

Lista nº 2 – Tomada de Decisão para uma Única Amostra

1. (Montgomery e Runger ⁽²⁾ – Exercício 7-21, pág. 158). Seja X_1, X_2, \dots, X_7 a representação de uma amostra aleatória proveniente de uma população tendo média μ e variância σ^2 . Considere os seguintes estimadores de μ :

$$\hat{\theta}_1 = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_7}{7}$$

$$\hat{\theta}_2 = \frac{2X_1 - X_6 + X_4}{2}$$

- Os dois estimadores são não tendenciosos? *R.:* Ambos são não viciados.
 - Qual é o “melhor” estimador? Em que sentido ele é melhor? *R.:* $\hat{\theta}_1$, pois tem menor variância ($\sigma^2/7$).
 - Calcule a eficiência relativa dos dois estimadores. *R.:* Eficiência relativa de $\hat{\theta}_2$ para $\hat{\theta}_1$ é 4,67.
2. (Montgomery et al. ⁽¹⁾ – Exercício 4-8, pág. 90) Considere três amostras aleatórias de tamanhos $n_1 = 20$, $n_2 = 10$ e $n_3 = 8$, provenientes de uma população com média μ e variância σ^2 . Sejam S_1^2 , S_2^2 e S_3^2 as variâncias das amostras. Mostre que $S^2 = \frac{20S_1^2 + 10S_2^2 + 8S_3^2}{38}$ é um estimador não viciado de σ^2 .
3. (Devore ⁽³⁾ – Exercício 34, pág. 240) O *erro quadrático médio* de um estimador $\hat{\theta}$ é $EQM(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2$. Se $\hat{\theta}$ não é viciado, então $EQM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta})$, mas em geral $EQM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta}) + Vício(\hat{\theta})^2$. Considere o estimador $\hat{\sigma}^2 = KS^2$, em que $S^2 =$ variância amostral.
- Que valor de K minimiza a média dos erros quadráticos quando a distribuição da população é normal. *R.:* $(n-1)/(n+1)$
[Dica: pode-se ver que $E[(S^2)^2] = (n+1)\sigma^4/(n-1)$.
Em geral, é difícil achar $\hat{\theta}$ que minimiza $EQM(\hat{\theta})$, motivo pelo qual olhamos somente para estimadores não viciados e minimizamos $Var(\hat{\theta})$.]
4. (Montgomery et al. ⁽¹⁾ – Exercícios 4-70, pág. 126 e 4-94, pág. 129). Formule as hipóteses nula e alternativa apropriadas e indique o tipo de região crítica (bilateral, unilateral superior e unilateral inferior) para testar as seguintes afirmações:
- A média da população é maior do que 10. *R.:* $H_0: \mu=10, H_1: \mu>10$.
 - A média da população não é igual a 7. *R.:* $H_0: \mu=7, H_1: \mu\neq 10$.
 - A média da população é menor do que 5. *R.:* $H_0: \mu=5, H_1: \mu<5$.
 - Um engenheiro, responsável pela produção de plástico, afirma que 99,5% dos tubos de plástico fabricados por sua companhia atendem às especificações de engenharia, ou seja, o comprimento do tubo excede 6,5 polegadas. *R.:* $H_0: p=0,995, H_1: p>0,995$.
 - Uma equipe de engenheiros químicos e de processos afirma que a temperatura média de um banho de resina é maior do que 45°C. *R.:* $H_0: \mu=45^\circ C, H_1: \mu>45^\circ C$.
 - Um fabricante de barras de chocolate afirma que, no período de compra por um consumidor, a vida média de seu produto é menor do que 90 dias. *R.:* $H_0: \mu=90 \text{ dias}, H_1: \mu<90 \text{ dias}$.
 - O projetista de um laboratório de computação em uma grande universidade afirma que o desvio-padrão do tempo de um estudante na rede é menor do que 10 minutos. *R.:* $H_0: \sigma=10 \text{ min.}, H_1: \sigma<10 \text{ min.}$

