Especialização em *Data Science* e Estatística Aplicada

Módulo IV - Análise de Dados Categóricos

Prof Dr Márcio Augusto Ferreira Rodrigues

Goiânia, 2025







Conteúdo Programático

- Dados categorizados. Tabelas de contingência bidimensionais.
- Tabelas de contingência tridimensionais.
- Testes para dados categorizados: qui-quadrado, exato de Fisher e razão de verossimilhança.
- Modelo de regressão logística binária.
- Regressão Logística Politômica.
- Aplicações no software R.

Conteúdo - Aula 2

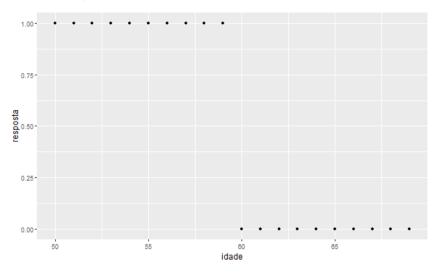
1. Regressão logistica binária

- Qualidade do Modelo ajustado
- Diagnóstico em Regressão Logística

2. Regressão Logística Politômica

- Modelo Logístico Politômico para variável resposta Nominais
- Modelo Logístico Politômico para variável resposta Ordinais

- 1. Característica Básica: Desfecho (varíavel resposta) Binário
- 2. Objetivo:
 - o Identificar fatores de risco ou Prognóstico;
 - Comparar grupos, controlando por fatores de confusão;
 - Predição
- 3. Estudo transversal: Regressão Logística usada com frequência.
- 4. Estudo Longitudinal: Regressão Logística poucou, ou raramente, utilizada neste desenho.



4/82

O modelo regressão linear

- Seja Y_i a variável resposta para observações $i=1,\cdots,n$, e considere a presença de p variáveis explicativas x_{i1},\cdots,x_{ip} .
- Relacionamos as variáveis explicativas com a variável resposta através de um modelo linear:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \cdots, \beta_p x_{ip} + \epsilon_i,$$

em que ϵ_i são iid com distribuição normal com média 0 e variância σ^2 , para $i=1,\cdots,n$.

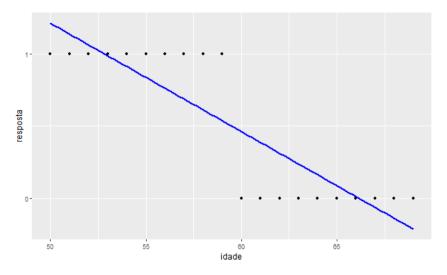
- Com isso, Y_i será iid com distribuição normal, para $i=1,\cdots,n$
- Os $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ são parâmetros da regressão que quantificam as relações entre as variáveis explicativa e a variável resposta, dadas as outras variáveis do modelo.

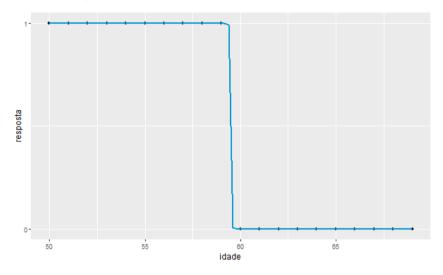
O modelo regressão linear

- Se $\beta_1 = 0 \Rightarrow$ não existe uma relação linear entre a variável x_1 e a variável resposta, dadas as outras variáveis do modelo.
- Se $\beta_1>0\Rightarrow$ existe uma relação positiva e, um aumento na variável explicativa leva a um aumento na variável resposta.
- Se $\beta_1 < 0 \Rightarrow$ existe uma relação negativa e, um aumento na variável explicativa leva a uma diminuição na variável resposta.
- ullet Tomando a esperança de Y_i , também podemos escrever o modelo linear como

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \cdots, \beta_p x_{ip} + \epsilon_i,$$

• Os valores $\beta_0, \beta_1, \cdots, \beta_p$ são estimados usando estimação de mínimos quadrados, por exemplo.





O modelo regressão logística

- ullet Este modelo é uma extensão de regressão linear para o caso em que a variável Y possui distribuição binomial.
- No contexto de repostas binárias, a quantidade que queremos estimar é a probabilidade de sucesso, $\pi=P(Y=1)$.
- Sejam Y_i variáveis reposta binárias independentes para observações $i=1,\cdots,n$.
- Y_1, \dots, Y_n ensaios de Bernoulli independentes, tal que

$$Y_i = egin{cases} 1, & ext{com probabilidade } \pi_i \ 0, & ext{com probabilidade } 1 - \pi_i \end{cases}$$

O modelo regressão logística

- A probabilidade π_i varia de indivíduo para indivíduo
- Queremos que esta variação ocorra em função das covariaveis $\mathbf{X}=(X_1,\cdots,X_p)$, isto é, gueremos escrever

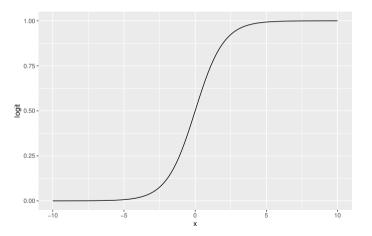
$$\pi_i = P(Y = 1 | \mathbf{X} = \mathbf{x}_i) = g(\mathbf{x}_i).$$

- Queremos que $g(\mathbf{x}) \to 1$ quando x cresce e que $g(\mathbf{x}) \to 0$ quando x diminui
- Existem algumas escolhas populares para função $g(\mathbf{x})$: logística, probit, log-log complementar.
- A mais usada é a função logística
- Ela possui poucos parâmetros, é simples de entender, é flexível, e ajusta-se facilmente a diferentes contextos.

