

Примеры обработки измерений постоянной величины в анализе данных с интервальной неопределённостью

Методический материал

А.Н. Баженов

Всероссийский веб-семинар
«Интервальный анализ и его приложения»

20.02.2023

Изучение примеров решения самого простого типа задач — обработки измерения постоянной величины в случае несовместных данных.

Набраться опыта при решении реальных практических задач ...

- **Массовые задачи.** Данных много, ценность невысока. Можно пожертвовать частью данных, трансформировать их. Индивидуальный анализ замеров невозможен из-за объёмов. Цель построения методики — обработка «вслепую» групп выборок. Нужны просто вычислимые способы оценки, практические функционалы качества.
- **Задачи с уникальными данными.** Данных мало, цена каждого измерения очень высока. Данные не должны изменяться при обработке. Графы совместности обозримы, можно индивидуально рассмотреть каждый замер.

Примеры определения постоянной в анализе данных с интервальной неопределённостью

Имеются интервальные выборки \mathbf{X} и \mathbf{Y}

Сходные задачи

- Отношение образца \mathbf{X} к эталону \mathbf{Y} : $\mathbf{X} = \beta \cdot \mathbf{Y}$ — Пример 1
- Расширение выборки \mathbf{X} выборкой \mathbf{Y} : $\mathbf{X} \cup \beta \cdot \mathbf{Y}$ — Пример 2

В обоих случаях необходимо
найти оптимальное значение (интервал) постоянной β и
оценить ширину оценки $\text{wid } \beta$

Как характеризовать интервальные оценки параметров?

Как характеризовать интервальные оценки параметра β ?

Введём набор мер совместности интервальных выборок

Выбор мер совместности интервальных выборок

Набор мер совместности интервальных выборок.

Например

- (1) Размер максимальной клики — $\max \mu_j$
- (2) Величина коэффициента вариабельности по Оскорбину — k
- (3) Мера совместности Жаккара — J_i
- ...

Несопоставимые величины!

можно сравнивать только множества значений аргумента

Оптимальные оценки

- (1) Размер максимальной клики $\beta_1 = \arg \max_{\beta} \max \mu_j$
- (2) Величина коэффициента вариабельности по Оскорбину $\beta_2 = \arg \min_{\beta} k$
- (3) Мера совместности Жаккара $\beta_3 = \arg \max_{\beta} Ji$
- ...

внутренняя оценка — internal

$$\beta_{in} = \bigcap_i \beta_i, \quad (1)$$

внешняя оценка — external

$$\beta_{ex} = \bigcup_i \beta_i. \quad (2)$$

Нормированные меры совместности интервальных выборок

Возьмем приведённые значения нескольких величин, так, чтобы они содержались в интервале $[0, 1]$.

- (1) Размер максимальной клики $T_1 = \max \mu_j / n$, n — число элементов выборки Y
- (2) Величина коэффициента вариабельности по Оскорбину $T_2 = 1/k$
- (3) Мера совместности Жаккара $T_3 = \frac{1}{2}(1 + J_i)$
- ...

Можно сравнивать как множества значений аргумента, так и оперировать с численными значениями мер совместности

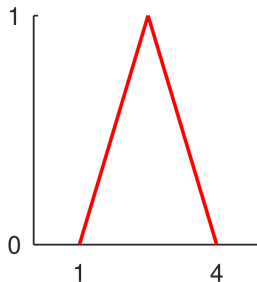
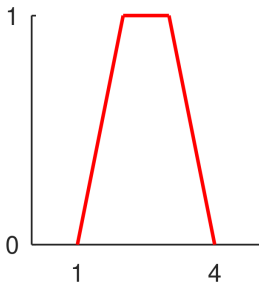
Оптимальные оценки

- (1) Размер максимальной клики $\beta_1 = \arg \max_{\beta} T_1$
- (2) Величина коэффициента вариабельности по Оскорбину $\beta_2 = \arg \max_{\beta} T_2$
- (3) Мера совместности Жаккара $\beta_3 = \arg \max_{\beta} T_3$
- ...

Особенности мер совместности T_j

Особенности мер совместности T_j

- (1) содержатся в интервале $[0, 1]$, значение 1 соответствует совместной выборке
- (2) графики образуют «плато» с постоянным значением меры в случае совместности выборки



Мультипликативная мера совместности

Введём мультипликативную меру совместности TP , учитывающую интервалы для нескольких величин, так, чтобы она тоже содержалась в интервале $[0, 1]$:

$$TP = \prod_{j=1}^k T_j, \quad (3)$$

TP соответствует TP_{product} ,
 k — общее число сомножителей (мер совместности).

