CE310 - Modelos de Regressão Linear Medidas corretivas

Cesar Augusto Taconeli

14 de maio, 2025

• Neste módulo da disciplina vamos discutir como remediar problemas de ajuste, relativos à especificação do modelo de regressão linear. Os problemas mais comuns são:

• Neste módulo da disciplina vamos discutir como remediar problemas de ajuste, relativos à especificação do modelo de regressão linear. Os problemas mais comuns são:

Os erros não têm média zero, não têm variância constante ou são correlacionados;

• Neste módulo da disciplina vamos discutir como remediar problemas de ajuste, relativos à especificação do modelo de regressão linear. Os problemas mais comuns são:

Os erros não têm média zero, não têm variância constante ou são correlacionados;

Os erros não têm distribuição normal;

• Neste módulo da disciplina vamos discutir como remediar problemas de ajuste, relativos à especificação do modelo de regressão linear. Os problemas mais comuns são:

Os erros não têm média zero, não têm variância constante ou são correlacionados;

Os erros não têm distribuição normal;

A função de regressão (preditor linear) não está corretamente especificada.

• Importante ter em mente que em muitos casos os dados requerem técnicas de modelagem que vão além de uma regressão linear.

- Importante ter em mente que em muitos casos os dados requerem técnicas de modelagem que vão além de uma regressão linear.
- Na análise de dados de contagens, por exemplo, a relação entre média e variância não é constante, e uma regressão com resposta Poisson pode ser apropriada.

- Importante ter em mente que em muitos casos os dados requerem técnicas de modelagem que vão além de uma regressão linear.
- Na análise de dados de contagens, por exemplo, a relação entre média e variância não é constante, e uma regressão com resposta Poisson pode ser apropriada.
- Dados coletados sequencialmente ao longo do tempo podem ser modelados adequadamente incorporando a correlação temporal, por exemplo através de modelos de séries temporais.

- Importante ter em mente que em muitos casos os dados requerem técnicas de modelagem que vão além de uma regressão linear.
- Na análise de dados de contagens, por exemplo, a relação entre média e variância não é constante, e uma regressão com resposta Poisson pode ser apropriada.
- Dados coletados sequencialmente ao longo do tempo podem ser modelados adequadamente incorporando a correlação temporal, por exemplo através de modelos de séries temporais.
- Algumas variáveis apresentam relação não linear que só podem ser bem descritas por modelos não lineares, e assim por diante.

• Já discutimos, anteriormente, o uso de transformações para linearizar a relação entre variáveis.

• Já discutimos, anteriormente, o uso de transformações para linearizar a relação entre variáveis.

• Em determinadas situações, transformar a variável resposta pode estabilizar a variância ou mesmo induzir normalidade.

• Já discutimos, anteriormente, o uso de transformações para linearizar a relação entre variáveis.

• Em determinadas situações, transformar a variável resposta pode estabilizar a variância ou mesmo induzir normalidade.

• Algumas transformações adequadas para estabilizar a variância dos erros são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1: Transformações recomendadas para estabilizar a variância

| Relação entre σ^2 e μ | Transformação indicada |
|----------------------------------|--|
| $\sigma^2 \propto { m cte}$ | y' = y (sem transformação) |
| $\sigma^2 \propto \mu$ | $y' = \sqrt{y}$ (raiz quadrada - dados de contagens - Poisson) |
| $\sigma^2 \propto \mu (1 - \mu)$ | $y' = sen^{-1}y$ (arco-seno - dados de proporções - binomial) |
| $\sigma^2 \propto \mu^2$ | $y' = ln(y) \ (\log)$ |
| $\sigma^2 \propto \mu^3$ | $y' = y^{-1/2}$ (raiz inversa) |
| $\sigma^2 \propto \mu^4$ | $y' = y^{-1}$ (inversa) |

 \bullet O método de Box-Cox é um procedimento analítico usado para identificar uma transformação para y que induza normalidade e/ou variância constante.

 \bullet O método de Box-Cox é um procedimento analítico usado para identificar uma transformação para y que induza normalidade e/ou variância constante.

• Para este método são consideradas as transformações do tipo potência, ou seja, $y^* = y^{\lambda}$, sendo λ um parâmetro a ser especificado.

• O método de Box-Cox é um procedimento analítico usado para identificar uma transformação para y que induza normalidade e/ou variância constante.

• Para este método são consideradas as transformações do tipo potência, ou seja, $y^* = y^{\lambda}$, sendo λ um parâmetro a ser especificado.

 \bullet Para a estimação de λ o usual é utilizar o método de máxima verossimilhança.

• A família de transformações do tipo potência proposta por Box e Cox é definida por:

$$y^{(\lambda)} = \frac{y^{\lambda} - 1}{\lambda \dot{y}^{\lambda - 1}}, \text{ se } \lambda \neq 0,$$

onde $\dot{y} = \ln^{-1} \left[(1/n) \sum_{i=1}^{n} \ln y_i \right]$ é a média geométrica das observações.

• A família de transformações do tipo potência proposta por Box e Cox é definida por:

$$y^{(\lambda)} = \frac{y^{\lambda} - 1}{\lambda \dot{y}^{\lambda - 1}}, \text{ se } \lambda \neq 0,$$

onde $\dot{y} = \ln^{-1} \left[(1/n) \sum_{i=1}^{n} \ln y_i \right]$ é a média geométrica das observações.

• Nesta especificação temos que $y^{(\lambda)} \to \log(y)$ quando $\lambda \to 0$, de forma que tomamos $y^{(\lambda)} = \log(y)$ para $\lambda = 0$.

• A família de transformações do tipo potência proposta por Box e Cox é definida por:

$$y^{(\lambda)} = \frac{y^{\lambda} - 1}{\lambda \dot{y}^{\lambda - 1}}, \text{ se } \lambda \neq 0,$$

onde $\dot{y} = \ln^{-1} [(1/n) \sum_{i=1}^{n} \ln y_i]$ é a média geométrica das observações.

- Nesta especificação temos que $y^{(\lambda)} \to \log(y)$ quando $\lambda \to 0$, de forma que tomamos $y^{(\lambda)} = \log(y)$ para $\lambda = 0$.
- A divisão por $\lambda \dot{y}^{\lambda-1}$ tem por objetivo eliminar o efeito de escala, de forma que as somas de quadrados de resíduos para diferentes valores de λ sejam comparáveis.

 \bullet O valor escolhido para $\lambda,$ denotado por $\hat{\lambda},$ será aquele que maximizar a log-verossimilhança:

$$L(\lambda) = -\frac{n}{2} \log \left[SQ_{\text{Res}}(\lambda) \right],$$

em que $SQ_{\mathrm{Res}}(\lambda)$ a soma de quadrados de resíduos da regressão de $y^{(\lambda)}$ em função das covariáveis.

• O valor escolhido para λ , denotado por $\hat{\lambda}$, será aquele que maximizar a log-verossimilhança:

$$L(\lambda) = -\frac{n}{2} \log \left[SQ_{\text{Res}}(\lambda) \right],$$

em que $SQ_{Res}(\lambda)$ a soma de quadrados de resíduos da regressão de $y^{(\lambda)}$ em função das covariáveis.

 \bullet Assim, o valor escolhido para o parâmetro λ é aquele que minimiza a soma de quadrados de resíduos.

• Baseado na teoria da verossimilhança, um intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$ para λ é composto por todo $\lambda = \lambda_0$ tal que:

$$L(\hat{\lambda}) - L(\lambda_0) \le \frac{1}{2} \chi_{1-\alpha,1}^2,$$

em que $\chi^2_{\alpha,1}$ é o quantil $1-\alpha$ da distribuição chi-quadrado com um grau de liberdade.

• Baseado na teoria da verossimilhança, um intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$ para λ é composto por todo $\lambda = \lambda_0$ tal que:

$$L(\hat{\lambda}) - L(\lambda_0) \le \frac{1}{2} \chi_{1-\alpha,1}^2,$$

em que $\chi^2_{\alpha,1}$ é o quantil $1-\alpha$ da distribuição chi-quadrado com um grau de liberdade.

• Obtido o intervalo de confiança, pode-se optar por algum valor alternativo pertencente ao intervalo (ao invés de $\hat{\lambda}$), sobretudo se isso proporcionar interpretações mais simples.

Tabela 2: Transformações de Box-Cox (casos particulares)

| λ | Transformação |
|-----------|--------------------|
| -2 | Inversa quadrática |
| -1 | Inversa |
| 0 | Logarítmica |
| 1/2 | Raiz quadrada |
| 1 | Não transformada |
| 2 | Quadrática |
| 3 | Cúbica |

• Uma vez encontrada uma transformação apropriada aos dados, a análise deve ser conduzida com base nos dados transformados.

• Uma vez encontrada uma transformação apropriada aos dados, a análise deve ser conduzida com base nos dados transformados.

 Nem todos os resultados produzidos pelos dados transformados são facilmente convertidos para a escala original.

• Uma vez encontrada uma transformação apropriada aos dados, a análise deve ser conduzida com base nos dados transformados.

• Nem todos os resultados produzidos pelos dados transformados são facilmente convertidos para a escala original.

• As predições na escala original são facilmente obtidas aplicando a transformação inversa (ex: se $y^{(\lambda)} = \log(y)$ e $\hat{y}^{(\lambda)} = \widehat{\log(y)} = k$, então $\hat{y} = e^k$).

