МИНОБРНАУКИ РОССИИ САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ЭЛЕКТРОТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ «ЛЭТИ» ИМ. В.И. УЛЬЯНОВА (ЛЕНИНА) Кафедра МОЭВМ

КУРСОВАЯ РАБОТА

по дисциплине «Статистические методы обработки экспериментальных данных»

Тема: Обработка экспериментальных данных

Студент гр. 5381	 Лянгузов А. А
Преподаватель	 Середа В. И.

Санкт-Петербург 2019

ЗАДАНИЕ НА КУРСОВУЮ РАБОТУ

Студент	Лянгузов А	1 . <i>F</i>	١.

Группа 5381

Тема работы: Обработка экспериментальных данных

Исходные данные:

Генеральная совокупность объемом в 400 значений, представляющая два признака.

Содержание пояснительной записки:

«Содержание», «Введение», «Выравнивание статистических рядов», «Корреляционный и регрессионный анализ», «Кластерный анализ», «Заключение».

Предполагаемый объем пояснительной записки:

Не менее 50 страниц.

Дата выдачи задания: 02.04.2019

Дата сдачи реферата: 18.04.2019

Дата защиты реферата: 18.04.2019

Студент	Лянгузов А. А.
Преподаватель	Середа В. И.

АННОТАЦИЯ

Данная курсовая работа посвящена изучению методов статистической обработки данных. В ходе работы были изучены, реализованы на языке R и исследованы базовые алгоритмы обработки статистических данных небольшого объема.

Ключевые слова: математическая статистика, кластерный анализ, обработка данных, статистическая обработка данных, статистическая обработка данных в R.

СОДЕРЖАНИЕ

	Введение	4
1.	Выравнивание статистических рядов	5
1.1.	Теоретические сведения	6
1.2.	Первичная обработка выборки для первого признака	13
1.3.	Первичная обработка выборки для второго признака	23
1.4.	Выводы	31
2.	Корреляционный и регрессионный анализ	32
2.1.	Теоретические сведения	32
2.2.	Обработка и анализ двумерной выборки	37
2.3.	Выводы	44
3.	Кластерный анализ	46
3.1.	Теоретические сведения	46
3.2.	Кластеризация методом k-средних	52
3.3.	Кластеризация методом поиска сгущений	57
3.4.	Выводы	73
	Заключение	75
	Приложение А. Листинги с исходный кодом на языке R	76

ВВЕДЕНИЕ

Целью данной работы является изучение и освоение базовых способов обработки статистических данных с использованием языка программирования R.

Основными задачами для достижения цели стали: изучение теоретических сведений, необходимых для выполнения работы, формирование выборки заданного объема из предоставленной генеральной совокупности, разработка программного кода для первичной обработки выборки, получения статистических оценок, проверки простой гипотезы о согласии с нормальным законом распределения случайной величины по критерию Пирсона, для корреляционного, регрессионного и кластерного анализа, а также для иллюстрации промежуточных и конечных результатов.

В рамках регрессионного анализа рассматривается метод наименьших квадратов для построения уравнений прямой и параболы среднеквадратической регрессии.

В рамках кластерного анализа исследуются два метода кластеризации: метод к-средних (k-means) и метод поиска сгущений.

1. ВЫРАВНИВАНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ РЯДОВ

1.1. Теоретические сведения

Генеральная совокупность — множество всех мыслимо возможных значений, относящихся к объекту исследуемой области.

Выборка – множество элементов из генеральной совокупности конечной длины.

Ранжированный ряд — упорядоченная по (неубыванию) последовательность элементов выборки.

Вариационный ряд - пара: упорядоченная последовательность уникальных значений выборки и соответствующие им частоты.

Интервальный ряд — пара: интервалы, на которые делится множество значений полученной выборки, и соответствующие им количества попаданий значений элементов выборки в каждый из интервалов.

Количество интервалов, на которые делится исходная выборка, можно определить с помощью формулы Стерджеса:

$$k = 1 + floor(log_2N)$$
, где $N - paзмер$ выборки.

Эмпирическая функция распределения для относительных частот определяется следующим образом:

$$F(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \mathbb{I}_{\{X_i \le x\}}$$

Функция $\mathbb{I}_{\{X_i \leq x\}}$ – индикатор:

$$\mathbb{I}_{A}(x) = \begin{cases} 1, & x \in A, \\ 0, & x \notin A. \end{cases}$$

Для любого распределения <u>случайной величины</u> выделяют <u>параметры</u>: математическое ожидание, дисперсия, среднеквадратичное отклонение, асимметрия, эксцесс и другие. В терминах математической статистики вводят их аналоги — выборочные числовые характеристики (они же точечные статистические оценки соответствующих параметров распределения случайной

величины). Сами параметры распределения являются константами, но их оценки – это случайные величины (статистики), зависящие от выборки.

Пусть имеется выборка X_l , ..., X_n , тогда $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, ..., X_n) - \underline{moчечная}$ оценка.

Требования, предъявляемые к точечным оценкам:

1. Несмещенность — свойство точечной оценки, математическое ожидание которой совпадает с реальным значением параметра.

$$M(\hat{\theta}) = \theta$$

2. Эффективность – свойство оценки, имеющей наименьшую дисперсию среди всех возможных оценок.

$$\min_{\hat{\theta}} D(\hat{\theta})$$

3. Состоятельность – свойство оценки, сходящейся по вероятности к оцениваемому параметру.

$$\lim_{n \to \infty} P\left(\left| \theta - \hat{\theta} \right| < \varepsilon \right) = 1.$$

Рассматриваемые в данной работе точечные оценки.

Здесь из исходной выборки сформирован интервальный (возможно также работать с вариационным) ряд: x_i - варианта, n_i – абсолютная частота, n – объем выборки, k – количество интервалов.

• Выборочное среднее (аналог мат.ожидания) – mean.

$$\bar{x_e} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{k} x_i n_i$$

• Выборочная дисперсия – variance.

Смещенная оценка:

$$D_{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{k} (x_i - \bar{x_{\theta}})^2 n_i$$

Исправленная выборочная дисперсия:

$$S^2 = \frac{n}{n-1}D_{\theta}$$

• Выборочное среднее квадратическое отклонение – deviation.

$$S = \sqrt[2]{S^2}$$

• Выборочная асимметрия – skewness.

$$A_{e} = \frac{1}{n*S^{3}} \sum_{i=1}^{k} (x_{i} - \bar{x_{e}})^{3} n_{i}$$

• Выборочный эксцесс – kurtosis.

$$K_{e} = \frac{1}{n*S^{4}} \sum_{i=1}^{k} (x_{i} - \bar{x_{e}})^{4} n_{i} - 3.$$

Для вычислений в работе используются условные варианты и начальные моменты.

Условная варианта u_i :

$$u_i = \frac{x_i - C}{h} \, .$$

В интервальном ряду x_1 , ..., x_k выбирается элемент C, располагающийся примерно посередине ряда, называемый ложным нулем, h – длина интервала.

Условный начальный момент порядка t:

$$M_t^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k u_i^t n_i.$$

<u>Интервальная статистическая оценка</u> параметра случайной величины представляет собой интервал, с определенной вероятностью покрывающий истинное значение оцениваемого параметра.

Пусть Q – оцениваемый параметр, тогда Q^* – его точечная оценка.

Для заданной надежности у рассматривается следующая вероятность:

$$P(|Q^* - Q| < \delta) = \gamma, \ r\partial e \ \delta - moчность.$$

Доверительным интервалом называют интервал $(Q^* - \delta; Q^* + \delta)$.

Можно также рассматривать нестрогое неравенство, тогда доверительный интервал будет закрытым.

Для <u>построения доверительного интервала для математического</u> <u>ожидания при неизвестном СКВО</u> рассматривается следующая статистика:

$$T = \frac{(\bar{x}_B - a)\sqrt{N}}{S}.$$

Здесь a — оцениваемый параметр (мат. ожидание), N — объем выборки; необходимо иметь точечную оценку математического ожидания \bar{x}_B , а также точечную оценку среднеквадратического отклонения S.

Утверждается (теорема Фишера), что данная статистика T имеет распределение Стьюдента с (N-1) степенью свободы: $T \sim St_{N-1}$.

Рассмотрим вероятность:

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{(\bar{x}_B - a)\sqrt{N}}{S}\right| \le t_{\gamma}\right) = \gamma;$$

$$-t_{\frac{1+\gamma}{2}} \le \frac{(\bar{x}_B - a)\sqrt{N}}{S} \le t_{\frac{1+\gamma}{2}};$$

формула для интервальной оценки:

$$\bar{x}_B - \frac{S}{\sqrt{N}} t_{\frac{1+\gamma}{2}} \le a \le \bar{x}_B + \frac{S}{\sqrt{N}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}.$$

Выбрав доверительную вероятность γ , мы можем вычислить соответствующую $\left(\frac{1+\gamma}{2}\right)$ -квантиль распределения Стьюдента с (N-1) степенью свободы - $t_{\frac{1+\gamma}{2}}$, в силу симметричности распределения Стьюдента и наличия модуля мы берем это значение вместо γ -кватили.

Итого доверительный интервал для математического ожидания:

$$a \in \left[\bar{x_B} - \frac{S}{\sqrt{N}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}; \bar{x_B} + \frac{S}{\sqrt{N}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}\right].$$

Для <u>нахождения доверительного интервала для СКВО при неизвестном</u> <u>математическом ожидании</u> случайной величины рассматривается следующая статистика:

$$H = \frac{(N-1)D_B}{\sigma^2} \sim \chi_{N-1}^2$$

Эта случайная величина распределена как хи-квадрат со степенью свободы N-I, где N – объем выборки, D_B – исправленная выборочная дисперсия, а σ – это настоящее значение СКВО (оцениваемый параметр).

Для заданной надежности γ находятся соответствующие $\frac{1-\gamma}{2}$ и $\frac{1+\gamma}{2}$

квантили
$$\chi^2_{\frac{1-\gamma}{2},\ N-1}$$
 и $\chi^2_{\frac{1+\gamma}{2},\ N-1}$: $\mathbb{P}\left(\chi^2_{\frac{1-\gamma}{2},\ N-1} \leq \frac{(N-1)D_B}{\sigma^2} \; \leq \; \chi^2_{\frac{1+\gamma}{2},\ N-1}\right) = \gamma$.

После преобразований получаем итоговый доверительный интервал для СКВО:

$$\sigma \in \left[\sqrt{\frac{(N-1)D_{\scriptscriptstyle g}}{\chi_{N-1}^2 \left(\frac{1+\gamma}{2}\right)}}; \sqrt{\frac{(N-1)D_{\scriptscriptstyle g}}{\chi_{N-1}^2 \left(\frac{1-\gamma}{2}\right)}} \right].$$

<u>Статистическая гипотеза</u> – это утверждение, которое можно проверить, используя статистическую модель.

По результатам проверки гипотеза либо принимается, либо отвергается, это решение может быть ошибочным. Различают <u>ошибки первого и второго рода</u>. Ошибкой первого рода (ложноположительная) называют непринятие гипотезы, которая на самом деле верна. Ошибкой второго рода (ложноотрицательная) называют принятие нулевой гипотезы, которая на самом деле неверна.

		Нулевая гипотеза на самом деле			
		верна	неверна		
	H-01111.0TTO	Верное решение	Ошибка II рода		
Нулевая	принята	(Вероятность 1-α)	(Вероятность ошибки β)		
гипотеза		Ошибка I рода	Верное решение		
была	отвергнута	(Вероятность ошибки α –	(Вероятность 1-β –		
		уровень значимости)	мощность критерия)		

<u>Критерий Пирсона (хи-квадрат) и проверка простой гипотезы о</u> нормальном распределении.

В общем случае критерий (тест) Пирсона хи-квадрат — это метод, позволяющий вычислить вероятность того, что наблюдаемое различие между двумя наборами группированных данных возникло случайно. Он используется для проверки нулевой гипотезы о том, что распределение частоты определенных событий, наблюдаемых в выборке, согласуется с конкретным теоретическим распределением. Важным условием, накладываемым на события, является их независимость друг от друга.

Для проверки простой гипотезы о нормальном распределении вводится следующая статистика:

$$X^{2} = \sum_{i=1}^{K} \frac{\left(n_{i} - n_{i}'\right)^{2}}{n_{i}'}.$$

Здесь K — количество групп, на которые разбита выборка; n_i и n_i' — абсолютная и теоретическая частоты i-о \check{u} группы, соответственно.

Предполагается, что данная статистика имеет распределение хи-квадрат с (K-m-1) степенью свободы, где m – количество параметров распределения (для нормального m=2). Необходимо выбрать уровень значимости α и для него вычислить критическое значение как $(1-\alpha)$ -квантиль распределения хи-квадрат с (K-3) степенями свободы.

После вычисления X^2 сравнивается с критическим значением: если X^2 превосходит критическое значение, нулевая гипотеза отвергается (при заданном уровне значимости), иначе — принимается (при заданном уровне значимости).

1.2. Первичная обработка выборки для первого признака

1) Была сформирована выборка объема N = 107.

V	501.00	369.00	344.00	473.00	426.00	528.00	497.00	467.00	506.00	431.00	454.00
Е	130.40	84.30	86.80	137.90	121.10	163.40	147.30	140.50	158.40	125.00	131.10
v	371.00	482.00	393.00	441.00	463.00	440.00	481.00	340.00	468.00	397.00	496.00
Е	89.20	139.90	103.20	122.80	129.10	128.50	135.20	85.10	142.00	108.60	143.10
v	434.00	541.00	352.00	438.00	453.00	423.00	351.00	525.00	409.00	469.00	386.00
Е	122.30	146.80	87.70	134.90	119.50	131.10	89.00	165.90	121.00	131.50	95.50
v	505.00	436.00	488.00	449.00	493.00	512.00	472.00	423.00	465.00	351.00	359.00
Е	137.50	114.30	134.10	124.50	129.70	169.90	134.20	130.80	140.70	102.90	71.90
v	457.00	467.00	400.00	418.00	492.00	434.00	510.00	392.00	463.00	459.00	397.00
Е	126.40	135.10	114.60	118.60	137.50	110.50	140.60	82.70	125.00	145.40	106.80
v	424.00	436.00	429.00	398.00	493.00	522.00	518.00	463.00	437.00	386.00	493.00
Е	119.00	116.70	112.90	109.00	154.50	154.50	144.40	121.20	121.80	105.80	151.20
v	414.00	480.00	585.00	562.00	508.00	421.00	463.00	422.00	406.00	544.00	345.00
Е	113.50	153.90	177.70	175.90	159.00	117.80	136.70	122.90	110.10	166.70	95.90
v	478.00	393.00	437.00	448.00	458.00	422.00	468.00	430.00	371.00	543.00	471.00
Е	126.60	122.80	115.10	121.90	121.70	115.70	144.90	104.30	91.90	155.40	143.90
v	475.00	521.00	353.00	437.00	362.00	490.00	484.00	459.00	480.00	482.00	522.00
Е	132.00	139.60	98.00	118.40	111.70	139.90	140.40	136.70	153.30	148.20	143.80
v	576.00	390.00	514.00	442.00	421.00	443.00	438.00	429.00			
Е	166.40	91.40	153.60	115.40	107.90	121.90	126.70	120.90			

2) Ранжированный ряд (по строкам).

340	344	345	351	351	352	353	359	362	369
371	371	386	386	390	392	393	393	397	397
398	400	406	409	414	418	421	421	422	422

423	423	424	426	429	429	430	431	434	434
436	436	437	437	437	438	438	440	441	442
443	448	449	453	454	457	458	459	459	463
463	463	463	465	467	467	468	468	469	471
472	473	475	478	480	480	481	482	482	484
488	490	492	493	493	493	496	497	501	505
506	508	510	512	514	518	521	522	522	525
528	541	543	544	562	576	585			

3) Вариационный ряд (значения упорядочены в столбец).

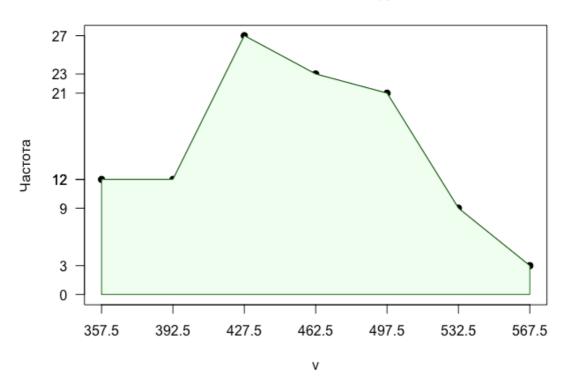
٧	count								
340	1	406	1	441	1	473	1	510	1
344	1	409	1	442	1	475	1	512	1
345	1	414	1	443	1	478	1	514	1
351	2	418	1	448	1	480	2	518	1
352	1	421	2	449	1	481	1	521	1
353	1	422	2	453	1	482	2	522	2
359	1	423	2	454	1	484	1	525	1
362	1	424	1	457	1	488	1	528	1
369	1	426	1	458	1	490	1	541	1
371	2	429	2	459	2	492	1	543	1
386	2	430	1	463	4	493	3	544	1
390	1	431	1	465	1	496	1	562	1
392	1	434	2	467	2	497	1	576	1
393	2	436	2	468	2	501	1	585	1
397	2	437	3	469	1	505	1		
398	1	438	2	471	1	506	1		
400	1	440	1	472	1	508	1		

4) Интервальный ряд. По формуле Стёрджеса было сформировано 7 интервалов. Длина интервала ≈ 35 .

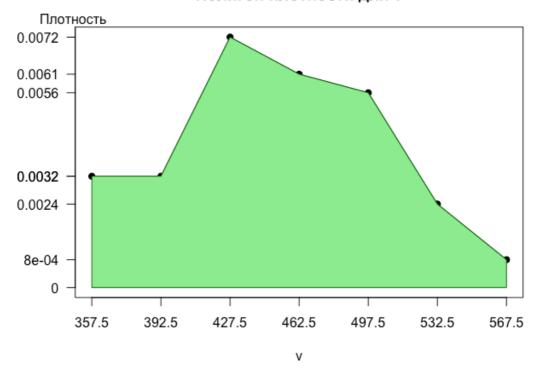
Интервалы	Частоты	Середины
[340; 375)	12	358
[375; 410)	12	392
[410; 445)	27	428
[445; 480)	23	462
[480; 515)	21	498
[515; 550)	9	532
[550; 585)	3	568

5) Полигон. В качестве вершин полигона взяты середины интервалов.

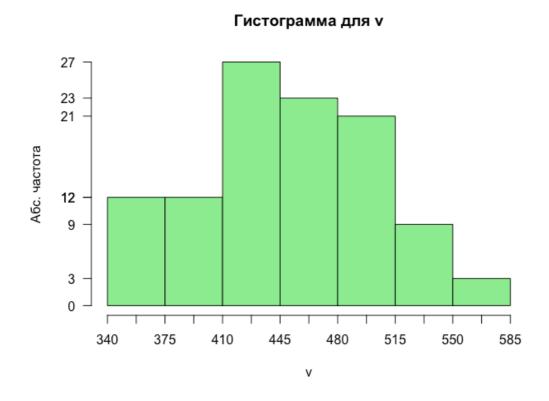
Частотный полигон для v

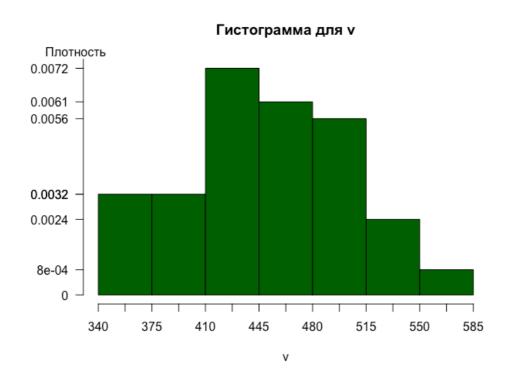


Полигон плотности для v



6) Гистограммы.

