

Прикладной статистический анализ данных

Регрессионный анализ

Олег Бахтеев
mipt.psad19@gmail.com

2019

Постановка задачи линейной регрессии

$1, \dots, n$ — объекты;

x_1, \dots, x_k, y — признаки, значения которых измеряются на объектах;

x_1, \dots, x_k — объясняющие переменные (предикторы, регрессоры, факторы, признаки);

y — зависимая переменная, отклик.

Хотим найти такую функцию f , что $y \approx f(x_1, \dots, x_k)$;

$$\operatorname{argmin}_f \mathbb{E} (y - f(x_1, \dots, x_k))^2 = \mathbb{E} (y | x_1, \dots, x_k).$$

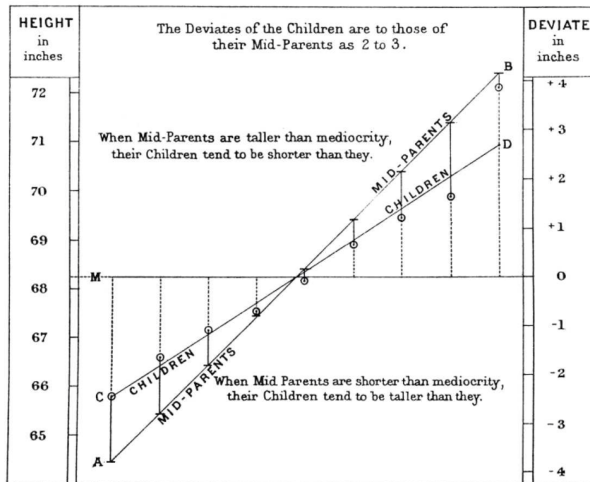
$\mathbb{E} (y | x_1, \dots, x_k) = f(x_1, \dots, x_k)$ — модель регрессии;

$\mathbb{E} (y | x_1, \dots, x_k) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j$ — модель линейной регрессии.

Здесь и далее $n > k$ ($n \gg k$).

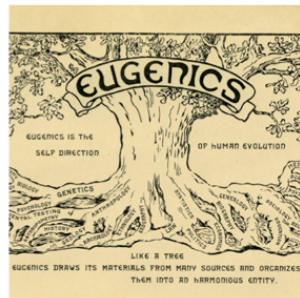
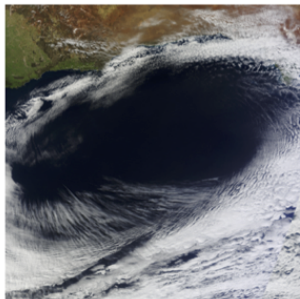
Первое появление

Впервые такая постановка появляется в работе Гальтона 1885 г. «Регрессия к середине в наследственности роста».



$$y - \bar{y} \approx \frac{2}{3} (x - \bar{x}).$$

Другие работы Гальтона



Метод наименьших квадратов (МНК)

Матричные обозначения:

$$X = \begin{pmatrix} x_{10} = 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n0} = 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix}; \quad y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}; \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}.$$

Метод наименьших квадратов:

$$\sum_{i=1}^n \left(y_i - \sum_{j=0}^k \beta_j x_{ij} \right)^2 \rightarrow \min_{\beta};$$

$$\|y - X\beta\|_2^2 \rightarrow \min_{\beta};$$

$$2X^T(y - X\beta) = 0,$$

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

$$\hat{y} = X (X^T X)^{-1} X^T y.$$

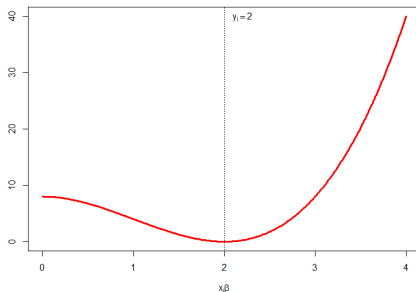
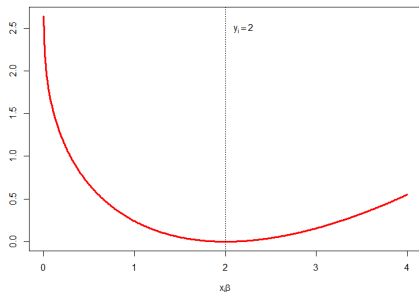
Метод наименьших квадратов (МНК)

МНК в линейной регрессии даёт выборочную оценку линейной аппроксимации условного матожидания $\mathbb{E}(y|x)$

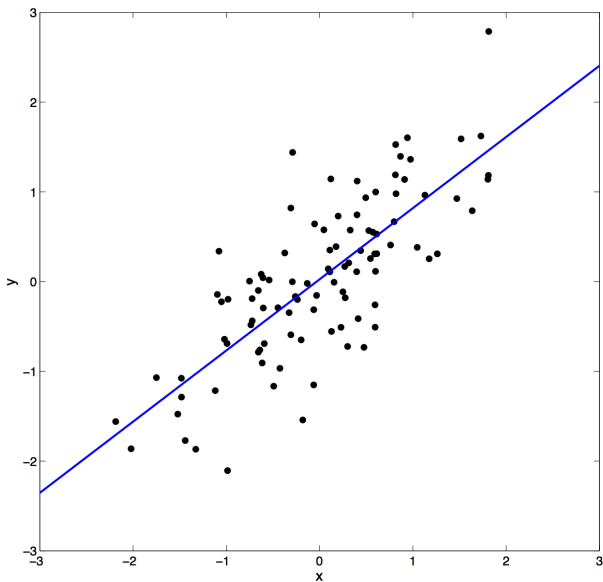
Кроме $\|\cdot\|_2^2$ это делает любая дивергенция Брегмана:

$$D(y, X\beta) = \sum_{i=1}^n (\phi(y_i) - \phi(x_i\beta) - \phi'(x_i\beta)(y_i - x_i\beta)),$$