• Nesta aplicação vamos considerar a base de dados ozone da biblioteca faraway do R.

• Nesta aplicação vamos considerar a base de dados ozone da biblioteca faraway do R.

• Os dados se referem a 330 registros diários de variáveis atmosféricas em Los Angeles. As variáveis consideradas são as seguintes:

• Nesta aplicação vamos considerar a base de dados ozone da biblioteca faraway do R.

- Os dados se referem a 330 registros diários de variáveis atmosféricas em Los Angeles.
 As variáveis consideradas são as seguintes:
 - 03: Concentração de ozônio (variável resposta);

• Nesta aplicação vamos considerar a base de dados ozone da biblioteca faraway do R.

- Os dados se referem a 330 registros diários de variáveis atmosféricas em Los Angeles. As variáveis consideradas são as seguintes:
 - 03: Concentração de ozônio (variável resposta);
 - temp: Temperatura;

• Nesta aplicação vamos considerar a base de dados ozone da biblioteca faraway do R.

• Os dados se referem a 330 registros diários de variáveis atmosféricas em Los Angeles. As variáveis consideradas são as seguintes:

• 03: Concentração de ozônio (variável resposta);

• temp: Temperatura;

• humidity: umidade;

• Nesta aplicação vamos considerar a base de dados ozone da biblioteca faraway do R.

• Os dados se referem a 330 registros diários de variáveis atmosféricas em Los Angeles. As variáveis consideradas são as seguintes:

• 03: Concentração de ozônio (variável resposta);

• temp: Temperatura;

• humidity: umidade;

• ibh: inversion base height.

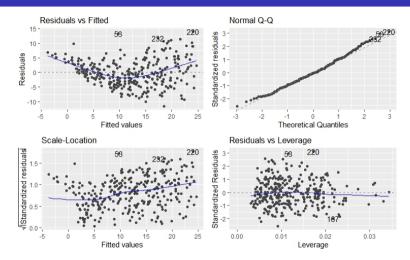


Figura 1: Análise de resíduos para os dados de níveis de ozônio

 Os gráficos de resíduos apontam desvios das suposições de variância constante e normalidade.

 Os gráficos de resíduos apontam desvios das suposições de variância constante e normalidade.

 \bullet Vamos tentar remediar esses desvios mediante transformação da variável resposta.

 Os gráficos de resíduos apontam desvios das suposições de variância constante e normalidade.

• Vamos tentar remediar esses desvios mediante transformação da variável resposta.

• Na sequência apresentamos o gráfico do perfil da função de verossimilhança para o parâmetro λ do método de Box-Cox.

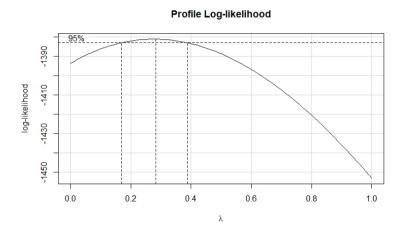


Figura 2: Gráfico do perfil de verossimilhança para o método de Box-Cox

• Observamos que o gráfico do perfil de verossimilhança indica a necessidade de transformação, dado que $\lambda=1$ não pertence ao intervalo de confiança (95%) para λ .

- Observamos que o gráfico do perfil de verossimilhança indica a necessidade de transformação, dado que $\lambda=1$ não pertence ao intervalo de confiança (95%) para λ .
- A função de verossimilhança assume seu máximo nas proximidades de $\lambda=1/3$. Vamos adotar esse valor na transformação.

- Observamos que o gráfico do perfil de verossimilhança indica a necessidade de transformação, dado que $\lambda=1$ não pertence ao intervalo de confiança (95%) para λ .
- A função de verossimilhança assume seu máximo nas proximidades de $\lambda = 1/3$. Vamos adotar esse valor na transformação.
- Nesta caso, cada valor de 03 será transformado para $03^{1/3}$, ou seja, $\sqrt[3]{03}$. O modelo ajustado com base na variável transformada é dado por:

$$\sqrt[3]{\text{O3}} = 0.7625 + 0.02116 \times \text{temp} + 0.00488 \times \text{humidity} - 0.000077 \times \text{ibh}$$

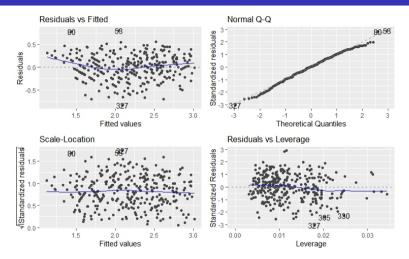


Figura 3: Análise de resíduos para os dados de níveis de ozônio com transformação na resposta

• O modelo ajustado pode ser expresso, de maneira equivalente, por:

$$\widehat{\text{O3}} = (0.7625 + 0.02116 \times \text{temp} + 0.00488 \times \text{humidity} - 0.000077 \times \text{ibh})^3$$

• O modelo ajustado pode ser expresso, de maneira equivalente, por:

$$\widehat{\text{O3}} = (0.7625 + 0.02116 \times \text{temp} + 0.00488 \times \text{humidity} - 0.000077 \times \text{ibh})^3$$

• Os gráficos de resíduos para os dados transformados apontam que os desvios dos pressupostos anteriormente verificados agora estão atenuados.

• O modelo ajustado pode ser expresso, de maneira equivalente, por:

$$\widehat{\rm O3} = (0.7625 + 0.02116 \times {\rm temp} + 0.00488 \times {\rm humidity} - 0.000077 \times {\rm ibh})^3$$

• Os gráficos de resíduos para os dados transformados apontam que os desvios dos pressupostos anteriormente verificados agora estão atenuados.

• Na aula prática vamos utilizar testes de hipóteses para melhor análise dos pressupostos.

• Em alguns casos em a relação entre as variáveis é não linear mas pode ser linearizada mediante alguma transformação adequada.

• Em alguns casos em a relação entre as variáveis é não linear mas pode ser linearizada mediante alguma transformação adequada.

 \bullet Os modelos de regressão resultantes são denominados modelos intrinsicamente lineares.

• Em alguns casos em a relação entre as variáveis é não linear mas pode ser linearizada mediante alguma transformação adequada.

 \bullet Os modelos de regressão resultantes são denominados modelos intrinsicamente lineares.

• Usar transformações pode remediar o não atendimento de outros pressupostos do modelo (como variância não constante ou ausência de normalidade).

• Em alguns casos em a relação entre as variáveis é não linear mas pode ser linearizada mediante alguma transformação adequada.

- Os modelos de regressão resultantes são denominados modelos intrinsicamente lineares.
- Usar transformações pode remediar o não atendimento de outros pressupostos do modelo (como variância não constante ou ausência de normalidade).

 Neste ponto vamos nos ater à aplicação de transformações com o objetivo de linearizar a relação entre as variáveis.

 \bullet Suponha a seguinte relação não linear entre um par de variáveis x e y:

$$y = \beta_0 e^{\beta_1 x} \epsilon$$

ullet Suponha a seguinte relação não linear entre um par de variáveis x e y:

$$y = \beta_0 e^{\beta_1 x} \epsilon$$

• Este modelo pode ser linearizado mediante transformação logarítmica:

$$\log(y) = \log(\beta_0) + \beta_1 x + \log(\epsilon)$$

ou

$$y' = \beta_0' + \beta_1 x + \epsilon'$$

ullet Suponha a seguinte relação não linear entre um par de variáveis x e y:

$$y = \beta_0 e^{\beta_1 x} \epsilon$$

• Este modelo pode ser linearizado mediante transformação logarítmica:

$$\log(y) = \log(\beta_0) + \beta_1 x + \log(\epsilon)$$

ou

$$y' = \beta_0' + \beta_1 x + \epsilon'$$

• Neste caso assumimos que ϵ' representa os erros independentes, com distribuição $N(0,\sigma^2)$.

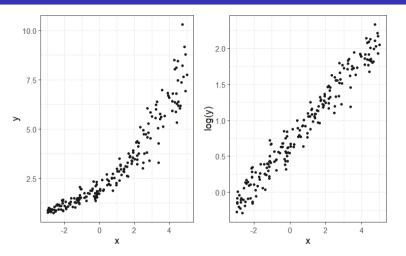


Figura 4: Ilustração de transformação induzindo linearidade

• De maneira semelhante, se x e y apresentam relação logarítmica, a linearidade pode ser induzida substituindo x por $\log(x)$ na regressão:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \log(x) + \epsilon$$

• De maneira semelhante, se x e y apresentam relação logarítmica, a linearidade pode ser induzida substituindo x por $\log(x)$ na regressão:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \log(x) + \epsilon$$

• Outra transformação usualmente considerada para uma (ou ambas) as variáveis é a recíproca, que no caso da transformação de y produz:

$$\frac{1}{y} = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$$

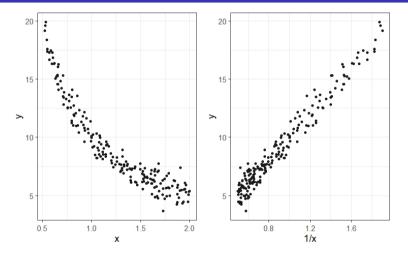


Figura 5: Ilustração de transformação induzindo linearidade (2)

