Modelos de Regressão e Previsão

MRLM: verificando as hipóteses II

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

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

Aula 11

Suponha que o modelo populacional é da forma

$$\log(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + \beta_3 exper^2 + u$$

Mas na modelagem utilizamos

$$\log(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + u$$

Ou seja, omitimos exper²

Suponha que o modelo populacional é da forma

$$\log(\textit{wage}) = \beta_0 + \beta_1 \textit{educ} + \beta_2 \textit{exper} + \beta_3 \textit{exper}^2 + \beta_4 \textit{female} + \beta_5 \textit{female} * \textit{educ} + u$$

Mas na modelagem utilizamos

$$\log(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + \beta_3 exper^2 + \beta_4 female + u$$

Ou seja, omitimos female * educ

Suponha que o modelo populacional é da forma

$$\log(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + \beta_3 exper^2 + \beta_4 female + \beta_5 female * educ + u$$

Mas na modelagem utilizarmos

$$wage = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + \beta_3 exper^2 + \beta_4 female + \beta_5 female * educ + u$$

Ou seja, modelamos wage no lugar de log(wage)

• Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificando a forma funcional

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificando a forma funcional
- Os $\hat{\beta}'s$ tendem a ser viesados

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificando a forma funcional
- Os $\hat{\beta}'s$ tendem a ser viesados
- Estudaremos algumas formas de detectar e corrigir este problema

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificando a forma funcional
- Os $\hat{\beta}'s$ tendem a ser viesados
- Estudaremos algumas formas de detectar e corrigir este problema

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificando a forma funcional
- Os $\hat{\beta}'s$ tendem a ser viesados
- Estudaremos algumas formas de detectar e corrigir este problema

Com detectar?

- Incluir termos quadráticos (das variáveis que foram encontradas como estatísticamente significativas) na modelagem
- ② Fazer um teste F onde $H_0: \beta_{x_1^2} = 0, \dots, \beta_{x_p^2} = 0$
- \odot Se rejeitarmos H_0 concluimos que pelo menos uma relação quadrática existe

library(wooldridge)

```
+ inc86 + black + hispan, data = crime1)
round(summary(modelo)$coef,5)
##
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)
               0.56927
                          0.03605 15.79226
                                            0.00000
## pcnv
              -0.13283
                          0.04035 - 3.29176
                                            0.00101
               0.00309
                          0.00469 0.65835
                                            0.51037
## avgsen
## ptime86 -0.03901
                          0.00869 - 4.48626
                                            0.00001
              -0.05097
                          0.01444 - 3.53065
                                            0.00042
## gemp86
## inc86
              -0.00148
                          0.00034 - 4.35252
                                            0.00001
## black
               0.32663
                          0.04542 7.19121
                                            0.00000
                          0.03971 4.90512
                                            0.00000
## hispan
               0.19478
```

modelo = lm(narr86~pcnv + avgsen + ptime86 + qemp86

Variaveis estatísticamente significativas:

- pcnv
- ptime86
- qmp86 (qualitativa)
- inc86
- black (qualitativa)
- hispan (qualitativa)

Então vamos incluir no modelo:

- pcnv²
- ptime86²
- inc86²

Por quê não incluimos as outras variaveis significativas?

```
##
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
  (Intercept)
                 0.50499
                            0.03684 13.70820
                                               0.00000
## pcnv
                 0.55632
                            0.15423
                                     3.60716
                                               0.00032
                -0.00270
                            0.00466 - 0.58053
                                               0.56160
  avgsen
## ptime86
                 0.28874
                            0.04425
                                     6.52492
                                               0.00000
## qemp86
                -0.01457
                            0.01736 - 0.83935
                                               0.40135
## inc86
                -0.00340
                            0.00080 - 4.23553
                                               0.00002
                 0.29239
                            0.04484
                                     6.52149
                                               0.00000
## black
## hispan
                 0.16436
                            0.03945 4.16628
                                               0.00003
## I(pcnv^2)
                -0.73376
                            0.15611 - 4.70020
                                               0.00000
## I(ptime86^2)
                -0.02956
                            0.00386 - 7.65156
                                               0.00000
## I(inc86^2)
                 0.00001
                            0.00000
                                     2.80504
                                               0.00507
```

```
H_0: \beta_{pcnv^2} = 0, \beta_{ptime86^2} = 0, \beta_{inc86^2} = 0 vs H_1: H_0 não é verdade
modeloi = lm(narr86~pcnv + avgsen + ptime86 + qemp86
+ inc86 + black + hispan + I(pcnv^2) + I(ptime86^2) + I(inc86^2
modelor = lm(narr86~pcnv + avgsen + ptime86 + gemp86
            + inc86 + black + hispan, data = crime1)
anova(modelor.modeloi)
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: narr86 ~ pcnv + avgsen + ptime86 + qemp86 + inc86 + 1
## Model 2: narr86 ~ pcnv + avgsen + ptime86 + qemp86 + inc86 + 1
       I(pcnv^2) + I(ptime86^2) + I(inc86^2)
##
    Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
##
## 1 2717 1866.1
## 2 2714 1803.5 3 62.602 31.403 < 2.2e-16 ***
```

- Os termos quadráticos são (individualmente e em conjunto) estatísticamente significativos
- Parece que o modelo inicial deixou de fora algumas n\u00e3o linearidades no modelo, que foram capturadas quando incluimos os quadrados
- Incluimos apenas quadrados das variáveis mas outros tipos de não linearidades não foram considerados
- Existem testes que nos ajudam nesse sentido

Se o modelo

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k + u$$

satisfazer HRML4 (E(u|X) = 0) nenhuma função linear de das x's deve ser significante quando incluidas na regressão.

