Análise Quantitativa de Dados em Linguística

Regressão Logística

Ronaldo Lima Jr.

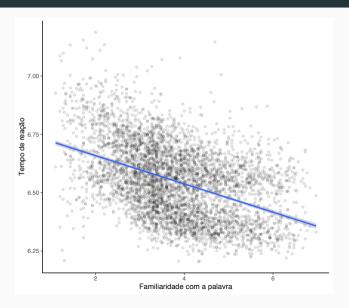
ronaldojr@letras.ufc.br
ronaldolimajr.github.io

Universidade Federal do Ceará

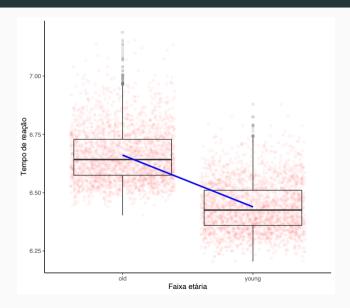
Roteiro

- 1. Regressão Linear (revisão)
- 2. Regressão Logística
- 3. Modelo 1
- 4. Modelo 2

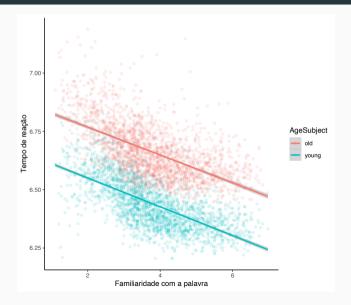
Regressão Linear (revisão)



- 1 RTlexdec ~ Familiarity
 - ightarrow Variável resposta contínua
 - ightarrow Variável preditora contínua

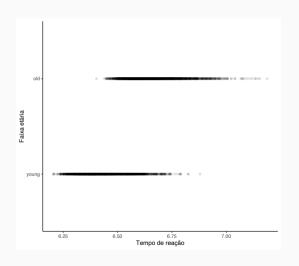


- 1 RTlexdec ~ AgeSubject
 - ightarrow Variável resposta contínua
 - ightarrow Variável preditora categórica



```
1 RTlexdec ~ Familiarity + AgeSubject
```

- → Variável resposta contínua
- → Variáveis preditoras contínuas e categóricas

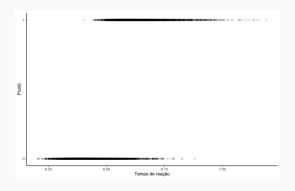


E se a variável preditora for binária? (yes/no, 0/1, good/bad, natural/unnatural, etc.)

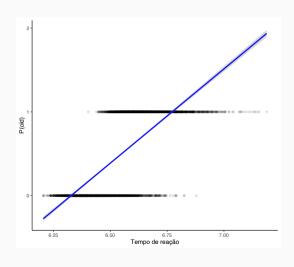
Ex.: modelar faixa etária em função do tempo de reação

i.e.: prever se um participante é jovem ou velho com base no seu tempo de reação

Tarefas de classificação como essa são muito comuns em *machine learning* (e é o que o Goldvarb faz por trás)



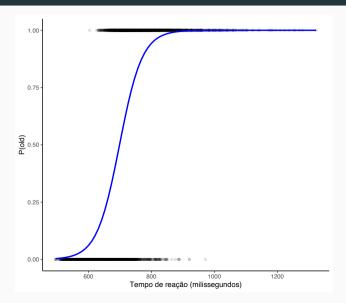
Nesses casos, não há uma unidade de medida no eixo y, então precisamos modelar/prever a probabilidade de um participante ser velho ou jovem diante de um tempo de reação.



Podemos simplesmente ajustar uma linha a esses dados?