Аргумент, доставляющий максимум TP , будет служить оценкой бруса параметров

$$\beta_{TP} = \arg \max_{\beta} TP = \arg \max_{\beta} \prod_{j=1}^k T_j. \quad (4)$$

Экстремальная (макси) мера совместности

Введём экстремальную (макси) меру совместности, учитывающую несколько величин, так, чтобы она тоже содержалась в интервале $[0, 1]$:

$$TM = \max_j T_j, \quad (5)$$

TM соответствует $TMax$,
 k — общее число сомножителей.

Аргумент, доставляющий максимум TM , будет служить оценкой бруса параметров

$$\beta_{TM} = \arg \max_{\beta} TM_{01} = \arg \max_{\beta} \max_j T_j. \quad (6)$$

В ряде случаев мера совместности может оказаться непоказательной. Например, информационное множество может состоять из одного вещественного числа.

Для оценки невырожденного информационного множества можно ввести α -уровень.

Так поступают, например, в статистике нечётких данных. Используем численный характер мультипликативной меры совместности TP .

Зададим α -уровень:

$$\alpha \in [0, \max TP(\beta)]. \quad (7)$$

Оценка по α -уровню:

$$\beta_{TP}^{\alpha} = \{\beta : TP(\beta) \geq \alpha\}. \quad (8)$$

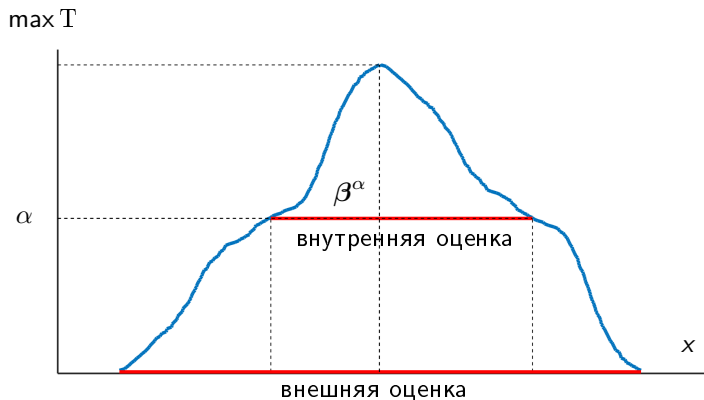
Аналогично для ТМ обозначим

$$\alpha \in [0, \max TM(\beta)]. \quad (9)$$

$$\beta_{TM}^{\alpha} = \{\beta : TM(\beta) \geq \alpha\}. \quad (10)$$

В дальнейшем будем использовать обе меры, ТР и ТМ. Если не нужна конкретизация, будем писать Т и β_T^{α} .

Мера совместности, α -уровень



ПРИМЕРЫ

Пример: сравнение с эталоном

Имеются интервальные выборки: рабочий образец X и эталон Y

Предполагаем, что отношение показаний образца X к эталону Y есть постоянная:

$$X = R \cdot Y \quad (11)$$

Задача

найти оптимальное значение постоянной R и
оценить ширину оценки $\text{wid } R$.

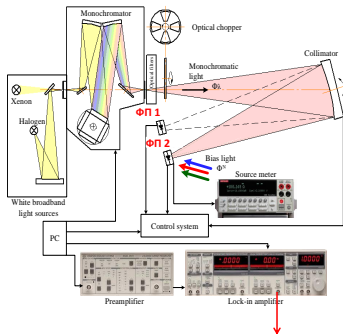
Величина R в примере синонимична параметру β в формулах (3) и (4).

Данные выборки.

Для датчиков солнечного излучения проводятся технологические измерения да разных длин волн и различной интенсивности (задаётся шириной диафрагмы).

<https://github.com/AlexanderBazhenov/Solar-Data>

Схема установки для исследования фотоэлектрических характеристик



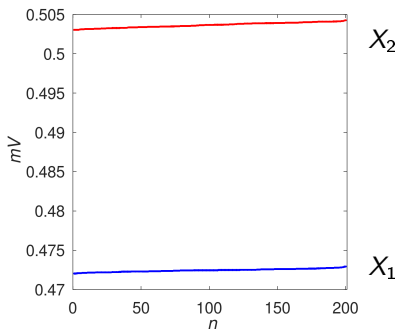
Измеряемый сигнал (мВ или мА), поступающий
с фотоприемника ФП1 (Канал 1) или фотоприемника ФП2 (Канал 2)

Данные выборки.

Выборки X_1, X_2 соответственно относятся к испытываемому датчику и эталону.