Se o modelo

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k + u$$

satisfazer HRML4 (E(u|X) = 0) nenhuma função linear de das x's deve ser significante quando incluidas na regressão.

Então se ajustarmos o modelo (note que $\hat{y} = X'\hat{\beta}$)

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k + \delta_1 \hat{y}^2 + \delta_2 \hat{y}^3 + u$$
 (1)

 δ_1 e δ_2 deveriam ser 0

Se o modelo

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k + u$$

satisfazer HRML4 (E(u|X) = 0) nenhuma função linear de das x's deve ser significante quando incluidas na regressão.

Então se ajustarmos o modelo (note que $\hat{y} = X'\hat{\beta}$)

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k + \delta_1 \hat{y}^2 + \delta_2 \hat{y}^3 + u$$
 (1)

 δ_1 e δ_2 deveriam ser 0

O Teste RESET, utiliza a estatística F para testar

$$H_0: \delta_1 = 0, \delta_2 = 0$$
 vs $H_1: H_0$ não é verdade

```
modelo = lm(price~lotsize+sqrft+bdrms, data = hprice1)
vhat = fitted(modelo)
modelofull = lm(price~lotsize+sqrft+bdrms +
                 I(vhat^2)+I(vhat^3), data = hprice1)
anova(modelo, modelofull)
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: price ~ lotsize + sqrft + bdrms
## Model 2: price ~ lotsize + sqrft + bdrms + I(yhat^2) + I(yhat
## Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
## 1 84 300724
## 2 82 269984 2 30740 4.6682 0.01202 *
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' '
```

- No slide anterior rejeitamos H_0 com um nível de significância de 0.05
- Precisamos testar outras formas funcionais
- Na prática é dificil descobrir a forma funcional exata
- ullet Uma das primeiras coisas que devemos fazer é testar o $\log(\cdot)$
- log(·) e funções quadráticas costumam resolver o problema

```
modelo = lm(log(price)~log(lotsize)+log(sqrft)+bdrms, data = hpri
vhat = fitted(modelo)
modelofull = lm(log(price)~log(lotsize)+log(sqrft)+bdrms +
                 I(yhat^2)+I(yhat^3), data = hprice1)
anova (modelo, modelofull)
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: log(price) ~ log(lotsize) + log(sqrft) + bdrms
## Model 2: log(price) ~ log(lotsize) + log(sqrft) + bdrms + I(y)
##
      I(vhat^3)
## Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)
## 1 84 2.8626
## 2 82 2.6940 2 0.16854 2.565 0.08308 .
## ---
                                          141 0 05 1 1 0 1 1 1
```

 Λ $\Lambda\Lambda$ 1

 O que acontece se identificarmos problemas de má-espeficicação e log(·) não resolve?

- O que acontece se identificarmos problemas de má-espeficicação e log(·) não resolve?
- Análise de resíduos podem nos auxiliar nesta tarefa

- O que acontece se identificarmos problemas de má-espeficicação e log(·) não resolve?
- Análise de resíduos podem nos auxiliar nesta tarefa
- Quando temos poucas variáveis independêntes é super útil

- O que acontece se identificarmos problemas de má-espeficicação e log(·) não resolve?
- Análise de resíduos podem nos auxiliar nesta tarefa
- Quando temos poucas variáveis independêntes é super útil
- Quando temos muitas variávais independêntes essa tarefa pode ser bastante cansativa

modelo = lm(y~x, data = dadossim)

dadossim corresponde a um conjunto de dados simulados da forma

$$y = 0.8 + 0.7x - 0.3x^2 + u$$

```
round(summary(modelo)$coef,6)

## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 7.215925 0.159605 45.21118 0

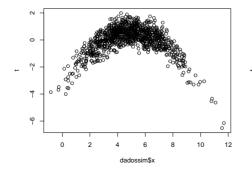
## x -2.309229 0.030315 -76.17366 0

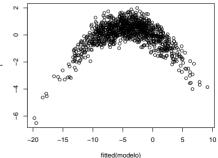
summary(modelo)$r.squared
```

[1] 0.8532445

```
library(ggplot2)
ggplot(dadossim, aes(x,y)) + geom_point() +
  geom smooth(method = "lm")
> -10
 -20 -
 -30 -
```

```
t = rstudent(modelo) # studentized deleted residuals
par(mfrow=c(1,2))
plot(dadossim$x,t)
plot(fitted(modelo),t)
```





```
modelo2 = lm(y~x+I(x^2), data = dadossim)
round(summary(modelo2)$coef.6)
```