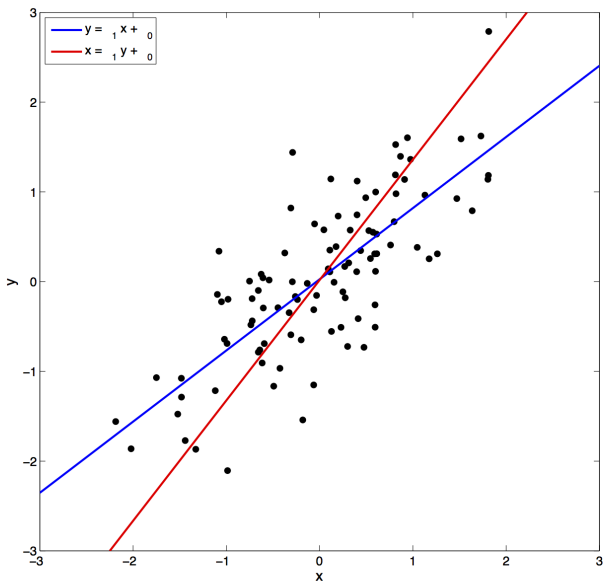
где ϕ — произвольная непрерывно дифференцируемая выпуклая функция.



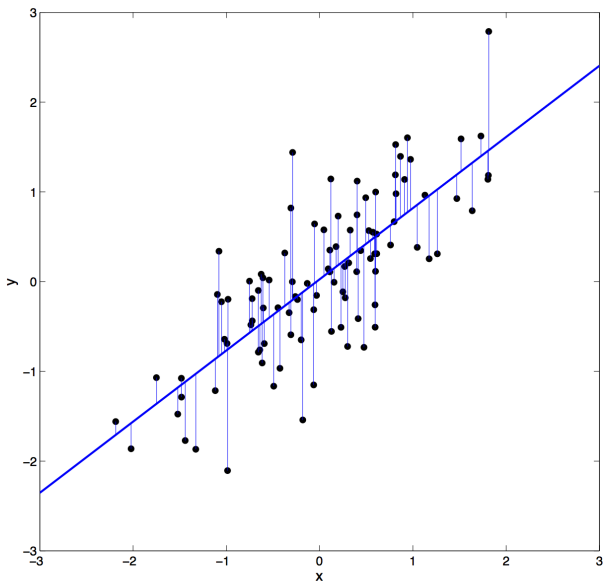
Инверсия задачи регрессии



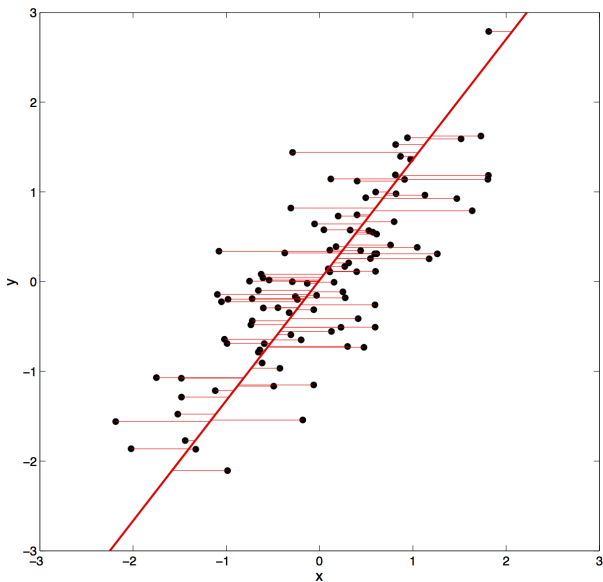
Инверсия задачи регрессии



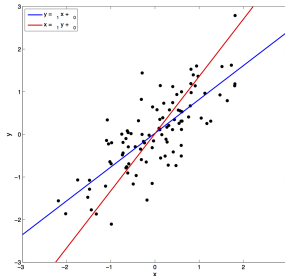
Инверсия задачи регрессии



Инверсия задачи регрессии



Инверсия задачи регрессии



- Две прямые пересекаются в точке (\bar{x}, \bar{y}) .
- Выборочный коэффициент корреляции между x и y — среднее геометрическое $\hat{\theta}_1$ и $\hat{\phi}_1$:

$$\hat{\theta}_1 = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}, \quad \hat{\phi}_1 = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{n \sum y^2 - (\sum y)^2},$$

$$\hat{r}_{xy} = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{\sqrt{(n \sum x^2 - (\sum x)^2) (n \sum y^2 - (\sum y)^2)}}.$$

Goodness-of-fit

$$TSS = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \quad (\text{Total Sum of Squares});$$

$$ESS = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 \quad (\text{Explained Sum of Squares});$$

$$RSS = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (\text{Residual Sum of Squares});$$

$$TSS = ESS + RSS.$$

Коэффициент детерминации:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}.$$

$R^2 = r_{y\hat{y}}^2$ — квадрат коэффициента множественной корреляции y с X .

Приведённый коэффициент детерминации

Стандартный коэффициент детерминации всегда увеличивается при добавлении регрессоров в модель, поэтому для отбора признаков его использовать нельзя.

Для сравнения моделей, содержащих разное число признаков, можно использовать приведённый коэффициент детерминации:

$$R_a^2 = \frac{ESS/(n - k - 1)}{TSS/(n - 1)} = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k - 1}.$$

Предположения модели

- ① Линейность отклика: $y = X\beta + \varepsilon$.
- ② Случайность выборки: наблюдения $(x_i, y_i), i = 1, \dots, n$ независимы.
- ③ Полнота ранга: ни один из признаков не является константой или линейной комбинацией других признаков ни в популяции, ни в выборке ($\text{rank } X = k + 1$).
- ④ Случайность ошибок: $\mathbb{E}(\varepsilon | X) = 0$.

