

UNIVERSIDADE FEDERAL DE LAVRAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS EXATAS
Programa de Pós-Graduação em Estatística e
Experimentação Agropecuária

Prova do Processo Seletivo para Mestrado 2016-1

GABARITO

Nº de inscrição do candidato: _____

- Utilizar APENAS o número de inscrição para identificar a sua prova;
- A interpretação das questões é parte da avaliação;
- Indique todos os cálculos organizadamente;
- São DEZ (10) questões, valendo UM (1) ponto cada, totalizando 10 pontos;
- O tempo máximo para a realização desta prova é de 4 horas;
- A prova pode ser feita a lápis ou caneta (azul ou preta) e é permitido utilizar somente a calculadora.
- BOA SORTE !!

1. Ache a área total entre a curva $y = 1 - x^2$ e o intervalo $[0,2]$ no eixo x .

**** QUESTÃO ANULADA ****

Todos os candidatos receberam 1,0 ponto pela questão

2. Suponha que $f(1) = 2, f(4) = 7, f'(1) = 5, f'(4) = 3$ e que f'' seja contínua.

Calcule o valor de $\int_1^4 x f''(x) dx$. **(1,0 pt)**

$$\int_1^4 x f''(x) dx = x f'(x) \Big|_1^4 - \int_1^4 f'(x) dx$$

$$\int_1^4 x f''(x) dx = (4f'(4) - f'(1)) - f(x) \Big|_1^4 = 7 - 5 = 2.$$

3. A função de distribuição logística pode ser escrita como ($s > 0$)

$$F(x; \mu, s) = \frac{e^{\frac{x-\mu}{s}}}{1+e^{\frac{x-\mu}{s}}} = \frac{e^{\frac{x-\mu}{s}}}{1+e^{\frac{x-\mu}{s}}}.$$

Encontra a função densidade $f(x)$ (função derivada) e a moda (ponto de densidade máxima) dessa distribuição.

Dado $F(u; \mu, s) = \frac{e^u}{1+e^u}$, com $u = \frac{x-\mu}{s}$, tem-se $\frac{du}{dx} = \frac{1}{s}$.

Derivada primeira ou $f(x)$: **(0,4 pts)**

$$f(x) = F'(x) = F'(u) \frac{du}{dx} = \frac{dF(u)}{du} \cdot \frac{1}{s} = \frac{e^u(1+e^u) - e^u e^u}{(1+e^u)^2} \cdot \frac{1}{s} = \frac{e^u}{s(1+e^u)^2}$$

Assim, $f(x) = \frac{e^{\frac{x-\mu}{s}}}{s(1+e^{\frac{x-\mu}{s}})^2}$.

Derivada segunda de $F(x)$ ou $f'(x)$: **(0,4 pts)**

$$\begin{aligned} f'(x) &= \frac{e^u \cdot s(1+e^u)^2 \cdot \frac{1}{s} - e^u \cdot 2s(1+e^u) \cdot e^u \cdot \frac{1}{s}}{[s(1+e^u)^2]^2} \\ &= \frac{e^u \cdot (1+e^u)^2 - e^u \cdot 2(1+e^u) \cdot e^u}{[s(1+e^u)^2]^2} \\ &= \frac{e^u \cdot (1+e^u) \cdot (1+e^u - 2e^u)}{[s(1+e^u)^2]^2} = \frac{e^u \cdot (1+e^u) \cdot (1-e^u)}{[s(1+e^u)^2]^2} \\ &= \frac{e^u \cdot (1-e^{2u})}{[s(1+e^u)^2]^2} = \frac{e^{\frac{x-\mu}{s}} \cdot (1-e^{2\frac{x-\mu}{s}})}{\left[s\left(1+e^{\frac{x-\mu}{s}}\right)\right]^2} \end{aligned}$$

Assim, $f'(x) = \frac{e^{\frac{x-\mu}{s}} \cdot (1-e^{2\frac{x-\mu}{s}})}{\left[s\left(1+e^{\frac{x-\mu}{s}}\right)\right]^2}$.