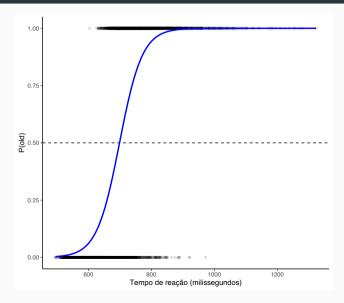
- 1 | lm(AgeSubject ~ RTLexdec)
 - Claramente, não!
 - → A maioria dos dados está longe da reta
 - → Probabilidades vão de 0 a 1, e a reta estima probabilidades acima de 1 e abaixo de 0 (impossíveis)





Utilizamos uma linha curva!

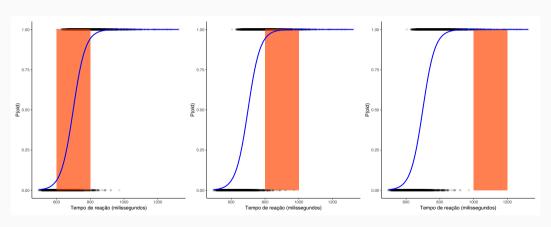
 → Neste caso, uma curva logística (ou sigmoide)



Utilizamos uma linha curva!

- → Neste caso, uma curva logística (ou sigmoide)
- → Porém, não podemos modelar a probabilidade em função das variáveis preditoras (neste caso P(old) em função do tempo de reação) porque a <u>probabilidade</u> <u>não é constante</u> (não é uma linha reta).

Mudanças de 200 milissegundos no tempo de reação:



Log-odds

Solução:

- → Utilizar uma medida relacionada a probabilidades, porém constante (linear), simétrica e facilmente reconvertida para probabilidades
- → *log-odds* (logaritmo das chances)

Odds (chances)

- As chances (odds) de algo ocorrer são a razão (divisão) da quantidade favorável pela quantidade desfavorável:
 - chances de um dado (justo) cair em um número específico = 1:5 = 0.2
 - ullet chances de uma moeda (justa) cair cara =1:1=1
 - Labov observou 195 apagamentos de /r/ e 21 produções de /r/ da loja Klein \rightarrow chances de apagamento da loja Klein = 195:21 = 9,3
- As chances vão de 0 a ∞, com ponto de equilíbrio em 1:
 - chances entre 0 e 1: desfavorecem a ocorrência (dado)
 - chances de 1: ponto neutro/equilíbrio (moeda)
 - Chances maiores que 1: favorecem a ocorrência (apagamento de /r/ da Klein)

Problema: a escala das chances não é simétrica

$$0 \longleftrightarrow 1 \longleftrightarrow \infty$$

Probabilidade

- A probabilidade de algo ocorrer é a razão (divisão) da quantidade favorável pela quantidade total:
 - probabilidade de um dado (justo) cair em um número específico $=1/6=0.1666\approx 17\%$
 - ullet probabilidade de uma moeda (justa) cair cara =1/2=0.5=50%
 - Labov observou 195 apagamentos de /r/ e 21 produções de /r/ da loja Klein \rightarrow probabilidade de apagamento da loja Klein = 195/216 = 0,9027778 \approx 90%
- Probabilidade vai de 0 a 1, com ponto de equilíbrio em 0,5 (a escala é simétrica):
 - probabilidades entre 0 e 0,5 (< 50%): desfavorecem a ocorrência (dado)
 - probabilidade de 0,5 (50%): ponto neutro/equilíbrio (moeda)
 - probabilidades maiores que 0,5 (> 50%): favorecem a ocorrência (apagamento de /r/ da Klein)

Problema: o ponto de equilíbrio em 0,5 nem sempre é intuitivo; e, <u>a mudança de probabilidade</u> na curva logística (sigmoide) que utilizaremos não é constante

log-odds

- Ao tirarmos o logaritmo natural (log) das chances (odds), resolvemos o problema da assimetria da escala das chances, pois os valores de 0 a 1 ficam negativos; e resolvemos a não constância da probabilidade na curva logística, pois os valores em log-odds serão constantes
- A escala em log-odds vai de $-\infty$ a $+\infty$
- É simples fazer uma conversão entre qualquer uma dessas três medidas (probabilidade, chances/odds, log-odds)

