МИНЕСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ БЕЛОРУССКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ ФАКУЛЬТЕТ ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ И ИНФОРМАТИКИ КАФЕДРА МАТЕМАТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ И АНАЛИЗА ДАННЫХ

Румянцев Андрей Кириллович

"Робастные оценки параметров регрессии при наличии группирования выборки"

Научный руководитель: зав. кафедрой ММАД, канд. физ.-мат. наук Бодягин Игорь Александрович

Постановка задачи

- О Изучить оценки наименьших квадратов
 Изучить М-Оценки
 Провести численные эксперименты по моделированию регрессионных данных с замещающими выбросами и построению
- изученных оценок
 Построить алгоритм нахождения «breakdown point» для оценок
 параметров
- О Построить алгоритм робастного оценивания параметров регрессии при наличии группированных данных.



1. Модель линейной регрессии

$$y_{i} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{i1} + \beta_{2}x_{i2} + \dots + \beta_{n}x_{in} + \varepsilon_{i}, i = \overline{1, N}$$

 $y_{i} = f(x_{i}, \beta) + \varepsilon_{i},$
 $f(x_{i}, \beta) = \beta_{0} + \beta_{1}x_{i1} + \beta_{2}x_{i2} + \dots + \beta_{n}x_{in}$

$$y_{i} = \begin{pmatrix} \beta_{0} \\ \beta_{1} \\ \vdots \\ \beta_{n} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 \\ x_{i1} \\ \vdots \\ x_{in} \end{pmatrix}^{T} + \varepsilon_{i},$$



Модель линейной регрессии с аномальными наблюдениями

$$y_i^{\tilde{\varepsilon}} = (\xi_i)y_i + (1 - \xi_i)\eta_i$$

$$\begin{cases} p(\xi_i = 0) = \widetilde{\varepsilon}, \\ p(\xi_i = 1) = 1 - \widetilde{\varepsilon}. \end{cases}$$



2. Breakdown point

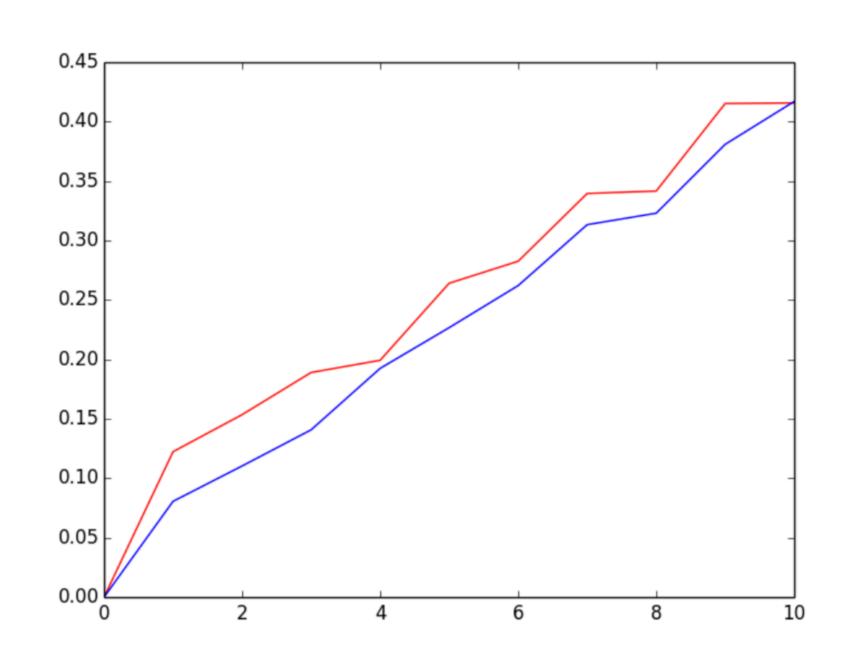


$$\widetilde{\delta}_{1}^{\widetilde{\varepsilon}_{i}} = \frac{1}{20} \sum_{k=1}^{20} \left(\sum_{i=0}^{n} (\beta_{i} - \hat{\beta}_{ki}^{(N_{1})})^{2} \right)^{\frac{1}{2}},$$

$$\widetilde{\delta}_{2}^{\widetilde{\varepsilon}_{i}} = \frac{1}{20} \sum_{k=1}^{20} \left(\sum_{i=0}^{n} (\beta_{i} - \hat{\beta}_{ki}^{(N_{2})})^{2} \right)^{\frac{1}{2}};$$

$$br = \{\widetilde{\varepsilon_i}, \text{если } \widetilde{\delta_1^{\varepsilon_i}} < \widetilde{\delta_2^{\varepsilon_i}};$$