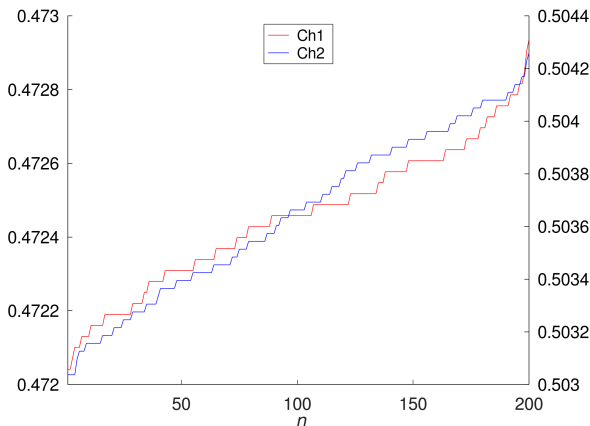
Данные показаны так, как они считываются с прибора, в виде вещественных чисел.

Число отсчётов в выборках равно 200.



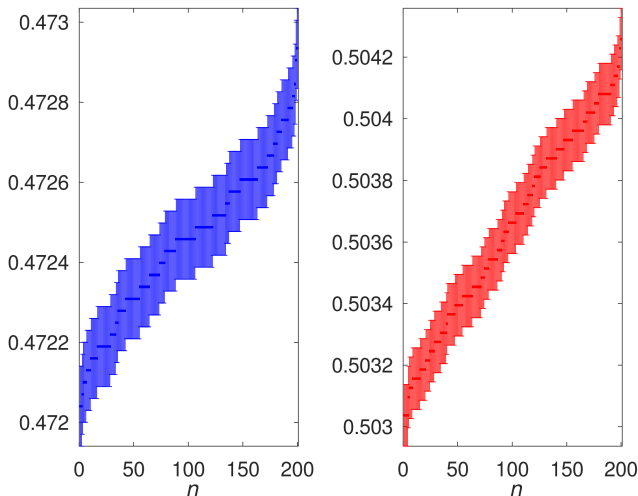
Данные выборки.

Более крупный масштаб



Данные выборки с интервальной неопределённостью.

Данные выборки с учётом неопределённости измерения



Оценки для исходных выборок.

Внешняя оценка

$$\mathbf{J}_1 = [0.47194, 0.47304], \quad \mathbf{J}_2 = [0.50293, 0.50436];$$
$$\text{wid } \mathbf{J}_1 = 0.0011, \quad \text{wid } \mathbf{J}_2 = 0.0014.$$

Мера совместности

$$\text{Ji}(\mathbf{X}_1) = -0.634, \quad \text{Ji}(\mathbf{X}_2) = -0.719.$$

Найдём внешнюю оценку величины \mathbf{R} и ширину интервала оценки:

$$\mathbf{R}_{out} = \frac{\mathbf{J}_2}{\mathbf{J}_1} = [1.0632, 1.0687]; \quad \text{wid } \mathbf{R}_{out} = 0.0055. \quad (12)$$

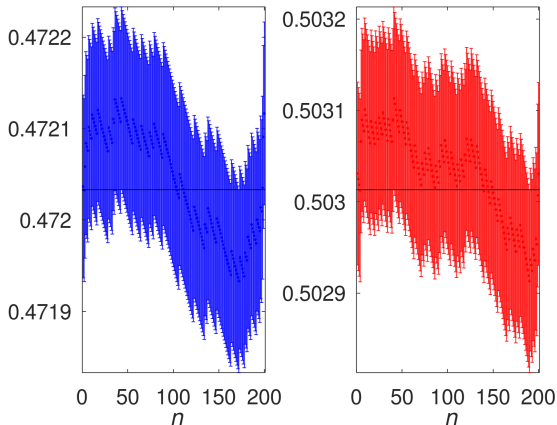
Разумеется, эта оценка весьма грубая и требует уточнения.

Предобработка

«Спрямяем» данные, контролируем интервальную моду

Предобработка — простая модель дрейфа

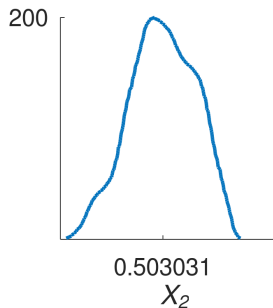
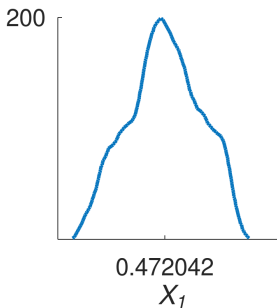
Простая модель дрейфа



Предобработка — простая модель дрейфа

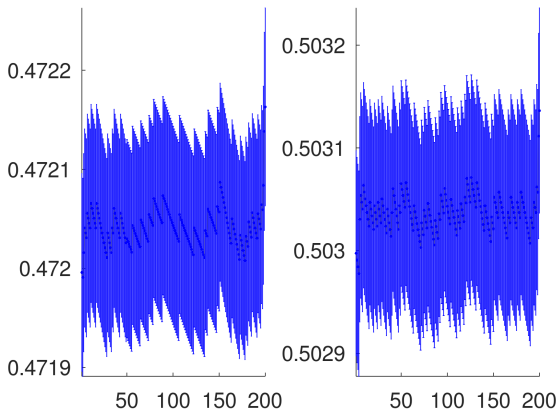
График частот элементарных подинтервалов

