Метод наименьших квадратов

Эконометрика. Лекция 1

Эконометрика на одном слайде:)

Вопросы:

- Как устроен мир? Как переменная x влияет на переменную y?
- Что будет завтра? Как спрогнозировать переменную у?

Ответ:

Модель — формула для объясняемой переменной

Например:

• $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$

Основные типы данных:

- Временные ряды
- Перекрёстные данные
- Панельные данные

Есть много-много других!

Временные ряды

Данные по России:

Год	Население	Безработица
2010	142962	7.4
2011	142914	6.5
2012	143103	5.5
2013	143395	5.5

Перекрёстная выборка

Результаты зимних Олимпийских игр 2014:

Страна	Золото	Серебро	Бронза
Россия	13	11	9
Норвегия	11	5	10
Канада	10	10	5
США	9	7	12

Панельные данные

Сочетание первых двух: данные по нескольким переменным для множества объектов в разные моменты времени

Данные — обозначения

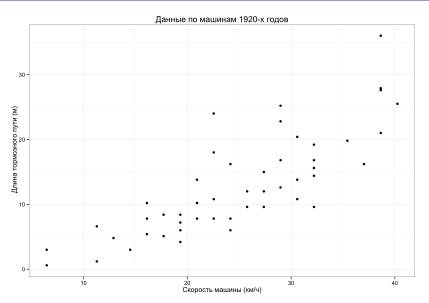
- Одна зависимая, объясняемая, переменная: у
- \bullet Несколько регрессоров, объясняющих, переменных: $x,\,z,\,\dots$
- По каждой переменной n наблюдений: y_1, y_2, \ldots, y_n

Данные — пример

Исторические данные 1920-х годов :)

Длина тормозного пути (м), y_i	Скорость машины (км/ч), x_i
0.6	6.44
3.0	6.44
1.2	11.27

Всегда изображайте данные!



Модель:

Пример: $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$

- Наблюдаемые переменные: у, х
- Неизвестные параметры: β_2 , β_2
- ullet Случайная составляющая, ошибка: arepsilon

План действий

- придумать адекватную модель
- ullet получить оценки неизвестных параметров: $\hat{eta}_1,\,\hat{eta}_2$
- прогнозировать, заменив неизвестные параметры на оценки:

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i$$



Метод наименьших квадратов

• Способ получить оценки неизвестных параметров модели исходя из реальных данных.

Ошибка прогноза: $\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{y}_i$.

Сумма квадратов ошибок прогноза:

$$Q(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) = \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

Суть МНК: В качестве оценок взять такие $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, при которых сумма квадратов ошибок прогноза, Q, минимальна.

Пример с машинами:

Фактические данные:

$$x_1 = 6.68, x_2 = 6.68, \ldots,$$

$$y_1 = 0.6, y_2 = 3, \dots$$

Модель: $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$. Формула для прогнозов: $\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i$

Сумма квадратов ошибок прогнозов: $Q = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2$

$$Q = (0.6 - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 6.68)^2 + (3 - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 6.68)^2 + \dots$$

Точка минимума, найдена в R: $\hat{\beta}_1 = -5.3, \, \hat{\beta}_2 = 0.7$:

Формула для прогнозов: $\hat{y}_i = -5.3 + 0.7 x_i$

Простой пример [у доски]

Имя	$\mathrm{Bec}\ (\mathrm{kr}),\ y_i$	Poct (см), x_i
Вася	60	170
Коля	70	170
Петя	80	181

Оцените модели:

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i,$$

 $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$

Маленькая подготовка: $n\bar{x} = \sum_i x_i = \sum_i \bar{x}, \sum_i (x_i - \bar{x}) = 0.$

Готовые формулы МНК. Регрессия на константу

В модели $y_i = \beta + \varepsilon_i$

$$\hat{\beta} = \bar{y}$$

Интерпретация:

В модели без объясняющих переменных наилучший прогноз — это среднее значение зависимой переменной

Готовые формулы МНК. Парная регрессия

В модели $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$
$$\hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_2 \bar{x}$$

Интерпретация:

Точка (\bar{x}, \bar{y}) лежит на линии регрессии $\hat{y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x$

Терминология и обозначения:

у_і — зависимая, объясняемая, переменная

 x_i — регрессор, объясняющая переменная

 ε_i — ошибка, ошибка модели, случайная составляющая

 \hat{y}_i — прогноз, прогнозное значение

 $\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{y}_i$ — остаток, ошибка прогноза

 $RSS = \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_{i}^{2}$ — сумма квадратов остатков

Графическая иллюстрация (чудо-доска)

!показать, что регрессия проходит через среднюю точку

Много объясняющих переменных [у доски]

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$$

Выпишем систему уравнений для оценок $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, $\hat{\beta}_3$

$$\begin{cases} \sum \hat{\varepsilon}_i \cdot 1 = 0 \\ \sum \hat{\varepsilon}_i \cdot x_i = 0 \\ \sum \hat{\varepsilon}_i \cdot z_i = 0 \end{cases}$$

