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

Румянцев Андрей Кирилович

Статистическое оценивание параметров линейной регрессии с выбросами при наличии группирования наблюдений

Дипломная работа

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

Допущена к защите
«__» ____ 2019 г.
Зав. кафедрой ММАД,
канд. физ.-мат наук, доцент И.А. Бодягин

Содержание

B	ВЕД	ЕНИЕ	2
1		дель линейной регрессии с выбросами при наличии ппирования наблюдений	Ç
2	-	цествующие робастные способы оценивания параметров нейной регрессии с выбросами Метод наименьших квадратов	4
3	Ста	тистическое оценивание параметров линейной регрессии	
	с ві	ыбросами при наличии группирования наблюдений	6
	3.1	Метод секущих	8
	3.2	Переклассификая выборки	Ć
		3.2.1 Метод K -ближайших соседей	Ć
		3.2.2 Переклассификация с использованием Локального	
		уровня выброса и Случайного леса	1(
	3.3	Альтернативные оценки параметров модели	12
	3.4	Полиномиальная регрессия	13
4	Kon	ипьютерные эксперименты	15
	4.1	График рассеяния зависимой пеменной и регрессоров	15
	4.2	Графики рассеяния оценок в случае использования метода К-ближайших соседей для переклассификации	15
	4.3	Вариации оценок без переклассификации	17
	4.4	Сравнение оценок при переклассификации методом К-	
		ближайших соседей с оценками без переклассификации	17
	4.5	Сравнительный анализ построенной оценки с альтернативной.	
		4.5.1 Эксперимент с изменением объема выборки	
		4.5.2 Эксперимент с полиномиальной регрессией	20
	4.6	Эксперименты с изменением уровня переклассификации	
		выборки для метода k-ближайших соседей	22
	4.7	Эксперименты с изменением K для Least outlier factor,	
		используемого в переклассификации	23
За	аклю	очение	25
\mathbf{C}_{1}	писо	к Литературы	26
Π	рило	эжение	27

ВВЕДЕНИЕ

В математической статистике широко используется регрессионная модель. Существует несколько подходов для оценки параметров регрессии, но далеко не все устойчивы к возникновениям аномальных наблюдений, то есть таких наблюдений, которые не подчиняются общей модели. В реальной жизни аномальные наблюдения возникают постоянно. Такие наблюдения могут возникать по разным причинам: из-за ошибки измерения, из-за необычной природы входных данных. По этой причине большинство методов просто неприменимо. В прошлом веке в работах Хьюбера была заложена теория робастного оценивания.

Были предложены следующие робастные оценки[1]:

- М-Оценки
- R-Оценки
- L-Оценки

М-оценки – некоторое подобие оценок максимального правдоподобия (ММП-оценки - частный случай), L-оценки строятся на основе линейных комбинаций порядковых статистик, R-оценки – на основе ранговых статистик.

Такие случаи, когда зависимые переменные наблюдаются с выбросами или с пропусками, хорошо исследованы [3]. Более сложный случай, когда вместо содержащих выбросы значений зависимой переменной наблюдаются номера классов(интервалов), в которые попадают эти наблюдения [11].

1 Модель линейной регрессии с выбросами при наличии группирования наблюдений

Рассмотрим модель линейной регрессии:

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

$$y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i, \tag{2}$$

$$f(x_i, \beta) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_n x_{in},$$
 (3)

Здесь y_i – зависимая переменная, $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in})$ – вектор регрессоров, $\{\beta_k, k = \overline{0,n}\}$ – коэффициенты линейной регрессии, а ε_i – случайная ошибка i-го эксперимента, распределение которой подчиняется нормальному закону с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ^2 , N-объем выборки. Каждый y_i принадлежит нормальному распределению:

$$y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i \sim \mathcal{N}(f(x_i, \beta), \sigma^2).$$
 (4)

Предполагается, что выборка содержит выбросы, описываемые следующими соотношениями.

$$y_i^{\widetilde{\varepsilon}} = (\xi_i)y_i + (1 - \xi_i)\eta_i, \tag{5}$$

где ξ_i принимает значение, равное 1, с вероятностью $1-\widetilde{\varepsilon}$ и значение, равное 0, с вероятностью $\widetilde{\varepsilon}$:

$$\begin{cases}
P\{\xi_i = 0\} = \widetilde{\varepsilon}, \\
P\{\xi_i = 1\} = 1 - \widetilde{\varepsilon},
\end{cases}$$
(6)

 η_i -случайная величина из некоторого вообще говоря неизвестного распределения.

Параметр ξ_i имеет следующий содержательный смысл: если $\xi_i=0$, то вместо истинного значения мы наблюдаем выброс, если $\xi_i=1$, то наблюдается истинное значение. Переменную $\widetilde{\varepsilon}$ будем называть долей аномальных наблюдений. Величины ξ_i, x_i и η_i являются независимыми.

Пусть множество значений функции регрессии, т.е множество \mathbb{R} , разбито на k непересекающихся полуинтервалов:

$$\mathbb{R} = (-\infty, a_1] \bigcup (a_1, a_2) \bigcup \cdots \bigcup (a_{k-1}, +\infty). \tag{7}$$

Полученные полуинтервалы будем обозначать: ν_0, \dots, ν_{k-1} .

Предполагается, что каждый раз вместо истинного значения зависимой переменной y_i наблюдается только номер интервала, в который это наблюдение попало. Тогда для каждого y_i будем наблюдать лишь номер полуинтервала μ_i , в который он попал.

$$\mu_i = j$$
, если $y_i \in \nu_j$. (8)

В таком случае принято говорить, что имеет место группирование наблюдений, а сами наблюдения называются группироваными [3].

2 Существующие робастные способы оценивания параметров линейной регрессии с выбросами

Для модели регрессии (1) существует несколько робастных способов оценивания параметров. Далее приведены некоторые из них.

