

Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова  
Факультет космических исследований  
Кафедра математической статистики и случайных процессов

---

Курсовая работа  
студента 402 группы  
Шигина Глеба Сергеевича

Трансформация данных в GLM моделях

Научный руководитель:  
с.н.с., к.ф.-м.н.  
Шкляев Александр Викторович

Москва, 2022

# Содержание

<b>1</b>	<b>Введение</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Трансформация данных</b>	<b>2</b>
2.1	Трансформация только зависимой переменной при помощи inverse response plot . . . . .	2
2.1.1	Inverse response plot . . . . .	3
2.1.2	Выбор степенного преобразования . . . . .	4
2.2	Трансформация только зависимой переменной при помощи преобразования Бокса-Кокса . . . . .	5
<b>3</b>	<b>Заключение</b>	<b>5</b>

# 1 Введение

ТВА

## 2 Трансформация данных

Существуют классы задач, для которых мы знаем, что матожидание  $\mathbf{E}(Y|X)$  является линейной функцией от  $X$ . Это может быть теория, подкрепленная экспериментальными данными [Weisberg et al., 1978], либо статистическая информация о данных. Например, пусть  $y_i$  и  $x_i$  – выборки их нормальных распределений со средними  $\mu_X, \mu_Y$  соответственно, дисперсиями  $\sigma_X, \sigma_Y$  соответственно и корреляцией  $\rho_{XY}$ . Тогда можно показать (см. [Berger and Casella, 2001, стр. 550]), что

$$y_i | x_i \sim N \left( \mu_Y - \rho_{XY} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} \mu_X + \rho_{XY} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} x_i, \sigma_Y (1 - \rho_{XY}^2) \right). \quad (1)$$

Это можно переписать как  $y_i | x_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_i, \sigma^2)$ , где

$$\beta_0 = \mu_Y - \rho_{XY} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} \mu_X, \beta_1 = \rho_{XY} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}, \sigma^2 = \mathbf{D}(Y|X) = \sigma_Y^2 (1 - \rho_{XY}^2), \quad (2)$$

то есть мы получили линейную регрессию  $Y$  по  $X$ :

$$\mathbf{E}(Y|X = x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i. \quad (3)$$

Однако, у нас не всегда есть возможность узнать истинную зависимость целевой переменной от предикторов, и любое преобразование данных, которое мы используем, не более чем приближение, которое, как мы надеемся, является подходящим для рассматриваемой задачи. Это поднимает два важных вопроса: как выбрать преобразование и подходит ли полученная модель к имеющимся данным?

Для удобства на данном этапе ограничимся одним **предиктором**  $X$  и **зависимой переменной**  $Y$ .

### 2.1 Трансформация только зависимой переменной при помощи inverse response plot

Предположим, что истинная регрессионная модель  $Y$  по  $X$  имеет вид:

$$Y = g(\beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon), \quad (4)$$

где  $g$  – некоторая функция, вообще говоря, нам неизвестная. Модель (4) может быть приведена к линейному виду, преобразовав  $Y$  с помощью обратной функции  $g^{-1}$ :

$$g^{-1}(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon. \quad (5)$$

Например, если  $Y = \log(\beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon)$ , то  $g(x) = \log(x)$ , значит  $g^{-1}(x) = \exp(x)$ , и  $\exp(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$ .

В данной работе в качестве способа получения оценки  $g^{-1}$  предлагается рассмотреть метод обратного отклика (*inverse response plot*) с подбором функции из степенного семейства (*power family*), включающим в себя семейство преобразований Бокса-Кокса.

### 2.1.1 Inverse response plot

В работе [Cook and Weisberg, 1994] было показано, что если  $x$  имеет эллиптически симметричное распределение (что является менее жестким ограничением, чем нормальность), то  $g^{-1}$  можно оценить из точечного графика, где по горизонтальной оси откладываются истинные значения  $y$ , а по вертикальной – значения  $\hat{y}$ , полученные из регрессии на нетрансформированных данных:  $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$ . Такой график называют **inverse response plot**.