Мода — вырожденный интервал



Предобработка — кусочно-линейная модель дрейфа

Кусочно-линейная модель дрейфа

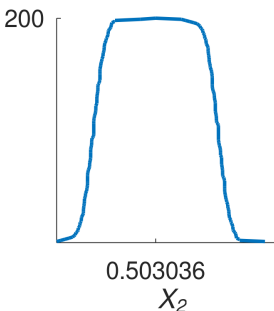
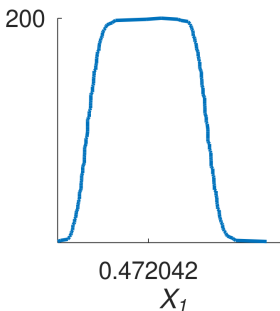


Предобработка — кусочно-линейная модель дрейфа

График частот элементарных подинтервалов

Мода — невырожденный интервал

$$I_1 = [0.47206, 0.4721]; \quad I_2 = [0.50303, 0.50308];$$
$$\text{wid } J_1 = 0.00003, \quad \text{wid } J_2 = 0.00004.$$



$$I_1 = [0.47206, 0.4721]; \quad I_2 = [0.50303, 0.50308]; \quad (13)$$

$$\text{wid } I_1 = 0.00003, \quad \text{wid } I_2 = 0.00004. \quad (14)$$

Как видим в (13), информационные интервалы практически вырождены. Это результат «наиболее экономного» вычитания дрейфа: совместность замеров в выборках сжато в точку.

Внешние оценки:

$$J_1 = [0.47189, 0.47227], \quad J_2 = [0.50287, 0.50324]; \quad (15)$$

$$\text{wid } J_1 = 0.0004, \quad \text{wid } J_2 = 0.0004. \quad (16)$$

Оценки выборок с вычитанием тренда

Оценки величины R :

$$R_{inn} = \frac{I_2}{I_1} = [1.0655, 1.0657], \quad \text{wid } R_{inn} = 0.0001; \quad (17)$$

$$R_{out} = \frac{J_2}{J_1} = [1.0648, 1.0665], \quad \text{wid } R_{out} = 0.0016. \quad (18)$$

Внешняя оценка информационного интервала R (18) в 3.5 раза уже, чем (12) с исходными данными.

Постановка задачи оптимизации с использованием мер совместности.

Поставим задачу наилучшим образом совместить обе выборки. Будем исходить из того, что данные рассматриваемых выборок связаны множителем R .

$$\mathbf{X}_2 = R \cdot \mathbf{X}_1 \quad (19)$$

Неизвестный множитель R варьируется в некотором интервале, который можно взять, например, как внешнюю оценку информационного интервала в формуле (18).

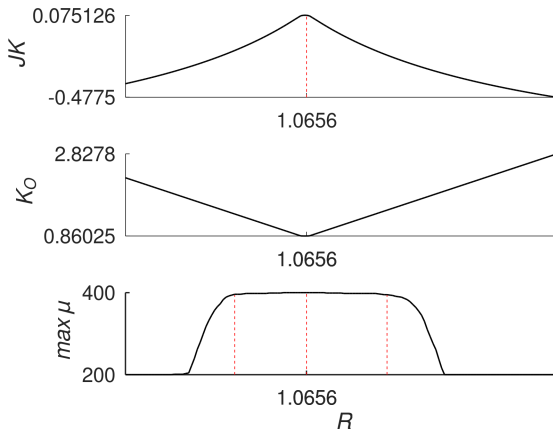
Постановка задачи оптимизации с использованием мер совместности.

Найдём оценку R из набора условий

$$R^{opt} = \arg_R \left\{ \begin{array}{l} J_i \rightarrow \max, \\ \max \mu_i \rightarrow \max, \\ k_O \rightarrow \min. \end{array} \right. \quad (20)$$

k_O — минимальный корректирующий множитель в методе центра неопределённости (Оскорбина)

Графики мер совместности.



Коэффициент Жаккара J_i и минимальный корректирующий множитель k_0 имеют узкие экстремумы в области $R^{opt} = 1.0656$.

Постановка задачи оптимизации с использованием нормированных мер совместности.