2.1 Метод наименьших квадратов

Предлоположим, что случайные ошибки подчиняются нормальному закону распределения вероятностей:

$$L\{\varepsilon_i\} = N_1(0, \sigma^2), i = \overline{1, n}. \tag{9}$$

Строим логарифмическую функцию правдоподобия. В силу (??) и (1) имеем:

$$L\{y_i\} = N_1(f(x_i; \beta), \sigma^2).$$
 (10)

Логарифмическая функция правдоподобия выглядит так[2]:

$$l(\beta) = \ln \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y_i - f(x_i;\beta))^2}{2\sigma^2}} \right) = -\frac{1}{2} n \ln 2\pi \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} R^2(\beta), \quad (11)$$

$$R^{2}(\beta) = \sum_{i=1}^{n} (\delta y_{i})^{2} = \sum_{i=1}^{n} (y_{i} - f(x_{i}, \beta))^{2} \ge 0.$$
 (12)

Тогда оценка методом наименьших квадратов из формул (6), (9) такова:

$$\hat{\beta} = \arg\min_{\beta} R^2(\beta). \tag{13}$$

2.2 М-оценки

Швейцарский статистик П.Хьюбер предложил использовать М-оценки [2], которые являются решениями экстремальных задач вида:

$$\sum_{i=1}^{n} \phi(x_t; \beta) \to \min_{\beta}, \tag{14}$$

где $\phi(\cdot;\beta)$ -некоторая функция, определяющая конкретный тип оценок и их точность.

Очевидно, что $\phi(\cdot;\beta) \equiv -\ln p(\cdot;\beta)$ дает обычную оценку максимального правдоподобия, построенную по модели без выбросов (??).

Рассмотрим теперь некоторые способы выбора функции $\phi(\cdot;\beta)$ для решения экстремальной задачи в M-оценках.

Для начала определим:

$$u_i = y_i^{\tilde{\varepsilon}} - (\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_n x_{in}). \tag{15}$$

Тогда существует такие методы[4]:

Способы выбора $\phi(\cdot;\beta)$		
Метод	Целевая функция	
Метод	$\phi(\cdot;\beta)_{OLS} = u^2$	
Наименьших		
Квадратов		
Хьюбера	$\phi(\cdot;\beta)_H = \begin{cases} \frac{1}{2}u^2, u \le k, \\ k u - \frac{1}{2}k^2, u > k \end{cases}$	
Биквадратный	$\int \frac{k^2}{(1-[1-(u)^2]^3)} u < k$	

3 Статистическое оценивание параметров линейной регрессии с выбросами при наличии группирования наблюдений

Введем обозначение для функции распределения стандартного нормального закона:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2}\sigma} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{-t^2}{2}} dt. \tag{16}$$

Тогда функцию распределения нормального закона с параметрами μ, σ^2 можно представить как:

$$F(x) = \Phi(\frac{x - \mu}{\sigma}),\tag{17}$$

где $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$.

Обозначим:

$$\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt.$$
 (18)

Тогда:

$$\Phi(x) = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf}\left(\frac{x}{\sqrt{2}}\right) \right]. \tag{19}$$

Подставив полученные выражения в (17) получим:

$$F(x) = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf}\left(\frac{x - \mu}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right]. \tag{20}$$

При модельных предположениях (4) вероятность попадания y_i в полуинтервал ν_j равна:

$$P\{y_{i} \in \nu_{j}\} = F_{y_{i}}(a_{j+1}) - F_{y_{i}}(a_{j}) = \begin{cases} \frac{1}{2}(\operatorname{erf}(\frac{a_{j+1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}(\frac{a_{j} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & j = \overline{1, k - 2} \\ \frac{1}{2}(1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & j = 0 \\ \frac{1}{2}(1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{k-1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & j = k - 1 \end{cases}$$
 (21)

Понятно, что:

$$P(\mu_i = j) = P(y_i \in \nu_{\mu_i}).$$
 (22)

Решается задача статистического оценивания параметров модели $\{\beta_k, k = \overline{0,n}\}$ по известным группированным наблюдениям с аномалиями.

Для этого построим функцию правдоподобия:

$$l(\beta, \sigma^2, \mu_1, \dots, \mu_N) = \sum_{i=1}^N \ln(P(y_i \in \nu_{\mu_i})) =$$
 (23)

$$= \sum_{i=1}^{N} \ln \begin{cases} \frac{1}{2} \left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{j+1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{j} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right), & i = \overline{1, k - 2} \\ \frac{1}{2} \left(1 + \operatorname{erf}\left(\frac{a_{1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right), & i = 0 \\ \frac{1}{2} \left(1 + \operatorname{erf}\left(\frac{a_{k-1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right), & i = k - 1 \end{cases}$$
(24)

где:

$$\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt.$$
 (25)

Для максимизирования функции правдоподобия решим систему уравнений:

$$\frac{\delta l}{\delta \beta} = 0, \tag{26}$$

где:

$$\frac{\delta l}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i})}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln \left(\frac{1}{2} \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) \right)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln \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)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta}}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta}}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta}} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta}}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta}}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta}} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i})}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i}-f(x_i,\beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} + \frac{\delta f(x_i,\beta)}{\delta \beta}} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i}) - \delta \sum_{i$$

$$= -\sum_{i=1}^{N} {x_{i1} \choose x_{i1}} \times \left((1 - (\delta_{\mu_{i}0} + \delta_{\mu_{i}k-1})) \frac{(\operatorname{erf}'(\frac{a_{\mu_{i}+1} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}'(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}))}{(\operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_{i}+1} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}))} + (\delta_{\mu_{i}0} + \delta_{\mu_{i}k-1}) \frac{\operatorname{erf}'(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma})}{(1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}))}\right).$$

 δ_{ij} - символ Кронекера.