В предположениях (1-4) МНК-оценки коэффициентов β являются несмещёнными:

$$\mathbb{E}\hat{\beta}_j = \beta_j, \quad j = 0, \dots, k,$$

и состоятельными:

$$\forall \gamma > 0 \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(|\beta_j - \hat{\beta}_j| < \gamma\right) = 1, \quad j = 0, \dots, k.$$

Предположения модели

- ① Линейность отклика: $y = X\beta + \varepsilon$.
- ② Случайность выборки: наблюдения $(x_i, y_i), i = 1, \dots, n$ независимы.
- ③ Полнота ранга: ни один из признаков не является константой или линейной комбинацией других признаков ни в популяции, ни в выборке ($\text{rank } X = k + 1$).
- ④ Случайность ошибок: $\mathbb{E}(\varepsilon | X) = 0$.
- ⑤ Гомоскедастичность ошибок: дисперсия ошибки не зависит от значений признаков: $\mathbb{D}(\varepsilon | X) = \sigma^2$.

(предположения Гаусса-Маркова).

Теорема Гаусса-Маркова: в предположениях (1-5) МНК-оценки имеют наименьшую дисперсию в классе оценок β , линейных по y .

Неправильное определение модели

Недоопределение: если зависимая переменная определяется моделью

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_{j-1} x_{j-1} + \beta_j x_j + \beta_{j+1} x_{j+1} + \cdots + \beta_k x_k + \varepsilon,$$

а вместо этого используется модель

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_{j-1} x_{j-1} + \beta_{j+1} x_{j+1} + \cdots + \beta_k x_k + \varepsilon,$$

то МНК-оценки $\hat{\beta}_0, \dots, \hat{\beta}_{j-1}, \hat{\beta}_{j+1}, \dots, \hat{\beta}_k$ являются смещёнными и несостоятельными оценками $\beta_0, \dots, \beta_{j-1}, \beta_{j+1}, \dots, \beta_k$.

Переопределение: если признак x_j не влияет на y , т. е. $\beta_j = 0$, то МНК-оценка $\hat{\beta}$ остаётся несмещённой состоятельной оценкой β , но дисперсия её возрастает.

Дисперсия $\hat{\beta}_j$

В предположениях (1-5) дисперсии МНК-оценок коэффициентов β задаются следующим образом:

$$\mathbb{D}(\hat{\beta}_j | X) = \frac{\sigma^2}{TSS_j (1 - R_j^2)},$$

где $TSS_j = \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2$, R_j^2 — коэффициент детерминации при регрессии x_j на все остальные признаки из X .

- Чем больше дисперсия ошибки σ^2 , тем больше дисперсия оценки $\hat{\beta}_j$.
- Чем больше вариация значений признака x_j в выборке, тем меньше дисперсия оценки $\hat{\beta}_j$.
- Чем лучше признак x_j объясняется линейной комбинацией оставшихся признаков, тем больше дисперсия оценки $\hat{\beta}_j$.

Дисперсия $\hat{\beta}_j$

$R_j^2 < 1$ по предположению (3); тем не менее, может быть $R_j^2 \approx 1$.

В матричном виде:

$$\mathbb{D}(\hat{\beta} | X) = \sigma^2 (X^T X)^{-1}.$$

Если столбцы X почти линейно зависимы, то матрица $X^T X$ плохо обусловлена, и дисперсия оценок $\hat{\beta}_j$ велика.

Близкая к линейной зависимость между двумя или более признаками x_j называется **мультиколлинеарностью**.

Проблема мультиколлинеарности решается с помощью отбора признаков или использования регуляризаторов.

Бинарные признаки

Если x_j принимает только два значения, то они кодируются нулём и единицей. Например, если x_j — пол испытуемого, то можно задать $x_j = [\text{пол} = \text{мужской}]$.

Механизм построения регрессии не меняется.

Категориальные признаки

Как кодировать дискретные признаки x_j , принимающие более двух значений? Пусть y — средний уровень заработной платы, x — тип должности (рабочий / инженер / управляющий). Допустим, мы закодировали эти должности следующим образом:

| Тип должности | x |
|---------------|-----|
| рабочий | 1 |
| инженер | 2 |
| управляющий | 3 |

и построили регрессию $y = \beta_0 + \beta_1 x$. Тогда для рабочего, инженера и управляющего ожидаемые средние уровни заработной платы определяются следующим образом:

$$y_{bc} = \beta_0 + \beta_1,$$

$$y_{pr} = \beta_0 + 2\beta_1,$$

$$y_{wc} = \beta_0 + 3\beta_1.$$

Согласно построенной модели, разница в средних уровнях заработной платы рабочего и инженера в точности равна разнице между зарплатами инженера и управляющего.

Фиктивные переменные

Верный способ использования категориальных признаков в регрессии — введение бинарных фиктивных переменных (dummy variables).

Пусть признак x_j принимает m различных значений, тогда для его кодирования необходима $m - 1$ фиктивная переменная.

Способы кодирования:

| | Dummy | | Deviation | |
|---------------|-------|-------|-----------|-------|
| Тип должности | x_1 | x_2 | x_1 | x_2 |
| рабочий | 0 | 0 | 1 | 0 |
| инженер | 1 | 0 | 0 | 1 |
| управляющий | 0 | 1 | -1 | -1 |

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$$

- При dummy-кодировании коэффициенты β_1, β_2 оценивают среднюю разницу в уровнях зарплат инженера и управляющего с рабочим.
- При deviation-кодировании коэффициенты β_1, β_2 оценивают среднюю разницу в уровнях зарплат рабочего и инженера со средним по всем должностям.

Вопросы

- ① Как найти доверительные интервалы для β_j и проверить гипотезу $H_0: \beta_j = 0$?
- ② Как найти доверительный интервал для значений отклика на новом объекте $y(x_0)$?
- ③ Как проверить адекватность построенной модели?

