Регрессионный анализ для бинарных данных

Линейные модели...

Вадим Хайтов, Марина Варфоломеева



Мы рассмотрим

▶ Регрессионный анализ для бинарных зависимых переменных

Вы сможете

- Построить логистическую регрессионную модель, подобранную методом максимального правдоподобия
- ▶ Дать трактовку параметрам логистической регрессионной модели
- ▶ Провести анализ девиансы, основанный на логистической регрессии



Бинарные данные - очень распространенный тип зависимых переменных

- Вид есть вида нет
- Кто-то в результате эксперимента выжил или умер
- ▶ Пойманное животное заражено паразитами или здорово
- Команда выиграла или проиграла

и т.д.



На каком острове лучше искать ящериц?



```
liz <- read.csv("data/polis.csv")
head(liz)</pre>
```

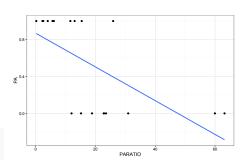
```
X.ISLAND PARATIO UTA PA PREDICT
             15.41
       Bota
                           0.555
     Cabeza 5.63
                           0.915
    Cerraja 25.92
                           0.111
4 Coronadito 15.17
                           0.568
     Flecha
            13.04
                           0.678
   Gemelose
             18.85
                           0.370
```



Зависит ли встречаемость ящериц от размера острова?

Обычную линейную регрессию подобрать можно, Зависимая переменная: РА - (есть ящерицы "1" - нет ящериц "0") Предиктор: РARATIO (отношение периметра к площади)

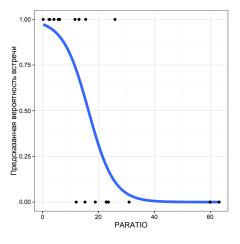
```
fit <- lm(PA ~ PARATIO, data = liz)
summary(fit)</pre>
```



но она категорически не годится



Эти данные лучше описывает логистическая кривая



Логистическая кривая описывается такой формулой

$$\pi(x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}}$$



1. Дискретный результат: 1 или 0



- 1. Дискретный результат: 1 или 0
- 2. Дискретные данные можно преобразовать в форму оценки вероятности события: $\pi=\frac{N_i}{N_{total}}$, непрерывная аеличина, варьирующая от 0 до 1



- 1. Дискретный результат: 1 или 0
- 2. Дискретные данные можно преобразовать в форму оценки вероятности события: $\pi = \frac{N_i}{N_{total}}$, непрерывная аеличина, варьирующая от 0 до 1
- 3. Вероятность события можно выразить в форме шансов (odds): $odds = \frac{\pi}{1-\pi}$ варьируют от 0 до $+\infty$. *NB: Если шансы* > 1, то вероятность события, что $y_i = 1$ выше, чем вероятность события $y_i = 0$. Если шансы < 1, то наоборот. В обыденной речи мы часто использем фразы, наподобие такой "шансы на победу 1 κ 3"



- 1. Дискретный результат: 1 или 0
- 2. Дискретные данные можно преобразовать в форму оценки вероятности события: $\pi=\frac{N_i}{N_{total}}$, непрерывная аеличина, варьирующая от 0 до 1
- 3. Вероятность события можно выразить в форме шансов (odds): $odds = \frac{\pi}{1-\pi}$ варьируют от 0 до $+\infty$. *NB: Если шансы* > 1, то вероятность события, что $y_i = 1$ выше, чем вероятность события $y_i = 0$. Если шансы < 1, то наоборот. В обыденной речи мы часто использем фразы, наподобие такой "шансы на победу $1 \kappa 3$ "
- 4. Шансы преобразуются в *Логиты* (logit): $ln(odds) = ln(\frac{\pi}{1-\pi})$ варьируют от $-\infty$ до $+\infty$. Логиты гораздо удобнее для построения моделей.



