### Эконометрика. Лекция 10. Три сюжета напоследок

### Три сюжета

- Квантильная регрессия
- Алгоритм случайного леса
- Байесовский подход

#### Квантильная регрессии

Моделировать можно не только среднее, но и медиану или другой определённый квантиль.

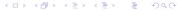
### Классическая регрессия — модель для среднего

#### Предпосылки классической модели:

- $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$
- экзогенность,  $E(\varepsilon_i|x_i)=0$
- другие предпосылки

#### Следствие:

$$E(y_i|x_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i$$



### Минимизация суммы квадратов

Модель: 
$$E(y_i|x_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i$$

- Сумма квадратов остатков,  $Q(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) = \sum_i (y_i \hat{y}_i)^2$
- ullet При минизации  $Q(\hat{eta}_1,\hat{eta}_2)$  получаем состоятельные оценки  $\hat{eta}_1,\,\hat{eta}_2$

### Медианная регрессия

Модель:  $Med(y_i|x_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i$ 

На большой выборке:

Математическое ожидание — среднее арифметическое значение объясняемой переменной  $y_i$  при заданном  $x_i$ 

Медиана — число, больше которого оказывается ровно половина  $y_i$  при заданном  $x_i$ 

#### Алгоритм получения оценок

- ullet Сумма модулей остатков,  $M(\hat{eta}_1,\hat{eta}_2) = \sum_i |y_i \hat{y}_i|$
- ullet Минимизируя  $M(\hat{eta}_1,\hat{eta}_2)$  получаем состоятельные оценки  $\hat{eta}_1,\,\hat{eta}_2$

## Пример у неоновой доски

Найдите оценку  $\hat{\beta}$  медианной регрессии:

$$Med(y_i|x_i) = \beta x_i$$

Набор данных:

У	X
1	1
2	5
6	5

### Медианная и классическая регрессия

- Классическая: от каких факторов зависит  $E(y_i|x_i)$ ?
- Медианная: от каких факторов зависит  $Med(y_i|x_i)$ ?
- ullet Сходная проверка гипотез:  $t=rac{\hat{eta}_j-eta_j}{se(\hat{eta}_j)} o N(0,1)$
- Если распределение  $\varepsilon_i$  симметрично, то оба подхода дают асимптотически одинаковые оценки

### Медианная регрессия: минусы

- Нет явных формул для оценок коэффициентов и стандартных ошибок
- Только асимптотические свойства оценок коэффициентов

#### Медианная регрессия: плюсы

- Взгляд на данные с другой стороны
- Более устойчивые оценки в случае "выбросов" в  $\varepsilon_i$

#### Произвольная квантиль

• Медиана,  $Med(y_i)$ , — квантиль 50%

$$P(y_i \leq Med(y_i)) = 0.5$$

• Квантиль порядка  $\tau$ ,  $q_{\tau}$ :

$$P(y_i \le q_{\tau}) = \tau$$
 (здесь картинка)

### Квантильная регрессия

Модель: 
$$q_{\tau}(y_i|x_i) = \beta_1^{\tau} + \beta_2^{\tau}x_i$$

• Зависимость для разных квантилей может быть разная!



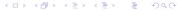
### Асимметричная сумма модулей остатков:

$$M(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) = \sum_i w_i \cdot |y_i - \hat{y}_i|$$

где веса w; равны:

$$w_i = \begin{cases} (1-\tau), \ y_i < \hat{y}_i \\ \tau, \ y_i \ge \hat{y}_i \end{cases}$$

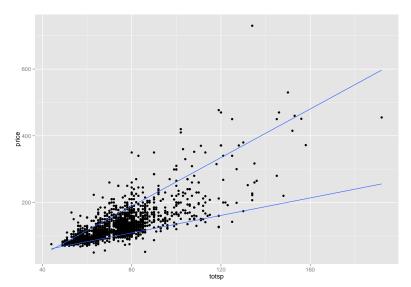
ullet Минимизируя  $M(\hat{eta}_1,\hat{eta}_2)$  получаем состоятельные оценки  $\hat{eta}_1,\,\hat{eta}_2$ 