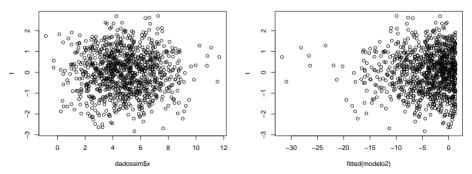
 $v = 0.8 + 0.7x - 0.3x^2 + \mu$

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.958074 0.155662 6.154842 0
## x 0.643813 0.063085 10.205523 0
## I(x^2) -0.294863 0.006079 -48.508986 0
```

summary(modelo2)\$r.squared

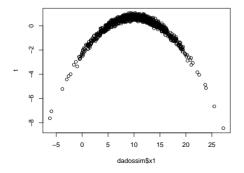
```
## [1] 0.9563254
```

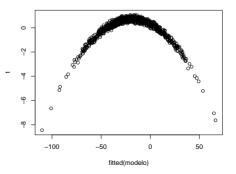
```
t = rstudent(modelo2) # studentized deleted residuals
par(mfrow=c(1,2))
plot(dadossim$x,t)
plot(fitted(modelo2),t)
```



```
y = 0.8 + 0.7x_1 - 0.3x_2^2 + 0.8x_2 + u
```

```
t = rstudent(modelo) # studentized residuals
par(mfrow = c(1,2))
plot(dadossim$x1,t)
plot(fitted(modelo),t)
```





```
modelo2 = lm(y~x1+I(x1^2), data = dadossim)
round(summary(modelo2)$coef.6)
```

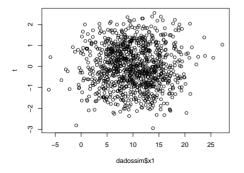
 $v = 0.8 + 0.7x_1 - 0.3x_2^2 + 0.8x_2 + u$

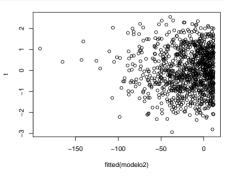
```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 11.034053 0.161396 68.36632 0
## x1 0.644992 0.031835 20.26019 0
## I(x1^2) -0.297266 0.001512 -196.60966 0

summary(modelo2)$r.squared
```

[1] 0.9967556

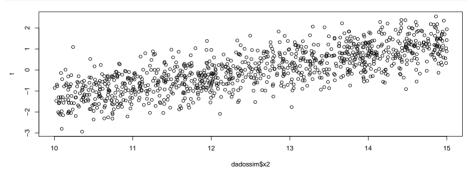
```
t = rstudent(modelo2) # studentized residuals
par(mfrow = c(1,2))
plot(dadossim$x1,t)
plot(fitted(modelo2),t)
```





Má-especificação funcional: Gráficos para variaveis omitidas

```
t = rstudent(modelo2) # studentized residuals
plot(dadossim$x2,t)
```



$$y = 0.8 + 0.7x_1 - 0.3x_2^2 + 0.8x_2 + u$$

```
modelo3 = lm(y~x1+I(x1^2) + x2, data = dadossim)
round(summary(modelo3)$coef,6)
```

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.558583 0.300643 1.857963 0.063469
## x1 0.685246 0.020646 33.189824 0.000000
## I(x1^2) -0.299214 0.000981 -305.132366 0.000000
## x2 0.821181 0.022097 37.161954 0.000000
```

summary(modelo3)\$r.squared

```
## [1] 0.9986406
```

```
t = rstudent(modelo3)
par(mfrow = c(1,3))
plot(dadossim$x1,t)
plot(dadossim$x2,t)
plot(fitted(modelo3),t)
```

round(summary(modelo)\$coef.6)

```
modelo = lm(y~x1+I(x1^2), data = dadossim)
```

 $v = 0.8 + 0.7x_1 - 0.3x_1^2 + u$

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

## (Intercept) 0.816155 0.107111 7.619719 0

## x1 0.693088 0.020749 33.403680 0

## I(x1^2) -0.299711 0.000962 -311.567815 0

summary(modelo)$r.squared
```

[1] 0.998733

```
t = rstudent(modelo)
par(mfrow = c(1,3))
plot(dadossim$x1,t)
plot(dadossim$x2,t)
plot(fitted(modelo),t)
```

Resumo do processo de modelagem

- EDA: Detectar outliers, definir formas funcionais, uma primeira olhada aos dados
- Ajustar o modelo de regressão
- ② Verificar outliers e forma funcional (\hat{y} vs residuos | X_i vs residuos)
- Verificar variáveis omitidas (variaveis ominita vs residuos)
- Verificar homocedasticidade: se tivermos evidencia de heterocedasticidade, calcular a variância dos β 's de forma robusta
- Verificar não correlação dos erros (gráfico de sequência e ACF)
- Verificar Normalidad* (grafico de probabilidade normal)
- Interpretar os parametros e fazer inferência estatística (Usar as versões robustas dos testes t e F)

Leituras recomendadas

Leituras recomendadas

 Wooldridge, Jeffrey M. Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna. (2016). Cengage Learning. – Cap 9