Мультиколлинеарность

Эконометрика. Openedu. Неделя 6

Определение мультиколлинеарности

Мультиколлинеарность — наличие линейной зависимости между регрессорами

- строгая мультиколлинеарность идеальная линейная зависимость
- нестрогая мультиколлинеарность примерная линейная зависимость

Строгая мультиколлинеарность

Строгая мультиколлинеарность — идеальная линейная зависимость между регрессорами.

Пример:

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 4 & 12 & 8 \\ 1 & 3 & 3 & 3 \\ 1 & 1 & 7 & 4 \\ 1 & 2 & 4 & 3 \\ 1 & 3 & 5 & 4 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{pmatrix}$$

Здесь: $x_{.2} + x_{.3} = 2x_{.4}$

Строгая мультиколлинеарность

Частая причина: неправильно включены дамми-переменные Пример с ошибкой:

$$wage_i=eta_1+eta_2$$
mal e_i+eta_3 femal e_i+eta_4 edu $c_i+arepsilon_i$
Здесь: $x_{.1}=x_{.2}+x_{.3}$

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 16 \\ 1 & 1 & 0 & 11 \\ 1 & 0 & 1 & 18 \\ 1 & 1 & 0 & 10 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{pmatrix}$$

Последствия строгой мультиколлинеарности

В теории: оценки МНК неединственны. Данные три модели эквивалентны:

$$\widehat{wage}_i = 15 + 3$$
mal $e_i - 2$ femal $e_i + 3$ edu c_i
 $\widehat{wage}_i = 28 - 10$ mal $e_i - 15$ femal $e_i + 3$ edu c_i

$$\widehat{wage}_i = 18 + 0$$
 male $_i - 5$ female $_i + 3$ educ $_i$

Строгая мультиколлинеарность на практике

Если попросить компьютерный пакет оценить регрессию со строгой мультиколлинеарностью, то пакет может:

- выдать сообщение об ошибке
- автоматически удалить переменную [R]

Нестрогая мультиколлинеарность

Нестрогая мультиколлинеарность — примерная линейная зависимость между регрессорами Причины:

- регрессоры, измеряющие примерно одно и то же: валютный курс на начало и на конец дня
- естественные соотношения между регрессорами: возраст, стаж и количество лет обучения

Последствия нестрогой мультиколлинеарности

Нестрогая мультиколлинеарность HE нарушает стандартный набор предпосылок

Оценки $\hat{\beta}_j$ несмещенные, асимптотически нормальные, можно проверять гипотезы и строить доверительные интервалы

Последствия нестрогой мультиколлинеарности

Хотя бы один из регрессоров хорошо объясняется другими регрессорами

$$se^{2}(\hat{\beta}_{j}) = \frac{\hat{\sigma}^{2}}{RSS_{j}} = \frac{\hat{\sigma}^{2}}{TSS_{j} \cdot (1 - R_{j}^{2})} = \frac{1}{1 - R_{j}^{2}} \frac{\hat{\sigma}^{2}}{TSS_{j}}$$

Высокие стандартные ошибки $se(\hat{\beta}_j)$

Неприятные проявления высоких стандартных ошибок

- очень широкие доверительные интервалы
- незначимые коэффициенты
- чувствительность модели к добавлению/удалению наблюдения

Практический признак нестрогой мультиколлинеарности

На практике мультиколлинеарность можно заметить, если:

- Несколько коэффициентов незначимы по отдельности
- Гипотеза об их одновременном равенстве нулю отвергается

Количественные признаки мультиколлинеарности

• коэффициент вздутия дисперсии (Variance Inflation Factor)

$$VIF_j = rac{1}{1 - R_j^2}$$
 $se^2(\hat{eta}_j) = VIF_j \cdot rac{\hat{\sigma}^2}{TSS_j}$

• выборочные корреляции между регрессорами

Некоторые источники: $VIF_j > 10$, sCorr(x, z) > 0.9

Что делать?

- Не так страшен чёрт! Оценки $\hat{\beta}_j$ обладают наименьшей дисперсией среди несмещенных оценок. На доверительных интервалах для прогнозов мультиколлинеарность не сказывается.
- Немного пожертвовать несмещенностью, чтобы сильно уменьшить дисперсию
- Мечта: получить больше наблюдений

Жертвуем несмещенностью

В модели $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \ldots + \varepsilon_i$ есть мультиколлинеарность.

• выкинуть часть регрессоров

Жертвуем: знанием выкидываемого коэффициента, несмещенностью оставшихся коэффициентов.

• использовать МНК со штрафом

Жертвуем: несмещенностью коэффициентов, доверительными интервалами.

