Modelos de Regressão e Previsão

Análise de Regressão Linear Multipla: Tópicos adicionais

Prof. Carlos Trucíos carlos.trucios@facc.ufrj.br ctruciosm.github.io

Faculdade de Administração e Ciências Contábeis Universidade Federal do Rio de Janeiro

Aula 8

Interpretação dos parâmetros Comparação de modelos Intervalos de Confiança / Previsão

Até agora, temos trabalhado com modelos da forma

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

Até agora, temos trabalhado com modelos da forma

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

E se nosso modelo tivesse alguma das seguintes formas?

•
$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_1^2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

Até agora, temos trabalhado com modelos da forma

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

E se nosso modelo tivesse alguma das seguintes formas?

•
$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_1^2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

Até agora, temos trabalhado com modelos da forma

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

E se nosso modelo tivesse alguma das seguintes formas?

•
$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_1^2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

Quando temos termos polinomiais, temos que ter muito cuidado na interpretação

Termo Quadrático

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2 \tag{1}$$

 Se estivermos unicamente interessados na mudança esperada em y dada uma mudança em x, podemos usar diretamente (1)

Termo Quadrático

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2 \tag{1}$$

- Se estivermos unicamente interessados na mudança esperada em y dada uma mudança em x, podemos usar diretamente (1)
- Se estivermos interessados em conhecer o efeito de *x* sobre *y* precisamos **interpretar** o modelo.

Termo Quadrático

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2 \tag{1}$$

- Se estivermos unicamente interessados na mudança esperada em y dada uma mudança em x, podemos usar diretamente (1)
- Se estivermos interessados em conhecer o efeito de *x* sobre *y* precisamos **interpretar** o modelo.

Termo Quadrático

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2 \tag{1}$$

- Se estivermos unicamente interessados na mudança esperada em y dada uma mudança em x, podemos usar diretamente (1)
- Se estivermos interessados em conhecer o efeito de *x* sobre *y* precisamos **interpretar** o modelo.

Derivando w.r.t
$$x$$
, temos que $\frac{dy}{dx} = (\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 x)$, então

$$\frac{\Delta y}{\Delta x} \approx (\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 x)$$

... (continuação) Termo Quadrático

• Se x=0, $\frac{\Delta y}{\Delta x}\approx\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_1$ pode ser interpretado como a inclinação aproximada na alteração de x=0 para x=1

- Se x=0, $\frac{\Delta y}{\Delta x}\approx\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_1$ pode ser interpretado como a inclinação aproximada na alteração de x=0 para x=1
- Para x > 0, $2\hat{\beta}_2 x$ deve ser considerado na interpretação

- Se x=0, $\frac{\Delta y}{\Delta x}\approx\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_1$ pode ser interpretado como a inclinação aproximada na alteração de x=0 para x=1
- Para x > 0, $2\hat{\beta}_2 x$ deve ser considerado na interpretação

... (continuação) Termo Quadrático

- Se x=0, $\frac{\Delta y}{\Delta x}\approx\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_1$ pode ser interpretado como a inclinação aproximada na alteração de x=0 para x=1
- Para x>0, $2\hat{\beta}_2x$ deve ser considerado na interpretação

Como varia wage em função de exper?

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x)\Delta x$$

... (continuação) Termo Quadrático

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x)\Delta x$$

• O primeiro ano a experiência vale 0.2981 USD por hora

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x) \Delta x$$

- O primeiro ano a experiência vale 0.2981 USD por hora
- Depois do primeiro ano, o efeito de experiência começa a cair:

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x) \Delta x$$

- O primeiro ano a experiência vale 0.2981 USD por hora
- Depois do primeiro ano, o efeito de experiência começa a cair:
 - Para o segundo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(1) = 0.2859$

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x) \Delta x$$

- O primeiro ano a experiência vale 0.2981 USD por hora
- Depois do primeiro ano, o efeito de experiência começa a cair:
 - Para o segundo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(1) = 0.2859$
 - Para o terceiro ano: $0.2981 2 \times 0.0061(2) = 0.2737$

