

No modelo $\underline{y} = \underline{X}\underline{\theta} + \underline{\varepsilon}$, os elementos ε_i do vetor $\underline{\varepsilon}$ são as diferenças $\varepsilon_i = y_i - \hat{y}_i$ e representam a variabilidade natural dos dados. Assumimos que os erros ε_i são independentes e $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$.

Se as suposições são violadas, temos:

- falhas sistemáticas: não linearidade; heterocedasticidade; dependência dos resíduos, não normalidade, etc
- falhas isoladas: presença de pontos atípicos

Ajustado um modelo a um conjunto de dados, o material básico que será utilizado para verificar as pressuposições, são:

- valores estimados $\hat{y}_i$;
- os resíduos;
- estimativa da variância residual $\hat{\sigma}^2 = \text{QMRes}$
- elementos da diagonal da matriz H (Hat matrix)

$$H = \underline{X}(\underline{X}^T \underline{X})^{-1} \underline{X}^T \quad h_{ii} \Rightarrow \text{leverage}$$

Em relação às técnicas usadas para verificação do ajuste do modelo, estas podem ser:

- formais: aninhar um modelo sob pesquisa em uma classe maior de modelos $\rightarrow$ trabalhar a ideia de delegação de pontos
- informais: inspeção de gráficos.

Tipos de Resíduos

(2)

① Resíduos Ordinários (π_i ou $\hat{\varepsilon}_i$)

Dado o ajuste do modelo $\underline{y} = \underline{X}\underline{\theta} + \underline{\varepsilon}$ e $\hat{\underline{y}} = H\underline{y}$, o resíduo ordinário é dado por: $\hat{\underline{\varepsilon}} = \underline{y} - \hat{\underline{y}} = (I - H)\underline{y}$.

Enquanto que os erros $\underline{\varepsilon} \sim N(\underline{0}, I\sigma^2)$ $\left\{ \begin{array}{l} E(\varepsilon_i) = 0 \\ \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \\ \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 \end{array} \right.$

isso não ocorre com $\hat{\underline{\varepsilon}}$, ou seja,

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\underline{\varepsilon}}) &= \text{Var}[(I - H)\underline{y}] = (I - H)\text{Var}(\underline{y})(I - H)^T = \\ &= (I - H)(I - H)^T \sigma^2 = (I - H)\sigma^2 \end{aligned}$$

$$\text{Var}(\hat{\underline{\varepsilon}}) = \begin{bmatrix} 1-h_{11} & -h_{12} & \dots & -h_{1n} \\ & 1-h_{22} & \dots & -h_{2n} \\ & & \ddots & \\ & & & 1-h_{nn} \end{bmatrix} \sigma^2 \Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} \text{Var}(\hat{\varepsilon}_i) = (1-h_{ii})\sigma^2 \\ \text{Cov}(\hat{\varepsilon}_i, \hat{\varepsilon}_j) = -h_{ij}\sigma^2 \end{array} \right.$$

Simétrica $\rightarrow \text{Cov}(\hat{\varepsilon}_i, \hat{\varepsilon}_j)$
 $\rightarrow \text{Var}(\hat{\varepsilon}_i)$

② Resíduos Padronizados (π_{pi})

Por definição os π_{pi} são obtidos por:

$$\pi_{pi} = \frac{\hat{\varepsilon}_i}{s}, \text{ em que: } s = \sqrt{Q_{MRes}}$$

$\rightarrow$ permitem uma avaliação de valores dissonantes pois não são esperados valores maiores (em módulo) do que 2 ou 3;

$\rightarrow$ como a média de $\hat{\varepsilon}_i$ é nula e s^2 é uma estimativa aproximada de sua variância espera-se que π_{pi} tenha uma distribuição t aproximada

$\rightarrow \hat{\varepsilon}_i$ e s não são independentes

$\rightarrow \text{Var}(\hat{\varepsilon}_i) = (1-h_{ii})\sigma^2$ não considerado na dist t .

③ Resíduos Estudantilizados Internamente (r_{Si})

$$r_{Si} = \frac{\hat{\epsilon}_i}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\epsilon}_i)}} = \frac{\hat{\epsilon}_i}{\sqrt{(1-h_{ii})Q_{MRes}}}$$

- são mais sensíveis que os anteriores por considerarem variâncias distintas
- valores discrepantes podem afetar profundamente a variância residual
- Numerador ($\hat{\epsilon}_i$) e denominador (Q_{MRes}) são variáveis dependentes → $\text{cov}(\hat{\epsilon}_i, Q_{MRes}) \neq 0$.