Conversões

- ullet probabilidade \leftrightarrow odds
 - p = odds/1 + odds
 - odds = p/1 p
- odds \leftrightarrow log-odds
 - log-odds = log(odds)
 - odds = exp(log-odds)
- probabilidade \leftrightarrow log-odds
 - logodds = log(p/1 p)
 - p = 1/1 + exp(-logodds)

```
1 | arm::invlogit()
2 | ilogit = function(x) {
3 | 1/(1+exp(-x))}
```

Conversões

Probabilidade	Chances (odds)	Log-odds
0,001	0,001	-6,91
0,01	0,01	-4,6
0,05	0,51	-2,94
0,1	0,11	-2,2
0,25	0,33	-1,1
0,5	1	0
0,75	3	1,1
0,9	9	2,2
0,95	19	2,94
0,99	99	4,6
0,999	999	6,91

- Obs. sobre log-odds:
- → valores negativos = baixa probabilidade (desfavorece)
- → valores positivos = alta probabilidade (favorece)
- ightarrow log-odd de 2 pprox 90% (ou 10%) de probabilidade
- ightarrow log-odd de 4 pprox 99% (ou 1%) de probabilidade

Modelos Lineares Generalizados

• Modelos Lineares e Modelos Logísticos são parte de uma mesma família

Generalized Linear Models (GLMs):

Linear, Logistic, Ordinal, Poisson, Multinomial, etc.

- Consequentemente, o output de uma regressão linear e de uma regressão logística é muito semelhante
- Principais diferenças:
- → coeficientes são dados em log-odds (conversíveis para probabilidade)
- \rightarrow não há R^2 , pois não há resíduos

Modelo 1

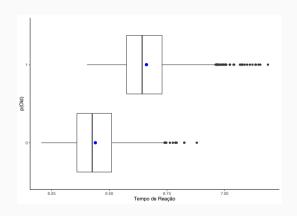
Exemplo 1 (modelo com 1 variável preditora contínua)

Dados 'english' do pacote languageR

- Com modelo de regressão linear buscamos prever tempo de reação a partir da faixa etária (RTlexdec em função de AgeSubject)
- → Podemos agora prever a faixa etária a partir do tempo de reação (AgeSubject em função de RTlexdec)?

Contrast Coding:

```
english = english %>%
    dplyr::select(RTlexdec, AgeSubject) %>%
    mutate(Old = as.factor(
      ifelse(AgeSubject == "old", 1, 0)
4
      ))
5
      RTlexdec AgeSubject Old
6
      6.543754
                    voung
      6.397596
                    young
      6.304942
                    young
      6.424221
                    voung
      6.450597
                    young
```



```
1 model.eng = glm(Old ~ RTlexdec, data = english, family = binomial())
2 | summarv(model.eng)
  Deviance Residuals:
      Min
             10 Median
                         30
                                    Max
  -3.6178 -0.4229 -0.0235 0.5312
                                  2.3951
  Coefficients:
             Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
  RTlexdec 19.6497 0.5804 33.86 <2e-16 ***
  Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '. '0.1 ' 1
  (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
      Null deviance: 6332.6 on 4567 degrees of freedom
11
  Residual deviance: 3145.8 on 4566 degrees of freedom
  AIC: 3149.8
```

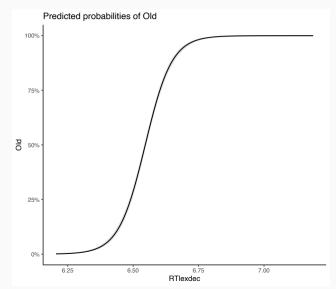
Interpretação dos coeficientes:

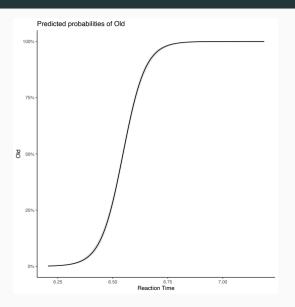
```
1 | Coefficients:
2 | Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
3 | (Intercept) -128.6308 | 3.8008 | -33.84 | <2e-16 ***
4 | RTlexdec | 19.6497 | 0.5804 | 33.86 | <2e-16 ***
```

