

# Soluções de Exames de 2001/2002 <sup>1</sup>

## Ano lectivo 2001/02:

### Exame de 19/01/02

#### I

$X$ =número de aparelhos de origem japonesa, de entre 2 (retirados ao acaso e sem reposição),  $X \sim \text{Hipergeom}(N = 6, M = 2, n = 2)$ ;

1. a)  $P(X = 0) = 0.4$ ;  $P(X = 1) = 0.53(3)$ ;  $P(X = 2) = 0.0(6)$ .      1. b) 0.28.  
2. a) 0.3324.      2. b) 0.0136.      2. c) 0.4162.

#### II

- a) 0.7.  
b)  $P(X \geq 8 + 5|X > 8) = 2/7$ ;  $E(X - 8|X > 8) = 3.5$ .  
c) 0.999730.

#### III

1.  $n=200$ .  
2. a)  $\hat{p} = 0.913$ .  
2. b)  $t_{obs} = 6.1776$ , valor- $p \in ]0.025, 0.05[$ , rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \geq 0.05$  e não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha < 0.025$ .

#### IV

- a)  $\hat{\beta}_0 = -0.1015$ ;  $\hat{\beta}_1 = 1.017$ ;  $\hat{\sigma}^2 = 0.0272$ .  
b)  $R^2 = 0.998$  assume valor próximo de 1, então o modelo de regressão linear explica grande parte da variabilidade de  $Y$ .  
c)  $H_0 : \beta_0 = 0$  vs.  $H_1 : \beta_0 \neq 0$ ,  $t_{obs} = -1.11 \notin R_{0.05} = ]-\infty, -2.228[ \cup ]2.228, +\infty[$ , não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 5\%$ .  
 $H_0 : \beta_1 = 1$  vs.  $H_1 : \beta_1 \neq 1$ ,  $t_{obs} = 1.1976 \notin R_{0.05} = ]-\infty, -2.228[ \cup ]2.228, +\infty[$ , não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 5\%$ .

Não rejeitando as duas hipóteses, para  $\alpha = 5\%$ , existe evidência para que o modelo  $E(Y|x) = x$  seja adequado.

- d)  $\hat{x}_0 = 8.163$ ;  $\hat{\sigma}_X = 0.1728$ .

<sup>1</sup>Secção de Estatística e Aplicações, IST, Dezembro de 2002

### Exame de 5/02/02

#### I

1. a) 0.0225.      1. b) 0.9111.

2. a) 0.2148.      2. b) 0.659.

#### II

a) 0.001538.      b) 0.0006.      c. i)  $\approx 0$ ;      c. ii) 498.50 Euros.

#### III

1. a)  $IC_{99\%}(\mu_1 - \mu_2) = ]-8.174, 2.974[$ .      1. b)  $0 \in IC_{99\%}(\mu_1 - \mu_2)$  não rejeitar  $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$  vs.  $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$  para  $\alpha = 1\%$ .

2. a)  $E.M.V.(\sigma) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n}}$ ;  $\hat{\sigma} = 2.35$ .      2. b)  $t_{obs} = 0.194 \notin R_{0.01} = ]6.635, +\infty[$  não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 1\%$

#### IV

a)  $\hat{y} = 0.6359 + 0.0965x$ ;  $\hat{y}_0 = 0.6359 + 0.0965 \times 90 = 9.2427$ .      b)  $R^2 = 0.971099$ .

c)  $H_0 : \beta_1 = 0$  vs.  $H_1 : \beta_1 \neq 0$ ,  $t_{obs} = 9.929$ , valor- $p \in ]0.002, 0.01[$ , rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \geq 0.01$ , não rejeitar para  $\alpha \leq 0.002$ ; rejeitar  $H_0$  para os níveis usuais de significância (1%, 5% e 10%). Rejeitar esta hipótese é uma conclusão coerente com o valor elevado de  $R^2$ , podendo dizer-se que se verifica um bom ajuste entre os dados e o modelo estimado.

### Exame de 25/06/02

#### I

1. a) 0.04.      1. b) 0.86.      1. c) 0.00306.

2. a) 0.0365.      2. b) 0.37.

#### II

a)  $E(X) = 0.8$ .

b)  $Cov(X, Y) = 0.72 \neq 0$ ; são v.a. dependentes.

#### III

1.  $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$  vs.  $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$ ,  $t_{obs} = -6.364$ , valor- $p \approx 0$ ; rejeitar  $H_0$  para os níveis usuais de significância (1%, 5% e 10%).

2. a)  $EMV(\lambda) = \bar{X}$ ;  $\hat{\lambda} = 2.4375$ ;  $P(\widehat{X} > 2) = 0.44$ .

2. b)  $t_{obs} = 1.6577 \notin R_{0.01} = ]9.21, +\infty[$ , não rejeitar a hipótese de que o número de golos por jogo tem distribuição Poisson, para  $\alpha = 1\%$ .

#### IV

a)  $\hat{y} = 1240.856 + 8.559x$ ;  $H_0 : \beta_1 = 0$  vs.  $H_1 : \beta_1 \neq 0$ ,  $t_{obs} = 4.327 \in R_{0.01} = ]-\infty, -3.355] \cup ]3.355, +\infty[$ , rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 1\%$ .

b)  $R^2 = 0.70$ , cerca de 70% da variabilidade do tempo até falha é explicada pelo modelo de regressão linear estimado.

#### Exame de 13/07/02

##### I

1. a) 0.108.      1. b) 0.91.

2. a) 0.00018.    2. b) 0.6915.

##### II

$$\text{a) } P(X = x) = \begin{cases} 0.970299, & x = 0 \\ 0.029403, & x = 1 \\ 0.000297, & x = 2 \\ 0.000001, & x = 3 \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

b)  $a=0.857375$ ;  $b=0.000012$ ;  $c=0$ .

c)  $E(Y|X = 1) = 0.080809$ .

##### III

1. a)  $IC_{90\%}(\sigma_1^2) = ]16.085, 47.905[$ ; se calcularmos um grande número de intervalos de confiança nestas condições, espera-se que aproximadamente 90% destes intervalos contenham o verdadeiro valor para  $\sigma_1^2$ .

1. b)  $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$  vs.  $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$ ,  
 $t_{obs} = -0.113 \notin R_{0.10} = ]-\infty, -1.697[ \cup ]1.697, +\infty[$ , não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 10\%$ .

2. a)  $L(\lambda|x_1, \dots, x_n) = (1 - e^{-30\lambda})^{41} (e^{-30\lambda} - e^{-60\lambda})^{31} (e^{-60\lambda} - e^{-90\lambda})^{13} e^{-15 \times 90\lambda}$ .

2. b)  $t_{obs} = 2.115$ , valor- $p \in ]0.5, 0.6[$ , rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \geq 0.6$  e não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \leq 0.5$ ; não rejeitar  $H_0$  aos níveis de significância usuais (1%, 5% e 10%).

##### IV

a)  $\hat{y} = -38.061 + 1.343x_i$ ;  $\Delta = E(Y|x = 98) - E(Y|x = 95) = \beta_1(98 - 95)$ ;  $\hat{\Delta} = 4.029$ .

b)  $IC_{95\%}(\mu_{Y|x=95}) = ]81.126, 87.731[$ , onde  $\mu_{Y|x=95} = E(Y|x = 95) = \beta_0 + 95\beta_1$ .