Предположение о нормальности ошибок

⑥ Нормальность ошибок: $\varepsilon | X \sim N(0, \sigma^2)$.

Эквивалентная запись: $y | X \sim N(X\beta, \sigma^2)$.

- В предположениях (1-6) МНК-оценки совпадают с оценками максимального правдоподобия.

ММП:

$$\begin{aligned} p(\varepsilon_i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\varepsilon_i^2}, \\ \ln \prod_{i=1}^n p(\varepsilon_i) &\rightarrow \max_{\beta}, \\ \sum_{i=1}^n \left(-\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma) - \frac{1}{2\sigma^2} \varepsilon_i^2 \right) &\rightarrow \max_{\beta}, \\ \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n \left(y_i - \sum_{j=0}^k \beta_j x_{ij} \right)^2 &\rightarrow \min_{\beta}. \end{aligned}$$

Предположение о нормальности ошибок

- МНК-оценки $\hat{\beta}$ имеют наименьшую дисперсию среди всех несмещённых оценок β .
- МНК-оценки $\hat{\beta}$ имеют нормальное распределение $N\left(\beta, \sigma^2 (X^T X)^{-1}\right)$.
- Несмещённой оценкой σ^2 является

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n - k - 1} RSS;$$

кроме того, $\frac{1}{\sigma^2} RSS \sim \chi_{n-k-1}^2$.

- $\forall c \in \mathbb{R}^{k+1}$

$$\frac{c^T (\beta - \hat{\beta})}{\hat{\sigma} \sqrt{c^T (X^T X)^{-1} c}} \sim St(n - k - 1).$$

Доверительные и предсказательные интервалы

$100(1 - \alpha)\%$ доверительный интервал для σ :

$$\sqrt{\frac{RSS}{\chi_{n-k-1, 1-\alpha/2}^2}} \leq \sigma \leq \sqrt{\frac{RSS}{\chi_{n-k-1, \alpha/2}^2}}.$$

Возьмём $c = \begin{pmatrix} 0 \dots 0 \underset{j}{1} 0 \dots 0 \end{pmatrix}$; $100(1 - \alpha)\%$ доверительный интервал для β_j :

$$\hat{\beta}_j \pm t_{n-k-1, 1-\alpha/2} \hat{\sigma} \sqrt{(X^T X)_{jj}^{-1}}.$$

Для нового объекта x_0 возьмём $c = x_0$; $100(1 - \alpha)\%$ доверительный интервал для $\mathbb{E}(y \mid x = x_0) = x_0^T \beta$:

$$x_0^T \hat{\beta} \pm t_{n-k-1, 1-\alpha/2} \hat{\sigma} \sqrt{x_0^T (X^T X)^{-1} x_0}.$$

Чтобы построить предсказательный интервал для $y(x_0) = x_0^T \beta + \varepsilon(x_0)$, учтём ещё дисперсию ошибки:

$$x_0^T \hat{\beta} \pm t_{n-k-1, 1-\alpha/2} \hat{\sigma} \sqrt{1 + x_0^T (X^T X)^{-1} x_0}.$$

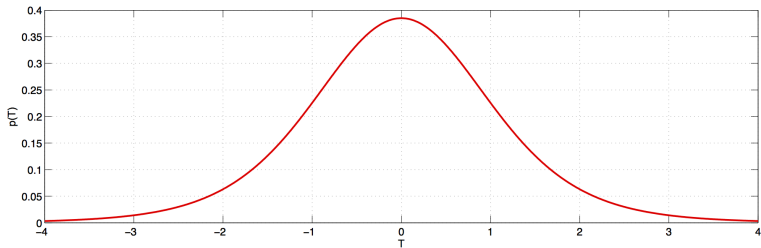
t-критерий Стьюдента

нулевая гипотеза: $H_0: \beta_j = 0$

альтернатива: $H_1: \beta_j \neq 0$

статистика:
$$T = \frac{\hat{\beta}_j}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k-1} (X^T X)^{-1}_{jj}}}$$

нулевое распределение: $St(n - k - 1)$



t-критерий Стьюдента

Пример: имеется 12 испытуемых, x — результат прохождения испытуемым составного теста скорости реакции, y — результат его теста на симулятора транспортного средства. Проведение составного теста значительно проще и требует меньших затрат, поэтому ставится задача предсказания y по x , для чего строится линейная регрессия согласно модели

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon.$$

Значима ли переменная x для предсказания y ?

$$H_0: \beta_1 = 0.$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0 \Rightarrow p = 2.2021 \times 10^{-5}.$$

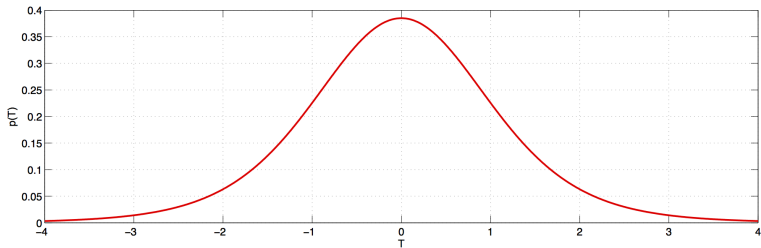
t-критерий Стьюдента

нулевая гипотеза: $H_0: \beta_j = a$

альтернатива: $H_1: \beta_j < \neq > a$

статистика:
$$T = \frac{\hat{\beta}_j - a}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k-1} (X^T X)^{-1}_{jj}}}$$

нулевое распределение: $St(n - k - 1)$



t-критерий Стьюдента

Пример: по выборке из 506 жилых районов, расположенных в пригородах Бостона, строится модель средней цены на жильё следующего вида:

$$\ln price = \beta_0 + \beta_1 \ln nox + \beta_2 \ln dist + \beta_3 rooms + \beta_4 stratio + \varepsilon,$$

где *nox* — содержание в воздухе двуокиси азота, *dis* — взвешенное среднее расстояние от жилого района до пяти основных мест трудоустройства, *rooms* — среднее число комнат в доме жилого района, *stratio* — среднее отношения числа студентов к числу учителей в школах района.