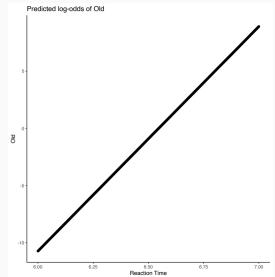
- Intercept: probabilidade de ser Old quando tempo de reação = 0
- → -129 log-odds (negativo, valores de referência da tabela)
- Slope: quanto o intercept muda (neste caso aumenta) em log-odds para cada unidade de mudança em RTlexdec
- → 20 log-odds a mais para cada unidade de aumento em tempo de reação (não podemos transformar este *slope* em probabilidade porque a probabilidade da curva logística não é constante)

Prever probabilidades de 'Old':

```
invlogit(-128.6308 + 19.6497)
4.678532e-48
invlogit(-128.6308 + (2*19.6497))
1.599064e-39
invlogit(-128.6308 + (6.25*19.6497))
0.002958308
invlogit(-128.6308 + (6.5*19.6497))
0.2874605
invlogit(-128.6308 + (6.75*19.6497))
0.9820962
invlogit(-128.6308 + (7*19.6497))
0.9998659
```





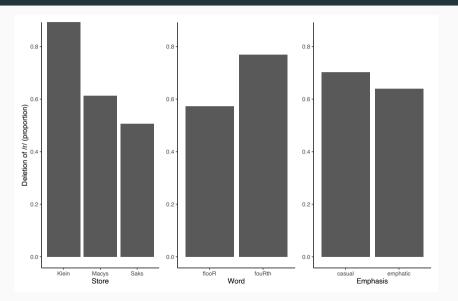


Modelo 2

Exemplo 2 (modelo com variáveis preditoras categóricas)

Dados 'Labov'

- Modelar/explicar/prever apagamento do /r/ em coda em função de:
- → loja/classe socioeconômica (Klein, Macys, Saks)
- \rightarrow palavra/posição do /r/ coda medial ou final (fouRth, flooR)
- → ênfase (casual, enfático)



Modelo com apenas "loja" como preditor:

```
# Contrast coding para modelarmos apagamento
  labov = labov %>%
    mutate(deletion = if else(r == "r0", 1, 0))
  mLabov.store = glm(deletion ~ store.
                    data = labov.
5
                   family = "binomial")
6
  summary(mLabov.store)
  Coefficients:
9
              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
  (Intercept) 2.2285
                          0.2296 9.704 < 2e-16 ***
  storeMacvs -1.7049 0.2559 -6.663 2.68e-11 ***
  storeSaks -2.1385
                        0.2743 -7.796 6.41e-15 ***
```

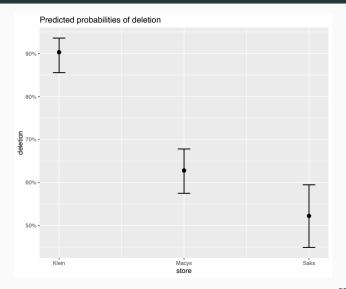
- Todos coeficientes significativos
- Intercept = probabilidade (em log-odds) de apagamento na loja Klein (positivo) arm::invlogit(2.2285) = 0.90
- Slope: Macys = mudança no intercept na Macys (negativo = probabilidade diminui) invlogit(2.2285-1.7049) = 0.63
- Slope: Saks = mudança no intercept na Saks (negativo = probabilidade diminui) invlogit(2.2285-2.1385) = 0.52

Fazemos os cálculos com os log-odds e transformamos (com

'invlogit()', por exemplo) apenas o resultado (e não os

coeficientes)

Gráfico das probabilidades previstas pelo modelo (90%, 63% e 52%) com seus intervalos de 95% de confiança:



Modelo com "loja" e "palavra" como preditores:

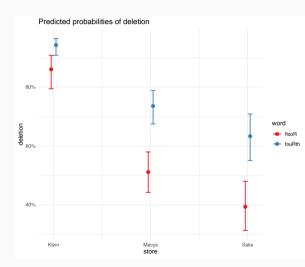
```
mLabov.store.word = glm(deletion ~ store + word,
                    data = labov,
2
3
                    family = "binomial")
  summarv(mLabov.store.word)
  Coefficients:
              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
  (Intercept) 1.8165
                          0.2388
                                  7.606 2.82e-14 ***
  storeMacvs -1.7718 0.2603
                                  -6.806 1.00e-11 ***
  storeSaks
              -2.2500
                        0.2810
                                  -8.008 1.17e-15 ***
               0.9778
                          0.1742 5.614 1.98e-08 ***
  wordfouRth
```

- Todos coeficientes significativos
- Os coeficientes das lojas continuam com os mesmos sinais negativos, mas com valores diferentes, pois o modelo agora tem mais informações
- O intercept agora representa a probabiliadde (em log-odds) de apagamento da palavra "floor" na loja Klein
- Coeficiente de word: fouRth é positivo, indicando que a probabilidade de apagamento em "fourth" aumenta (em relação a "floor")

Probabilidades previstas:

6 Saks fouRth 0.633

```
pred.store.word =
    tibble(store = rep(levels(labov$store), times = 2),
2
           word = rep(levels(labov$word), each = 3)) %>%
3
    mutate(pred = predict(mLabov.store.word,
                          newdata = pred.store.word.
5
                          type = "response"))
6
  pred.store.word
  1 Klein flooR 0.860
  2 Macvs flooR 0.511
  3 Saks flooR 0.393
  4 Klein fouRth 0.942
  5 Macvs fouRth 0.735
```



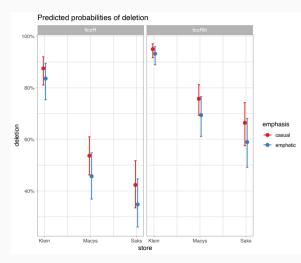
Modelo com "loja", "palavra" e "ênfase" como preditores:

```
mLabov = glm(deletion ~ store + word + emphasis,
                          data = labov.
2
                          family = "binomial")
3
  summary(mLabov)
  Coefficients:
                   Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
6
  (Intercept)
                     1.9473
                               0.2514
                                        7.746 9.47e-15 ***
  storeMacvs
                   -1.8004
                               0.2615 -6.884 5.81e-12 ***
  storeSaks
                   -2.2564
                               0.2817 -8.011 1.13e-15 ***
                   0.9912
                               0.1749 5.666 1.46e-08 ***
  wordfouRth
  emphasisemphatic -0.3197
                               0.1787 -1.789
                                                0.0736
```

- Coeficiente para emphasis não significativo - tamanho de efeito pequeno
- Demais coeficientes mantêm suas direções (com valores levemente diferentes)

Probabilidades previstas:

```
pred.labov =
     tibble(store = rep(levels(labov$store), times = 4),
2
            word = rep(levels(labov$word), each = 6),
3
            emphasis = rep(levels(labov$emphasis).
                           times = 2, each = 3)) \%>%
5
6
     mutate(pred = predict(mLabov,
                           newdata = pred.labov,
 7
 8
                           type = "response"))
   1 Klein flooR casual
                           0.875
                          0.537
    2 Macys flooR casual
    3 Saks flooR casual
                            0.423
    4 Klein flooR emphatic 0.875
    5 Macvs flooR emphatic 0.537
13
    6 Saks flooR emphatic 0.423
    7 Klein fouRth casual 0.932
    8 Macvs fouRth casual 0.694
    9 Saks fouRth casual 0.590
   10 Klein fouRth emphatic 0.932
   11 Macvs fouRth emphatic 0.694
   12 Saks fouRth emphatic 0.590
```



Perguntas?