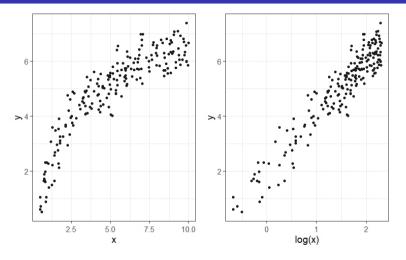


Figura 6: Ilustração de transformação induzindo linearidade (3)

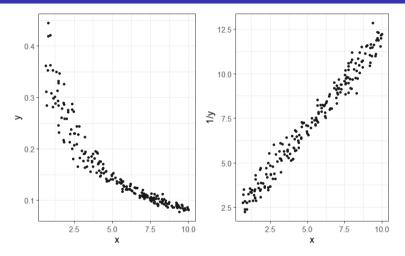


Figura 7: Ilustração de transformação induzindo linearidade (4)

Tabela 3: Exemplos de funções linearizáveis

| Função linearizável | Transformação | Forma linear |
|--|--------------------------------------|---------------------------------|
| (a,b): $y = \beta_0 x^{\beta_1}$ | y' = log(y); x' = log(x) | $y' = log(\beta_0) + \beta_1 x$ |
| (c,d): $y = \beta_0 e^{\beta_1 x}$ | y' = ln(y) | $y' = ln\beta_0 + \beta_1 x$ |
| (e,f): $y = \beta_0 + \beta_1 log(x)$ | x' = log(x) | $y' = \beta_0 + \beta_1 x'$ |
| (g,h): $y = \frac{x}{\beta_0 x - \beta_1}$ | $y' = \frac{1}{y}; x' = \frac{1}{x}$ | $y' = \beta_0 - \beta_1 x'$ |

• Ao usar qualquer uma dessas transformações assumimos que os erros, na escala transformada, sejam independentes, normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 .

• Ao usar qualquer uma dessas transformações assumimos que os erros, na escala transformada, sejam independentes, normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 .

• Quando o método de mínimos quadrados é aplicado após transformação as propriedades dos estimadores, que estudamos anteriormente, valem para os dados transformados e não necessariamente para os dados originais.

 $\bullet\,$ Nesta aplicação as seguintes variáveis são consideradas:

- Nesta aplicação as seguintes variáveis são consideradas:
 - math: Desempenho médio do distrito na prova de Matemática (variável resposta);

- Nesta aplicação as seguintes variáveis são consideradas:
 - math: Desempenho médio do distrito na prova de Matemática (variável resposta);
 - income: Renda média dos habitantes do distrito (variável explicativa).

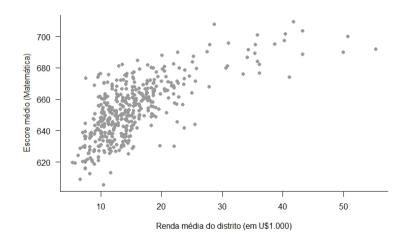


Figura 8: Resultados da prova de Matemática por distritos segundo a renda

• Regressão linear simples

$$\widehat{\mathtt{math}} = 625.54 + 1.82 \mathtt{income}$$

• Regressão linear simples

$$\widehat{\mathtt{math}} = 625.54 + 1.82 \mathtt{income}$$

• Regressão com transformação logarítmica para income:

$$\widehat{\mathtt{math}} = 561.66 + 34.66 \log(\mathtt{income})$$

Exemplo- Exame de Matemática

• Regressão linear simples

$$\widehat{\mathtt{math}} = 625.54 + 1.82 \mathtt{income}$$

• Regressão com transformação logarítmica para income:

$$\widehat{\mathtt{math}} = 561.66 + 34.66 \log(\mathtt{income})$$

• O escore de Matemática ajustado para um distrito com income=10 é dado por:

$$\widehat{\mathtt{math}} = 561.66 + 34.66 \log(10) = 641.47$$

Exemplo- Exame de Matemática

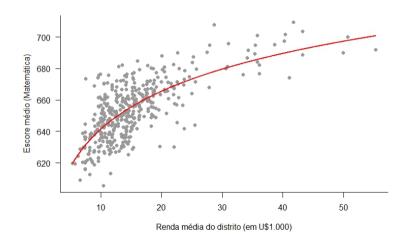


Figura 9: Resultados da prova de Matemática por distritos segundo a renda com regressão ajustada

 $\bullet\,$ Nesta aplicação são consideradas as variáveis:

- Nesta aplicação são consideradas as variáveis:
 - energy: energia gerada (variável resposta);

- Nesta aplicação são consideradas as variáveis:
 - energy: energia gerada (variável resposta);
 - wind: velocidade dos moinhos de vento (variável explicativa).

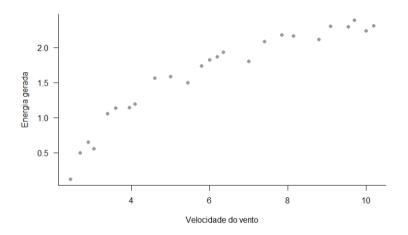


Figura 10: Dados de geração de energia e velocidade de moinhos de vento

• Regressão ajustada com variável wind transformada (transformação inversa):

$$\widehat{\mathtt{energy}} = 2.98 - 6.93 \times \frac{1}{\mathtt{wind}}$$

• Regressão ajustada com variável wind transformada (transformação inversa):

$$\widehat{\mathtt{energy}} = 2.98 - 6.93 \times \frac{1}{\mathtt{wind}}$$

• A energia ajustada pelo modelo para wind=6.50 é dada por:

$$\widehat{\text{energy}} = 2.98 - 6.93 \times \frac{1}{6.50} = 1.91$$

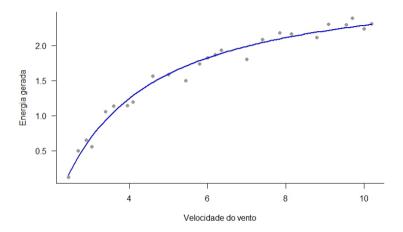


Figura 11: Dados de geração de energia e velocidade de moinhos de vento com regressão ajustada

• Nesta aplicação, são consideradas as seguintes variáveis:

- Nesta aplicação, são consideradas as seguintes variáveis:
 - p: Pressão do vapor (variável resposta);

- Nesta aplicação, são consideradas as seguintes variáveis:
 - p: Pressão do vapor (variável resposta);
 - t: Temperatura da água (variável explicativa).

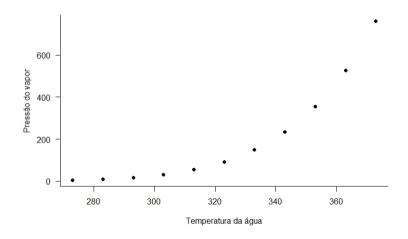


Figura 12: Dados de temperatura de água e pressão de vapor

• Regressão ajustada com transformação nas duas variáveis:

$$\widehat{\log(\mathtt{p})} = 20.61 - 5201 \times \frac{1}{\mathtt{t}}$$

• Regressão ajustada com transformação nas duas variáveis:

$$\widehat{\log(\mathbf{p})} = 20.61 - 5201 \times \frac{1}{\mathsf{t}}$$

• De forma equivalente:

$$\hat{p} = \exp\left\{20.61 - 5201 \times \frac{1}{\mathsf{t}}\right\}$$

• Regressão ajustada com transformação nas duas variáveis:

$$\widehat{\log(\mathbf{p})} = 20.61 - 5201 \times \frac{1}{\mathsf{t}}$$

• De forma equivalente:

$$\hat{p} = \exp\left\{20.61 - 5201 \times \frac{1}{\mathsf{t}}\right\}$$

• Logo, a pressão ajustada para t=320 é igual a:

$$\hat{p} = \exp\left\{20.61 - 5201 \times \frac{1}{320}\right\} = 78.01$$

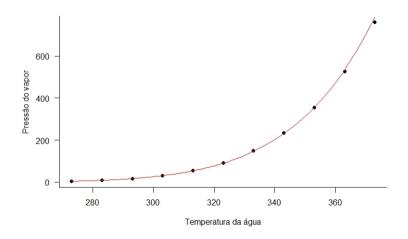


Figura 13: Dados de temperatura de água e pressão de vapor com regressão ajustada

Exercícios adicionais

• Nesta aplicação, vamos analisar dados de capacidade pulmonar de 654 jovens, disponíveis na base de dados lungcap, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

 Nesta aplicação, vamos analisar dados de capacidade pulmonar de 654 jovens, disponíveis na base de dados lungcap, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

• As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:

 Nesta aplicação, vamos analisar dados de capacidade pulmonar de 654 jovens, disponíveis na base de dados lungcap, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:
 - FEV: volume expiratório forçado em litros, uma medida de capacidade pulmonar (resposta);

 Nesta aplicação, vamos analisar dados de capacidade pulmonar de 654 jovens, disponíveis na base de dados lungcap, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:
 - FEV: volume expiratório forçado em litros, uma medida de capacidade pulmonar (resposta);
 - Ht: altura em polegadas.

 Nesta aplicação, vamos analisar dados de capacidade pulmonar de 654 jovens, disponíveis na base de dados lungcap, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:
 - FEV: volume expiratório forçado em litros, uma medida de capacidade pulmonar (resposta);
 - Ht: altura em polegadas.

• Ajuste uma regressão linear simples e, na sequência, procure um melhor modelo transformando a variável resposta e/ou a explicativa.