Solução para a moda (numerador igual a zero) **(0,2 pts)**

$$f'(x) = \frac{e^{\frac{x-\mu}{s}} \cdot (1-e^{2\frac{x-\mu}{s}})}{\left[s\left(1+e^{\frac{x-\mu}{s}}\right)\right]^2} = 0$$

$$1 - e^{2\frac{x-\mu}{s}} = 0 \Rightarrow 2\frac{x-\mu}{s} = \ln(1) = 0 \Rightarrow x = \mu$$

Portanto, a moda da distribuição logística é μ .

4. Uma amostra de $n = 60$ animais produtores de leite de uma população normal apresentou média de 12 litros/dia/animal e variância de 13,6 em uma região produtora. Construir os intervalos de 95% e de 99% de confiança para μ . Verificar e discutir o efeito provocado pelo aumento do coeficiente de confiança.

Dados: $t_{0,025;v=59} = 2,001$ e $t_{0,005;v=59} = 2,662$.

Para coeficiente de confiança de 95%:

$$\begin{aligned} IC_{1-\alpha}(\mu) &: \bar{X} \pm t_{\alpha/2;v=n-1} \frac{S}{\sqrt{n}} = 12 \pm 2,001 \times \frac{3,6878}{7,7460} = 12 \pm 0,9527 \\ &= [11,05; 12,95] \end{aligned}$$

(0,35 pts)

Para o coeficiente de confiança de 99%:

$$IC_{1-\alpha}(\mu): \bar{X} \pm t_{\alpha/2;v=n-1} \frac{S}{\sqrt{n}} = 12 \pm 2,662 \times \frac{3,6878}{7,7460} = 12 \pm 1,2674$$

$$= [10,73; 13,27] \quad \text{(0,35 pts)}$$

Houve um aumento do comprimento do intervalo quando se passou de 95% para 99%. Isso ocorre sempre, pois o preço que se paga usando-se os mesmos recursos amostrais para se ter uma maior confiança (probabilidade de cobertura) é de intervalo de confiança mais amplo (maior comprimento). Nesse caso, embora a amplitude no segundo caso tenha sido maior, ela não foi expressivamente maior. **(0,30 pts)**

5. Determinar o tamanho da amostra n necessário para se estimar a proporção de empresas que utilizam comércio eletrônico na internet, considerando um erro máximo igual a 5% e confiança de 95%. Como proceder para *tentar* diminuir o valor de n necessário, sem alterar o erro máximo e a confiança?

Dado: $z_{0,025} = 1,96$.

Como não foi apresentado o resultado de uma amostra piloto, a fórmula a ser utilizada e seu resultado são:

$$n = \frac{Z_{\alpha/2}^2}{4e^2} = \frac{1,96^2}{4 \times 0,05^2} = 384,16$$

$$\approx 385.$$

Assim, são necessárias 385 empresas para se ter uma estimativa com erro máximo de 5 pontos percentuais para mais e para menos com 95% de confiança.

(0,6 pts)

Como não se pode mexer na confiança e nem no erro máximo (margem de erro) da pesquisa e como se utilizou uma fórmula em que o n foi dimensionado para a pior situação, ou seja, com $p=0,5$, então a única saída para tentar reduzir o tamanho amostral utilizado é trabalhar com uma amostra piloto e com a fórmula de dimensionamento dada por

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

que será menor tanto quanto a estimativa de p se afastar de 0,5. Entretanto, não há garantias da redução, pois esse fato só acontecerá se a população a ser amostrada tiver p diferente de 0,5, o que não dá para garantir para população nenhuma. Ademais, a qualidade da estimativa na amostra piloto pode prejudicar a precisão da estimativa de n necessária. **(0,4 pts)**

6. Em um teste de hipótese existem dois tipos de erro envolvidos. Defina os dois erros e discuta sobre suas probabilidades e sobre os mecanismos que o pesquisador pode utilizar para controlá-los ou reduzi-los.