O modelo regressão logística

- O modelo linear $\pi_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \cdots, \beta_p x_{ip}$ é o mais simples, no entanto este modelo pode levar a valores de π_i menores que 0 ou maiores que 1, dependendo dos valores das variáveis explicativas.
- A função logística é uma transformação que pega qualquer valor entre menos infinito e mais infinito e transforma em um valor entre 0 e 1.

Função logística



Regressão logistica binária

Temos

$$\pi(x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \cdots, \beta_p x_{ip})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \cdots, \beta_p x_{ip})}$$

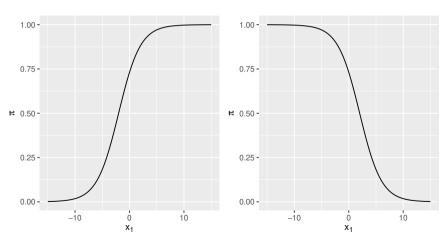
Consequentemente.

$$1 - \pi(x) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \dots, \beta_p x_{ip})}$$

- Observe que com essa formulação, $0 < \pi_i < 1$.
- A regressão logística é um recurso que nos permite estimar a probabilidade associada à ocorrência de terminado evento, em face de um conjunto de variáveis explicativas.

$$\pi = \frac{e^{1+0.5x_1}}{1+e^{1+0.5x_1}}$$

$$\pi = \frac{e^{1 - 0.5x_1}}{1 + e^{1 - 0.5x_1}}$$



• Observe que tomando o logaritmo neperiano da razão entre $\pi(x)$ e $1-\pi(x)$ obtem-se um modelo linear, isto é

$$\ln\left[\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}\right] = \beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \cdots, \beta_p x_{ip}$$

- Tal transformação é denominada logito;
- Como a razão entre $\pi(x)$ e $1-\pi(x)$ define uma chance, tem-se que o logito é o logaritmo de uma chance, logo,

chance
$$=\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}=\exp(\beta_0+\beta_1x_{i1},\cdots,\beta_px_{ip})$$

- Uma função monótona e derivável que relaciona a média ao preditor linear é denominada função de ligação (MLG).
- $\ln \left[\frac{\pi(x)}{1 \pi(x)} \right]$ é a função de ligação canônica associada ao modelo binomial.
- Geralmente escrevemos o modelo de regressão logistica como

$$logit(\pi) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1}, \cdots, \beta_n x_{in}$$

Estimação dos parâmetros - Um único regressor

MÉTODO DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA

Considere uma amostra de respostas binárias $y_1,...,y_n$ independetes e covariáveis $x_1,...,x_n$. A função de verossimilhança é

$$L(\beta_0, \beta_1) = \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} (1 - \pi(x_i))^{1 - y_i}$$

$$= \prod_{i=1}^n \left(\frac{exp(\beta_0 + \beta_1 x_i)}{1 + exp(\beta_0 + \beta_1 x_i)} \right)^{y_i} \left(\frac{1}{1 + exp(\beta_0 + \beta_1 x_i)} \right)^{1 - y_i}$$

$$= \prod_{i=1}^n \frac{exp(\beta_0 + \beta_1 x_i)^{y_i}}{1 + exp(\beta_0 + \beta_1 x_i)}$$

Estimação dos parâmetros - Um único regressor

- O estimador de máxima verossimilhança é o valor de (β_0, β_1) que maximiza a função de verossimilhança.
- Função log-verossimilhança

$$l(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^{n} \left[y_i(\beta_0 + \beta_1 x_i) - log(1 + e^{1 + exp(\beta_0 + \beta_1 x_i)}) \right]$$

 Geralmente, não existe uma solução análitica e portanto é necessário usar métodos numéricos.

Propriedades do EMV

• O EMV tem, para grandes amostras, distribuição normal;

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} \to N(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{I}^{-1})$$

• O EMV é consistente:

$$\hat{m{eta}}
ightarrow m{eta}$$

• Invariância: Se $\hat{\beta}$ é o EMV de β , então $g(\hat{\beta})$ é o EMV de $g(\beta)$

Interpretação dos parâmetros

- Em um modelo de regressão linear em que $E(Y) = \beta_0 + \beta_1 x_1, \cdots, \beta_p x_p$, o parâmetro de regressão β_r é interpretado como a mudança na resposta média para cada aumento de 1 unicade em x_r , mantendo as outras variáveis no modelo constantes.
- Em um modelo de regressão logistica a interpretação dos parâmetros da regressão precisa levar em conta o fato de que eles estão relacionados à probabilidade de sucesso através de

$$logit(\pi) = \beta_0 + \beta_1 x_1, \cdots, \beta_p x_p$$

• Mantendo as outras variáveis constantes, um aumento de 1 unidade em x_r faz com que $logit(\pi)$ mude por β_r .

Interpretação dos parâmetros

• Considerando a chance de um sucesso em um determinado valor de x são

$$Odds_x = \exp(\beta_0 + \beta_1 x)$$

ullet Se houver um aumento em c>0 unidade em x, as chances de sucesso se tornam

$$Odds_{x+c} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x + c).$$

 Para determinar o quanto as chances de sucesso mudaram por esse aumento de c unidades, encontramos a razão de chances:

$$OR = \frac{Odds_{x+c}}{Odds_x} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x + c)}{\exp(\beta_0 + \beta_1 x)} = \exp(c\beta_1).$$

Interpretação dos parâmetros

- Assim, as chances de sucesso mudam em $\exp(c\beta_1)$ vezes para cada c unidades aumentadas em x.
- Portando, $\exp(\beta_1)$ indica o aumento (ou redução) da razão de chances quando aumentamos em uma unidade a variável x
- Se x for uma variável dummy indicando se o paciente teve um tratamento ou não, o termo $\exp(\beta_1)$ indica o quanto a razão de chances se altera quando o paciente passa pelo tratamento versus quando ele não passa.