Суммы квадратов

• Сумма квадратов остатков

$$RSS = \sum \hat{\varepsilon}_i^2$$

• Общая сумма квадратов

$$TSS = \sum (y_i - \bar{y})^2$$

• Объясненная сумма квадратов

$$ESS = \sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

Абсолютный ликбез по линейной алгебре

Вектора: $y, x, \hat{y}, \varepsilon, \dots$

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} \quad x = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \quad \hat{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \hat{\varepsilon}_1 \\ \hat{\varepsilon}_2 \\ \vdots \\ \hat{\varepsilon}_n \end{pmatrix} \quad \vec{1} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$$

В нашей модели: $\hat{y} = \hat{\beta}_1 \cdot \vec{1} + \hat{\beta}_2 \cdot x + \hat{\beta}_3 \cdot z$

Матрица всех регрессоров

$$X = egin{pmatrix} 1 & x_1 & z_1 \ 1 & x_2 & z_2 \ dots & & & \ 1 & x_n & z_n \end{pmatrix}$$

Длина вектора

Длина вектора,
$$|y| = \sqrt{y_1^2 + y_2^2 + \ldots + y_n^2}$$

Квадрат длины вектора,
$$|y|^2 = y_1^2 + y_2^2 + \ldots + y_n^2 = \sum_i y_i^2$$

Примеры:

$$RSS = \sum \hat{\varepsilon}_i^2$$
 — квадрат длины вектора $\hat{\varepsilon}$ $TSS = \sum (y_i - \bar{y})^2$ — квадрат длины вектора $(y - \bar{y} \cdot \vec{1})$

$$\begin{pmatrix} y_1 - \bar{y} \\ y_2 - \bar{y} \\ \vdots \\ y_n - \bar{y} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} - \bar{y} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} = y - \bar{y} \cdot \vec{1}$$

Скалярное произведение двух векторов:

$$(x,y) = |x| \cdot |y| \cdot cos(x,y)$$

$$(x,y) = x_1y_1 + x_2y_2 + \ldots + x_ny_n = \sum_i x_iy_i$$

Условие перпендикулярности:

$$x \perp y \Leftrightarrow \sum_{i} x_{i} y_{i} = 0$$

т.к. $cos(90^\circ) = 0$.

Иллюстрация для регрессии на константу [у доски]

Модель:
$$y_i = \beta + \varepsilon_i$$

Геометрическая интерпретация условий первого порядка

$$\begin{cases} \sum \hat{\varepsilon}_{i} \cdot 1 = 0 \\ \sum \hat{\varepsilon}_{i} \cdot x_{i} = 0 \\ \sum \hat{\varepsilon}_{i} \cdot z_{i} = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \hat{\varepsilon} \perp \vec{1} \\ \hat{\varepsilon} \perp x \\ \hat{\varepsilon} \perp z \end{cases}$$

Иллюстрация для множественной регрессии

Если в регрессию включён свободный член β_1

Если в регрессию включён свободный член, $y_i = \beta_1 + \dots$, и оценки МНК единственны, то:

- $\sum \hat{\varepsilon}_i = 0$
- $\sum y_i = \sum \hat{y}_i$
- \bullet $\bar{y} = \bar{\hat{y}}$
- TSS = RSS + ESS

Коэффициент детерминации — простой показатель качества

B моделях со свободным членом $R^2 = ESS/TSS$

TSS — общий разброс у

ESS — объясненный регрессорами разброс

 R^2 — доля объясненного разброса в общем разбросе

Теорема. Если в регрессию включён свободный член, $y_i = \beta_1 + \ldots$, и оценки МНК единственны, то R^2 равен выборочной корреляции между y и \hat{y} , т.е.

$$R^{2} = (sCorr(y, \hat{y}))^{2} = \left(\frac{\sum (y_{i} - \bar{y})(\hat{y}_{i} - \bar{y})}{\sqrt{\sum (y_{i} - \bar{y})^{2}}\sqrt{\sum (\hat{y}_{i} - \bar{y})^{2}}}\right)^{2}$$

Явная формула для оценок коэффициентов

Модель: $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} \quad X = \begin{pmatrix} 1 & x_1 & z_1 \\ 1 & x_2 & z_2 \\ \vdots & & \\ 1 & x_n & z_n \end{pmatrix}$$

Линейная алгебра позволяет получить явные формулы:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$$

Мораль

УРА!!! МНК позволяет оценивать модели!!!

Предположив $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$

Получаем $\hat{\beta}_1,\,\hat{\beta}_2,\,\hat{\beta}_3$

Вопросы

- Как выбрать форму модели?
- А будет ли решение задачи минимизации единственным?
- А будет ли решение задачи минимизации вообще существовать?
- А почему сумма квадратов остатков, а не, скажем, модулей?
- А насколько точны полученные оценки?
- . . .