

Testes Complementares na Análise de Resíduos

Prof Silvia Nagib Eliañ
Sala 215 - Bloco A

Instituto de Matemática e Estatística
Universidade de São Paulo

Agenda

1. Teste do Sinal
2. Teste da Aleatoriedade
3. Teste de Durbin-Watson
4. Teste de homocedasticidade de Goldfeld e Quandt
5. Referências adicionais

Teste do Sinal

$$\begin{array}{ll} H_0: P(+) = P(-) = 1/2 & +: \text{resíduo positivo} \\ H_a: P(+) \neq P(-) & -: \text{resíduo negativo} \end{array}$$

T = número de resíduos positivos

n' = n - número de resíduos nulos

$$RC = \{0, 1, \dots, t, n'-t, \dots, n'\}$$

$$P(W \leq t) \leq \frac{\alpha}{2} \quad W \sim \text{Binomial}(n', 1/2)$$

Para $n > 30$, usar a aproximação da Binomial pela normal.

Teste da Aleatoriedade

H_0 : Há aleatoriedade

n_1 = número de resíduos positivos

n_2 = número de resíduos negativos

u = número de sequências de resíduos de mesmo sinal

$$n_1 = 2 \quad n_2 = 4 \quad u = 2 \quad + + - - - -$$

$$n_1 = 2 \quad n_2 = 4 \quad u = 4 \quad + - + - - -$$

i) Se $n_1 \leq 10$ e $n_2 \leq 10$, usar o teste exato

x	3	4
5	2 1 1 7	
6		

$$2 \leq u \leq 7 \text{ aceita-se } H_0$$

Tabela: Bussab e Severo, página 12.

ii) Caso contrário, usar a aproximação normal

$$\mu = \frac{2n_1 n_2}{n_1 + n_2} + 1 \quad \sigma^2 = \frac{2n_1 n_2 (2n_1 n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2 (n_1 + n_2 - 1)}$$

$$\text{Sob } H_0, Z = \frac{u - \mu + 1/2}{\sigma} \approx N(0, 1)$$

Teste de Durbin-Watson para detectar auto-correlação entre resíduos

A principal fonte de auto-correlação é tomar observações sequencialmente no tempo.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \cdots + \beta_k x_{kt} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, n.$$

$E(\epsilon_t \epsilon_{t+s}) \neq 0$ para $s > 0 \Rightarrow \epsilon_t$ e ϵ_{t+s} são v.a. correlacionadas.

$\text{Var}(\epsilon) = \sigma^2 V$, V não diagonal.

Gráfico de resíduos (na ordem do tempo) são úteis para detectar autocorrelação.

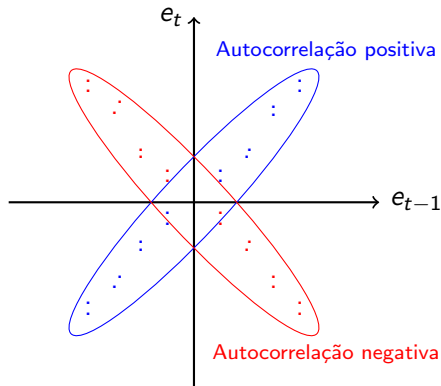
Autocorrelação positiva: resíduos de sinais idênticos ocorrem em “clusters”.

+ + + + - - - - + + + + - - - -

Autocorrelação negativa: resíduos alternam sinais rapidamente.

+ - + - + - + - + - + - + -

Para verificar existência de autocorrelação serial de 1ª ordem ($s=1$)



(e_1, e_2)
 (e_2, e_3)
 $\vdots$
 (e_{n-1}, e_n)

$\downarrow$
 r

$$r = \hat{\rho}(e_{t-1}, e_t) = \frac{\sum_{t=2}^n e_{t-1} e_t}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n-1} e_t^2 \sum_{t=2}^n e_t^2}}$$

Frequentemente, supõe-se que:

- $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + v_t$
- $E(v_t) = 0$
- $\text{Var}(v_t) = \sigma^2$
- $E(v_t v_s) = 0, \quad t \neq s$



Modelo auto Regressivo de Ordem 1, AR(1)

Verifica-se que $\rho(\epsilon_{t-1}, \epsilon_t) = \rho$.

O teste de Durbin-Watson é apropriado para detectar auto correlação neste caso.

Teste de Durbin-Watson

$$\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + v_t$$

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_a : \rho \neq 0.$$

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

Tabelas 3.2, 3.3 e 3.4 Draper e Smith 2ª ed, $\alpha = 0,05$, $\alpha = 0,025$, $\alpha = 0,01$ pág 164, 165, 166.