Significância dos efeitos das variáveis

- Obtidas as estimativas dos parâmetros β_k , faz-se necessário avaliar a adequação do modelo ajustado;
- O princípio em Regressão Logística é o mesmo usado em regressão linear, isto é, compara-se os valores observados da variável resposta com os valores preditos pelos modelos com e sem a variável sob investigação.
- Em regressão linear, esta comparação é feita por meio da análise de variância, em que um valor grande da soma de quadrados devido à regressão sugere que pelo menos uma, ou talvez todas as variáveis explicativas, sejam importantes.
- Em regressão logistica a comparação pode ser feita por meio de testes como o da razão de verossimilhanças (TRV), em que a função de verossimilhança do modelo sem as variáveis (L_S) é comparada com a função de verossimilhança do modelo com as variáveis (L_C)

Significância dos efeitos das variáveis

Teste da razão de verossimilhança

$$TRV = -2ln\left[\frac{L_S}{L_C}\right] = 2ln(L_C) - 2ln(L_S)$$

Sob a hipótese nula de que os p coeficientes associados às variáveis no modelo não diferem de zero, a estatística TRV segue uma distribuição qui-quadrado com p graus de liberdade.

Portanto, a rejeição de ${\cal H}_0$ nos leva a crer que pelo menos um dos p coeficientes difere de zero.

Significância dos efeitos das variáveis

Em regressão logística, a estatística

$$D=-2ln\left[rac{ ext{verossimilhança do modelo sob estudo}}{ ext{verossimilhança do modelo saturado}}
ight]$$

é denominada deviance.

- Um modelo saturado é aquele que contém tantos parâmetros quantos dados existirem.
- Assim, a estatística TRV pode ser vista como a diferença entre duas deviances, a do modelo sem as variáveis explicativas e a do modelo com tais variáveis, isto é,

Significância dos efeitos das variáveis

$$TRV = \left[-2ln \left(\frac{\text{verossimilhança do modelo sem as variáveis}}{\text{verossimilhança do modelo saturado}} \right) \right] - \left[-2ln \left(\frac{\text{verossimilhança do modelo com as variáveis}}{\text{verossimilhança do modelo saturado}} \right) \right]$$

de modo que

$$TRV = -2ln\left[\frac{L_S}{L_C}\right] = 2ln(L_C) - 2ln(L_S)$$

Significância dos efeitos das variáveis

- Uma tabela de análise de variância similar a obtida em regressão linear pode ser construida em regressão logística.
- Nesse caso, é denominada de análise de deviance (ANODEV).
- O objetivo a ANODEV é obter, a partir de uma sequencia de modelos encaixados, os efeitos de fatores, variáveis e suas interações.
- A partir das deviances e de suas diferenças, pode-se usar o teste da razão de verossimilhanças para testar a Significância da inclusão de determinads variáveis, bem como suas interações no modelo.
- Assim, pode-se avaliar o quanto da deviance associada ao modelo nulo é explicada pela inclusão de termos no modelo.

Significância dos efeitos das variáveis

• Uma alternativa para testar a Significância dos coeficientes seria o teste de Wald (1943), frequentemente utilizado para testar hipóteses relativas a um único parâmetro β_k , que sob a hipótese nula

$$H_0: \beta_k = 0$$

a estatística para esse teste é

$$W = \frac{(\hat{\beta}_k)^2}{Var(\hat{\beta}_k)}$$

que, sob H_0 , segue a distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade.

Significância dos efeitos das variáveis

- A comparação de modelos pode também ser realizada por meio de critérios que sumarizam o quão próximas as probabilidades preditas pelo modelo tendem a estar das probabilidades verdadeiras.
- Um desses critérios, o de informação de Akaike (AIC), indica o modelo que minimiza

 $AIC = -2(\log \text{verossimilhança} - \text{número de parâmentros do modelo})$

como sendo o que fornece as melhores probabilidades preditas.

Qualidade do Modelo ajustado

- Selecionado o modelo, o próximo passo é avaliar o quão bem ele se ajusta aos dados, isto é, o quão próximos os valores preditos por este modelo se encontram de seus correspondentes valores observados.
- As estatísticas de teste utilizadas para essa finalidade são, em geral, denominadas estatísticas de qualidade do ajuste.
- Duas estatísticas tradicionais de qualidade do ajuste são:
 - i) Q_p , a estatística qui-quadrado de Pearson que é baseada nos resíduos de Pearson:

$$Q_p = \sum_{i=1}^{s} \sum_{j=1}^{2} \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

Qualidade do Modelo ajustado

ii) Q_{L_I} qui-quadrado deviance por se basearnos resíduos deviance:

$$Q_L = 2\sum_{i=1}^{s} \sum_{j=1}^{2} n_{ij} ln\left(\frac{n_{ij}}{e_{ij}}\right),$$

em que e_{ij} são as quantidades preditas pelo modelo modelo e definidas por

$$e_{ij} = n_{i+}\hat{\pi}(x_i) \quad j = 1$$

$$e_{ij} = n_{i+}(1 - \hat{\pi}(x_i))$$
 $j = 2$

Qualidade do Modelo ajustado

• Sob a hipótese nula de que o modelo se ajusta bem aos dados, Q_p e Q_L seguem distribuição aproximadamente qui-quadrado com os graus de liberdade definidos pela diferença entre o número de subpopulações(linhas da tabela de dados) e o número de parâmetros do modelo.