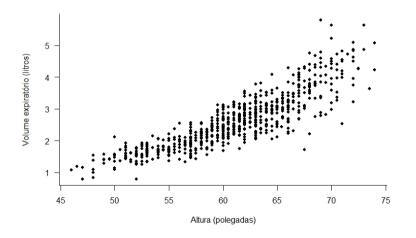


Figura 14: Dados sobre capacidade pulmonar e altura de jovens

• Nesta aplicação, vamos analisar dados de saúde dental crianças de 90 jovens, disponíveis na base de dados dental, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

• Nesta aplicação, vamos analisar dados de saúde dental crianças de 90 jovens, disponíveis na base de dados dental, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

• As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:

• Nesta aplicação, vamos analisar dados de saúde dental crianças de 90 jovens, disponíveis na base de dados dental, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:
 - DMFT: estimativa do número médio de dentes cariados, perdidos e obturados (CPOD) na idade 12 anos (resposta);

• Nesta aplicação, vamos analisar dados de saúde dental crianças de 90 jovens, disponíveis na base de dados dental, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:
 - DMFT: estimativa do número médio de dentes cariados, perdidos e obturados (CPOD) na idade 12 anos (resposta);
 - Sugar: consumo médio de açúcar em quilogramas por pessoa por ano, computado nos últimos cinco anos.

• Nesta aplicação, vamos analisar dados de saúde dental crianças de 90 jovens, disponíveis na base de dados dental, que pode ser acessada na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem consideradas na análise são as seguintes:
 - DMFT: estimativa do número médio de dentes cariados, perdidos e obturados (CPOD) na idade 12 anos (resposta);
 - Sugar: consumo médio de açúcar em quilogramas por pessoa por ano, computado nos últimos cinco anos.

• Ajuste uma regressão linear simples e, na sequência, procure um melhor modelo transformando a variável resposta e/ou a explicativa.

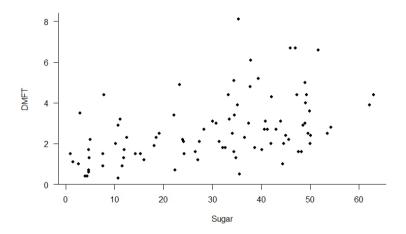


Figura 15: Dados de saúde dental e consumo de açúcar de crianças

Mínimos quadrados ponderados para o caso de variância não constante

Método de mínimos quadrados ponderados

• O método de mínimos quadrados ponderados se aplica caso os erros sejam não correlacionados mas com variâncias diferentes.

Método de mínimos quadrados ponderados

• O método de mínimos quadrados ponderados se aplica caso os erros sejam não correlacionados mas com variâncias diferentes.

 No cenário de erros com variâncias heterogêneas ou autocorrelacionados os estimadores de mínimos quadrados (ordinários) ainda são não viciados, mas não têm variância mínima.

Método de mínimos quadrados ponderados

• O método de mínimos quadrados ponderados se aplica caso os erros sejam não correlacionados mas com variâncias diferentes.

 No cenário de erros com variâncias heterogêneas ou autocorrelacionados os estimadores de mínimos quadrados (ordinários) ainda são não viciados, mas não têm variância mínima.

• Na obtenção dos estimadores por mínimos quadrados ponderados, os componentes da soma de quadrados dos erros são ponderados por pesos ω_i inversamente proporcionais às variâncias dos correspondentes $y_i's$.

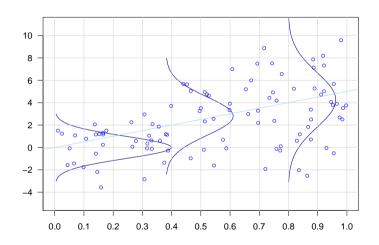


Figura 16: Erros com variância não constante

• Para o caso da regressão linear simples, por exemplo:

$$S(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^n \omega_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2,$$

e novamente os estimadores de mínimos quadrados são obtidos pela solução do sistema:

$$\frac{\partial S(\beta_0, \beta_1)}{\partial \beta_0} = 0; \quad \frac{\partial S(\beta_0, \beta_1)}{\partial \beta_1} = 0.$$

• Vamos admitir que a matriz de covariâncias para os erros tenha a seguinte forma:

$$Var(\epsilon) = \sigma^{2}V = \sigma^{2} \begin{bmatrix} \frac{1}{\omega_{1}} & 0 & \dots & 0\\ 0 & \frac{1}{\omega_{2}} & \dots & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{\omega_{n}} \end{bmatrix}$$

de forma que $W=V^{-1}$ configura a matriz de pesos do método de mínimos quadrados ponderados.

• Vamos admitir que a matriz de covariâncias para os erros tenha a seguinte forma:

$$Var(\epsilon) = \sigma^{2}V = \sigma^{2} \begin{bmatrix} \frac{1}{\omega_{1}} & 0 & \dots & 0\\ 0 & \frac{1}{\omega_{2}} & \dots & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{\omega_{n}} \end{bmatrix}$$

de forma que $W=V^{-1}$ configura a matriz de pesos do método de mínimos quadrados ponderados.

• Como V é uma matriz diagonal, W também é uma matriz diagonal com elementos ω_i , i=1,2,...,n.

 \bullet O estimador de mínimos quadrados de $\pmb{\beta}$ é $\hat{\pmb{\beta}}$ que é a solução de:

$$(X'WX)\hat{\beta} = X'Wy$$

 \bullet O estimador de mínimos quadrados de β é $\hat{\beta}$ que é a solução de:

$$(X'WX)\hat{\beta} = X'Wy$$

 \bullet Multiplicando-se ambos os lados da igualdade por $(\boldsymbol{X'WX})^{-1}$:

$$\hat{\beta} = (X'WX)^{-1}X'Wy$$

 \bullet O estimador de mínimos quadrados de β é $\hat{\beta}$ que é a solução de:

$$(X'WX)\hat{\beta} = X'Wy$$

 \bullet Multiplicando-se ambos os lados da igualdade por $(\boldsymbol{X'WX})^{-1}$:

$$\hat{\beta} = (X'WX)^{-1}X'Wy$$

• A matriz de covariâncias de $\hat{\beta}$ fica dada por:

$$\operatorname{Var}(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'WX)^{-1},$$

que pode ser estimada substituindo σ^2 por $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (w_i r_i)^2}{n-p}$, que é a soma de quadrados de resíduos ponderados $(r_i$ é o *i*-ésimo resíduo).

• Na sequência algumas situações práticas que sugerem o uso de ponderação.

• Na sequência algumas situações práticas que sugerem o uso de ponderação.

lacktriangle Suponha que as observações sejam, na verdade, médias de amostras de m_i observações, ou seja:

$$y_i = \bar{u}_i = \frac{1}{m_i} \sum_{k=1}^{m_i} u_{ik}, \quad i = 1, 2, ..., n.$$

• Adicionalmente, vamos considerar que as observações individuais $(u_{ik}$'s) satisfazem $Var(u_{ik}|\mathbf{x}_i) = \sigma^2$, constante para todo u_{ik} .

• Adicionalmente, vamos considerar que as observações individuais $(u_{ik}$'s) satisfazem $Var(u_{ik}|\mathbf{x}_i) = \sigma^2$, constante para todo u_{ik} .

• Neste caso:

$$Var(y_i|x_i) = \frac{\sigma^2}{m_i}, \quad i = 1, 2, ..., n,$$

de tal forma que deveríamos adotar $\omega_i = m_i$.

• Vamos supor que o objetivo seja ajustar um modelo de regressão para o consumo de água por pessoa dos habitantes de uma população.

• Vamos supor que o objetivo seja ajustar um modelo de regressão para o consumo de água por pessoa dos habitantes de uma população.

• Considere que os consumos individuais sejam representados por uma variável aleatória U com variância $\sigma^2=2$.

• Vamos supor que o objetivo seja ajustar um modelo de regressão para o consumo de água por pessoa dos habitantes de uma população.

• Considere que os consumos individuais sejam representados por uma variável aleatória U com variância $\sigma^2 = 2$.

• No entanto, na prática se dispõe apenas dos consumos domiciliares, com base nos registros dos medidores de consumo de água.

• Neste caso, vamos considerar como medida de consumo per capita, para cada domicílio, o consumo médio dos moradores, ou seja:

$$y_i = \bar{u}_i = \frac{1}{m_i} \sum_{k=1}^{m_i} u_{ik}, \quad i = 1, 2, ..., n, \quad k = 1, 2, ..., m_i,$$

onde n representa o número de domicílios e m_i o número de habitantes no domicílio i.

• Neste caso, vamos considerar como medida de consumo per capita, para cada domicílio, o consumo médio dos moradores, ou seja:

$$y_i = \bar{u}_i = \frac{1}{m_i} \sum_{k=1}^{m_i} u_{ik}, \quad i = 1, 2, ..., n, \quad k = 1, 2, ..., m_i,$$

onde n representa o número de domicílios e m_i o número de habitantes no domicílio i.