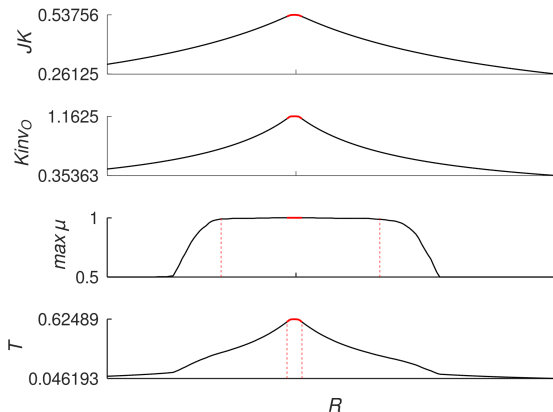
Мультипликативная мера совместности, учитывающий интервалы для нескольких величин:

$$TP = \prod_{j=1}^k T_j, \quad (3)$$

Аргумент, доставляющий максимум TP , будет служить оценкой бруса параметров

$$\beta = \arg \max_{\beta} TP = \arg \max_{\beta} \prod_{j=1}^k T_j. \quad (4)$$

Графики нормированных функционалов качества.



Оценка по α -уровню:

$$\beta = \{\beta : TP \geq \alpha\}. \quad (8)$$

Зададимся для определённости параметром уровня $\alpha = 0.985$.

$$\text{Внутренняя оценка } R_{in} = [1.0656, 1.0657]; \quad (21)$$

$$\text{внешняя оценка } R_{out} = [1.0654, 1.0659]. \quad (22)$$

Эти оценки также можно представить в виде твина с порядком по включению в форме Нестерова

$$R_{\subseteq}^{\alpha} = [[1.0656, 1.0657], [1.0654, 1.0659]]. \quad (23)$$

Для характеристики результатов введём «относительную узость твина» ρ :

$$\rho(\mathbf{X}_{\subseteq}) = \text{Ji}(\mathbf{X}_{in}, \mathbf{X}_{out}). \quad (24)$$

Таблица: Относительная узость твина R_{\subseteq}^{α} для исходных данных и скорректированной выборкой

Тип обработки	R_{\subseteq}^{α}	$\rho(R_{\subseteq}^{\alpha})$
Исходные данные	[1.0632, 1.0687]	0
Учёт тренда	[[1.0656, 1.0657], [1.0654, 1.0659]]	0.2

Заключение по примеру 1

Предложен способ решения массовой задачи сравнения образца с эталоном с использованием нормированных функционалов качества.

Приём апробирован на задаче калибровки датчиков солнечного излучения в ФТИ им.А.Ф.Иоффе РАН.

Набор данных — <https://github.com/AlexanderBazhenov/Solar-Data>

Для расчётов использован мультипликативный параметр качества с α -уровнем.

Пример: расширение выборки

Имеются интервальные выборки: основная выборка X и дополнительная Y , полученная в несколько худших условиях

Предполагаем, что отношение основной X и дополнительной Y выборок есть постоянная:

$$X = \beta \cdot Y \quad (25)$$

Предполагаем, что объединённая выборка

$$X \cup \beta \cdot Y \quad (26)$$

есть постоянная величина

найти оптимальное значение постоянной β и
оценить ширину оценки $\text{wid } \beta$

Реакция $n + p \rightarrow d + \gamma$. Измерение циркулярной поляризации γ -квантов [3]

Beam condition	# of group	Spectral region		
		Compton $\delta_1^{\text{true}} (\times 10^5)$	Photopeak $\delta_2^{\text{true}} (\times 10^5)$	Background $\delta_3 (\times 10^5)$
polarized	1	-3.1 ± 2.7	-4.4 ± 2.7	4.2 ± 6.7
	2	-0.2 ± 2.1	-3.4 ± 1.9	-3.2 ± 4.8
	3	-4.0 ± 2.1	-6.9 ± 2.4	12.1 ± 9.0
	4	-2.1 ± 2.5	-1.2 ± 2.4	12.4 ± 7.2
	5	-3.7 ± 1.9	-1.0 ± 2.7	9.4 ± 5.1
	6	-1.7 ± 3.7	-10.8 ± 3.5	1.0 ± 12.4
	7	-5.7 ± 2.8	-10.2 ± 2.8	-0.6 ± 6.1
	8	-2.8 ± 1.9	-6.3 ± 2.0	3.9 ± 4.3
	9	-8.0 ± 4.0	-10.4 ± 4.1	10.3 ± 10.0
	10	-2.1 ± 3.9	0.6 ± 3.4	-4.8 ± 10.6
	11	-3.6 ± 2.6	-1.8 ± 2.0	4.6 ± 4.2
	12	-7.2 ± 2.5	-6.6 ± 2.1	-5.7 ± 4.6
	13		-4.9 ± 2.1	13.0 ± 3.0
	14		-6.0 ± 2.4	8.4 ± 4.6
	15		-4.0 ± 2.7	10.6 ± 5.5
	final value of δ^{true}	-3.5 ± 0.7	-4.8 ± 0.8	5.8 ± 1.7
	$\chi^2/(N-1)$	0.67	1.47	1.49
depolarized	final value of δ^{true}	0.6 ± 0.8	1.1 ± 0.7	3.0 ± 1.8
	$\chi^2/(N-1)$	1.83	1.24	0.50

