# MAT02023 - Inferência A Gabarito Lista 1 - Revisão

 $Matem\'atica\ elementar$ 

Exercícios 1 ao 8

istal Inf A:	PRETICES
(a) enumerance 601,24	ATERIAL DURA
b) enumerance N	Acceptable Line
c) enumeranel Z	
d) mos enumeranel R	
2)	
2) a $\kappa^{\alpha}y^{\alpha} = (\kappa y)^{\alpha}$ CORRETO b. $\kappa^{\alpha}y^{\alpha} \neq \kappa^{\alpha}y^{\alpha}$ FALSO	
b. ua # ua Q FALSO	
$rx+y$ $rx y$ $c \cdot (rx^a)^b = rx^{ab}$ CORRETO	
$d.(nc)^{\alpha} = nc^{\alpha} \qquad correcto$	
(4) 4"	
$e.(n+y)^{\alpha} \neq n^{\alpha} + y^{\alpha}$ FALSO	
$f \cdot rc^{\alpha}y^{b} \neq (rcy)^{\alpha + \delta}$ FALSO $g \cdot (-rc)^{2} \neq -rc^{2}$ FASO	
g (-rc) <sup>2</sup> 7 - rc <sup>2</sup> PASO	
$\frac{g \cdot (-1/C)}{h \cdot nC + y} = \frac{nC}{a} + \frac{y}{4} \cdot \frac{\text{CORRETO}}{a}$	
3) $f(rc) = log(3rc+1)$ $u = 3rc+1$ $du$	= 3
$f'(rc) = \frac{1}{u} = \frac{3}{3rc+1}$	
U _ 3rc+1	
u = 2 m du	= 3
$p(m) = \text{srcp}(3mc) \qquad u = 3mc \qquad du$ $p(m) = \text{srcp}(u) \cdot 3 = 3\text{srcp}(3mc) \qquad dnc$	
4) a COARETO b. FALSO C. FALSO d. COARETO	
e COMPRETO & CONPETO & FALSO	
5) $\ell(rc) = \exp(-3(rc-1)^2)$ $\ell(rc) = \exp(u) \cdot (-6rc+6)$ $\ell(rc) = \exp(u) \cdot (-6rc+6)$ $\ell(rc) = \exp(u) \cdot (-6rc+6)$	$1) = -3rx^2 + 6rx - 2$
1) p(10) = ercp (w). (-6rc+6) du = -6rc+6	210 1010 3
$\frac{1}{2}(rc) = 6(-rc+1) \cdot 2rcp(-3(rc-1)^2)$ dre	Elgrafia

000	
6) a. \( \sum_{K=0} \frac{f(\( \text{K} \))}{K \)	BURAIRE
C: 1 = \( \frac{\kappa}{\kappa} \) \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	(x-x0) <sup>6</sup>
1/2	m
8) a. $\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2 = \sum_{i=1}^{n} (x_i^2 - 2x_i \overline{x} + \overline{x}^2) = (\sum_{i=1}^{n} x_i^2) - 2m\overline{x}$	$\sum_{i=1}^{n} \chi_i + m \chi_i =$
$= \left(\sum_{i=1}^{\infty} \chi_i^2\right) + m\overline{\chi}^2 - 2m\overline{\chi}.\overline{\chi} = \sum_{i=1}^{\infty} \chi_i^2 - m\overline{\chi}^2$	
b. $\sum_{i=1}^{m} (x_i - a)^2 = \sum_{i=1}^{m} (x_i^2 - 2x_i a + a^2) = \sum_{i=1}^{m} x_i^2 - 2a$	$a\sum_{i=1}^{m}x_{i}+\sum_{i=1}^{m}a^{2}=$
$= \sum_{i=1}^{m} x_i^2 - 2am\overline{x} + ma^2 - m\overline{x}^2 + m\overline{x}^2 =$	
$= \sum_{i=1}^{m} x_i^2 + m \left(-2a\bar{x} + \bar{x}^2 + a^2\right) - m\bar{x}^2 =$	
$= \sum_{i=1}^{m} x_i^2 - m \overline{x}^2 + m(\overline{x} - \alpha)^2 = \sum_{i=1}^{m} (x_i - \overline{x})^2$	$+ m(x-a)^2$

### Introdução à Probabilidade

**Exercício 9** a) R: 1/21

- b) R: 3/7
- c) R: 91/21
- d) R:  $\frac{441}{21} \left(\frac{91}{21}\right)^2 = 2.22$

**Exercício 10** a) a = 3/14 e b = 1/14

- b) 27/14
- c) 2.21
- d) 8.84

Exercício 11 R: P(X=0)=0.5, P(X=1)=0.35, P(X=2)=0.12 P(X<3)=0.5+0.35+0.12=0.9659

Exercício 12 R: 0.665, 0.619 e 0.597 aproximadamente.