Os dois erros são o Erro do tipo I e o Erro do tipo II. O erro do tipo I ocorre quando uma hipótese verdadeira é rejeitada e o Erro tipo II é o erro que se comete ao não se rejeitar uma hipótese falsa. **(0,6 pts)**

As propriedades básicas dos dois tipos de erro são: a) o erro tipo I possui probabilidade de ser cometido igual a α que pode ser fixada pelo pesquisador *a priori*; b) o erro tipo II possui probabilidade de ocorrência igual a β e, em geral, não é controlada pelo pesquisador diretamente; c) as probabilidades dos dois tipos de erro são inversamente proporcionais; d) a probabilidade de se cometer o erro tipo II depende da distância dos valores hipotético e paramétrico; entre outras características. **(0,2 pts)**

Quando se fala em mecanismos de controle ou redução dos erros, abusa-se um pouco da linguagem, pois o controle na verdade é das probabilidades dos mesmos. De qualquer forma, os mecanismos de controle (redução das probabilidades dos erros) podem ser amostras maiores, maior qualidade do plano amostral, fixação *a priori* de uma diferença mínima significativa a ser detectada e utilização de testes melhores e mais eficientes, que os dados coletados atendam aos pressupostos requeridos para suas aplicações. **(0,2 pts)**

7. A correlação entre teor de alumínio e teor de cálcio em um tipo específico de solo foi estimada em uma amostra de tamanho igual a $n = 120$ e resultou no seguinte valor amostral, $r = -0,87$. Teste a hipótese de que o coeficiente de correlação linear populacional é nulo, assumindo normalidade bivariada entre as duas variáveis, ou seja, testar a hipótese $H_0: \rho = 0$ e retire as conclusões de interesse.

Dado: $t_{0,025;v=118}=1,980$.

**** QUESTÃO ANULADA ****

Todos os candidatos receberam 1,0 ponto pela questão

8. Um experimento foi conduzido para avaliar o efeito de diferentes cultivares na produção de grãos (em t/ha) de milho, sendo utilizado o delineamento em blocos casualizados, com quatro repetições. Sabendo-se que o quadrado médio do erro foi igual à $QME_{Erro} = 21,40$ e que as médias de tratamentos são:

Tratamentos	Br10	Br15	U1	U2	H5	H6
Médias	14,5	10,5	9,4	17,0	5,7	9,5

$$\text{Dado: } DMS = \Delta = q_{(5\%; I; GL_{\text{Erro}})} \sqrt{\frac{QM_{\text{Erro}}}{r}}; \quad DMS = S = \sqrt{(I-1)F_{\alpha} \frac{QM_{\text{Erro}}}{r} \sum_{i=1}^I c_i^2}$$

$$F_{(5\%; 1, 15)} = 4,54; F_{(5\%; 2, 15)} = 3,68; F_{(5\%; 3, 15)} = 3,29; F_{(5\%; 4, 15)} = 3,06; F_{(5\%; 5, 15)} = 2,90;$$

$$F_{(5\%; 1, 18)} = 4,41; F_{(5\%; 2, 18)} = 3,55; F_{(5\%; 3, 18)} = 3,16; F_{(5\%; 4, 18)} = 2,93; F_{(5\%; 5, 18)} = 2,77;$$

$$q_{(5\%; 5, 15)} = 4,37; q_{(5\%; 6, 15)} = 4,60; q_{(5\%; 5, 18)} = 4,28; q_{(5\%; 6, 18)} = 4,50.$$

Pede-se:

a) Complete a tabela de análise da variância: **(0,2 pts)**

F.V.	G.L.	S.Q.	Q.M.	F _{cal}	F _{tab}
Blocos	3	-	-	-	-
Tratamentos	5	325,36	65,07	3,04*	2,90
Erro	15	321,00	21,40		
Total	23	1021,93			

$$SQ_{\text{Trat}} = \frac{1}{4} (58,0^2 + 42,0^2 + 37,6^2 + 68^2 + 22,8^2 + 38^2) - \frac{266,4^2}{24} = 325,36$$

b) Escreva as hipóteses envolvidas no teste F para tratamentos; **(0,1 pts)**

H_0 : As cultivares de milho não se diferem

H_a : Existe ao menos uma diferença entre as cultivares

ou

H_0 : $\mu_{Br10} = \mu_{Br15} = \dots = \mu_{H6}$

H_a : Existe ao menos uma diferença

c) Qual o modelo linear apropriado para analisar este experimento? Escreva o modelo e o significado de seus componentes; **(0,2 pts)**