Коэффициент β_1 имеет смысл эластичности цены по признаку *nox*.

По экономическим соображениям интерес представляет гипотеза о том, что эластичность равна -1 .

$$H_0: \beta_1 = -1.$$

$$H_1: \beta_1 \neq -1 \Rightarrow p = 0.6945.$$

Критерий Фишера

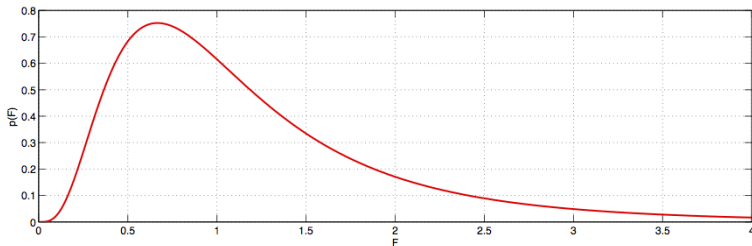
$$X_{n \times (k+1)} = \begin{pmatrix} X_1 & X_2 \\ n \times (k+1-k_1) & n \times k_1 \end{pmatrix}; \quad \beta^T_{(k+1) \times 1} = \begin{pmatrix} \beta_1^T & \beta_2^T \\ (k+1-k_1) \times 1 & k_1 \times 1 \end{pmatrix}^T;$$

нулевая гипотеза: $H_0: \beta_2 = 0$

альтернатива: $H_1: H_0$ неверна

статистика: $RSS_r = \|y - X_1\beta_1\|_2^2$, $RSS_{ur} = \|y - X\beta\|_2^2$,
 $F = \frac{(RSS_r - RSS_{ur})/k_1}{RSS_{ur}/(n-k-1)}$

нулевое распределение: $F(k_1, n - k - 1)$



Критерий Фишера

Пример: для веса ребёнка при рождении имеется следующая модель:

$$weight = \beta_0 + \beta_1cigs + \beta_2parity + \beta_3inc + \beta_4med + \beta_5fed + \varepsilon,$$

где *cigs* — среднее число сигарет, выкуривавшихся матерью за один день беременности, *parity* — номер ребёнка у матери, *inc* — среднемесячный доход семьи, *med* — длительность в годах получения образования матерью, *fed* — отцом. Данные имеются для 1191 детей.

Зависит ли вес ребёнка при рождении от уровня образования родителей?

$$H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0.$$

$$H_1: H_0 \text{ неверна} \Rightarrow p = 0.2421.$$

Связь между критериями Фишера и Стьюдента

Если $k_1 = 1$, критерий Фишера эквивалентен критерию Стьюдента для двусторонней альтернативы.

Иногда критерий Фишера отвергает гипотезу о незначимости признаков X_2 , а критерий Стьюдента не признаёт значимым ни один из них. Возможные объяснения:

- отдельные признаки из X_2 недостаточно хорошо объясняют y , но совокупный эффект значим;
- признаки в X_2 мультиколлинеарны.

Иногда критерия Фишера не отвергает гипотезу о незначимости признаков X_2 , а критерий Стьюдента признаёт значимыми некоторые из них. Возможные объяснения:

- незначимые признаки в X_2 маскируют влияние значимых;
- значимость отдельных признаков в X_2 — результат множественной проверки гипотез.

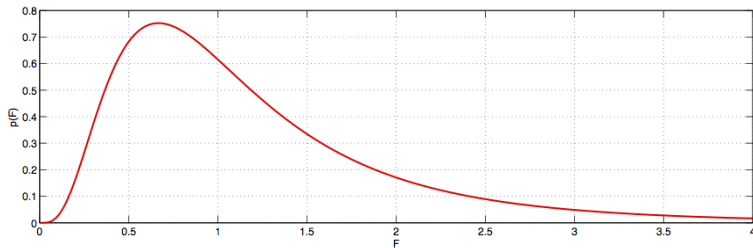
Критерий Фишера

нулевая гипотеза: $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$

альтернатива: $H_1: H_0$ неверна

статистика: $F = \frac{R^2/k}{(1-R^2)/(n-k-1)}$

нулевое распределение: $F(k, n - k - 1)$



Критерий Фишера

Пример: имеет ли вообще смысл модель веса ребёнка при рождении, рассмотренная выше?

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_5 = 0.$$

$$H_1: H_0 \text{ неверна} \Rightarrow p = 6.0331 \times 10^{-9}.$$

Сравнение невложенных моделей

Пример: имеются две модели:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon, \quad (1)$$

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 \log x_1 + \gamma_2 \log x_2 + \varepsilon. \quad (2)$$

Как понять, какая из них лучше?

Критерий Давидсона-Маккиннона

Пусть \hat{y} — оценка отклика по первой модели, $\hat{\hat{y}}$ — по второй.

Подставим эти оценки как признаки в чужие модели:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 \hat{y} + \varepsilon,$$

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 \log x_1 + \gamma_2 \log x_2 + \gamma_3 \hat{\hat{y}} + \varepsilon.$$

При помощи критерия Стьюдента проверим

$$H_{01}: \beta_3 = 0, \quad H_{11}: \beta_3 \neq 0,$$

$$H_{02}: \gamma_3 = 0, \quad H_{12}: \gamma_3 \neq 0.$$

| $H_{01} \backslash H_{02}$ | Принята | Отвергнута |
|----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Принята | Обе модели хороши | Модель (1) значительно лучше |
| Отвергнута | Модель (2) значительно лучше | Обе модели плохи |

Пошаговая регрессия

- **Шаг 0.** Настраивается модель с одной только константой, а также все модели с одной переменной. Рассчитывается F -статистика каждой модели и достигаемый уровень значимости. Выбирается модель с наименьшим достигаемым уровнем значимости. Соответствующая переменная X_{e1} включается в модель, если этот достигаемый уровень значимости меньше порогового значения $p_E = 0.05$.
- **Шаг 1.** Рассчитывается F -статистика и достигаемый уровень значимости для всех моделей, содержащих две переменные, одна из которых X_{e1} . Аналогично принимается решение о включении X_{e2} .
- **Шаг 2.** Если была добавлена переменная X_{e2} , возможно, X_{e1} уже не нужна. В общем случае просчитываются все возможные варианты исключения одной переменной, рассматривается вариант с наибольшим достигаемым уровнем значимости, соответствующая переменная исключается, если он превосходит пороговое значение $p_R = 0.1$.
- ...

