DM DEPARTAMENTO DE MATEMÁTICA TÉCNICO LISBOA	**Probabilidades e Estatística** **LEAer21, LEBiom21, LEMec21; LEE, LERC**	2º Semestre – 2022/2023 14/07/2023 **15:30–17:30**

Duração: **120** minutos **Exame Época Recurso – B**

- As questões de escolha múltipla têm uma e apenas uma resposta correta. Caso assinale uma resposta errada, serão descontados 0.5 valores.
- Se assinalar mais do que uma resposta numa questão de escolha múltipla, o resultado será classificado como errado e serão descontados 0.5 valores.
- As respostas às questões de escolha múltiplas têm de ser assinaladas na folha de instruções previamente distribuída.
- Para as restantes questões, terá de justificar convenientemente as suas respostas.

Pergunta 1 2 valores

Um sistema electrónico com três componentes (1, 2 e 3) funciona se e só se pelo menos duas dessas componentes estiverem operacionais, sendo que a probabilidade de a componente 1 (respetivamente 2 e 3) estar operacional é igual a 0.9 (respetivamente 0.8 e 0.7). Admita que as componentes estão (ou não) operacionais independentemente umas das outras.

Calcule a probabilidade de o sistema estar em funcionamento.

- **Quadro de acontecimentos e probabilidades**

Acontecimento	**Probabilidade**
A_1 = "a componente 1 está operacional"	$P(A_1) = 0.9$
A_2 = "a componente 2 está operacional"	$P(A_2) = 0.8$
A_3 = "a componente 3 está operacional"	$P(A_3) = 0.7$
F = "o sistema está em funcionamento"	$P(F) = ?$

- **Cálculo da probabilidade pedida**

Tirando partido da independência (mútua) entre os acontecimentos A_1, A_2 e A_3 e do facto de $(A_1 \cap A_2 \cap A_3)$, $(A_1 \cap A_2 \cap \overline{A_3})$, $(A_1 \cap \overline{A_2} \cap A_3)$ e $(\overline{A_1} \cap A_2 \cap A_3)$ serem acontecimentos disjuntos, tem-se:

$$\begin{aligned}
P(F) &= P[(A_1 \cap A_2 \cap A_3) \cup (A_1 \cap A_2 \cap \overline{A_3}) \cup (A_1 \cap \overline{A_2} \cap A_3) \cup (\overline{A_1} \cap A_2 \cap A_3)] \\
&= P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) + P(A_1 \cap A_2 \cap \overline{A_3}) + P(A_1 \cap \overline{A_2} \cap A_3) + P(\overline{A_1} \cap A_2 \cap A_3) \\
&= P(A_1) \times P(A_2) \times P(A_3) + P(A_1) \times P(A_2) \times P(\overline{A_3}) + P(A_1) \times P(\overline{A_2}) \times P(A_3) \\
&\quad + P(\overline{A_1}) \times P(A_2) \times P(A_3) \\
&= 0.9 \times 0.8 \times 0.7 + 0.9 \times 0.8 \times (1-0.7) + 0.9 \times (1-0.8) \times 0.7 + (1-0.9) \times 0.8 \times 0.7 \\
&= 0.902.
\end{aligned}$$

Pergunta 2 2 valores

O número de jogos de computador vendidos diariamente por uma loja *online* é uma variável aleatória X com distribuição de Poisson com variância igual a 1.

Assumindo que os números de jogos de computador vendidos em dias distintos são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas a X, qual é a probabilidade de que em 7 dias a loja venda mais de 10 jogos?

A: 0.8305 **B**: 0.0985 **C:** 0.9015 **D:** 0.1695

- **V.a.**

  X_1 = número diário de jogos vendidos pela loja online

  $X_1 \sim \text{Poisson}(\lambda), \quad \text{onde } \lambda: \quad V(X_1) = 1 \Leftrightarrow \lambda = 1$

- **V.a. de interesse**

  X_7 = número de jogos vendidos pela loja online em 7 dias

- **Distribuição**

  $X_7 \sim \text{Poisson}(\lambda \times 7 = 7)$, pela propriedade reprodutiva da distribuição de Poisson.