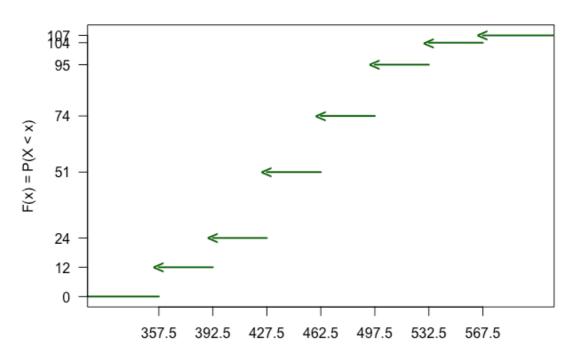




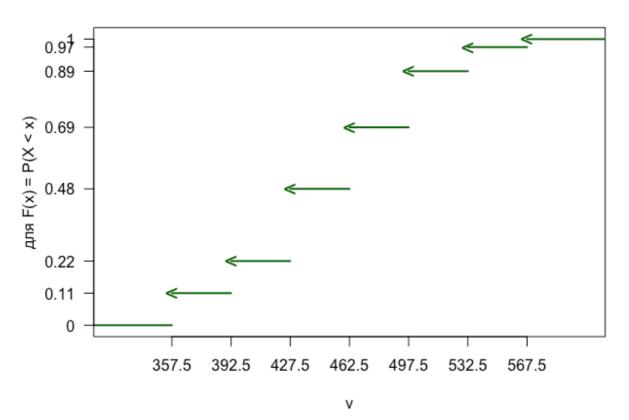
7) Эмпирические функции распределения.

Для
$$F(x) = \mathbb{P}(X < x)$$

Абс. ЭФР для v



Отн. ЭФР для v



8) Условные варианты и условные начальные моменты.

В качестве ложного нуля был выбран четвертый интервал, который находится ровно посередине. Чтобы вычислить первые четыре условных начальных момента были посчитаны их слагаемые и занесены в следующие таблицы. Тогда условные моменты находятся как суммы по столбцам М1-М4.

$$C = 462.5$$

x_i	n_i	$ ilde{n_i}$	u_i	$u_i * \tilde{n_i}$	$u_i^2 * \tilde{n}_i$	$u_i^3 * \tilde{n}_i$	$u_i^4 * \tilde{n}_i$	$(u_i + 1)^4 * \tilde{n}_i$
357.5	12	0.11214	-3	-0.336448	1.009345	-3.02803	9.08411	1.7943925
392.5	12	0.11214	-2	-0.224299	0.448598	-0.89719	1.79439	0.1121495
427.5	27	0.25233	-1	-0.252336	0.252336	-0.25233	0.25233	0.0000000
462.5	23	0.21495	0	0	0	0	0	0.2149533
497.5	21	0.19626	1	0.196261	0.196261	0.196261	0.19626	3.1401869
532.5	9	0.08411	2	0.168224	0.336449	0.672897	1.34579	6.8130841
567.5	3	0.02803	3	0.084112	0.252336	0.757009	2.27102	7.1775701

M_1	M_2	M_3	M_4	$\sum (u_i + 1)^4 * \tilde{n}_i$
-0.36448598	2.49532710	-2.55140187	14.94392523	19.25233643

9) Выборочное среднее.

$$\bar{X}_{e} = M_{1}^{*}h + C, \quad \varepsilon \partial e$$

 $h - \partial$ лина интервала,

C – ложный ноль,

 $M_1^* - y c {\it л}$. нач . момент $1 \ nop {\it я} {\it д} {\it кa}$.

$$\bar{x_e} = 449.74299065.$$

10) Исправленная выборочная дисперсия.

$$D_{e} = \frac{N}{N-1} \Big(M_{2}^{*} - M_{1}^{*2} \Big) h^{2}, \quad \epsilon \partial e \, N - o \delta \varepsilon e M \, \epsilon \omega \delta o p \kappa u,$$

 M_i^* – условный начальный момент іго порядка .

$$D_e = 2921.33662493.$$

11) Среднее квадратическое выборочное отклонение.

$$S = \sqrt[2]{D_{\theta}};$$

$$S = 54.04939061$$
.

12) Выборочная асимметрия.

$$A = \left(M_3^* - 3M_2^*M_1^* + 2M_1^{*3}\right) \left(\frac{h}{S}\right)^3;$$

$$A = 0.02180169$$
.

13) Выборочный эксцесс.

$$K = \left(M_4^* - 4M_3^*M_1^* + 6M_2^*M_1^{*2} - 3M_1^{*4}\right) \left(\frac{h}{S}\right)^4 - 3$$

$$K = -0.68595634$$
.

14) Интервальная оценка для математического ожидания.

Зададим надежность оценки $\gamma = 0.95$.

Далее вычислим значение t_{γ} как квантиль распределения Стьюдента с N-1 степенью свободы, где N — объем выборки:

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{(\bar{x}_B - a)\sqrt{N}}{S}\right| \le t_{\gamma}\right) = \gamma$$

Поскольку распределение Стьюдента симметричное и оценка двусторонняя, вычисляем (1+y)/2 (или -(1-y)/2) квантиль. (Вычисление проведено с помощью языка программирование R).

Значение
$$t_{\frac{1+\gamma}{2}} = 1.983$$
.

Далее доверительные интервалы строятся по формулам:

$$a \in \left[\bar{x_B} - \frac{S}{\sqrt{N}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}; \bar{x_B} + \frac{S}{\sqrt{N}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}\right].$$

Тогда доверительный интервал:

$$\bar{x_v} \in [439; 460].$$

15) Интервальная оценка для среднеквадратического отклонения. Зададим надежность оценки $\gamma = 0.95$.

Формулы для вычисления доверительного интервала для СКВО:

$$a \in \left[\sqrt{\frac{(N-1)D_{e}}{\chi_{N-1}^{2}\left(\frac{1+\gamma}{2}\right)}}; \sqrt{\frac{(N-1)D_{e}}{\chi_{N-1}^{2}\left(\frac{1-\gamma}{2}\right)}} \right].$$

Здесь $\chi^2_{N-1}(r)$ — это r-квантиль распределения хи-квадрат со степенью свободы N-1; $D_{\scriptscriptstyle extit{B}}$ — исправленная выборочная дисперсия; N — объем выборки.

С помощью языка R получим значения для квантилей:

$$\chi_{N-1}^2 \left(\frac{1+\gamma}{2} \right) = 136.4;$$

$$\chi_{N-1}^2 \left(\frac{1-\gamma}{2} \right) = 79.4.$$

Тогда доверительный интервал:

$$S_{\nu} \in [47.7; 62.4].$$

Примечание для полученных интервалов: для обоих параметров использовалось определение функции вероятности с нестрогим неравенством: $\mathbb{P}(X \leq x) = \alpha$, поэтому доверительные интервалы представляют собой замкнутые интервалы.

16) Проверка простой гипотезы о нормальном распределении с помощью критерия Пирсона χ2.

Нулевая гипотеза H_0 : v_1 , v_2 , ..., $v_N \sim \mathcal{N}(\bar{x}_6, D_6)$ – для величины v.

Идея состоит в том, чтобы для имеющегося интервального ряда вычислить значение хи-квадрат и сравнить его с критическим значением,

которое берется как квантиль распределения хи-квадрат с (K-3) степенями свободы, где K — количество интервалов. Если вычисленное по интервальному ряду значение превосходит критическое, то гипотеза отклоняется на данном уровне значимости.

Выберем уровень значимости $\alpha = 0.05$.

Тогда критическое значение:

$$X_{\kappa\rho}^2 = \chi_{K-3}^2 (1 - \alpha) = \chi_4^2 (0.95) = 9.487729.$$

Для вычисления интервального хи-квадрат составим таблицу.

 F_{th} — функция распределения для нормального закона с мат. ожиданием $\bar{x_e} = 449.74299065$ и дисперсией $D_e = 2921.33662493$. Тогда пятая и шестая колонки в таблице содержат соответствующие значения функции распределения в точках левой (leftB) и правой (rightB) границ интервалов. Эти значения были получены с помощью языка R (встроенная функция pnorm).

Седьмой столбец таблицы содержит разницу между значениями шестой и пятой столбцов, а именно вероятность попадания в данный интервал.

Последний столбец вычисляется по формуле

$$n_{i}' = \left(F_{th}\left(rightB_{i}\right) - F_{th}\left(leftB_{i}\right)\right) *N,$$

где N — объем выборки, i — номер интервала, и показывает, сколько «попаданий» (абсолютная частота) элементов выборки объема N должно быть в данном интервале, если элементы выборки действительно распределены по нормальному закону с заданными параметрами — теоретические частоты.

Интервалы	Середины	Частоты абс.	Частоты отн.	F _{th} LB	F _{th} RB	F _{th} RB - F _{th} LB	Теор. частоты
[340; 375)	357,5	12	0.1121495 3	0.0000000 0	0.0833531 9	0.0833531 9	8.918791
[375; 410)	392,5	12	0.1121495 3	0.0833531 9	0.2310757 4	0.1477225 5	15.806313
[410; 445)	427,5	27	0.2523364 5	0.2310757 4	0.4650365 4	0.2339608 0	25.033806
[445; 480)	462,5	23	0.2149532 7	0.4650365 4	0.7121930 8	0.2471565 4	26.445750
[480; 515)	497,5	21	0.1962616 8	0.7121930 8	0.8863530 1	0.1741599 3	18.635112
[515; 550)	532,5	9	0.0841121 5	0.8863530 1	0.9681958 0	0.0818427 9	8.757178
[550; 585)	567,5	3	0.0280373 8	0.9681958 0	1.0000000 0	0.0318042 0	3.403050

Тогда значение хи-квадрат:

$$\chi^{2} = \sum_{i}^{K} \frac{\left(freq_{i} - n'_{i}\right)^{2}}{n'_{i}};$$

$$\chi^{2} = 2.939051.$$

Полученное значение хи-квадрат меньше критического $(X_{\kappa p}^2=9.487729)$, следовательно нулевая гипотеза принимается при уровне значимости $\alpha=0.05$.

1.3. Первичная обработка выборки для второго признака

1) Ранжированный ряд (по строкам).

71.9	82.7	84.3	85.1	86.8	87.7	89.0	89.2	91.4	91.9
95.5	95.9	98.0	102.9	103.2	104.3	105.8	106.8	107.9	108.6
109.0	110.1	110.5	111.7	112.9	113.5	114.3	114.6	115.1	115.4
115.7	116.7	117.8	118.4	118.6	119.0	119.5	120.9	121.0	121.1
121.2	121.7	121.8	121.9	121.9	122.3	122.8	122.8	122.9	124.5
125.0	125.0	126.4	126.6	126.7	128.5	129.1	129.7	130.4	130.8
131.1	131.1	131.5	132.0	134.1	134.2	134.9	135.1	135.2	136.7
136.7	137.5	137.5	137.9	139.6	139.9	139.9	140.4	140.5	140.6
140.7	142.0	143.1	143.8	143.9	144.4	144.9	145.4	146.8	147.3

148.2	151.2	153.3	153.6	153.9	154.5	154.5	155.4	158.4	159.0
163.4	165.9	166.4	166.7	169.9	175.9	177.7			

2) Вариационный ряд (значения упорядочены в столбец).

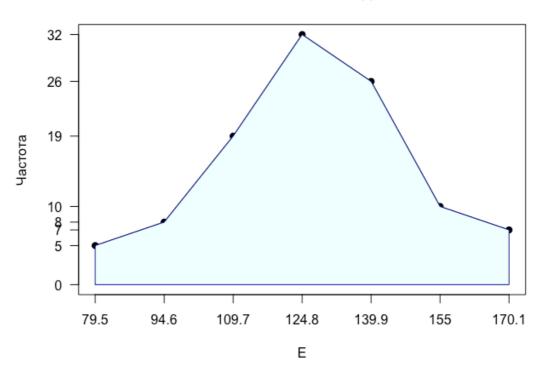
Е	count								
71.9	1	109.0	1	121.2	1	134.1	1	145.4	1
82.7	1	110.1	1	121.7	1	134.2	1	146.8	1
84.3	1	110.5	1	121.8	1	134.9	1	147.3	1
85.1	1	111.7	1	121.9	2	135.1	1	148.2	1
86.8	1	112.9	1	122.3	1	135.2	1	151.2	1
87.7	1	113.5	1	122.8	2	136.7	2	153.3	1
89.0	1	114.3	1	122.9	1	137.5	2	153.6	1
89.2	1	114.6	1	124.5	1	137.9	1	153.9	1
91.4	1	115.1	1	125.0	2	139.6	1	154.5	2
91.9	1	115.4	1	126.4	1	139.9	2	155.4	1
95.5	1	115.7	1	126.6	1	140.4	1	158.4	1
95.9	1	116.7	1	126.7	1	140.5	1	159.0	1
98.0	1	117.8	1	128.5	1	140.6	1	163.4	1
102.9	1	118.4	1	129.1	1	140.7	1	165.9	1
103.2	1	118.6	1	129.7	1	142.0	1	166.4	1
104.3	1	119.0	1	130.4	1	143.1	1	166.7	1
105.8	1	119.5	1	130.8	1	143.8	1	169.9	1
106.8	1	120.9	1	131.1	2	143.9	1	175.9	1
107.9	1	121.0	1	131.5	1	144.4	1	177.7	1
108.6	1	121.1	1	132.0	1	144.9	1		

3) Интервальный ряд. По формуле Стёрджеса было сформировано 7 интервалов. Длина интервала ≈ 15.1 .

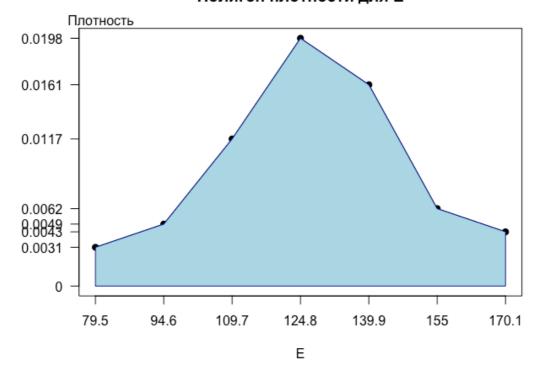
Интервалы	Частоты	Середины
[71.9,87)	5	79.5
[87,102)	8	94.6
[102,117)	19	110
[117,132)	32	125
[132,147)	26	140
[147,163)	10	155
[163,178]	7	170

4) Полигон. В качестве вершин полигона взяты середины интервалов.

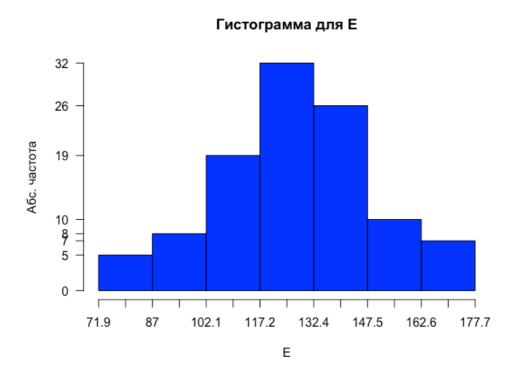
Частотный полигон для Е

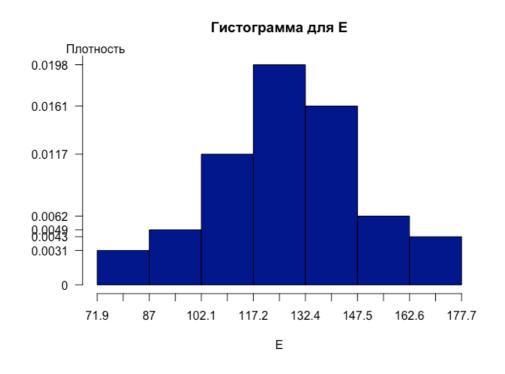


Полигон плотности для Е



5) Гистограммы.

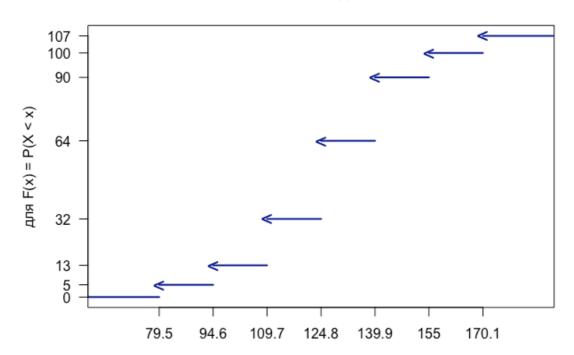




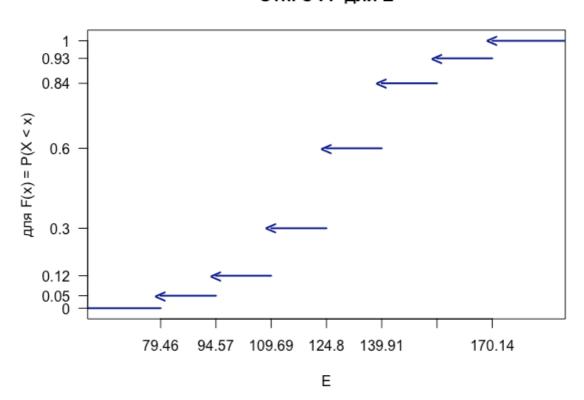
6) Эмпирические функции распределения.

Для
$$F(x) = \mathbb{P}(X < x)$$

Абс. ЭФР для Е



Отн. ЭФР для Е



7) Условные варианты и условные начальные моменты. C = 124.80

\mathcal{X}_i	n_i	$ ilde{n_i}$	u_i	$u_i * \tilde{n}_i$	$u_i^2 * \tilde{n}_i$	$u_i^3 * \tilde{n}_i$	$u_i^4 * \tilde{n}_i$	$(u_i+1)^4*\tilde{n}_i$
79.45714	5	0.04672897	-3	-0.140186 9	0.420560 7	-1.261682 2	3.785046 7	7.476636e- 01
94.57143	8	0.07476636	-2	-0.149532 7	0.299065 4	-0.598130 8	1.196261 7	7.476636e- 02
109.68571	19	0.17757009	-1	-0.177570 1	0.177570 1	-0.177570 1	0.177570 1	6.477433e- 62
124.80000	32	0.29906542	0	0.0000000	0.000000 0	0.000000 0	0.000000 0	2.990654e- 01
139.91429	26	0.24299065	1	0.2429907	0.242990 7	0.242990 7	0.242990 7	3.887850e +00
155.02857	10	0.09345794	2	0.1869159	0.373831 8	0.747663 6	1.495327 1	7.570093e +00
170.14286	7	0.06542056	3	0.1962617	0.588785 0	1.766355 1	5.299065 4	1.674766e +01

M_1	M_2	M_3	M_4	$\sum (u_i + 1)^4 * \tilde{n}_i$
0.15887850	2.10280374	0.71962617	12.19626168	29.3271

8) Выборочное среднее.

$$\bar{X}_{e} = 127.20133511.$$

9) Исправленная выборочная дисперсия.

$$D_e = 479.07888153.$$

10) Среднее квадратическое выборочное отклонение.

$$S = 21.88787065$$
.

11) Выборочная асимметрия.

$$A = -0.09042543$$
.

12) Выборочный эксцесс.

$$K = -0.25892102$$
.

13) Интервальная оценка для математического ожидания.

Надежность оценки $\gamma = 0.95$.

Доверительный интервал:

$$\bar{x_E} \in [123; 131].$$

14) Интервальная оценка для среднеквадратического отклонения. Надежность оценки $\gamma = 0.95$.

Тогда доверительный интервал:

$$\bar{x_E} \in [19.3; 25.3].$$

Примечание для полученных интервалов: для обоих параметров использовалось определение функции вероятности с нестрогим неравенством: $\mathbb{P}(X \le x) = \alpha$, поэтому доверительные интервалы представляют собой замкнутые интервалы.

15) Проверка простой гипотезы о нормальном распределении с помощью критерия Пирсона χ2.

Нулевая гипотеза H_0 : e_1 , e_2 , ..., $e_N \sim \mathcal{N}(\bar{x}_6, D_6)$.

