Econometria I Lista 6

Profa. Lorena Hakak

Entrega: 16/11/2022

Exercício 2

(i)

$$H_0 : \beta_3 = 0$$
$$H_1 : \beta_3 > 0$$

(ii)

Um aumento de 50 pontos percentuais em ros, aumenta 50*0,00024 = 0,0012 pontos percentuais nos salários dos CEO's, não tendo um efeito grande.

(iii)

Como se trata de um teste para uma variável aleatória e não conhecemos o desvio-padrão, a estatística apropriada possui distribuição *t-Student*:

$$T \sim t(208) : t_0 = \frac{0,00024 - 0}{0,00054} = 0,444$$

$$P[T > t_c] = 0,1 \Rightarrow t_c = 1,288$$

$$RC = [1,288, +\infty[$$

Logo, como $t_0 \notin RC$, não rejeitamos a hipótese nula.

(iv)

Não, pois não foi possível rejeitar a hipótese de não haver impacto dos ros sobre o $salary$.

Exercício 6

(i)

$$H_0 : \beta_0 = 0$$
$$H_1 : \beta_0 \neq 0$$

$$T \sim t(87) : t_0 = \frac{-14,47 - 0}{16,27} = -0,889$$

$$P[T > t_c] = 0,05 \Rightarrow t_c = 1,987$$

$$RC = [1,987, +\infty[$$

Logo, como $t_0 \notin RC$, não rejeitamos a hipótese nula.

$$H_0 : \beta_1 = 1$$
$$H_1 : \beta_1 \neq 1$$

$$T \sim t(87) : t_0 = \frac{0,976 - 1}{0,049} = -0,49$$

$$P[T > t_c] = 0,05 \Rightarrow t_c = 2,021$$

$$RC = [2,021, +\infty[$$

Logo, como $t_0 \notin RC$, não rejeitamos a hipótese nula. Sendo assim, tomamos a decisão de assumir que $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$.

(ii)

$$H_0 : \beta_0 = 0 \text{ e } \beta_1 = 1$$
$$H_1 : \beta_0 \neq 0 \text{ ou } \beta_1 \neq 1$$

$$F = \frac{\frac{(SQR_r - SQR_{ir})}{q}}{\frac{SQR_{ir}}{(n-k-1)}} = \frac{\frac{(209{,}448{,}99 - 165{,}644{,}51)}{87-86}}{\frac{165{,}644{,}51}{(88-1-1)}} = 22,794$$

Como F = 22,794 > 2,76, rejeitamos a hipótese nula a 5% de significância.

(iii)

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$
$$H_1 : \beta_2 \neq 0 \text{ ou } \beta_3 \neq 0 \text{ ou } \beta_4 \neq 0$$

$$F = \frac{\frac{(R^2_{ir} - R^2_r)}{q}}{\frac{1 - R^2_{ir}}{(n-k-1)}} = \frac{\frac{(0{,}829 - 0{,}820)}{86-83}}{\frac{1 - 0{,}829}{(83)}} = 15$$

Como F = 15 > 2,76, rejeitamos a hipótese nula a 5% de significância. Logo, alguma das variáveis consideradas no modelo irrestrito possui significância estatística.

Exercício 7

(i)

Empresas não sindicalizadas:

$$log(sc\hat{a}rp) = \underset{(5{,}69)}{12,46} - \underset{(0{,}023)}{0,029} hrsemp - \underset{(0{,}453)}{0,962} log(sales) + \underset{(0{,}407)}{0,761} log(employ)$$

n = 29, R^2 = 0,262.

Todas as empresas disponíveis:

$$\underset{}{log(sc\hat{a}rp)} = \underset{(4{,}57)}{11,74} - \underset{(0{,}019)}{0,042}hrsemp - \underset{(0{,}370)}{0,951}log(sales) + \underset{(0{,}360)}{0,992}log(employ)$$

n = 43, R^2 = 0,310.