- **F.p. de** X

  $P(X_7 = x) = \frac{e^{-7} \times 7^x}{x!}, \quad x \in \mathbb{N}_0$

- **Probabilidade pedida**

$$\begin{aligned} P(X_7 > 10) &= 1 - P(X_7 \leq 10) \\ &= 1 - F_{Poisson(7)}(10) \\ &\stackrel{tabelas, calc.}{\simeq} 1 - 0.9015 \\ &= 0.0985. \end{aligned}$$

Pergunta 3	2 valores

Seja X uma variável aleatória com distribuição uniforme contínua no intervalo $[0, 1]$.

Determine a probabilidade de X ser superior a $\frac{1}{2}$ sabendo que $\left|X - \frac{1}{2}\right| < \frac{1}{4}$.

- **V.a., f.d.p. e f.d.**

  $X \sim \text{uniforme}(0, 1)$

  $f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$

  $F_X(x) = \int_{-\infty}^{x} f_X(t)\, dt = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & 0 \leq x \leq 1 \\ 1, & x > 1. \end{cases}$

- **Probabilidade pedida**

$$\begin{aligned} P\left(X > \frac{1}{2} \,\middle|\, |X - \frac{1}{2}| < \frac{1}{4}\right) &= \frac{P\left(X > \frac{1}{2}, -\frac{1}{4} < X - \frac{1}{2} < \frac{1}{4}\right)}{P\left(-\frac{1}{4} < X - \frac{1}{2} < \frac{1}{4}\right)} \\ &= \frac{P\left(\frac{1}{2} < X < \frac{3}{4}\right)}{P\left(\frac{1}{4} < X < \frac{3}{4}\right)} = \frac{F_X(3/4) - F_X(1/2)}{F_X(3/4) - F_X(1/4)} = \frac{3/4 - 1/2}{3/4 - 1/4} = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Pergunta 4	2 valores

Considere que as durações de 50 componentes eletrónicas são variáveis aleatórias independentes com distribuição comum exponencial com valor esperado de 10 dias.

Determine um valor aproximado para o quantil de probabilidade 0.05 da duração total dessas 50 componentes eletrónicas.

- **V.a.; valor esperado e variância comuns**

  X_i = duração (em dias) da componente eletrónica i, $\quad i = 1, \ldots, n$

  $n = 50 > 30$

  $X_i \overset{i.i.d.}{\sim} X \sim \text{exponencial}(\lambda), \quad i = 1, \ldots, n$

  $E(X_i) = E(X) = \mu = 1/\lambda = 10$

  $V(X_i) = V(X) = \sigma^2 = 1/\lambda^2 = 10^2$

- **V.a. de interesse**

  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ = duração de n componentes eletrónicas

- **Valor esperado e variância de S_n**

  $E(S_n) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) \overset{X_i \sim X}{=} n\,E(X) = n\,\mu$

  $V(S_n) = V\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) \overset{X_i\ indep.}{=} \sum_{i=1}^n V(X_i) \overset{X_i \sim X}{=} n\,V(X) = n\,\sigma^2$

- **Distribuição aproximada de S_n**

  Segundo o teorema do limite central (TLC),

$$\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{V(S_n)}} = \frac{S_n - n\,E(X)}{\sqrt{n\,V(X)}} = \frac{S_n - n\,\mu}{\sqrt{n\,\sigma^2}} \overset{a}{\sim} \text{normal}(0,1).$$