#### Пример

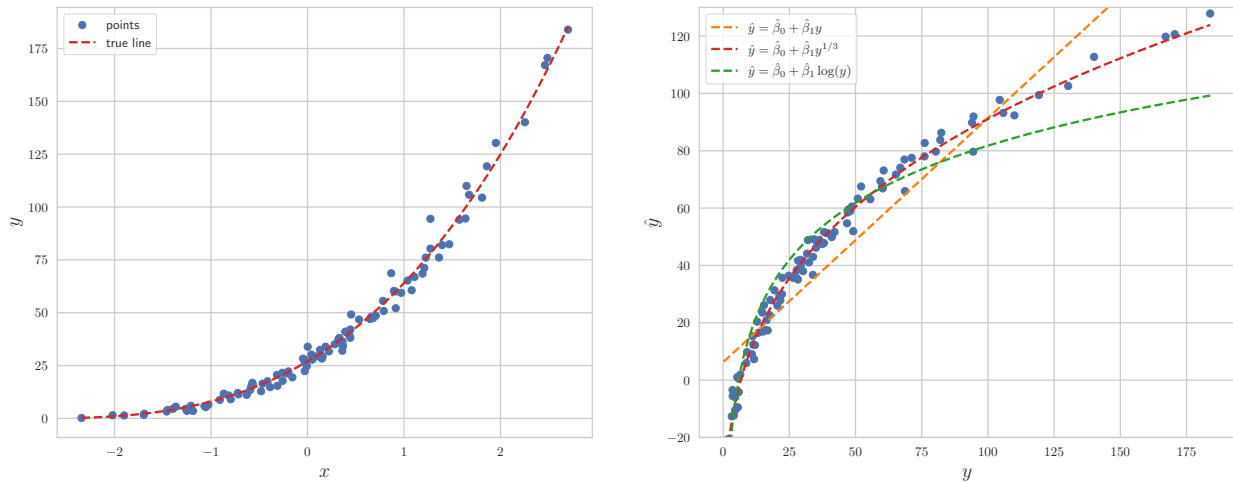


Рис. 1: Scatter plot  $Y$  от  $X$  (слева) и inverse response plot (справа)

Пусть  $X \sim N(0, 1)$ ,  $\varepsilon \sim N(0, 0.1)$ ,  $Y = (3 + X + \varepsilon)^3$ . Была построена выборка размера  $N = 100$ . Получившуюся зависимость можно увидеть на Рис.1. Построим линейную регрессию  $y$  по  $x$  без преобразования данных. Получим некоторые оценки  $\hat{y}$ . Inverse response plot можно также увидеть на Рис.1. Помимо точек, на графике присутствуют три пунктирные кривые – они показывают результаты линейных регрессий  $\hat{y}$  по  $y$ ,  $y^{1/3}$  и  $\log(y)$  соответственно. Видно, что кривая  $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 y^{1/3}$  наиболее близка к исходным точкам. Это ожидаемо, так как из построения  $Y$  следует, что искомым нами преобразованием для  $Y$  имеет вид  $g^{-1}(Y) = Y^{1/3}$ .

### 2.1.2 Выбор степенного преобразования

**Семейство преобразований** (*transformation family*) – это параметризованное множество преобразований, где, варьируя параметры, мы можем получить любого представителя семейства.

Одним из таких семейств является **степенное семейство** (*power family*). Оно определено для положительных  $X$  и имеет вид:

$$\psi(Y, \lambda) = \begin{cases} Y^\lambda, & \lambda \neq 0 \\ \log(Y), & \lambda = 0 \end{cases}. \quad (6)$$

Семейство параметризовано числом  $\lambda$ , и значение  $\lambda = 0$  принимается не за тождественную единицу (ведь  $Y^0 \equiv 1$ ), а за логарифмическое преобразование  $\log(Y)$ . Здесь возникает проблема, затрудняющая работу с этим семейством – его представители  $\psi(Y, \lambda)$  не являются непрерывным по  $\lambda$ . Поэтому удобнее работать с так называемым **нормированным (или отмасштабированным) степенным семейством** (*scaled power family*):

$$\psi_S(Y, \lambda) = \begin{cases} \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \log(Y), & \lambda = 0 \end{cases}. \quad (7)$$

Несложно видеть, что  $\psi_S(Y, \lambda)$  и  $\psi(Y, \lambda)$  отличаются только преобразованием сдвига и масштаба, и линейная регрессия будет давать аналогичные результаты при двух этих преобразованиях, отличаться будут только веса предикторов. Также, функция  $\psi_S(Y, \lambda)$  непрерывна по  $\lambda$ , и  $\log(Y)$  является естественным представителем семейства, так как  $\lim_{\lambda \rightarrow 0} \psi_S(Y, \lambda) = \log(Y)$ .

