

Probabilidade e Estatística, 2009/2

CCT - UDESC

Prof. Fernando Deeke Sasse

Problemas Resolvidos - Testes de Hipóteses: Chi-Quadrado

1. Em 200 lances de uma moeda foram observadas 115 caras e 85 coroas. Verifique a hipótese da moeda ser honesta, usando $\alpha = 0.05$ e $\alpha = 0.01$.

Solução:

As frequências observadas de caras e coroas são, respectivamente, $o_1 = 115$ e $o_2 = 85$. As frequências observadas são $e_1 = e_2 = 100$, respectivamente. O teste estatístico é

$$\chi^2 = \frac{(o_1 - e_1)^2}{e_1} + \frac{(o_2 - e_2)^2}{e_2}.$$

ou seja,

```
[> restart ;  
> o[1] := 115; o[2] := 85; e[1] := 100; e[2] := 100;  
    o1 := 115  
    o2 := 85  
    e1 := 100  
    e2 := 100
```

 (1.1)

```
> chi2[0] := evalf((o[1]-e[1])^2/e[1]+(o[2]-e[2])^2/e[2]);  
    χ02 := 4.500000000
```

 (1.2)

O número de graus de liberdade da distribuição chi-quadrado, quando as frequências esperadas podem ser calculadas, sem necessidade de estimação dos parâmetros populacionais, a partir de dados amostrais é $v = k - 1$, onde k é o número de categorias. No presente caso temos $v = 2 - 1 = 1$.

Devemos agora calcular $\chi_{0.05, 1}^2$.

A hipótese nula é H_0 : a moeda é honesta.

```
[> with(Statistics);  
> nu := 1;  
> X := RandomVariable(ChiSquare(nu));  
> Quantile(X, .95);  
    3.841456066
```

 (1.3)

Como $\chi^2_0 := 4.5 > \chi_{0.05, 1}^2 = 3.84$ a hipótese nula é rejeitada, ou rejeitamos a hipótese da moeda ser honesta, com nível de significância 0.05.

Quando $\alpha = 0.01$ temos

```
> Quantile(X, .99);
6.634895859 (1.4)
```

Como $\chi^2_0 := 4.5 < \chi^2_{0.01, 1} = 6.634$, não podemos rejeitar a hipótese da moeda ser honesta, com nível de significância 0.01.

Segundo Método:

Testemos as hipóteses:

H_0 : moeda é honesta

H_1 : moeda não é honesta

```
> restart :
> with(Statistics) :
> p := 0.5 : n := 200 :
> alpha := 0.05 :
> μ := n·p;
μ := 100.0 (1.5)
```

```
> σ := sqrt(n·p·(1 - p))
σ := 7.071067812 (1.6)
```

```
> X := RandomVariable(Normal(μ, σ)) :
```

Determinemos o intervalo de aceitação:

```
> xc1 := Quantile(X, (alpha/2))
xc1 := 86.14096176 (1.7)
```

```
> xc2 := Quantile(X, (1 - alpha/2))
xc2 := 113.8590382 (1.8)
```

Portanto, se o número de caras estiver no intervalo [87,114], a hipótese nula é aceita (moeda é honesta). Se estiver fora, a hipótese nula é rejeitada, com nível de significância 0.05. Como o número de caras observado é 115, a hipótese nula é rejeitada com nível de confiança 0.05.

Quando $\alpha = 0.01$ temos

```
> alpha := 0.01 :
> xc1 := Quantile(X, (alpha/2))
xc1 := 81.78613632 (1.9)
```

```
> xc2 := Quantile(X, (1 - alpha/2))
xc2 := 118.2138637 (1.10)
```

Ou seja, se o número de caras estiver no intervalo [82,119], a hipótese nula é aceita (moeda é honesta). Como o número de caras observado é 115, a hipótese nula não pode ser rejeitada com nível de confiança 0.01.

2. Consideremos a seguinte tabela de frequência de observações de uma variável aleatória X .

Values	0	1	2	3	4
Observed Frequency	24	30	31	11	4

(a) Baseado nestas 100 observações, é esta uma distribuição de Poisson com média 1.2 um modelo apropriado? Faça um teste de adequação com $\alpha = 0.05$.

(b) Calcule o valor P para este teste.

Solução:

(a)

Notemos que média estimada é

```
[> restart
```

```
[> mu := (0·24 + 30 + 2·31 + 3·11 + 4·4)
      100.
      μ := 1.410000000 (2.1)
```

O problema nos dá:

```
[> lambda := 1.2
      λ := 1.2 (2.2)
```

```
[> fp := (x) -> exp(-lambda) * lambda^(x) / x! ;
      fp := x →  $\frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$  (2.3)
```

Computemos as probabilidades hipotéticas associadas com cada intervalo de classe:

```
[> for i from 0 to 4 do
    p[i + 1] := fp(i)
od;
      p1 := 0.3011942119
      p2 := 0.3614330543
      p3 := 0.2168598326
      p4 := 0.08674393303
      p5 := 0.02602317991 (2.4)
```

As frequências esperadas são:

```
[> for i from 1 to 5 do
    e[i] := 100 · p[i]
od;
      e1 := 30.11942119
      e2 := 36.14330543
      e3 := 21.68598326
```

$$\begin{aligned} e_4 &:= 8.674393303 \\ e_5 &:= 2.602317991 \end{aligned} \tag{2.5}$$

Como o item 4 tem frequência esperada menor que 3 juntamos as últimas duas:

$$\begin{aligned} > e[4] := e[4] + e[5] \\ e_4 &:= 11.27671129 \end{aligned} \tag{2.6}$$

As frequências observadas são (somando as frequências das duas últimas classes):

$$\begin{aligned} > o := [24, 30, 31, 15] \\ o &:= [24, 30, 31, 15] \end{aligned} \tag{2.7}$$

Testaremos as hipóteses:

H_0 : A forma da distribuição das frequências é de Poisson.

H_1 : A forma da distribuição das frequências não é de Poisson.

O teste estatístico é:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^4 \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$$

$$\begin{aligned} > \text{chi2}[0] := \text{sum}((o[j]-e[j])^2/e[j], j = 1 .. 4); \\ \chi^2_0 &:= 7.517135678 \end{aligned} \tag{2.8}$$

Devemos agora calcular $\chi^2_{0.05, v}$, onde v é dado por

$$\begin{aligned} > \text{nu} := 5 - 1 - 1 \\ v &:= 3 \end{aligned} \tag{2.9}$$

$$\begin{aligned} > \text{with(Statistics):} \\ > \text{X} := \text{RandomVariable(ChiSquare(nu))}; \\ > \text{Quantile(X, .95);} \\ &7.814728288 \end{aligned} \tag{2.10}$$

Como $\chi^2_0 := 7.517135678 < \chi^2_{0.05, 3} = 7.814728288$ a hipótese nula é aceita.

(b) O valor P do teste é

$$\begin{aligned} > 1 - \text{CDF}(X, 7.517135678, \text{numeric}) \\ &0.0571198068 \end{aligned} \tag{2.11}$$