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x) \Delta x$$

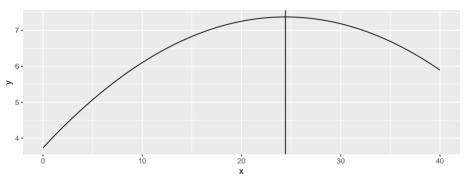
- O primeiro ano a experiência vale 0.2981 USD por hora
- Depois do primeiro ano, o efeito de experiência começa a cair:
 - Para o segundo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(1) = 0.2859$
 - Para o terceiro ano: $0.2981 2 \times 0.0061(2) = 0.2737$
 - Para o decimo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(9) = 0.1883$

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x) \Delta x$$

- O primeiro ano a experiência vale 0.2981 USD por hora
- Depois do primeiro ano, o efeito de experiência começa a cair:
 - Para o segundo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(1) = 0.2859$
 - Para o terceiro ano: $0.2981 2 \times 0.0061(2) = 0.2737$
 - Para o decimo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(9) = 0.1883$
- Note que o **ponto de infleção** é $x*=-\hat{\beta_1}/2\hat{\beta_2}$

$$\Delta y \approx (0.2981 - 2 \times 0.0061x)\Delta x$$

- O primeiro ano a experiência vale 0.2981 USD por hora
- Depois do primeiro ano, o efeito de experiência começa a cair:
 - Para o segundo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(1) = 0.2859$
 - Para o terceiro ano: $0.2981 2 \times 0.0061(2) = 0.2737$
 - Para o decimo ano: $0.2981 2 \times 0.0061(9) = 0.1883$
- Note que o **ponto de infleção** é $x*=-\hat{\beta}_1/2\hat{\beta}_2$
- No nosso caso: x* = 0.2981/(2*0.0061) = 24.43



- O que significa esse 24.43 anos?
 - Se na amostra, apenas uma pequena fração dos dados apresentam idade > 24.43, não devemos nos preocupar (mas...)

... (continuação) Termo Quadrático

O que significa esse 24.43 anos?

 Se na amostra, apenas uma pequena fração dos dados apresentam idade > 24.43, não devemos nos preocupar (mas...)

```
prop.table(table(WAGE1$exper>24.43))
##
## FALSE TRUE
## 0.7205323 0.2794677
```

... (continuação) Termo Quadrático

O que significa esse 24.43 anos?

 Se na amostra, apenas uma pequena fração dos dados apresentam idade > 24.43, não devemos nos preocupar (mas...)

```
prop.table(table(WAGE1$exper>24.43))
##
## FALSE TRUE
## 0.7205323 0.2794677
```

• É possivel que o retorno de *exper* sobre *wage* seja negativo a partir de algum ponto, mas **cuidado com as variáveis omitidas!** (levam a estimadores viesados)

```
log(price) =
\beta_0 + \beta_1 \log(nox) + \beta_2 \log(dist) + \beta_3 rooms + \beta_4 I(rooms^2) + \beta_5 stratio + u
##
                    Estimate Std. Error t value
                                                           Pr(>|t|)
                 13.38547708 0.56647307 23.629503 1.884304e-83
   (Intercept)
## log(nox)
                 -0.90168178 0.11468692 -7.862115 2.340671e-14
  log(dist)
                 -0.08678134 0.04328071 -2.005081 4.549288e-02
## rooms
                 -0.54511291 \ 0.16545413 \ -3.294647 \ 1.055357e-03
  T(rooms^2)
                  0.06226119 0.01280498 4.862265 1.556648e-06
                 -0.04759019 0.00585419 -8.129254 3.423303e-15
## stratio
```

• $\hat{\beta}_{log(nox)}$, $\hat{\beta}_{log(dist)}$ e $\hat{\beta}_{stratio}$ são interpretados como visto nas aulas anteriores.

$$\triangle log(\widehat{price}) \approx (-0.545 + 2 \times 0.062 rooms) \triangle rooms$$

- $\hat{\beta}_{log(nox)}$, $\hat{\beta}_{log(dist)}$ e $\hat{\beta}_{stratio}$ são interpretados como visto nas aulas anteriores.
- Como interpretamos rooms?

$$\Delta log(price) \approx (-0.545 + 2 \times 0.062 rooms) \Delta rooms$$

- $\hat{\beta}_{log(nox)}$, $\hat{\beta}_{log(dist)}$ e $\hat{\beta}_{stratio}$ são interpretados como visto nas aulas anteriores.
- Como interpretamos rooms?