Primeiro ponto a ser observado é a diferença entre os R^2. O aumento da amostra fez com que houvesse maior poder explicativo do modelo econométrico. Também houve redução de todos os erros padrões. No caso de $hrsemp$, provavelmente na primeira regressão a estimativa do parâmetro não é estatisticamente significante, enquanto na segunda é. Houve redução nas magnitudes das estimativas dos parâmetros do intercepto e das vendas, mas houve aumento em $hrsemp$ e $employ$.

(ii)

Basta somar e subtrair $\beta_2 employ$ na equação:

$$log(scarp) = \beta_0 + \beta_1 hrsemp + \beta_2 log(sales) + \beta_3 log(employ) + \beta_2 employ - \beta_2 employ$$

$$log(scarp) = \beta_0 + \beta_1 hrsemp + \beta_2 log(sales/employ) + \theta_3 log(employ)$$

Sendo $\theta_3 = \beta_2 + \beta_3$. O teste de hipótese seria $H_0 : \theta_3 - 0 \Rightarrow \beta_2 = \beta_3$. Ou seja, a introdução de θ_3 permite transformar um teste de hipótese conjunto em um teste de hipótese para um estimado.

(iii)

Apenas olhando a magnitude de $\theta_3 = 0,041$ e seu erro padrão $ep(\theta_3)$ = 0,205, é possível concluir que a estimativa do parâmetro não é estatisticamente significante.

(iv)

$$H_0 : \beta_2 = 1$$
$$H_1 : \beta_2 \neq 1$$

$$T \sim t(42) : t_0 = \frac{0,951 - 1}{0,370} = -0,132$$

$$P[T > t_c] = 0,05 \Rightarrow t_c = 2,021$$

$$RC = [2,021, +\infty[$$

Logo, como $t_0 \notin RC$, não rejeitamos a hipótese nula. Sendo assim, tomamos a decisão de assumir que $\beta_2 = 1$.

Exercício 8

(i)

$$Var(\hat{\beta}_1 - 3\hat{\beta}_2) = Var(\hat{\beta}_1) + Var(3\hat{\beta}_2) - 2Cov(\hat{\beta}_1, 3\hat{\beta}_2)$$

$$Var(\hat{\beta}_1 - 3\hat{\beta}_2) = Var(\hat{\beta}_1) + 9Var(\hat{\beta}_2) - 6Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$$

$$ep(\hat{\beta}_1 - 3\hat{\beta}_2) = \sqrt{ep(\hat{\beta}_1)^2 + 9ep(\hat{\beta}_2)^2 - 2s_{12}}$$

(ii)

$$T : t_0 = \frac{\hat{\beta}_1 - 3\hat{\beta}_2 - 1}{ep(\hat{\beta}_1 - 3\hat{\beta}_2)}$$

(iii)

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$$

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + 3\beta_2 x_1 - 3\beta_2 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$$

$$y = \beta_0 + \theta_1 x_1 + \beta_2(3x_1 + x_2) + \beta_3 x_3 + u$$

Sendo $\theta_1 = \beta_1 + 3\beta_2$.

Exercício 10

(i)

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$
$$H_1 : \text{caso contrário}$$

$$F = \frac{\frac{(R^2_{ir} - R^2_r)}{q}}{\frac{1 - R^2_{ir}}{(n-k-1)}} = \frac{\frac{(0{,}0395 - 0)}{142 - 137}}{\frac{1 - 0{,}0330}{(137)}} = 1,129$$

Como F = 1,129 < 2,76, não podemos rejeitar a hipótese nula. Observando a magnitude de cada parâmetro e seu respectivo erro padrão apenas o intercepto é estatisticamente significante.

(ii)

$$F = \frac{\frac{(R^2_{ir} - R^2_r)}{q}}{\frac{1 - R^2_{ir}}{(n-k-1)}} = \frac{\frac{(0{,}033 - 0)}{142 - 137}}{\frac{1 - 0{,}0330}{(137)}} = 0,943$$

Não há mudança na decisão do item anterior.

(iii)

Não, pois a função logaritmo natural aceita apenas valores positivos.

(ii)

Baseado nas regressões acima a evidência é fraca, reforçando a hipótese de mercados eficientes.