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_j + e_{ij},$$

em que

y_{ij} representa os valores observados;

μ constante inerente à todas as observações;

t_i efeito da i -ésima cultivar, $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$;

b_j efeito do j -ésimo bloco, $j = 1, 2, 3, 4$;

e_{ij} erro experimental associado à observação y_{ij} , tal que $e_{ij} \sim N(0; \sigma^2)$.

d) Considerando o nível de 5% de probabilidade e as hipóteses elaboradas em (b), interprete os resultados obtidos de a análise da variância; **(0,2 pts)**

Como $F_c = 3,04 > F_t = 2,90$, então existem evidências para se rejeitar H_0 , ao nível de 5% de significância, indicando que existe alguma diferença significativa entre os tratamentos. (ou entre as cultivares de milho com relação à produção de grãos)

e) Faça a comparação múltipla das médias de tratamentos utilizando o teste de Tukey ($\alpha = 5\%$) e interprete os resultados. **(0,2 pts)**

$$DMS = \Delta = q_{(5\%; 6, 15)} \sqrt{\frac{QM_{Erro}}{r}} = 4,60 \sqrt{\frac{21,40}{4}} = 10,6$$

$$\hat{m}_{U2} = 17,0 \text{ a}$$

$$\hat{m}_{Br10} = 14,5 \text{ ab}$$

$$\hat{m}_{Br15} = 10,5 \text{ ab}$$

$$\hat{m}_{H6} = 9,5 \text{ ab}$$

$$\hat{m}_{U1} = 9,4 \text{ ab}$$

$$\hat{m}_{H5} = 5,7 \text{ b}$$

Tabela de médias

Cultivares	Médias
Br10	14,5 ab
Br15	10,5 ab
U1	9,4 ab
U2	17,0 a
H5	5,7 b
H6	9,5 ab

A cultivar U2 difere da cultivar H5, sendo U2 mais produtiva que H5. As cultivares Br10, Br15, U1, U2 e H6 não se diferem.

f) Utilizando-se o teste de Scheffé ($\alpha = 5\%$), teste o seguinte contraste, interpretando o resultado: **(0,1 pts)**

Y: as cultivares Br10 e Br15 contra as cultivares H5 e H6

$$Y = \mu_{Br10} + \mu_{Br15} - \mu_{H5} - \mu_{H6}$$

$$\hat{Y} = 14,5 + 10,5 - 5,7 - 9,5 = 9,8 \text{ t/ha}$$

$$\begin{aligned}
 DMS = S &= \sqrt{(I - 1)F_{\alpha} \frac{QM_{\text{Erro}}}{r} \sum_{i=1}^I c_i^2} \\
 &= \sqrt{(6 - 1) \cdot F_{(5\%; 5, 15)} \cdot \frac{21,40}{4} \cdot (1 + 1 + (-1)^2 + (-1)^2)} \\
 &= \sqrt{5 \cdot 2,90 \cdot 21,40} = 17,6
 \end{aligned}$$

Como $|\hat{Y}| < S$, não se rejeita H_0 , logo o contraste é não significativo, indicando que as cultivares Br's não diferem das cultivares H's.

9. Com o propósito de verificar a eficiência de diferentes doses de hormônio em cordornas, em uma escala de 5 a 20 $\mu\text{g}/\text{kg}$, um experimento foi realizado e os resultados obtidos, encontram-se ilustrados na Figura 1.