$$\Delta log(price) \approx (-0.545 + 2 \times 0.062 rooms) \Delta rooms$$

- $\hat{\beta}_{log(nox)}$, $\hat{\beta}_{log(dist)}$ e $\hat{\beta}_{stratio}$ são interpretados como visto nas aulas anteriores.
- Como interpretamos rooms?

$$\triangle log(\widehat{price}) \approx (-0.545 + 2 \times 0.062 rooms) \triangle rooms$$

$$\%\Delta\widehat{price} \approx 100(-0.545 + 2 \times 0.062 rooms)\Delta rooms$$

- $\hat{\beta}_{log(nox)}$, $\hat{\beta}_{log(dist)}$ e $\hat{\beta}_{stratio}$ são interpretados como visto nas aulas anteriores.
- Como interpretamos rooms?

$$\triangle log(\widehat{price}) \approx (-0.545 + 2 \times 0.062 rooms) \triangle rooms$$

$$\%\Delta\widehat{price} \approx 100(-0.545 + 2 \times 0.062 rooms)\Delta rooms$$

$$\%\Delta\widehat{price} \approx (-54.5 + 12.4 rooms)\Delta rooms$$

$$\%\Delta\widehat{price} \approx (-54.5 + 12.4 rooms)\Delta rooms$$

$$\%\Delta\widehat{price} pprox (-54.5 + 12.4 rooms)\Delta rooms$$

• Um aumento em rooms de 5 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5+12.4\times5=7.5$

$$\%\Delta\widehat{price}pprox(-54.5+12.4rooms)\Delta rooms$$

- Um aumento em rooms de 5 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5+12.4\times5=7.5$
- Um aumento em rooms de 6 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5+12.4\times6=19.9$

$$\%\Delta\widehat{price} pprox (-54.5 + 12.4 rooms)\Delta rooms$$

- Um aumento em rooms de 5 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 5 = 7.5$
- Um aumento em rooms de 6 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5+12.4\times6=19.9$
- Um aumento em rooms de 4 para 5 diminui o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = -4.9$

$$\%\Delta\widehat{price}pprox(-54.5+12.4rooms)\Delta rooms$$

- Um aumento em rooms de 5 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 5 = 7.5$
- Um aumento em rooms de 6 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5+12.4\times6=19.9$
- Um aumento em rooms de 4 para 5 diminui o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = -4.9$
- Um aumento em rooms de 3 para 4 diminui o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = -17.3$

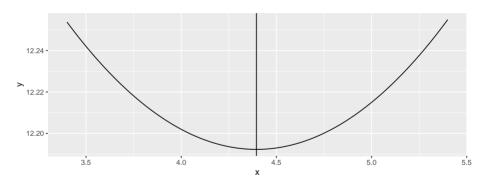
$$\%\Delta\widehat{price}pprox(-54.5+12.4rooms)\Delta rooms$$

- Um aumento em rooms de 5 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 5 = 7.5$
- Um aumento em rooms de 6 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5+12.4\times6=19.9$
- Um aumento em rooms de 4 para 5 diminui o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = -4.9$
- Um aumento em rooms de 3 para 4 diminui o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = -17.3$

$$\%\Delta\widehat{price} \approx (-54.5 + 12.4 rooms)\Delta rooms$$

- Um aumento em rooms de 5 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 5 = 7.5$
- Um aumento em rooms de 6 para 6 aumenta o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = 19.9$
- Um aumento em rooms de 4 para 5 diminui o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = -4.9$
- Um aumento em rooms de 3 para 4 diminui o preço em aprox $-54.5 + 12.4 \times 6 = -17.3$

Faz sentido que aumentar o número de quartos cause uma diminuição no preço?



[1] 4.395161

```
summary(hprice2$rooms)
##
      Min. 1st Qu.
                    Median
                              Mean 3rd Qu.
                                               Max.
##
     3.560
             5.883
                     6.210
                             6.284
                                      6.620
                                              8.780
prop.table(table(hprice2$rooms<4.4))*100</pre>
##
##
        FALSE
                    TRUE
## 99.0118577 0.9881423
```

Moral da historia

Faça uma boa EDA (exploratory data analysis), alguns resultados contraintuitivos podem desaparecer ao entendermos melhor os dados.

Interpretação dos parâmetros Comparação de modelos Intervalos de Confiança / Previsão

Comparação de modelos

• Vimos que o R^2 nunca diminui quando incluimos mais váriaveis independentes.