- **Quantil pedido (valor aproximado)**

$$\xi \quad : \quad P(S_n \le \xi) = 0.05 \quad \Leftrightarrow \quad P\left(\frac{S_n - n\,\mu}{\sqrt{n\,\sigma^2}} \le \frac{\xi - n\,\mu}{\sqrt{n\,\sigma^2}}\right) = 0.05 \quad \Leftrightarrow \quad \Phi\left(\frac{\xi - n\,\mu}{\sqrt{n\,\sigma^2}}\right) \overset{TLC}{\simeq} 0.05$$

$$\frac{\xi - n\,\mu}{\sqrt{n\,\sigma^2}} \simeq \Phi^{-1}(0.05) \quad \Leftrightarrow \quad \xi \simeq n\,\mu + \sqrt{n}\,\sigma \times \Phi^{-1}(0.05)$$

$$\xi \overset{tabelas/calc.}{\simeq} 50 \times 10 + \sqrt{50} \times 10 \times (-1.6449)$$

$$\xi \simeq 383.688.$$

Pergunta 5	2 valores

Seja (X, Y) um par aleatório discreto com função de probabilidade conjunta

$$P(X = x, Y = y) = \frac{1}{2^{x+y}}, \quad x, y = 1, 2, \ldots$$

Determine a função de probabilidade marginal de X.

- **Par aleatório**

  (X, Y) $\quad$ com a f.p. conjunta do enunciado

- **F.p. marginal de X**

$$\begin{aligned} P(X = x) &= \sum_y P(X = x, Y = y) \\ &= \sum_{y=1}^{+\infty} \frac{1}{2^{x+y}} = \frac{1}{2^x} \sum_{y=1}^{+\infty} \frac{1}{2^y} = \frac{1}{2^x} \times \frac{1}{2} \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} = \frac{1}{2^x}, \quad x \in \mathbb{N}. \end{aligned}$$

Pergunta 6	2 valores

Admita que a variável aleatória X, que representa o número de eventos que ocorrem numa região bidimensional com área unitária, possui função de probabilidade

$$P(X=x)=\begin{cases}\frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}, & x=0,1,2,\ldots\\ 0, & \text{caso contrário,}\end{cases}$$

onde λ é um parâmetro positivo desconhecido.

Deduza o estimador de máxima verosimilhança de λ, baseado numa amostra aleatória de dimensão n proveniente de X.

- **V.a. de interesse; f.p.**

  X

  $$P(X=x)=\begin{cases}\frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}, & x=0,1,2,\ldots\\ 0, & \text{caso contrário,}\end{cases}$$

- **Parâmetro desconhecido**

  $\lambda \quad (\lambda>0)$

- **Amostra; amostra aleatória**

  $\underline{x}=(x_1,\ldots,x_n)$, amostra de dimensão n proveniente de X.

  $\underline{X}=(X_1,\ldots,X_n)$, amostra aleatória de dimensão n proveniente de X.

- **Dedução do estimador de MV de λ**

  Passo 1 — Função de verosimilhança

  $$\begin{aligned}L(\lambda\mid\underline{x}) &= P(\underline{X}=\underline{x}) \overset{X_i\, indep}{=} \prod_{i=1}^{n} P(X_i=x_i) \overset{X_i\sim X}{=} \prod_{i=1}^{n} P(X=x_i)\\ &= \prod_{i=1}^{n}\frac{e^{-\lambda}\lambda^{x_i}}{x_i!}\\ &= e^{-n\lambda}\,\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i}\,\frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i!},\quad \lambda>0\end{aligned}$$

  Passo 2 — Função de log-verosimilhança

  $$\ln L(\lambda|\underline{x}) = -n\lambda+\ln(\lambda)\sum_{i=1}^n x_i-\sum_{i=1}^n \ln(x_i!),\quad \lambda>0$$

  Passo 3 — Maximização

  A estimativa de MV de λ é representada por $\hat\lambda$ e

  $$\hat\theta\ :\ \begin{cases}\left.\frac{d\ln L(\lambda|\underline{x})}{d\lambda}\right|_{\lambda=\hat\lambda}=0 & \text{(ponto de estacionaridade)}\\ \left.\frac{d^2\ln L(\lambda|\underline{x})}{d\lambda^2}\right|_{\lambda=\hat\lambda}<0 & \text{(ponto de máximo)}\end{cases}$$

  $$\begin{cases}-n+\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\hat\lambda}=0\\ -\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\hat\lambda^2}<0\end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases}\hat\lambda=\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}=\bar x & \text{(média da amostra)}\\ -\frac{n\bar x}{\bar x^2}=-\frac{n}{\bar x}<0 & \text{(prop. verdadeira; }\bar x>0)\end{cases}$$