Проделаем все то же самое, что для первого параметра *(см. раздел 1.2 пункт 16)*.

Интервал ы	Середин ы	Частоты абс.	Частоты отн.	F _{th} LB	F _{th} RB	F _{th} RB - F _{th} LB	Теор. частоты
[71.9,87)	79.45714	5	0.04672897	0.00000000	0.03317572	0.03317572	3.549802
[87,102)	94.57143	8	0.07476636	0.03317572	0.12599908	0.09282336	9.932099
[102,117)	109.68571	19	0.17757009	0.12599908	0.32456289	0.19856381	21.246327
[117,132)	124.80000	32	0.29906542	0.32456289	0.59311119	0.26854830	28.734668
[132,147)	139.91429	26	0.24299065	0.59311119	0.82279986	0.22968868	24.576689
[147,163)	155.02857	10	0.09345794	0.82279986	0.94701988	0.12422002	13.291542
[163,178]	170.14286	7	0.06542056	0.94701988	1.00000000	0.05298012	5.668873

Тогда значение хи-квадрат:

$$\chi^{2} = \sum_{i}^{K} \frac{\left(freq_{i} - n'_{i}\right)^{2}}{n'_{i}};$$

$$\chi^2 = 2.786982.$$

Полученное значение хи-квадрат меньше критического $(X_{\kappa p}^2 = 9.487729)$, следовательно нулевая гипотеза принимается при уровне значимости $\alpha = 0.05$.

1.4. Выводы

Из генеральной совокупности была сформирована выборка по двум признакам и произведена ее первичная обработка: были сформированы ранжированный, вариационный и интервальный ряды. Для интервального ряда были построены гистограммы, полигоны и эмпирические функции распределения для абсолютных и относительных частот.

Графики для абсолютных и относительных частот выглядят идентично (кроме оси ординат), поскольку они отображают одно и то же соотношение.

Были получены точечные оценки параметров распределения случайных величин: выборочные среднее, исправленная дисперсия, среднеквадратичное отклонение, асимметрия и эксцесс.

Полученные выборочные средние по значению очень близки к соответствующим медианам. Для величины v асимметрия положительна, на ее гистограммах можно увидеть более крутой левый бок и более пологий правый. Для величины E, асимметрия оказалась отрицательной, это говорит о том, что левый бок на гистограммах более пологий, чем правый, что можно увидеть из соответствующих графиков. У обеих величин эксцесс оказался отрицательным, т.е. их пик более пологий, чем у нормального распределения.

Были получены интервальные оценки параметров распределения случайной величины: выборочные средние и среднеквадратичные отклонения для обеих величин. Также для обеих величины были проверены простые гипотезы о нормальном распределении с помощью критерия Пирсона хиквадрат. Для обеих величин при выбранном уровне значимости гипотезы были приняты.

2. КОРРЕЛЯШИОННЫЙ И РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ

2.1. Теоретические сведения

<u>Функциональная зависимость</u> (функция) между двумя множествами – соответствие (сопоставление) элементов одного множества элементам другого, такое что каждому элементу первого множества соответствует только один элемент из второго множества.

$$f: X \longrightarrow Y, m.u. \ \forall x \in X \ \exists ! y = f(x).$$

<u>Статистическая зависимость</u> между двумя (или более) случайными величинами – любое статистическое отношение между этими величинами. Если две случайные величины зависимы, они не отвечают свойству независимости.

Две случайные величины называются независимыми тогда, когда наблюдение за одной из них не влияет и не дает информации о другой величине.

<u>Корреляционная зависимость</u> – вид статистической зависимости между двумя (или более) случайными величинами. Корреляционная зависимость отображает, насколько зависимость между случайными величинами похожа на линейную.

<u>Коэффициент корреляции Пирсона</u> является наиболее часто используемым числовым показателем корреляционной зависимости.

Пусть имеются две случайные величины X и Yс математическими ожиданиями μ_x , μ_y и среднеквадратичными отклонениями σ_x , σ_y соответственно. Тогда линейный коэффициент корреляции Пирсона ρ :

$$\rho = \frac{cov(X, Y)}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{E\bigg(\big(X - \mu_x\big)\Big(Y - \mu_y\Big)\bigg)}{\sigma_x \sigma_y}, \ \ \textit{ede cov}(X, Y) - \textit{kobapuayus}; \ E\big(g\big) - \textit{mam.omudahue } g \,.$$

Свойства коэффициента корреляции:

- Принимает значения от -1 до 1: $\rho \in [-1; 1]$.
- $\rho = 1$ означает, что случайные величины идеально коррелируют, т.е. имеют возрастающую линейную зависимость. При $\rho = -1$ наблюдается обратная идеальная корреляция, убывающая линейная зависимость.

• Если случайные величины независимы, то ρ = 0 (т.е. случайные величины не коррелируют). Обратное в общем случае неверно.

Также есть выборочный аналог для коэффициента корреляции:

$$r_{e} = \frac{\sum_{i=1}^{K_{x}} \sum_{j=1}^{K_{y}} n_{ij} x_{i} y_{j} - N \bar{x}_{e} \bar{y}_{e}}{N S_{x} S_{y}}$$
 (*)

И

$$r_{e} = \frac{\sum_{i=1}^{K_{x}} \sum_{j=1}^{K_{y}} n_{ij} u_{i} v_{j} - N \bar{u}_{e} \bar{v}_{e}}{N S_{u} S_{v}}, \quad (**)$$

где: K_x , K_y — количество интервалов в интервальных рядах для выборок значений случайных величин X и Y соответственно;

u, v — условные варианты, значения которых соответствуют выборочным (интервальным) значениям случайных величин X и Y соответственно;

N – общий объем выборки.

Для <u>построения доверительного интервала для коэффициента</u> корреляции <u>Пирсона</u> производится r-z преобразование Фишера:

$$z = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+r}{1-r} \right) = \operatorname{arctgh}(r).$$

Установлено, что если исходная двумерная выборка имеет двумерное нормальное распределение с коэффициентом корреляции ρ , а обе величины, ее составляющие, являются независимыми одинаково распределенными случайными величинами, то статистика z примерно имеет нормальное распределение с мат. ожиданием $z_{\rho} = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)$ и дисперсией примерно

$$\frac{1}{N-3}$$
.

$$z \sim \mathcal{N}\left(\frac{1}{2}\ln\left(\frac{1+\rho}{1-\rho}\right), \frac{1}{N-3}\right).$$

Тогда согласно теореме Фишера:

$$\sqrt{m} \frac{\bar{z} - z_{\rho}}{\frac{1}{\sqrt{N-3}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$
, где

$$(m=1)$$
 – объем выборки z ,

$$\bar{z} = z_r = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + r_{_{\!\scriptscriptstyle B}}}{1 - r_{_{\!\scriptscriptstyle B}}} \right) - cpe$$
днее выборочное.

После преобразований:

$$(z_r - z_\rho)\sqrt{N-3} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

Чтобы построить оценку для ρ , сначала строится интервальная оценка для z_{ϱ} :

$$\mathbb{P}\left(\left|z_{r}-z_{\rho}\right|\sqrt{N-3} \leq t_{\gamma}\right) = \gamma;$$

$$\mathbb{P}\left(-t_{\frac{1+\gamma}{2}} \leq \left(z_{\rho}-z_{r}\right)\sqrt{N-3} \leq t_{\frac{1+\gamma}{2}}\right) = \gamma;$$

$$\mathbb{P}\left(z_{r}-\frac{t_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{N-3}} \leq z_{\rho} \leq z_{r} + \frac{t_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{N-3}}\right) = \gamma.$$

Здесь t_i – i-квантиль стандартного нормального распределения.

Таким образом интервальная оценка z_ρ :

$$(z_{\rho 1}, z_{\rho 2}) = \left(z_r - \frac{t_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{N-3}}, z_r + \frac{t_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{N-3}}\right).$$

Далее осуществляется обратное преобразование границ интервала для z_ρ .

$$r_1 = \frac{\exp(2z_{\rho 1}) - 1}{\exp(2z_{\rho 1}) + 1};$$

$$r_2 = \frac{\exp(2z_{\rho 2}) - 1}{\exp(2z_{\rho 2}) + 1}.$$

Доверительный интервал для коэффициента корреляции Пирсона:

$$\rho \in [r_1; r_2].$$

Для *проверки статистической гипотезы о равенстве коэффициента корреляции нулю* вводится одна из статистик (r – выборочный коэффициент корреляции):

1. Для выборки объема N:

$$T = r\sqrt{\frac{N-2}{1-r^2}}$$

2. Для группированных данных (интервального ряда), n — количество интервалов:

$$T = \frac{r\sqrt{n-2}}{1-r^2}$$

В случае, когда исходная двумерная выборка имеет двумерное нормальное распределение, а ее случайные величины не коррелируют, данные статистики имеют распределение Стьюдента с (N-2) или (n-2) степенями свободы соответственно.

Затем вычисляется значение $T_{\text{набл}} = T(r_B)$ для оцененного коэффициента корреляции.

Необходимо выбрать уровень значимости α и вычислить для него критическое значение $t_{1-\frac{\alpha}{2}}$ как $\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)-\kappa вантиль$ распределения

Стьюдента с соответствующими степенями свободы. Критическое значение сравнивается с $T_{\text{набл}}$: если наблюдаемое T превосходит критическое значение, нулевая гипотеза о нулевой корреляции отвергается при заданном уровне значимости, иначе – принимается (для заданного уровня значимости).

<u>Метод наименьших квадратов</u> – стандартный способ аппроксимации решения переопределенных систем, т.е. тех, у которых количество уравнений превышает количество неизвестных. Решение, полученное с помощью МНК,

минимизирует сумму квадратов остатков. Остаток — это разница между наблюдаемым значением и моделируемым (аппроксимированным) значением.

<u>Регрессионный анализ</u> — это раздел статистики (или часть статистического мат. аппарата), занимающийся оценкой отношений между переменными. Регрессионный анализ помогает понять, как значение зависимой переменной меняется при варьировании одной из независимых переменных (факторов) при фиксированных остальных.

2.2. Обработка и анализ двумерной выборки

1) Двумерная выборка N = 107.

V	501.00	369.00	344.00	473.00	426.00	528.00	497.00	467.00	506.00	431.00	454.00
Е	130.40	84.30	86.80	137.90	121.10	163.40	147.30	140.50	158.40	125.00	131.10
V	371.00	482.00	393.00	441.00	463.00	440.00	481.00	340.00	468.00	397.00	496.00
Ε	89.20	139.90	103.20	122.80	129.10	128.50	135.20	85.10	142.00	108.60	143.10
V	434.00	541.00	352.00	438.00	453.00	423.00	351.00	525.00	409.00	469.00	386.00
Е	122.30	146.80	87.70	134.90	119.50	131.10	89.00	165.90	121.00	131.50	95.50
V	505.00	436.00	488.00	449.00	493.00	512.00	472.00	423.00	465.00	351.00	359.00
Ε	137.50	114.30	134.10	124.50	129.70	169.90	134.20	130.80	140.70	102.90	71.90
V	457.00	467.00	400.00	418.00	492.00	434.00	510.00	392.00	463.00	459.00	397.00
Ε	126.40	135.10	114.60	118.60	137.50	110.50	140.60	82.70	125.00	145.40	106.80
٧	424.00	436.00	429.00	398.00	493.00	522.00	518.00	463.00	437.00	386.00	493.00
Ε	119.00	116.70	112.90	109.00	154.50	154.50	144.40	121.20	121.80	105.80	151.20
V	414.00	480.00	585.00	562.00	508.00	421.00	463.00	422.00	406.00	544.00	345.00
Е	113.50	153.90	177.70	175.90	159.00	117.80	136.70	122.90	110.10	166.70	95.90
٧	478.00	393.00	437.00	448.00	458.00	422.00	468.00	430.00	371.00	543.00	471.00
Ε	126.60	122.80	115.10	121.90	121.70	115.70	144.90	104.30	91.90	155.40	143.90
V	475.00	521.00	353.00	437.00	362.00	490.00	484.00	459.00	480.00	482.00	522.00
Е	132.00	139.60	98.00	118.40	111.70	139.90	140.40	136.70	153.30	148.20	143.80
٧	576.00	390.00	514.00	442.00	421.00	443.00	438.00	429.00			
E	166.40	91.40	153.60	115.40	107.90	121.90	126.70	120.90			

2) Корреляционная таблица.

$x_i y_i$	[71.9,87)	[87,102)	[102,117)	[117,132)	[132,147)	[147,163)	[163,178]	
[340,375)	4	6	2	0	0	0	0	12
[375,410)	1	2	7	2	0	0	0	12
[410,445)	0	0	10	16	1	0	0	27
[445,480)	0	0	0	12	11	0	0	23

$x_i y_i$	[71.9,87)	[87,102)	[102,117)	[117,132)	[132,147)	[147,163)	[163,178]	
[480,515)	0	0	0	2	10	8	1	21
[515,550)	0	0	0	0	4	2	3	9
[550,585]	0	0	0	0	0	0	3	3
	5	8	19	32	26	10	7	107

3) Выборочный коэффициент корреляции r_B был высчитан с помощью языка R по обеим формулам: (*) — для непосредственных значений, и (**) — для условных вариант.

$$r_{e} = \frac{\sum_{i=1}^{K_{x}} \sum_{j=1}^{K_{y}} n_{ij} x_{i} y_{j} - N \bar{x}_{e} \bar{y}_{e}}{N S_{x} S_{y}}, \quad (*)$$

$$r_{B1} = 0.8825998.$$

$$r_{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{K_x} \sum_{j=1}^{K_y} n_{ij} u_i v_j - N \bar{u}_{\theta} \bar{v}_{\theta}}{N S_u S_v}, \quad (**)$$

$$r_{B2} = 0.8825998.$$

Значения коэффициентов совпадают.

4) Доверительный интервал для коэффициента корреляции. Выберем надежность оценки $\gamma = 0.95$.

Затем, имея точечную оценку коэффициента корреляции $r_{\text{в}}$ находим z (преобразование Фишера):

$$z_r = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + r_{\theta}}{1 - r_{\theta}} \right) = 1.41.$$

Интервальная оценка для z_{ρ} :

$$(z_{\rho 1}, z_{\rho 2}) = \left(z_r - \frac{t_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{N-3}}, z_r + \frac{t_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{N-3}}\right)$$

Здесь $t_{\frac{1+\gamma}{2}}=t_{0.975}=1.95-0.975$ -квантиль стандартного нормального распределения.

$$(z_{\rho 1}, z_{\rho 2}) = (1.19522, 1.57960).$$

Обратное преобразование:

$$r_i = \frac{\exp(2z_{\rho i}) - 1}{\exp(2z_{\rho i}) + 1}.$$

Доверительный интервал для коэффициента корреляции р:

$$\rho \in [0.8321907; 0.9185394].$$

5) Проверка статистической гипотезы о равенстве коэффициента корреляции нулю проводится для случая группированных данных, количество интервалов K=7.

Выберем уровень значимости $\alpha = 0.05$.

Критическое значение $t_{\kappa p} = 2.57$.

$$T_{\text{набл}} = \frac{r_{B1}\sqrt{K-2}}{1 - r_{B1}^2} = 8.929391.$$

Поскольку $T_{набл} > t_{\kappa p}$ гипотезу о равенстве коэффициента корреляции нулю необходимо отвергнуть при уровне значимости $\alpha = 0.05$.

6) Построение прямых линейной регрессии.

Имеем модель линейной регрессии:

$$\begin{cases} y \sim kx + b \\ x \sim ty + d \end{cases}$$

Уравнения выборочных прямых среднеквадратической регрессии имеют следующий вид:

$$\begin{cases} y(x) = \bar{y} + r_B \frac{S_y}{S_x}(x - \bar{x}) \\ x(y) = \bar{x} + r_B \frac{S_x}{S_y}(y - \bar{y}) \end{cases}, \quad \text{где } \bar{x}, \; \bar{y} - выборочные средние;$$

 r_{B} — выборочный коэффициент корреляции; $S_{x},\ S_{y}$ — выборочные СКВО .

После подстановки соответствующих значений уравнения прямых имеют вид:

$$\begin{cases} y(x) = 0.3574181x + 127.2013 \\ x(y) = 2.179471y + 449.743 \end{cases}$$

Оценки остаточной дисперсии:

• Остаточная дисперсия Y относительно X:

$$Rv_{\frac{y}{x}} = S_y^2 (1 - r_B^2)$$

$$Rv_{\frac{y}{x}} = 497.74*(1 - 0.788) = 105.8849$$

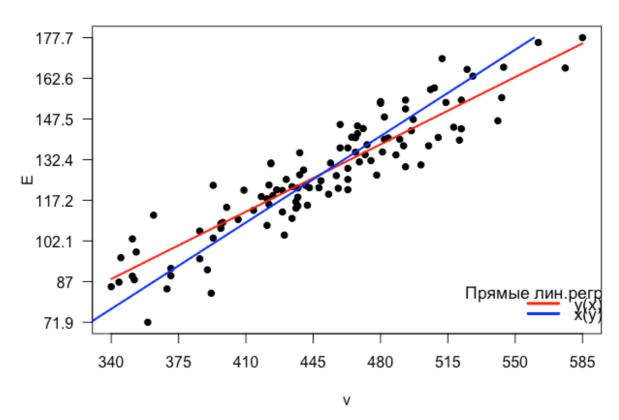
• Остаточная дисперсия X относительно Y:

$$Rv_{\frac{x}{y}} = S_x^2 \left(1 - r_B^2\right)$$

$$Rv_{\frac{x}{y}} = 645.6670$$

График полученных функций и точки, составляющие выборку.

Выборка и прямые среднеквадратичной регрессии



7) Построение уравнений выборочных кривых для параболической среднеквадратической регрессии.

Уравнения имеют вид:

$$\begin{cases} y(x) = a_1 x^2 + b_1 x + c_1 \\ x(y) = a_2 y^2 + b_2 y + c_2 \end{cases}$$

3адача минимизации, N=107 – размер выборки:

$$\sum_{i=1}^{N} (y_i - ax_i^2 - bx_i - c)^2 \to min$$

Для х(у) задача выглядит аналогично.

$$\sum_{i=1}^{N} (x_i - ay_i^2 - by_i - c)^2 \to min$$

Далее находятся выражения для частных производных по a, b и c и получаются следующие системы линейных уравнений:

Для y(x):

$$\begin{cases} a \sum_{i=1}^{N} x_i^4 + b \sum_{i=1}^{N} x_i^3 + c \sum_{i=1}^{N} x_i^2 = \sum_{i=1}^{N} y_i x_i^2 \\ a \sum_{i=1}^{N} x_i^3 + b \sum_{i=1}^{N} x_i^2 + c \sum_{i=1}^{N} x_i = \sum_{i=1}^{N} y_i x_i \\ a \sum_{i=1}^{N} x_i^2 + b \sum_{i=1}^{N} x_i + cN = \sum_{i=1}^{N} y_i \end{cases}$$

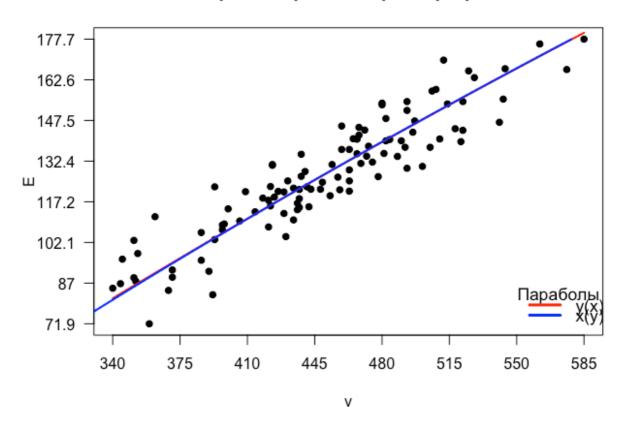
Для х(у):

$$\begin{cases} a \sum_{i=1}^{N} y_i^4 + b \sum_{i=1}^{N} y_i^3 + c \sum_{i=1}^{N} y_i^2 = \sum_{i=1}^{N} x_i y_i^2 \\ a \sum_{i=1}^{N} y_i^3 + b \sum_{i=1}^{N} y_i^2 + c \sum_{i=1}^{N} y_i = \sum_{i=1}^{N} x_i y_i \\ a \sum_{i=1}^{N} y_i^2 + b \sum_{i=1}^{N} y_i + cN = \sum_{i=1}^{N} x_i \end{cases}$$

После вычислений с помощью R:

$$\begin{cases} y(x) = -0.0001149475 \bullet x^2 + 0.5092418x - 78.51749 \\ x(y) = 0.002040411 \bullet y^2 + 1.934552y + 170.3467 \end{cases}$$

Выборка и параболы ср.-кв. регрессии



8) Оценка корреляционного отношения.