Y

X

Не вошло
в обработку

Вошло в обработку

Реакция $n + p \rightarrow d + \gamma$. Спектральные диапазоны γ -квантов **X**, **Y**

Volume 289, number 1,2

PHYSICS LETTERS

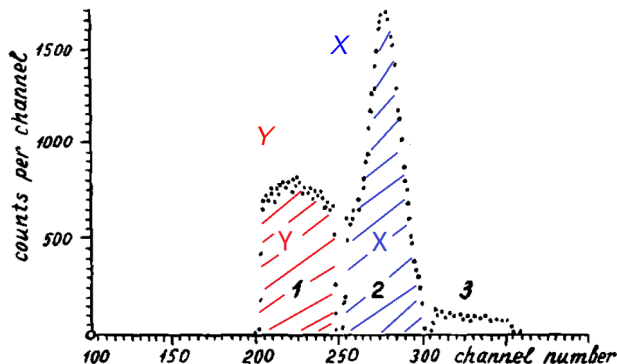
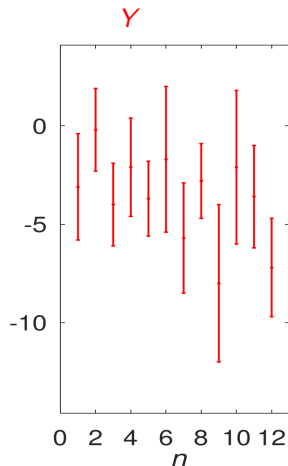
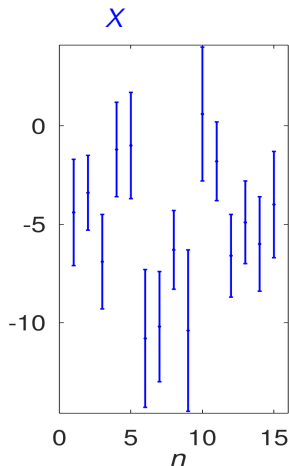


Fig. 3. Energy spectrum of γ -quanta gated by the single channel analyzers.

Диаграммы рассеяния

Базовая выборка **X** показана синим цветом, дополнительная выборка **Y** — красным.



Оценки для исходных выборок.

Внешние оценки:

$$\mathbf{J}_1 = [-14.5, 4], \quad \mathbf{J}_2 = [-12, 2]; \quad (27)$$

$$\text{wid } \mathbf{J}_1 = 18.5, \quad \text{wid } \mathbf{J}_2 = 14. \quad (28)$$

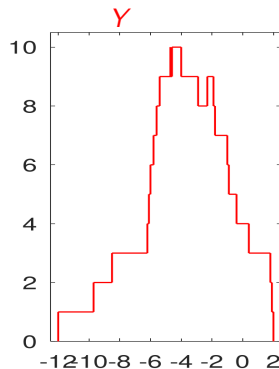
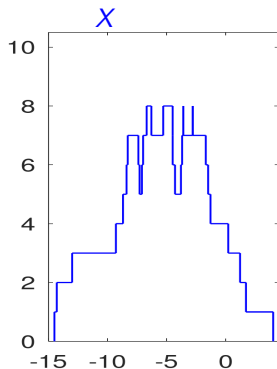
Меры совместности :

$$J_i(\mathbf{X}) = -0.25, \quad (29)$$

$$J_i(\mathbf{Y}) = -0.17. \quad (30)$$

Значения мер совместности (29) и (30) отрицательны, что свидетельствует об отсутствии совместности в интервальных выборках \mathbf{X} и \mathbf{Y} .

Графики частот элементарных интервалов



Моды интервальных выборок **X**, **Y** являются мультиинтервалами:

$$\text{mode } \mathbf{X} = [-6.7, -6.3] \cup [-5.3, -4.5] \cup -3.6 \cup -2.8 \quad (31)$$

$$\text{mode } \mathbf{Y} = -4.7 \cup [-4.6, -4]. \quad (32)$$

$$\text{mode } \mathbf{X} \cap \text{mode } \mathbf{Y} = [-4.6, -4.5]. \quad (33)$$

Максимальные совместные подвыборки X

Анализ графа совместности.

Максимальные совместные подвыборки X

$$\begin{aligned}K_{12} &= \{1, 3, 8, 9, 12, 13, 14, 15\}, \\K_{14} &= \{1, 2, 3, 8, 12, 13, 14, 15\}, \\K_{20} &= \{1, 2, 4, 5, 11, 13, 14, 15\}, \\K_{22} &= \{1, 2, 4, 5, 10, 11, 13, 15\}.\end{aligned}\tag{34}$$

Мощности всех максимальных компонент связности выборки равны 8.