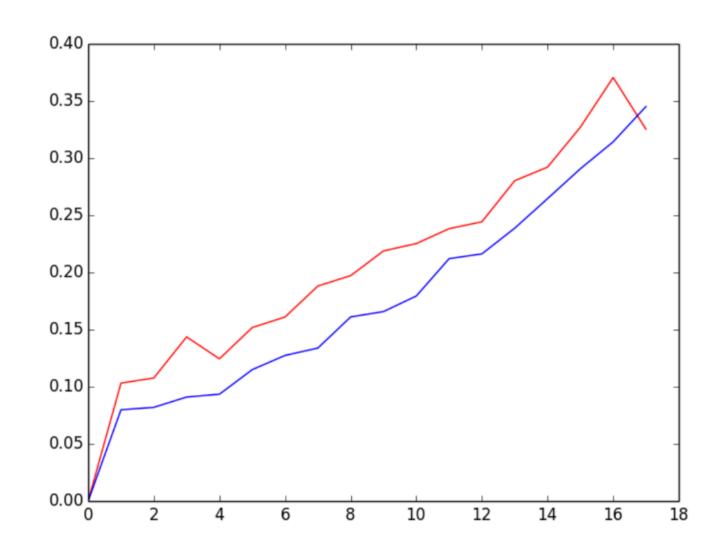


Рис. 3: График, на котором изображены $\widetilde{\delta}_1^{\widetilde{\varepsilon}_i}$ красным и $\widetilde{\delta}_2^{\widetilde{\varepsilon}_i}$ синим относительно $\widetilde{\varepsilon}_i$ в случае М-оценок

Рис. 2: График, на котором изображены $\widetilde{\delta}_1^{\widetilde{\varepsilon}_i}$ красным и $\widetilde{\delta}_2^{\widetilde{\varepsilon}_i}$ синим относительно $\widetilde{\varepsilon}_i$ в случае МНК



3. Построение оценки параметров регрессии с помощью группирования выборки



Построение функции правдоподобия

$$y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i \sim \mathcal{N}(f(x_i, \beta), \sigma^2)$$

$$\mathcal{R} = (-\infty, a_1] \bigcup (a_1, a_2] \bigcup \cdots \bigcup (a_{k-1}, +\infty)$$

$$\nu_0, \dots, \nu_{k-1}$$

$$\nu_0, \dots, \nu_{k-1}$$

 $\mu_i = j$, если y_i отнесли к полуинтервалу ν_i .

Построение функции правдоподобия

$$F(x) = \Phi(\frac{x - \mu}{\sigma}),$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2}\sigma} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{-t^2}{2}} dt.$$

$$\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt.$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf}\left(\frac{x}{\sqrt{2}}\right) \right]$$

$$F(x) = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf}\left(\frac{x - \mu}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right]$$



Построение функции правдоподобия

$$P\{y_{i} \in \nu_{j}\} = F_{y_{i}}(a_{j+1}) - F_{y_{i}}(a_{j}) = \begin{cases} \frac{1}{2} (\operatorname{erf}(\frac{a_{j+1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}(\frac{a_{j} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & j = \overline{1, k - 2} \\ \frac{1}{2} (1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & j = 0 \\ \frac{1}{2} (1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{k-1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & j = k - 1 \end{cases}$$

$$P(\mu_i = j) = P(y_i \in \nu_{\mu_i}).$$



Функция правдоподобия

$$l(\beta, \sigma^2, \nu_0, \dots, \nu_{k-1}) = \ln(\prod_{i=1}^n P(\mu_i = j)) =$$

$$= \sum_{i=1}^n \ln(P(\mu_i = j)).$$



Производная функции правдоподобия

$$\frac{\delta l}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{n} \ln(P(\mu_i = j))}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{n} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i})}{\delta \beta} = (30)$$

$$= \frac{\delta \sum_{i=1}^{n} \ln(\frac{1}{2}(\operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_i+1}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma})))}{\delta \beta} = (31)$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left((1 - (\delta_{\mu_i 0} + \delta_{\mu_i k-1})) \frac{\left(\text{erf}'(\frac{a_{\mu_i + 1} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \text{erf}'(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})\right)}{\left(\text{erf}(\frac{a_{\mu_i + 1} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \text{erf}(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})\right)} + (32)$$

$$+(\delta_{\mu_i 0} + \delta_{\mu_i k-1}) \frac{\operatorname{erf}'(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})}{(1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}))}) (-1) \frac{\delta f(x_i, \beta)}{\delta \beta}) =$$