  Passo 4 — Estimador de MV de λ

  $$EMV(\lambda) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i=\bar X \quad \text{(média da amostra aleatória)}$$

Pergunta 7	2 valores

Admita que o peso máximo suportado por uma marquesa portátil ergonómica é uma variável aleatória X com distribuição normal com valor esperado desconhecido e variância igual a 5. Foram selecionadas aleatoriamente 28 dessas marquesas, tendo-se observado uma média amostral de $\bar{x} = 148.5$.

Determine um intervalo de confiança a 95% para o valor esperado de X.

A: [148.805, 150.195] **B**: [147.672, 149.328] **C**: [146.648, 150.352] **D**: [149.946, 153.054]

- **V.a. de interesse**

  X = peso máximo suportado por uma marquesa portátil ergonómica

- **Situação**

  $X \sim \text{normal}(\mu, \sigma^2)$, $\quad \mu = E(X)$ DESCONHECIDO, $\quad \sigma^2 = V(X) = 5$

- **Obtenção do IC para μ**

  Passo 1 — Variável aleatória fulcral para μ

  $$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim \text{normal}(0, 1)$$

  Passo 2 — Quantis de probabilidade

  Dado que $(1-\alpha) \times 100\% = 95\%$, usaremos os quantis

  $$(a_\alpha, b_\alpha) : \begin{cases} P(a_\alpha \le Z \le b_\alpha) = 1 - \alpha \\ P(Z < a_\alpha) = P(Z > b_\alpha) = \alpha/2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} a_\alpha = \Phi^{-1}(\alpha/2) = \Phi^{-1}(0.025) = -1.9600 \\ b_\alpha = \Phi^{-1}(1-\alpha/2) = \Phi^{-1}(0.975) = 1.9600. \end{cases}$$

  Passo 3 — Inversão da desigualdade $a_\alpha \le Z \le b_\alpha$

  $$P(a_\alpha \le Z \le b_\alpha) = 1 - \alpha$$

  $$P\left[a_\alpha \le \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \le b_\alpha\right] = 1 - \alpha$$

  $$P\left[\bar{X} - b_\alpha \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \le \mu \le \bar{X} - a_\alpha \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right] = 1 - \alpha$$

  Passo 4 — Concretização

  Atendendo à expressão geral do IC para μ,

  $$IC_{(1-\alpha)\times 100\%}(\mu) = \left[\bar{x} \pm \Phi^{-1}(1-\alpha/2) \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right],$$

  ao par de quantis acima e ao facto de $\bar{x} = 148.5$ e $\sigma^2 = 5$, temos:

  $$\begin{aligned} IC_{92\%}(\mu) &= \left[148.5 - 1.6449 \times \frac{\sqrt{5}}{\sqrt{28}}, 148.5 + 1.6449 \times \frac{\sqrt{5}}{\sqrt{28}}\right] \\ &\simeq [147.672, 149.328]. \end{aligned}$$

Pergunta 8	2 valores

Suponha que o comprimento (em mm) de uma peça é uma variável aleatória com distribuição normal com valor esperado μ e desvio padrão σ desconhecidos.

Teste a hipótese $H_0 : \sigma = 1$ contra $H_1 : \sigma < 1$, num dia em que foram recolhidas casualmente 6 peças e a média e a variância corrigida amostrais foram de $\bar{x} = 101.0$ e $s^2 = 0.60$. Decida com base no valor-p.