④ Resíduos Estudantilizados Externamente ($r_{S(i)}$)

$$r_{S(i)} = \frac{\hat{\epsilon}_i}{S(i)\sqrt{1-h_{ii}}} \quad \text{em que: } S(i) \text{ é o desvio-padrão residual sem a } i\text{-ésima observação.}$$

→ livre da influência da i -ésima obs.

Sob normalidade, $r_{S(i)}$ tem distribuição t-Student com $(n-p-1)$ gl.

ATENÇÃO: $|r_{S(i)}| > 100(1 - \frac{\alpha}{2n})$ percentil da $t(n-p-1)$

ESTATÍSTICAS PARA DIAGNÓSTICOS

As observações podem ser classificadas, basicamente, como:

1) OBS INCONSISTENTES ⇒ resíduos grande

$$|r_{S(i)}| \geq t(n-p-1) \text{ percentil } \frac{\alpha}{2n}$$

casos (a) e (c)
GRÁFICO APOSTILA

OBS: Dentro dos inconsistentes, se o leverage (h_{ii}) for pequeno ⇒ observação é um OUTLIER (caso a)

2) PONTO DE ALAVANCA: observações com leverage grande.

(4)

$$\text{grande} \Rightarrow h_{ii} \geq \frac{2p}{n}$$

visualmente: h_{ii} é grande quando a observação está relacionada a um x_i distante de $\bar{x}$.

Os pontos de alavanca podem ser:

→ Bom (se consistente) → RSU peq.

→ Ruim (se inconsistente) → RSU gde.

3) INFLUENTE: uma observação é considerada influente quando sua omissão (no conjunto de dados) resulta em mudanças significativas em alguns aspectos do modelo

→ no ajuste geral

→ nas estimativas dos parâmetros

As estatísticas:

① LEVERAGE (h_{ii}): mede a distância de uma observação em relação às demais, em termos da variável X .

No caso de uma RLS e $x_i = x_i - \bar{x}$, temos:

$$H = \begin{bmatrix} 1 & x_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_n \end{bmatrix}_n \begin{bmatrix} 1/n & 0 \\ 0 & 1/\sum x_i^2 \end{bmatrix}_2 \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 \\ x_1 & \dots & x_n \end{bmatrix}_n^T = \begin{bmatrix} 1/n & x_1/\sum x_i^2 \\ \vdots & \vdots \\ 1/n & x_n/\sum x_i^2 \end{bmatrix}_n^T \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 \\ x_1 & \dots & x_n \end{bmatrix}_n^T =$$
$$= \begin{bmatrix} \frac{1}{n} + \frac{x_1^2}{\sum x_i^2} & \frac{1}{n} + \frac{x_1 x_2}{\sum x_i^2} & \dots & \frac{1}{n} + \frac{x_1 x_n}{\sum x_i^2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{n} + \frac{x_2^2}{\sum x_i^2} & \dots & \dots & \frac{1}{n} + \frac{x_2 x_n}{\sum x_i^2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{n} + \frac{x_n^2}{\sum x_i^2} & \dots & \dots & \frac{1}{n} + \frac{x_n x_n}{\sum x_i^2} \end{bmatrix}$$

Portanto,

$$h_{ii} = \frac{1}{n} + \frac{x_i^2}{\sum x_i^2} = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum x_i^2}$$

e

$$h_{ii'} = \frac{1}{n} + \frac{x_i x_{i'}}{\sum x_i^2} = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})(x_{i'} - \bar{x})}{\sum x_i^2}$$

x_i longe $\bar{x} \Rightarrow h_{ii} \uparrow$

$x_i = \bar{x} \Rightarrow h_{ii} = \frac{1}{n}$

$\hookrightarrow$ qdo tem β_0

Para um modelo com intercepto: $\frac{1}{n} \leq h_{ii} \leq 1$

Para um modelo passa pela origem (sem β_0): $0 \leq h_{ii} \leq 1$

Além disso, $\text{tr}(H) = \sum_{i=1}^n h_{ii} = p \Rightarrow \bar{h} = p/n$ (valor médio)

$\hookrightarrow$ são consideradas observações influentes aquelas cujo h_{ii} supera em duas ou três vezes a sua média.