$$= -\sum_{i=1}^{n} \begin{pmatrix} 1 \\ x_{i1} \\ \dots \\ x_{im} \end{pmatrix} \times \left(\left(1 - \left(\delta_{\mu_i 0} + \delta_{\mu_i k - 1} \right) \right) \frac{\left(\operatorname{erf}'\left(\frac{a_{\mu_i + 1} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma} \right) - \operatorname{erf}'\left(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i + 1} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma} \right) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right)} +$$
(33)

$$+(\delta_{\mu_i0}+\delta_{\mu_ik-1})rac{\mathrm{erf}'(rac{a_{\mu_i}-f(x_i,eta)}{\sqrt{2}\sigma})}{(1+\mathrm{erf}(rac{a_{\mu_i}-f(x_i,eta)}{\sqrt{2}\sigma}))}),$$
 БЕЛАРУСКІ ДЗЯРЖАЎНЫ ЎНІВЕРСІТЭТ



Приближение функции erf

$$(\operatorname{erf} x)^2 \approx 1 - \exp(-x^2 \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2}),$$

$$a = \frac{8}{3\pi} \frac{3 - \pi}{\pi - 4}.$$

$$\operatorname{erf}'(x) = \exp(-x^2 \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2}) \frac{-2x \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2} + (2ax^3) \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2} - \frac{2ax^3}{1 + ax^2}}{2\sqrt{1 - \exp(-x^2 \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2})}}.$$

Метод секущих

$$\beta^{(k+1)} = \beta^{(k)} + \Delta \beta^{(k)}.$$

$$\frac{\delta}{\delta\beta} \frac{\delta l(\beta^{(k)})}{\delta\beta} \Delta \beta^{(k)} = -\frac{\delta l(\beta^{(k)})}{\delta\beta}.$$

$$\frac{\delta}{\delta\beta_{j}} \frac{\delta l(\beta_{1}^{(k)}, \dots, \beta_{n}^{(k)})}{\delta\beta} \approx \frac{\frac{\delta l(\beta_{1}^{(k)}, \dots, \beta_{j}^{(k)}, \dots, \beta_{n}^{(k)})(\beta^{(k)}}{\delta\beta} - \frac{\delta l(\beta_{1}^{(k)}, \dots, \beta_{j}^{(k-1)}, \dots, \beta_{n}^{(k)})(\beta^{(k)}}{\delta\beta}}{\beta_{j}^{(k)} - \beta_{j}^{(k-1)}}.$$

Переклассификация

$$\check{\mu}_i = \arg\max_j \sum_{|x_k - x_i| \le \Delta, \ k \ne i} \delta_{\check{\mu}_k j},$$



Поведение производной функции на точном решении при разных долях аномальных наблюдений