Utilizando o programa R

- Função glm (disponível na instalação básica do R)
- Sua sintaxe se assemelha com a da função lm (na forma de definir a estrutura de regressão)
 - i) com intercepto

```
r <= glm (Y \sim x_1 + x_2 + ... + x_p), family=binomial(link="logit")); summary(reg)
```

ii) Sem intercepto

```
r <= glm (Y \sim -1 + x_1 + x_2 + ... + x_p),family=binomial(link="logit")); summarv(reg)
```

Diagnóstico em Regressão Logística

- Pregibon (1981) estendeu os métodos de Diagnóstico utilizados em regressão linear para regressão logística fazendo uso das componentes individuais das estatísticas qui-quadrado de Pearson (Q_p) e deviance (Q_L) .
- Se em uma tabela de Contingência s x 2 existirem n_{i+} indivíduos em cada uma das s linhas, dos quais n_{i1} apresentam a resposta de interesse (Y=1), define-se o i-ésimo resíduo de pearson por

$$c_i = \frac{n_{i1} - (n_{i+})\hat{p}(\mathbf{x}_i)}{\sqrt{(n_{i+})\hat{p}(\mathbf{x}_i)[1 - \hat{p}(\mathbf{x}_i)]}}, \quad i = 1, ..., s$$

com $\hat{p}(\mathbf{x}_i)$ a probabilidade $P(y=1|\mathbf{x}_i)$ predita pelo modelo para a i-ésima linha (subpopulação).

Diagnóstico em Regressão Logística

- Resíduos excedendo os valores \pm 2,5 (ou \pm 3,0) indicam possível falta de ajuste.
- Quanto ao i-ésimo resíduo deviance, este é definido por

$$d_{i} = \pm \left[2n_{i1}ln\left(\frac{n_{i1}}{e_{i1}}\right) + 2(n_{i+} - n_{i1})ln\left(\frac{n_{i+} - n_{i1}}{n_{i+} - e_{i1}}\right) \right]^{\frac{1}{2}}$$

para i=1,...,s, em que $e_{i1}=(n_{i+})\hat{p}(\mathbf{x}_i)$. O sinal de d_i será definido a partir da diferença $(n_{i+}-e_{i1})$.

A partir da inspeção dos resíduos deviance é possível observar a presença de resíduos não usuais (demasiadamente grandes), bem como a presença de valores atípicos (outliers) ou, ainda, padrões sistemáticos de variação indicando a escolha de um modelo possivelmente não muito adequado.

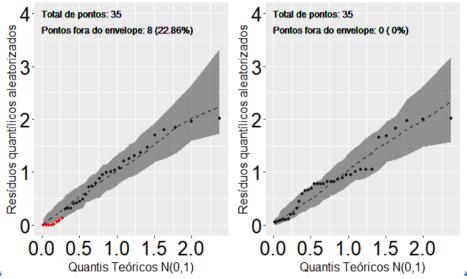
Regressão Logistica Binária

Diagnóstico em Regressão Logística: Métodos auxiliares

Gráfico quantil-quantil com envelope simulado

- Nos casos em que é assumido que a variável resposta segue distribuição normal, é comum que afastamento sérios dessa distribuição sejam verificados por meio do gráfico de probabilidade normal dos resíduos (gráfico quantil-quantil ou Q-Q da normal).
- No contexto de modelos lineares generalizados, em que a distribuições diferentes da normal são consideradas, gráficos similares com envelopes simulados podem ser construídos com os resíduos deviance, uma vez que esses resíduos seguem distribuição aproximadamente normal.
- A inclusão do envelope simulado no gráfico Q-Q auxilia a decidir se os pontos diferem significativamente de uma linha reta.
- Para que o modelo ajustado seja considerado satisfatório, é necessário que os resíduos deviance estejam dentro do envelope simulado.

Regressão Logistica Binária



Avaliando a Predição do Modelo

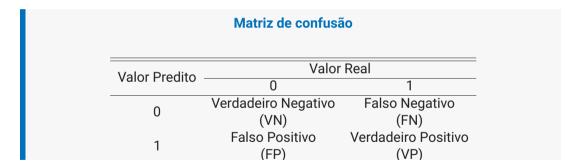
Classificação com Regressão logística binária

- Ao ajustarmos um modelo de regressão logística, a modelo vai nos fornecer as probabilidades preditas deu ma determinada observação ter valor 1 (sucesso) ou 0 (fracasso).
- Em muitas situações temos o interesse em classificar as observações em 0 ou 1, com base nas variáveis explicativas.
- Por exemplo com base nas características de um cliente do banco temos o interesse em classifica-lo como potencial pagador ou potencial inadimplente.
- Baseado em um valor pre-definido de corte c, uma forma de fazer essa classificação é através da regra:
 - Caso a probabilidade predita $\pi_i > c$, então a observação i é classificada na categoria sucesso;
 - \circ Caso a probabilidade predita $\pi_i \leq c$, então a observação i é classificada na categoria fracasso

Classificação com Regressão logística binária

- Por exemplo, podemos assumir c=0,50
- Como verificar quão boa ou ruim é essa regra de classificação? Quais os indicadores usados para fazer essa averiguação?
- Geralmente, as medidas de qualidade da classificação estão relacionadas ao grau de acerto das classificações.
- Um indicador comumente empregado é a chamada matriz de confusão
- Essa matriz corresponde a uma tabulação cruzada entre a classificação de acordo com o modelo e a classificação real observada na amostra.