- Vimos que o R^2 nunca diminui quando incluimos mais váriaveis independentes.
- O R²-ajustado, penaliza o número de variáveis e fornece uma ferramenta para compararmos modelos.

- Vimos que o R^2 nunca diminui quando incluimos mais váriaveis independentes.
- O R²-ajustado, penaliza o número de variáveis e fornece uma ferramenta para compararmos modelos.

- Vimos que o \mathbb{R}^2 nunca diminui quando incluimos mais váriaveis independentes.
- O R²-ajustado, penaliza o número de variáveis e fornece uma ferramenta para compararmos modelos.

R^2 -ajustado

$$R_{Adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k-1}$$

- Vimos que o R^2 nunca diminui quando incluimos mais váriaveis independentes.
- O R²-ajustado, penaliza o número de variáveis e fornece uma ferramenta para compararmos modelos.

R^2 -ajustado

$$R_{Adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k-1}$$

• Nos permite comparar modelos não aninhados

- Vimos que o \mathbb{R}^2 nunca diminui quando incluimos mais váriaveis independentes.
- O R²-ajustado, penaliza o número de variáveis e fornece uma ferramenta para compararmos modelos.

R^2 -ajustado

$$R_{Adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k-1}$$

- Nos permite comparar modelos não aninhados
- Cuidado com comparar modelos com variavel dependente diferente

```
modelo1 = lm(salary~sales+roe, data = ceosal1)
modelo2 = lm(log(salary)~log(sales)+roe, data = ceosal1)
summary(modelo1)$adj.r.squared

## [1] 0.01974617
summary(modelo2)$adj.r.squared

## [1] 0.2750177
```

```
modelo1 = lm(salary~sales+roe, data = ceosal1)
modelo2 = lm(log(salary)~log(sales)+roe, data = ceosal1)
summary(modelo1)$adj.r.squared

## [1] 0.01974617
summary(modelo2)$adj.r.squared

## [1] 0.2750177
Cuidado com comparar modelos com variavel
```

dependente diferente

```
modelo1 = lm(salary~sales+roe, data = ceosal1)
modelo2 = lm(log(salary)~log(sales)+roe, data = ceosal1)
summary(modelo1)$adj.r.squared

## [1] 0.01974617
summary(modelo2)$adj.r.squared
```

[1] 0.2750177

Cuidado com comparar modelos com variavel dependente diferente

R²-ajustado não pode ser utilizado quando temos diferentes formas funcionais da variável dependente

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

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

•
$$\widehat{\log(y)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3$$

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

- $\widehat{\log(y)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3$
- Uma primeira ideia seria fazer $\hat{y} = \exp(\log(y))$ (mas subestima o valor esperado y)

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

- $\widehat{\log(y)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3$
- Uma primeira ideia seria fazer $\hat{y} = \exp(\log(y))$ (mas subestima o valor esperado y)
- Sabemos que $y = \underbrace{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u)}_{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3) \exp(u)}$

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

- $\widehat{\log(y)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3$
- Uma primeira ideia seria fazer $\hat{y} = \exp(\log(y))$ (mas subestima o valor esperado y)
- Sabemos que $y = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u)$ $\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3) \exp(u)$
- Aplicando $E(\cdot|x)$, $E(y|X) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3) E(\exp(u)|X)$

• Se
$$u \sim N(0, \sigma^2)$$
, $E(\exp(u)|X) = \exp(\sigma^2/2)$

$$\hat{y} = \exp(\hat{\sigma}^2/2) \exp(\underbrace{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3}_{\log(y)}) = \exp(\hat{\sigma}^2/2) \exp(\widehat{\log(y)})$$

• Se $u \sim N(0, \sigma^2)$, $E(\exp(u)|X) = \exp(\sigma^2/2)$

$$\hat{y} = \exp(\hat{\sigma}^2/2) \exp(\underbrace{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3}_{\mathsf{log}(y)}) = \exp(\hat{\sigma}^2/2) \exp(\widehat{\mathsf{log}(y)})$$

Se não tivermos Normalidade.

$$\hat{y} = \hat{\alpha_0} \exp(\widehat{\log(y)})$$

onde $\hat{\alpha_0}$ é uma estimativa de $\alpha_0 = E(\exp(u)|X)$

Como estimar α_0 ?