Эксперимент Фридмана

(Freedman, 1983): пошаговая регрессия несовместима с проверкой гипотез о значимости коэффициентов: критерии Фишера и Стьюдента антиконсервативны, если вычисляются на той же самой выборке, на которой настраивалась модель.

Отбор признаков с учётом эффекта множественной проверки гипотез

$$\forall c_1, \dots, c_{k_1} \in \mathbb{R}^{k+1}$$

$$t_j = \frac{c_j^T (\beta - \hat{\beta})}{\hat{\sigma} \sqrt{c_j^T (X^T X)^{-1} c_j}}, \quad j = 1, \dots, k_1$$

имеют совместное распределение Стьюдента с числом степеней свободы $n - k - 1$ и корреляционной матрицей

$$\begin{aligned} R &= DC^T (X^T X)^{-1} CD, \\ C &= (c_1, \dots, c_{k_1}), \\ D &= \text{diag} \left(c_j^T (X^T X)^{-1} c_j \right)^{-\frac{1}{2}}. \end{aligned}$$

Для одновременной проверки значимости всех коэффициентов регрессии достаточно взять в качестве C единичную матрицу.

Значимость категориальных предикторов

Категориальный предиктор, кодируемый несколькими фиктивными переменными, необходимо включать или исключать целиком. Значимость соответствующих фиктивных переменных лучше проверять в совокупности.

В случае, когда по отдельности какие-то фиктивные переменные не значимы, допустимо объединять уровни категориального предиктора, основываясь на интерпретации.

Проверка предположений Гаусса-Маркова

- Предположения (1-2) проверить нельзя.
- Предположение (3) легко проверяется, без его выполнения построить модель вообще невозможно.
- Предположения (4-6) об ошибке ε необходимо проверять.

Оценивать ошибку ε будем при помощи **остатков**:

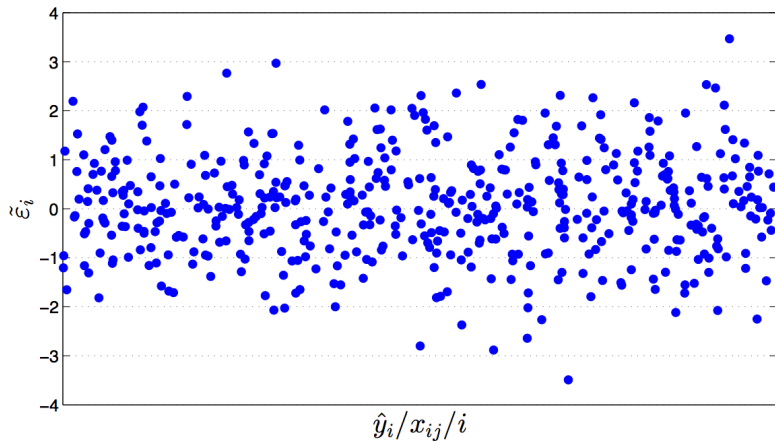
$$\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{y}_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

Стандартизированные остатки:

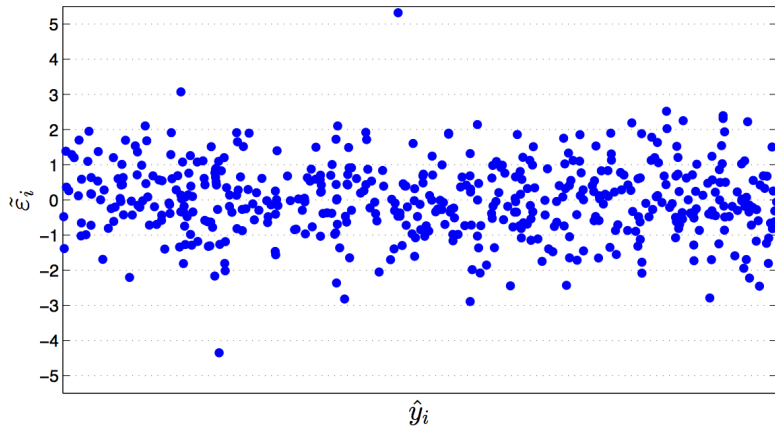
$$\tilde{\varepsilon}_i = \frac{\hat{\varepsilon}_i}{\hat{\sigma}}, \quad i = 1, \dots, n.$$

Визуальный анализ

Строятся графики зависимости $\tilde{\varepsilon}_i$ от \hat{y}_i , $x_{ij}, j = 1, \dots, k, i$.

