

Efeitos do álcool nos estudos

Grupo 04: Maria Eduarda Garcia Mirela Mei

Prof^a: Ana Amélia

DataSet 🔎

Acompanha o desempenho estudantil na educação secundária em duas escolas portuguesas. Consideram-se matérias de matemática e português. Na presente análise, consideramos apenas o primeiro caso.

Os atributos incluem as notas dos alunos, dispositivos demográficos, sociais e relacionados à escola e foram coletados com o uso de relatórios e questionários escolares.

- 395 linhas e 33 colunas
- Sem valores
 nulos iniciais,
 sem
 necessidade de
 remover
 registros por
 missing datas

DataSet – Variáveis

- Escola em que estuda
- Gênero
- Idade
- Área em que reside
- Tamanho da família
- Estado de coabitação dos pais
- Nível de escolaridade da mãe
- Nível de escolaridade do pai

- Trabalho do pai
- Trabalho da mãe
- Razão pela qual escola foi escolhida
- Quem possui a guarda
- Tempo da escola para casa
- Tempo de estudo semanal
- Repetências

DataSet – Variáveis

- Suporte escolar extra
- Suporte familiar
- Classes extra pagas
- Atividades extracurriculares
- Frequentouescola de enfermaria
- Pretende cursar ensino superior
- Acesso à internet
- Participa de relação romântica
- Qualidade da relação familiar
- Tempo livre após a escola

- Frequência com que sai com amigos
- Consumo de álcool diário
- Consumo de álcool aos finais de semana
- Estado de saúde
- Número de faltas
- Nota do primeiro período
- Nota do segundo período
- Nota final

DataSet – Variáveis

As variáveis escolhidas para análise foram: idade, nota final, número de faltas e consumo de álcool aos finais de semana (especificamente nível 4, alto)

Pergunta dessa fase da pesquisa: <u>De que forma a</u> <u>idade, o número de faltas e o alto consumo de</u> <u>álcool em finais de semana impactam na nota final</u> <u>G3)?</u>

A regressão linear múltipla é uma técnica de dependência, que visa calcular a dependência estatística de uma variável dependente quantitativa em relação a duas ou mais variáveis

A fim de:

- encontrar relação causal entre as variáveis;
- estimar os valores da variável dependente a partir dos valores conhecidos das variáveis independentes.

Modelo

$$E(y) = \beta O + \beta 1 X 1 + \beta 2 X 2 + ... + \beta k X k$$

Em que o coeficiente βk representa a variação esperada de Y para cada unidade de variação em Xk (k = 1, 2, ..., k), considerando as outras variáveis independentes fixas (no caso, Y)



Entendem-se as equações da seguinte forma:

Equação de regressão ajustada aos dados: ŷ = b0 + b1x1 + b2x2 + ... + bkxk

Valores preditos: ŷi = b0 + b1xi1 + b2xi2 + ... + bkxik

Resíduos: êi = yi - ŷi



Para avaliar a qualidade do ajuste, tem-se o coeficiente de determinação, que apresenta uma medida da proporção da variação total que é explicada pelo modelo de regressão: r²

É o quociente entre a variação explicada e a variação total do modelo.

Pode-se mostrar que:

$$\sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y})^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \overline{y})^2$$

$$\downarrow \qquad \qquad \downarrow \qquad \qquad \downarrow$$

$$SST = SSE + SSR$$

SST → Soma dos quadrados totais - Variação total

SSE → Soma dos quadrados dos resíduos - Variação não explicada

SSR → Soma dos quadrados da regressão - Variação explicada

Temos, então, duas hipóteses:

- h0: $\beta 1 = \beta 2 = \beta 3 = ... = \beta k = 0$
 - as variáveis selecionadas não interferem na variável independente
- h1: nem todos os βi são iguais à 0
 - os coeficientes que não são nulos correspondem às variáveis que interferem na variável independente

As variáveis escolhidas no presente trabalho são:

- VARIÁVEL DEPENDENTE
 - o G3: nota final escolar ao sair do ensino médio
- VARIÁVEIS INDEPENDENTES
 - idade
 - número de faltas
 - alto consumo de álcool aos finais de semana (variável dummy considerado apenas nível 4)