Classificação com Regressão logística binária



- A classificação feita pela regra de decisão (baseada na regressão logística) não é perfeita.
- Ela pode cometer erros: indivíduos que de fato é bom pagador não possuem características x_1 e x_2 típicas de um bom pagador.
- Em consequência, a regra de decisão (que olha apenas os regressores em x) aloca estes indivíduos à classe 0 (inadimplentes)
- Estes são os falso-negativos
- Analogamente, vários inadimplentes possuem características típicas de um bom pagador e são alocados pela regra de decisão logística à categoria 1 (bom pagador).
- Estes são os falso-positivos

- Idealmente, queremos poucos falso-positivos e poucos falso-negativos (ou muitos verdadeiro-positivos e muitos verdadiro-negativos).
- Isto será obtido se tivermos uma pequena probabilidade de ter um falso-positvo (FP) e um falso-negativo (FN).
- No caso de verdadeiro-positivo temos,

$$P(VP) = P(\text{classificado como} + | \acute{\mathbf{e}} +) = \frac{P(\text{classif} + \mathbf{e} \, \acute{\mathbf{e}} \, +)}{P(\acute{\mathbf{e}} \, +)}$$

• Esta probabilidade estimada é chamada de sensibilidade e é dada por

Sensibilidade =
$$\frac{VP}{VP + FN}$$

· Quanto aos verdadeiro-negativos temos,

$$P(VN) = P(\mathsf{classificado\ como\ -|\acute{\mathbf{e}\ -}}) = \frac{P(\mathsf{classif\ -e\ \acute{e}\ -})}{P(\acute{\mathbf{e}\ -})}$$

• Essa medida é chamada de especificidade e é estimada por

$$\textbf{Especificidade} = \frac{VN}{VN + FP}$$

- Observe que P(VN)+P(FP)=1 uma vez que um indivíduo que é negativo, será classificado ou como negativo (corretamente) ou como positivo (incorretamente).
- De modo análogo, P(VP) + P(FP) = 1.

 Acurácia: corresponde ao percentual de casos que são corretamente classificados

$$\mathbf{Acur\'acia} = \frac{VP + VN}{n}$$

• A Precisão é dada por

Precisão =
$$P(\text{\'e} + | \text{classif como} +)$$

• Essa medida é estimada por

$$\mathsf{Precis\~ao} = \frac{VP}{VP + FP}$$

- Observe que a precisão inverte os eventos usados na definição do RECALL (sensibilidade) pois, RECALL é igual a P(VP) = P(classificado como +|é+).
- Alta precisão indica que o algoritmo retornou mais resultados relevantes que

- Uma das formas de avaliar a performance de classificação a partir de uma regressão logística é utilizando a curva ROC (Receiver Operating Characteristic)
- À medida que aumentamos o valor de corte, aumentamos a sensibilidade e reduzimos a especificidade
- A curva ROC nos fornece um gráfico da sensibilidade (taxa de verdadeiros positivos) versus 1 - especificidade (taxa de falsos positivos), quando aumentamos o valor de corte.
- A área sob a curva, conhecida como AUC (area under the curve), é usada como uma medida de qualidade do ajuste da regressão logística.

- Usualmente utiliza-se o seguinte critério par classificar o poder discriminatório de um modelo de regressão logística
 - Se AUC = 0,5 o modelo não faz qualquer discriminação entre os indivíduos com e sem a características
 - Se $0,6 \le AUC \le 0,7$, o modelo apresenta uma discriminação limitada.
 - Se $0,7 \le AUC \le 0,8$, o modelo apresenta uma discriminação aceitável.
 - Se $0, 8 \le AUC \le 0, 9$, o modelo apresenta uma excelente discriminação.
 - \circ Se $AUC \ge 0.9$, o modelo apresenta uma discriminação quase perfeita.

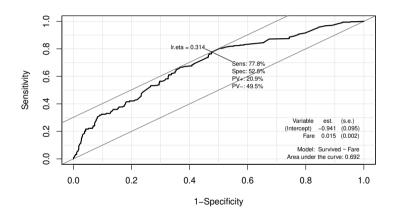


Figura 1: Curva ROC utilizando o pacote Epi do R

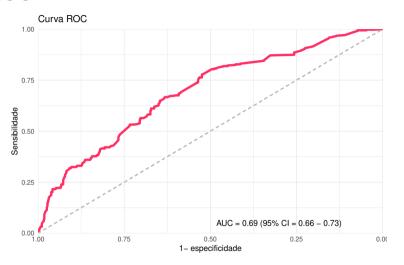


Figura 2: Curva ROC utilizando o pacote pROC do R

Regressão Logística Politômica (Multinomial)

Regressão Logística Multicategórica (Politômica)

Regressão Logística Politômica: a variável resposta com mais de duas categorias.

- 1. Nominal;
 - Exemplos: escolha da marca de um produto (A,B,C,D e E); escolha do tipo de transporte (carro, ônibus, avião, trem), etc.
 - Modelagem usual: utilizar logit para pares de categorias.

2. Ordinal.

- Exemplos: qualidade de vida (ruim, razoável, boa, excelete); grau de satisfação (nenhum, muito pouco, pouco, moderado, muito), etc.
- Modelagem usual: utilizar logit para probabilidades cumulativas.

Regressão Logística Multicategórica (Politômica)

• Nos dois casos o objetivo é modelar a dependência de π_{ij} para o i-ésimo indivíduo na j-ésima categoria,

$$\pi_{ij} = P(Y_i = j), \quad j = 1, ..., J,$$

em função de um conjunto de covariáveis x (categóricas ou contínuas).

• Os modelos tratam as respostas y, para x fixo, como multinomial.

Regressão Logística Multicategórica (Politômica)

Seja Y a variável resposta com J categorias e seja $\pi_j(\boldsymbol{x}) = P(Y=j|\boldsymbol{x})$, em que \boldsymbol{x} é o conjunto de convariáveis e $\sum_{j=1}^{J} \pi_j(\boldsymbol{x}) = 1$.