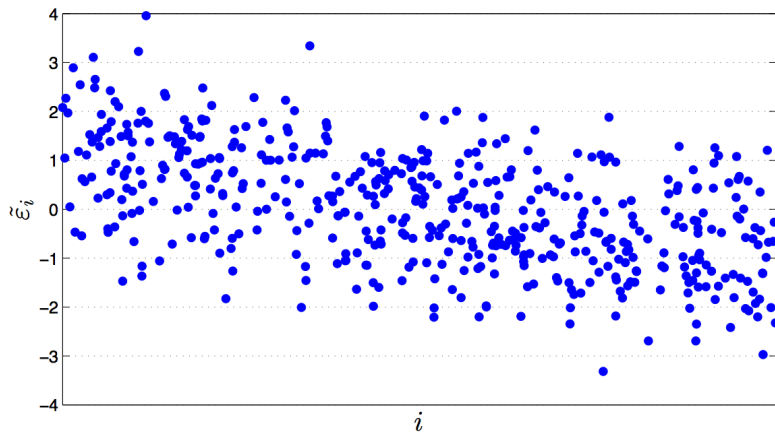


Визуальный анализ



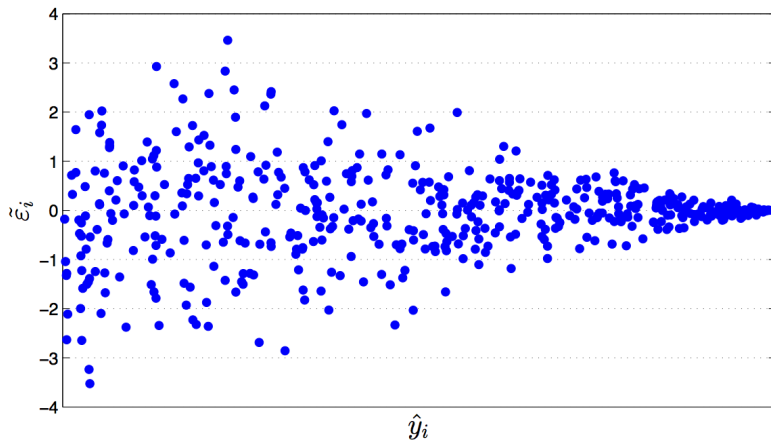
Возможно, присутствуют выбросы

Визуальный анализ



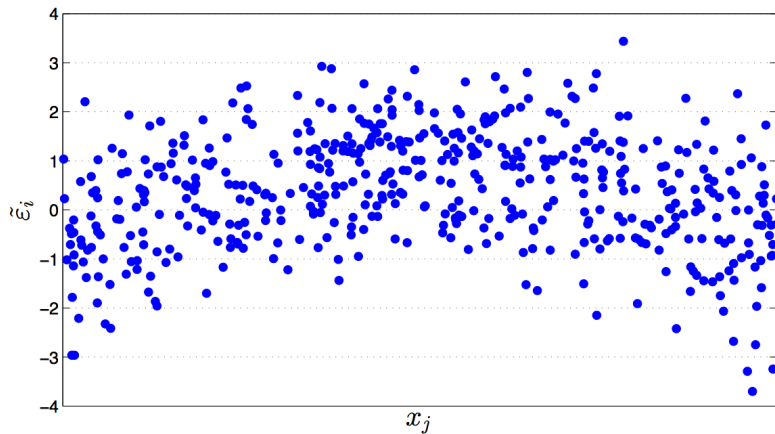
В данных имеется тренд

Визуальный анализ



Гетероскедастичность

Визуальный анализ



Стоит добавить квадрат признака x_j

Формальные критерии

- Проверка нормальности — занятие 4.
- Проверка несмещённости: если остатки нормальны — критерий Стьюдента (занятие 4), нет — непараметрический критерий (занятие 5).
- Проверка гомоскедастичности: критерий Бройша-Пагана.

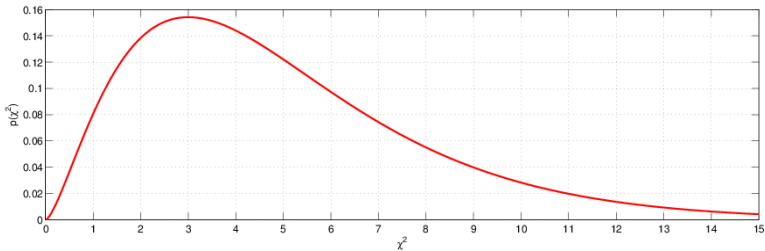
Критерий Бройша-Пагана

нулевая гипотеза: $H_0: \mathbb{D}\varepsilon_i = \sigma^2$

альтернатива: $H_1: H_0$ неверна

статистика: $LM = nR_{\varepsilon^2}^2$, $R_{\varepsilon^2}^2$ — коэффициент детерминации
при регрессии квадратов остатков на признаки

нулевое распределение: χ_k^2



Гетероскедастичность

Гетероскедастичность может быть следствием недоопределения модели.

Последствия гетероскедастичности:

- МНК-оценки β и R^2 остаются несмещёнными и состоятельными
- нарушаются предположения критериев Стьюдента и Фишера и методов построения доверительных интервалов для σ и β (независимо от объёма выборки)

Варианты:

- переопределить модель, добавить признаки, преобразовать отклик
- использовать модифицированные оценки дисперсии коэффициентов

Преобразование Бокса-Кокса

Пусть значения отклика y_1, \dots, y_n положительны. Если $\frac{\max y_i}{\min y_i} > 10$, стоит рассмотреть возможность преобразования y . В каком виде его искать?

Часто полезно рассмотреть преобразования вида y^λ , но оно не имеет смысла при $\lambda = 0$.

Вместо него можно рассмотреть семейство преобразований

$$W = \begin{cases} (y^\lambda - 1) / \lambda, & \lambda \neq 0, \\ \ln y, & \lambda = 0. \end{cases}$$

но оно сильно варьируется по λ .

Вместо него можно рассмотреть семейство преобразований

$$V = \begin{cases} (y^\lambda - 1) / (\lambda \dot{y}^{\lambda-1}), & \lambda \neq 0, \\ \dot{y} \ln y, & \lambda = 0, \end{cases}$$

где $\dot{y} = (y_1 y_2 \dots y_n)^{1/n}$ — среднее геометрическое наблюдений отклика.