- h. Um fabricante de sinais de trânsito faz propaganda de que seus sinais terão um excesso de 2.160 horas em sua vida média operacional. *R.*: $H_0: \mu=2.160$ h, $H_1: \mu>2.160$ h.
- i. Um engenheiro de segurança afirma que mais de 60% de todos os motoristas usam cintos de segurança em viagens de automóveis de menos de 10 km. *R.*: $H_0: p=0,60$, $H_1: p>0,60$.
5. (Montgomery e Runger⁽²⁾ – Exercício 9-31, pág. 204). Uma amostra será usada para testar que uma média da população é igual a 10 contra a alternativa de que a média da população é maior do que 10, com variância conhecida σ . Qual é o valor crítico para a estatística de teste Z_0 considerando os seguintes níveis de significância:
- 0,01. *R.*: $a = z_\alpha \approx -2,33$.
 - 0,05. *R.*: $a = z_\alpha \approx -1,64$.
 - 0,10. *R.*: $a = z_\alpha \approx -1,29$.
6. (Montgomery et al.⁽¹⁾ – Exercícios 4-17, 4-18, 4-19 e 4-20, pág. 97) Uma companhia de produtos para consumidores está formulando um xampu novo e está interessada na altura (em mm) da espuma. A altura da espuma tem distribuição aproximadamente normal, com um desvio-padrão de 20 mm. A companhia deseja testar $H_0: \mu = 175$ mm *versus* $H_1: \mu > 175$ mm, usando o resultado de $n = 10$ amostras
- Encontre a probabilidade do erro tipo I (α), se a região crítica for $\bar{x} > 185$ mm. *R.*: 0,057.
 - Qual será a probabilidade do erro tipo II, se a altura média verdadeira da espuma for 195mm? *R.*: 0,057.
 - O que você concluiria, se os dados da amostra resultassem em $\bar{x} = 190$ mm? *R.*: Rejeita-se H_0 .
 - Quão “diferente” é o valor da amostra $\bar{x} = 190$ mm, se a média verdadeira for realmente 175 mm? Ou seja, qual seria a probabilidade de você observar uma média da amostra tão grande quanto 190 mm (ou maior), se a altura média verdadeira da espuma fosse realmente 175 mm? *R.*: 0,009.
- Suponha que o tamanho da amostra seja aumentado para $n = 16$.
- Repita os itens (a) e (b), considerando o novo tamanho amostral e o mesmo limite da região crítica. *R.*: 0,023 e 0,023.
 - Onde estaria localizado o limite da região crítica, se a probabilidade do erro tipo I permanecesse igual ao valor calculado quando $n = 10$? *R.*: $\bar{x}_{crit.} = 182,9$ mm.
 - Usando a nova região crítica encontrada no item (f), encontre a probabilidade β do erro tipo II, se a altura média verdadeira da espuma for 195 mm. *R.*: 0,008.
 - Compare o valor de β obtido no item (g) com aquele obtido em (b). Quais suas conclusões?
7. (Montgomery e Runger⁽²⁾ – Exercício 9-5, pág. 198). Um fabricante de fibra têxtil está investigando um novo fio, que a companhia afirma ter um alongamento médio de 12 quilogramas, com um desvio-padrão de 0,5 quilograma. A companhia deseja testar a hipótese $H_0: \mu = 12$ contra $H_1: \mu < 12$, usando uma amostra aleatória de quatro espécimes.