Lembrando que,

$$\hat{\tilde{y}} = H \tilde{y} = \begin{bmatrix} h_{11} & h_{12} & \dots & h_{1n} \\ \vdots & h_{22} & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ h_{n1} & \dots & \dots & h_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{y}_1 \\ \vdots \\ \hat{y}_n \end{bmatrix}$$

$$\hat{y}_1 = h_{11} y_1 + h_{12} y_2 + \dots + h_{1n} y_n$$

$\hookrightarrow \hat{y}_1$ estimado é uma média ponderada de todas as observações $\Rightarrow h_{ii}'$ são os pesos de ponderação

$\hookrightarrow$ observações com $h_{ii} \geq 2p/n \Rightarrow$ merecem atenção

$\hookrightarrow$ NO R: $h_{ii} \geq 3p/n$

② DFBeta: mede a alteração no vetor $\hat{\tilde{\theta}}$ ao se retirar a i -ésima observação na análise.

$$\text{DFBeta}(i) = \hat{\tilde{\theta}} - \hat{\tilde{\theta}}_{(i)}$$

no R: influente se $|\text{DFBeta}_S(i)| > 1$

- ③ DFFits: mede a alteração provocada no valor ajustado $\hat{y}_i$ ao retirar a i -ésima observação da análise.

$$DFFits = \frac{\hat{y}_i - \hat{y}_{(i)}}{\sqrt{h_{ii} s^2_{(i)}}} = \left(\frac{h_{ii}}{1-h_{ii}} \right)^{1/2} r_{S(i)}$$

↳ potencial de influência

Merecem atenção as obs com $|DFFits| > 2\sqrt{\frac{p}{n}}$

No R: $|DFFits| > 3\sqrt{\frac{p}{n-p}}$

- ④ DISTÂNCIA DE COOK: também mede o afastamento do vetor de estimativas provocado pela retirada da i -ésima observação

$$D(i) = \frac{h_{ii}}{(1-h_{ii})} \cdot \frac{1}{p} \cdot (r_{Si})^2$$

No R: $D(i) > F_{(0.05; p, n-p)}$

- ⑤ COV-RATIO: mede a influência da i -ésima observação na $\text{Var}(\hat{\beta})$

$$\text{COV-RATIO} = \frac{s^2_{(i)} \det |(X'_{(i)} X_{(i)})^{-1}|}{s^2 \det |(X' X)^{-1}|}$$

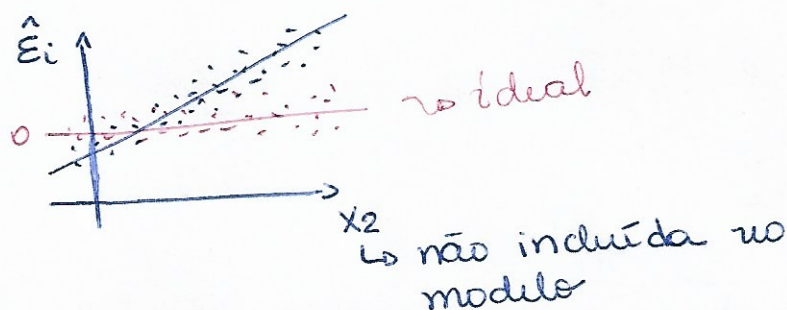
No R: $|\text{COV-RATIO}| > \frac{3p}{n-p}$ ou $\frac{3p}{n}$

① RESÍDUOS VERSUS X_{fora}

Relação entre os resíduos do modelo ajustado e uma variável ainda não incluída no modelo.