• Como $Var(U_{ik}) = \sigma^2 = 2$, segue que:

$$Var(Y_i) = Var(\bar{U}_i) = \frac{\sigma^2}{m_i} = \frac{2}{m_i}, \quad i = 1, 2, ..., n.$$

Tabela 4: Dados de consumo de água por domicílio e pesos associados

| Domicilio | Consumo médio (Y_i) | Habitantes (m_i) | Variância $(\sigma_i^2 = \sigma^2/m_i)$ | Peso $(1/\sigma_i^2)$ |
|-----------|-----------------------|--------------------|---|-----------------------|
| 1 | 3.5 | 5 | 2/5 = 0.40 | 1/0.40 = 2.50 |
| 2 | 3.9 | 2 | 2/2 = 1.00 | 1/1.00 = 1.00 |
| 3 | 2.5 | 8 | 2/8 = 0.25 | 1/0.25 = 4.00 |
| : | : | : | : | : |
| 999 | 4.2 | 1 | 2/1 = 2.00 | 1/2.00 = 0.50 |
| 1000 | 4.0 | 5 | 2/5 = 0.40 | 1/0.40 = 2.50 |

2 Suponha que o padrão não constante da variância possa ser descrito por alguma função de uma ou mais covariáveis. Como exemplo:

$$Var(y_i|\boldsymbol{x}_i) = x_{ij}\sigma^2,$$

ou seja, a variância está linearmente relacionada à variável x_j .

2 Suponha que o padrão não constante da variância possa ser descrito por alguma função de uma ou mais covariáveis. Como exemplo:

$$Var(y_i|\boldsymbol{x}_i) = x_{ij}\sigma^2,$$

ou seja, a variância está linearmente relacionada à variável x_j .

• Neste caso, os pesos ficam definidos por $\omega_i = \frac{1}{x_{ij}}$.

2 Suponha que o padrão não constante da variância possa ser descrito por alguma função de uma ou mais covariáveis. Como exemplo:

$$Var(y_i|\boldsymbol{x}_i) = x_{ij}\sigma^2,$$

ou seja, a variância está linearmente relacionada à variável x_j .

- Neste caso, os pesos ficam definidos por $\omega_i = \frac{1}{x_{ij}}$.
- De maneira semelhante, se tivéssemos $\text{Var}(y_i|\mathbf{x}_i) = x_{ij}^2\sigma^2$, poderíamos definir $\omega_i = \frac{1}{x_{ij}^2}$.

 $\bullet\,$ Nesta aplicação vamos considerar os dados de 1000 candidatos em um particular exame.

• Nesta aplicação vamos considerar os dados de 1000 candidatos em um particular exame.

 Para isso, foram coletadas as notas e os tempos necessários para realização do exame para cada candidato.

• Nesta aplicação vamos considerar os dados de 1000 candidatos em um particular exame.

 Para isso, foram coletadas as notas e os tempos necessários para realização do exame para cada candidato.

• O objetivo é ajustar um modelo de regressão que permita explicar a nota em função do tempo de prova.

Tabela 5: Dados dos tempos de prova e notas dos candidatos

| Candidato | Tempo (min) | Nota |
|-----------|-------------|------|
| 1 | 44.1 | 35.0 |
| 2 | 53.8 | 41.9 |
| 3 | 78.3 | 47.5 |
| ÷ | ÷ | ÷ |
| 999 | 83.0 | 45.5 |
| 1000 | 95.4 | 67.0 |

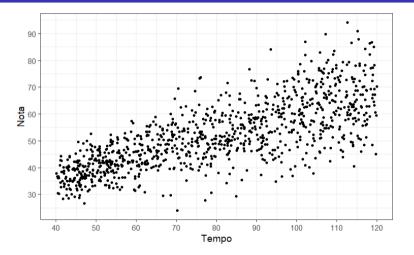


Figura 17: Nota vs tempo de prova para os 1000 candidatos

• Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.

- Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.
- Para investigar a relação entre a variância das notas e o tempo de prova, procedemos da seguinte forma:

- Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.
- Para investigar a relação entre a variância das notas e o tempo de prova, procedemos da seguinte forma:
- Ordenamos os tempos de prova e dividimos a amostra em faixas conforme os decis desta variável, ou seja:

- Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.
- Para investigar a relação entre a variância das notas e o tempo de prova, procedemos da seguinte forma:
- Ordenamos os tempos de prova e dividimos a amostra em faixas conforme os decis desta variável, ou seja:
 - A primeira faixa contém 10% dos candidatos com os (100) menores tempos de prova;

- Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.
- Para investigar a relação entre a variância das notas e o tempo de prova, procedemos da seguinte forma:
- Ordenamos os tempos de prova e dividimos a amostra em faixas conforme os decis desta variável, ou seja:
 - A primeira faixa contém 10% dos candidatos com os (100) menores tempos de prova;
 - A segunda faixa contém os 10% seguintes, com os tempos de prova nas posições 101 a 200...

- Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.
- Para investigar a relação entre a variância das notas e o tempo de prova, procedemos da seguinte forma:
- Ordenamos os tempos de prova e dividimos a amostra em faixas conforme os decis desta variável, ou seja:
 - A primeira faixa contém 10% dos candidatos com os (100) menores tempos de prova;
 - A segunda faixa contém os 10% seguintes, com os tempos de prova nas posições 101 a 200...
 - A décima faixa contém 10% dos candidatos com os (100) maiores tempos de prova.

- Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.
- Para investigar a relação entre a variância das notas e o tempo de prova, procedemos da seguinte forma:
- Ordenamos os tempos de prova e dividimos a amostra em faixas conforme os decis desta variável, ou seja:
 - A primeira faixa contém 10% dos candidatos com os (100) menores tempos de prova;
 - A segunda faixa contém os 10% seguintes, com os tempos de prova nas posições 101 a 200...
 - A décima faixa contém 10% dos candidatos com os (100) maiores tempos de prova.
- Calculamos, para os dados em cada faixa, a variância das notas dos respectivos candidatos;

- Embora a relação entre as variáveis seja aparentemente linear, percebe-se que a variância das notas aumenta conforme o tempo de prova.
- Para investigar a relação entre a variância das notas e o tempo de prova, procedemos da seguinte forma:
- Ordenamos os tempos de prova e dividimos a amostra em faixas conforme os decis desta variável, ou seja:
 - A primeira faixa contém 10% dos candidatos com os (100) menores tempos de prova;
 - A segunda faixa contém os 10% seguintes, com os tempos de prova nas posições 101 a 200...
 - \bullet A décima faixa contém10% dos candidatos com os (100) maiores tempos de prova.
- Calculamos, para os dados em cada faixa, a variância das notas dos respectivos candidatos;
- ${\color{red} \bullet}$ Plotamos as variâncias calculadas no passo 2 v
s os pontos médios das faixas definidas

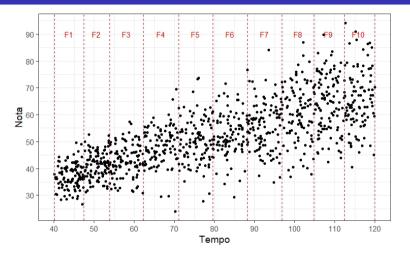


Figura 18: Nota vs tempo de prova para os 1000 candidatos com os dados agrupados em 10 faixas segundo os tempos de prova

Tabela 6: Faixas de tempos de prova e variâncias para as notas dos candidatos

| | Tempo | Nota | |
|-------|--------------|-------------|-------------|
| Faixa | Intervalo | Ponto médio | (Variância) |
| 1 | (40.1;47.4] | 43.75 | 21.30 |
| 2 | (47,4;53.9] | 50.65 | 23.21 |
| 3 | (53.9;62.3] | 58.10 | 25.16 |
| 4 | (62.3;71.1] | 66.70 | 49.94 |
| 5 | (71.1;79.6] | 75.35 | 66.47 |
| 6 | (79.6; 88.2] | 83.90 | 57.96 |
| 7 | (88.2;96.8] | 92.50 | 81.57 |
| 8 | (96.8; 105] | 100.9 | 107.46 |
| 9 | (105; 112] | 108.5 | 108.65 |
| 10 | (112; 120] | 116.0 | 120.80 |

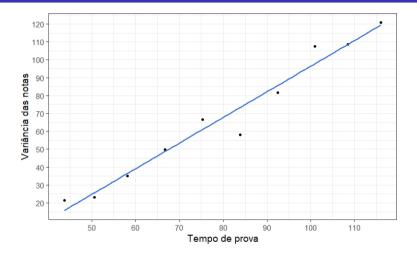


Figura 19: Variância das notas nas dez faixas de tempos de prova

• Podemos observar uma relação linear entre as variâncias das notas e os tempos de prova, com a variância aumentando conforme o tempo.

• Podemos observar uma relação linear entre as variâncias das notas e os tempos de prova, com a variância aumentando conforme o tempo.

• Com base nisso, vamos ajustar uma regressão linear que descreva a relação entre as variâncias das notas e os tempos de prova. O modelo resultante é o seguinte:

$$\widehat{\text{Var(Nota)}} = -46.944 + 1.434 \times \text{tempo}$$

• Podemos observar uma relação linear entre as variâncias das notas e os tempos de prova, com a variância aumentando conforme o tempo.

• Com base nisso, vamos ajustar uma regressão linear que descreva a relação entre as variâncias das notas e os tempos de prova. O modelo resultante é o seguinte:

$$\widehat{\text{Var(Nota)}} = -46.944 + 1.434 \times \text{tempo}$$

• Desta forma, podemos usar essa equação para estimação da variância e atribuição dos pesos para cada observação.

