

САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ ИМЕНИ ПЕТРА  
ВЕЛИКОГО

ИНСТИТУТ ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ И МЕХАНИКИ  
ВЫСШАЯ ШКОЛА ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ И ФИЗИКИ

**Отчет  
по лабораторной работе №1  
по дисциплине  
"Анализ данных с интервальной неопределенностью"**

Выполнил:

Студент: Шварц Александр  
Группа: 5040102/40201

Принял:

к. ф.-м. н., доцент  
Баженов Александр Николаевич

Санкт-Петербург  
2026 г.

# Содержание

# 1 Цель работы

Получить практические навыки вычисления интервальных описательных статистик (моды, медиан), работы с коэффициентом Жаккара и применения методов оптимизации для интервальных данных. Сравнить эффективность различных функционалов на основе интервальных статистик для оценивания параметров моделей.

## 2 Теоретические сведения

### 2.1 Интервальная арифметика

**Интервалом** называется замкнутое подмножество вещественной прямой:

$$\mathbf{x} = [\underline{x}, \bar{x}] = \{x \in \mathbb{R} \mid \underline{x} \leq x \leq \bar{x}\}.$$

Середина и радиус интервала:

$$\text{mid } \mathbf{x} = \frac{\underline{x} + \bar{x}}{2}, \quad \text{rad } \mathbf{x} = \frac{\bar{x} - \underline{x}}{2}.$$

Основные арифметические операции над интервалами  $\mathbf{x} = [\underline{x}, \bar{x}]$  и  $\mathbf{y} = [\underline{y}, \bar{y}]$ :

$$\mathbf{x} + \mathbf{y} = [\underline{x} + \underline{y}, \bar{x} + \bar{y}], \tag{1}$$

$$a + \mathbf{x} = [a + \underline{x}, a + \bar{x}], \quad a \in \mathbb{R}, \tag{2}$$

$$t \cdot \mathbf{x} = \begin{cases} [t \underline{x}, t \bar{x}], & t \geq 0, \\ [t \bar{x}, t \underline{x}], & t < 0. \end{cases} \tag{3}$$

Пересечение двух интервалов:

$$\mathbf{x} \cap \mathbf{y} = [\max(\underline{x}, \underline{y}), \min(\bar{x}, \bar{y})],$$

определенено при  $\max(\underline{x}, \underline{y}) \leq \min(\bar{x}, \bar{y})$ .

### 2.2 Коэффициент Жаккара

Коэффициент Жаккара (Jaccard index) для двух интервалов определяется как отношение длины пересечения к длине объединения:

$$Ji(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \frac{\text{wid}(\mathbf{x} \cap \mathbf{y})}{\text{wid}(\mathbf{x} \cup \mathbf{y})},$$

где  $\text{wid } \mathbf{x} = \bar{x} - \underline{x}$  — ширина интервала, а объединение берётся как интервальная оболочка:  $\mathbf{x} \cup \mathbf{y} = [\min(\underline{x}, \underline{y}), \max(\bar{x}, \bar{y})]$ .

Для набора пар интервалов  $\{(\mathbf{x}_i, \mathbf{y}_i)\}_{i=1}^n$  коэффициент Жаккара обобщается как:

$$Ji = \frac{\sum_{i=1}^n \text{wid}(\mathbf{x}_i \cap \mathbf{y}_i)}{\sum_{i=1}^n \text{wid}(\mathbf{x}_i \cup \mathbf{y}_i)}.$$

## 2.3 Интервальная мода

Интервальная мода  $\text{mode } \mathbf{X}$  выборки интервалов  $\mathbf{X} = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n\}$  определяется как интервал максимальной глубины, т.е. точка на вещественной прямой, покрытая наибольшим числом интервалов из выборки. Формально:

$$\text{mode } \mathbf{X} = \arg \max_{\mathbf{z}} \text{depth}(\mathbf{z}, \mathbf{X}),$$

где  $\text{depth}(\mathbf{z}, \mathbf{X}) = \#\{i : \mathbf{z} \subseteq \mathbf{x}_i\}$ . На практике мода вычисляется алгоритмом «заметающей прямой» (sweep line) за время  $O(n \log n)$ .

## 2.4 Интервальные медианы

Медиана Крейновича  $\text{med}_K$  определяется через медианы границ:

$$\text{med}_K \mathbf{X} = [\text{median}(\underline{x}_1, \dots, \underline{x}_n), \text{median}(\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n)].$$

Медиана Пролубникова  $\text{med}_P$  определяется через медианы середин и радиусов:

$$\text{med}_P \mathbf{X} = [m - r, m + r],$$

где  $m = \text{median}(\text{mid } \mathbf{x}_1, \dots, \text{mid } \mathbf{x}_n)$ ,  $r = \text{median}(\text{rad } \mathbf{x}_1, \dots, \text{rad } \mathbf{x}_n)$ .

При одинаковых радиусах всех интервалов обе медианы совпадают:  $\text{med}_K = \text{med}_P$ .