tabela de frequências

```
> table(dados$age)
       17 18
               19 20 21 22
       98 82 24
82 104
> table(dados$Walc)
151 85
       80
           51
> table(dados$absences)
                               8 9 10
                                                  3
                                                     12
                53
                       31
                              22
                                              12
                                   3
                                      17
               24
                   25
                       26
                          28
                               30
> table(dados$G3)
                      11 12 13 14 15 16 17 18 19 20
              32 28 56 47 31 31 27 33 16 6 12
```

```
> # Amplitudes
> range(dados$age)
[1] 15 22
> range(dados$absences)
[1] 0 75
> range(dados$G3)
                      > # Função summary (média, mediana, quartis e valores mín e máx)
[1] 0 20
                      > summary(dados$age)
                        Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu.
                                                            Max.
                        15.0 16.0 17.0 16.7 18.0 22.0
                     > summary(dados$absences)
                        Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu.
                                                            Max.
                       0.000 0.000 4.000
                                             5.709 8.000
                                                         75.000
                      > summary(dados$G3)
                        Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu.
                                                            Max.
                        0.00 8.00 11.00
                                             10.42 14.00
                                                           20.00
```

mediana

```
> medianAge <- median(dados$age)</p>
> print(medianAge)
[1] 17
> medianAbsences <- median(dados$absences)</p>
> print(medianAbsences)
[1] 4
> medianG3 <- median(dados$G3)</pre>
> print(medianG3)
\lceil 1 \rceil 11
```

moda

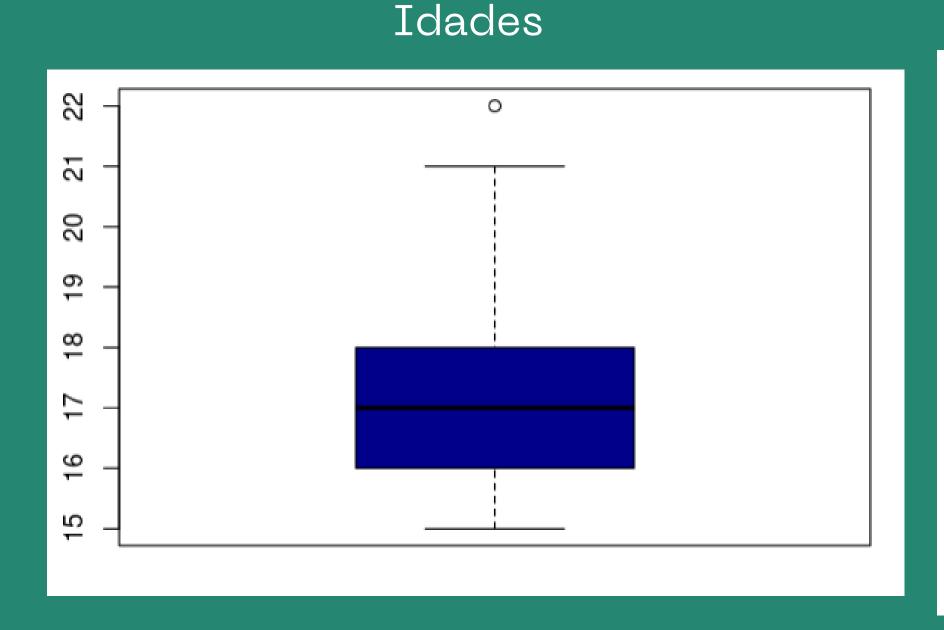
```
> getmode <- function(dados) {</pre>
  uniqv <- unique(dados)
    uniqv[which.max(tabulate(match(dados, uniqv)))]
> resultAge <- getmode(dados$age)</p>
> print(resultAge)
[1] 16
> resultAbsences <- getmode(dados$absences)</p>
> print(resultAbsences)
[1] 0
> resultG3 <- getmode(dados$G3)</p>
> print(resultG3)
[1] 10
```

```
> # Função describe e describeBy (média, desvio padrão[sd], erro, mediana)
> describe(dados$age)
  vars n mean sd median trimmed mad min max range skew kurtosis
X1 1 395 16.7 1.28 17 16.63 1.48 15 22
                                        7 0.46
                                                   -0.03 0.06
> describe(dados$absences)
  vars n mean sd median trimmed mad min max range skew kurtosis se
X1 1 395 5.71 8
                   4 4.24 5.93 0 75 75 3.64
                                                  21.31 0.4
> describe(dados$G3)
       n mean sd median trimmed mad min max range skew kurtosis
  vars
    0.37 0.23
```