Exercícios Práticos

```
require(wooldridge)
```

```
## Loading required package: wooldridge
```

```
require(tidyverse)
```

```
## Loading required package: tidyverse
```

```
## -- Attaching packages --------------------------------------- tidyverse 1.3.2 --
## v ggplot2 3.3.6      v purrr   0.3.5
## v tibble  3.1.8      v dplyr   1.0.10
## v tidyr   1.2.1      v stringr 1.4.1
## v readr   2.1.3      v forcats 0.5.2
## -- Conflicts ------------------------------------------ tidyverse_conflicts() --
## x dplyr::filter() masks stats::filter()
## x dplyr::lag()    masks stats::lag()
```

C1

(i)

O β_1 nesse caso significa o quanto variações percentuais nos gastos de campanha no candidato A impactam no voto do próprio candidato.

(ii)

$$H_0 : \beta_1 - \beta_2 = 0$$
$$H_1 : \beta_1 - \beta_2 \neq 0$$

(iii)

```
reg1 <- lm(voteA ~ log(expendA) + log(expendB) + prtystrA, data = vote1)

summary(reg1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = voteA ~ log(expendA) + log(expendB) + prtystrA,
##     data = vote1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -20.3968  -5.4174  -0.8679   4.9551  26.0660
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  45.07893    3.92631   11.48   <2e-16 ***
## log(expendA)  6.08332    0.38215   15.92   <2e-16 ***
```

```
## log(expendB) -6.61542    0.37882  -17.46   <2e-16 ***
## prtystrA      0.15196    0.06202    2.45   0.0153 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 7.712 on 169 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7926, Adjusted R-squared:  0.7889
## F-statistic: 215.2 on 3 and 169 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

(iv)

$voteA = \beta_0 + \beta_1 log(expendA) + \beta_2 log(expendB) + \beta_3 prtystrA + \beta_2 log(expendA) - \beta_2 log(expendA)\backslash$

$voteA = \beta_0 + (\beta_1 - \beta_2) log(expendA) + \beta_2 log(expendB * expendA) + \beta_3 prtystrA\backslash$

$$H_0 : \theta_1 = 0$$
$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

```
aminusb <- log(vote1$expendA / vote1$expendB)

ab <- log (vote1$expendB * vote1$expendA)

reg2 <- lm(voteA ~ aminusb + ab + prtystrA, data = vote1)

summary(reg2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = voteA ~ aminusb + ab + prtystrA, data = vote1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -20.3968  -5.4174  -0.8679   4.9551  26.0660
##
## Coefficients:
##             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 45.07893    3.92631  11.481   <2e-16 ***
## aminusb      6.34937    0.27153  23.384   <2e-16 ***
## ab          -0.26605    0.26654  -0.998   0.3196
## prtystrA     0.15196    0.06202   2.450   0.0153 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 7.712 on 169 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7926, Adjusted R-squared:  0.7889
## F-statistic: 215.2 on 3 and 169 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

C8

(i)

Os dados desse exercício possuem o nome de “k401ksubs”.\

```
table(k401ksubs$fsize) # IRÁ MOSTRAR QUANTAS RESIDÊNCIAS COM UMA PESSOA
```

```
##
```

```
##    1    2    3    4    5    6    7    8    9   10   11   12   13
## 2017 2199 1829 1990  816  268   95   38    7    7    3    4    2
```

```r
fsize1 <- filter(k401ksubs, fsize == 1)

View(fsize1)
```

(ii)

```r
reg3 <- lm(nettfa ~ inc + age, data = fsize1)

summary(reg3)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = nettfa ~ inc + age, data = fsize1)
##
## Residuals:
##     Min      1Q  Median      3Q     Max
## -179.95  -14.16   -3.42    6.03 1113.94
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -43.03981    4.08039 -10.548   <2e-16 ***
## inc           0.79932    0.05973  13.382   <2e-16 ***
## age           0.84266    0.09202   9.158   <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 44.68 on 2014 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1193, Adjusted R-squared:  0.1185
## F-statistic: 136.5 on 2 and 2014 DF,  p-value: < 2.2e-16
```