## 2.5 Постановка задачи оптимизации

Рассматриваются две модели связи выборок  $\mathbf{X}$  и  $\mathbf{Y}$ :

- **Аддитивная модель:**  $a + \mathbf{X} = \mathbf{Y}$ , т.е.  $a + \mathbf{x}_i = \mathbf{y}_i$  для всех  $i$ .
- **Мультипликативная модель:**  $t \cdot \mathbf{X} = \mathbf{Y}$ , т.е.  $t \cdot \mathbf{x}_i = \mathbf{y}_i$  для всех  $i$ .

Для аддитивной модели функционал вычисляется как:

$$F(a) = J_i(\{a + \mathbf{x}_i\}, \{\mathbf{y}_i\}) = \frac{\sum_{i=1}^n \text{wid}((a + \mathbf{x}_i) \cap \mathbf{y}_i)}{\sum_{i=1}^n \text{wid}((a + \mathbf{x}_i) \cup \mathbf{y}_i)},$$

аналогично для мультипликативной модели  $F(t) = J_i(\{t \cdot \mathbf{x}_i\}, \{\mathbf{y}_i\})$ .

Точечная оценка параметра  $s \in \{a, t\}$  находится максимизацией функционала:

$$\hat{s} = \arg \max_s F(s, \mathbf{X}, \mathbf{Y}),$$

где рассматриваются четыре варианта функционала  $F$ :

- B.1**  $F(s) = J_i(s, \mathbf{X}, \mathbf{Y})$  — по полным выборкам,
- B.2**  $F(s) = J_i(s, \text{mode } \mathbf{X}, \text{mode } \mathbf{Y})$  — по модам,
- B.3**  $F(s) = J_i(s, \text{med}_K \mathbf{X}, \text{med}_K \mathbf{Y})$  — по медианам Крейновича,
- B.4**  $F(s) = J_i(s, \text{med}_P \mathbf{X}, \text{med}_P \mathbf{Y})$  — по медианам Пролубникова.

Интервальная оценка параметра строится как множество значений  $s$ , для которых  $F(s) \geq \alpha \cdot F(\hat{s})$ , где  $\alpha \in (0, 1)$  — уровень доверия (в данной работе  $\alpha = 0.95$ ).

### 3 Исходные данные

Загружены два файла данных диагностики томсоновского рассеяния:

- `-0.205_lvl_side_a_fast_data.bin` — выборка  $\mathbf{X}$ ,
- `0.225_lvl_side_a_fast_data.bin` — выборка  $\mathbf{Y}$ .

Разрядность АЦП  $N = 14$  бит, откуда  $2^N = 16384$ . Формула перевода кодов АЦП в вольты:  $V = \text{Code}/2^N - 0.5$ .

Каждое измерение представляется интервалом  $\mathbf{x}_i = [V_i - r, V_i + r]$  с радиусом  $r = \text{rad } \mathbf{x} = \text{rad } \mathbf{y} = \frac{1}{2^{14}} = 0.0000610352$ .

- $|\mathbf{X}| = 819200$  интервалов
- $|\mathbf{Y}| = 819200$  интервалов

### 4 Интервальные статистики

Таблица 1: Интервальные статистики выборок

Статистика	$\mathbf{X}$	$\mathbf{Y}$
mode	[-0.171448, -0.171387]	[0.172058, 0.172119]
med <sub>K</sub>	[-0.170593, -0.170471]	[0.172913, 0.173035]
med <sub>P</sub>	[-0.170593, -0.170471]	[0.172913, 0.173035]

### 5 Оптимизация параметров

Оптимизация проводилась методом перебора по равномерной сетке в два этапа: (1) грубый поиск на 500–1000 точках в широком диапазоне, (2) уточнение на 500 точках в окрестности найденного оптимума. Интервальная оценка параметра строилась как множество значений  $s$ , для которых  $F(s) \geq 0.95 \cdot J_{\max}$ .

#### 5.1 Аддитивная модель: $a + \mathbf{X} = \mathbf{Y}$

Таблица 2: Результаты оптимизации для аддитивной модели

Функционал	$\hat{a}$	$J_{\max}$	Интервальная оценка $a$ (95%)
B.1	0.342365	0.000061	[0.341210, 0.344737]
B.2	0.343506	0.993292	[0.343504, 0.343507]
B.3	0.343506	0.996640	[0.343503, 0.343508]
B.4	0.343506	0.996640	[0.343503, 0.343508]

## 5.2 Мультипликативная модель: $t \cdot \mathbf{X} = \mathbf{Y}$

Таблица 3: Результаты оптимизации для мультипликативной модели

Функционал	$\hat{t}$	$J_{i_{\max}}$	Интервальная оценка $t$ (95%)
B.1	-1.014830	0.000052	[-1.031182, -1.006814]
B.2	-1.003915	0.988506	[-1.003923, -1.003907]
B.3	-1.014314	0.985888	[-1.014339, -1.014298]
B.4	-1.014314	0.985888	[-1.014339, -1.014298]