•
$$\hat{\alpha}_0 = n^{-1} \sum_{i=1}^n \exp(\hat{u}_i)$$
 (>1)

Comparar modelos

•
$$R^2 = [Cor(y, \hat{y})]^2$$

•
$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{\alpha}_0 \hat{m}_i)^2}{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2}$$

Como estimar α_0 ?

•
$$\hat{\alpha}_0 = n^{-1} \sum_{i=1}^n \exp(\hat{u}_i) \ (>1)$$

•
$$\hat{\alpha}_0 = \Big(\sum_{i=1}^n \hat{m}_i y_i\Big) / \Big(\sum_{i=1}^n \hat{m}_i^2\Big)$$
 onde $\hat{m}_i = \exp(\widehat{\log(y_i)})$

Comparar modelos

•
$$R^2 = [Cor(y, \hat{y})]^2$$

•
$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{\alpha}_0 \hat{m}_i)^2}{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2}$$

```
modelo1 = lm(salary~sales+roe, data = ceosal1)
modelo2 = lm(log(salary)~log(sales)+roe, data = ceosal1)
uhat = residuals(modelo2)
alpha0_1 = mean(exp(uhat))
m = exp(fitted(modelo2))
alpha0_2 = sum(ceosal1$salary*m)/sum(m^2)
y = ceosal1$salary
```

```
summary(modelo1)$r.squared
## [1] 0.02917169
yhat_1 = alpha0_1*m
yhat_2 = alpha0_2*m
c(cor(y, yhat_1)^2, cor(y, yhat_2)^2)
## [1] 0.04882569 0.04882569
1- sum((y-yhat 1)^2)/sum((y-mean(y))^2)
## [1] 0.04124148
1- sum((y-yhat 2)^2)/sum((y-mean(y))^2)
```

Interpretação dos parâmetros Comparação de modelos Intervalos de Confiança / Previsão

• Seja $x_0 = (x_{0,1}, x_{0,2}, \dots, x_{0,k})$ os valores observados de x

- Seja $x_0 = (x_{0,1}, x_{0,2}, \dots, x_{0,k})$ os valores observados de x
- ullet O previsão de y dados os valores x_0 , são obtidos como

$$\hat{y} = E(y|x_0) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{0,1} + \ldots + \hat{\beta}_k x_{0,k}$$

- Seja $x_0 = (x_{0,1}, x_{0,2}, \dots, x_{0,k})$ os valores observados de x
- ullet O previsão de y dados os valores x_0 , são obtidos como

$$\hat{y} = E(y|x_0) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{0,1} + \ldots + \hat{\beta}_k x_{0,k}$$

• E se quisermos medir a incerteza desse valor previsto?

- Seja $x_0 = (x_{0,1}, x_{0,2}, \dots, x_{0,k})$ os valores observados de x
- O previsão de y dados os valores x_0 , são obtidos como

$$\hat{y} = E(y|x_0) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{0,1} + \ldots + \hat{\beta}_k x_{0,k}$$

- E se quisermos medir a incerteza desse valor previsto?
- Vamos construir intervalos de confiança

- Seja $x_0 = (x_{0,1}, x_{0,2}, \dots, x_{0,k})$ os valores observados de x
- O previsão de y dados os valores x_0 , são obtidos como

$$\hat{y} = E(y|x_0) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{0,1} + \ldots + \hat{\beta}_k x_{0,k}$$

- E se quisermos medir a incerteza desse valor previsto?
- Vamos construir intervalos de confiança

- Seja $x_0 = (x_{0,1}, x_{0,2}, \dots, x_{0,k})$ os valores observados de x
- O previsão de y dados os valores x_0 , são obtidos como

$$\hat{y} = E(y|x_0) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{0,1} + \ldots + \hat{\beta}_k x_{0,k}$$

- E se quisermos medir a incerteza desse valor previsto?
- Vamos construir intervalos de confiança

IC.