Exercício 13 a) R:  $\frac{81}{128}$ 

b) R:  $\frac{819}{1982}$ 

**Exercício 14** Denote  $\hat{p}$  a proporção estimada de ratos que desenvolvem um certo tipo de tumor quando submetidos a radiação. Assumindo que  $X_1, \ldots, X_n$  são i.i.d. segundo  $X \sim Bernoulli(p)$ , então sabemos que  $Y = \sum_{i=1}^{n} X_i \sim Binomial(n, p)$ . Por consequência

$$E(\hat{p}) = n^{-1}E(Y) = p$$

е

$$Var(\hat{p}) = n^{-2}Var(Y) = n^{-1}p(1-p).$$

$$P\left(|\hat{p}-p|<0,02\right) = P\left(-0,02<\hat{p}-E(\hat{p})<0,02\right) = P\left(\frac{-0,02}{\sqrt{Var(\hat{p})}}<\frac{\hat{p}-E(\hat{p})}{\sqrt{Var(\hat{p})}}<\frac{0,02}{\sqrt{Var(\hat{p})}}\right) \geq 0.9.$$

Assumindo que as condições do CLT valem para  $\hat{p}$  temos  $Z = \frac{\hat{p} - E(\hat{p})}{\sqrt{Var(\hat{p})}} \sim Normal(0, 1)$  e que

 $P(Z < 1, 64) \ge 0.95$ . Então, para satisfazer a condição acima  $P\left(Z < \frac{0.02}{\sqrt{Var(\hat{p})}}\right) \ge 0.95$ , portanto

$$\frac{0,02}{\sqrt{Var(\hat{p})}} = 1,64 \Leftrightarrow \frac{0,02}{\sqrt{n^{-1}p(1-p)}} = 1,64 \Leftrightarrow n = \frac{1,64^2 \times p \times (1-p)}{\sqrt{0,02^2}}.$$

a) Na falta de informação sobre o verdadeiro valor de p, se usarmos p=0,5 nos dará o maior tamanho de amostra e n=1681.

b) Usando p = 0, 2 teremos n = 1076.

Exercício 15 Sim. 865 indiv?duos.

Exercício 16 a) R.  $\alpha = 3$ 

b) R.  $\alpha = 5/4$ .

Exercício 17 a) R: 2

b) R: 1/4

c) R: 
$$F(x) = \begin{cases} 1 - x^{-2}, & \text{se } x \ge 1 \\ 0, & \text{se } x < 1. \end{cases}$$

**Exercício 18** a) R:P(X > 1200) = 0,3012

- b) R: média=1000; P(X < 1000) = 0,6321
- c) R: x=693,15

**Exercício 19** a) R:  $X \sim Exp(1)$ 

$$P(X < 0, 25) = 0,2212$$

b) R: P(X > 0.75) = 0.4724

**Exercício 20** R: P(X<1)=0.3297

**Exercício 21** R: 0,1085

**Exercício 22** R: E(L) = 3.980, 59

Exercício 23 R: 73,19 nota máxima para receber conceito A 70,33 nota máxima para receber conceito R

Exercício 24 Utilize o R para:

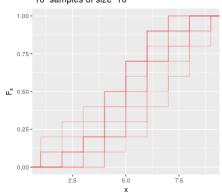
```
lambda <- 5
                                  # parametro
   n <- 10
                                  # tamanho da amostra
   xgen <- rpois(n, lambda)</pre>
                                  # amostra gerada
b) dfgen <- data.frame(xgen)
   # empirical cdf plot
   plotecdf <- ggplot(dfgen, aes(xgen)) +</pre>
                stat_ecdf(colour="red", alpha = 0.5) +
                labs(title="Empirical Cumulative \n Distribution Function",
                      y = expression(F[x]), x = "x")
   plotecdf
       Empirical Cumulative
       Distribution Function
     0.75
   ⊥× 0.50 -
     0.25
c) # plot multiple samples with fixed n
   n <- 10
   nsim <- 10
   lambda <- 5
   xgen <- rpois(n * nsim, lambda)</pre>
   dfgen <- data.frame(xgen, g = factor(rep(1:nsim, rep(n, nsim))))</pre>
   plotfixedn <- ggplot()</pre>
   for(i in 1:nsim){
     # print(plotfixedn + stat_ecdf(aes(xgen), dfgen, colour = "red", alpha = 0.5))
     plotfixedn <- plotfixedn + stat_ecdf(aes(xgen), dfgen[dfgen$g==i,],</pre>
                                              colour = "red", alpha = 0.2)
   }
   plotfixedn + labs(title=paste("Cumulative Distribution Function \n", nsim,
```

a) ## Poisson case
# set up

x = "x"

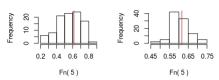
" samples of size ",n), y = expression(F[x]),

## Cumulative Distribution Function 10 samples of size 10



```
d) # funcao para calfular Fn(x) de 'nsim' amostras geradas de tamanho 'n'
   Fnx <- function(n, x, nsim){</pre>
     # n
             - tamanho da amostra
             - particular valor da Poisson
     # nsim - número de simulacoes
                                      # objeto para guardar os Fn(x)'s
     Fnxgen <- NULL
     for(i in 1:nsim){
       xgen <- rpois(n, lambda)</pre>
                                      # gera amostra
       Fn <- ecdf(xgen)
                                      # calcula CDF
       Fnxgen <- c(Fnxgen, Fn(5))</pre>
                                       # armazena Fn(x)
     \label{limits}  \mbox{hist(Fnxgen, main=paste("tamanho amostra n =", n), xlab=paste("Fn(",x,")"))} \\
     abline(v=ppois(5, lambda), col="red")
                                                   # F(x) real
   }
   par(mfrow=c(2,2))
   Fnx(10, 5, 100)
   Fnx(100, 5, 100)
   Fnx(1000, 5, 100)
   Fnx(10000, 5, 100)
```

#### tamanho amostra n = 10 tamanho amostra n = 100



### tamanho amostra n = 1000 tamanho amostra n = 1000