Uma extensão da regressão logística pode lidar com a variáveis resposta Politômica:

- Variável resposta (Y) Ordinal \Longrightarrow Modelo de Odds proporcionais
- Variável resposta (Y) Nominal \Longrightarrow Modelo de logitos generalizados

- Para variáveis respostas nominais uma extensão do modelo de regressão logística binário fornece um modelo logístico usual para cada par de categorias da resposta.
- Os modelos usam simultaneamente todos os pares de categorias espeficando a chance do resultado em uma categoria em vez da outra.
- Como a resposta tem escala nominal, a ordem das categorias é irrelevante.
- Seja J o número de categorias de Y e seja $\{\pi_1,...,\pi_J\}$ a probabilidade de resposta, tal que $\sum_I \pi_j = 1$.
- Modelos logistico para variável nominal compara cada categoria com uma categoria base. Geralmente a ultima categoria (J) é a base.

Os logits são:

$$\log \left[\frac{\pi_j}{\pi_J} \right] = \log \left[\frac{P(Y=j)}{P(Y=J)} \right], \qquad j = 1, ..., J - 1$$

O modelo logit com um preditor x é :

$$\log \left[\frac{\pi_j}{\pi_J} \right] = \log \left[\frac{P(Y=j)}{P(Y=J)} \right] = \beta_{0j} + \beta_j x, \qquad j = 1, ..., J - 1$$

• O modelo tem J-1 equações (logits), com parametros independentes para cada.

• Por exemplo, para uma variável resposta com 3 categorias (J=3), o modelo usa dois logits

$$\log\left[\frac{\pi_1}{\pi_3}\right] = \log\left[\frac{P(Y=1)}{P(Y=3)}\right] \ \mathbf{e} \ \log\left[\frac{\pi_2}{\pi_3}\right] = \log\left[\frac{P(Y=2)}{P(Y=3)}\right]$$

• Os efeitos variam de acordo com a categoria comparada com a base.

• Embora o modelo considere J-1 logitos dentre todos os C_2^J possíveis pares de categorias, os J-1 logitos considerados pelo modelo modelo determinam os logitos para todos os outros pares de categorias.

Seja a e b categorias quaisquer, então

$$\log \left[\frac{\pi_a}{\pi_b} \right] = \log \left[\frac{\pi_a/\pi_J}{\pi_b/\pi_J} \right] = \log \left[\frac{\pi_a}{\pi_J} \right] - \log \left[\frac{\pi_b}{\pi_J} \right]$$
$$= (\beta_{0a} + \beta_a x) - (\beta_{0b} + \beta_b x) = (\beta_{0a} - \beta_{0b}) + (\beta_a - \beta_b)x$$

• Assim, a equação para as categorias a e b tem a forma $\beta_0 + \beta x$, com o intercepto $\beta_0 = (\beta_{0a} - \beta_{0b})$ e $\beta = (\beta_a - \beta_b)$

No caso geral, que temos várias covariáveis, temos

$$\log\left[\frac{\pi_j}{\pi_J}\right] = \log\left[\frac{P(Y=j)}{P(Y=J)}\right] = \beta_{0j} + \boldsymbol{\beta'}_j \boldsymbol{x}, \qquad j = 1, ..., J - 1$$
(1)

As probabilidades de resposta π_i

De (5) temos que

$$\frac{\pi_j(\boldsymbol{x})}{\pi_J(\boldsymbol{x})} = \exp\{\beta_{0j} + \boldsymbol{\beta}_j' \boldsymbol{x}\}, \qquad j = 1, ..., J - 1$$

$$\pi_j(\mathbf{x}) = \pi_J(\mathbf{x}) \exp\{\beta_{0j} + \beta'_j \mathbf{x}\}, \qquad j = 1, ..., J - 1$$
 (2)

As probabilidades de resposta π_i (contiunação)

Como $\sum_{j=1}^p \pi_j = 1$ temos que

$$\pi_J(\boldsymbol{x}) = 1 - \sum_{i=1}^{p-1} \pi_J(\boldsymbol{x}) \exp\{\beta_{0j} + \boldsymbol{\beta}_j' \boldsymbol{x}\} \Longrightarrow$$

$$\pi_J(\boldsymbol{x}) + \pi_J(\boldsymbol{x}) \sum_{i=1}^{p-1} \exp\{\beta_{0j} + \boldsymbol{\beta}_j' \boldsymbol{x}\} = 1 \Longrightarrow$$

$$\pi_J(\boldsymbol{x}) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^{p-1} \exp\{\beta_{0j} + \boldsymbol{\beta}_j' \boldsymbol{x}\}}$$

(3)

As probabilidades de resposta π_i (contiunação)

Substituindo (3) em (2) temos

$$\pi_{j}(\mathbf{x}) = \frac{\exp\{\beta_{0j} + \beta'_{j}\mathbf{x}\}}{1 + \sum_{j=1}^{p-1} \exp\{\beta_{0j} + \beta'_{j}\mathbf{x}\}}, \qquad j = 1, ..., J - 1$$

Considere os dados em que se deseja avaliar se o programa de aprendizado que as crianças preferem estaria associado com a escola e o período escolar.

No R

Tabela 4 - <i>Odds</i> associadas aos logitos 1 e 2.			
3 1		logito 1	logito 2
Escola	Período	odds = π_{hi1}/π_{hi3}	odds = π_{hi2}/π_{hi3}
1	Padrão	$\exp\{\beta_{01} + \beta_{31}\}$	$\exp\{\beta_{02} + \beta_{32}\}$
1	Integral	$\exp\{\beta_{01}\}$	$\exp\{\beta_{02}\}$
2	Padrão	$\exp\{\beta_{01} + \beta_{11} + \beta_{31}\}\$	$\exp\{\beta_{02} + \beta_{12} + \beta_{32}\}$
2	Integral	$\exp\{\beta_{01} + \beta_{11}\}$	$\exp\{\beta_{02} + \beta_{12}\}$
3	Padrão	$\exp\{\beta_{01}+\beta_{21}+\beta_{31}\}$	$\exp\{\beta_{02}+\beta_{22}+\beta_{32}\}$
3	Integral	$\exp\{\beta_{01} + \beta_{21}\}$	$\exp\{\beta_{02} + \beta_{22}\}$

logito 1	logito 2
dividual / sala de aula	grupo / sala de aula
$e^{\hat{\beta}_{31}} = 2,11$	$e^{\widehat{\beta}_{32}}=2,10$
	~

Entre aprendizado individual ou em sala de aula

• Odds de preferência pelo "individual" entre alunos do período padrão é \approx o dobro da dos alunos do período integral.