Постановка задачи оптимизации с использованием функционалов качества.

Поставим задачу наилучшим образом совместить обе выборки. Будем исходить из того, что данные рассматриваемых выборок связаны в виде

$$R = \frac{X}{Y}, \quad (35)$$

по физическим данным [3] $R \geq 1$ — неизвестный множитель.

Обозначим объединённую выборку как XY

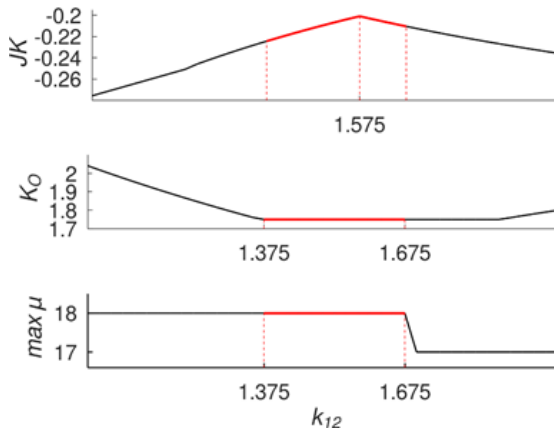
$$XY = X \cup R \cdot Y. \quad (36)$$

Постановка задачи оптимизации с использованием мер совместности

Найдём оценку R из набора условий

$$R^{opt} = \arg_R \left\{ \begin{array}{l} J_i \longrightarrow \max, \\ \max \mu_i \longrightarrow \max, \\ k_O \longrightarrow \min. \end{array} \right. \quad (37)$$

Графики мер совместности.



Оценки параметра β

В целом задача несовместна. Чтобы как-то оценить возьмем области экстремумов коэффициента вариабельности по Оскорбину k_O и размера максимальной клики $\max \mu_j$. Пересечение оценок является интервалом $[1.375, 1.675]$.

$$\bigcap_i \beta_i = [1.575, 1.575] \cap [1.375, 1.675] = 1.575, \quad (38)$$

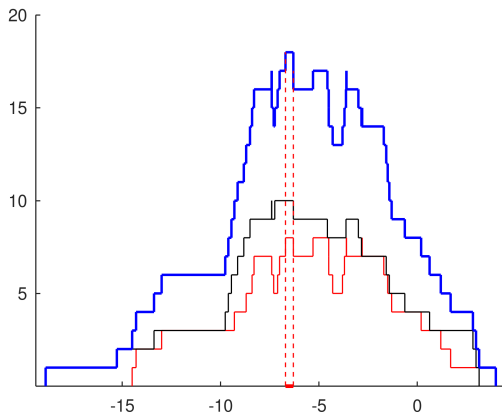
$$\bigcup_i \beta_i = [1, 1.875]. \quad (39)$$

Индекс Жаккара имеет экстремум в виде вырожденного интервала $[1.575, 1.575]$, который принадлежит интервалу $[1.375, 1.675]$. Для результирующей выборки \mathbf{XY} (36) значение индекса Жаккара равно

$$J_i(\mathbf{XY}) = -0.20. \quad (40)$$

График частот элементарных подинтервалов объединённой выборки

красный цвет - график для X , чёрный — для $R_{opt} \cdot Y$



Мода интервальной выборки $X \cup R_{opt} \cdot Y$

Наибольшая совместная подвыборка содержит номера измерений

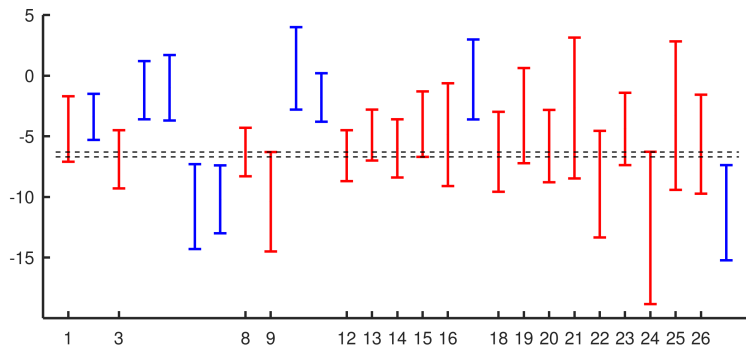
$$K = \{1, 3, 8, 9, 12, 13, 14, 15, 16, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26\} \quad (42)$$

в выборке ***X******Y***. Нумерация элементов выборки $R_{opt} \cdot Y$ начинается с номера 16.

