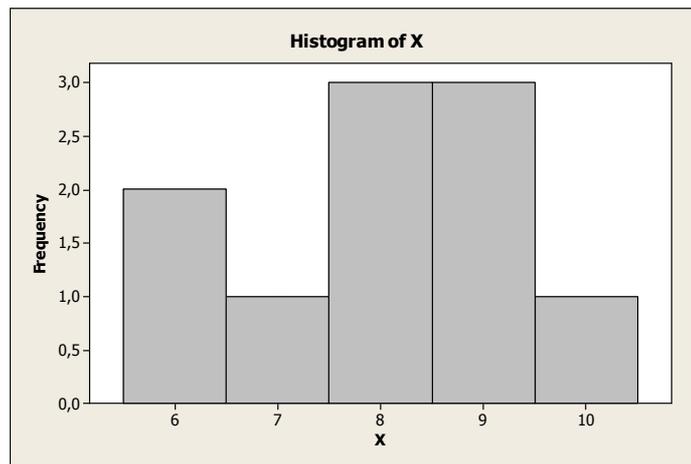
- a) I, II e IV.
- b) I, III e V.
- c) III, e V.
- d) IV e V.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA D)

Para resolução dos itens I a V deve ser utilizado conceitos de assimetria (Triola, 2008 – pág. 70) e representação através do Diagrama de Caixas (Box-Plot) (Triola, 2008 – pág.98 a 102).

- I. Falso. Mediana do grupo B = 1º Quartil ou 3º Quartil mostrando ser uma distribuição assimétrica.
- II. Falso. O valor mínimo (5) encontra-se no grupo D.
- III. Falso. A distribuição do grupo C é assimétrica positiva: Média > Mediana
- IV. Verdadeiro. A distribuição do grupo D é assimétrica negativa: Média < Mediana
- V. Verdadeiro. A amplitude dos grupos A e C é igual a 4.

80) Uma amostra aleatória de uma variável aleatória discreta X é apresentada abaixo. Observe.



Com base no gráfico, a variância amostral da variável X é

- a) 1/2.
- b) 5/3.
- c) 8/5.
- d) 16/9.

JUSTIFICATIVA DA ALTERNATIVA CORRETA: (LETRA C)

Para resolução desta questão devemos primeiramente utilizar conhecimentos à base de histograma e frequência relativa (Triola, 2008 – pág. 42) de histograma de probabilidades (Triola, 2008 – pág.162 e 163) para construir uma tabela com probabilidades:

X	6	7	8	9	10
Frequência	2	1	3	3	1
Probabilidade	1/5	1/10	3/10	3/10	1/10

Devemos relacionar a tabela de probabilidades com cálculos de esperanças e variância (Triola, pág.163 e 164):

$$E[X] = 6 \cdot \frac{1}{5} + 7 \cdot \frac{1}{10} + 8 \cdot \frac{3}{10} + 9 \cdot \frac{3}{10} + 10 \cdot \frac{1}{10} = \frac{12 + 7 + 24 + 27 + 10}{10} = \frac{80}{10} = 8$$

$$E[X^2] = 6^2 \cdot \frac{1}{5} + 7^2 \cdot \frac{1}{10} + 8^2 \cdot \frac{3}{10} + 9^2 \cdot \frac{3}{10} + 10^2 \cdot \frac{1}{10} = \frac{72 + 49 + 192 + 243 + 100}{10} = \frac{656}{10} = 65,6$$

$$Var[X] = E[X^2] - E[X]^2 = 65,6 - 8^2 = 1,6 \text{ ou } 8/5$$