Преобразуем корреляционную таблицу (пункт 2) следующим образом: с каждым интервалом ассоциирована его середина — отобразим это в таблице, также запишем оценки условного математического ожидания $(\bar{y}_{x_i}, \bar{x}_{y_i})$ и дисперсии $(\bar{\delta}_{y/x_i}^2,)$ для каждой группы.

$$\bar{y}_{x_i} = \frac{\sum_{j=1}^{K} y_j n_{ij}}{n_{x_i}};$$

$$\bar{x}_{y_i} = \frac{\sum_{j=1}^{K} x_j n_{ji}}{n_{y_i}};$$

$$\bar{\delta}_{x/y_i}^2 = \frac{1}{n_{y_i}} \sum_{j=1}^{K} n_{ji} (x_j - \bar{x}_{y_i})^2;$$

$$\bar{D}_{y/x_i}^2 = \frac{1}{n_{x_i}} \sum_{j=1}^K n_{ij} (y_j - \bar{y}_{x_i})^2.$$

Здесь x_j , y_j — соответствующие середины j-го интервала; n_{ij} — значение в ячейке корреляционной матрицы на пересечении i-ой строки и j-го столбца; количество интервалов K=7.

$x_i y_i$	[71.9,8 7)	[87,102	[102,11 7)	[117,13 2)	[132,14 7)	[147,16 3)	[163,17 8]	N	y_{gr}	$D_{y \ gr \ i}$
[340,37 5)	4	6	2	0	0	0	0	12	92.052 38	107.87 522
[375,41 0)	1	2	7	2	0	0	0	12	107.16 667	145.94 882
[410,44 5)	0	0	10	16	1	0	0	27	119.76 190	67.686 41
[445,48 0)	0	0	0	12	11	0	0	23	132.02 857	57.002 45
[480,51 5)	0	0	0	2	10	8	1	21	145.67 211	119.14 189
[515,55 0)	0	0	0	0	4	2	3	9	153.34 921	174.85 656
[550,58 5]	0	0	0	0	0	0	3	3	170.14 286	0.0000
N	5	8	19	32	26	10	7	107		
x_{gr}	364.50 00	366.25 00	407.23 68	442.81 25	485.38 46	504.50 00	542.50 00			
$D_{x \ gr \ i}$	196.00 00	229.68 75	556.50 97	607.71 48	748.40 98	196.00 00	600.00			

Рассчитаем внутригрупповые дисперсии:

$$\mathcal{A}_{x_{ghzp}}^{-} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{K} (n_{y_i} * \bar{\delta}_{\frac{x}{y_i}}^2);$$

$$\mathcal{I}_{y_{guzp}}^{-} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{K} (n_{x_i} * \bar{\delta}_{\frac{y}{x_i}}^2),$$

 $г \partial e \ K = 7 - \kappa o$ личество интервалов, $N = 99 - o \delta$ ъем выборки .

$$\mathcal{J}_{x_{gh2p}}^{-} = 546.3244; \quad \mathcal{J}_{y_{gh2p}}^{-} = 95.88941.$$

Рассчитаем межгрупповые дисперсии:

$$\mathcal{A}_{x_{Mexcp}}^{-} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{K} (\bar{x}_{y_i} - \bar{x})^2 n_{y_i};$$

$$\mathcal{A}_{y_{Mexep}}^{-} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{K} \left(\bar{y}_{x_i} - \bar{y} \right)^2 n_{x_i},$$

где $\bar{x}=458.1,\ \bar{y}=130.7-coombemcmв$. выб. средние

$$\mathcal{A}_{x_{\text{межер}}}^{-} = 2347.71; \ \mathcal{A}_{y_{\text{межер}}}^{-} = 378.7121.$$

Итого общая дисперсия:

$$\mathcal{A}_{o \delta u u}^{-} = \mathcal{A}_{g H 2 p}^{-} + \mathcal{A}_{M e \mathcal{H} 2 p}^{-}$$

$$\mathcal{A}_{x_{o \delta u u}}^{-} = 2894.034; \ \mathcal{A}_{y_{o \delta u u}}^{-} = 474.6015.$$

Найдем корреляционное отношение:

$$\bar{\eta^2} = \frac{\mathcal{I}_{\text{межгр}}}{\mathcal{I}_{\text{общ}}}$$

$$\eta_{x/y}^{\bar{2}} = 0.8112239; \quad \eta_{y/x}^{\bar{2}} = 0.7979581.$$

3. Выволы

Была сформирована двумерная выборка, была составлена корреляционная таблица для интервальных рядов, была получена точечная оценка коэффициента корреляции Пирсона по двум формулам, в обоих случая результаты совпали. Также был построен доверительный интервал для коэффициента корреляции и проверена и отвергнута гипотеза о равенстве коэффициента Пирсона нулю.

По полученному значению выборочного коэффициента корреляции (r_в = 0.8825998), близкому к единице, можно сделать вывод, что рассматриваемые случайные величины сильно коррелируют между собой. Именно этим объясняется тот факт, что нулевая гипотеза о равенстве коэффициента корреляции нулю будет отвергнута, что и было сделано по итогу проверки.

Для сформированной двумерной выборки были получены уравнения для прямых и парабол среднеквадратической регрессии, были построены их

графики, найдены оценки остаточных и общих дисперсий и корреляционного отношения.

3. КЛАСТЕРНЫЙ АНАЛИЗ

1. Теоретические сведения

Кластерный анализ (или кластеризация) — задача распределения однородных объектов из данного набора по группам (кластерам) таким образом, что объекты, принадлежащие одной группе, больше похожи друг на друга, чем на объекты из других групп. Процесс кластеризации подразумевает формирование этих групп. Это общая нечеткая формулировка задачи, на практике существует множество критериев «похожести» объектов — требований, предъявляемых кластерам, поэтому существует большое количество различных алгоритмов кластеризации, а также их модификаций.

Существующие методы можно разделить следующим образом:

- I. По степени принадлежности объектов кластерам:
 - Строгая кластеризация каждый объект может принадлежать только одному кластеру.
 - Нестрогая кластеризация каждый объект может принадлежать нескольким кластерам в разной степени.
- II. По способу формирования кластеров (по критериям кластеров):
 - Иерархические алгоритмы (по связанности объектов)
 - (1) Аггломеративные (восходящие, объекты объединяются в кластеры)
 - (2) Дивизивные (нисходящие, кластеры дробятся на более мелкие)
 - Алгоритмы, основанные на поиске/использовании центров кластеров (k-means)
 - Кластеризация по распределениям
 - Кластеризация по плотностям

В данной работе использовалось два *критерия качества* кластерных разбиений:

(3) Средний кластерный радиус $r_{\kappa A}$:

$$r_{\kappa,n} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{K} \left(\frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^{m_i} dist(c_i, p_j^i) \right),$$

где K — количество кластеров, m_i — количество объектов в кластере i c_i — центр кластера i, p_j^i — jый объект, принадлежащий кластеру i dist(x, y) — евклидово расстояние между x и y

Для данного показателя вычисляются для каждого кластера расстояния от центров до точек, им принадлежащих, находятся средние радиусы для каждого кластера, а затем вычисляется среднее значение из средних.

(4) Среднее внутрикластерное расстояние $d_{\kappa \lambda}$:

$$d_{\kappa,n} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^{K} \frac{2}{(m_i - 1)m_i} \sum_{p,q \in \mathcal{R}_i} dist(p, q),$$

где K – количество кластеров, m_i – количество объектов в кластере i, \mathcal{K}_i – кластер i, dist(p, q) – евклидово расстояние между p и q.

Положим, в кластере \mathcal{K}_i содержится m_i элементов, тогда для каждого кластера вычисляются расстояния между его элементами и высчитывается среднее, а затем для всех кластеров находится среднее из средних.

Для измерения расстояния используется евклидово расстояние между точками в двумерном пространстве:

dist(p, q) =
$$\sqrt[2]{(p_x - q_x)^2 + (p_y - q_y)^2}$$

За центр кластера принимается центр масс (барицентр, центроид) точек, ему принадлежащих:

$$(c_x, c_y)_i = \left(\frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^{m_i} x_j^i, \frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^{m_i} y_j^i\right),$$

где m_i – количество элементов в кластере i,

$$\left(x_{j}^{i},\ y_{j}^{i}\right)$$
 – координаты $j^{o\check{u}}$ точки кластера i

Метод к-средних.

Смысл данного метода состоит в том, что каждый кластер определяется своим центром (необязательно элементом исходного множества), а каждый объект принадлежит к кластеру с ближайшим к этому элементу центром. В ходе работы алгоритма центры кластеров пересчитываются и точки перераспределяются между кластерами.

Входные данные:

- исходное множество, подлежащее кластеризации;
- К количество кластеров;
- $\{p_1, p_2, ..., p_K\}$ набор объектов исходного множества, которые принимаются за центры, начальное приближение.

В данной работе было реализовано два варианта алгоритма к-средних.

- I. «Ленивый» (lazy) вариант:
 - 1. Для начального приближения все точки исходного множества разбиваются на кластеры: каждая точка относится к кластеру с ближайшим к ней центром.
 - 2. Центры кластеров пересчитываются.
 - 3. Для пересчитанных центров снова все точки перераспределяются по кластерам.
 - 4. Шаги 2 и 3 повторяются, пока кластеры не стабилизируются, т.е. пока разбиения не перестанут меняться.
 - II. «Долгий» (long) вариант:

- 1. Формирование начальных кластеров. Просматривается каждая точка исходного множества, кроме начальных приближений:
 - і. добавляется в ближайший кластер,
 - іі. производится перерасчет центров кластеров.
- 2. После формирования кластеров просматриваются уже все объекты множества по одному и перераспределяются в ближайший кластер, после перераспределения каждого элемента производится перерасчет центров.

Поиск продолжается, пока кластеры не стабилизируются. В качестве критерия стабилизации кластеров было принято неизменение среднего кластерного радиуса в течение пяти итераций.

Memod поиска сгущений (ForEl).

В данном методе каждый кластер определяется своим центром (как и в ксредних) и радиусом (одинаковым для всех кластеров), которые вместе образуют круг (шар). Эти области покрывают все множество исходных точек. Данному кластеру принадлежат точки, лежащие внутри его круга.

Таким образом, ситуация, когда области нескольких кластеров пересекаются, может возникнуть довольно часто. Необходимо обуславливаться, каким образом решать подобные конфликты. В данной работе исследовалась строгая кластеризация и предпочтение отдавалось кластеру с наибольшим количеством элементов, при равенстве элементов выбирался первый встретившийся кластер из соперничающих.

Входные данные:

- исходное множество, подлежащее кластеризации;
- R радиус.

Выбор кластерного радиуса является нетривиальной задачей, поскольку зависит от вида кластеризуемого множества.

Также алгоритму входе поиска кластеров (итеративно) необходимо выбирать стартовые точки для инициализации центров. Конечный результат

может сильно варьироваться в зависимости от «удачности» начальных приближений.

В данной работе было реализовано две модификации метода поиска сгущений: «стандартный» и «с полным просмотром».

- I. «Стандартный» вариант:
 - 1. Из множества рассматриваемых точек по какому-то принципу выбирается первое начальное приближение центр кластера.
 - 2. Все рассматриваемые точки, лежащие «внутри» кластерного круга (т.е. расстояние до которых от центра кластера меньше радиуса), включаются в текущий кластер, все точки, лежащие вне круга, кластеру не принадлежат.
 - 3. Пересчитывается центр кластера.
 - 4. Пункты 2 и 3 повторяются до тех пор, пока кластер не стабилизируется, т.е. нельзя ни добавить, ни исключить точки.
 - 5. Все точки, добавленные в кластер, исключаются из рассмотрения. Начинается новая итерация поиска кластера с пункта 1.
 - 6. Поиск продолжается, пока рассматриваемое множество не станет пусто.

Принципы выбора начальных приближений:

- Random случайным образом.
- Minmedian необходимо посчитать расстояния между всеми рассматриваемыми точками, затем для всех точки найти медианные расстояния и выбрать минимальное из них, точку с минимальным медианным расстоянием принять за начальное приближение.
- Maxmedian то же самое, что minmedian, только выбирать максимальную медиану.

II. «С полным просмотром»:

- 1. Просматриваются все точки множества: каждая точка по очереди принимается за начальное приближение и находятся N (объем выборки) кандидатов в кластеры (уникальных кластеров может оказаться меньше), как описано выше.
- 2. В качестве найденного кластера выбирается содержащий наибольшее количество точек. Данные точки исключаются из дальнейшего поиска.
- 3. Повторяются первый и второй пункты для оставшихся точек, пока все точки исходного множества не будут разделены на кластеры.

2. Кластеризация методом к-средних

(1) Масштабированная двумерная выборка.

Для имеющейся двумерной выборки было произведено масштабирование значений (min-max normalization) так, чтобы они все попадали в интервал [0; 1].

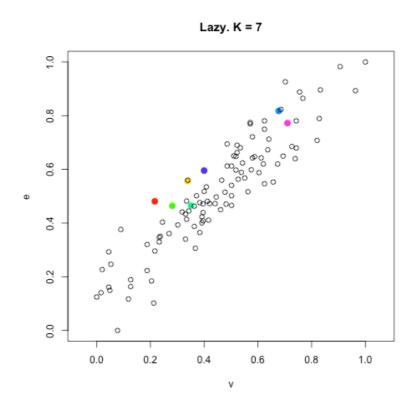
	i	i					i	i	1	i	
v	0.6571	0.1183	0.0163	0.5428	0.3510	0.7673	0.6408	0.5183	0.6775	0.3714	0.4653
	4286	6735	2653	5714	2041	4694	1633	6735	5102	2857	0612
Е	0.5529	0.1172	0.1408	0.6238	0.4650	0.8648	0.7126	0.6483	0.8175	0.5018	0.5595
	301	023	318	185	284	393	654	932	803	904	463
v	0.1265	0.5795	0.2163	0.4122	0.5020	0.4081	0.5755	0.0000	0.5224	0.2326	0.6367
	3061	9184	2653	4490	4082	6327	1020	0000	4898	5306	3469
Е	0.1635	0.6427	0.2958	0.4810	0.5406	0.5349	0.5982	0.1247	0.6625	0.3468	0.6729
	161	221	412	964	427	716	987	637	709	809	679
v	0.3836	0.8204	0.0489	0.4000	0.4612	0.3387	0.0448	0.7551	0.2816	0.5265	0.1877
	7347	0816	7959	0000	2449	7551	9796	0204	3265	3061	5510
Е	0.4763	0.7079	0.1493	0.5954	0.4499	0.5595	0.1616	0.8884	0.4640	0.5633	0.2230
	705	395	384	631	055	463	257	688	832	270	624
v	0.6734	0.3918	0.6040	0.4448	0.6244	0.7020	0.5387	0.3387	0.5102	0.0448	0.0775
	6939	3673	8163	9796	8980	4082	7551	7551	0408	9796	5102
Е	0.6200 378	0.4007 561	0.5879 017	0.4971 645	0.5463 138	0.9262 760	0.5888 469	0.5567 108	0.6502 836	0.2930 057	0.0000
v	0.4775	0.5183	0.2448	0.3183	0.6204	0.3836	0.6938	0.2122	0.5020	0.4857	0.2326
	5102	6735	9796	6735	0816	7347	7755	4490	4082	1429	5306
Е	0.5151	0.5973	0.4035	0.4413	0.6200	0.3648	0.6493	0.1020	0.5018	0.6947	0.3298
	229	535	917	989	378	393	384	794	904	070	677
v	0.3428	0.3918	0.3632	0.2367	0.6244	0.7428	0.7265	0.5020	0.3959	0.1877	0.6244
	5714	3673	6531	3469	8980	5714	3061	4082	1837	5510	8980
Е	0.4451	0.4234	0.3875	0.3506	0.7807	0.7807	0.6852	0.4659	0.4716	0.3204	0.7495
	796	405	236	616	183	183	552	735	446	159	274
v	0.3020	0.5714	1.0000	0.9061	0.6857	0.3306	0.5020	0.3346	0.2693	0.8326	0.0204
	4082	2857	0000	2245	1429	1224	4082	9388	8776	5306	0816
Е	0.3931	0.7750	1.0000	0.9829	0.8232	0.4338	0.6124	0.4820	0.3610	0.8960	0.2268
	947	473	000	868	514	374	764	416	586	302	431
v	0.5632	0.2163	0.3959	0.4408	0.4816	0.3346	0.5224	0.3673	0.1265	0.8285	0.5346
	6531	2653	1837	1633	3265	9388	4898	4694	3061	7143	9388
Е	0.5170	0.4810	0.4083	0.4725	0.4706	0.4139	0.6899	0.3062	0.1890	0.7892	0.6805
	132	964	176	898	994	887	811	382	359	250	293
v	0.5510	0.7387	0.0530	0.3959	0.0897	0.6122	0.5877	0.4857	0.5714	0.5795	0.7428
	2041	7551	6122	1837	9592	4490	5510	1429	2857	9184	5714
Е	0.5680	0.6398	0.2466	0.4395	0.3761	0.6427	0.6474	0.6124	0.7693	0.7211	0.6795
	529	866	919	085	815	221	480	764	762	720	841

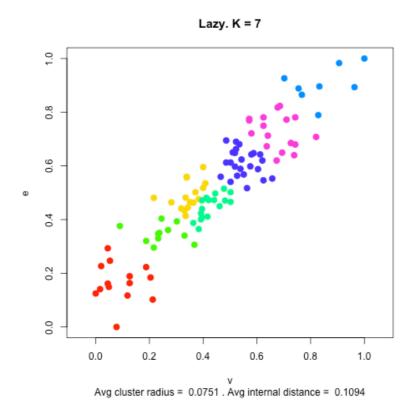
v	0.9632 6531	0.2040 8163	0.7102 0408	0.4163 2653	0.3306 1224	0.4204 0816	0.4000 0000	0.3632 6531		
Е	0.8931 947	0.1843 100	0.7722 117	0.4111 531	0.3402 647	0.4725 898	0.5179 584	0.4631 380		

Теперь обе величины, составляющие двумерную выборку, вносят одинаковый вклад при расчете расстояния.

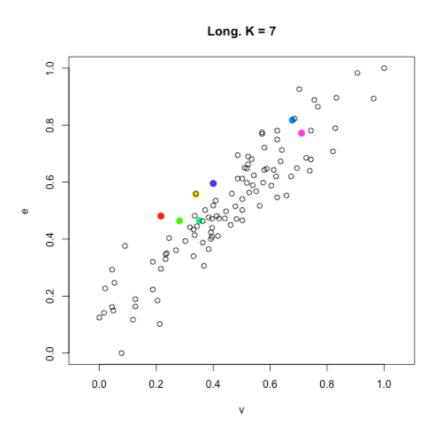
(2) Демонстрация результатов работы «ленивого» и «долгого» вариантов алгоритма K-means при случайном выборе начальных точек для фиксированного количества кластеров K=7.