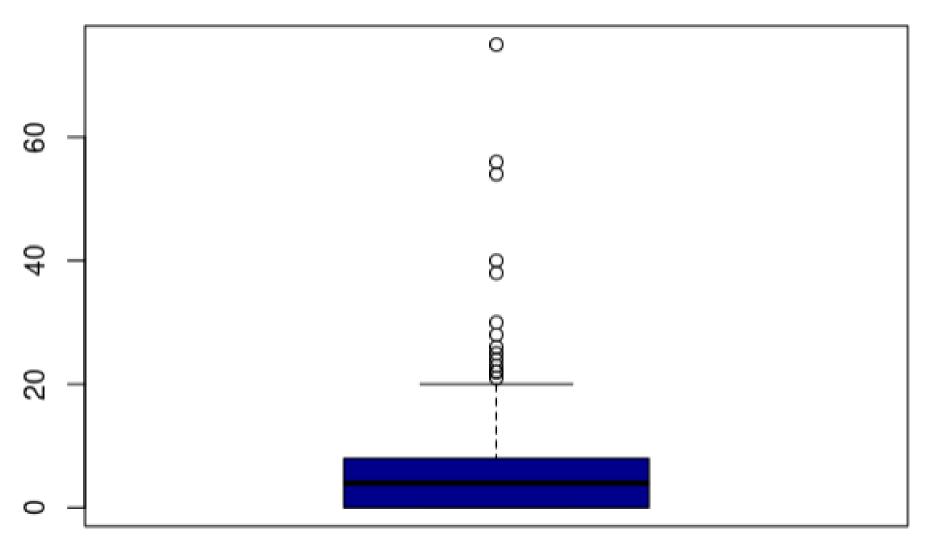
```
> # Erro
> std_mean <- function(x) sd(x)/sqrt(length(x))
> std_mean(dados$age)
[1] 0.06420468
> std_mean(dados$absences)
[1] 0.4026794
> std_mean(dados$G3)
[1] 0.2305174
```

```
> # Variância
> var(dados$age)
[1] 1.628285
> var(dados$absences)
[1] 64.04954
> var(dados$G3)
[1] 20.98962
```

Boxplot das variáveis idade, faltas e notas finais, respectivamente







Boxplot das variáveis idade, faltas e notas finais, respectivamente

Notas finais

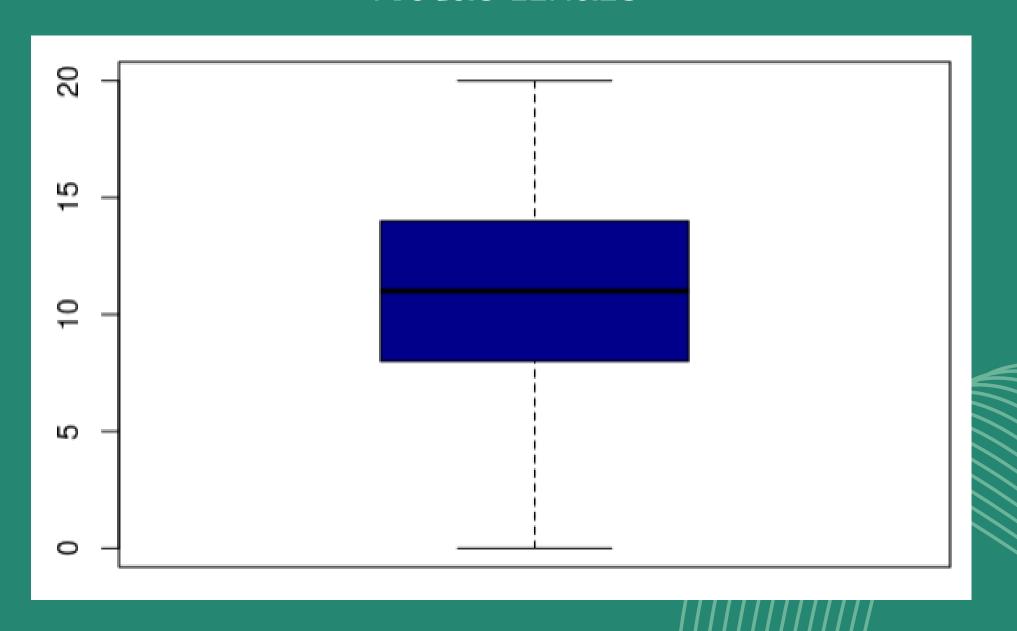
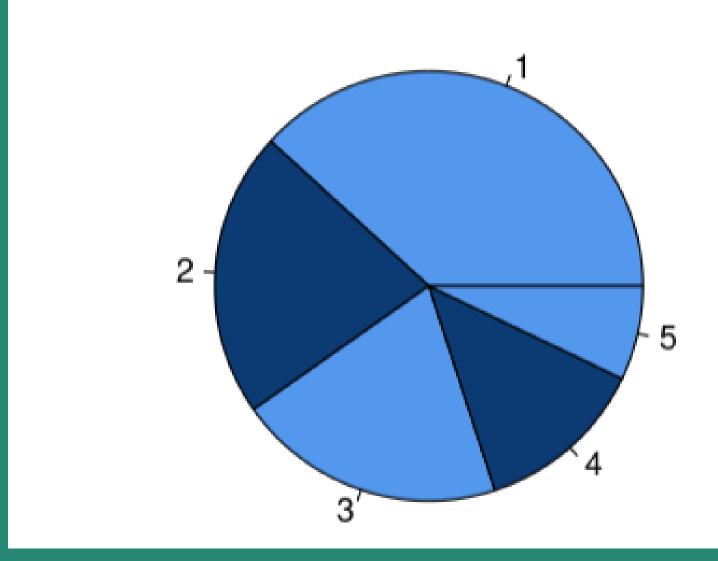