Um IC assintótico 95% para $E(y|x_0)$

$$\left(x_0\hat{eta}-1.96\sqrt{x_0\widehat{V}_{\hat{eta}}x_0'} \quad ; \quad x_0\hat{eta}+1.96\sqrt{x_0\widehat{V}_{\hat{eta}}x_0'}
ight)$$

onde $\widehat{V}_{\hat{eta}}$ é a matriz de variância-covariância de \hat{eta}

```
x= matrix(c(1,1200,30,5,25),ncol=5)
x

## [,1] [,2] [,3] [,4] [,5]
## [1,] 1 1200 30 5 25

c(yhat - 1.96*sqrt(x%*%V_beta%*%t(x)),
    yhat + 1.96*sqrt(x%*%V_beta%*%t(x)))

## [1] 2.661115 2.739036
```

```
x = matrix(c(1,1200,30,5,25),ncol=5)
x
        [,1] [,2] [,3] [,4] [,5]
##
## [1.] 1 1200 30 5 25
c(\text{yhat} - 1.96*\text{sqrt}(x\%*\%V_\text{beta}\%*\%t(x)),
  vhat + 1.96*sqrt(x%*%V beta%*%t(x)))
## [1] 2.661115 2.739036
predict(modelo,newdata = x0, interval = "confidence")
##
          fit lwr
                            upr
## 1 2.700075 2.661104 2.739047
```

 Um IC da média não é a mesma coisa que um IC de uma unidade em particular

- Um IC da média não é a mesma coisa que um IC de uma unidade em particular
- IC para uma unidade em particular são conhecidos como intervalos de previsão e precisam incluir uma outra fonte de variação, a variância do erro não observado.

- Um IC da média não é a mesma coisa que um IC de uma unidade em particular
- IC para uma unidade em particular são conhecidos como intervalos de previsão e precisam incluir uma outra fonte de variação, a variância do erro não observado.

- Um IC da média não é a mesma coisa que um IC de uma unidade em particular
- IC para uma unidade em particular são conhecidos como intervalos de previsão e precisam incluir uma outra fonte de variação, a variância do erro não observado.

Sabemos que

$$y_{n+1} = \beta_0 + \beta_1 x_{n+1,1} + \cdots + \beta_k x_{n+1,k} + u_{n+1}$$

Então o erro de previsão é dado por,

$$\hat{u}_{n+1} = y_{n+1} - \hat{y}_{n+1} = x_{n+1}\beta + u_{n+1} - x_{n+1}\hat{\beta} = x_{n+1}(\beta - \hat{\beta}) + u_{n+1}$$

$$V(\hat{u}_{n+1}|x_{n+1}) = E(\hat{u}_{n+1}^{2}|x_{n+1})$$

$$= E[(x_{n+1}(\beta - \hat{\beta}) + u_{n+1})^{2}|x_{n+1}]$$

$$= E[x_{n+1}(\beta - \hat{\beta})(\beta - \hat{\beta})'x'_{n+1} + u_{n+1}^{2} + 2x_{n+1}(\beta - \hat{\beta})\hat{u}_{n+1}|x_{n+1}]$$

$$= x_{n+1}V(\hat{\beta}|x_{n+1})x'_{n+1} + \underbrace{E(u_{n+1}^{2}|x_{n+1})}_{\sigma^{2}}$$
(2)

IΡ

Um IP 95% (assumindo Normalidade) é dado por

$$\left(x_0\hat{\beta}-1.96\sqrt{x_0\widehat{V}_{\hat{\beta}}x_0'+\hat{\sigma}^2}\right.\;;\;\;x_0\hat{\beta}+1.96\sqrt{x_0\widehat{V}_{\hat{\beta}}x_0'+\hat{\sigma}^2}\right)$$

```
sigma2 = summary(modelo)$sigma^2
x= matrix(c(1,1200,30,5,25),ncol=5)
c(yhat - 1.96*sqrt(x%*%V_beta%*%t(x) + sigma2),
    yhat + 1.96*sqrt(x%*%V_beta%*%t(x) + sigma2))
## [1] 1.602051 3.798100
```

```
sigma2 = summary(modelo)$sigma^2
x = matrix(c(1.1200.30.5.25), ncol=5)
c(\text{yhat} - 1.96*\text{sqrt}(x\%*\%V_\text{beta}\%*\%t(x) + \text{sigma2}),
  vhat + 1.96*sqrt(x%*%V beta%*%t(x) + sigma2))
## [1] 1.602051 3.798100
predict(modelo,newdata = x0, interval = "prediction")
##
          fit lwr
                              upr
## 1 2.700075 1.601749 3.798402
```

Leituras recomendadas

Leituras recomendadas

- Wooldridge, Jeffrey M. Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna. (2016). Cengage Learning. – Cap 6
- Hansen, Bruce. Econometrics. (2020). Sec 7.14 e Sec 7.15