

# Анализ категориальных данных

## Занятие 6. Мультиномиальные логит-модели

10 апреля 2020

## Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным откликом:

Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным ОТКЛИКОМ:

Случай трех категорий: A, B, C, где C – база

$$\ln \frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i$$

$$\ln \frac{P(y_i = B)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,B|C} + \beta_{1,B|C} x_i$$

Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным ОТКЛИКОМ:

Случай трех категорий: A, B, C, где C – база

$$\ln \frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i$$

$$\ln \frac{P(y_i = B)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,B|C} + \beta_{1,B|C} x_i$$

Выполним преобразование:

$$\exp\left(\ln \frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)}\right) = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)$$

Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным ОТКЛИКОМ:

Случай трех категорий: A, B, C, где C – база

$$\ln \frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i$$

$$\ln \frac{P(y_i = B)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,B|C} + \beta_{1,B|C} x_i$$

Выполним преобразование:

$$\exp(\ln \frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)}) = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)$$

$$\frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)$$

Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным ОТКЛИКОМ:

Случай трех категорий: A, B, C, где C – база

$$\ln \frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i$$

$$\ln \frac{P(y_i = B)}{P(y_i = C)} = \beta_{0,B|C} + \beta_{1,B|C} x_i$$

Выполним преобразование:

$$\exp(\ln \frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)}) = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)$$

$$\frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)$$

$$P(y_i = A) = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i) P(y_i = C)$$

Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным откликом (продолжение):

Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным откликом (продолжение):

Случай трех категорий: A, B, C, где C – база

Выразим вероятность попасть в базовую категорию:

$$\begin{aligned} P(y_i = C) &= 1 - \sum_{j=A}^B P(y_i = j) = 1 - \sum_{j=A}^B P(y_i = C) \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j} x_i) \\ &= 1 - P(y_i = C) \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j} x_i) \end{aligned}$$



Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным откликом (продолжение):

Случай трех категорий: A, B, C, где C – база

Выразим вероятность попасть в базовую категорию:

$$P(y_i = C) = 1 - \sum_{j=A}^B P(y_i = j) = 1 - \sum_{j=A}^B P(y_i = C) \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j}x_i)$$

$$= 1 - P(y_i = C) \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j}x_i)$$

$$P(y_i = C) = \frac{1}{1 + \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j}x_i)}, \text{ следовательно, для A:}$$

Мультиномиальная модель как набор моделей с бинарным откликом (продолжение):

Случай трех категорий: A, B, C, где C – база

Выразим вероятность попасть в базовую категорию:

$$P(y_i = C) = 1 - \sum_{j=A}^B P(y_i = j) = 1 - \sum_{j=A}^B P(y_i = C) \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j} x_i)$$

$$= 1 - P(y_i = C) \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j} x_i)$$

$$P(y_i = C) = \frac{1}{1 + \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j} x_i)}, \text{ следовательно, для A:}$$

$$P(y_i = A) = \frac{\exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)}{1 + \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j} x_i)}$$

Очень хочется перейти к «шансам»:

$$\frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \frac{\frac{\exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)}{1 + \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j})}}{1 + \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j})} = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)$$

Очень хочется перейти к «шансам»:

$$\frac{P(y_i = A)}{P(y_i = C)} = \frac{\frac{\exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)}{1 + \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j})}}{\frac{1}{1 + \sum_{j=A}^B \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j})}} = \exp(\beta_{0,A|C} + \beta_{1,A|C} x_i)$$

А шансы ли это?

У S. Long Вы прочитаете привычную интерпретацию в терминах отношения шансов, однако, строго говоря, это не шансы, а риски (risk ratio). Вместо отношения шансов в мультиномиальной модели считаются отношения вероятностей.

# Допущение о независимости от посторонних альтернатив (ИА)

Допущение о независимости от посторонних альтернатив (IIA)

Риски попасть в категорию не зависят от альтернатив.

## Пример

А - черные ботинки;  $P(A) = \frac{1}{2}$

В - черные туфли;  $P(B) = \frac{1}{2}$

## Допущение о независимости от посторонних альтернатив (IIA)

Риски попасть в категорию не зависят от альтернатив.

### Пример

А - черные ботинки;  $P(A) = \frac{1}{2}$

В - черные туфли;  $P(B) = \frac{1}{2}$

Вдруг вмешались С - красные туфли. Тогда если  $P(A) = \frac{1}{3}$ ;  
если  $P(B) = \frac{1}{3}$ ; если  $P(C) = \frac{1}{3}$ , то соблюдается IIA.

## Допущение о независимости от посторонних альтернатив (IIA)

Риски попасть в категорию не зависят от альтернатив.

### Пример

А - черные ботинки;  $P(A) = \frac{1}{2}$

В - черные туфли;  $P(B) = \frac{1}{2}$

Вдруг вмешались С - красные туфли. Тогда если  $P(A) = \frac{1}{3}$ ;  
если  $P(B) = \frac{1}{3}$ ; если  $P(C) = \frac{1}{3}$ , то соблюдается IIA.

### Вопрос

В каком случае IIA будет нарушаться?



## Тестирование ИА

### Hausman-McFadden test

- 1  $H_0$ : ИА
- 2 Переоценить модель на сокращенной выборке (без категории J)
- 3  $S = (\hat{b}_r - \hat{b}_f)^T (Cov(\hat{b}_r) - Cov(\hat{b}_f))^{-1} (\hat{b}_r - \hat{b}_f) \sim \chi_k^2$ , где  $k$  – количество параметров в restricted model;  $\hat{b}_r$  – оценки в restricted model;  $\hat{b}_f$  – оценки в полной модели