Gráfico de setores da variável qualitativa

Consumo de álcool aos finais de semana



- 1 consumo muito baixo
- 2 consumo baixo
- 3 consumo médio
- 4 consumo alto
- 5 consumo muito alto

A partir do uso de variáveis dummy, a variável qualitativa foi desmembrada, e na presente análise foram utilizadas somente as respostas que indicam o nível 4, que se referem ao alto consumo de álcool em finais de semana

Regressão Linear Simples – Nota final (G3) x faltas

```
> modAbsence <- lm(dados2$G3 ~ dados2$absences)</pre>
> summary(modAbsence)
Call:
lm(formula = dados2\$G3 \sim dados2\$absences)
Residuals:
              1Q Median 3Q
    Min
                                       Max
-10.3033 -2.3033
                   0.5007 3.4811 9.6183
Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)
               10.30327 0.28347 36.347 <2e-16 ***
dados2$absences 0.01961 0.02886 0.679 0.497
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 4.585 on 393 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.001173, Adjusted R-squared: -0.001369
F-statistic: 0.4615 on 1 and 393 DF, p-value: 0.4973
```

Regressão Linear Simples – Nota final (G3) x faltas

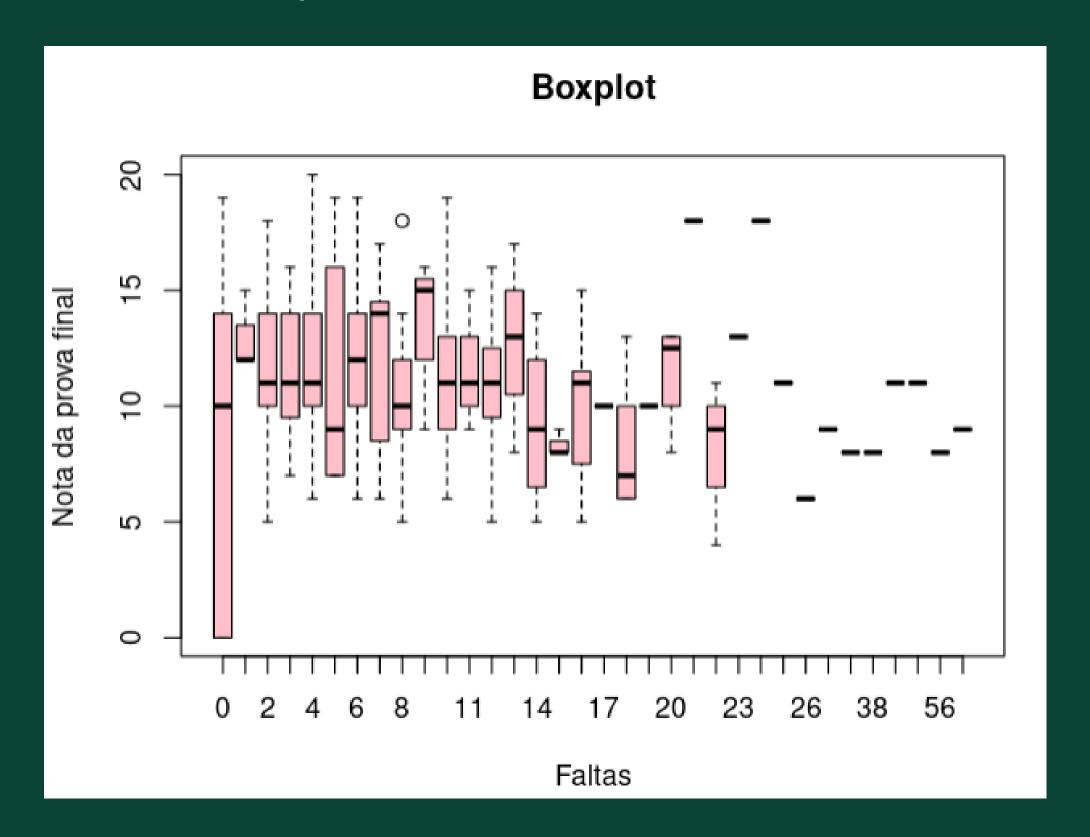
```
> summary(rstandard(modAbsence))
    Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
-2.251684 -0.503358  0.109388 -0.000427  0.760816  2.100754
> anova1 <- aov(modAbsence)
> shapiro.test(anova1$residuals)

    Shapiro-Wilk normality test

data: anova1$residuals
W = 0.93511, p-value = 4.283e-12
```