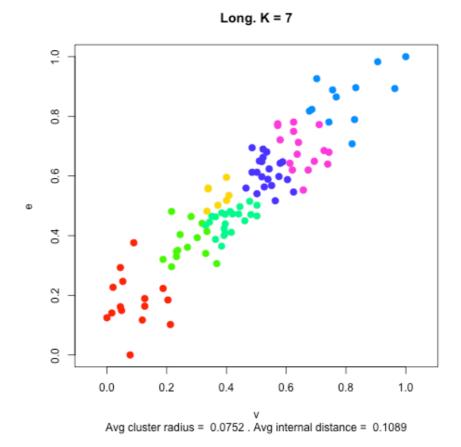
 ${\it «Ленивый»}\ {\it k-means}$ — пересчет центов кластеров после их формирования (распределения всех точек).





«Долгий» k-means – пересчет центров кластеров после добавления каждой точки.





Сравнительная таблица

No	Средний класт	герный радиус	Среднее внутрикластерное расстояние			
	Lazy	Long	Lazy	Long		
1	0.0751	0.0752	0.1094	0.1089		

В отчете приведен один из серии экспериментов, подтверждающий, что обе реализации алгоритма дают приблизительно одинаковые по своим характеристикам кластеры.

3. Кластеризация методом поиска сгущений

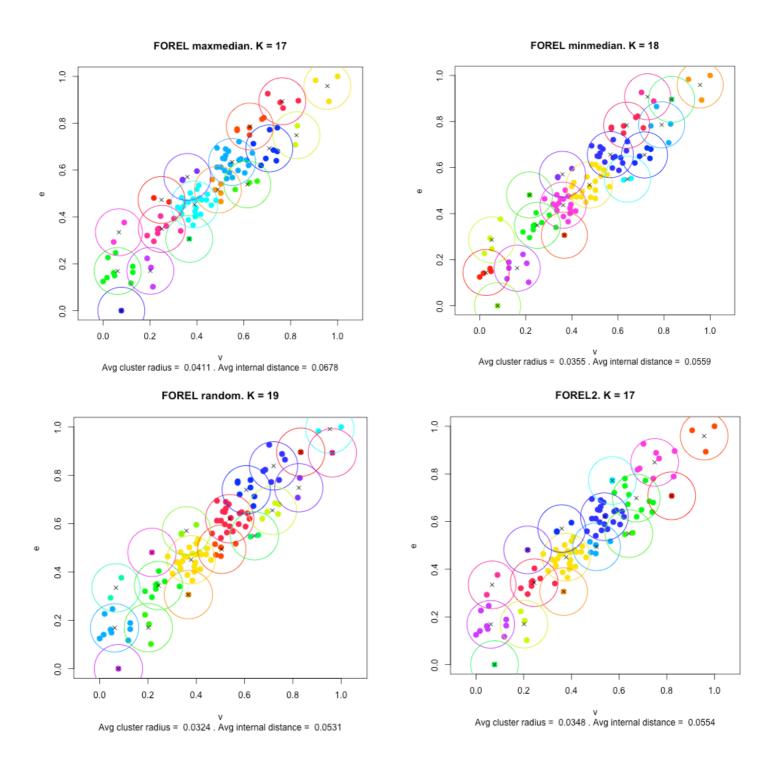
(1) Кластеризация проводилась по масштабированным данным (см. pаздел 3.2 n. 1).

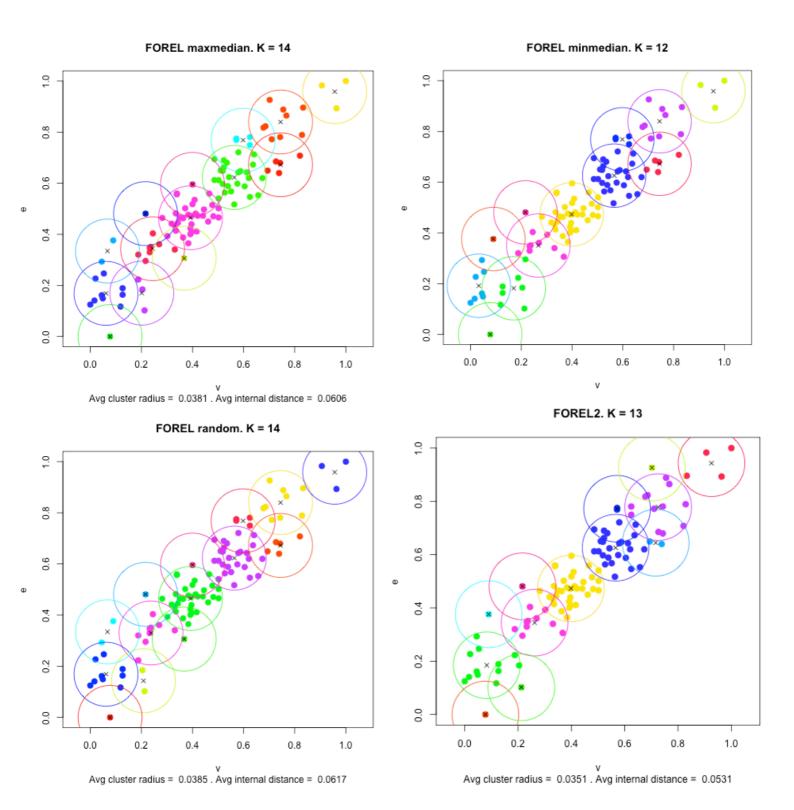
Было проведено два эксперимента: в первом варьировался радиус при поиске кластеров различными модификациями алгоритма, во втором радиус фиксировался, а начальные приближения выбирались случайно.

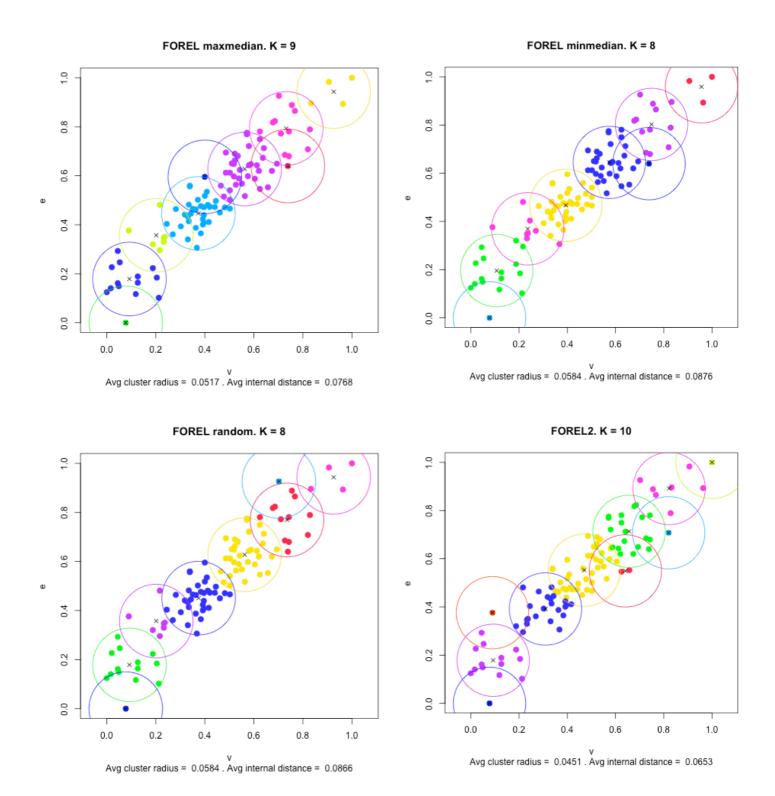
(2) Результаты первого эксперимента.

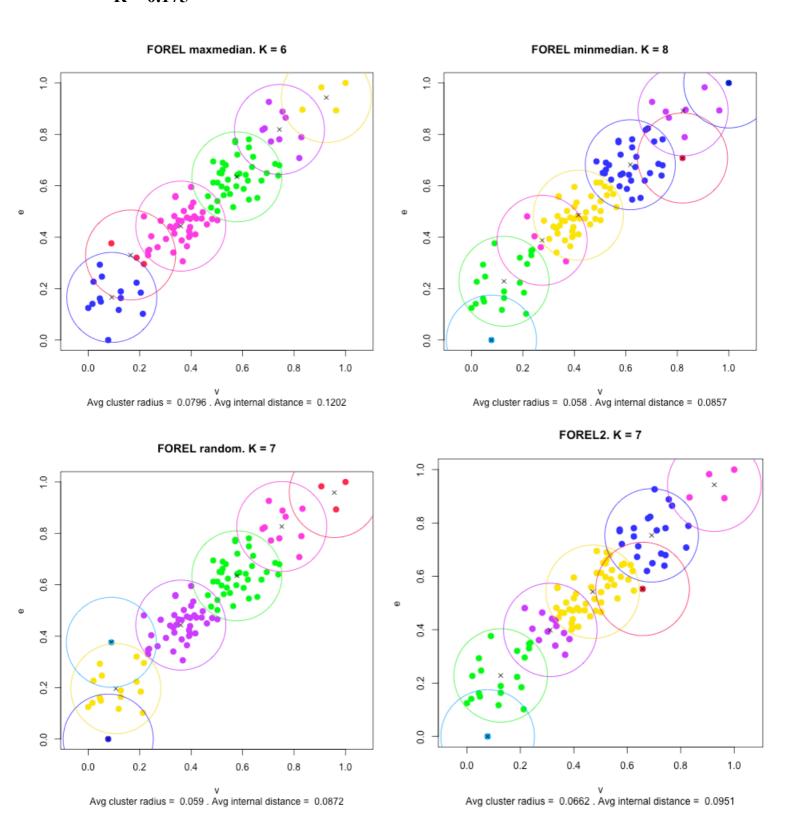
Радиус варьировался в промежутке [0.1; 0.325] с шагом в $\delta = 0.025$.

K – количество найденных кластеров. FOREL maxmedian, FOREL minmedian, FOREL random – «стандартный» вариант алгоритма с соответствующим способом выбора начальных приближений. FOREL2 – модификация «с полным просмотром».