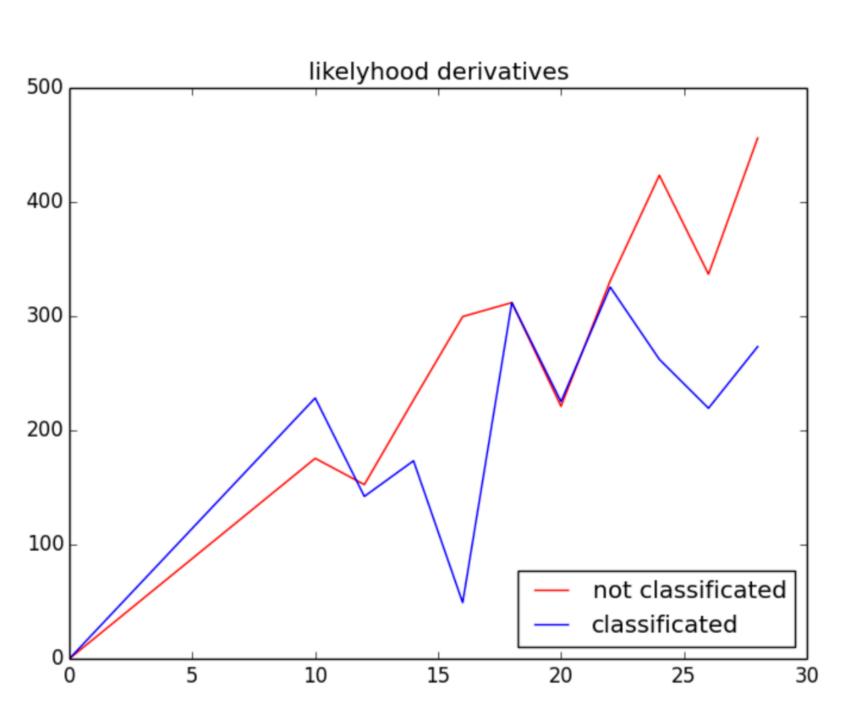


Рис. 4: При объеме N=500

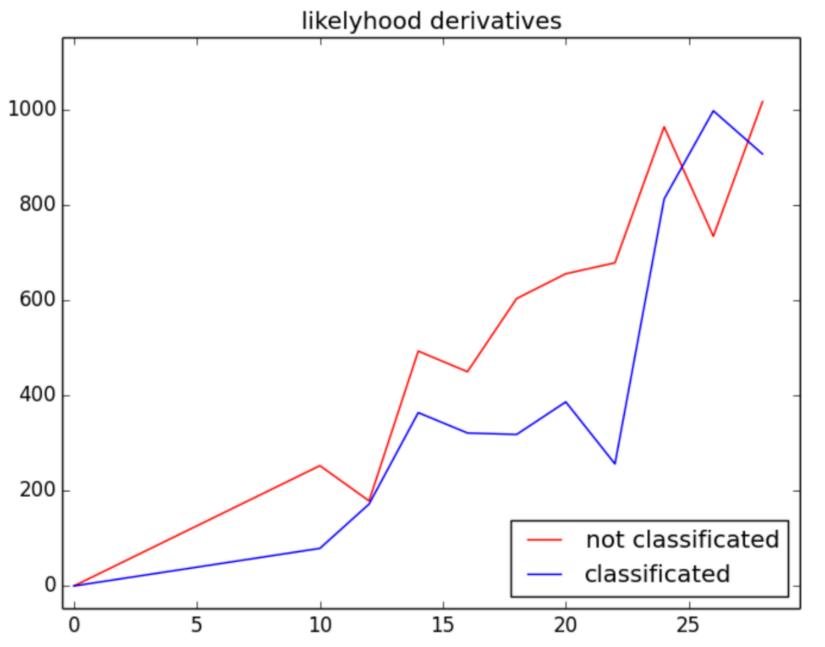


Рис. 5: При объеме N=1000

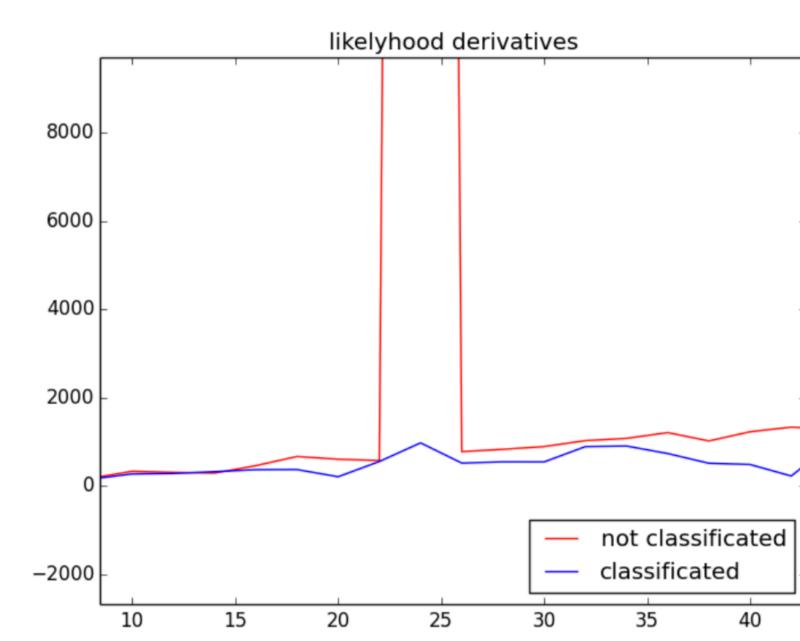


Рис. 6: При объеме N = 1000



Значение производной функции на точном решении при разных доли аномальных наблюдений, равной 0.08

$$\frac{\delta l(\hat{\beta})}{\delta \beta} = [6777.80925977 \ 11935.60045093]^T, \text{ при } \hat{\beta} = [1, 1]^T,$$

$$\frac{\delta l(\hat{\beta})}{\delta \beta} = [-49.05706716 \ 283.92412386]^T, \text{ при } \hat{\beta} = [90, 4]^T,$$

$$\frac{\delta l(\hat{\beta})}{\delta \beta} = [-3129.555067 \ -11908.91415502]^T, \text{ при } \hat{\beta} = [170, 8]^T.$$



Заключение

- I. Были описаны некоторые методы робастного оценивания параметров регрессии.
- II. В курсовой работе был предложен еще один способ оценки "меры робастности" методов: "breakdown point", который был далее использован на описанных методах оценивания
 - М-оценках и МНК.
- III. Был предложен еще один способ оценивания параметров регрессии для модели регрессии с аномальными наблюдениями при наличии группирования выборки.
- IV. С проведением вычислительного эксперимента было исследовано поведение производной функции правдопобия на точном решении для метода, описанного в пункте 3.

Спасибо за внимание.