Размер наибольшей совместной подвыборки, равный 18, является максимально возможным, поскольку по-отдельности размеры максимальных совместных подвыборок в выборках ***X***, ***Y*** равны 8 и 10.

Диаграмма рассеяния объединённой выборки.

Красным цветом дана максимальная совместная подвыборка



Мода интервальной выборки $\mathbf{X} \cup R_{opt} \cdot \mathbf{Y}$

$$\text{mode } \mathbf{XY} = [-6.7, -6.3]. \quad (41)$$

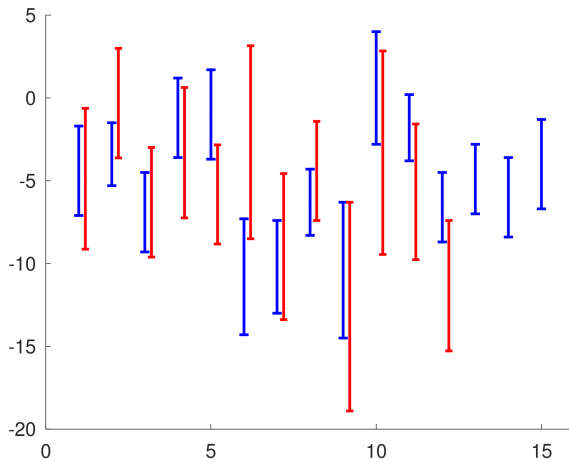
Пары замеров объединённой выборки.

Таблица: Коэффициенты Жаккара для пар выборок исходных данных (X_i, Y_i) и со скорректированной выборкой $(X_i, R_{opt} \cdot Y_i)$

Пары замеров	$J_i(X_i, Y_i)$	$J_i(X_i, R_{opt} \cdot Y_i)$
1-16	0.612	0.637
2-17	0.111	0.255
3-18	0.216	0.728
4-19	0.690	0.502
5-20	0.260	0.083
6-21	-0.117	0.068
7-22	0.109	0.637
8-23	0.054	0.447
9-24	0.543	0.653
10-25	0.460	0.419
11-26	0.438	0.224
12-27	0.769	0.123

Диаграмма рассеяния объединённой выборки.

Пары замеров



Мы не можем для данного примера привести аналог Табл. 1, поскольку внутренняя оценка вырождена. Однако добавление дополнительных данных привело к увеличению относительного размера максимальной компоненты связности.

Таблица: Относительный размер клики для исходных данных и с расширенной выборкой

Тип обработки	$\max_{\beta} \mu_j / n$	$T_1(\beta) = \max_{\beta} \mu_j / n$
Исходные данные	8/15	0.5333
С расширенной выборкой	18/27	0.6667

Предложен способ расширения массива данных для проблемы [3].

Размер максимальной компоненты связности возрос с 8 (из 15) до 18 (из 27).

Расширенная выборка **\mathbf{XY}** унимодальна и является подмножеством мультиинтервала исходной выборки:

$$\text{mode } \mathbf{X} = [-6.7, -6.3] \cup [-5.3, -4.5] \cup -3.6 \cup -2.8,$$

$$\text{mode } \mathbf{XY} = [-6.7, -6.3],$$

$$\text{mode } \mathbf{XY} \subseteq \text{mode } \mathbf{X}.$$

ЗАКЛЮЧЕНИЕ




Рассмотрено два варианта задач оценивания интервальных выборок

- **Массовые задача — Калибровка датчика относительно эталона.** Данных много, ценность невысока. Можно пожертвовать частью данных, трансформировать их. Использование функционалов качества.

Приём апробирован на задаче калибровки датчиков солнечного излучения в ФТИ им.А.Ф.Иоффе РАН.

Набор данных — <https://github.com/AlexanderBazhenov/Solar-Data>

- **Задачи с уникальными данными — измерение физической постоянной.** Данных мало, цена каждого измерения очень высока. Исходные данные не должны изменяться при обработке. Графы совместности обозримы, можно рассмотреть каждый замер. Проведена подстройка «по месту» для данных из публикации [3].

-  А.Н. БАЖЕНОВ, С.И. Жилин, С.И. Кумков, С.П. ШАРЫЙ. Обработка и анализ данных с интервальной неопределённостью. РХД. Серия «Интервальный анализ и его приложения» — готовится к изданию.
-  БАЖЕНОВ А.Н., Тельнова А.Ю. Обобщение коэффициента Жаккара для анализа данных с интервальной неопределённостью // Измерительная техника. 2022. № 12. С. 15–22.
-  Circular polarization of γ -quanta in the $np \rightarrow d\gamma$ reactions with polarized neutrons / A. N. Bazhenov [et al.] // Physics Letters B. — 3 September 1992. Vol. 289. — No. 1–2. — P. 17-21.