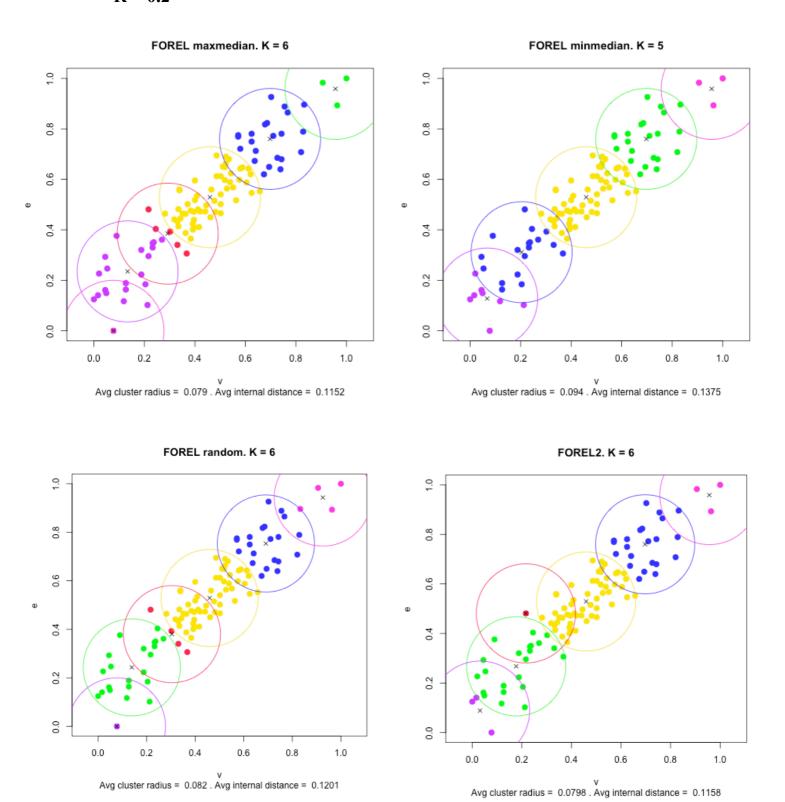


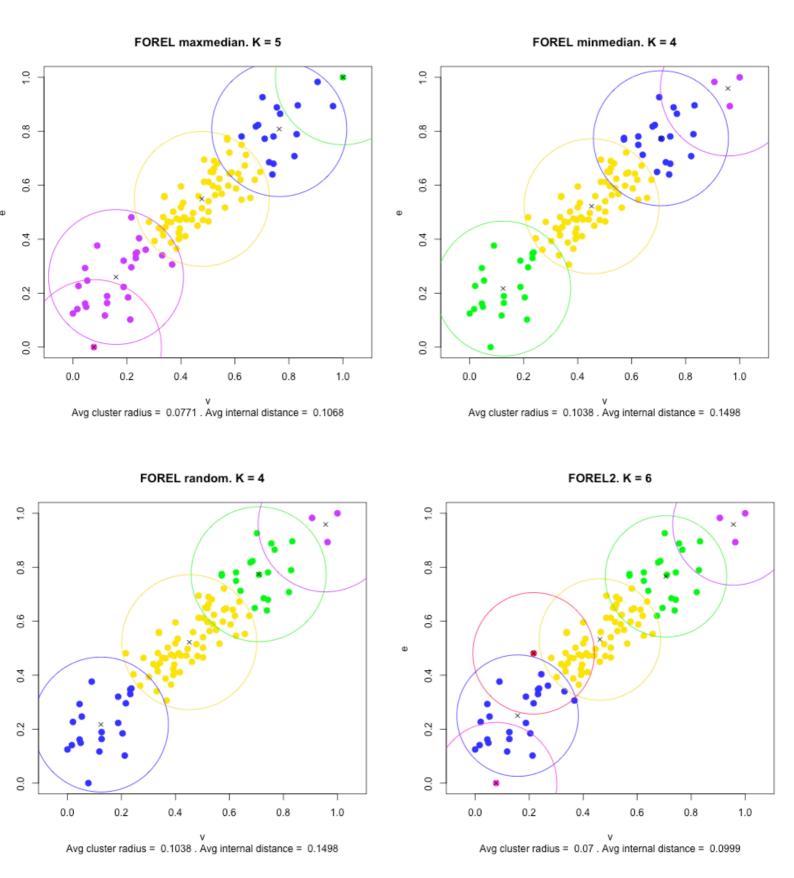


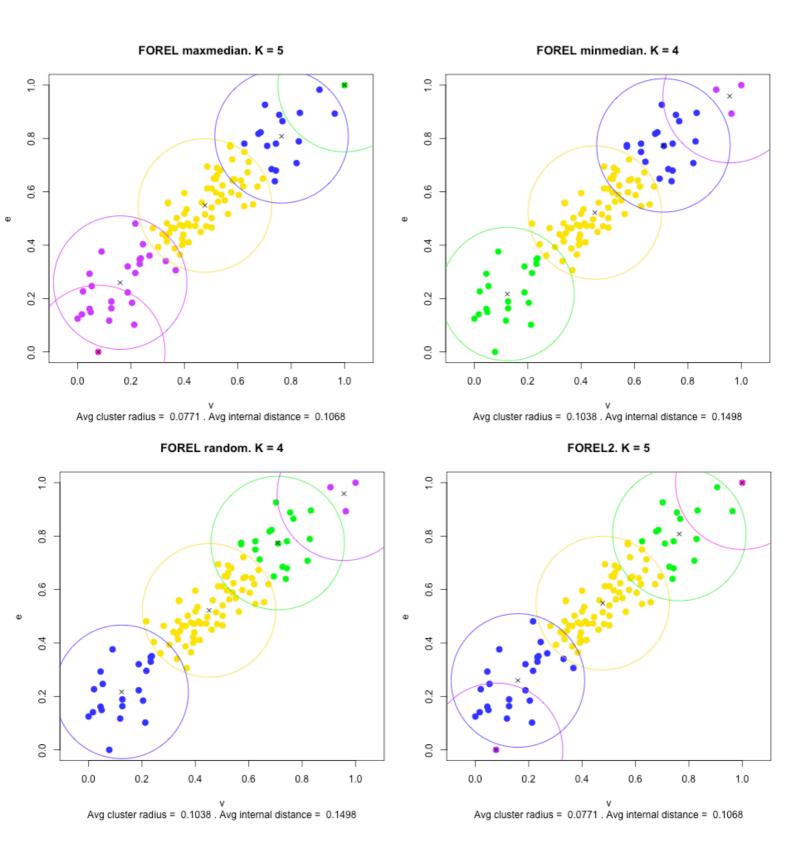


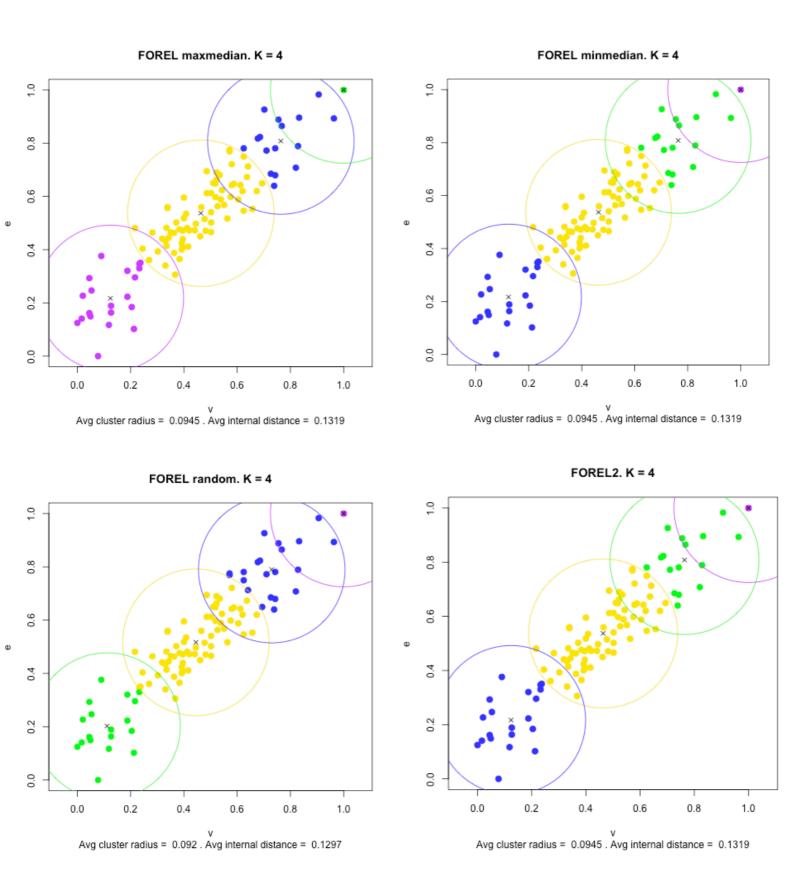


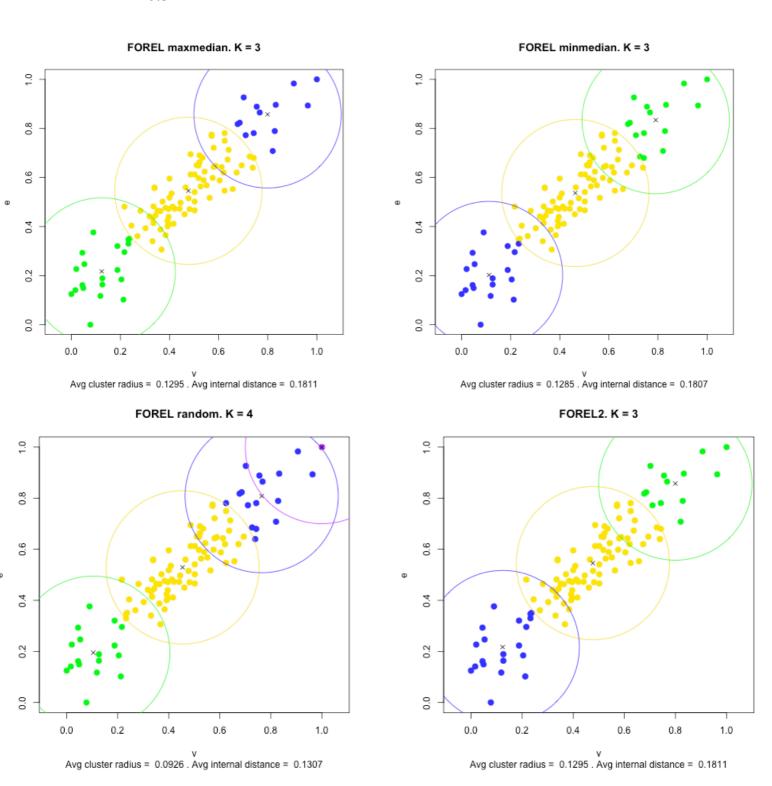
R = 0.2

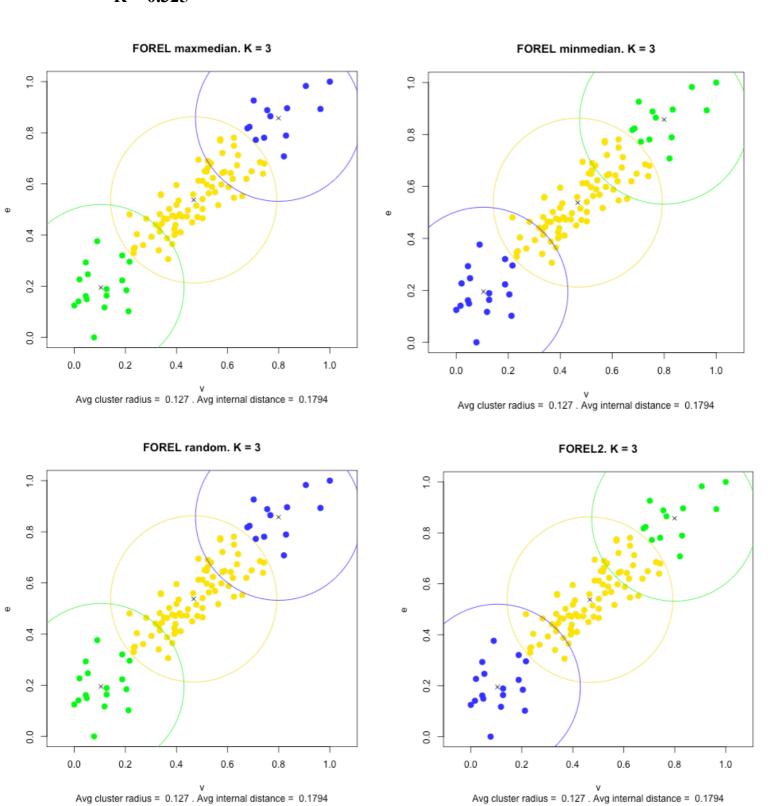












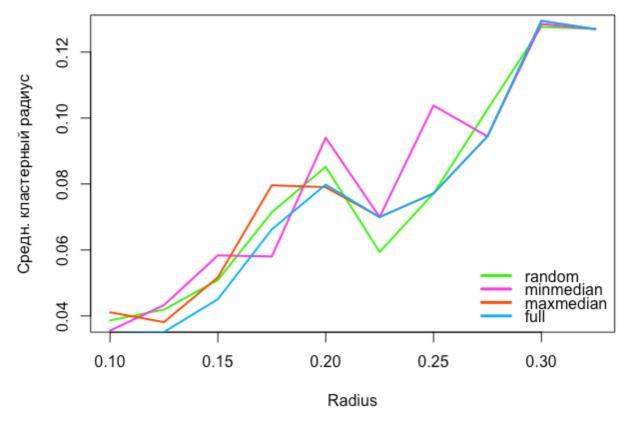
Сравнительная таблица

	Средн	ний кластер	оный рад	иус	Сред	нее внутрі расстоя		oe
R	Ст	андартный		С	Ст	андартный	1	С полны
	Maxmedi an	Minmedia n	Rando m	м просм отром	Maxmedia n	Minmedi an	Random	м просм отром
0.1	0.04109	0.03553	0.032	0.034	0.06781	0.0559	0.0531	0.055
	562	614	36344	79994	942	4195	0429	36840
0.12	0.03812	0.04327	0.038	0.035	0.06058	0.0655	0.0616	0.053
5	300	640	48928	12750	621	1348	9720	11393
0.15	0.05170	0.05835	0.058	0.045	0.07675	0.0875	0.0865	0.065
	254	503	41075	06971	329	8054	9528	31378
0.17	0.07960	0.05803	0.059	0.066	0.12023	0.0856	0.0871	0.095
5	202	598	00465	23173	622	5217	8532	11398
0.2	0.07902	0.09402	0.081	0.079	0.11520	0.1374	0.1200	0.115
	859	532	97344	81205	496	9269	9480	83243
0.22	0.06997	0.06997	0.059	0.069	0.09987	0.0998	0.0847	0.099
	255	255	38874	97255	377	7377	1683	87377
0.25	0.07714	0.10379	0.103	0.077	0.10676	0.1498	0.1498	0.106
	720	381	79381	14720	493	1927	1927	76493
0.27	0.09445	0.09445	0.092	0.094	0.13185	0.1318	0.1296	0.131
	128	128	01983	45128	564	5564	9719	85564
0.3	0.12945	0.12850	0.092	0.129	0.18105	0.1807	0.1306	0.181
	532	745	58588	45532	053	4903	6532	05053
0.32	0.12699	0.12699	0.126	0.126	0.17940	0.1794	0.1794	0.179
	336	336	99336	99336	961	0961	0961	40961
	Ко	личество к	ластеров	3				
R	Ст	андартный		С полны				
	Maxmedi an	Minmedia n	Rando m	м просм отром				
0.1	17	18	19	17				
0.12 5	14	12	14	13				

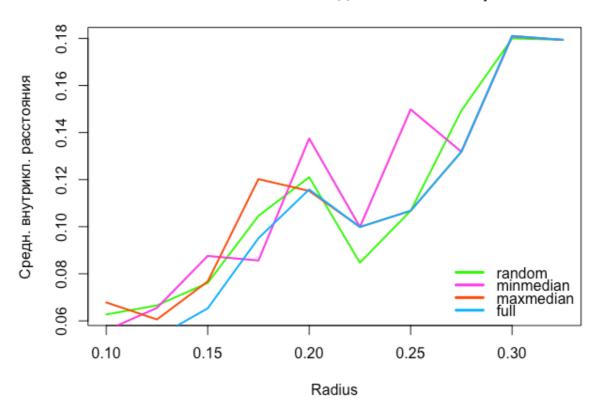
0.15	9	8	8	10	
0.17 5	6	8	7	7	
0.2	6	5	6	6	
0.22 5	6	6	7	6	
0.25	5	4	4	5	
0.27 5	4	4	4	4	
0.3	3	3	4	3	
0.32 5	3	3	3	3	

Для заданного радиуса в зависимости от способа выбора начальных приближений получается различное количество кластеров, в силу этого сложно оценивать качество полученных кластеров с помощью рассматриваемых характеристик.

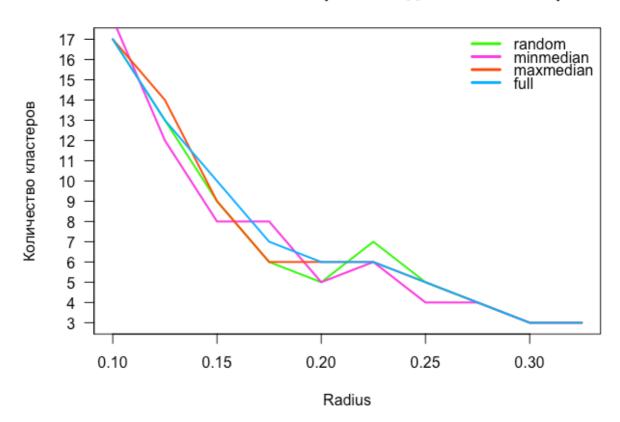
Зависимость СКР от R для FOREL алгоритмов



Зависимость CBкP от R для FOREL алгоритмов



Зависимость кол-ва кластеров от R для FOREL алгоритмов



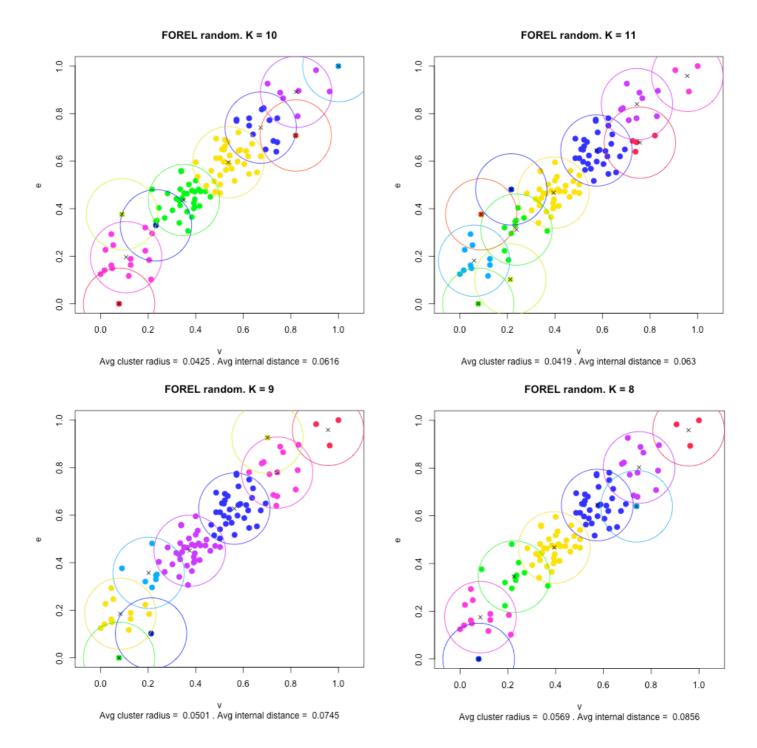
1) Результаты второго эксперимента. R = 0.15.

Значение радиуса было зафиксировано на уровне R = 0.15.

В этом эксперименте стандартный вариант алгоритма был запущен 10 раз. В результате получилось 10 различных разбиений на кластеры. Начальные приближения выбирались случайно. Далее представлена таблица с характеристиками разбиения.

Получившиеся разбиения можно поделить на группы по количеству выделенных кластеров (K). На графиках представлены разбиения с лучшими характеристиками в своей группе.

Nº	Средний кластерный радиус	Среднее внутрикластерное расстояние	Количество кластеров
1	0.05252209	0.07770190	9
2	0.05382640	0.07967489	9
3	0.04245416	0.06156258	10
4	0.05841075	0.08659528	8
5	0.05054584	0.07553307	9
6	0.05072532	0.07607701	9
7	0.05087707	0.07609360	9
8	0.04185156	0.06298835	11
9	0.05013994	0.07454487	9
10	0.05688853	0.08563213	8



(4) Выводы

1. К-средних.

В ходе выполнения лабораторной работы ознакомились кластерным анализом, в частности, k-means - методом k-средних.

К недостаткам k-means можно отнести:

- необходимость заранее знать количество кластеров;
- чувствительность к выбору начальных центров кластеров.

В отчете использовался вариант k-means, когда пересчет центров кластеров осуществляется после распределения всех пар (v, E) по кластерам, пока центры не перестанут меняться (кодовое название: "Lazy"). Однако, разработанный скрипт также содержит другой вариант метода k-средних, где пересчет центров происходит после каждого добавления точки (кодовое название: "Long").

В результате работы алгоритма k-средних, выборка была разделена на 7 кластеров.

2. Поиск сгущений.

В ходе лабораторной работы был реализован алгоритм поиска сгущений (ForEl) для кластеризации точек на двумерной плоскости в двух модификациях: «стандартной» и «с полным просмотром».

Для «стандартного» варианта было реализовано три способа выбора начальных приближений.

Было проведено два набора экспериментов: в первом варьировался радиус и способы поиска кластеров сравнивались между собой, во втором для фиксированного радиуса и случайных начальных приближений несколько раз запускался «стандартный» алгоритм для определения надежности характеристик полученного разбиения.

По результатам проведенного исследования можно сделать вывод, что при использовании метода поиска сгущений, значения среднего кластерного расстояния и среднего кластерного радиуса достигаются в случае успешного нахождения плотных зон (сгущений). Однако, при таком разбиении остаются точки, образующие кластеры нулевого радиуса и с нулевым кластерным расстоянием.

Также полученные значения среднего внутрикластерного расстояния и среднего кластерного радиуса довольно устойчивы, при фиксации радиуса кластера.

Основной задачей работы является визуализация результатов работы алгоритма. Результаты представлены в тексте работы в виде графиков и таблиц.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В заключении, следует отметить, что статистическая модель включает в себя огромное множество методов, техник и инструментов для работы с экспериментальными данными, и в данной работе была изучена лишь малая часть этого аппарата.

В ходе работы были успешно достигнуты поставленные цели и в выполнены все задачи.

С помощью среды разработки RStudio был написан программный код, позволяющий производить первичную обработку выборки, получать изображения гистограммы, частотного полигона и ЭФР для интервального ряда, полученного из выборки, оценивать выборочные характеристики, проверять простые гипотезы о согласии с нормальным законом по критерию Пирсона, осуществлять обработку двумерных выборок, осуществлять корреляционный и регрессионный анализ.

Разработанные скрипты также позволяют проводить исследования и визуализировать методы кластеризации k-means и поиска сгущений.

ПРИЛОЖЕНИЕ А ЛИСТИНГИ С ИСХОДНЫЙ КОДОМ НА ЯЗЫКЕ R

lab1.r

```
library("dplyr");
library("stats");
library("readr");
# входные данные
# задаем размер выборки
N < -107
# считываем файл с выборкой
sample <- read csv("input/sample 107.csv")</pre>
# -----
# рассчитываем количество интервалов
numClass <- 1 + floor(log2(N))</pre>
# ранжированные таблицы
a <- arrange(sample, v)</pre>
b <- arrange(sample, E)</pre>
# ранжированные массивы
v < -a[[1]]
e < - b[[2]]
# вариационные ряды
vStat <- count(a, v)
eStat <- count(b, E)
# размах выборок
vRange <- diff(range(v))</pre>
eRange <- diff(range(e))
# длины интервалов
vIntLength <- vRange/numClass
eIntLength <- eRange/numClass
# границы интервалов
vInterv \leftarrow seq(from = min(v), to = max(v), by = vRange/numClass)
eInterv <- seq(from = min(e), to = max(e), by = eRange/numClass)
# интервальные ряды
vIntSeq <- table(cut(v, vInterv, right = F, include.lowest = T))</pre>
vIntSeq <- as.data.frame(vIntSeq)</pre>
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, vInterv[1:7] + (vRange/(2*numClass)))</pre>
colnames(vIntSeq) <- c('Intervals', 'Freq', "Mids")</pre>
vIntSeq <- as.tbl(vIntSeq)</pre>
```

```
eIntSeq <- table(cut(e, eInterv, right = F, include.lowest = T))</pre>
eIntSeq <- as.data.frame(eIntSeq)</pre>
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, eInterv[1:7] + (eRange/(2*numClass)))</pre>
colnames(eIntSeq) <- c('Intervals', 'Freq', "Mids")</pre>
eIntSeq <- as.tbl(eIntSeq)</pre>
# Эмпирические функции распределения
# Абсолютная ЭФР
# Если определять F(x) = P(X < x) (лекция Середы)
plot(stepfun(vIntSeq$Mids, cumsum(c(0, vIntSeq$Freq)), right = F),
     verticals = F,
     lab = c(30, 15, 8),
     main = "Абс. ЭФР для v",
     ylab = "F(x) = P(X < x)",
     xlab = "v",
     col = "darkgreen",
     lwd = 2,
     cex.points = 1.5,
     pch = 60,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = vIntSeq$Mids, labels = round(vIntSeq$Mids, digits =
1))
axis(2, at = cumsum(c(0, vIntSeq$Freq)),
     labels = cumsum(c(0, vIntSeq\$Freq)), las = 1)
## Это если определять F(x) = P(X \le x) (определяли раньше)
plot(stepfun(vIntSeq$Mids, cumsum(c(0, vIntSeq$Freq)), right = T),
     verticals = F,
     lab = c(30, 15, 8),
     main = "Абс. ЭФР для v",
     ylab = "для F(x) = P(X \le x)",
     xlab = "v",
     col = "darkgreen",
     lwd = 2,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = vIntSeq$Mids, labels = round(vIntSeq$Mids, digits =
1))
axis(2, at = cumsum(c(0, vIntSeqFreq)),
     labels = cumsum(c(0, vIntSeq\$Freq)), las = 1)
# \exists TO F(x) = P(X < x)
plot(stepfun(eIntSeq$Mids, cumsum(c(0, eIntSeq$Freq)), right = F),
     verticals = F,
     lab = c(30, 15, 8),
     main = "Абс. ЭФР для Е",
     ylab = "для F(x) = P(X < x)",
     xlab = "E",
     col = "darkblue",
```

```
lwd = 2,
     cex.points = 1.5,
     pch = 60,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = eIntSeq$Mids, labels = round(eIntSeq$Mids, digits =
1))
axis(2, at = cumsum(c(0, eIntSeq$Freq)),
     labels = cumsum(c(0, eIntSeq\$Freq)), las = 1)
# \exists To F(x) = P(X \le x)
plot(stepfun(eIntSeq$Mids, cumsum(c(0, eIntSeq$Freq)), right = T),
     verticals = F,
     lab = c(30, 15, 8),
     main = "Абс. ЭФР для E",
     ylab = "для F(x) = P(X \le x)",
     xlab = "E",
     col = "darkblue",
     lwd = 2,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = eIntSeq$Mids, labels = round(eIntSeq$Mids, digits =
1))
axis(2, at = cumsum(c(0, eIntSeq$Freq)),
     labels = cumsum(c(0, eIntSeq\$Freq)), las = 1)
# Относительная ЭФР
# Это F(x) = P(X < x) для v
plot(stepfun(vIntSeq$Mids, cumsum(c(0, vIntSeq$Freq))/N, right =
F),
     verticals = F,
     lab = c(15, 5, 8),
     main = "Отн. ЭФР для v",
     ylab = "для F(x) = P(X < x)",
     xlab = "v",
    col = "darkgreen",
    lwd = 2,
    cex.points = 1.5,
     pch = 60,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = vIntSeq$Mids, labels = round(vIntSeq$Mids, digits =
2))
axis(2, at = cumsum(c(0, vIntSeqFreq))/N,
     labels = round(cumsum(c(0, vIntSeqFreq))/N, digits = 2), las
= 1)
# Это F(x) = P(X \le x) для v
plot(stepfun(vIntSeq$Mids, cumsum(c(0, vIntSeq$Freq))/N, right =
T),
    verticals = F,
```

```
lab = c(15, 5, 8),
     main = "Отн. ЭФР для v",
     ylab = "для F(x) = P(X \le x)",
     xlab = "v",
     col = "darkgreen",
     lwd = 2,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = vIntSeq$Mids, labels = round(vIntSeq$Mids, digits =
2))
axis(2, at = cumsum(c(0, vIntSeq$Freq))/N,
     labels = round(cumsum(c(0, vIntSeq$Freq))/N, digits = 2), las
= 1)
# Это F(x) = P(X < x) для E
plot(stepfun(eIntSeq$Mids, cumsum(c(0, eIntSeq$Freq))/N, right =
F),
     verticals = F,
     lab = c(15, 5, 8),
     main = "Отн. ЭФР для Е",
    ylab = "для F(x) = P(X < x)",
     xlab = "E",
     col = "darkblue",
    lwd = 2,
    cex.points = 1.5,
     pch = 60,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = eIntSeq$Mids, labels = round(eIntSeq$Mids, digits =
2))
axis(2, at = cumsum(c(0, eIntSeq$Freq))/N,
     labels = round(cumsum(c(0, eIntSeqFreq))/N, digits = 2), las
= 1)
# Это F(x) = P(X <= x) для E
plot(stepfun(eIntSeq$Mids, cumsum(c(0, eIntSeq$Freq))/N, right =
T),
     verticals = F,
     lab = c(15, 5, 8),
     main = "Отн. ЭФР для Е",
    ylab = "для F(x) = P(X \le x)",
    xlab = "E",
     col = "darkblue",
     lwd = 2,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = eIntSeq$Mids, labels = round(eIntSeq$Mids, digits =
2))
axis(2, at = cumsum(c(0, eIntSeq$Freq))/N,
     labels = round(cumsum(c(0, eIntSeqFreq))/N, digits = 2), las
= 1)
```

```
###vecdf <- ecdf(rep(vInterv, vIntSeq$Freq), right = T)
###eecdf <- ecdf(rep(eIntSeq$Mids, eIntSeq$Freq))
# Гистограммы
vhist <- hist(v, breaks = vInterv, right = F, include.lowest = T)</pre>
#vhist$density <- vhist$density * vIntLength</pre>
 plot(vhist,
       #col = "honeydew",
       col = "lightgreen",
       main = "Гистограмма для v",
       ylab = "Абс. частота",
       xlab = "v",
       xaxt = "n",
       vaxt = "n")
  axis(1, at = c(vInterv, vIntSeq$Mids),
       labels = round( c(vInterv, vIntSeq$Mids), digits = 1 ) )
  axis(2, at = c(0, vhist$counts), las = 1,
       labels = c(0, vhist$counts))
 plot(vhist,
       freq = F,
       #col = "honeydew3",
       col = "darkgreen",
       main = "Гистограмма для v",
       ylab = "",
      xlab = "v",
       xaxt = "n",
       yaxt = "n")
 mtext(text = "Плотность", side = 3, line = 0,
        las = 1, adj = 1, padj=0, at = 345)
  axis(1, at = c(vInterv, vIntSeq$Mids),
       labels = round( c(vInterv, vIntSeq$Mids), digits = 1 ) )
  axis(2, at = c(0, vhist\$density, 1), las = 1,
       labels = round( c(0, vhist$density, 1), digits = 4))
ehist <- hist(e, breaks = eInterv, right = F, include.lowest = T)</pre>
#ehist$density <- ehist$density * eIntLength</pre>
 plot(ehist,
       col = "blue",
       main = "Гистограмма для Е",
       ylab = "AGC.  yactota" ,
       xlab = "E",
```

```
xaxt = "n",
       yaxt = "n")
 axis(1, at = c(eInterv, eIntSeq$Mids),
       labels = round( c(eInterv, eIntSeq$Mids), digits = 1 ) )
 axis(2, at = c(0, ehist$counts), las = 1,
      labels = c(0, ehist$counts))
 plot(ehist,
      freq = F,
      main = "Гистограмма для E",
      ylab = "",
      xlab = "E",
      col = "darkblue",
      xaxt = "n",
      yaxt = "n")
 mtext(text = "Плотность", side = 3, line = 0,
       las = 1, adj = 1, padj=0, at = 80)
 axis(1, at = c(eInterv, eIntSeq$Mids),
       labels = round( c(eInterv, eIntSeq$Mids), digits = 1 ) )
 axis(2, at = c(0, ehist$density, 1), las = 1,
       labels = round( c(0, ehist$density, 1), digits = 4))
# Полигоны
 plot(vhist$mids, vhist$counts,
       # xlim = c(min(vhist$breaks), max(vhist$breaks)),
      ylim = c(0, max(vhist$counts)),
      type = "o",
      xlab = "v",
      ylab = "Частота",
      main = "Частотный полигон для v",
      pch = 19,
      xaxt = "n",
      yaxt = "n")
 axis(1, at = vIntSeq$Mids,
       labels = round(vIntSeq$Mids, digits = 1 ) )
 axis(2, at = c(0, vhist$counts), las = 1,
       labels = c(0, vhist$counts))
 polygon(vhist$mids[c(1, 1:7, 7)],
          c(0, vhist$counts, 0),
          border = "darkgreen",
          col = "honeydew")
 plot(vhist$mids, vhist$density,
            xlim = range(vhist$breaks),
       ylim = c(0, max(vhist$density)),
```

```
type = "o",
     xlab = "v",
     ylab = "",
     main = "Полигон плотности для v",
     pch = 19,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
mtext(text = "Плотность", side = 3, line = 0,
      las = 1, adj = 1, padj=0, at = 365)
axis(1, at = vIntSeq$Mids,
     labels = round(vIntSeq$Mids, digits = 1 ) )
axis(2, at = c(0, vhist$density, 1), las = 1,
     labels = round( c(0, vhist\$density, 1), digits = 4))
polygon(vhist$mids[c(1, 1:7, 7)],
        c(0, vhist$density, 0),
        border = "darkgreen",
        col = "lightgreen")
plot(ehist$mids, ehist$counts,
     # xlim = c(min(ehist$breaks), max(ehist$breaks)),
     ylim = c(0, max(ehist$counts)),
     type = "o",
     xlab = "E",
     ylab = "\mbox{\em "}\mbox{\em dactora"},
     main = "Частотный полигон для Е",
     pch = 19,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
axis(1, at = eIntSeq$Mids,
     labels = round(eIntSeq$Mids, digits = 1 ) )
axis(2, at = c(0, ehist$counts), las = 1,
     labels = c(0, ehist$counts))
polygon(ehist$mids[c(1, 1:7, 7)],
        c(0, ehist$counts, 0),
        border = "darkblue",
        col = "azure")
plot(ehist$mids, ehist$density,
     # xlim = range(ehist$breaks),
     ylim = c(0, max(ehist$density)),
     type = "o",
     xlab = "E",
     ylab = "",
     main = "Полигон плотности для E",
     pch = 19,
     xaxt = "n",
     yaxt = "n")
```