Немного алгебры

Обозначим для краткости $\beta_0 + \beta_1 x \equiv z$

$$g(x) = \ln(rac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}) = \ln(rac{rac{e^{x}}{1 + e^{x}}}{1 - rac{e^{x}}{1 + e^{x}}})$$



Немного алгебры

Обозначим для краткости $\beta_0 + \beta_1 x \equiv z$

$$\begin{split} g(x) &= \ln(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}) = \ln(\frac{\frac{e^z}{1 + e^z}}{1 - \frac{e^z}{1 + e^z}}) \\ g(x) &= \ln(\frac{e^z}{1 + e^z}) - \ln(1 - \frac{e^z}{1 + e^z}) \end{split}$$



Немного алгебры

Обозначим для краткости $\beta_0 + \beta_1 x \equiv z$

$$\begin{split} g(x) &= \ln(\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}) = \ln(\frac{\frac{e^z}{1+e^z}}{1-\frac{e^z}{1+e^z}}) \\ g(x) &= \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(1-\frac{e^z}{1+e^z}) \\ g(x) &= \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(\frac{1+e^z-e^z}{1+e^z}) = \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(\frac{1}{1+e^z}) \end{split}$$



Немного алгебры

Обозначим для краткости $\beta_0 + \beta_1 x \equiv z$

$$\begin{split} g(x) &= \ln(\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}) = \ln(\frac{\frac{e^z}{1+e^z}}{1-\frac{e^z}{1+e^z}}) \\ g(x) &= \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(1-\frac{e^z}{1+e^z}) \\ g(x) &= \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(\frac{1+e^z-e^z}{1+e^z}) = \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(\frac{1}{1+e^z}) \\ g(x) &= \ln(e^z) - \ln(1+e^z) - (\ln(1) - \ln(1+e^z)) \end{split}$$



Немного алгебры

Обозначим для краткости $\beta_0 + \beta_1 x \equiv z$

$$\begin{split} g(x) &= \ln(\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}) = \ln(\frac{\frac{e^z}{1+e^z}}{1-\frac{e^z}{1+e^z}}) \\ g(x) &= \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(1-\frac{e^z}{1+e^z}) \\ g(x) &= \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(\frac{1+e^z-e^z}{1+e^z}) = \ln(\frac{e^z}{1+e^z}) - \ln(\frac{1}{1+e^z}) \\ g(x) &= \ln(e^z) - \ln(1+e^z) - (\ln(1) - \ln(1+e^z)) \\ g(x) &= \ln(e^z) - \ln(1+e^z) - 0 + \ln(1+e^z) = \ln(e^z) = z \end{split}$$



Логистическая модель после логит-преобразования становится линейной

$$g(x) = \ln(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}) = \beta_0 + \beta_1 x$$

Остается только подобрать параметры этой линейной модели: β_0 (интерсепт) и β_1 (угловой коэффициент)



Метод максимального правдоподобия

Вспомним

Если остатки не подчиняется нормальному распределению, то метод наименьших квадратов не работает.

В этом случае применяют Метод максимального правдоподбия

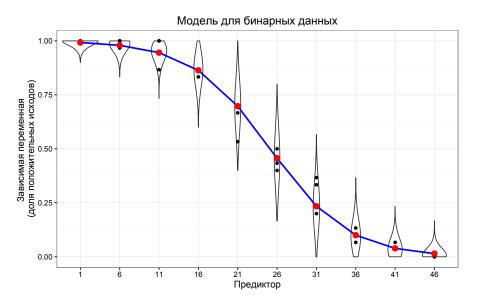
В результате итеративных процедур происходит подбор таких значений коэффициентов, при которых правдоподобие - вероятность получения имеющегося у нас набора данных - оказывается максимальным, при условии справедливости данной модели.

$$Lik(x_1,...,x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i;\theta)$$

где $\mathit{f}(\mathit{x};\theta)$ - функция плотности вероятности с параметрами θ



Правдоподобие для биномиального распределения





Функция правдоподобия для биномиального распределения

Для случая биномиального распределения $x \in Bin(n,\pi)$ функция правдоподобия имеет следующий вид:

$$Lik(\pi|x) = \frac{n!}{(n-x)!x!}\pi^x(1-\pi)^{n-x}$$

отбросив константу, получаем:

$$Lik(\pi|x) \propto \pi^{x}(1-\pi)^{n-x}$$

Логарифм правдоподобия

Удобнее работать с логарифмом функции правдоподобия - logLik - его легче максимизировать. В случае биномиального распределения он выглядит так:

$$logLik(\pi|x) = xlog(\pi) + (n-x)log(1-\pi)$$



Подберем модель

```
liz model <- glm(PA ~ PARATIO , family="binomial", data = liz)</pre>
summary(liz model)
#
# Call:
# glm(formula = PA ~ PARATIO, family = "binomial", data = liz)
# Deviance Residuals:
    Min 10 Median 30
                                  Max
# -1.607 -0.638 0.237 0.433 2.099
#
# Coefficients:
             Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
# (Intercept) 3.606
                     1.695 2.13 0.033 *
# PARATIO -0.220
                         0.101 -2.18 0.029 *
# ---
# Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
#
# (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
#
     Null deviance: 26.287 on 18 degrees of freedom
# Residual deviance: 14.221 on 17 degrees of freedom
# AIC: 18.22
```

summary() для модели, подобранной методом максимального правдоподобия

```
# Call:
# glm(formula = PA ~ PARATIO, family = "binomial", data = liz)
#
# Deviance Residuals:
    Min 10 Median
                           30
                                  Max
# -1.607 -0.638 0.237 0.433 2.099
# Coefficients:
             Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
# (Intercept) 3.606 1.695 2.13
                                          0.033 *
# PARATIO -0.220 0.101 -2.18 0.029 *
# Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
#
# (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
#
     Null deviance: 26.287 on 18 degrees of freedom
# Residual deviance: 14.221 on 17
                                 degrees of freedom
# AIC: 18.22
# Number of Fisher Scoring iterations: 6
```

"z value"" и "Pr(>z)"

z - это величина критерия Вальда (Wald statistic) - аналог t-критерия Используется для проверки $H_0: \beta_1=0$

$$z = \frac{\beta_1}{SE_{\beta_1}}$$

Сравнивают со стандартным нормальным распределением (z-распределение) Дает надежные оценки p-value при больших выборках



Null deviance и Residual deviance

Имеющиеся данные позволяют "вписать" три типа моделей

"Насыщенная" модель - модель, подразумевающая, что каждая из п точек имеет свой собственный параметр, следовательно надо подобрать п параметров. Вероятность существования данных для такой модели равна 1.

$$logLik_{satur} = 0$$

 $df_{saturated} = n - npar_{saturated} = n - n = 0$

"Нулевая" модель - модель, подразумевающая, что для описания всех точек надо подобрать только 1 параметр. $q(x) = \beta_0$.

$$logLik_{nul}
eq 0$$

$$df_{null} = n - npar_{null} = n - 1$$

"Предложенная" модель - модель, подобранная в нашем анализе $g(x)=eta_0+eta_1 x$ $logLik_{prop}
eq 0$

$$df_{proposed} = n - npar_{proposed}$$



Null deviance и Residual deviance

Девианса - это оценка отклонения логарифма максимального правдоподобия одной модели от логарифма максимального правдоподобия другой модели

Остаточная девианса:

```
Dev_{resid} = 2(logLik_{satur} - logLik_{prop}) = -2logLik_{prop}
```

Нулевая девианса:

```
Dev_{nul} = 2(logLik_{satur} - logLik_{nul}) = -2logLik_{nul}
```

Проверим, совпадут ли со значениями из summary()

```
(Dev_resid <- -2*as.numeric(logLik(liz_model))) #Остаточная девианса
```

```
# [1] 14.2
```

```
(Dev_nul <- -2*as.numeric(logLik(update(liz_model, ~-PARATIO)))) #Нулевая дев
```

```
# [1] 26.3
```



Анализ девиансы

По соотношению нулевой девиансы и остаточной девиансы можно понять насколько статистически значима модель

В основе анализа девиансы лежит критерий G^2

$$G^2 = -2(logLik_{nul} - logLik_{prop})$$

Вспомним тест отношения правдоподобий:

$$LRT = 2ln(Lik_1/Lik_2) = 2(logLik_1 - logLlik_2)$$

Tест G^2 - это частный случай теста отношения правдоподобий (Likelihood Ratio Test)



 $ightharpoonup G^2$ - это девианса полной (предложенной) и редуцированной модели (нулевой)



- $ightharpoonup G^2$ это девианса полной (предложенной) и редуцированной модели (нулевой)
- $\triangleright G^{2'}$ аналог частного F критерия в обычном регрессионном анализе



- $ightharpoonup G^2$ это девианса полной (предложенной) и редуцированной модели (нулевой)
- $ightharpoonup G^2$ аналог частного F критерия в обычном регрессионном анализе
- G^2 подчиняется χ^2 распределению (с параметом df = 1) если нулевая модель и предложенная модель не отличаются друг от друга.