### Квантильная регрессия стоимости квартир

```
недорогое жильё (10%-ый квантиль): \widehat{price}_i = 3.9 + 1.3 totsp_i дорогое жильё (90%-ый квантиль): \widehat{price}_i = -102.4 + 3.6 totsp_i
```

## Квантильная регрессия стоимости на графике



#### Алгоритм случайного леса

- Очень хорошо прогнозирует
- Не объясняет, как устроены данные

#### Две версии алгоритма

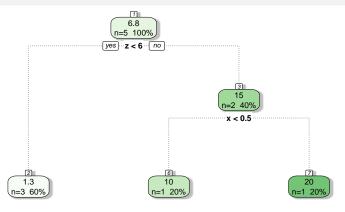
- ullet Для непрерывной  $y_i$
- Для качественной уі

#### Каждый мужчина должен посадить дерево

#### Набор данных

у	X	$\mathbf{z}$
1	1	-2
1	0	3
2	0	-4
10	0	9
20	1	9

#### Каждый мужчина должен посадить дерево



Rattle 2015-Feb-11 13:55:22 boris

### Как посадить дерево?

- Из имеющихся k переменных случайно отбираем  $k' = \lceil k/3 \rceil$  переменных
- Из отобранных k' переменных выбираем ту, которая даёт наилучшее деление ветви дерева на две
- Повторяем до тех пор, пока в каждом терминальном узле остаётся больше nodesize = 5 наблюдений

#### Наилучшее деление

До деления: *RSS* = 274.8

$$\{1, 1, 2, 10, 20\}, \ \hat{y} = \bar{y} = 6.8,$$

После разбиения:  $RSS = RSS_1 + RSS_2 = 50.67$ 

Слева: 
$$\{1,1,2\},\,\hat{y}=\bar{y}=1.33,\,\textit{RSS}_1=0.67$$

Справа: 
$$\{10, 20\}$$
,  $\hat{y} = \bar{y} = 15$ ,  $RSS_2 = 50$ 

### Алгоритм случайный

Повторное применение алгоритма к тому же набору данных даст слегка другие оценки

## Мужчина, владеющий R, может посадить целый лес!

- Случайным образом отбираем (с повторениями) n наблюдений из исходных n наблюдений
- Сажаем дерево по случайной подвыборке
- Повторяем до получения  $n_{tree} = 500$  деревьев

#### Прогноз случайного леса:

- ullet Каждое из  $n_{tree}=500$  деревьев даёт свой прогноз  $\hat{y}_i$
- Усредняем и получаем финальный прогноз

# Неоновая доска. Пример построения классификационного дерева

у	X
1	1
2	2
9	3
10	4
10	5

#### Байесовский подход

Опишем наше незнание параметра  $\theta$  в виде априорного закона распределения!

### Пример. Неизвестная вероятность

• 
$$p \in [0; 1]$$

Априорная плотность:

$$f(p) = egin{cases} 1, \ p \in [0;1] \ 0, \ ext{ иначе} \end{cases}$$

(здесь картинка)

# Пример. Неизвестный положительный коэффициент

• 
$$\beta \in [0; +\infty)$$

Априорная плотность:

$$f(eta) = egin{cases} exp(-eta), \; eta \in [0; \infty) \ 0, \; \; ext{иначе} \end{cases}$$

(здесь картинка)

#### Модель

Модель задаёт закон распределения наблюдений,  $y_i$ , при фиксированном значении параметров

Например,

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i, \ \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

#### Кристально-чистая логика байесовского подхода

#### Определяем:

- Априорное распределение,  $f(\theta)$
- ullet Модель для данных, f(y| heta)

По формуле условной вероятности получаем:

• Апостериорное распределение,  $f(\theta|y)$ 

#### Формула условной вероятности

$$f(\theta|y) = \frac{f(y|\theta) \cdot f(\theta)}{f(y)} \sim f(y|\theta) \cdot f(\theta)$$

### Пример у неоновой доски

#### Караси, щуки

- нет информации
- Бабушка: караси встречаются чаще щук!

