#### ACA228 - Modelos de Regressão e Previsão

Regressão Linear Multipla: 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 14

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 exper<sup>2</sup>

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 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

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

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-especificação da forma funcional

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificação da forma funcional
- Os  $\hat{\beta}'s$  tendem a ser viesados, ou seja  $\mathbb{E}(\hat{\beta}) \neq \beta$

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificação da forma funcional
- Os  $\hat{\beta}'s$  tendem a ser viesados, ou seja  $\mathbb{E}(\hat{\beta}) \neq \beta$
- ▶ Estudaremos algumas formas de detectar e corrigir este problema

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificação da forma funcional
- Os  $\hat{\beta}'s$  tendem a ser viesados, ou seja  $\mathbb{E}(\hat{\beta}) \neq \beta$
- ▶ Estudaremos algumas formas de detectar e corrigir este problema

- Em todos os casos estamos enfrentendo um problema de má-especificação da forma funcional
- Os  $\hat{\beta}'s$  tendem a ser viesados, ou seja  $\mathbb{E}(\hat{\beta}) \neq \beta$
- ► Estudaremos algumas formas de detectar e corrigir este problema

#### Com detectar?

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

```
##
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)
               0.56927
                          0.03605 15.79226
                                           0.00000
              -0.13283
                          0.04035 - 3.29176
                                           0.00101
## pcnv
               0.00309
                          0.00469 0.65835
                                           0.51037
## avgsen
## ptime86
             -0.03901
                          0.00869 - 4.48626
                                           0.00001
## qemp86
              -0.05097
                          0.01444 - 3.53065
                                           0.00042
## inc86
              -0.00148
                          0.00034 - 4.35252
                                           0.00001
## black
               0.32663
                          0.04542 7.19121
                                           0.00000
## hispan
               0.19478
                          0.03971 4.90512
                                           0.00000
```

#### Variaveis estatísticamente significativas:

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

#### Então vamos incluir no modelo:

- $\triangleright$  pcnv<sup>2</sup>
- ▶ ptime86<sup>2</sup>
- ► inc86<sup>2</sup>

Por quê não incluimos as outras variaveis significativas?

##		${\tt Estimate}$	Std. Error	t value	Pr(> t )
##	(Intercept)	0.50499	0.03684	13.70820	0.00000
##	pcnv	0.55632	0.15423	3.60716	0.00032
##	avgsen	-0.00270	0.00466	-0.58053	0.56160
##	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
##	black	0.29239	0.04484	6.52149	0.00000
##	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

```
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), data = crime1)
```

```
\begin{split} H_0: \beta_{pcnv^2} = 0, \beta_{ptime86^2} = 0, \beta_{inc86^2} = 0 \quad \text{vs} \quad H_1: H_0 \text{ n\~ao\'e verdade} \\ \text{modeloi} &= \text{lm(narr86~pcnv} + \text{avgsen} + \text{ptime86} + \text{qemp86} + \\ &\quad \text{inc86} + \text{black} + \text{hispan} + \text{I(pcnv$^2$)} + \\ &\quad \text{I(ptime86$^2$)} + \text{I(inc86$^2$), data} = \text{crime1}) \end{split}
```

```
H_0: \beta_{ncnv^2} = 0, \beta_{ntime86^2} = 0, \beta_{inc86^2} = 0 vs H_1: H_0 não é verdade
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 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' '
```

- Os termos quadráticos são (individualmente e em conjunto) estatísticamente significativos
- Parece que o modelo inicial deixou de fora algumas não 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 não linear das x's deve ser significativa 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 não linear das x's deve ser significativa 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)

 $\delta_1$  e  $\delta_2$  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 não linear das x's deve ser significativa 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)

 $\delta_1$  e  $\delta_2$  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+sgrft+bdrms, data = hprice1)
yhat = fitted(modelo)
modelofull = lm(price~lotsize+sqrft+bdrms +
                 I(yhat^2)+I(yhat^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 ' '
```

- $\triangleright$  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
- ▶ Uma das primeiras coisas que devemos fazer é testar o log(·)
- ▶ log(·) e funções quadráticas costumam resolver o problema