Известно приближение для функции $\operatorname{erf}(x)$:

$$(\operatorname{erf} x)^2 \approx 1 - \exp(-x^2 \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2}),$$
 (28)
 $a = \frac{8}{3\pi} \frac{3 - \pi}{\pi - 4}.$

Оно считается достаточно точным для x близких к 0 и к ∞ [7].

Найдем производную для этого приближения:

$$\operatorname{erf}'(x) = \exp(-x^2 \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2}) \frac{-2x \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2} + (2ax^3) \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2} - \frac{2ax^3}{1 + ax^2}}{2\sqrt{1 - \exp(-x^2 \frac{\frac{4}{\pi} + ax^2}{1 + ax^2})}}.$$
 (29)

Уравнение (26) решается методом секущих.

3.1 Метод секущих

Так как мы не можем привести систему $\frac{\delta l}{\delta \beta}=0$ к виду, удобному для итерации, то нам придется искать ее нули с помощью метода секущих. Введем вектор ошибки $\check{\varepsilon}^{(k)}=\beta^*-\beta^{(k)}$. Тогда для его определения имеем:

$$\frac{\delta l(\beta^{(k)} + \check{\varepsilon}^{(k)})}{\delta \beta} = 0. \tag{30}$$

Строя разложение левой части по формуле Тейлора и ограничиваясь лишь линейными членами[8], будем иметь систему:

$$\frac{\delta}{\delta\beta} \frac{\delta l(\beta^{(k)})}{\delta\beta} \Delta \beta^{(k)} = -\frac{\delta l(\beta^{(k)})}{\delta\beta}.$$
 (31)

Вторая производная функции l приближается с помощью выражения:

$$\frac{\delta}{\delta\beta_{j}} \frac{\delta l(\beta_{1}^{(k)}, \dots, \beta_{n}^{(k)})}{\delta\beta} \approx \frac{\frac{\delta l(\beta_{1}^{(k)}, \dots, \beta_{j}^{(k)}, \dots, \beta_{n}^{(k)})(\beta^{(k)}}{\delta\beta} - \frac{\delta l(\beta_{1}^{(k)}, \dots, \beta_{j}^{(k-1)}, \dots, \beta_{n}^{(k)})(\beta^{(k)}}{\delta\beta}}{\beta_{j}^{(k)} - \beta_{j}^{(k-1)}}.$$
(32)

Если матрица $\frac{\delta}{\delta\beta}\frac{\delta l(\beta^{(k)})}{\delta\beta}$ невырожденная (а в нашем случае она диагональная), то из этой системы можно единственным образом найти $\Delta\beta^{(k)}$ и построить приближение:

$$\beta^{(k+1)} = \beta^{(k)} + \Delta \beta^{(k)}. \tag{33}$$

3.2 Переклассификая выборки

Теперь имеем нули производной функции l, а также ее значения на границе отрезка [a,b]. Переберем эти значения и таким образом найдем значение вектора $\hat{\beta}$, где она достигает своего максимального значения.

Для уменьшения влияния выбросов будем использовать переклассификацию выборки. В ходе выполнения дипломной работы было испробовано несколько способов переклассификации выборки. Один из них: метод K-ближайших соседей.

3.2.1 Метод К-ближайших соседей

Идея заключается в том, что аномальные наблюдения с большей вероятностью попадают не в те интервалы, в которые попадают истинные наблюдения. При этом переклассификация может помочь отнести аномальные наблюдения к истинным классам и улучшить качество оценивания.

На первом этапе для каждого вектора x_i имели класс μ_i : т.е. пару (x_i, μ_i) . Далее выполним переклассификацию выборки. Для этого построим новую выборку такого же объема N. Пройдемся по каждому элементу (x_i, μ_i) выборки и для этого наблюдения построим новое:

$$(x_i, \check{\mu}_i), \tag{34}$$

где $\check{\mu}_i$ получен по методу K-соседей.

$$\check{\mu}_i = \arg\max_j \sum_{k \in V_i, \ k \neq i} \delta_{\check{\mu}_k j} , \qquad (35)$$

где V_i множество индексов l первых K векторов x_l , отсортированных по возрастанию расстояния до вектора x_i .

После переклассификации выборки, к ней применяется функция правдоподобия из уравнений (23), только теперь с использованием новых классов $\check{\mu}_i$ вместо μ_i . Она аналогично максимизируется и в итоге находится новая оценка параметров $\hat{\beta}$.

В ходе экспериментов (раздел 3.2) оказалось, что метод K ближайших соседей показывает слабо исправляет ошибочные классы в выборке, поэтому было решено использовать другой подход в переклассификации.

3.2.2 Переклассификация с использованием Локального уровня выброса и Случайного леса

Идея метода заключается в следующем: определим в выборке такие наблюдения, которые, вероятно, являются аномальными с помощью какоголибо способа. После этого выберем наблюдения, которые не определились как аномальные. Обучим на полученных наблюдениях классификатор. После этого с помощью обученного классификатора переклассифицируем те наблюдения, которые определились как аномальные. В итоге получим выборку, которую будем использовать при решении уравнения (23).

Для определения аномальных наблюдений можно использовать Локальный уровень выброса. Метод был предложен Маркусом М. Бройнигом, Гансом-Петер Кейгелем, Реймондом Т. НГ и Ёргом Сандером в 2000 году. Аномальные наблюдения находятся с помощью измерения локального отклонения точек с учётом их соседей. Метод основан на концепте локальной плотности достижимости, где локальная плотность достижимости вычисляется с учётом ближайших K соседей, расстояние до которых используется для вычисления плотности. Сравнивая локальную плотность точки с локальной плотностью соседей можно определять точки, которые обладают значительно меньшей локальной плотностью по сравнению с соседями. Такие точки будем считать выбросами.