Упражнение [у доски]

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \beta_4 w_i + \varepsilon_i$$

 $R_2^2 = 0.5, R_3^2 = 0.95, R_4^2 = 0.98$

- Рассчитайте коэффициенты вздутия дисперсии
- Имеет ли место нестрогая мультиколлинеарность
- Между какими переменными есть существенная линейная зависимость?

МНК со штрафом

Общая идея МНК со штрафом:

• Обычный МНК

$$RSS \rightarrow \min$$

• МНК со штрафом

 $RSS + \lambda \cdot (ext{cymmaphiй размер всех коэффициентов}) o min$

Три популярных варианта оштрафовать МНК

• Ридж-регрессия

$$\min_{\hat{\beta}} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \lambda \sum_{j=1}^{k} \hat{\beta}_j^2$$

LASSO

$$\min_{\hat{\beta}} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \lambda \sum_{j=1}^{k} |\hat{\beta}_j|$$

• Метод эластичной сети

$$\min_{\hat{\beta}} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \lambda_1 \sum_{j=1}^{k} |\hat{\beta}_j| + \lambda_2 \sum_{j=1}^{k} \hat{\beta}_j^2$$

Упражнение [у доски]

Выведите оценку $\hat{\beta}_{Ridge}$ в модели $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$

Метод главных компонент

Идея:

Позволяет уменьшить число переменных, выбрав самые изменчивые. Подробности:

- Из старых переменных создаются новые переменные.
- Новые переменные (главные компоненты) являются линейными комбинациями старых.
- Исходные переменные предварительно центрируются (то есть из каждой переменной вычитается её среднее значение).

Переход к новым переменным

Например:

Исходные переменные (центрированные): x_1 и x_2

Новые переменные (главные компоненты):

$$pc_1 = \frac{1}{\sqrt{2}}x_1 + \frac{1}{\sqrt{2}}x_2$$

 $pc_2 = \frac{1}{2}x_1 - \frac{\sqrt{3}}{2}x_2.$

Сумма квадратов весов, с которыми исходные переменные входят в каждую новую, равна 1.

Новые переменные

- pc_1 имеет максимальную выборочную дисперсию $sVar(pc_1)$
- ullet рс2 некоррелирована с рс1 и имеет максимальную $sVar(pc_2)$
- ullet pc_3 некоррелирована с pc_1 , pc_2 и имеет максимальную $sVar(pc_3)$
- . . .

Игрушечный пример для пояснения идеи

Биология	Математика
4	5
4	2
4	5
4	4
4	3
4	4
3	3
5	3

Упрощенно:

Первая главная компонента — математика Вторая главная компонента — биология

Упражнение [у доски]

Найдите первую главную компоненту

a_1	a_2
2	5
	_

4 1

0 3

Не забываем центрировать!

Свойства главных компонент

$$pc_1 = v_{11} \cdot x_1 + v_{21} \cdot x_2 + \ldots + v_{k1} \cdot x_k$$
 \ldots
 $pc_k = v_{1k} \cdot x_1 + v_{2k} \cdot x_2 + \ldots + v_{kk} \cdot x_k$
 $sCorr(pc_j, pc_m) = 0$

$$sVar(x_1)+sVar(x_2)+\ldots+sVar(x_k)=sVar(pc_1)+sVar(pc_2)+\ldots+sVar(pc_k)$$

Немного про линейную алгебру главных компонент

Если: все переменные центрированы, $\bar{x}_j=0$ То: $pc_j=X\cdot v_j$ и $|pc_j|^2=\lambda_j$, где λ_j — собственные числа, а v_j — собственные вектора матрицы X'X

Что дают главные компоненты?

- визуализировать сложный набор данных
- увидеть самые информативные переменные
- увидеть особенные наблюдения
- переход к некоррелированным переменным

Подводные камни на практике

- разные единицы измерения
- применение перед регрессией

Разные единицы измерения

Первая главная компонента "поймает" переменную с самыми мелкими единицами измерения.

Вместо самой информативной переменной первой компонентой станет самая шумная.

Решение:

Нормировать переменные перед применением метода главных компонент:

$$x_j = \frac{a_j - \bar{a}_j}{sd(a_j)}$$

Применение перед регрессией

Очень часто строят регрессию на несколько первых главных компонент, например на pc_1 , pc_2 .

Осторожно:

Хорошо объясняющая переменная может быть почти постоянной. Подход применим, но надо быть уверенным, что сильная изменчивость регрессора статистически связана с зависимой переменной.

Метод главных компонент

- прежде всего полезен сам по себе (!)
- иногда используется для борьбы с мультиколлинеарностью

Мораль - мультиколлинеарность

- Мультиколлинеарность нестрогая линейная зависимость между регрессорами
- Основное последствие: высокие стандартные ошибки.
 Следовательно, широкие доверительные интервалы для коэффициентов.
- Либо не бороться, либо жертвовать несмещенностью.
- LASSO, Ridge два варианта МНК со штрафом