- a. Qual será a probabilidade do erro tipo I, se a região crítica for definida como $\bar{x} < 11,5$ kg. R.: $\alpha = 0,02275$
 - b. Encontre β para o caso em que o alongamento médio verdadeiro seja 11,25 kg. R.: $\beta = 0,15866$
 - c. Encontre β para o caso em que o alongamento médio verdadeiro seja 11,5 kg. R.: $\beta = 0,5$
 - d. Repita os itens anteriores usando um tamanho de amostra de $n = 16$ e a mesma região crítica.
8. (Montgomery et al.⁽¹⁾ – Exercícios 4-28 e 4-30, pág. 107) Sabe-se que a vida em horas de um termopar usado em uma fornalha é distribuída de forma aproximadamente normal, com desvio-padrão $\sigma = 20$ horas. Uma amostra aleatória de 15 termopares resultou nos seguintes dados: 553, 552, 567, 579, 550, 541, 537, 553, 552, 546, 538, 553, 581, 539, 529.
- a. Há alguma evidência que suporte a alegação de que a vida do bulbo excede 540 horas? Use $\alpha = 5\%$. R.: Sim. Rejeita-se H_0 .
 - b. Qual é o valor P para o teste do item (a)? R.: 0,014.
 - c. Qual será o erro β para o teste do item (a), se a vida média verdadeira for de 560 h? R.: 0,013
 - d. Qual seria o tamanho requerido da amostra para assegurar que β não excederia 0,10, se a vida média verdadeira fosse de 560 h? R.: 9.
 - e. Construa um intervalo de confiança bilateral de 95% para a vida média. R.: $541,2 < \mu < 561,5$.
 - f. Construa um limite inferior de confiança de 95% para a vida média. R.: $\mu > 542,8$.
 - g. Suponha que quiséssemos estar 95% confiantes de que o erro na estimação da vida média fosse menor do que 5 horas. Que tamanho de amostra deveria ser usado? R.: 62.
9. (Montgomery e Runger⁽²⁾ – Exercício 9-43, pág. 204) Sabe-se que a vida, em horas, de uma bateria é aproximadamente distribuída normalmente, com desvio-padrão $\sigma = 1,25$ hora. Uma amostra de 10 baterias tem uma vida média de $\bar{x} = 40,5$ horas
- a. Há evidência que suporte a alegação de que a vida da bateria excede 40 horas? Use $\alpha = 0,05$. R.: $z_0 = 1,26 < 1,65$ falhou em rejeitar H_0 .
 - b. Qual é o valor P para o teste do item (a). R.: Valor P = 0,1038.
 - c. Qual será o erro β para o teste do item (a), se a média verdadeira for de 42 horas? R.: $\beta \approx 0,000325$.
 - d. Que tamanho de amostra seria requerido para assegurar que b não excede 0,10, se a vida média verdadeira fosse de 44 horas? R.: $n \approx 1$.
 - e. Explique como você poderia responder a questão do item (a), calculando um limite apropriado de confiança para a vida. R.: $39,85 \leq \mu$.
10. (Montgomery et al.⁽¹⁾ – Exercícios 4-34, pág. 113 e 4.46, pág. 117) Um teste de impacto Izod foi feito em 20 corpos de prova de tubo de PVC. O padrão ASTM para esse material requer que a resistência ao impacto Izod tem de ser maior do que 1,0 ft-lb/in. A média e o desvio padrão obtidos da amostra foram $\bar{x} = 1,121$ e $s = 0,328$, respectivamente.
- a. Teste $H_0: \mu = 1,0$ versus $H_1: \mu > 1,0$, usando $\alpha = 0,01$ e tire suas conclusões. R.: Não se rejeita H_0 .