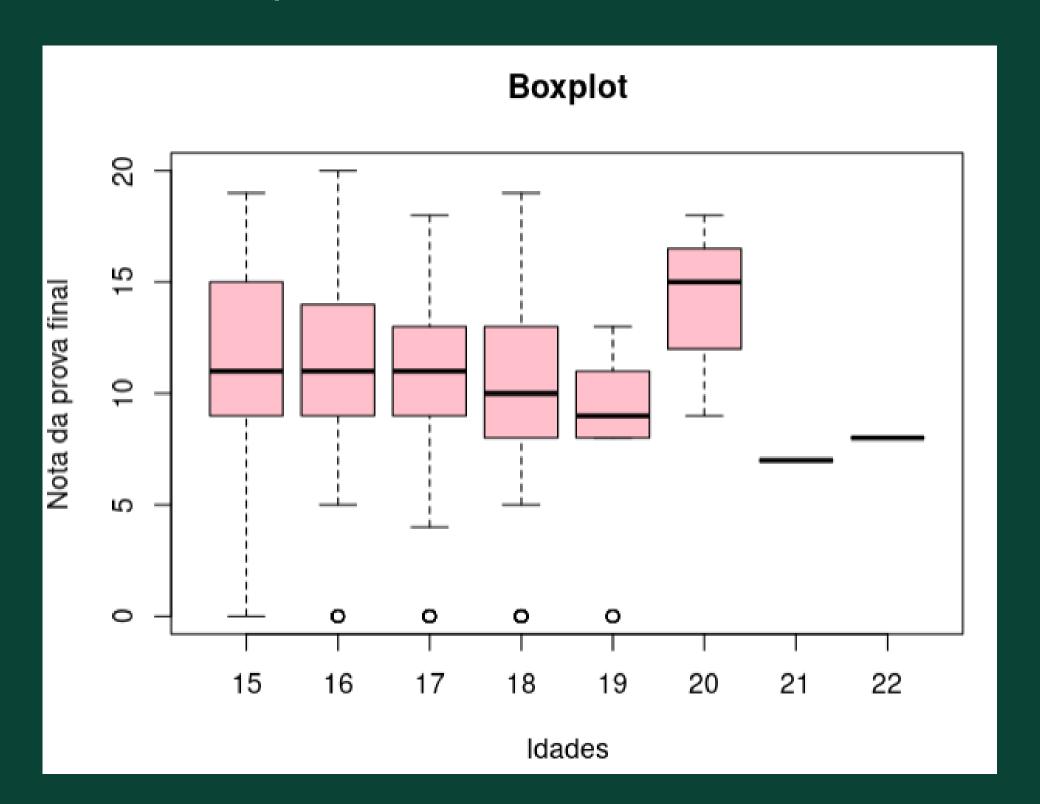
Regressão Linear Simples – Nota final (G3) x faltas

- Observando o modelo padronizado, tem-se
 - resíduo padronizado deveria estar dentro do intervalo -2
 e 2 modelo pouco ajustado
 - p value muito abaixo de 0,05, há indícios de normalidade, ou seja, entende-se que uma variável interfere na outra



```
> modAge <- lm(dados2$G3 ~ dados2$age)
> summary(modAge)
Call:
lm(formula = dados2$G3 \sim dados2$age)
Residuals:
    Min
              10 Median 30
                                      Max
-11.3992 -1.6588 0.3412 3.1809 9.5014
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 20.1011 2.9928 6.717 6.54e-11 ***
dados2$age -0.5801 0.1787 -3.246 0.00127 **
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 4.527 on 393 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.02611, Adjusted R-squared: 0.02363
F-statistic: 10.54 on 1 and 393 DF, p-value: 0.001271
```

- Observando o modelo padronizado, tem-se
 - resíduo padronizado deveria estar dentro do intervalo -2
 e 2 modelo pouco ajustado
 - p value muito abaixo de 0,05, há indícios de normalidade, ou seja, entende-se que uma variável interfere na outra