Exemplo: $Y \rightsquigarrow$ variável resposta
 X_1 e $X_2 \rightsquigarrow$ variáveis regressoras

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \epsilon_i \Rightarrow \hat{\epsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i$$



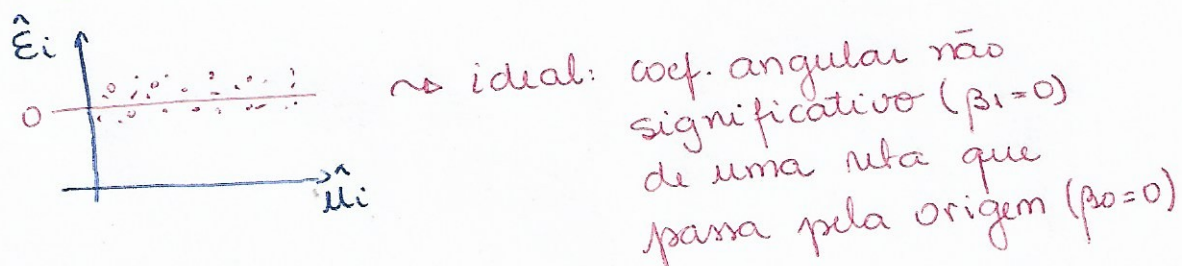
ALTERNATIVA MELHOR: gráfico da variável adicionada

EXEMPLO: $Y \rightsquigarrow$ variável resposta
 X_1 e $X_2 \rightsquigarrow$ variáveis regressoras

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \epsilon_i \Rightarrow \hat{\epsilon}_i \text{ (resíduos)}$$

$$X_{2i} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \mu_i \Rightarrow \hat{\mu}_i \text{ (resíduos)}$$

$$\hat{\epsilon}_i \sim \hat{\mu}_i$$



2) RESÍDUOS VERSUS X_{dentro}

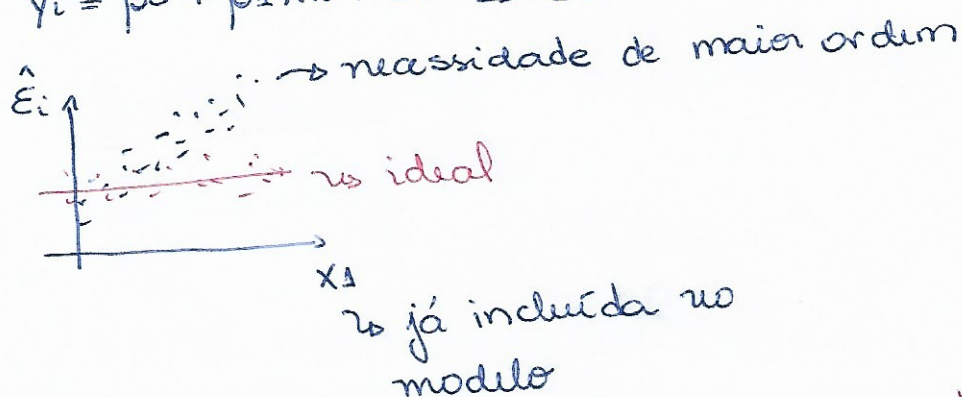
8

Verificar se ainda existe uma relação sistemática entre os resíduos de um modelo e a X_j já incluída no modelo $\Rightarrow$ inclusão de termos de maior ordem (X^2)

EXEMPLO: $Y \rightarrow$ variável resposta

X_1 e $X_2 \rightarrow$ variáveis regressoras

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \epsilon_i \Rightarrow \hat{\epsilon}_i$$



ALTERNATIVA MELHOR: gráfico de resíduos + componente

EXEMPLO: $Y \rightarrow$ variável resposta

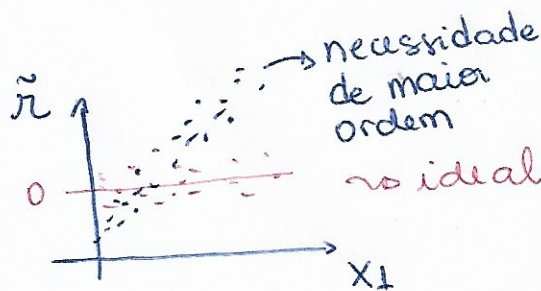
X_1 e $X_2 \rightarrow$ variáveis regressoras

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \epsilon_i \Rightarrow \hat{\epsilon}_i$$

$\uparrow$ adiciona o componente $\hat{\beta}_1 X_{1i}$

$$\tilde{\epsilon}_i = \hat{\epsilon}_i + \hat{\beta}_1 X_{1i}$$

$\hookrightarrow \tilde{\epsilon}$ VERSUS X_1



coef angular não significativo ($\beta_1 = 0$) e intercepto também não significativo ($\beta_0 = 0$)