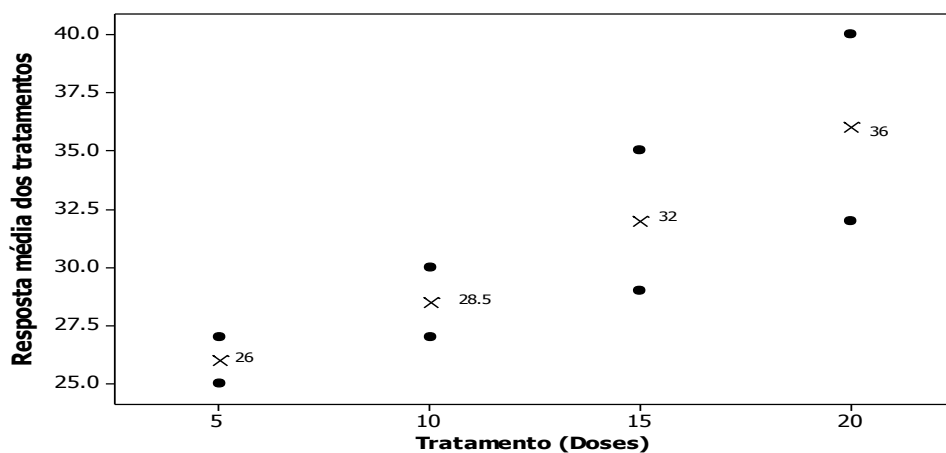


Figura 1 – Resultados experimentais obtidos para comparar diferentes dosagens de hormônios em codornas, em que \times correspondem às respostas médias das doses e \bullet correspondem aos valores observados.

Pede-se:

a) Quantas repetições cada tratamento apresenta? Considere que não há sobreposição de símbolos na figura. **(0,25 pts)**

Duas repetições, pois cada ponto cheio (\bullet) representa um valor observado.

b) Qual tratamento proporcionou resposta mais precisa? **(0,25 pts)**

O tratamento ou dose de 5 $\mu\text{g}/\text{kg}$, pois os valores observados são menos heterogêneos, ou seja, que apresentam menor variabilidade.

c) Considerando a estimativa da variância do erro experimental dada por $S^2 = 14,123$, calcule o coeficiente de variação e interprete seu resultado. **(0,25 pts)**

$$CV = \frac{S}{\bar{X}} \cdot 100$$

em que $S = \sqrt{S^2}$ e $\bar{X} = \frac{26,0+28,5+32,0+36,0}{4} = 30,625$. Assim,

$$CV = \frac{\sqrt{14,123}}{30,625} \cdot 100 = 12,27\%$$

d) Ajuste um modelo de regressão linear simples considerando a resposta média dos tratamentos em função das doses e interprete-o corretamente. Observe que, sendo o modelo dado por $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i$, tem-se:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X} \text{ e } \hat{\beta}_1 = \frac{SPXY}{SQX} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i - \frac{(\sum_{i=1}^n X_i)(\sum_{i=1}^n Y_i)}{n}}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n X_i)^2}{n}}. \text{ (0,25 pts)}$$

$$\sum_{i=1}^4 Y_i = 26,0 + 28,5 + 32,0 + 36,0 = 122,5; \quad \sum_{i=1}^4 X_i = 5 + 10 + 15 + 20 = 50;$$

$$\bar{Y} = \frac{122,5}{4} = 30,625; \quad \bar{X} = \frac{50}{4} = 12,5; \quad \sum_{i=1}^4 X_i^2 = 5^2 + 10^2 + 15^2 + 20^2 = 750;$$

$$\sum_{i=1}^4 X_i Y_i = 5 \cdot 26,0 + 10 \cdot 28,5 + 15 \cdot 32,0 + 20 \cdot 36,0 = 1615,0$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{1615,0 - \frac{50 \cdot 122,5}{4}}{750 - \frac{50^2}{4}} = 0,67; \quad \hat{\beta}_0 = 30,625 - 0,67 \cdot 12,5 = 22,25$$

$$\hat{Y}_i = 22,25 + 0,67 X_i$$

Portanto, para um aumento de 1 $\mu\text{g}/\text{kg}$ de hormônio, no intervalo de 5 a 20 $\mu\text{g}/\text{kg}$, espera-se um aumento de 0,67 na variável resposta.

10. Em um experimento fatorial, no delineamento inteiramente casualizado foram combinados dois níveis do fator A (A_1 e A_2) com três níveis do fator B (B_1 , B_2 e B_3), ambos qualitativos, com três repetições. Os valores obtidos para cada repetição nos tratamentos avaliados são dados abaixo.