Regressão Linear Simples – Nota final (G3) x alto consumo de álcool em finais de semana

```
> modAlcohol <- lm(dados2$G3 ~ dados2$Walc 4)</pre>
> summary(modAlcohol)
Call:
lm(formula = dados2\$G3 \sim dados2\$Walc 4)
Residuals:
              1Q Median
    Min
                                       Max
-10.5233 -1.6863 0.4767 3.4767 9.4767
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 10.5233 0.2469 42.628 <2e-16 ***
dados2$Walc 4 -0.8370 0.6870 -1.218 0.224
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 4.579 on 393 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.003762, Adjusted R-squared: 0.001227
F-statistic: 1.484 on 1 and 393 DF, p-value: 0.2238
```

Regressão Linear Simples – Nota final (G3) x alto consumo de álcool em finais de semana

```
> summary(rstandard(modAlcohol))
   Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
-2.3017 -0.3720 0.1043 0.0000 0.7604 2.0728
> anova3 <- aov(modAlcohol)
> shapiro.test(anova3$residuals)

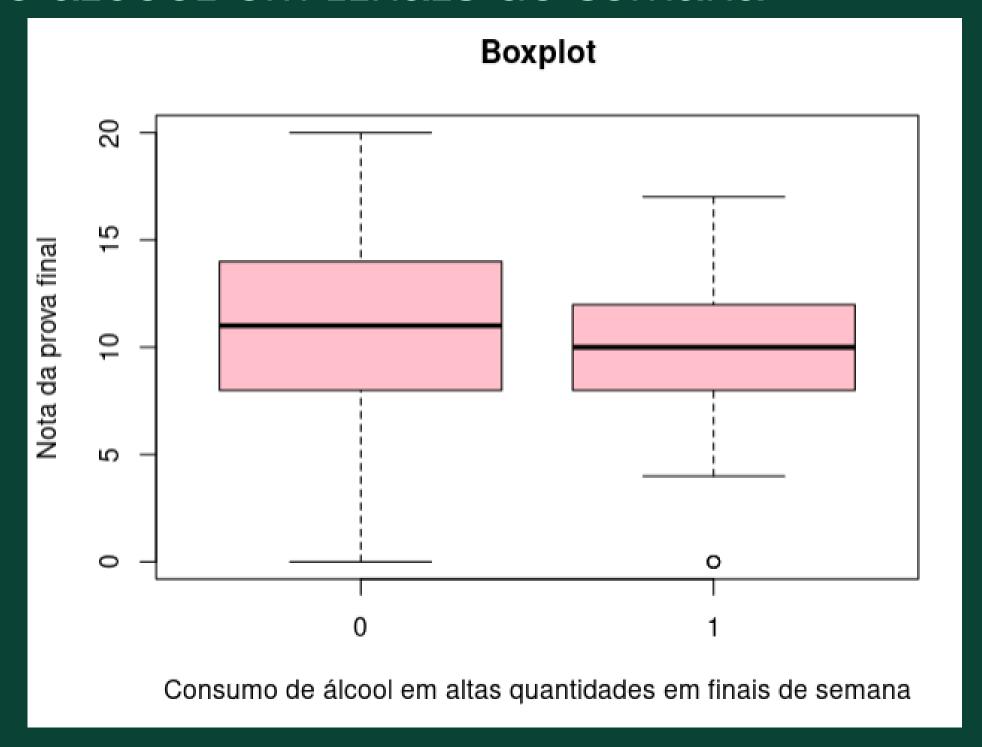
   Shapiro-Wilk normality test

data: anova3$residuals
W = 0.92767, p-value = 6.864e-13
```

Regressão Linear Simples – Nota final (G3) x alto consumo de álcool em finais de semana

- Observando o modelo padronizado, tem-se
 - resíduo padronizado deveria estar dentro do intervalo -2
 e 2 modelo pouco ajustado
 - p value muito abaixo de 0,05, há indícios de normalidade, ou seja, entende-se que uma variável interfere na outra

Regressão Linear Simples – Nota final (G3) x alto consumo de álcool em finais de semana



Modelo com todas as variáveis

```
> modelo <- lm(G3 ~ absences + age + Walc_4, dados2)</pre>
> summary(modelo)
Call:
lm(formula = G3 \sim absences + age + Walc_4, data = dados2)
Residuals:
             1Q Median
    Min
                              30
                                     Max
-11.3800 -1.7223 0.3761 3.1264 9.7920
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 20.89591 3.01564 6.929 1.75e-11 ***
absences 0.04279 0.02913 1.469 0.142680
age -0.63440 0.18133 -3.499 0.000521 ***
Walc_4 -1.03031
                      0.68397 -1.506 0.132779
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Método Backward