- b. Estabeleça qualquer suposição necessária sobre a distribuição dos dados sob consideração. *R.*: amostra oriunda de população normal.
 - c. Qual é o valor P para o teste efetuado no item (a)? *R.*: $0,05 < p < 0,10$.
 - d. Teste a hipótese de $\sigma = 0,10$ contra uma alternativa especificando $\sigma \neq 0,10$, usando $\alpha = 0,01$ e obtenha uma conclusão. *R.*: Rejeita-se H_0 .
 - e. Qual é o valor P para o teste efetuado no item (d)? *R.*: 0.
 - f. Construa um intervalo bilateral para σ com 99% de confiança. *R.*: $0,230 < \sigma < 0,547$.
11. (Montgomery et al.⁽¹⁾ – Exercício 4-35, pág. 113 e 4-83, pág. 128). Sabe-se que a vida em horas de um equipamento biomédico, sob desenvolvimento no laboratório, é distribuída de forma aproximadamente normal. Uma amostra aleatória de 15 equipamentos é selecionada, tendo uma vida média de 5.625,1 horas e um desvio-padrão de 226,1 horas.
- a. Com um nível de significância de $\alpha = 0,05$, teste a hipótese $H_0: \mu = 5.500$ contra $H_1: \mu > 5.500$. Para completar o teste de hipóteses, você acredita que a vida média verdadeira de um equipamento biomédico seja maior que 5.500? Estabeleça claramente sua resposta. *R.*: Rejeitar H_0 .
 - b. Encontre o valor P da estatística de teste. *R.*: $0,025 < P < 0,050$.
 - c. Construa um intervalo de confiança inferior de 95% para a média e descreva como esse intervalo pode ser usado para testar a hipótese alternativa do item (a). *R.*: $5.522, 3 \leq \mu$.
 - d. Para esse tamanho de amostra ($n = 15$), os dados confirmam a afirmação de que o desvio-padrão da vida seja menor que 280 horas? *R.*: Não rejeitar.
 - e. Repita a análise feita no item (d), supondo que o tamanho da amostra tenha sido 51. *R.*: Rejeitar.
 - f. Compare suas respostas e comente como o tamanho da amostra afeta suas conclusões obtidas nos itens (d) e (e).
12. (Montgomery e Runger⁽²⁾ – Exercício 9-59, pág. 210) Um artigo de 1992 da revista *Journal of the American Medical Association* (“A Critical Appraisal of 98,6 Degrees F, the Upper Limit of the Normal Body Temperature, and Other Legacies of Carl Reinhold August Wunderlich”) reportou temperatura do corpo, gênero e taxa do coração para um número de pessoas. As temperaturas do corpo para 25 mulheres foram: 97,8; 97,2; 97,4; 97,6; 97,8; 97,9; 98,0; 98,0; 98,0; 98,1; 98,2; 98,3; 98,3; 98,4; 98,4; 98,4; 98,5; 98,6; 98,6; 98,7; 98,8; 98,8; 98,9; 98,9 e 99,0.
- a. Testar a hipótese $H_0: \mu = 98,6$ versus $H_1: \mu \neq 98,6$, usando $\alpha = 0,05$. Encontre o valor P. *R.*: $|t_0| = 3,48 > 2,064$, rejeitar H_0 ; valor $P = 0,002$.
 - b. Verifique a suposição de que a temperatura do corpo feminino é normalmente distribuída. *R.*: Sim.
 - c. Calcule o poder do teste se a temperatura média verdadeira do corpo feminino é tão alta quanto 98,0. *R.*: Poder ≈ 1 .
 - d. Que tamanho da amostra seria requerido para detectar uma temperatura média verdadeira do corpo feminino tão baixa quanto 98,2, se quiséssemos que o poder do teste fosse no mínimo 0,9? *R.*: $n = 20$.
 - e. Explique como a questão no item (a) poderia ser respondida, construindo um intervalo bilateral para a temperatura média do corpo feminino. *R.*: $98,065 \leq \mu \leq 98,463$.