Entre aprendizado em grupo o em sala de aula

• Odds de preferência pelo "grupo" entre alunos do período padrão é \approx o dobro da dos alunos do período integral.

Entre aprendizado individual ou em grupo

 Odds de preferência entre esses dois métodos de aprendizado não diferiu entre os alunos.

	logito 1	logito 2
entre escolas	individual / sala de aula	grupo / sala de aula
$\widehat{OR}_{2/1}$	$e^{\widehat{eta}_{11}}=2,95$	$e^{\widehat{eta}_{12}}=1,19$
$\widehat{OR}_{3/1}$	$e^{\widehat{eta}_{21}}=3{,}72$	$e^{\widehat{eta}_{22}}=$ 1,93
$\widehat{OR}_{3/2}$	$e^{\widehat{\beta}_{21}-\widehat{\beta}_{11}}=1,26$	$e^{\widehat{eta}_{22}-\widehat{eta}_{12}}=$ 1,61

Entre aprendizado individual ou em sala de aula

- Odds de preferência pelo "individual"entre alunos da escola 2 é \approx 3 vezes a dos alunos da escola 1:
- Odds de preferência pelo "individual" entre alunos da escola 3 é \approx 4 vezes a dos alunos da escola 1;
- Odds de preferência pelo "individual"entre alunos da escola 3 é \approx 1,3 vezes a dos alunos da escola 2:

- Como levar em consideração na modelagem o fato das categorias serem ordenadas?
- Quando as categorias de respostas são ordenadas, os logitos podem utilizar a ordenação;
- $P(Y \leq j)$ representa a probabilidade de que a resposta está na categoria j ou abaixo (na categoria 1,2,..., ou j). São chamado de **probabilidade acumulada**;
- Por exemplo, com quatro categorias as probabilidades acumuladas são:
 - P(Y = 1)
 - P(Y < 2) = P(Y = 1) + P(Y = 2)
 - P(Y < 3) = P(Y = 1) + P(Y = 2) + P(Y = 3)
 - P(Y < 4) = 1

 A ordem na formação das probabilidades acumuladas reflete a ordem na escala da resposta, uma vez que

$$P(Y \le 1) \le P(Y \le 2) \le P(Y \le 3) \le \dots \le P(Y \le J) = 1$$

• A chance da resposta na categoria i ou abaixo é a razão:

$$\frac{P(Y \le j}{P(Y > j)}$$

- Por exemplo, quando as chances são iguais a 2,5, a probabilidade da resposta na categoria j ou abaixo é igual a 2,5 vezes a probabilidade da resposta acima da categoria j.
- Cada probabilidade acumulada pode se transformar em uma chance.
- Os logitos das probabilidades acumuladas, chamados de logitos acumulados;
- Um modelo logístico para uma variável resposta ordinal usa os logits das probabilidades acumuladas.

Por exemplo, uma variável resposta com J=4 categorias

$$logit[P(Y \le 1)] = \log \left[\frac{P(Y = 1)}{P(Y > 1)} \right] = \log \left[\frac{P(Y = 1)}{P(Y = 2) + P(Y = 3) + P(Y = 4)} \right]$$
$$logit[P(Y \le 2)] = \log \left[\frac{P(Y \le 2)}{P(Y > 2)} \right] = \log \left[\frac{P(Y = 1) + P(Y = 2)}{P(Y = 3) + P(Y = 4)} \right]$$
$$logit[P(Y \le 3)] = \log \left[\frac{P(Y \le 3)}{P(Y > 3)} \right] = \log \left[\frac{P(Y = 1) + P(Y = 2) + P(Y = 3)}{P(Y = 4)} \right]$$

- Como a probabilidade acumulada final necessariamente é igual a 1, nós a excluímos do modelo
- Cada logit acumulado usa todas as J categorias de respostas.
- Cada logit acumulado considera a resposta como binária avaliando se a resposta está na parte inferior ou superior da escala, onde inferior e superior tem uma definição diferente para cada logit acumulado.

Modelo de Odds proporcionais

Um modelo que simultaneamente usa todos os logits comulativos é

$$logit[P(Y \le j|x)] = \alpha_j + \beta' x \tag{4}$$

- Cada logito cumulativo tem seu próprio intercepto.
- Os α_i são incrementos em j, quando $P(Y \le j | x)$ aumenta em j para x fixo.
- Este modelo tem os mesmos efeitos β para cada logito.

Modelo de Odds proporcionais

• O modelo (4) satisfaz

$$logit[P(Y \le j|\boldsymbol{x}_1)] - logit[P(Y \le j|\boldsymbol{x}_2)] = \log \left| \frac{\frac{P(Y \le j|\boldsymbol{x}_1)}{P(Y > j|\boldsymbol{x}_1)}}{\frac{P(Y \le j|\boldsymbol{x}_2)}{P(Y > j|\boldsymbol{x}_2)}} \right| = \boldsymbol{\beta'}(\boldsymbol{x}_1 - \boldsymbol{x}_2)$$

- Uma Odds ratio de probabilidades acumuladas é chamada de Odds ratio acumulada.
- A Odds da resposta $\leq j$ em $x = x_1$ é $exp\{\beta'(x_1 x_2)\}$ vezes a Odds em $x = x_2$.
- A \log da odds acumulada é proporcional a distância entre x_1 e x_2 . A mesma constante de proporcionalidade é aplicada para cada logito.