	B ₁			B ₂			B ₃		
A ₁	12	14	16	15	17	18	12	11	13
A ₂	14	13	16	11	12	11	12	12	13

Dado: $SQ_{total} = 78,44$; $SQ_{Tratamentos} = 57,78$;

$$F_{(5\%; 1, 12)} = 4,75; F_{(5\%; 2, 12)} = 3,89; F_{(5\%; 3, 12)} = 3,49;$$

$$q_{(5\%; 2, 12)} = 3,08; q_{(5\%; 3, 12)} = 3,77; q_{(5\%; 4, 12)} = 4,20;$$

$$DMS = \Delta = q_{(5\%; I; GL_{Erro})} \sqrt{\frac{QM_{Erro}}{r}}.$$

Pede-se:

- a) Verificar se os dois fatores (A e B) atuam independentemente. Considere $\alpha = 5\%$. **(0,5 pts)**

Quadro auxiliar (totais)

	B ₁	B ₂	B ₃	Totais
A ₁	42 ⁽³⁾	50	36	128 ⁽⁹⁾
A ₂	43	34	37	114
Totais	85 ⁽⁶⁾	84	73	242 ⁽¹⁸⁾

$$SQA = \frac{1}{9} (128^2 + 114^2) - \frac{(242)^2}{18} = 10,89$$

$$SQB = \frac{1}{6} (85^2 + 84^2 + 73^2) - \frac{(242)^2}{18} = 14,78$$

$$SQA \times B = SQ_{Trat} - SQA - SQB = 32,11$$

$$SQ_{Erro} = SQ_{total} - SQ_{Trat} = 78,44 - 57,78 = 20,66$$

Tabela da Análise de Variância

FV	GL	SQ	QM	F _c
A	1	10,89		
B	2	14,77		
A x B	2	32,11	16,06	9,34
Erro	12	20,66	1,72	
Total	17	78,44		

Como o valor do F calculado ($F_{\text{cal}} = 9,34$) para a interação A x B é maior que o valor do F tabelado ($F_{\text{tab}} = 3,89$), concluímos que os fatores A e B atuam de forma dependente sobre a variável resposta em estudo.

- b) Faça um estudo completo acerca dos níveis do fator A, concluindo corretamente. Considere $\alpha = 5\%$ e aplique o teste de Tukey, se necessário.

(0,5 pts)

Tabela da Análise de Variância do desdobramento de A dentro de B

FV	GL	SQ	QM	F _c
A(B ₁)	1	0,17	0,17	0,099 ^{ns}
A(B ₂)	1	42,66	42,66	24,80*
A(B ₃)	1	0,17	0,17	0,099 ^{ns}
Erro	12	20,66	1,72	

* Significativo a 5%; ^{ns} Não significativo.

$$SQA(B_1) = \frac{1}{3}(42^2 + 43^2) - \frac{(85)^2}{6} = 0,17$$

$$SQA(B_2) = \frac{1}{3}(50^2 + 34^2) - \frac{(84)^2}{6} = 42,66$$

$$SQA(B_3) = \frac{1}{3}(36^2 + 37^2) - \frac{(73)^2}{6} = 0,17$$

O $F_{\text{tab}} = F_{5\%; 1,12} = 4,75$ e, assim, tem-se que existe diferença significativa entre os níveis do fator A, apenas dentro de B₂. Dentro dos demais níveis de B, não existe diferença significativa entre os níveis do fator A.

Como o fator A apresenta apenas dois níveis, não é necessário aplicar o teste de Tukey, pois o teste F é conclusivo. Portanto, a tabela com as médias pode ser dada por:

Fator A	Fator B*		
	B ₁	B ₂	B ₃
A ₁	14,0 a	16,7 a	12,0 a
A ₂	14,3 a	11,3 b	12,3 a

*Médias seguidas de mesmas letras nas colunas não diferem entre si ao nível de 5% de probabilidade, pelo teste F.

Assim, pode-se concluir que a média de A₁ é superior à média de A₂, dentro de B₂. Dentro dos demais níveis de B, não existe diferença significativa entre as médias de A₁ e A₂.