13. (Montgomery e Runger ⁽²⁾ – Exercício 9-61, pág. 210) Determinou-se o teor de sódio de 20 caixas de 300 gramas de flocos de milho orgânico. Os dados (em miligramas) são: 131,15; 130,69; 130,91; 129,54; 129,64; 128,77; 130,72; 128,33; 128,24; 129,65; 130,14; 129,29; 128,71; 129,00; 129,39; 130,42; 129,53; 130,12; 129,78; 130,92.
- Você pode sustentar a afirmação de que o teor médio de sódio dessa marca de flocos de milho difere de 130 miligramas? Use $\alpha = 0,05$. Encontre o valor P . *R.*: $|t_0| = 1,291 < 2,064$, falhou em rejeitar H_0 ; $0,1 < \text{valor } P < 0,2$.
 - Verifique se o teor de sódio é normalmente distribuído. *R.*: Sim.
 - Calcule o poder do teste, se o teor médio verdadeiro de sódio for de 130,5 miligramas. *R.*: Poder = 0,70.
 - Que tamanho de amostra seria requerido para detectar um teor médio verdadeiro de sódio de 130,1 miligramas, se quiséssemos que o poder do teste fosse no mínimo 0,75? *R.*: $n > 100$.
 - Explique como a questão no item (12.a) poderia ser respondida, construindo um intervalo bilateral para o teor médio de sódio. *R.*: $129,337 \leq \mu \leq 130,100$.
14. (Montgomery e Runger ⁽²⁾ – Exercício 9-146, pág. 229) Um artigo na revista *Journal of Electronic Material* [“Progress in CdZnTe Substrate Producibility and Critical Drive of IRFPA Yield Originating with CdZnTe Substrates” (1998, vol. 27, nº 6, pp. 564-572)] melhorou a qualidade de substratos CdZnTe usados para produzir arranjos planos focais de infravermelho HgCdTe (IRFPAs), também definido como arranjos de chips de sensores (SCAs). O comprimento (μm) de onda de corte de 11 pastilhas foi medido e mostrado a seguir: 6,06; 6,16; 6,57; 6,67; 6,98; 6,17; 6,17; 6,93; 6,73; 6,87; 6,76..
- Há evidência de que o comprimento médio de onda de corte não seja de $6,50 \mu\text{m}$? *R.*: $|t_0| = 0,47 < 2,228$, falhou em rejeitar H_0 .
 - Qual é o valor P para esse teste? *R.*: $0,5 < \text{valor } P < 0,8$.
 - Que tamanho de amostra seria requerido para detectar um comprimento médio verdadeiro de corte de $6,25 \mu\text{m}$, com probabilidade de 95%? *R.*: $30 \leq n$ ($\delta = 0,71$).
 - Qual será a probabilidade do erro tipo II, se o comprimento médio verdadeiro do corte for de $6,95 \mu\text{m}$? *R.*: $\beta \approx 0,1$.
15. (Devore ⁽³⁾ – Exercício 69, pág. 308) A contaminação dos solos de mineração na China é um sério problema ambiental. O artigo “Heavy metal contamination in soil and phytoaccumulation in a manganese mine wasteland, South China” (*Air, Soil, and Water Res.*, 2008: 31-41) mostrou que para, para uma amostra de 3 solos de determinada região mineradora, a concentração amostral média de Cu total foi de 45,31 mg/kg com um erro padrão correspondente (estimado) da média 5,26. Também foi afirmado que o valor de *background* da China para esta concentração é de 20. Os resultados de várias estatísticas de teste descritas no artigo foram presumidos com base na normalidade.
- Os dados fornecem evidências para concluir que a concentração média real da região amostrada excede o valor de *background*? Faça um teste usando nível de significância de 0,01 e utilizando o método do valor-P. Por acaso algum dos resultados surpreendeu você? Explique. *R.*: Não ($p\text{-valor} = 0,02$). Sim, pois 45,31 excede substancialmente 20, porém, n é muito pequeno.