- **V.a. de interesse**

  X = comprimento de uma peça metálica

- **Situação**

  $X \sim \text{normal}(\mu, \sigma^2)$

  μ desconhecido

  σ DESCONHECIDO

- **Hipóteses**

  $H_0 : \sigma = \sigma_0 = 1$ vs. $H_1 : \sigma < \sigma_0$

- **Estatística de teste**

  $$\frac{(n-1)\,S^2}{\sigma_0^2} \sim_{H_0} \chi^2_{(n-1)}$$

- **Região de rejeição de H_0 (para valores da estatística de teste)**

  O teste é unilateral inferior ($H_1 : \sigma < \sigma_0$), logo a região de rejeição de H_0 é do tipo $W = (0, c)$.

- **Decisão (com base no valor-p)**

  Atendendo a que o valor observado da estatística de teste e o valor-p são iguais a

  $$\begin{aligned} t &= \frac{(n-1)\,s^2}{\sigma_0^2} \\ &= \frac{(6-1)\times 0.60}{1^2} \\ &= 3.0 \\ valor-p &= P(T < t \mid H_0) \\ &= F_{\chi^2_{(n-1)}}(t) \\ &= F_{\chi^2_{(5)}}(3.0) \\ &\overset{tabelas,calc.}{=} 0.30, \end{aligned}$$

  é suposto:

  – não rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 \leq valor-p = 30\%$, designadamente aos níveis usuais de significância $(1\%, 5\%, 10\%)$[;

  – rejeitar H_0 a qualquer n.s. $\alpha_0 > valor-p = 30\%$].

Pergunta 9 — 2 valores

Após uma fase preliminar de *marketing*, conjetura-se que o número de refeições veganas vendidas diariamente em determinado estabelecimento possui distribuição de Poisson com valor esperado igual a 4 (hipótese H_0). Uma amostra casual conduziu à seguinte tabela de frequências:

Número de refeições veganas vendidas diariamente	$\{0,1,2\}$	3	4	$\{5,6,\ldots\}$
Frequência absoluta observada	8	16	10	6
Frequência absoluta esperada sob H_0	9.52	7.81	7.81	14.86

Recorra ao teste de ajustamento do qui-quadrado para testar H_0 ao nível de significância de 5%.

- **V.a. de interesse**

  X = número de refeições veganas vendidas diariamente

- **Hipóteses**

  $H_0 : X \sim \text{Poisson}(4)$

  $H_1 : X \not\sim \text{Poisson}(4)$

- **Nível de significância**

  $\alpha_0 = 5\%$

- **Estatística de teste**

  $$T = \sum_{i=1}^{k} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \overset{a}{\sim}_{H_0} \chi^2_{(k-1)},$$

  onde: k = no. de classes = 4; O_i = frequência absoluta observável da classe i; E_i = frequência absoluta esperada, sob H_0, da classe i.

- [**Frequências absolutas esperadas sob** H_0 — De acordo com a tabela facultada, as frequências absolutas esperadas sob H_0 aproximadas às centésimas são: $E_1 \simeq 9.52$; $E_2 \simeq 7.81$; $E_3 \simeq 7.81$; $E_4 \simeq 14.86$. Não é necessário fazer qualquer agrupamento de classes uma vez que se verifica $E_i \geq 5$, em pelo menos 80% das classes, e que $E_i \geq 1$, para todo o i. Caso fosse preciso efectuar agrupamento de classes, os valores de k e $c = F^{-1}_{\chi^2_{(k-1)}}(1-\alpha_0)$ teriam que ser recalculados...]

- **Região de rejeição de** H_0 (para valores de T)

  Lidamos com um teste de ajustamento, donde a região de rejeição de H_0 é o intervalo à direita $W = (c, +\infty)$, onde

  $$c = F^{-1}_{\chi^2_{(k-\beta-1)}}(1-\alpha_0) = F^{-1}_{\chi^2_{(4-1)}}(1-0.05) \overset{tabela/calc.}{=} 7.815.$$