• Para a primeira observação da base, por exemplo, temos Tempo=44.1, tal que:

• Para a primeira observação da base, por exemplo, temos Tempo=44.1, tal que:

$$\widehat{\text{Var}(\text{Nota})}_1 = -46.944 + 1.434 \times 44.1 = 16.2$$

• Para a primeira observação da base, por exemplo, temos Tempo=44.1, tal que:

$$\widehat{\text{Var}(\text{Nota})}_1 = -46.944 + 1.434 \times 44.1 = 16.2$$

• Já para a segunda observação da base Tempo=53.8, de forma que:

• Para a primeira observação da base, por exemplo, temos Tempo=44.1, tal que:

$$\widehat{\text{Var}(\text{Nota})}_1 = -46.944 + 1.434 \times 44.1 = 16.2$$

• Já para a segunda observação da base Tempo=53.8, de forma que:

$$\widehat{\text{Var(Nota)}}_2 = -46.944 + 1.434 \times 53.8 = 30.2,$$

e assim por diante para as demais observações.

Tabela 7: Dados dos tempos de prova e notas dos candidatos e pesos para estimação por mínimos quadrados ponderados

| Candidato | Tempo (min) | Nota | Var(Notas) | Peso = 1/Var(Notas) |
|---------------|----------------|----------------|----------------|---------------------|
| 1 | 44.1 | 35.0 | 16.2 | 0.0617 |
| $\frac{2}{3}$ | $53.8 \\ 78.3$ | $41.9 \\ 47.5$ | $30.2 \\ 65.3$ | $0.0331 \\ 0.0153$ |
| : | : | : | : | : |
| 999 | 83.0 | 45.5 | 72.2 | 0.0138 |
| 1000 | 95.4 | 67.0 | 89.8 | 0.0111 |

3 Em muitos estudos as observações estão sujeitas a erros de medida que podem assumir diferentes distribuições para subconjuntos de observações.

- 5 Em muitos estudos as observações estão sujeitas a erros de medida que podem assumir diferentes distribuições para subconjuntos de observações.
- Como exemplo, considere um experimento em que cada observação é medida por um de três equipamentos disponíveis (A, B e C).

- Em muitos estudos as observações estão sujeitas a erros de medida que podem assumir diferentes distribuições para subconjuntos de observações.
- Como exemplo, considere um experimento em que cada observação é medida por um de três equipamentos disponíveis (A, B e C).
- Considere que os três equipamentos têm diferentes níveis de precisão, sendo as respectivas variâncias dadas por $\sigma_A^2=2,\,\sigma_B^2=4$ e $\sigma_C^2=8$.

- Em muitos estudos as observações estão sujeitas a erros de medida que podem assumir diferentes distribuições para subconjuntos de observações.
- Como exemplo, considere um experimento em que cada observação é medida por um de três equipamentos disponíveis (A, B e C).
- Considere que os três equipamentos têm diferentes níveis de precisão, sendo as respectivas variâncias dadas por $\sigma_A^2=2,\,\sigma_B^2=4$ e $\sigma_C^2=8$.
- Neste caso, os pesos para cada observação seriam determinados pelo inverso das variâncias (eventualmente estimadas) do equipamento que a produziu.

Exemplo- Experimento químico

Tabela 8: Dados ilustrativos de experimento químico com pesos para estimação por mínimos quadrados ponderados

| Ensaio | x | y | Equipamento | $\sigma_{ m Equip}^2$ | $Peso = 1/\sigma_{Equip}^2$ |
|--------|---|-----|-----------------|-----------------------|-----------------------------|
| 1 | 0 | 0.8 | A | 2 | 1/2 |
| 2 | 0 | 1.2 | В | 4 | 1/4 |
| 3 | 0 | 0.5 | $^{\mathrm{C}}$ | 8 | 1/8 |
| 4 | 1 | 2.0 | A | 2 | 1/2 |
| 5 | 1 | 2.4 | В | 4 | 1/4 |
| 6 | 1 | 2.6 | $^{\mathrm{C}}$ | 8 | 1/8 |
| 7 | 2 | 4.8 | A | 2 | 1/2 |
| 8 | 2 | 4.4 | В | 4 | 1/4 |
| 9 | 2 | 5.1 | $^{\mathrm{C}}$ | 8 | 1/8 |
| 10 | 4 | 9.5 | A | 2 | 1/2 |
| 11 | 4 | 9.2 | В | 4 | 1/4 |
| 12 | 4 | 8.5 | С | 8 | 1/8 |

• Neste exemplo de aplicação vamos considerar a base de dados cars, disponível no R.

• Neste exemplo de aplicação vamos considerar a base de dados cars, disponível no R.

• As variáveis analisadas são as seguintes:

• Neste exemplo de aplicação vamos considerar a base de dados cars, disponível no R.

- As variáveis analisadas são as seguintes:
 - Dist: distância percorrida da frenagem até a parada total (resposta);

• Neste exemplo de aplicação vamos considerar a base de dados cars, disponível no R.

- As variáveis analisadas são as seguintes:
 - Dist: distância percorrida da frenagem até a parada total (resposta);
 - Speed: velocidade do veículo no momento da frenagem.

• Neste exemplo de aplicação vamos considerar a base de dados cars, disponível no R.

- As variáveis analisadas são as seguintes:
 - Dist: distância percorrida da frenagem até a parada total (resposta);
 - Speed: velocidade do veículo no momento da frenagem.

• Códigos e resultados disponíveis no script R.

• Neste exercício vamos considerar a base de dados mandible, disponível na biblioteca GLMsData do R.

• Neste exercício vamos considerar a base de dados mandible, disponível na biblioteca GLMsData do R.

• As variáveis a serem analisadas são as seguintes:

• Neste exercício vamos considerar a base de dados mandible, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Length: tamanho da mandíbula em mm (variável resposta);

Neste exercício vamos considerar a base de dados mandible, disponível na biblioteca
 GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Length: tamanho da mandíbula em mm (variável resposta);
 - Age: idade gestacional (em semanas).

 Neste exercício vamos considerar a base de dados mandible, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Length: tamanho da mandíbula em mm (variável resposta);
 - Age: idade gestacional (em semanas).

• O objetivo é ajustar um modelo de regressão linear levando em conta a variância não constante dos resíduos, usando:

 Neste exercício vamos considerar a base de dados mandible, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Length: tamanho da mandíbula em mm (variável resposta);
 - Age: idade gestacional (em semanas).

- O objetivo é ajustar um modelo de regressão linear levando em conta a variância não constante dos resíduos, usando:
 - Transformação na resposta (Box-Cox);

 Neste exercício vamos considerar a base de dados mandible, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Length: tamanho da mandíbula em mm (variável resposta);
 - Age: idade gestacional (em semanas).

- O objetivo é ajustar um modelo de regressão linear levando em conta a variância não constante dos resíduos, usando:
 - Transformação na resposta (Box-Cox);
 - Mínimos quadrados ponderados.

• Neste exercício vamos considerar a base de dados gestation, disponível na biblioteca GLMsData do R.

• Neste exercício vamos considerar a base de dados gestation, disponível na biblioteca GLMsData do R.

• As variáveis a serem analisadas são as seguintes:

• Neste exercício vamos considerar a base de dados gestation, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Weight: peso ao nascer em kg (variável resposta);

• Neste exercício vamos considerar a base de dados gestation, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Weight: peso ao nascer em kg (variável resposta);
 - Age: idade gestacional (em semanas);

 Neste exercício vamos considerar a base de dados gestation, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Weight: peso ao nascer em kg (variável resposta);
 - Age: idade gestacional (em semanas);
 - Births: total de nascimentos.

• Neste exercício vamos considerar a base de dados gestation, disponível na biblioteca GLMsData do R.

- As variáveis a serem analisadas são as seguintes:
 - Weight: peso ao nascer em kg (variável resposta);
 - Age: idade gestacional (em semanas);
 - Births: total de nascimentos.

• O objetivo é ajustar um modelo de regressão linear por mínimos quadrados ponderados incorporando como pesos os totais de nascimentos em cada idade gestacional.

Material complementar

Regressão robusta- Estimadores M

Regressão robusta- Estimadores M

• Os estimadores de mínimos quadrados podem ser seriamente afetados se a distribuição dos erros apresentar caudas pesadas.

Regressão robusta- Estimadores M

• Os estimadores de mínimos quadrados podem ser seriamente afetados se a distribuição dos erros apresentar caudas pesadas.

• Em particular, os estimadores de mínimos quadrados são vulneráveis a outliers e a pontos de alavanca.

• Os estimadores de mínimos quadrados podem ser seriamente afetados se a distribuição dos erros apresentar caudas pesadas.

• Em particular, os estimadores de mínimos quadrados são vulneráveis a outliers e a pontos de alavanca.

• Se as observações atípicas forem decorrentes de erros no processo de coleta, registro ou tabulação dos dados, deverão ser corrigidas ou excluídas da análise.

• Os estimadores de mínimos quadrados podem ser seriamente afetados se a distribuição dos erros apresentar caudas pesadas.

• Em particular, os estimadores de mínimos quadrados são vulneráveis a outliers e a pontos de alavanca.

- Se as observações atípicas forem decorrentes de erros no processo de coleta, registro ou tabulação dos dados, deverão ser corrigidas ou excluídas da análise.
- Caso contrário, a utilização de métodos robustos de regressão é indicada.