Пусть x_i является некоторой точкой выборки. Определим $\rho(x_i, x_l)$ - расстояние от точки x_i до точки x_l (будем использовать меру Евклида), $\rho_k(x_i)$ - расстояние от точки x_i до её K-го соседа. Аналогично методу K-ближайших соседей обозначим множество индексов k первых K векторов x_k , отсортированных по возрастанию расстояния до вектора x_i через V_i . Использользуя введеные величины зададим:

$$\hat{\rho}_k(x_i, x_l) = \max\{\rho_k(x_l), \rho(x_i, x_l)\}$$
(36)

Такую величину можно интерпретировать как истинное расстояние от точки x_l до точки x_i если x_l не входит в ее K ближайших соседей или расстояние до точки $x_{V_{l_K}}$ в противном случае. Данная величина введена для того, чтобы более стабильно вычислять расстояние для тех значений, которые входят в K-соседей точки x_l .

Заметим, что введенная величина не обладает свойством симметричности.

Локальную плотность достижимости зададим выражением:

$$\operatorname{lrd}_{k}(x_{i}) = 1 / \left(\frac{\sum_{l \in V_{i}} \hat{\rho}_{k}(x_{i}, x_{l})}{|V_{i}|}\right)$$
(37)

Теперь можно задать величину:

$$LOF_k(x_i) = \frac{\sum_{l \in V_i} \frac{\operatorname{lrd}_k(x_l)}{\operatorname{lrd}_k(x_i)}}{|V_i|}$$
(38)

Она является средней локальной плотностью достижимости соседей точки x_i по отношению к своей локальной плотности достижимости точки x_i .

По полученному значению можно судить [12], является ли наблюдение x_i выбросом или нет:

- ullet LOF $_k(x_i)\sim 1$ означает, что такая же плотность как у соседей
- \bullet LOF $_k(x_i)<1$ означает, что большая плотность чем у соседей (наблюдение истинное)
- $\mathrm{LOF}_k(x_i) > 1$ означает, что меньшая плотность чем у соседей (наблюдение выброс)

Найдем аномальные наблюдения в выборке.

Теперь обучим классификатор на предполагаемых истинных значениях выборки. Воспользуемся алгоритмом Random Forest. Построим по выборке несколько деревьев решений. Применим обученный классификатор к каждому аномальному наблюдению. Тот класс, за который проголосовало наибольшее количество простроенных деревьев решений будем считать истинным классом данного аномального наблюдения.

В ходе экспериментов была построена таблица подходящих значений K для заданной длины интервала и объема выборки (раздел 4.7 таблица 4).

3.3 Альтернативные оценки параметров модели

Рассмотрим альтернативный метод оценивания параметров модели регрессии, основанный на замене группированных наблюдений серединами соответствующих интервалов. Такой метод встречается в литературе, например в [9].

Метод заключается в следующем: пусть имеется μ_i - номер полуинтервала, в который попало очередное наблюдение y_i . Ему соответствует полуинтервал ν_{μ_i} (из (8)), т.е. полуинтервал:

$$y_i \in (a_{\nu_{\mu_i}}, a_{\nu_{\mu_i}+1}], i = \overline{1, N}$$
 (39)

(считаем что $a_1 < y_i < a_{k-1}, i = \overline{1, N}$, т.е $1 \le \mu_i \le k - 2$).

Найдем центральную точку этого интервала, т.е. точку

$$\check{y}_i = \frac{a_{\nu_{\mu_i}} + a_{\nu_{\mu_i} + 1}}{2}.$$
(40)

Построим для всех значений функции регрессии y_i значения \check{y}_i . Будем использовать в качестве значений функции регрессии полученные значения \check{y}_i , а в качестве регрессоров x_i и построим МНК оценки параметров β .

Теперь имеет три вида оценок: оценки максимального правдоподобия, оценки максимального правдоподобия с переклассификацией, МНК по серединам интервалов.

3.4 Полиномиальная регрессия

Введем теперь модель полиномиальной регрессии.

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

$$y_{i} = \sum_{l=1}^{n} x_{il}^{l-1} + \varepsilon_{i}, i = \overline{1, N},$$

$$y_{i} = f(x_{i}, \beta) + \varepsilon_{i},$$

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

$$(41)$$

В случае полиномиальной регрессии также справедливо:

$$y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i \sim \mathcal{N}(f(x_i, \beta), \sigma^2).$$
 (42)

Поскольку оценки строились путём максимизирования функции:

$$l(\beta, \sigma^2, \nu_0, \dots, \nu_{k-1}) = \sum_{i=1}^N \ln(P(y_i \in \nu_{\mu_i})) =$$
 (43)

$$= \sum_{i=1}^{N} \ln \begin{cases} \frac{1}{2} (\operatorname{erf}(\frac{a_{j+1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}(\frac{a_{j} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & i = \overline{1, k - 2} \\ \frac{1}{2} (1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & i = 0 \\ \frac{1}{2} (1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{k-1} - f(x_{i}, \beta)}{\sqrt{2}\sigma})), & i = k - 1 \end{cases}$$

$$(44)$$

а функция правдоподобия максимизировалась путём решения системы уравнений:

$$\frac{\delta l}{\delta \beta} = 0, \tag{45}$$

которая примет вид:

$$\frac{\delta l}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln P(y_i \in \nu_{\mu_i})}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \ln \left(\frac{1}{2} \left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i+1} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right) \right)}{\delta \beta} = \frac{\delta \sum_{i=1}^{N} \left(\left(1 - \left(\delta_{\mu_i 0} + \delta_{\mu_i k-1}\right)\right) \frac{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i+1} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right)}{\left(\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i+1} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) - \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right) \right)} + (\delta_{\mu_i 0} + \delta_{\mu_i k-1}) \frac{\operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)}{\left(1 + \operatorname{erf}\left(\frac{a_{\mu_i} - f(x_i, \beta)}{\sqrt{2}\sigma}\right)\right)} \right) (-1) \frac{\delta f(x_i, \beta)}{\delta \beta} = (46)$$

$$= -\sum_{i=1}^{N} {1 \choose x_{i1}^{1}} \times \left((1 - (\delta_{\mu_{i}0} + \delta_{\mu_{i}k-1})) \frac{(\operatorname{erf}'(\frac{a_{\mu_{i}+1} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}'(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}))}{(\operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_{i}+1} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}) - \operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}))} + (\delta_{\mu_{i}0} + \delta_{\mu_{i}k-1}) \frac{\operatorname{erf}'(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma})}{(1 + \operatorname{erf}(\frac{a_{\mu_{i}} - f(x_{i},\beta)}{\sqrt{2}\sigma}))} \right),$$