```
modelo = lm(log(price)~log(lotsize)+log(sqrft)+bdrms, data = hpr
yhat = fitted(modelo)
modelofull = lm(log(price)~log(lotsize)+log(sqrft)+bdrms +
                 I(vhat^2)+I(vhat^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(v)
      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 .
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' '
```

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

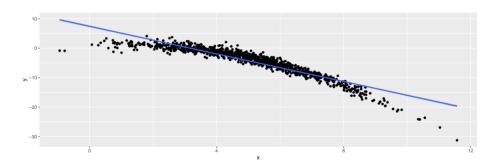
- ▶ O que acontece se identificarmos problemas de má-espeficicação e log(·) não resolve?
- ► Análise de resíduos podem nos auxiliar nesta tarefa

- ▶ 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

dadossim corresponde a um conjunto de dados simulados da forma

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



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

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

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

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.785679 0.165259 4.754231 2e-06
## x 0.699301 0.065885 10.613913 0e+00
## I(x^2) -0.298790 0.006263 -47.708462 0e+00
summary(modelo2)$r.squared
```

## [1] 0.9574403

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

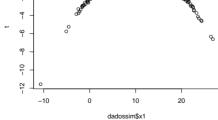
$$y = 0.8 + 0.7x_1 - 0.3x_1^2 + 0.8x_2 + u$$

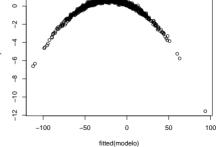
```
modelo = lm(y~x1, data = dadossim)
round(summary(modelo)$coef,6)
```

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 35.030281 0.810521 43.21944 0
## x1 -5.479414 0.071735 -76.38423 0
summary(modelo)$r.squared
```

## [1] 0.8539345

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





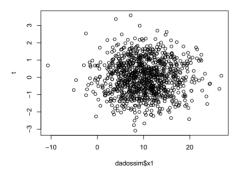
$$y = 0.8 + 0.7x_1 - 0.3x_1^2 + 0.8x_2 + u$$

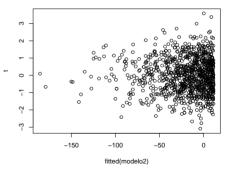
```
modelo2 = lm(y~x1+I(x1^2), data = dadossim)
round(summary(modelo2)$coef,6)
```

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 10.864774 0.151390 71.76698 0
## x1 0.671619 0.028293 23.73818 0
## I(x1^2) -0.298055 0.001288 -231.43891 0
summary(modelo2)$r.squared
```

## [1] 0.9973309

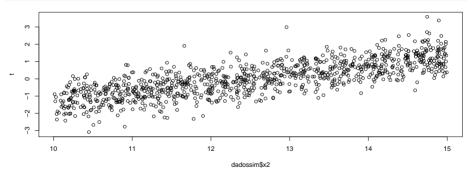
```
t = rstudent(modelo2) # studentized residuals
par(mfrow = c(1,2))
plot(dadossim$x1,t)
plot(fitted(modelo2),t)
```





## Má-especificação funcional: Gráficos para variaveis omitidas

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



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

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

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.547949 0.286622 1.911749 0.056195
## x1 0.703522 0.018042 38.993452 0.000000
## I(x1^2) -0.300041 0.000822 -365.011250 0.000000
## x2 0.818317 0.021409 38.223042 0.000000
```

summary(modelo3)\$r.squared

## [1] 0.998918

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

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

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

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.694330 0.101670 6.829233 0
## x1 0.711458 0.019888 35.772982 0
## I(x1^2) -0.300197 0.000942 -318.597297 0
summary(modelo)$r.squared
```

## [1] 0.9986463

```
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

- 0. EDA: Detectar outliers, definir formas funcionais, uma primeira olhada aos dados.
- 1. Ajustar o modelo de regressão.
- 2. Verificar outliers e forma funcional ( $\hat{y}$  vs residuos ou  $X_i$  vs residuos).
- 3. Verificar variáveis omitidas (variaveis ominita vs residuos).
- 4. Verificar homocedasticidade: se tivermos evidencia de heterocedasticidade, calcular a variância dos  $\beta$ 's de forma robusta (estimador de White).
- 5. Verificar não correlação dos erros (gráfico ACF)
- 6. Verificar Normalidade\* (grafico de probabilidade normal)
- 7. Interpretar os parametros e fazer inferência estatística (Usar as versões robustas dos testes t e F se necessário)

#### Leituras recomendadas

#### Leituras recomendadas

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