• Os estimadores M configuram uma classe de estimadores, obtidos mediante minimização de uma família de funções objetivas dos erros, sendo o método de mínimos quadrados um caso particular.

• Os estimadores M configuram uma classe de estimadores, obtidos mediante minimização de uma família de funções objetivas dos erros, sendo o método de mínimos quadrados um caso particular.

 \bullet Estimadores M generalizam a ideia de mínimos quadrados ao identificar $\hat{\pmb{\beta}}$ que minimiza:

$$\sum_{i=1}^{n} \rho(\epsilon_i) = \sum_{i=1}^{n} \rho(y_i - x_i'\beta). \tag{1}$$

 \bullet Diferenciando a função objetiva (1) com relação a β e igualando a 0, obtemos:

$$\sum_{i=1}^{n} \rho'(y_i - \mathbf{x}'_i \beta) \mathbf{x}'_i = 0,$$

que é um sistema de p equações nos p componentes de β .

• Diferenciando a função objetiva (1) com relação a β e igualando a 0, obtemos:

$$\sum_{i=1}^{n} \rho'(y_i - \mathbf{x}'_i \beta) \mathbf{x}'_i = 0,$$

que é um sistema de p equações nos p componentes de β .

• Tomando $\epsilon_i = y_i - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$, o mesmo sistema pode ser escrito de forma equivalente:

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{\rho'(\epsilon_i)}{\epsilon_i} (y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}) \mathbf{x}_i' = \sum_{i=1}^{n} \omega_i (y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}) \mathbf{x}_i' = 0,$$

em que os termos $\omega_i = \rho'(\epsilon_i)/\epsilon_i$ atuam como pesos na obtenção dos estimadores de β .

• Assim, os estimadores M correspondem aos estimadores de mínimos quadrados ponderados de β com pesos definidos por $\omega_i = \rho'(\epsilon_i)/\epsilon_i = \psi(\epsilon_i)/\epsilon_i$.

• Assim, os estimadores M correspondem aos estimadores de mínimos quadrados ponderados de β com pesos definidos por $\omega_i = \rho'(\epsilon_i)/\epsilon_i = \psi(\epsilon_i)/\epsilon_i$.

• A Tabela 9 apresenta algumas escolhas usuais para $\rho(\epsilon)$ e as correspondentes funções peso.

Tabela 9: Função objetiva e função peso para estimadores M

| Estimador | $\rho(\epsilon)$ | $\omega(\epsilon)$ | |
|-----------------------|---|--|--------------------------|
| Least squares | ϵ^2 | 1 | |
| Least absolute values | $ \epsilon $ | $1/ \epsilon $ | para $\epsilon \neq 0$ |
| Huber | $\frac{\epsilon^2}{2}$ | 1 | para $ \epsilon \leq k$ |
| | $k \epsilon - \frac{k^2}{2}$ | $k/ \epsilon $ | para $ \epsilon > k$ |
| Biweight | $\frac{k^2}{6} \left\{ 1 - \left[1 - \left(\frac{\epsilon}{k} \right)^2 \right]^3 \right\}$ | $\left[1-\left(\frac{\epsilon}{k}\right)^2\right]^2$ | para $ \epsilon \le k$ |
| | $\frac{k^2}{6}$ | 0 | para $ \epsilon > k$ |

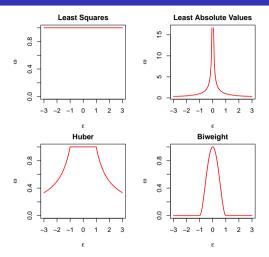


Figura 20: Função peso para diferentes tipos de estimadores M. Para os estimadores Huber e Biweight foi fixado k=1

• No processo de estimação os pesos dependem dos resíduos, os $\beta's$ estimados dependem dos pesos e os resíduos dependem dos $\beta's$ estimados.

• No processo de estimação os pesos dependem dos resíduos, os $\beta's$ estimados dependem dos pesos e os resíduos dependem dos $\beta's$ estimados.

• Dessa forma, o processo de estimação baseia-se num algoritmo de mínimos quadrados ponderados iterativamente, definido pelos seguintes passos:

• Escolha estimativas iniciais para β ($\beta^{(0)}$) e calcule os resíduos, $\epsilon_i^{(0)} = y_i - \mathbf{x}_i'\beta^{(0)}$, e os pesos, $\omega_i^{(0)} = \omega(\epsilon_i^{(0)})$;

Regressão robusta- Estimadores \mathcal{M}

- Escolha estimativas iniciais para β ($\beta^{(0)}$) e calcule os resíduos, $\epsilon_i^{(0)} = y_i \mathbf{x}_i' \beta^{(0)}$, e os pesos, $\omega_i^{(0)} = \omega(\epsilon_i^{(0)})$;
- ② Na iteração l do algoritmo, obtenha $\hat{\beta}^{(l)}$ minimizando a soma de quadrados ponderada $\sum_{i=1}^n \omega_i^{(l-1)} \epsilon_i^{2^{(l-1)}}$:

$$\hat{\beta}^{(l)} = (X'W^{(l-1)}X)^{-1}X'W^{(l-1)}y,$$

onde $X_{n\times p}$ é a matriz do modelo e $W^{(l-1)}_{n\times n}$ é a matriz diagonal com elementos $\omega_i^{(l-1)}$.

Regressão robusta- Estimadores \mathcal{M}

- Escolha estimativas iniciais para β ($\beta^{(0)}$) e calcule os resíduos, $\epsilon_i^{(0)} = y_i \mathbf{x}_i' \beta^{(0)}$, e os pesos, $\omega_i^{(0)} = \omega(\epsilon_i^{(0)})$;
- ② Na iteração l do algoritmo, obtenha $\hat{\beta}^{(l)}$ minimizando a soma de quadrados ponderada $\sum_{i=1}^{n} \omega_i^{(l-1)} \epsilon_i^{2^{(l-1)}}$:

$$\hat{\beta}^{(l)} = (X'W^{(l-1)}X)^{-1}X'W^{(l-1)}y,$$

onde $X_{n\times p}$ é a matriz do modelo e $W^{(l-1)}_{n\times n}$ é a matriz diagonal com elementos $\omega_i^{(l-1)}$.

 $oldsymbol{0}$ Os passos 2 e 3 são repetidos até que $\hat{\beta}^{(l)} - \hat{\beta}^{(l-1)}$ seja suficientemente próxima de zero.

 \bullet A matriz de covariância assintótica de $\hat{\pmb{\beta}}$ fica dada por:

$$Var(\hat{\beta}) = \frac{E(\rho'^2)}{[E(\rho')]^2} (X'X)^{-1}.$$

• A matriz de covariância assintótica de $\hat{\beta}$ fica dada por:

$$\operatorname{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \frac{E(\rho'^2)}{[E(\rho')]^2} (X'X)^{-1}.$$

• A matriz de covariância assintótica estimada é obtida substituindo $E(\rho'^2)$ por $\sum_{i=1}^n [\rho'(r_i)]^2/n$ e $[E(\rho')]^2$ por $[\sum_{i=1}^n \rho'(r_i)/n]^2$.

• Nesta aplicação vamos retomar a base de dados teengamb da biblioteca faraway do R, com o comportamento de 47 apostadores jovens. As variáveis são as seguintes:

- Nesta aplicação vamos retomar a base de dados teengamb da biblioteca faraway do R, com o comportamento de 47 apostadores jovens. As variáveis são as seguintes:
- sex: 0=masculino, 1=feminino;

- Nesta aplicação vamos retomar a base de dados teengamb da biblioteca faraway do R, com o comportamento de 47 apostadores jovens. As variáveis são as seguintes:
- sex: 0=masculino, 1=feminino;
- status: escore de status socioeconômico baseado na ocupação profissional dos pais;

- Nesta aplicação vamos retomar a base de dados teengamb da biblioteca faraway do R, com o comportamento de 47 apostadores jovens. As variáveis são as seguintes:
- sex: 0=masculino, 1=feminino;
- status: escore de status socioeconômico baseado na ocupação profissional dos pais;
- income: renda semanal em pesos;

- Nesta aplicação vamos retomar a base de dados teengamb da biblioteca faraway do R, com o comportamento de 47 apostadores jovens. As variáveis são as seguintes:
- sex: 0=masculino, 1=feminino;
- status: escore de status socioeconômico baseado na ocupação profissional dos pais;
- income: renda semanal em pesos;
- verbal: escore de proficiência verbal;

- Nesta aplicação vamos retomar a base de dados teengamb da biblioteca faraway do R, com o comportamento de 47 apostadores jovens. As variáveis são as seguintes:
- sex: 0=masculino, 1=feminino;
- status: escore de status socioeconômico baseado na ocupação profissional dos pais;
- income: renda semanal em pesos;
- verbal: escore de proficiência verbal;
- gamble: gastos em apostas em pesos por ano (variável resposta).

- Nesta aplicação vamos retomar a base de dados teengamb da biblioteca faraway do R, com o comportamento de 47 apostadores jovens. As variáveis são as seguintes:
- sex: 0=masculino, 1=feminino;
- status: escore de status socioeconômico baseado na ocupação profissional dos pais;
- income: renda semanal em pesos;
- verbal: escore de proficiência verbal;
- gamble: gastos em apostas em pesos por ano (variável resposta).
- Códigos R e discussão das análises disponíveis nos scripts disponibilizados na página da disciplina.