- $ightharpoonup G^2$ это девианса полной (предложенной) и редуцированной модели (нулевой)
- $ightharpoonup G^2$ аналог частного F критерия в обычном регрессионном анализе
- G^2 подчиняется χ^2 распределению (с параметом df = 1) если нулевая модель и предложенная модель не отличаются друг от друга.
- $ightharpoonup G^2$ можно использовать для проверки гипотезы о равенстве нулевой и остаточной девианс.



Задание

- 1. Вычислите вручную значение критерия G^2 для модели, описывающей встречаемость ящериц (liz_model)
- 2. Оцените уровень значимости для него

$$G^2 = -2(logLik_{nul} - logLik_{prop})$$



Решение

[1] 0.000513

```
#Остаточная девианса
Dev resid <- -2*as.numeric(logLik(liz model))</pre>
#Нулевая девианса
Dev nul <- -2*as.numeric(logLik(update(liz model, ~-PARATIO))))</pre>
# Значение критерия
(G2 <- Dev nul - Dev resid)
# [1] 12.1
(p value \leftarrow 1 - pchisq(G2, df = 1))
```



Решение с помощью функции anova()

anova(liz model, test="Chi")

```
Analysis of Deviance Table
 Model: binomial, link: logit
 Response: PA
 Terms added sequentially (first to last)
         Df Deviance Resid. Df Resid. Dev Pr(>Chi)
                                     26.3
 NULL
                            18
 PARATIO 1
                12.1
                                     14.2 0.00051 ***
                            17
# Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```



Интерпретация коэффициентов логистической регрессии



Как трактовать коэффициенты подобранной модели?

$$g(x) = \ln(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}) = \beta_0 + \beta_1 x$$

coef(liz_model)

(Intercept) PARATIO

3.61 -0.22

 eta_0 - не имеет особого смысла, просто поправочный коэффициент

 eta_1 - на сколько единиц изменяется логарифм величины шансов (odds), если значение предиктора изменяется на единицу

Трактовать такую величину неудобно и трудно



Немного алгебры

посмотрим как изменится $g(x) = \ln(rac{\pi(x)}{1-\pi(x)})$ при изменении предиктора на 1

$$g(x+1) - g(x) = In(odds_{x+1}) - In(odds_x) = In(\frac{odds_{x+1}}{odds_x})$$

Задание: завершите алгебраическое преобразование



Решение

$$\begin{split} \mathit{In}(\frac{\mathit{odds}_{x+1}}{\mathit{odds}_{x}}) &= \beta_0 + \beta_1(x+1) - \beta_0 - \beta_1 x = \beta_1 \\ \\ \mathit{In}(\frac{\mathit{odds}_{x+1}}{\mathit{odds}_{x}}) &= \beta_1 \\ \\ \frac{\mathit{odds}_{x+1}}{\mathit{odds}_{x}} &= e^{\beta_1} \end{split}$$



Полученная величина имеет определенный смысл

```
exp(coef(liz_model)[2])
```

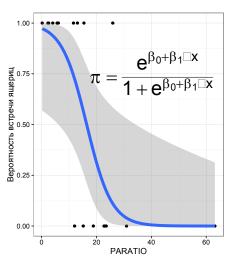
- # PARATIO
- # 0.803

Во сколько раз изменяются шансы встретить ящерицу при увеличении отношения периметра острова к его площади на одну единицу. NB: Отношение периметра к площади тем больше, чем меньше остров.

Шансы изменяются в 0.803 раза. То есть, чем больше отношение периметра к площади, тем меньше шансов встретить ящерицу. Значит, чем больше остров, тем больше шансов встретить ящерицу



Подобранные коэффициенты позволяют построить логистическую кривую



Серая область - доверительный интервал для логистической регрессии Доверительные интервалы для коэффициентов:

```
confint(liz model) # для логитов
               2.5 % 97.5 %
  (Intercept)
               1.006 8.0421
  PARATIO
              -0.485 -0.0665
exp(confint(liz model)) # для отношения
#
              2.5 %
                      97.5 %
  (Intercept) 2.734 3109.275
  PARATTO
              0.616
                       0.936
```



Задание:

Постройте график логистической регрессии для модели liz_model без использования $geom_smooth()$

Hint 1: Используйте функцию predict(), изучите значения параметра "type"

Hint 2: Для вызова справки напишите predict.glm()

Hint 3: Создайте датафрейм MyData с переменной PARATIO, изменяющейся от минимального до максимального значения PARATIO