```
> step(modelo, direction="backward")
Start: AIC=1195.01
G3 ~ absences + age + Walc_4
         Df Sum of Sq RSS
                     7974.3 1195.0
<none>
- absences 1 44.002 8018.3 1195.2
- Walc_4 1 46.279 8020.6 1195.3
- age 1 249.640 8224.0 1205.2
Call:
lm(formula = G3 \sim absences + age + Walc_4, data = dados2)
Coefficients:
(Intercept) absences
                                       Walc_4
                              age
  20.89591 0.04279 -0.63440
                                      -1.03031
```

Método Stepwise

```
> step(modelo, direction="both")
Start: AIC=1195.01
G3 ~ absences + age + Walc_4
          Df Sum of Sq RSS
                              AIC
                      7974.3 1195.0
<none>
- absences 1 44.002 8018.3 1195.2
- Walc_4 1 46.279 8020.6 1195.3
- age 1 249.640 8224.0 1205.2
Call:
lm(formula = G3 \sim absences + age + Walc_4, data = dados2)
Coefficients:
(Intercept)
                                        Walc_4
              absences
                               age
  20.89591
               0.04279 -0.63440
                                      -1.03031
```

Método Forward

```
> modelo <- lm(G3 ~ absences + age + Walc_4, dados2)</pre>
> step(modelo, direction="forward")
Start: AIC=1195.01
G3 ~ absences + age + Walc_4
Call:
lm(formula = G3 \sim absences + age + Walc_4, data = dados2)
Coefficients:
(Intercept) absences
                                           Walc_4
                                 age
  20.89591 0.04279 -0.63440
                                         -1.03031
```

Métodos de checagem

Os três métodos de checagem de modelo (backward, forward e stepwise) indicam que, para construção do modelo definitivo, não se deve tirar nenhuma variável, a fim de não comprometer a qualidade. Assim, mantém-se as variáveis avaliadas durante a regressão linear simples.

Leverage

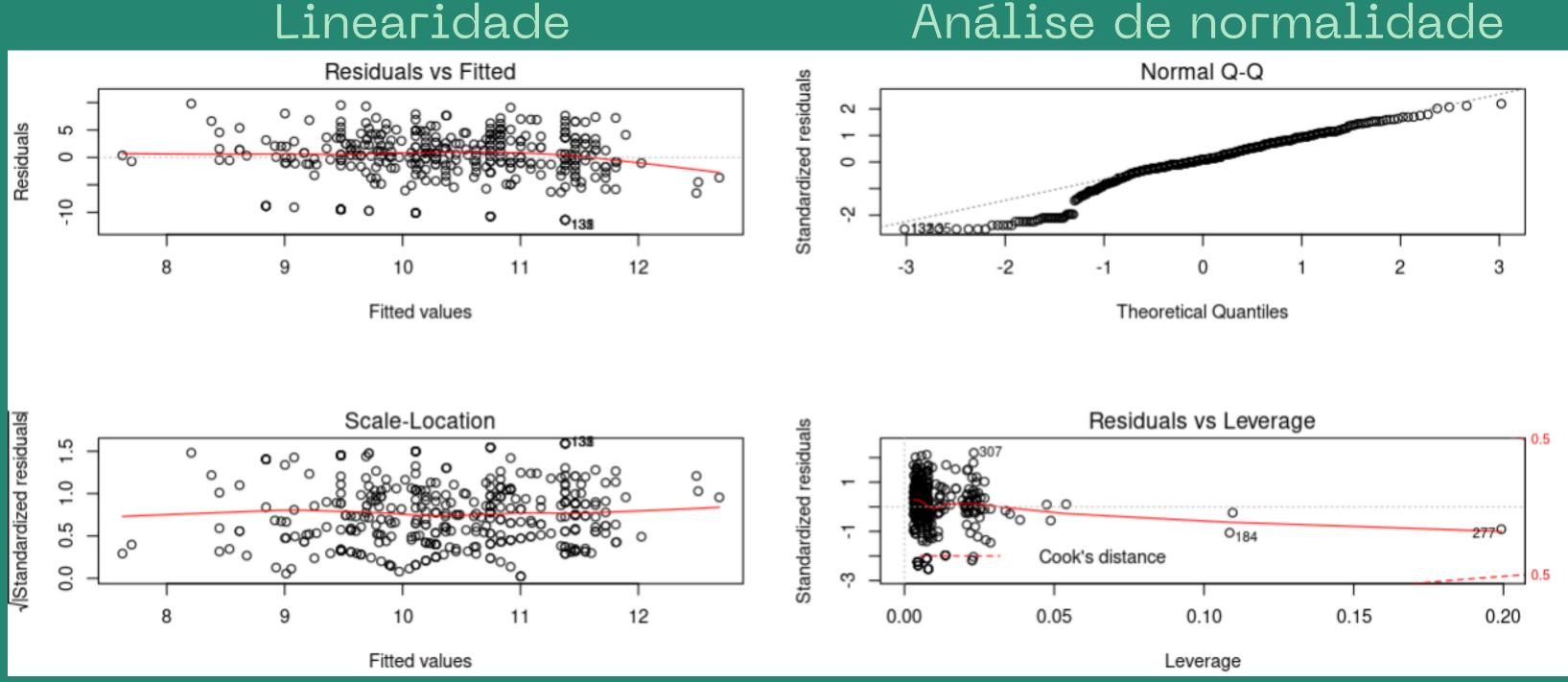
Regressão Linear Múltipla

Construção do modelo e análise gráfica – estudo dos resíduos