• Em algumas situações, a relação entre a variável resposta e as explicativas pode ser contaminada por uma pequena parcela de observações.

- Em algumas situações, a relação entre a variável resposta e as explicativas pode ser contaminada por uma pequena parcela de observações.
- O método least trimmed squares consiste na obtenção das estimativas dos $\beta's$ com base num subconjunto ótimo de n' < n observações, que produzem os menores resíduos (as demais n n' não são utilizadas no ajuste).

- Em algumas situações, a relação entre a variável resposta e as explicativas pode ser contaminada por uma pequena parcela de observações.
- O método least trimmed squares consiste na obtenção das estimativas dos $\beta's$ com base num subconjunto ótimo de n' < n observações, que produzem os menores resíduos (as demais n n' não são utilizadas no ajuste).
- Para motivar o uso de least trimmed squares, na sequência são apresentados dados sobre o número de ligações telefônicas realizadas na Bélgica (em milhões) no período de 1950 a 1973.

- Em algumas situações, a relação entre a variável resposta e as explicativas pode ser contaminada por uma pequena parcela de observações.
- O método least trimmed squares consiste na obtenção das estimativas dos $\beta's$ com base num subconjunto ótimo de n' < n observações, que produzem os menores resíduos (as demais n n' não são utilizadas no ajuste).
- Para motivar o uso de least trimmed squares, na sequência são apresentados dados sobre o número de ligações telefônicas realizadas na Bélgica (em milhões) no período de 1950 a 1973.
- Observe os resultados atípicos (demasiadamente altos) registrados no período de 1965 a 1970.

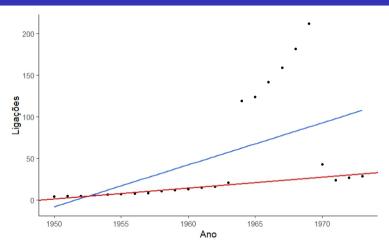


Figura 21: Ligações telefônicas anuais na Bélgica no período de 1950 a 1973 com ajuste de regressão linear por mínimos quadrados (azul) e least trimmed squares (vermelho)

• Fica evidente a diferença entre os modelos ajustados com a base completa e com a remoção dos dados atípicos.

• Fica evidente a diferença entre os modelos ajustados com a base completa e com a remoção dos dados atípicos.

• O modelo ajustado por mínimos quadrados claramente sofre de falta de ajuste, não permitindo explicar a relação entre as variáveis em nenhum dos períodos.

• Fica evidente a diferença entre os modelos ajustados com a base completa e com a remoção dos dados atípicos.

• O modelo ajustado por mínimos quadrados claramente sofre de falta de ajuste, não permitindo explicar a relação entre as variáveis em nenhum dos períodos.

• Já o modelo ajustado por least trimmed squares (LTS) é robusto com relação aos pontos atípicos, por não utilizá-los na estimação dos parâmetros de regressão.

• No contexto de regressão linear, os estimadores dos β' s por LTS são aqueles tais que:

$$S = \sum_{i=1}^{n'} r_{(i)}^2(\beta)$$

é mínima, em que $r_{(i)}^2(\beta)$ representa o *i*-ésimo menor resíduo quadrático.

• A obtenção dos estimadores via LTS pode se dar:

- A obtenção dos estimadores via LTS pode se dar:
 - Avaliando as soluções para todas as $\binom{n}{n'}$ sub amostras (computacionalmente inviável para grandes amostras);

- A obtenção dos estimadores via LTS pode se dar:
 - Avaliando as soluções para todas as $\binom{n}{n'}$ sub amostras (computacionalmente inviável para grandes amostras);
 - Usando métodos de otimização que permitem encontrar uma solução (sub) ótima mediante menor número de avaliações.

 \bullet A escolha de n' é um ponto crítico do método, tal que:

- \bullet A escolha de n' é um ponto crítico do método, tal que:
 - Essa escolha deve satisfazer $\frac{n}{2} < n' \le n$;

- A escolha de n' é um ponto crítico do método, tal que:
 - Essa escolha deve satisfazer $\frac{n}{2} < n' \le n$;
 - Uma escolha usual para n' é $\lfloor n/2 \rfloor + \lfloor (p+1)/2 \rfloor$, onde $\lfloor x \rfloor$ representa o maior inteiro menor ou igual a x.

- A escolha de n' é um ponto crítico do método, tal que:
 - Essa escolha deve satisfazer $\frac{n}{2} < n' \le n$;
 - Uma escolha usual para n' é $\lfloor n/2 \rfloor + \lfloor (p+1)/2 \rfloor$, onde $\lfloor x \rfloor$ representa o maior inteiro menor ou igual a x.
 - Se tomarmos n=n', os estimadores de LTS serão equivalentes aos de mínimos quadrados ordinários.

- A escolha de n' é um ponto crítico do método, tal que:
 - Essa escolha deve satisfazer $\frac{n}{2} < n' \le n$;
 - Uma escolha usual para n' é $\lfloor n/2 \rfloor + \lfloor (p+1)/2 \rfloor$, onde $\lfloor x \rfloor$ representa o maior inteiro menor ou igual a x.
 - Se tomarmos n = n', os estimadores de LTS serão equivalentes aos de mínimos quadrados ordinários.

 \bullet Na prática, diferentes valores de n' podem ser testados e as soluções obtidas comparadas.



• Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.

- Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.
- Os dados referem-se a 47 estrelas no aglomerado estelar CYG OB1, que está na direção de Cygnus. As variáveis são as seguintes:

- Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.
- Os dados referem-se a 47 estrelas no aglomerado estelar CYG OB1, que está na direção de Cygnus. As variáveis são as seguintes:
 - light: log intensidade da luz (resposta);

- Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.
- Os dados referem-se a 47 estrelas no aglomerado estelar CYG OB1, que está na direção de Cygnus. As variáveis são as seguintes:
 - light: log intensidade da luz (resposta);
 - temp: log temperatura da superfície.

- Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.
- Os dados referem-se a 47 estrelas no aglomerado estelar CYG OB1, que está na direção de Cygnus. As variáveis são as seguintes:
 - light: log intensidade da luz (resposta);
 - temp: log temperatura da superfície.
- Para efeito de comparação, vamos ajustar três modelos, usando:

- Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.
- Os dados referem-se a 47 estrelas no aglomerado estelar CYG OB1, que está na direção de Cygnus. As variáveis são as seguintes:
 - light: log intensidade da luz (resposta);
 - temp: log temperatura da superfície.

- Para efeito de comparação, vamos ajustar três modelos, usando:
 - Mínimos quadrados ordinários;

- Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.
- Os dados referem-se a 47 estrelas no aglomerado estelar CYG OB1, que está na direção de Cygnus. As variáveis são as seguintes:
 - light: log intensidade da luz (resposta);
 - temp: log temperatura da superfície.

- Para efeito de comparação, vamos ajustar três modelos, usando:
 - Mínimos quadrados ordinários;
 - Estimadores M;

- Nesta aplicação vamos considerar a base de dados star da biblioteca faraway.
- Os dados referem-se a 47 estrelas no aglomerado estelar CYG OB1, que está na direção de Cygnus. As variáveis são as seguintes:
 - light: log intensidade da luz (resposta);
 - temp: log temperatura da superfície.

- Para efeito de comparação, vamos ajustar três modelos, usando:
 - Mínimos quadrados ordinários;
 - Estimadores M;
 - Least trimmed squares.

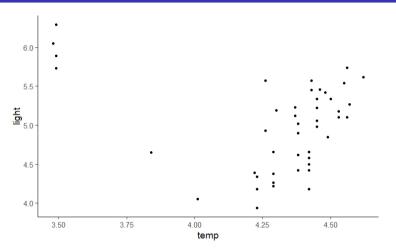


Figura 22: Dados sobre intensidade de luz e temperatura de estrelas

• Modelo ajustado por mínimos quadrados ordinários:

$$\widehat{\mathtt{light}} = 6.793 - 0.413 \times \mathtt{temp}$$

• Modelo ajustado por mínimos quadrados ordinários:

$$\widehat{\text{light}} = 6.793 - 0.413 \times \text{temp}$$

• Modelo ajustado usando estimadores M:

$$\widehat{\mathtt{light}} = 6.866 - 0.429 \times \mathtt{temp}$$

• Modelo ajustado por mínimos quadrados ordinários:

$$\widehat{\mathtt{light}} = 6.793 - 0.413 \times \mathtt{temp}$$

• Modelo ajustado usando estimadores M:

$$\widehat{\mathtt{light}} = 6.866 - 0.429 \times \mathtt{temp}$$

• Modelo ajustado por least trimmed squares:

$$\widehat{\mathtt{light}} = -8.500 + 3.046 \times \mathtt{temp}$$

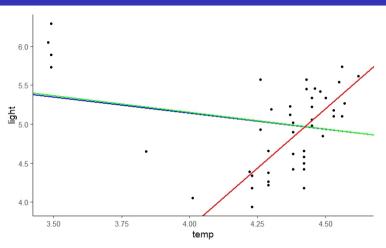


Figura 23: Dados sobre intensidade de luz e temperatura de estrelas com ajuste via OLS (azul), estimadores M (verde) e LTS (vermelho)

Exercícios

Exercícios

 Resolva os exercícios da lista de exercícios relativa a este módulo, disponibilizada na página da disciplina.