- b. Tendo o teste de (a) como referência, qual é a probabilidade de o valor-P ser pelo menos 0,01, quando a concentração real média for 50 e o desvio padrão real média for 50 e o desvio padrão real da concentração for 10.
R.: $\beta=0,3$ (software).
16. (Montgomery et al.⁽¹⁾ – Exercício 4-57, pág. 122). Um fabricante de lentes intra-oculares está qualificando uma máquina de polimento. Ele qualificará a máquina se a percentagem de lentes polidas que contenham defeitos na superfície não exceder 4%. Uma amostra aleatória de 300 lentes contém 14 lentes defeituosas.
- Formule e teste um conjunto apropriado de hipóteses para determinar se a máquina pode ser qualificada. Use $\alpha = 0,05$. R.: Não rejeitar H_0 .
 - Encontre o valor P para o teste no item (a). R.: 0,732.
 - Suponha que a fração de lentes defeituosas seja realmente $p = 0,02$. Qual é o erro β para este teste? R.: 0,1314.
 - Suponha que seja aceitável um erro $\beta = 0,05$, quando o valor verdadeiro de p for 0,02. Para $\alpha = 0,05$, qual seria o tamanho requerido da amostra? R.: 473.
17. (Devore⁽³⁾ – Exercício 73, pág. 309) Especificou-se que certo tipo de ferro devia conter 0,85 g de silício por 100 g de ferro (0,85%). O conteúdo de silício de cada um dos 25 espécimes de ferro selecionados aleatoriamente foi determinado, e a saída do Minitab a seguir resultou de um teste de hipóteses apropriado.
- | Variable | N | Mean | StDev | SE Mean | T | P |
|---------------------|----|---------|--------|---------|------|------|
| conteúdo
silício | 25 | 0,88807 | 0,1807 | 0,0361 | 1,05 | 0,30 |
- Quais hipóteses foram testadas? R.: $H_0: \mu=0,85$, $H_1: \mu \neq 0,85$.
 - A que conclusão se pode chegar para um nível de significância de 0,05 e por quê? Responda a mesma pergunta para um nível de significância de 0,10. R.: H_0 não pode ser rejeitada por α .
18. (Montgomery e Runger⁽²⁾ – Exercício 9-95, pág. 217) Em uma amostra aleatória de 85 mancais de eixos de motores de automóveis, 10 têm uma rugosidade no acabamento de superfície que excede as especificações. Esses dados apresentam forte evidência de que a proporção de mancais que exibem rugosidade no acabamento de superfície excede 0,10?
- Estabeleça e teste as hipóteses apropriadas, usando $\alpha = 0,05$. R.: $z_0 = 0,54 < 1,65$, falhou em rejeitar H_0 ; valor $P = 0,295$.
 - Se realmente $p = 0,15$, qual a probabilidade de o procedimento de teste no item (a) não rejeitar a hipótese nula? R.: $\beta = 0,639$.
 - Se $p = 0,15$, quão grande deve ser a amostra para que tenhamos uma probabilidade de rejeitar corretamente a hipótese nula igual a 0,90? R.: $n \approx 118$.
19. (Devore⁽³⁾ – Exercício 75, pág. 309) Acredita-se que a incidência de um tipo de defeito do cromossomo na população de homens adultos nos estados Unidos seja 1 a cada 75. Uma amostra aleatória de 800 pessoas das instituições penais nos Estados Unidos revela que 16 têm tais defeitos. Pode-se concluir que a taxa de incidência desse defeito entre os presos é diferente da taxa presumida para toda a população de homens adultos?

- a. Defina e teste a hipótese relevante utilizando $\alpha = 0,05$. Ao chegar à conclusão, que tipo de erro você pode ter cometido? *R.*: $z=1,64 < 1,96$, então H_0 não pode ser rejeitada. Tipo II.
- b. Que valor-P está associado a esse teste? Com base nesse valor-P, H_0 pode ser rejeitada no nível de significância 0,20? *R.*: 0,10. Sim.
20. (Montgomery et al.⁽¹⁾ – Exercício 4-73, pág. 126). O artigo “Mix Design for Optimal Strength Development of Fly Ash Concrete”, (*Cement and Concrete Research*, 1989, v. 19, n. 4, p. 634-640), investiga a resistência do concreto à compressão, quando misturado com cinza (uma mistura de sílica, alumina, ferro, óxido de magnésio e outros ingredientes). A resistência à compressão (em MPa) para nove amostras em condições secas em 28 dias são:

40,2	30,4	28,9	30,5	22,4
25,8	18,4	14,2	15,3	

- a. Fornecido o gráfico de probabilidade dos dados na Figura 1, qual é a suposição lógica acerca da distribuição dos dados em foco?. *R.*: Normal (p-valor=0,725).
- b. Encontre um intervalo de confiança unilateral inferior de 99% para a resistência média à compressão. Forneça uma interpretação prática desse intervalo. *R.*: 17.