lab2.r

```
# vIntSeq
# eIntSeq
colnames(vIntSeq) <- c('Intervals', 'Counts', "Mids")</pre>
colnames(eIntSeq) <- c('Intervals', 'Counts', "Mids")</pre>
#добавим частоты
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, Freq = vIntSeq$Counts/N)</pre>
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, Freq = eIntSeq$Counts/N)</pre>
#условные варианты
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, ui = (vIntSeq$Mids - vIntSeq$Mids[4])/</pre>
vIntLength)
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, ui = (eIntSeq$Mids - eIntSeq$Mids[4])/
eIntLength)
vC <- vIntSeq$Mids[4]</pre>
eC <- eIntSeq$Mids[4]
# чисто для таблицы из отчета
#vIntSeq <- cbind(vIntSeq, step1 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$Count))</pre>
#vIntSeq <- cbind(vIntSeq, step2 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$step1))</pre>
#vIntSeq <- cbind(vIntSeq, step3 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$step2))</pre>
#vIntSeq <- cbind(vIntSeq, step4 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$step3))</pre>
\# (x i + 1)^4 * n i
#vIntSeq <- cbind(vIntSeq, check = ((vIntSeq$ui + 1)^4 *</pre>
vIntSeq$Count))
#слагаемые первого условного момента
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, M1 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$Freq))</pre>
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, M1 = (eIntSeq$ui * eIntSeq$Freq))</pre>
#слагаемые второго условного момента
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, M2 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$M1))</pre>
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, M2 = (eIntSeq$ui * eIntSeq$M1))</pre>
#слагаемые третьего условного момента
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, M3 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$M2))</pre>
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, M3 = (eIntSeq$ui * eIntSeq$M2))</pre>
#слагаемые четвертого условного момента
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, M4 = (vIntSeq$ui * vIntSeq$M3))</pre>
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, M4 = (eIntSeq$ui * eIntSeq$M3))</pre>
# проверочный столбец
vIntSeq <- cbind(vIntSeq, check = ((vIntSeq$ui + 1)^4 *
vIntSeq$Freq))
eIntSeq <- cbind(eIntSeq, check = ((eIntSeq$ui + 1)^4 *
eIntSeq$Freq))
```

```
# чисто для таблицы из отчета
my eIntSeq <- cbind(eIntSeq, step1 = (eIntSeq$ui * eIntSeq$Count))</pre>
my eIntSeq <- cbind(my eIntSeq, step2 = (my eIntSeq$ui *
my eIntSeq$step1))
my eIntSeq <- cbind(my eIntSeq, step3 = (my eIntSeq$ui *
my eIntSeq$step2))
my eIntSeq <- cbind(my eIntSeq, step4 = (my eIntSeq$ui *
my eIntSeq$step3))
\# (x i + 1)^4 * n i
my eIntSeq <- cbind(my eIntSeq, check = ((my eIntSeq$ui + 1)^4 *
my eIntSeq$Count))
moments <- data.frame(</pre>
 v = colSums(vIntSeq[c("M1", "M2", "M3", "M4")]),
  e = colSums(eIntSeq[c("M1", "M2", "M3", "M4")]))
###проверка
## vIntSeq$M4 + 4*vIntSeq$M3 + 6*vIntSeq$M2 + 4*vIntSeq$M1 +
vIntSeq$Freq
## ((vIntSeq$ui + 1)^4) * vIntSeq$Freq
## sum(eIntSeq$M4 + 4*eIntSeq$M3 + 6*eIntSeq$M2 + 4*eIntSeq$M1 +
eIntSeq$Freq)
# sum(((eIntSeq$ui + 1)^4) * eIntSeq$Freq)
###
#выборочное среднее
moments <- rbind(moments, mean = c(moments$v[1] * vIntLength + vC,
                                    moments$e[1] * eIntLength +
eC))
# дисперсия
moments <- rbind(moments, dispersion = c((moments$v[2] -
moments$v[1]^2)*(vIntLength^2),
                                   (moments$e[2] -
moments$e[1]^2) * (eIntLength^2)))
#исправленная дисперсия (несмещенная)
moments["var",] <- moments["dispersion",] * (N/(N-1))</pre>
moments <- moments [-c(6),]
#несмещенное средн.кв. отлонение
moments <- rbind(moments, deviation = sqrt(moments["var",]))</pre>
#оценка асимметрии
moments <- rbind(moments,
                 asymmetry = (moments[3,] -
3*moments[2,]*moments[1,] + 2*(moments[1,]^3))*((c(vIntLength,
eIntLength)/moments["deviation",])^3))
#оценка экспесса
```

```
iod <- c(vIntLength, eIntLength)/moments["deviation",]
iod <- iod^4
m4 <- moments[4,] - 4*moments[3,]*moments[1,] +
6*moments[2,]*(moments[1,])^2 - 3*(moments[1,]^4)
moments <- rbind(moments, excess = m4*iod - 3)</pre>
```

lab3.r

```
#интервальные оценки для мат.ожидания
##надежность
y < -0.95
### распределение Стьюдента - симметричное, поэтому делим на два
ty < -qt((1-y)/2, df = N-1)
deviation <- moments$v[8];</pre>
conf <- (deviation * ty)/sqrt(N)</pre>
### доверительный интервал для мат.ожидания v
vMeanConfInt <- c(moments$v[5] - conf, moments$v[5] + conf)</pre>
deviation <- moments$e[8]</pre>
conf <- (deviation * ty)/sqrt(N)</pre>
### доверительный интервал для мат.ожидания Е
eMeanConfInt <- c(moments$e[5] - conf, moments$e[5] + conf)</pre>
#интервальные оценки для СКВО
vDevConfInt \leftarrow sqrt((N-1)*moments["var","v"]/qchisq(c((1+y)/2, (1-
y)/2), df = N-1))
eDevConfInt \leftarrow sqrt((N-1)*moments["var","e"]/qchisq(c((1+y)/2, (1-
y)/2), df = N-1))
#проверка простой гипотезы о нормальном распределении
a <- pnorm(vInterv[2:7], mean = moments["mean", "v"], sd =
moments["deviation", "v"])
vHyp \leftarrow cbind(vIntSeq[, 1:4], pThLB = c(0, a), pThRB = c(a, 1))
vHyp <- cbind(vHyp, ThFreq = vHyp$pThRB - vHyp$pThLB)
vHyp <- cbind(vHyp, ThCounts = vHyp$ThFreq * N)</pre>
vChiSq <- sum( ((vHyp$Counts - vHyp$ThCounts)^2) / vHyp$ThCounts )</pre>
## а - уровень значимости, вероятность отклонить верную гипотезу
a < -0.05
if (vChiSq > qchisq(1-a, df = numClass - 3)) 'Reject at a = 0.05'
else 'Accept at a = 0.05'
a <- pnorm(eInterv[2:7], mean = moments["mean", "e"], sd =
moments["deviation", "e"])
eHyp <- cbind(eIntSeq[, 1:4], pThLB = c(0, a), pThRB = c(a, 1))
eHyp <- cbind(eHyp, ThFreq = eHyp$pThRB - eHyp$pThLB)
eHyp <- cbind(eHyp, ThCounts = eHyp$ThFreq * N)
eChiSq <- sum( ((eHyp$Counts - eHyp$ThCounts)^2) / eHyp$ThCounts )</pre>
## а - уровень значимости, вероятность отклонить верную гипотезу
a < -0.05
```

```
test <- qchisq(1-a, df = numClass - 3)
if (eChiSq > qchisq(1-a, df = numClass - 3)) 'Reject at a = 0.05'
else 'Accept at a = 0.05'
```

lab4.r

```
#корреляционная таблица
corTab <- table(cut(sample$v, vInterv, right = F, include.lowest =</pre>
T),
                 cut(sample$E, eInterv, right = F, include.lowest =
T))
## обращение к элементам corTab[x, y], x - номер интервала для
выборки v (от 1 до 7),
                                         у - номер интервала для
выборки Е
#коэффициент корреляции
corMat <- as.matrix(corTab)</pre>
rb1 <- t(t(corMat * vIntSeq$Mids) * eIntSeq$Mids)</pre>
rb1 <- sum(rb1) - N*moments["mean", "v"]*moments["mean", "e"]
rb1 <- rb1/(N*moments["deviation", "v"]*moments["deviation", "e"])</pre>
rb2 <- t(t(corMat * vIntSeq$ui) * eIntSeq$ui)
rb2 <- sum(rb2) - N*moments["M1", "v"]*moments["M1", "e"]
rb2 <- rb2*vIntLength*eIntLength
rb2 <- rb2/(N*moments["deviation", "v"]*moments["deviation", "e"])</pre>
#доверительный интервал с надежностью а
a < -0.95
z < -0.5*log((1+rb2)/(1-rb2))
z < -z + c(-qnorm((1+a)/2)/sqrt(N-3), qnorm((1+a)/2)/sqrt(N-3))
rConfInt <- (\exp(2*z) - 1)/(\exp(2*z) + 1)
#проверка гипотезы H: r = 0
## а - уровень значимости, вероятность отклонить верную гипотезу
a < -0.05
Tr \leftarrow rb2 * sqrt(numClass-2)/(1 - rb2^2)
ty \leftarrow qt(1-a/2, df = numClass-2) #критическое значение
if (Tr > ty) 'Reject at a = 0.05' else 'Accept at a = 0.05'
```

lab5.r

```
plot(sample,
       pch = 19,
       cex = 0.9,
       xaxt = "n",
       yaxt = "n",
       ylab = "E",
       main = "Выборка и прямые среднеквадратичной регрессии")
  axis(1, at = vInterv,
       labels = round(vInterv, digits = 1 ) )
  axis(2, at = eInterv, las = 1,
       labels = round(eInterv, digits = 1 ) )
  curve(moments["mean", "e"] +
          rb1 * (moments["deviation", "e"]/moments["deviation",
"v"]) * (x - moments["mean", "v"]),
        min(v), max(v),
        n = 10000,
        add = T_{,}
        lwd = 2,
        col = "red")
  lines(xv( seq(min(e), max(e), by = 0.01) ), seq(min(e), max(e),
by = 0.01),
        type = "1",
        lwd = 2,
        col = "blue")
  legend(x = c(1\$rect\$left, 1\$rect\$left + 1\$rect\$w),
         y = c(1\$rect\$top, 1\$rect\$top - 1\$rect\$h),
         legend = c("y(x)", "x(y)"),
         bty = "n",
         col = c("red", "blue"),
         1wd = 3,
         y.intersp = 0.5,
         title = "Прямые лин.регрессии",
         cex = 1.1,
         text.width = 20)
#остаточные дисперсии
resid_var <- c(moments["var", "e"]*(1 - rb2^2),
               moments["var", "v"]*(1 - rb2^2))
# групповые оценки для е (xi) и v (yi)
xi <- data.frame(Intervals = vIntSeq$Intervals, Mids =</pre>
vIntSea$Mids)
yi <- data.frame(Intervals = eIntSeq$Intervals, Mids =</pre>
eIntSeq$Mids)
```

```
xi <- cbind(xi, yHits = rowSums(corMat)) #то же самое, что yHits =
vIntSeq$Counts
yi <- cbind(yi, xHits = colSums(corMat))</pre>
xi <- cbind(xi, Avg y for Xint = rowSums(t(t(corMat) *</pre>
eIntSeq$Mids))/vIntSeq$Counts)
yi <- cbind(yi, Avg x for Yint = colSums(corMat * vIntSeq$Mids)/</pre>
eIntSeq$Counts)
xi <- cbind(xi,
            deltaSq = rowSums(corMat * (rep.int(1, 7) %*%
t(yi$Mids) - xi$Avg y for Xint)^2)/xi$yHits)
#дельта квадрат горизонтальная
yi <- cbind(yi,
            deltaSq = colSums(corMat * t((rep.int(1, 7) %*%
t(xi$Mids) - yi$Avg x for Yint)^2))/yi$xHits)
# внутригрупповые дисперсии
Dx in <- sum(yi$xHits * yi$deltaSq)/N</pre>
Dy in <- sum(xi$yHits * xi$deltaSq)/N
# межгрупповые дисперсии
Dx out <- sum(yi$xHits * (yi$Avg x for Yint - moments["mean",
"v"])^2)/N
Dy out <- sum(xi$yHits * (xi$Avg y for Xint - moments["mean",
"e"])^2)/N
# корреляционное отношение
#Dy out/(Dy out + Dy in)
etaSq <- Dx out/(Dx out + Dx in)
etaSq <- Dy out/(Dy out + Dy in)
sqrt(Dx out/(Dx out + Dx in)) > rb1
# апроксимация параболой
## для у ~ х
t <- solve(matrix(c(sum(v^4), sum(v^3), sum(v^2),
                    sum(v^3), sum(v^2), sum(v),
                    sum(v^2), sum(v), N),
                  nrow = 3),
           c(sum(e*v^2),
             sum(e*v),
             sum(e)))
## для х ~ у
t <- c(t,
       solve (matrix(c(sum(e^4), sum(e^3), sum(e^2),
                       sum(e^3), sum(e^2), sum(e),
                      sum(e^2), sum(e), N),
                    nrow = 3),
```

```
c(sum(v*e^2),
               sum(v*e),
               sum(v))
 plot(sample,
       pch = 19,
       cex = 0.9,
       xaxt = "n",
       yaxt = "n",
       ylab = "E",
       main = "Выборка и параболы ср.-кв. регрессии")
 legend(x = c(1\$rect\$left, 1\$rect\$left + 1\$rect\$w),
         y = c(1\$rect\$top, 1\$rect\$top - 1\$rect\$h),
         inset = 0,
         legend = c("y(x)", "x(y)"),
         col = c("red", "blue"),
         bty = "n",
         title = "Параболы",
         lwd = 3,
         y.intersp = 0.5,
         cex = 1.1,
         text.width = 20)
 axis(1, at = vInterv,
       labels = round(vInterv, digits = 1 ) )
 axis(2, at = eInterv, las = 1,
       labels = round(eInterv, digits = 1 ) )
 curve(t[1]*x^2 + t[2]*x + t[3], min(v), max(v),
        n = 10000,
        add = T,
        lwd = 2,
        col = "red")
 lines (sapply (seq (min (e), max (e), by = 0.01), function (x)
t[4]*x^2 + t[5]*x + t[6]),
        seq(min(e), max(e), by = 0.01),
        type = "1",
        lwd = 2,
        col = "blue")
```