Teste de Durbin-Watson

1 $H_a : \rho > 0$

$d < d_L \Rightarrow$ Rejeitar H_0

$d > d_U \Rightarrow$ Não rejeitar H_0

$d_L \leq d \leq d_U \Rightarrow$ Teste é inconclusivo

2 $H_a : \rho < 0$

$4 - d < d_L \Rightarrow$ Rejeitar H_0

$4 - d > d_U \Rightarrow$ Não rejeitar H_0

$d_L \leq 4 - d \leq d_U \Rightarrow$ Teste é inconclusivo

- A validade do teste depende da validade da condição $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2), \forall i$
- Existe um teste modificado para o caso em que o resultado é inconclusivo. (Draper e Smith, pág. 167)

Teste de homocedasticidade de Goldfeld e Quandt

- 1 Ordenamos as observações de acordo com a magnitude de X_j (com a qual supomos que σ^2 está associado).
- 2 Seleccionamos um número arbitrário c de observações centrais que omitimos da análise.
- 3 Ajustamos retas de regressão a cada um dos grupos de $\frac{n-c}{2}$ observações. Sejam

S_1 - SSE do grupo com menores valores de X_j

S_2 - SSE do grupo com maiores valores de X_j

$$F^* = \frac{S_2 / (\frac{n-c}{2} - 2)}{S_1 / (\frac{n-c}{2} - 2)} = \frac{S_2}{S_1}$$

Rejeita-se a hipótese de homocedasticidade para

$$F^* \geq F_c \left(\frac{n-c}{2} - 2, \frac{n-c}{2} - 2 \right)$$

c grande $\Rightarrow$ o teste é pouco poderoso.

c pequeno $\Rightarrow$ as variabilidades residuais estarão mais próximas e o ganho em poder pode ser obscurecido.

Teste de Glejser

- Construímos a regressão de Y em função das variáveis independentes e obtemos os resíduos e_i
- Obtemos a regressão de $|e_i|$ em função da variável X_j com a qual imaginamos que σ^2 está associado.

Sugestões:

- ◇ $|\hat{e}| = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_j$
- ◇ $|\hat{e}| = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{x_j}$
- ◇ $|\hat{e}| = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sqrt{x_j}$

Testamos a significância de β_0 e β_1 ($\beta_1 \neq 0$ indica heterocedasticidade.)

A vantagem deste teste é que, se σ^2 não é constante, fornece uma relação entre σ^2 e X_j .

Tabela com valores significantes de d_L e d_U , $\alpha = 0,05$.

| n | k=1 | | k=2 | | k=3 | | k=4 | | k=5 | |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | d_L | d_U | d_L | d_U | d_L | d_U | d_L | d_U | d_L | d_U |
| 15 | 1,08 | 1,36 | 0,95 | 1,54 | 0,82 | 1,75 | 0,69 | 1,97 | 0,56 | 2,21 |
| 16 | 1,10 | 1,37 | 0,98 | 1,54 | 0,86 | 1,73 | 0,74 | 1,93 | 0,62 | 2,15 |
| 17 | 1,13 | 1,38 | 1,02 | 1,54 | 0,90 | 1,71 | 0,78 | 1,90 | 0,67 | 2,10 |
| 18 | 1,16 | 1,39 | 1,05 | 1,53 | 0,93 | 1,69 | 0,82 | 1,87 | 0,71 | 2,06 |
| 19 | 1,18 | 1,40 | 1,08 | 1,53 | 0,97 | 1,68 | 0,86 | 1,85 | 0,75 | 2,02 |
| 20 | 1,20 | 1,41 | 1,10 | 1,54 | 1,00 | 1,68 | 0,90 | 1,83 | 0,79 | 1,99 |
| 21 | 1,22 | 1,42 | 1,13 | 1,54 | 1,03 | 1,67 | 0,93 | 1,81 | 0,83 | 1,96 |
| 22 | 1,24 | 1,43 | 1,15 | 1,54 | 1,05 | 1,66 | 0,96 | 1,80 | 0,86 | 1,94 |
| 23 | 1,26 | 1,44 | 1,17 | 1,54 | 1,08 | 1,66 | 0,99 | 1,79 | 0,90 | 1,92 |
| 24 | 1,27 | 1,45 | 1,19 | 1,55 | 1,10 | 1,66 | 1,01 | 1,78 | 0,93 | 1,90 |
| 25 | 1,29 | 1,45 | 1,21 | 1,55 | 1,12 | 1,66 | 1,04 | 1,77 | 0,95 | 1,89 |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ |
| 80 | 1,61 | 1,66 | 1,59 | 1,69 | 1,56 | 1,72 | 1,53 | 1,74 | 1,51 | 1,77 |
| 85 | 1,62 | 1,67 | 1,60 | 1,70 | 1,57 | 1,72 | 1,55 | 1,75 | 1,52 | 1,77 |
| 90 | 1,63 | 1,68 | 1,61 | 1,70 | 1,59 | 1,73 | 1,57 | 1,75 | 1,54 | 1,78 |
| 95 | 1,64 | 1,69 | 1,62 | 1,71 | 1,60 | 1,73 | 1,58 | 1,75 | 1,56 | 1,78 |
| 100 | 1,65 | 1,69 | 1,63 | 1,72 | 1,61 | 1,74 | 1,59 | 1,76 | 1,57 | 1,78 |

Tabela: Fonte: Durbin e Watson, "Testing for serial correlation in least squares regression II", Biometrika, 38, 1951, 159-178.

Livro Wooldridge - Introductory Econometrics, 3ª ed.

- Teste para independência dos erros:
 - ◇ Para checar autocorrelação serial dos erros com o modelo $AR(q)$,
 - Pág. 422.
- Outros testes de heterocedasticidade:
 - ◇ Teste de White
 - Pág. 282.