```
> modelo <- lm(G3 ~ absences + age + Walc_4, dados2)
> # Análise gráfica
   par(mfrow=c(2,2))
   plot(modelo)
                                                                         Residuals vs Fitted
                                                                                                                                                              Normal Q-Q
   par(mfrow=c(1,1))
                                                                                                                          Standardized residuals
                                        Residuals
                                             9
                                                                                                         12
                                                                                            11
                                                                                                                                                            Theoretical Quantiles
                                                                              Fitted values
                                                                                                                                                         Residuals vs Leverage
                                                                           Scale-Location
                                        Standardized residuals
                                                                                                                          Standardized residuals
                                             1.0
                                             0.5
                                                                                                                                                                                                 277<sup>O</sup>
                                                                                                                                                    Cook's distance
                                                                                                         12
                                                                                                                                    0.00
                                                                                                                                                                   0.10
                                                                                                                                                                                   0.15
                                                                                            11
                                                                                                                                                   0.05
                                                                                                                                                                                                  0.20
```

Fitted values

Construção do modelo e análise gráfica – estudo dos resíduos



Homoscedasticidade

Outliers e pontos influentes

Construção do modelo e análise gráfica – estudo dos resíduos

Normalidade dos resíduos

```
> shapiro.test(modelo$residuals)
```

Shapiro-Wilk normality test

data: modelo\$residuals

W = 0.94979, p-value = 2.502e-10

Outliers nos resíduos

```
> summary(rstandard(modelo))
Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
-2.5299682 -0.3829807 0.0853290 -0.0005498 0.6952566 2.1938392
```

Construção do modelo e análise do coeficiente de regressão, t value, p value e erro padrão

```
> summary(modelo)
Call:
lm(formula = G3 \sim absences + age + Walc_4, data = dados2)
Residuals:
    Min
             10 Median 30
                                     Max
-11.3800 -1.7223 0.3761 3.1264
                                   9.7920
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 20.89591 3.01564 6.929 1.75e-11 ***
           0.04279 0.02913 1.469 0.142680
absences
age -0.63440 0.18133 -3.499 0.000521 ***
Walc_4
          -1.03031 0.68397 -1.506 0.132779
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 4.516 on 391 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.03574, Adjusted R-squared: 0.02834
F-statistic: 4.831 on 3 and 391 DF, p-value: 0.002585
```

Conclusão

<u>p value = 0,002585, f = 4,831, r^2 ajustado = 0,02834</u>

entende-se que coeficientes angulares da reta são diferentes de 0, o que faz com que rejeitemos h0

entende-se, portanto, que as variáveis selecionadas interferem na variável independente

em outras palavras, a idade, as faltas e o alto consumo de álcool em finais de semana interferem na nota final dos adolescentes entrevistados

Bibliotecas utilizadas

- dplyr facilita a manipulação de dataframes
- psych facilita análise multivariada
- ISwR facilita análises estatísticas iniciais
- pacman facilita uso de funções nativas do R
- nycflights13 facilita análise multivariada
- fastDummies auxílio ao criar variáveis dummy

Referências

- Raciocínio para o R2 (artigo). Disponível em:
 https://pt.khanacademy.org/math/ap-statistics/bivariate-data-ap/assessing-fit-least-squares-regression/a/r-squared-intuition. Acesso em 28/10/2022.
- Análise de variância (ANOVA) | Estatística e probabilidade. Disponível em: https://pt.khanacademy.org/math/statistics-probability/analysis-of-variance-anova-library. Acesso em 28/10/2022.
- SANT'ANA, R. Disponível em: <http://lite.acad.univali.br/rcurso/anova/>. Acesso em 28/10/2022.
- O Significado e a Interpretação dos P-values (o que os dados dizem). Disponível em:
 - http://www.bertolo.pro.br/FinEst/Estatistica/EstatisticaNosNegocios/p-

OBRIGADA!