Метод Бокса-Кокса

Процесс подбора λ :

- ① выбирается набор значений λ в некотором интервале, например, $(-2, 2)$;
- ② для каждого значения λ выполняется преобразование отклика V , строится регрессия V на X , вычисляется остаточная сумма квадратов $RSS(\lambda)$;
- ③ строится график зависимости $RSS(\lambda)$ от λ , по нему выбирается оптимальное значение λ ;
- ④ выбирается ближайшее к оптимальному удобное значение λ (например, целое или полуцелое);
- ⑤ строится окончательная регрессионная модель с откликом y^λ или $\ln y$.

Доверительный интервал для λ определяется как пересечение кривой $RSS(\lambda)$ с линией уровня $\min_{\lambda} RSS(\lambda) \cdot e^{\chi_{1,1-\alpha}^2/n}$. Если он содержит единицу, возможно, не стоит выполнять преобразование.

Устойчивая оценка дисперсии Уайта

Если не удаётся избавиться от гетероскедастичности, при анализе моделей (далее) можно использовать устойчивые оценки дисперсии.

White's heteroscedasticity-consistent estimator (HCE):

$$\mathbb{D}(\hat{\beta} | X) = (X^T X)^{-1} (X^T \text{diag}(\hat{\varepsilon}_1^2, \dots, \hat{\varepsilon}_n^2) X) (X^T X)^{-1}.$$

Асимптотика устойчивой оценки:

$$\sqrt{n}(\beta - \hat{\beta}) \xrightarrow{d} N(0, \Omega),$$

$$\hat{\Omega} = n (X^T X)^{-1} (X^T \text{diag}(\hat{\varepsilon}_1^2, \dots, \hat{\varepsilon}_n^2) X) (X^T X)^{-1}.$$

Другие устойчивые оценки дисперсии

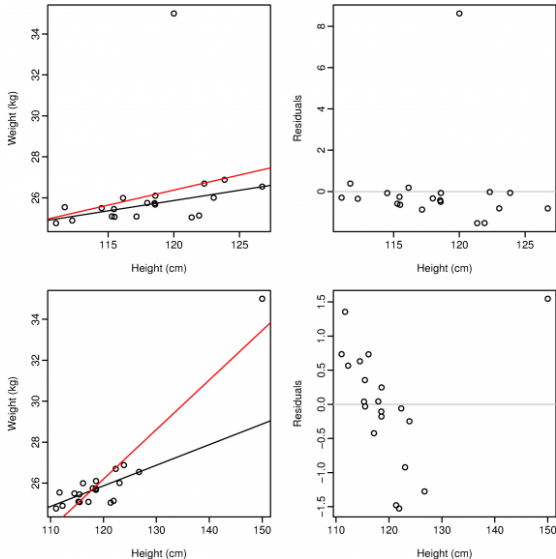
Элементы диагональной матрицы могут задаваться разными способами:

| | |
|-------|--|
| const | $\hat{\sigma}^2$ |
| HC0 | $\hat{\varepsilon}_i^2$ |
| HC1 | $\frac{n}{n-k} \hat{\varepsilon}_i^2$ |
| HC2 | $\frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{1-h_i}$ |
| HC3 | $\frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{(1-h_i)^2}$ |
| HC4 | $\frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{(1-h_i) \min\left(4, \frac{nh_i}{k}\right)}$ |

const — случай гомоскедастичной ошибки,
HC0 — оценка Уайта,
HC1–HC3 — модификации МакКиннона-Уайта,
HC4 — модификация Крибари-Нето.

Расстояние Кука

Регрессия сильно подстраивается под далеко стоящие наблюдения.



Расстояние Кука

Расстояние Кука — мера воздействия i -го наблюдения на регрессионное уравнение:

$$D_i = \frac{\sum_{j=1}^n (\hat{y}_j - \hat{y}_{j(i)})^2}{RSS(k+1)} = \frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{RSS(k+1)} \frac{h_i}{(1-h_i)^2},$$

$\hat{y}_{j(i)}$ — предсказания модели, настроенной по наблюдениям $1, \dots, i-1, i+1, \dots, n$, для наблюдения j ;

h_i — диагональный элемент матрицы $H = X(X^T X)^{-1} X^T$ (hat matrix).

Варианты порога на D_i :

- $D_i = 1$;
- $D_i = 4/n$;
- $D_i = 3\bar{D}$;
- визуально по графику зависимости D_i от \hat{y}_i .

Литература

- линейная регрессия в целом — Wooldridge (много примеров, без матричной алгебры);
- критерий Давидсона-Маккиннона (Davidson-MacKinnon test) — Davidson;
- множественная оценка значимости коэффициентов — Bretz, 4.4;
- преобразование Бокса-Кокса (Box-Cox transformation) — Дрейпер, гл. 14;
- устойчивые оценки дисперсии — White, MacKinnon, Cribari-Neto;
- расстояние Кука (Cook's distance) — Cook.

Дрейпер Н.Р., Смит Г. *Прикладной регрессионный анализ*, 2007.

Кобзарь А.И. *Прикладная математическая статистика*, 2006.

Bretz F., Hothorn T., Westfall P. *Multiple Comparisons Using R*, 2010.

Cook D.R., Weisberg S. *Residuals and influence in regression*, 1982.

Литература

- Cribari-Neto F. (2004). *Asymptotic inference under heteroskedasticity of unknown form*. Computational Statistics & Data Analysis, 45(2), 215–233.
- Davidson R., MacKinnon J. (1981). *Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses*. Econometrica, 49, 781-793.
- Freedman D.A. *A Note on Screening Regression Equations*. The American Statistician, 37(2), 152-155.
- MacKinnon J., White H. (1985). *Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties*. Journal of Econometrics, 29, 305–325.
- White H. (1980). *A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity*. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 48(4), 817–838.
- Wooldridge J. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2016.

Кстати

<http://news.nplus1.ru/43pB>