то построенные оценки также применимы и для полиномиальной регрессии.

Также как и в случае линейной регрессии считаем, что выборка содержит выбросы, т.е., аналогично:

$$y_i^{\widetilde{\varepsilon}} = (\xi_i)y_i + (1 - \xi_i)\eta_i, \tag{47}$$

здесь y_i задаются формулой (41).

4 Компьютерные эксперименты

4.1 График рассеяния зависимой пеменной и регрессоров

На следующем изображении представлен график рассеяния зависимой переменной и регрессоров: $(y_i^{\widetilde{\varepsilon}}, x_i)$. Бралась выборка объема N=1000. Доля выбросов $\widetilde{\varepsilon}$ равнялась 0.08. Параметры регрессии выбирались $(90,4)^T$. Регрессоры x_i выбирались из равномерного распределения $\sim U(-5,5)$. Ошибки экспериментов подчинялись нормальному закону распределения с параметрами (0,16). Выбросы подчинялись нормальному распрелению с параметрами (100,100).

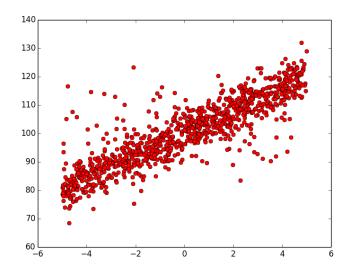


Рис. 1: Вывод графика рассеяния $(y_i^{\hat{\varepsilon}}, x_i)$

4.2 Графики рассеяния оценок в случае использования метода K-ближайших соседей для переклассификации

На следующих двух графиках (рис. 2 - рис. 3) изображена диаграмма рассения в случае, когда для переклассификации используется метод K-ближайших соседей.

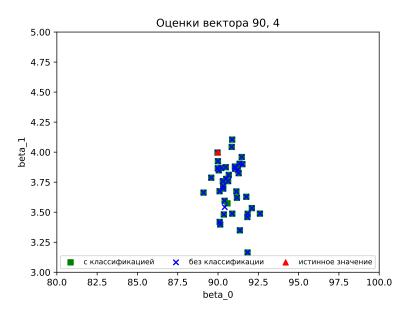


Рис. 2: Вывод графика рассеяния $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$



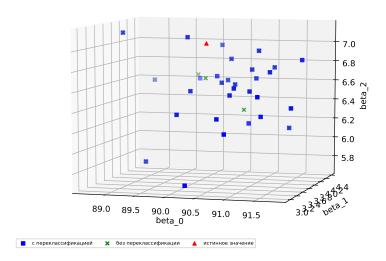


Рис. 3: Вывод графика рассеяния $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$

4.3 Вариации оценок без переклассификации

В следующем эксперименте переклассификация выборки не использовалась. Объем выборки N изменялся от $N_1=140$ до $N_2=300$, при этом выборка дополнялась, а не генерировалась новая. Использовалась модель линейной регрессии. Доля выбросов была постоянна и равнялась $\tilde{\varepsilon}=0.08$. Регрессоры x_i были из равномерного распределения U(-5,5). Параметры регрессии были постоянными и равнялись $\beta=(90,4)^T$. Ошибки эспериментов $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,16)$. На графики изображено изменение вариаций оценок при увеличении выборки.

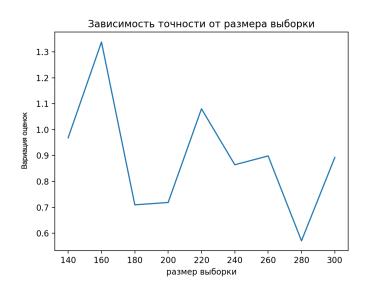


Рис. 4: Зависимость вариаций от размера выборки

4.4 Сравнение оценок при переклассификации методом K-ближайших соседей с оценками без переклассификации

Были проведены эксперименты для сравнения эмпирической вариации оценок максимального правдоподобия, когда использовалась переклассификация методом К-ближайших соседей и когда не использовалась. При этом на каждой итерации выборка увеличивалась.

Объем выборки N изменялся от $N_1 = 100$ до $N_2 = 400$, при этом выборка дополнялась, а не генерировалась новая. Использовалась модель линейной регрессии. Доля выбросов была постоянна и равнялась $\tilde{\varepsilon} = 0.08$. Параметры регрессии были постоянными и равнялись $\beta = (90,4)^T$. Регрессоры x_i были из равномерного распределения U(-5,5), ошибки эспериментов $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,16)$.

В методе, где использовалась переклассификация, величина K выбиралась: K=10.