Суммируя все вышесказанное, для нахождения оценки  $g^{-1}$  мы рассматриваем модели вида

$$\mathbf{E}(\hat{y}|Y = y) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \psi_S(y, \lambda). \quad (8)$$

При фиксированном  $\lambda$  модель (8) представляет собой простую линейную регрессию с предиктором  $\psi_S(y, \lambda)$  и зависимой переменной  $\hat{y}$ . Оптимальным параметром  $\hat{\lambda}$  предлагается считать тот, который минимизирует **остаточную сумму квадратов** (*residual sum of squares*):

$$RSS(\lambda) = \sum_{i=1}^n \left( \hat{y}_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \psi_S(y_i, \lambda) \right)^2. \quad (9)$$

В примере пункта 2.1.1 такой подход дает значение  $\hat{\lambda} = 0.31$ .

## 2.2 Трансформация только зависимой переменной при помощи преобразования Бокса-Кокса

В своей работе [Box and Cox, 1964] Бокс и Кокс рассматривали модифицированное семейство степенных преобразований:

$$\psi_M(Y, \lambda) = GM(Y)^{1-\lambda} \cdot \psi_S(Y, \lambda) = \begin{cases} GM(Y)^{1-\lambda} \cdot \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0, \\ GM(Y) \cdot \log(Y), & \lambda = 0 \end{cases}, \quad (10)$$

где  $GM(Y) = \sqrt[n]{y_1 y_2 \dots y_n}$  – среднее геометрическое выборки.

Метод Бокса-Кокса основывается на предположении, что для некоторого неизвестного  $\lambda$  после преобразования зависимая переменная  $\psi_M(Y, \lambda)$  такова, что  $\psi_M(y_i, \lambda)$  – независимые нормально распределенные сл.в. с постоянной дисперсией  $\sigma^2$  и матожиданием

$$\mathbf{E}(\psi_M(Y, \lambda)|X = x) = \beta_0 + \beta_1 x. \quad (11)$$

Из этих предположений предлагается брать такое  $\lambda$ , которое максимизировало бы правдоподобие. В нормальной модели логарифм правдоподобия имеет вид:

$$\begin{aligned} \log(L) = \ell &= -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2 = \\ &= -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} RSS \end{aligned} \quad (12)$$

Оценка максимума правдоподобия дает нам  $\hat{\sigma}^2 = RSS/n$ . Отсюда получаем:

$$\ell = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} - \frac{n}{2} \log(RSS/n). \quad (13)$$

Можно показать, что Якобиан замены преобразования Бокса-Кокса  $\psi_M(Y, \lambda)$  равен 1 при любом  $\lambda$ . А значит при фиксированном  $\lambda$  после трансформации зависимой переменной вид функции правдоподобия останется прежним:

$$\ell(\lambda) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} - \frac{n}{2} \log(RSS(\lambda)/n). \quad (14)$$

Так как только последний член выражения (14) зависит от  $\lambda$ , то решение задачи максимизации правдоподобия (или логарифма правдоподобия) по  $\lambda$  эквивалентна задаче минимизации  $RSS$  по  $\lambda$ .

## 3 Заключение

ТВА

## Список литературы

- [Berger and Casella, 2001] Berger, R. and Casella, G. (2001). Statistical Inference. Duxbury Press, Florence, AL, 2 edition.
- [Box and Cox, 1964] Box, G. E. P. and Cox, D. R. (1964). An analysis of transformations. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 26(2):211–252.
- [Cook and Weisberg, 1994] Cook, R. D. and Weisberg, S. (1994). Transforming a response variable for linearity. Biometrika, 81(4):731–737.
- [Weisberg et al., 1978] Weisberg, H., Beier, E., Brody, H., Patton, R., Raychaudhuri, K., Takeda, H., Thern, R., and Van Berg, R. (1978).  $s$ -dependence of proton fragmentation by hadrons. ii. incident laboratory momenta 30-250 gev/c. Phys. Rev. D, 17:2875–2887.