ADC - Teste exato de Fisher

Gustavo Almeida Silva

Questão 1

```
calcio_level=data.frame(Prednisolona=c(15,7,15-7),Controle=c(15,0,15))
rownames(calcio_level)=c('Total','Normalizou','Não-Normalizou')
```

Para aplicar o teste exato de fisher:

```
fisher.test(calcio_level)
```

```
##
##  Fisher's Exact Test for Count Data
##
## data:  calcio_level
## p-value = 0.009741
## alternative hypothesis: two.sided
```

Onde foi utilizada a formula: $\frac{C_k^M \times C_{n-k}^{N-M}}{C_n^N}$, onde

- M=Elementos de um tipo
- k= Numero de pessoas normalizadas com Prednisolona
- N= Tamnho amostral
- n= Tamanho amostral de pessoas que tomaram Prednisolona

Questão 2

A)

O codigo apresentado possui diferença no lateralidade do teste aplicado, o primeiro script é um teste bilateral, enquanto o segundo e o terceiro são teste unilateriais a direita e a esquerda respectivamente

Assim: $H_1 : \theta > 1$ se trata de um teste unilateral a direita, sendo esse o caluclado no scirpt 2, com p-valor $= 0.3808$

Já $H_1 : \theta \neq 1$ se trata de um teste bilateral, sendo esse calculado no script 1, com p-valor $= 0.6384$

Assim, para ambos os casos, temos um p-valor maior que significancias frequentementes utilizadas, de $1\%, 5\%, 10\%$ e portanto não rejeita-se H_0, ou seja, nos dois testes não foi rejeitada a hipótese de que o controle cancerigino seja independente de variaveis de tratamento como cirurgia e radio terapia

B)

```
cancer_tretement = data.frame(Controlado=c(21,15),N_Controlado=c(2,3))
od_cancer = (21/2)/(15/3)

epitools::ormidp.test(
  a1=cancer_tretement[1,1],
  a0=cancer_tretement[1,2],
  b1=cancer_tretement[2,1],
  b0=cancer_tretement[2,2])
```

```
##   one.sided two.sided
## 1 0.2430911 0.4861822
```

Calculando o mid valor_p para um teste bilateral $H_1 : \theta \neq 1$, temos um resultado de : 0.4861822, ou seja, um p-vaor menor que aquele calculado de forma tradicional, isso ocorre por conta do mid valor_p ser um metodo menos conservador de se testar uma hipótese, ou seja, ele da mais peso a H_1. Apesar disso, o mid p-valor calculado ainda é maior que as significancias frequentementes utilizadas e portanto não se rejieta a hipotese de que o controle cancerigino seja independente de variaveis de tratamento como cirurgia e radio terapia

Questão 3

Dada a seguinte tabela:

```
birds_free_throw=data.frame(made=c(251,48),missed=c(34,5))
rownames(birds_free_throw)=c('made', 'missed')
```

A)

Aplicando o teste exato de Fisher, temos que:

```
fisher.test(birds_free_throw)
```

```
##
##  Fisher's Exact Test for Count Data
##
## data:  birds_free_throw
## p-value = 0.8149
## alternative hypothesis: true odds ratio is not equal to 1
## 95 percent confidence interval:
##  0.2236224 2.1209273
## sample estimates:
## odds ratio
##  0.7695576
```

Podemos ver que o intervalo de confiança de 95% contem o valor 1, ou seja, não há evidencias suficientes para rejeitar a hipotese de que o odds-ratio seja igual 1 e portanto nã ha evidencias para rejeitar a hipótese de que o primeiro arremeso tenha influncia no segundo arremeso

B)

Aplicando o teste Qui-Quadrado, temos que:

```
chisq.test(birds_free_throw)
```

```
##
##  Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
##
## data:  birds_free_throw
## X-squared = 0.083021, df = 1, p-value = 0.7732
```

Podemos ver que o p-valor é maior que significancias frequentementes utilizadas de $1\%, 5\%, 10\%$, ou seja, não há evidencias suficientes para rejeitar a hipotese de que o odds-ratio seja igual 1 e portanto nã ha evidencias para rejeitar a hipótese de que o primeiro arremeso tenha influncia no segundo arremeso

C)

Em ambos os teste não rejeita-se a hipotese de que os arremesos sejam indenpendentes, onde o p-valor nos testes são semelahntes (0.81 e 0.77)

D)

Podemos ver que a aproximação teve um valor semelhante a aquele calculado de forma exato, isos pode ser explicado por alguns fatores, como tamanho amostral utilizado