### Как описать сложную функцию плотности?

(здесь график, он на последнем слайде)

 $\bullet$  Большая выборка независимых значений случайной величины r :

$$r_1, r_2, r_3, \ldots, r_{10000}$$

• Можно оценить всё: E(r),  $E(r^2)$ , P(r > 0)

### Монте-Карло по схеме Марковской цепи

MCMC (Markov Chain Monte Carlo)

Заменяет формулу условной вероятности

### Алгоритм МСМС

#### На входе:

- Априорное распределение,  $f(\theta)$
- $\bullet$  Модель для данных,  $f(y|\theta)$

#### На выходе:

ullet Большая выборка из апостериорного распределения, f( heta|y)

(картинка)

# Алгоритм случайный

Повторное применение алгоритма к тому же набору данных даст слегка другие оценки

#### Плюсы байесовского подхода

• Можно задавать вопросы про неизвестные параметры:

$$P(\beta_3 > 0|y), P(\beta_3 = 0|y), E(\beta_3|y)$$
?

• Апостериорное распределение есть всегда!

даже при жесткой мультиколлинеарности и полном отсутствии наблюдений

## Минусы байесовского подхода

- Его не все знают
- Может требовать больших объемов вычислений

#### МСМС и логит

"Идеальное прогнозирование" — ситуация, в которой ML оценки логит-модели не существуют

#### Логит-модель

$$y_i \in \{0, 1\}.$$

$$y_i = \begin{cases} 1, y_i^* \ge 0 \\ 0, y_i^* < 0 \end{cases}$$

Скрытая переменная:  $y_i^* = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ .

# Априорное распределение для логит модели

$$\beta \sim \textit{N}(\textit{b}_0,\textit{B}_0^{-1})$$

Гиперпараметры:

*b*<sub>0</sub> — априорное среднее

Во — априорная матрица точности

$$B_0^{-1} = Var(\beta)$$

## Выбор априорных гиперпараметров

Традиционно:

$$B_0 = (0,0,\ldots,0)'$$
 $B_0 = \begin{pmatrix} d & 0 & 0 & \ldots \\ 0 & d & 0 & \ldots \\ 0 & 0 & d & \ldots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \end{pmatrix}$ 

Число d мало

To ecth:  $\beta_1 \sim N(0, 1/d), \, \beta_2 \sim N(0, 1/d), \, \dots$ 



# Пример проблемной ситуации

у	X
0	1
0	2
1	3

Логит и пробит оценки не существуют

# Логит со вкусом Байеса

Априорно:  $\beta_1 \sim N(0, 10^2), \ \beta_2 \sim N(0, 10^2)$ 

Апостериорные средние:

$$\hat{y}_i^* = -10.8 + 4.5x_i$$

$$y_i = \begin{cases} 1, y_i^* \ge 0 \\ 0, y_i^* < 0 \end{cases}$$

## Регрессия пик-плато

Модель: 
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$$
,  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 

# Вариант априорного распределения пик-плато

- $\beta_j | \gamma_j, \tau_j^2 \sim N(0, \gamma_j \cdot \tau_j^2)$
- $\gamma_j = \begin{cases} 1, \text{ с вероятностью } 1/2 \\ 0, \text{ с вероятностью } 1/2 \end{cases}$
- $\tau_j^2 \sim \Gamma^{-1}(a_1, a_2)$
- $\sigma^2 \sim \Gamma^{-1}(b_1, b_2)$

Гиперпараметры:  $a_1, a_2, b_1, b_2$ 

## Регрессия пик-плато

Позволяет напрямую отвечать на вопрос:

Чему равна вероятность  $P(\beta_2 = 0|y)$ ?

# Пример с машинами

(картинка из первой лекции)

$$\widehat{\textit{dist}}_i = 12.81 + 0.28 \textit{speed}_i + 0.01 \textit{speed}_i^2$$

Апостериорные вероятности:

$$P(\beta_{speed} = 0|y) = 0.15$$

$$P(\beta_{speed^2} = 0|y) = 0.05$$



#### Большое спасибо

Нам не удалось решить все наши задачи. Решения, что мы находим, лишь ставят перед нами новые вопросы. В каком-то смысле, мы также мало знаем, как и раньше. Но мы верим, что наше незнание стало глубже, а не знаем мы всё более важные вещи.

Большое спасибо тем, кто прошел вместе с нами этот курс до конца!

# график для слайда 34