Таблица 1: Параметры модели и оценок экспериментов

Параметры программы		
Переменная	значение	
ho Размер выборки N	от 100 до 400	
Доля выбросов $\widetilde{\varepsilon}$	0.08	
Параметры регрессии	(90,4)	
β		
Регрессоры x_i	$\sim U(-5,5)$	
$arepsilon_i$	$\sim \mathcal{N}(0, 16)$	
η_i	$\sim \mathcal{N}(100, 100)$	
В методе, с	10	
переклассификацией		
величина К		

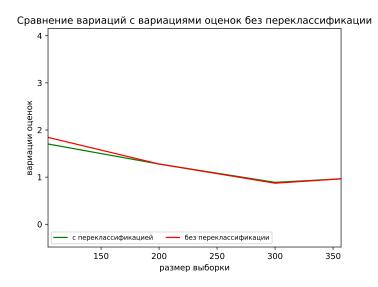


Рис. 5: Сравнение вариаций оценок когда используется и не используется переклассификация

4.5 Сравнительный анализ построенной оценки с альтернативной

4.5.1 Эксперимент с изменением объема выборки

В следующем эксперименте был произведен сравнительный анализ вариаций ОМП-оценок с МНК оценками в зависимости от объема выборки.

Объем выборки N изменялся от $N_1=100$ до $N_2=500$, при этом выборка дополнялась, а не генерировалась новая. Использовалась модель линейной регрессии. Доля выбросов была постоянна и равнялась $\tilde{\varepsilon}=0.08$. Параметры регрессии были постоянными и равнялись $\beta=(90,4)^T$. Регрессоры x_i были из равномерного распределения U(-5,5), ошибки эспериментов $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,16)$. Для переклассификации использовался метод K-ближайших соседей.

Таблица 2: Параметры модели и оценок

Параметры программы		
Переменная	значение	
Размер выборки <i>N</i>	от 100 до 500	
Доля выбросов $\widetilde{arepsilon}$	0.08	
Параметры регрессии	(90,4)	
β	,	
Регрессоры x_i	$\sim U(-5,5)$	
$arepsilon_i$	$\sim \mathcal{N}(0, 16)$	
η_i	$\sim \mathcal{N}(100, 100)$	
Величина К	10	

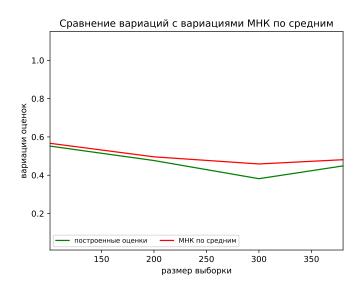


Рис. 6: Сравнение вариаций оценок

При сравнении графиков вариаций (рис.6) можно сделать вывод, что ОМП дают лучший результат,

4.5.2 Эксперимент с полиномиальной регрессией

Был проведен эксперимент с полиномиальной регрессией. Использовались те же параметры модели (таблица 3), объем выборки N изменялся от 100 до 1000:

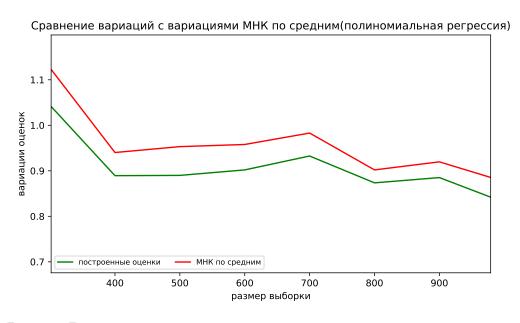


Рис. 7: Вариации оценок в случае полиномиальной регрессии

Оба метода имели схожее поведение при изменении объема выборки, но

построенные оценки максимального правдоподобия стабильно показывали лучший результат.

4.6 Эксперименты с изменением уровня переклассификации выборки для метода k-ближайших соседей

В ходе преддипломной практики были построены эксперименты с изменением величины K для метода K-ближайших соседей, используемого в переклассификации.

Объем выборки N был постоянным: N=500. Использовалась модель линейной регрессии. Доля выбросов была постоянна и равнялась $\widetilde{\varepsilon}=0.08$. Параметры регрессии были постоянными и равнялись $\beta=(90,4)^T$. Регрессоры x_i были из равномерного распределения U(-5,5), ошибки эспериментов $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,16)$. Величина K менялась от 10 до 40.

Таблица 3: Параметры модели и оценок экспериментов с переклассификацией выборки

Параметры программы		
Переменная	значение	
Размер выборки <i>N</i>	500	
Доля выбросов $\widetilde{\varepsilon}$	0.08	
Параметры регрессии	(90,4)	
β	,	
Регрессоры x_i	$\sim U(-5,5)$	
$arepsilon_i$	$\sim \mathcal{N}(0, 16)$	
η_i	$\sim \mathcal{N}(100, 100)$	
Величина К	от 10 до 40	

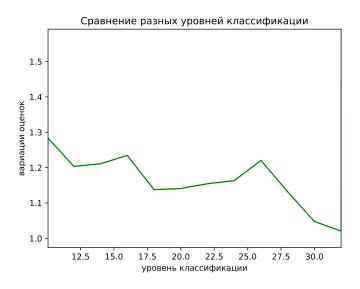


Рис. 8: Зависимость вариаций от K – числа соседей, используемого в переклассификации выборки

В результате получилось, что при увеличении константы К точность оценки параметров растёт.

4.7 Эксперименты с изменением К для Least outlier factor, используемого в переклассификации

В ходе экспериментов была построена таблица, дающая хорошие значения K для выборки определенного объема с определенной длиной интервала, то есть такую величину K, при которой количество неверных классов после переклассификации не более чем такое количество до переклассификации (значения получены опытным путём). Доля выбросов была постоянна и равнялась $\tilde{\varepsilon} = 0.08$. Параметры регрессии были постоянными и равнялись $\beta = (90,4)^T$. Регрессоры x_i были из равномерного распределения U(-5,5), ошибки эспериментов $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,16)$.