Modelo de Odds proporcionais

- Devido a essa propriedade (4) é conhecido como Modelo de Odds Proporcionais.
- O ajuste do modelo trata as observações como independentes e proveniente de uma distribuição multinomial.
- Na estimativa dos parâmetros usa todas a probabilidades acumuladas de uma só vez, por isso uma única estimativa β para o efeito de x, em vez de três estimativas separadas que obteríamos ajustando o modelo separadamente para cada probabilidade acumulada.
- Se inverter a ordem das categorias de Y, isto é, listando da mais alta para a mais baixa em vez da mais baixa para mais alta, o ajuste do modelo é o mesmo, mas o sinal de β se inverte.

Modelo de Odds não proporcionais

Um modelo que simultaneamente usa todos os logits comulativos é

$$logit[P(Y \le j|\mathbf{x})] = \alpha_j + \beta_j' \mathbf{x}$$
(5)

- Cada logito cumulativo tem seu próprio intercepto.
- Os α_i são incrementos em j, quando $P(Y \leq j | x)$ aumenta em j para x fixo.
- $\beta_j = (\beta_{1j}, \dots, \beta_{pj})$ é o vetor de parâmetros de regressão, de modo que, β_{kj} descreve, para o logito j, o efeito da covariável $k, k = 1, \dots, p$.
- O modelo (5) assume que os efeitos das covariáveis diferem entre os logitos cumulativos (propriedade de chances não proporcionais).

Modelo de Odds não proporcionais

- Agresti(2010) observa que o modelo (5) pode ser mais indicado para dados com poucas covariáveis, sendo todas de natureza categórica, do que para dados com diversas covariáveis, com algumas delas contínuas.
- E necessário testar a hipótese de que os efeitos das covariáveis não diferem entre os logitos, isto é, testar se $\beta_i = \beta$, para $j = 1, \dots, r-1$;
- Uma estatística de teste que pode ser utilizada é a da razão de verossimilhanças, que sob $H_0: \beta_j = \beta$, segue distribuição aproximadamente qui-quadrado com os graus de liberdade igual a diferença entre os números de parâmetros dos modelos sob as hipóteses H_0 e $H_1: \beta_i \neq \beta$.

Modelo de Odds não proporcionais

- No caso de a hipótese nula ser rejeitada para todas as covariáveis uma opção é utilizar o modelo logitos cumulativos (5);
- Se a hipótese nula for rejeitada para parte das covariávies, foi proposto o modelo de chances proporcionais parciais.

Para abordar essa situação, considere os dados a seguir em que se deseja avaliar se o grau de melhora de pacientes com artrite estaria associado com sexo e tratamento.

		Grau de melhora			
Sexo	Tratamentos	Acentuada	Alguma	Nenhuma	Totais
F	Α	16	5	6	27
F	Placebo	6	7	19	32
M	Α	5	2	7	14
M	Placebo	1	0	10	11

Como J=3 temos dois logitos acumulativos.

O primerio logit é o log(Odds) de melhora acentuada para alguma ou nenhuma melhora

$$logit(\theta_{hi1}) = logit[P(Y \le 1)] = log \left[\frac{P(Y = 1)}{P(Y > 1)} \right] = log \left[\frac{\pi_{hi1}}{\pi_{hi2} + \pi_{hi3}} \right]$$
$$= log \left[\frac{P(Y = 1)}{P(Y = 2) + P(Y = 3)} \right] = \beta_{01} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$$

O segundo logit é o log(Odds) de melhora acentuada ou alguma melhora para nenhuma melhora

$$logit(\theta_{hi2}) = logit[P(Y \le 2)] = log \left[\frac{P(Y \le 2)}{P(Y > 2)} \right] = log \left[\frac{\pi_{hi1} + \pi_{hi2}}{\pi_{hi3}} \right]$$
$$= log \left[\frac{P(Y = 1) + P(Y = 2)}{P(Y = 3)} \right] = \beta_{02} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$$

Tabela 4 -Odds	associadas ao	MOP a	iustado
Tabela + -Ouus	associadas ao	IVIOI a	ustado.

Sexo	Tratamentos	$\pi_{hi1}/(\pi_{hi2}+\pi_{hi3})$	$(\pi_{hi1}+\pi_{hi2})/\pi_{hi3}$
F	Α	$\exp\{\beta_{01} + \beta_1 + \beta_2\}$	$\exp\{\beta_{02} + \beta_1 + \beta_2\}$
F	Placebo	$\exp\{\beta_{01} + \beta_1\}$	$\exp\{\beta_{02} + \beta_1\}$
M	Α	$\exp\{\beta_{01}+\beta_2\}$	$\exp\{\beta_{02}+\beta_2\}$
M	Placebo	$\exp\{\beta_{01}\}$	$\exp\{\beta_{02}\}$

Melhora acentuada vs alguma ou nenhuma melhora

- a Odds de melhora acentuada entre as mulheres é $\exp(\hat{\beta}_1) \approx 4$ vezes a dos homens
- a Odds de melhora acentuada entre os pacientes sob tratamento A é $\exp(\hat{\beta}_2) \approx 6$ vezes a daqueles sob placebo.

Melhora acentuada ou alguma vs nenhuma melhora

- a Odds de melhora acentuada entre as mulheres é $\exp(\hat{\beta_1}) \approx 4$ vezes a dos homens.
- a Odds de melhora acentuada entre os pacientes sob tratamento A é $\exp(\hat{\beta}_2) \approx 6$ vezes a daqueles sob placebo.

Especialização em *Data Science* e Estatística Aplicada

Módulo IV - Análise de Dados Categóricos

Prof Dr Márcio Augusto Ferreira Rodrigues marcioaugusto@ufg.br