- **Decisão**

i	Classe i	Freq. abs. obs. o_i	Freq. abs. esp. sob H_0 E_i	Parcelas valor obs. estat. teste $\frac{(o_i-E_i)^2}{E_i}$
1	$\{0,1,2\}$	8	9.52	$\frac{(8-9.52)^2}{9.52} \simeq 0.243$
2	$\{3\}$	16	7.81	8.588
3	$\{4\}$	10	7.81	0.614
4	$\{5,6,\ldots\}$	6	14.86	5.283
		$\sum_{i=1}^{k} o_i = n = 40$	$\sum_{i=1}^{k} E_i = n = 40$	$t = \sum_{i=1}^{k} \frac{(o_i-E_i)^2}{E_i} \simeq 14.728$

  Uma vez que $t \simeq 14.728 \in W = (7.815, +\infty)$, devemos rejeitar H_0 ao n.s. de $\alpha_0 = 5\%$ [ou a qualquer outro n.s. superior a α_0].

Pergunta 10 — 2 valores

O gestor de uma frota de camiões de longo curso registou a distância percorrida (x, em quilómetros) e a quantidade de combustível consumido (Y, em litros por dia). A amostra casual conduziu a:

$$\sum_{i=1}^{8} x_i = 2672, \quad \sum_{i=1}^{8} x_i^2 = 900356, \quad \sum_{i=1}^{8} y_i = 763, \quad \sum_{i=1}^{8} y_i^2 = 73395, \quad \sum_{i=1}^{8} x_i y_i = 257048, \quad \hat{\sigma}^2 \simeq 1.415602.$$

Admita que as variáveis x e Y estão relacionadas de acordo com o modelo de regressão linear simples,

$Y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$.

Tendo presente as hipóteses de trabalho convenientes, teste a hipótese $H_0 : \beta_1 = 0$ contra $H_1 : \beta_1 \neq 0$, ao nível de significância de 5%.

- [**Modelo de RLS e hipóteses de trabalho**

  Y = combustível consumido (v.a. resposta)

  x = distância percorrida (variável explicativa)

  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$

  $\epsilon_i \stackrel{i.i.d.}{\sim}$ normal$(0, \sigma^2)$, $i = 1, \dots, n$]

- **Hipóteses**

  $H_0 : \beta_1 = \beta_{1,0} = 0$

  $H_1 : \beta_1 \neq \beta_{1,0}$

- **Nível de significância**

  $\alpha_0 = 5\%$

- **Estatística de teste**

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_{1,0}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}}} \sim_{H_0} t_{(n-2)}$$

- **Região de rejeição de** H_0 (para valores de T)

  Estamos a lidar com um teste bilateral ($H_1 : \beta_1 \neq \beta_{1,0}$), logo a região de rejeição de H_0 é do tipo $W = (-\infty, -c) \cup (c, +\infty)$, onde $c : P(\text{Rejeitar } H_0 \mid H_0) = \alpha_0$, i.e.,

$$c \quad = \quad F^{-1}_{t_{(n-2)}}(1 - \alpha_0/2) = F^{-1}_{t_{(8-2)}}(1 - 0.05/2) \stackrel{tabela/calc.}{\simeq} 2.447.$$

- **Decisão**

  Atendendo a que a estimativa de MQ de β_1 é dada por

$$\hat{\beta}_1 \quad = \quad \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2} = \frac{257\,048 - 8 \times \frac{2672}{8} \times \frac{763}{8}}{900\,356 - 8 \times (\frac{2672}{8})^2} = \frac{2206}{7\,908} \simeq 0.278958$$

  e que $\hat{\sigma}^2 \stackrel{enunc.}{\simeq} 1.415602$, o valor observado da estatística de teste é igual a

$$t \quad = \quad \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_{1,0}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}}} \simeq \frac{0.278958 - 0}{\sqrt{\frac{1.415602}{7\,908}}} \simeq 20.849783.$$

  Como $t \simeq 20.849783 \in W = (-\infty, -2.447) \cup (2.447, +\infty)$ devemos rejeitar H_0 ao n.s. de $\alpha_0 = 5\%$ [assim como a qualquer n.s. superior a 5%. I.e., há forte evidência a favor de H_1, i.e., a distância percorrida influencia significativamente a quantidade de combustível consumido].