Таблица 4: Подходящие значения K для выборки определенного объема с определенной длиной интервала

Объем выборки	длина интервала	величина K
1000	2.0	2
1000	3.0	4
1000	4.0	4
3000	1.0	2
3000	1.5	2
3000	1.75	3
3000	2.0	5
3000	4.0	7
10000	1.0	2
10000	1.5	3
10000	2.0	6
10000	4.0	8

Далее приведен пример получаемых в ходе экспериментов значений. было смоделировано 10^5 наблюдений. Процент аномальных наблюдений: 8%. Константа K равнялась 35.

```
modulated with outlier count: 8047
fit: classified
wrong outliers: 7987
fit: reclassificator scored 0.925034 on learning set:
fit: reclassified 10
fit: classified
Classes differ with/without outliers when without reclassification: 7604
Classes differ with/without outliers when with reclassification: 7582
```

Число 8047 - количество выбросов в выборке.

Число 7987 - количество ошибочных выбросов (то есть ошибки рода: отнести выбросы к истинным значениям или истинные значения к выбросам). Хотим, чтобы было по крайней мере меньше предыдущего значения.

Число 7604 - количество неверных значений изначально, то есть неверных значений, полученных извне (это число может быть меньше 8047 так как при достаточно широких классах выбросы могли попасть в нужный класс)

Число 7582 - результат переклассификации, который мы хотим получить меньше предыдущего числа (7604). Чем меньше - тем лучше.

Заключение

В ходе выполнения дипломой работы были получены следующие результаты была рассмотрена математическая модель линейной регрессии с выбросами при наличии группирования наблюдений; были описаны основные методы оценивания параметров линейной регрессии при наличии выбросов: оценки МНК, М-оценки; были построены оценки параметров линейной регрессии при наличии группирования наблюдений по методу максимального правдоподобия; были проведены компьютерные эксперименты в которых построенные оценки применялись к модельным данным; результаты экспериментов показали, что построенные оценки могут быть состоятельными.

В ходе дипломной работы был проведен аналитический обзор литературы методов статистического анализа данных при наличии классифицированных наблюдений с искажениями. В результате был реализован альтернативный метод - метод наименьших квадратов по центрам интервалов.

Был проведен сравнительный анализ альтернативного метода с оценками максимального правдоподобия. Оценки максимального правдоподобия с переклассификацией выборки показали наилучшие результаты.

Над оценками максимального правдоподобия с переклассификацией выборки были осуществлены эксперименты, в которых изменялась константа K для метода K— соседей (см. п. 4.6). Выяснилось, что увеличение константы K повышает точность аппроксимации.

Реализованные методы максимального правдоподобия с переклассификацией и МНК по серединам интервалов были обобщены на случай полиномиальной регрессии.

По проведенным экспериментам видно, что ОМП с переклассификацией показывают не хуже результаты, чем альтернативные оценки. Можно добиться более точных результатов аппроксимации, если хорошо подобрать параметры оценок.

Список литературы

- [1] Хьюбер Дж П. *Робастность в статистике:пер. с англ.* М.:Мир, 1984.- 304 с.
- [2] Харин Ю.С., Зуев Н.М., Жук Е.Е. Теория вероятностей, математическая и прикладная статистика: учебник Минск: БГУ, 2011.-463 с.
- [3] Е. С Агеева, чл.-корр. НАН Беларуси Ю.С. Харин Состоятельность оценки максимального правдопобия параметров множественной регрессии по классифицированным наблюдениям
- [4] John Fox, Sanford Weisberg Robust Regression October 8, 2013
- [5] А.В. Омельченко *Робастное оценивание параметров полиномиальной регрессии второго порядка* Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Украина, 2009
- [6] Özlem Gürünlü Alma Comparison of Robust Regression Methods in Linear Regression Int. J. Contemp. Math. Sciences, Vol. 6, 2011, no. 9, 409 421 c.
- [7] Sergei Winitzki A handy approximation for the error function and its inverse.
- [8] Мандрик П.А., Репников В.И., Фалейчик Б.В., *Численные методы* [Электронный ресурс].
- [9] Paolo Giordani Linear regression analysis for interval-valued data based on the Lasso technique – Department of Statistical Sciences Sapienza University of Rome
- [10] Masahiro Inuiguchi, Tetsuzo Tanino, interval linear regression methods based on minkowski difference a bridge between traditional and interval linear regression models. – KYBERNETIKA, volume 42, 2006, number 4, pages 423 - 440
- [11] Nelson, W., Hahn, G.J. Technometrics. volume 14, 1972, pages 247–269.
- [12] Markus M. Breunig, Hans-Peter Kriegel, Raymond T. Ng, Jörg Sander *LOF: Identifying Density-Based Local Outliers* Proc. ACM SIGMOD 2000 Int. Conf. On Management of Data, pages 93–104, Dalles, TX, 2000