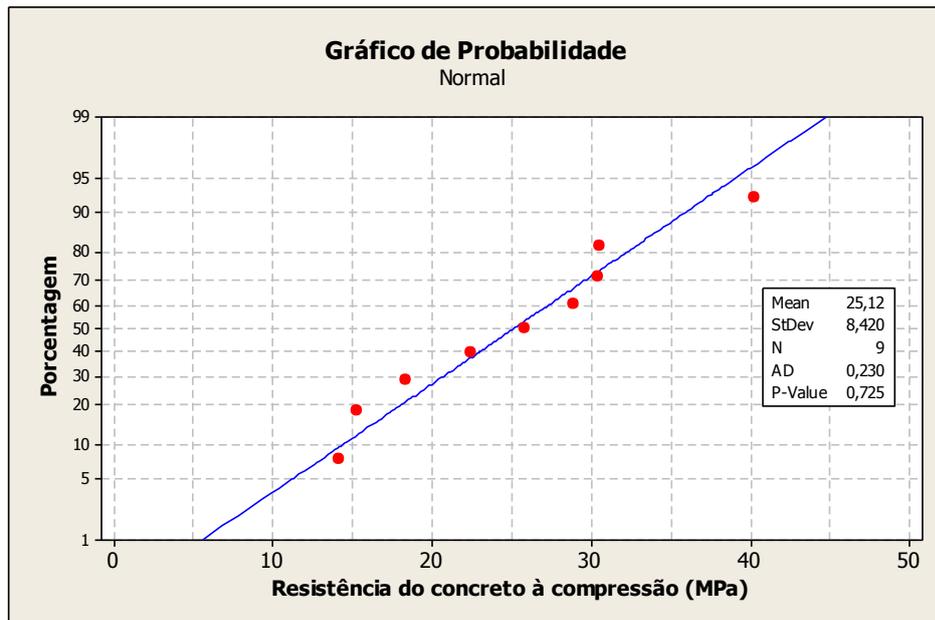


Figura 1 - Gráfico de probabilidade dos dados para o Exercício 17.

- c. Encontre um intervalo de confiança bilateral de 98% para a resistência média à compressão. Forneça uma interpretação prática desse intervalo e explique porque o ponto final inferior desse intervalo é ou não é o mesmo do item (b). *R.*: (17; 33,25).
- d. Encontre um intervalo de confiança unilateral superior de 99% para a variância da resistência à compressão. Forneça uma interpretação prática desse intervalo. *R.*: 343,7.
- e. Encontre um intervalo de confiança bilateral de 98% para a variância da resistência à compressão. Forneça uma interpretação prática desse

intervalo e explique porque o ponto final superior do intervalo é ou não é o mesmo do item (d). R.: (28,23; 343,74).

- f. Suponha que tenha sido descoberto que a maior observação, 40,2, foi registrada erroneamente e deveria ser de fato 20,4. Agora, a média da amostra é $\bar{x} = 22,9$ e a variância da amostra é $s^2 = 39,83$. Use esses novos valores e repita os itens (c) e (e). Compare os intervalos calculados anteriormente com os intervalos ora calculados, usando o valor corrigido da observação. Como esse erro afeta os valores da média e da variância da amostra e a largura dos intervalos de confiança bilaterais? R.: (16,82; 28,98) E (15,80; 192,44).
- g. Suponha, ao contrário, que tenha sido descoberto que a maior observação, 40,2, estivesse correta, mas que a observação 25,8 estivesse incorreta e deveria ser de fato 24,8. Agora, a média da amostra é $\bar{x} = 25,0$ e a variância da amostra é $s^2 = 70,84$. Use esses novos valores e repita os itens (c) e (e). Compare os intervalos calculados anteriormente com os intervalos ora calculados, usando o valor corrigido da observação. Como esse erro afeta os valores da média e da variância da amostra e a largura dos intervalos de confiança bilaterais? R.: (16,88; 33,12) e (28,16; 342,92).
- h. Use os resultados dos itens (f) e (g) para explicar o efeito de registrar erroneamente valores das estimativas da amostra. Comente o efeito obtido quando os valores errados estão perto da média da amostra e quando eles não estão.

Referências:

- (1) MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C.; HUBELE, N. F. *Estatística aplicada à engenharia*. 2ª. Ed. Rio de Janeiro: LTC, 2011.
- (2) MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. *Estatística aplicada e probabilidade para engenheiros*. 5ª. Ed. Rio de Janeiro: LTC, 2013.
- (3) MEYER, P. L. *Probabilidade: aplicações à estatística*. 2ª. Ed. Rio de Janeiro: LTC, 1983.
- (4) DEVORE, J. L. *Probabilidade e estatística para engenharia e ciências*. 8ª. Ed. São Paulo: Cengage Learning, 2014.