## 6 Графики

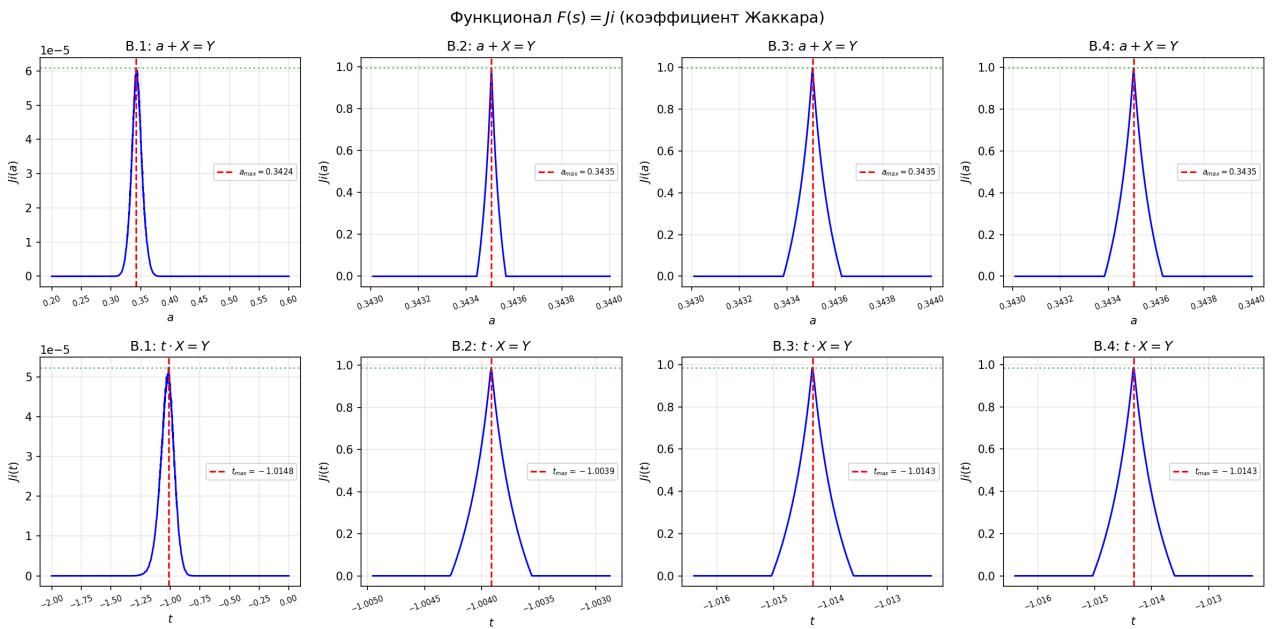


Рис. 1: Зависимость функционала  $F(s) = J_i$  от параметра для аддитивной (верхний ряд) и мультипликативной (нижний ряд) моделей. Красная штриховая —  $s_{\max}$ , зелёная пунктирная — значение  $J_{i_{\max}}$ .

## 7 Сравнение результатов и выводы

1. Все четыре функционала дают согласованные оценки параметра  $a$ : среднее  $\hat{a} \approx 0.3432$ , разброс  $\Delta a = 0.0011$ .
2. Для мультипликативной модели  $\hat{t} \approx -1.0118$ . Коэффициент Жаккара для аддитивной модели выше во всех четырёх функционалах, что указывает на лучшее соответствие аддитивной модели данным.
3. При работе с полными выборками (B.1)  $J_{i_{\max}} \approx 0.000$ , тогда как для статистик (B.2–B.4)  $J_{i_{\max}} \approx 0.99$ . Малое значение для B.1 объясняется тем, что при 819200 парах интервалов с малым радиусом ( $r \approx 6.1 \cdot 10^{-5}$ ) и значительным разбросом середин большинство пар  $(a + \mathbf{x}_i) \cap \mathbf{y}_i$  имеют малое перекрытие. Для статистик же оптимизация проводится по одной паре представительных интервалов, что даёт почти полное совпадение при оптимальном  $s$ .

4. Использование интервальных статистик (мода, медианы Крейновича и Пролубникова) вместо полных выборок значительно ускоряет вычисления при близких точечных оценках параметров.
5. Медиана Крейновича и медиана Пролубникова дают идентичные результаты, поскольку все радиусы интервалов одинаковы ( $\text{rad } \mathbf{x}_i = \text{const}$ ).
6. Для аддитивной модели медианы (B.3, B.4) дают  $J_{i\max} = 0.9966$ , что выше моды  $J_{i\max} = 0.9933$ . Для мультипликативной модели, напротив, мода ( $J_{i\max} = 0.9885$ ) превосходит медианы ( $J_{i\max} = 0.9859$ ). Это показывает, что выбор представительной статистики зависит от модели.
7. Интервальные оценки по полным выборкам (B.1) на 3 порядка шире, чем по статистикам (B.2–B.4):  $\Delta a_{B,1} \approx 0.004$  против  $\Delta a_{B,2} \approx 2 \cdot 10^{-6}$ . Это следствие агрегации данных в одну пару представительных интервалов.

## Репозиторий

Исходный код доступен по ссылке: <https://github.com/AleksandrShvartz/InterStat1>