Приложение

all_results_naive = []

```
Метод наименьших квадратов по центрам интервалов
   \verb|class|| Approximation GEMModel Naive (Approximation GEMModel Redesigned): \\
       def fit(self):
           self.classify()
           def ex_generator(mu_data):
               for i in range(0, self.endogen.size):
                   if mu_data[i] is None:
                       continue
                   a_mu_i_plus_1 = mu_data[i] * Defines.INTERVAL_LENGTH
                   a_mu_i = mu_data[i] * Defines.INTERVAL_LENGTH - Defines.INTERVAL_LENGTH
                   yield (a_mu_i_plus_1 + a_mu_i) / 2
           naive_ex_data_positive = np.fromiter(ex_generator(self._np_freq_positive), float)
           naive_ex_data_negative = np.fromiter(ex_generator(self._np_freq_negative), float)
           naive_ex_data_full = np.append(naive_ex_data_positive, naive_ex_data_negative)
           z, resid, rank, sigma = np.linalg.lstsq(self.exogen, naive_ex_data_full, rcond=None)
           return z
   Моделирование полиномиальной регрессии:
def modulate_polynomial_regression(regression_sample_quintity, regression_outlier_percentage):
   regression_parameters = ACCURATE_RESULT
   _x_points = np.zeros(shape=[regression_sample_quintity, len(regression_parameters)])
   _y_points = np.zeros(shape=regression_sample_quintity)
   def np_random_polynomial(size):
        res = np.zeros(size)
       for i in range(0, size):
           _{res[i]} = random.uniform(-5, 5) ** (i + 1)
       return _res
   for i in range(0, regression_sample_quintity):
        _x_points[i] = np.append(np.ones(1), np_random_polynomial(len(ACCURATE_RESULT) - 1))
       if random.random() > regression_outlier_percentage / 100:
           _y_points[i] = (_x_points[i] * ACCURATE_RESULT) + np.random.normal(0, 4)
           _y_points[i] = np.random.normal(100.0, 15.0, size=1)
   return _x_points, _y_points
   Моделирование линейной регрессии:
   def modulateRegression(regression_sample_quintity, regression_outlier_percentage):
   regression_parameters = ACCURATE_RESULT
   _x_points = np.zeros(shape=[regression_sample_quintity, len(regression_parameters)])
   _y_points = np.zeros(shape=regression_sample_quintity)
   for i in range(0, regression_sample_quintity):
       if random.random() > regression_outlier_percentage / 100:
           _x_points[i] = np.append(np.ones(1), np.random.uniform(-5, 5, size=len(regression_parameters) - 1))
           _y_points[i] = (_x_points[i] * regression_parameters) + np.random.normal(0, 4)
           _x_points[i] = np.append(np.ones(1), np.random.uniform(-5, 5, size=len(regression_parameters) - 1))
           _y_points[i] = np.random.normal(100.0, 15.0, size=1)
   return _x_points, _y_points
   Метод наименьших квадратов по центрам интервалов:
def fit_data_naive_classic():
   sample_sizes = []
   all_results_classic = []
```

for sample_size in range(SAMPLE_SIZE_MIN, SAMPLE_SIZE_MAX+1, SAMPLE_SIZE_STEP):

```
successful_fit = False
        while not successful_fit:
           x_points, y_points = modulateRegression(sample_size, OUTLIER_PERCENTAGE)
           approx_model = groupingEstimates.GEM(x_points, y_points)
           approx_model_naive = groupingEstimatesNaive.GEM_N(x_points, y_points)
           try:
               result = approx_model.fit()
                print("GEM {}".format(result))
               result_naive = approx_model_naive.fit()
                print("GEM_N {}".format(result_naive))
                successful_fit = True
                all_results_classic.append(result)
                all_results_naive.append(result_naive)
                sample_sizes.append(sample_size)
           except KeyboardInterrupt:
               print("stopping...")
               np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_classic", all_results_classic)
               np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_naive", all_results_naive)
               np.save(NP_DATA_PATH + "gem_sizes", sample_sizes)
               quit()
           except Exception as e:
               print(e)
   np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_classic", all_results_classic)
   np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_naive", all_results_naive)
   np.save(NP_DATA_PATH + "gem_sizes", sample_sizes)
   График с разным объемом выборки:
def plot_with_different_sample_size():
   sample_sizes = []
   all_results_with_classification = []
   all_results_without_classification = []
   x_points = None
   y_points = None
   for sample_size in range(SAMPLE_SIZE_MIN, SAMPLE_SIZE_MAX+1, SAMPLE_SIZE_STEP):
        successful_fit = False
        while not successful_fit:
           x_points_t, y_points_t = modulateRegression(sample_size, OUTLIER_PERCENTAGE)
           if x_points is None or y_points is None:
               x_points = x_points_t
               y_points = y_points_t
           else:
               x_points = np.append(x_points, x_points_t, axis=0)
               y_points = np.append(y_points, y_points_t, axis=0)
           approx_model = groupingEstimates.GEM(x_points, y_points)
           try:
               result = approx_model.fit()
               print("GEM {}".format(result))
                result_without = approx_model.fit_without_reclassification()
               print("GEM_without {}".format(result_without))
                successful_fit = True
                all_results_with_classification.append(result)
                all_results_without_classification.append(result_without)
               sample_sizes.append(sample_size)
           except KeyboardInterrupt:
               print("stopping...")
               np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_with", all_results_with_classification)
                np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_without", all_results_without_classification)
               np.save(NP_DATA_PATH + "gem_sizes_with_without", sample_sizes)
               quit()
           except Exception as e:
               print(e)
   np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_with", all_results_with_classification)
   np.save(NP_DATA_PATH + "gem_res_without", all_results_without_classification)
   np.save(NP_DATA_PATH + "gem_sizes_with_without", sample_sizes)
```

График с разным уровнем переклассификации:

```
def plot_with_different_reclassification_level():
    reclassification_levels = []
    all_results_with_classification = []
    recl_level_min = 10
    recl_level_max = 40
    x_points, y_points = modulateRegression(500, OUTLIER_PERCENTAGE)
    for recl_level in range(recl_level_min, recl_level_max + 1, 2):
        GroupingEstimatesDefines.RECLASSIFICATION_LEVEL = recl_level
        successful_fit = False
        while not successful_fit:
             approx_model = groupingEstimates.GEM(x_points, y_points)
                 result = approx_model.fit()
                 print("GEM {}".format(result))
                 successful_fit = True
                 all_results_with_classification.append(result)
                 reclassification_levels.append(recl_level)
             except KeyboardInterrupt:
                 print("stopping...")
                 np.save(NP_DATA_PATH + "gem_with_dif_level_results", all_results_with_classification)
                 np.save(NP_DATA_PATH + "gem_with_dif_level_levels", reclassification_levels)
                 quit()
             except Exception as e:
                 print(e)
    np.save(NP_DATA_PATH + "gem_with_dif_level_results", all_results_with_classification)
np.save(NP_DATA_PATH + "gem_with_dif_level_levels", reclassification_levels)
```