lab6.r

```
#reevaluateCenters <- function(clusters, centers){
# for(i in 1:nrow(centers)) {
# centers[i, ] <- c(mean(clusters$v[which(clusters$clNum == i)]),
# mean(clusters$e[which(clusters$clNum == i)]))</pre>
```

```
return(centers)
# }
# reuire(purrr)
makeClusters <- function(clusteredPoints, centers) {</pre>
  for(i in 1:nrow(clusteredPoints)){
    clusteredPoints[i, 3] <-</pre>
which.min(dist(rbind(clusteredPoints[i, 1:2], centers))
[1:nrow(centers)])
 return(clusteredPoints)
clusterDensity <- function(clusters, centers, rad = T){</pre>
  clDen <- 0
  if (rad) {
    for (i in 1:nrow(centers)) {
      d <- rbind(centers[i, ], clusters[which(clusters$clNum ==</pre>
i), 1:2])
      clDen \leftarrow clDen + mean(dist(d)[1:(nrow(d)-1)])
    }
  } else {
    for (i in 1:nrow(centers)) {
      dd <- mean(dist(clusters[which(clusters$clNum == i), 1:2]))</pre>
      if (is.finite(dd)) clDen <- clDen + dd
 return(clDen/nrow(centers))
plotClusters <- function(clusters, K, alg option, quality1 = NULL,
quality2 = NULL) {
  plot(clusters[, 1:2],
       asp = 1, xlim = c(0, 1), ylim = c(0, 1),
       pch = 19,
       col = clusters$clNum,
       cex = 1.3,
       main = paste0(alg option, ". K = ", K))
  if ((!is.null(quality1)) && (!is.null(quality2)) ) title(sub =
paste("Avg cluster radius = ", round(quality1, digits = 4),
". Avg internal distance = ", round(quality2, digits = 4)))
 points(clusters[which(is.na(clusters$clNum)), 1:2])
reevaluateCenterOfCluster <- function(cluster) {
  return(c(mean(cluster[[1]]), mean(cluster[[2]])))
```

```
reevaluateCenters <- function(clusters, K, centers) {</pre>
  for(i in 1:K) {
    centers[i, ] <-</pre>
reevaluateCenterOfCluster(clusters[which(clusters$clNum == i),])
 return (centers)
initCenters <- function(sample, K, method) {</pre>
  N <- nrow(sample)</pre>
  switch (method,
          random ={
             centers <- sample[sample(N, K),]</pre>
           },
          equidistant ={
             period <- floor(N/K)
             ind <- seq(from = floor(median(1:period)), to = N, by
= period)
            ind <- match(sort(sample$v)[ind], sample$v)</pre>
             centers <- sample[ind,]</pre>
           }
  return (centers)
initClusters <- function(sample, centers){</pre>
  clusters <- left join(sample, cbind(centers, clNum =</pre>
1:nrow(centers)))
 return(clusters)
determineClusterForPoint <- function(centers, pointXY) {</pre>
  return(which.min(dist(rbind(pointXY, centers))
[1:nrow(centers)]))
kmeansOnePointAtATime <- function(clusteredPoints, centers) {</pre>
 plotClusters(clusteredPoints, nrow(centers), alg option =
"Long")
  for (i in 1:nrow(clusteredPoints)) {
    if(is.na(clusteredPoints[i, 3])){
      j <- determineClusterForPoint(centers, clusteredPoints[i,</pre>
1:2])
      clusteredPoints[i, 3] <- j</pre>
      centers[j, ] <-
reevaluateCenterOfCluster(clusteredPoints[which(clusteredPoints$cl
Num == j), ])
      plotClusters(clusteredPoints, nrow(centers), alg option =
"Long")
    }
  }
```

```
t <- 0
  repeat {
    clustersQuality <- clusterDensity(clusteredPoints, centers)</pre>
    for(i in 1:nrow(clusteredPoints)){
      j <- determineClusterForPoint(centers, clusteredPoints[i,</pre>
1:2])
      if(clusteredPoints[i, 3] != j){
        clusteredPoints[i, 3] <- j</pre>
        centers[j, ] <-
reevaluateCenterOfCluster(clusteredPoints[which(clusteredPoints$cl
Num == \dot{1}), 1)
        plotClusters (clusteredPoints, nrow (centers),
                      alg option = "Long",
                      quality1 = clustersQuality,
                      quality2 = clusterDensity(clusteredPoints,
centers, rad = F))
    if (clustersQuality == clusterDensity(clusteredPoints,
centers)) t < -t+1
    else t <- 0
    if (t == 5) break
  centers <- reevaluateCenters(clusteredPoints, nrow(centers),</pre>
centers)
 print(clusterDensity(clusteredPoints, centers))
 print(clusterDensity(clusteredPoints, centers, F))
  for(i in 1:10) plotClusters(clusteredPoints, nrow(centers),
                               alg option = "Long",
                               quality1 =
clusterDensity(clusteredPoints, centers),
                                quality2 =
clusterDensity(clusteredPoints, centers, rad = F))
 return(clusteredPoints)
kmeansLazy <- function(clusteredPoints, centers){</pre>
 plotClusters(clusteredPoints, nrow(centers), alg option =
"Lazy")
  clusteredPoints <- makeClusters(clusteredPoints, centers)</pre>
  centers <- reevaluateCenters(clusteredPoints, nrow(centers),</pre>
centers)
  clustersQuality <- clusterDensity(clusteredPoints, centers)</pre>
  plotClusters(clusteredPoints, nrow(centers),
               alg option = "Lazy",
                quality1 = clustersQuality,
                quality2 = clusterDensity(clusteredPoints, centers,
rad = F)
  t <- 0
  repeat {
```

```
clusteredPoints <- makeClusters(clusteredPoints, centers)</pre>
    centers <- reevaluateCenters(clusteredPoints, nrow(centers),</pre>
centers)
    plotClusters(clusteredPoints, nrow(centers),
                  alg option = "Lazy",
                  quality1 = clustersQuality,
                  quality2 = clusterDensity(clusteredPoints,
centers, rad = F))
    if (clustersQuality == clusterDensity(clusteredPoints,
centers)) t < -t+1
    else t <- 0
    if (t == 5) break
    clustersQuality <- clusterDensity(clusteredPoints, centers)</pre>
  for(i in 1:10) plotClusters(clusteredPoints, nrow(centers),
                               alg option = "Lazy",
                               quality1 =
clusterDensity(clusteredPoints, centers),
                               quality2 =
clusterDensity(clusteredPoints, centers, rad = F))
  return(clusteredPoints)
mykmeans <- function(sample, K, center method = "random",
algoritm option = "Lazy") {
  switch (center method,
          random = {centers <- initCenters(sample, K, "random")},</pre>
          equidistant = {centers <- initCenters(sample, K,
"equidistant") }
 png(file="example%03d.png")
  palette(sample(rainbow(K)))
  switch (algoritm option,
          Lazy = {clusters <- kmeansLazy(initClusters(sample,</pre>
centers), centers)},
          Long = {clusters <-</pre>
kmeansOnePointAtATime(initClusters(sample, centers), centers)}
 palette("default")
 dev.off()
 return(clusters)
mykmeans both <- function(sample, K, center method = "random") {
  switch (center method,
          random = {centers <- initCenters(sample, K, "random")},</pre>
          equidistant = {centers <- initCenters(sample, K,
"equidistant") }
  palette(sample(rainbow(K)))
```

```
newdir <- paste0("randomLazy", K)</pre>
  dir.create(newdir)
  cwd <- getwd()</pre>
  setwd(newdir)
  png(file="rand lazy%03d.png")
  clustered points <- kmeansLazy(initClusters(sample, centers),</pre>
centers)
  new centers <- reevaluateCenters(clustered points, K, centers)</pre>
  result <- c(clusterDensity(clustered points, new centers),
               clusterDensity(clustered points, new centers, F))
  dev.off()
  setwd (cwd)
  newdir <- paste0("randomLong", K)</pre>
 dir.create(newdir)
  cwd <- getwd()</pre>
  setwd(newdir)
 png(file="rand long%03d.png")
  clustered points <- kmeansOnePointAtATime(initClusters(sample,</pre>
centers), centers)
 new centers <- reevaluateCenters(clustered points, K, centers)</pre>
  result <- c(result,
               clusterDensity(clustered points, new centers),
               clusterDensity(clustered points, new centers, F))
  dev.off()
  setwd (cwd)
 palette("default")
 return (result)
library("purrr", lib.loc="~/R/R-3.5.2/library")
ind <- function(i, j, n) {</pre>
 # if(j == i) return(0)
 # if(j < i) return(N*(j-1) + i - j - (j*(j-1))/2)
 \# N*(i-1) + j - i - (i*(i-1))/2
 result <-n*(i-1) + j - i - (i*(i-1))/2
 result[which(j == i)] <- 0
 t < -j[which(j < i)]
 result[which(j < i)] <- (n*(t-1) + i - t - (t*(t-1))/2)
 return (result)
chooseStart <- function(unclustered points, method = "minmedian") {</pre>
  switch (method,
```

```
maxmedian = {
             11 <- dist(unclustered points)</pre>
            j <- which.max(sapply(1:nrow(unclustered points),</pre>
                                    function(i) median(ll[ind(i,
1:nrow(unclustered points), nrow(unclustered points))])))
            return(unclustered points[j,])
          },
          minmedian = {
            11 <- dist(unclustered points)</pre>
            j <- which.min(sapply(1:nrow(unclustered points),</pre>
                                    function(i) median(ll[ind(i,
1:nrow(unclustered points), nrow(unclustered points))])))
            return(unclustered points[j,])
          },
          random = {
return(unclustered points[sample.int(nrow(unclustered points),
                                                     size = 1),])
          }
 )
formSphere <- function(unclustered points,</pre>
                        radius,
                        cent meth = "minmedian",
                        visualise = T,
                        k = NULL) {
  if (cent meth == "seq") center <- unclustered points[k,]</pre>
  else {
    center <- chooseStart(unclustered points, cent meth)</pre>
  }
  if (isTRUE(visualise)) plotClustSearch(unclustered points,
center, radius, i)
  repeat{
    11 <- dist(rbind(center, unclustered points))</pre>
    indices <- which(ll[1:nrow(unclustered points)]</pre>
                      < radius)
    sphereCandidate <- unclustered points[indices,]</pre>
    center <- reevaluateCenterOfCluster(sphereCandidate)</pre>
    if (isTRUE(visualise)) plotClustSearch(unclustered points,
center, radius, i)
    if (isTRUE(all.equal(which(dist(rbind(center,
unclustered points))[1:nrow(unclustered points)]
```

```
< radius),
                           indices))) break
  if (isTRUE(visualise)) points(sphereCandidate,
                                  col = i,
                                  pch = 19
 return(sphereCandidate)
forel <- function(unclustered points, radius, cent meth =
"minmedian") {
  number of unclustered points <- nrow(unclustered points)</pre>
  clusters <- data.frame(v = NULL, e = NULL, clNum = NULL)</pre>
  i < -0
  repeat{
    i < -i + 1
    dd <- formSphere(unclustered points, radius, cent meth, i)</pre>
    clusters <- rbind(clusters,</pre>
                       cbind(dd, clNum = i))
    unclustered points <- setdiff(unclustered points,
                                    dd)
    number of unclustered points <- nrow(unclustered points)</pre>
    if (number of unclustered points == 1) {
      clusters <- rbind(clusters,</pre>
                         cbind(unclustered points, clNum = i+1))
      unclustered points <- setdiff(unclustered points,
unclustered points)
      number of unclustered points <- nrow(unclustered points)</pre>
    if (number of unclustered points == 0) break
  return(clusters)
###ØÒÎ ÇÄÅÑÜ ÏĐÎÈÑÕÎÄÈÒ??!! ÏÀÌÀÃÈÒÈ!!
fore12 <- function(unclustered points, radius) {</pre>
  number of unclustered points <- nrow(unclustered points)</pre>
  all points <- unclustered points</pre>
  for (j in 1:2) {
    plot(unclustered points,
         asp = 1,
```

```
xlim = c(0, 1),
         ylim = c(0, 1),
         main = "FOREL 2")
  }
  clusters <- data.frame(v = NULL, e = NULL, clNum = NULL)</pre>
  i <- 0
  repeat{
    i <- i + 1
    cc <- list(3)
    for (k in 1:nrow(unclustered points)) {
      cluster <- formSphere(unclustered points, radius,</pre>
                              cent meth = "seq", i,
                              k, visualise = F)
      cc[[k]] <- cluster
    }
      ww <- unique(cc)
      ws <- map(ww, reevaluateCenterOfCluster)</pre>
      ws <- as.data.frame(ws)</pre>
      ws \leftarrow data.frame(t(ws[1, ]), t(ws[2,]), row.names =
1:ncol(ws))
      colnames(ws) <- c("v", "e")</pre>
      plot (unclustered points,
           asp = 1,
           xlim = c(0, 1),
           ylim = c(0, 1),
           main = "FOREL 2")
      for (j in 1:nrow(ws)) {
        polygon(circle(ws[j, ], radius),
                 border = j)
      }
    }
    poo <- map dbl(ww, function(x) nrow(x))</pre>
    dd <- ww[[which.max(poo)]]</pre>
    clusters <- rbind(clusters,</pre>
                        cbind(dd, clNum = i))
    unclustered points <- setdiff(unclustered points,
                                     dd)
    number of unclustered points <- nrow(unclustered points)</pre>
```

```
plot (unclustered points,
           asp = 1,
           xlim = c(0, 1),
           ylim = c(0, 1),
           main = "FOREL 2")
      polygon(circle(reevaluateCenterOfCluster(dd), radius),
              border = i)
      points(clusters[, 1:2], col = clusters$clNum, pch = 19)
    }
    if (number of unclustered points == 0) break
  return(clusters)
plotClustSearch <- function(unclustered points, center, radius, i)</pre>
 plot(unclustered points, asp = 1, xlim = c(0, 1), ylim = c(0, 1)
1))
 points(x = center[[1]],
         y = center[[2]],
         pch = 4)
 polygon(circle(center, radius),
          border = i)
circle <- function(center, radius) {</pre>
 phi <- seq(0, 2*pi, by = 0.01)
  return(cbind(x = center[[1]] + radius*cos(phi),
               y = center[[2]] + radius*sin(phi)))
}
forel2Research <- function(sample Scaled, radius){</pre>
  clustered sample <- forel2(sample Scaled, radius)</pre>
  clust centers <- reevaluateCenters(clustered sample,</pre>
                                       max(clustered sample$clNum),
clustered sample[1:max(clustered sample$clNum),1:2])
  quality1 <- clusterDensity(clustered sample,
                              clust centers,
                              rad = T)
  quality2 <- clusterDensity(clustered sample,
                              clust centers,
                              rad = F)
 plotClusters (clustered sample,
```

```
K = nrow(clust centers),
               alg option = "FOREL2",
               quality1,
               quality2)
 points (clust centers,
         pch = 4)
 for(j in 1:nrow(clust centers)) {
   polygon(circle(clust centers[j, ], radius),
            border = j)
 for (j in 1:6) {
   plotClusters (clustered sample,
                 K = nrow(clust centers),
                 alg option = "FOREL2",
                 quality1,
                 quality2)
 }
 return(c(quality1, quality2, nrow(clust centers)))
forelResearch <- function(sample Scaled, radius, cent meth =</pre>
"minmedian") {
 plot(sample Scaled, asp = 1, xlim = c(0, 1), ylim = c(0, 1),
       main = paste("FOREL", cent meth))
 clustered sample <- forel(sample Scaled, radius, cent meth)</pre>
 clust centers <- reevaluateCenters(clustered sample,</pre>
                                      max(clustered sample$clNum),
clustered sample[1:max(clustered sample$clNum),1:2])
 quality1 <- clusterDensity(clustered sample,
                              clust centers,
                              rad = T)
 quality2 <- clusterDensity(clustered sample,
                              clust centers,
                              rad = F)
 plotClusters (clustered sample,
               nrow(clust centers),
               paste("FOREL", cent meth),
               quality1,
               quality2)
 points (clust centers,
         pch = 4)
 for(j in 1:nrow(clust centers)) {
```

```
polygon(circle(clust centers[j, ], radius),
            border = j)
  }
  for (j in 1:6) {
    plotClusters (clustered sample,
                 nrow(clust centers),
                 paste("FOREL", cent meth),
                 quality1,
                 quality2)
  }
  return(c(quality1, quality2, nrow(clust centers)))
#масштабирование выборки
##стандартизация (z-score)
## require(dplyr)
######################t(sample) - as.vector(moments["mean",], mode
= "numeric")
zscore <- data.frame(v = (sample$v - moments["mean","v"])/</pre>
moments ["deviation", "v"],
                      e = (sample$E - moments["mean", "e"])/
moments["deviation", "e"])
zscore <- as.tbl(zscore)</pre>
##min-max normalization
sample Scaled <- data.frame(v = (sample v - min(sample v))/vRange,
                            e = (sample$E - min(sample$E))/eRange)
sample Scaled <- as.tbl(sample Scaled)</pre>
# К - количество кластеров
# mykmeans(points, K, center method, algoritm option)
# center method - способ выбора центров:
### "random" - случайные точки выборки
### "equidistant" - выбираются из отсортированной по v выборки с
одинаковым шагом
  algoritm option - вариант алгоритма:
### "Lazy" - сначала формируются кластеры, потом производится
пересчет центров
### "Long" - пересчет центров после каждой добавленной точки
for (K in 4:9) {
 newdir <- paste0("Lazy eq",K)</pre>
  dir.create(newdir)
  cwd <- getwd()</pre>
  setwd(newdir)
  mykmeans(sample Scaled, K, "equidistant", "Lazy")
  setwd(cwd)
```

```
newdir <- paste0("Long_eq",K)</pre>
  dir.create(newdir)
  cwd <- getwd()</pre>
  setwd(newdir)
  mykmeans(sample Scaled, K, "equidistant", "Long")
  setwd (cwd)
K <- 7
comparisonTable <- data.frame(Lazy centdist = 1:10,</pre>
                                 Lazy innerdist = 1,
                                 Long centdist = 1,
                                 Long innerdist = 1)
for (i in 1:10) {
  newdir <- paste0("Rand",i)</pre>
  dir.create(newdir)
  cwd <- getwd()</pre>
  setwd(newdir)
  comparisonTable[i,] <- mykmeans both(sample Scaled, K, "random")</pre>
  setwd (cwd)
```

lab7.r

```
#масштабирование выборки
##стандартизация (z-score)
## require(dplyr)
## require(colorspace)
zscore <- data.frame(v = (sample$v - moments["mean","v"])/</pre>
moments ["deviation", "v"],
                      e = (sample$E - moments["mean","e"])/
moments["deviation", "e"])
zscore <- as.tbl(zscore)</pre>
##min-max normalization
sample Scaled <- data.frame(v = (sample v - min(sample v))/vRange,
                             e = (sample$E - min(sample$E))/eRange)
sample Scaled <- as.tbl(sample Scaled)</pre>
unclustered points <- sample Scaled
number of unclustered points <- N
#### cent meth: "minmedian", "maxmedian", "random"
compartTrorel <- data.frame(radius = 1:10,</pre>
                            Rand cd = 1,
```

```
Rand innd = 1,
                              Rand K = 1,
                              Minm cd = 1,
                              Minm innd = 1,
                              Minm K = 1,
                              Maxm cd = 1,
                              Maxm innd = 1,
                              Maxm K = 1,
                              Sec cd = 1,
                              Sec innd = 1,
                              Sec K = 1)
cn <- 10
palette(sample(rainbow(20)))
\#plot(1:(2*cn), col = 1:(2*cn))
 newdir <- "ExperRadius"</pre>
  dir.create(newdir)
  swd <- getwd()</pre>
  setwd(newdir)
  radius <- 0.1
  for (j in 1:10) {
    compartForel[j, 1] <- radius</pre>
      newdir <- paste0("random", radius)</pre>
      dir.create(newdir)
      cwd <- getwd()</pre>
      setwd(newdir)
      png(file="rand%03d.png")
      comparTForel[j, 2:4] <- forelResearch(sample Scaled, radius,</pre>
cent meth ="random")
      dev.off()
      setwd(cwd)
    }
      newdir <- paste0("minmedian", radius)</pre>
      dir.create(newdir)
      cwd <- getwd()</pre>
      setwd(newdir)
      png(file="minmedian%03d.png")
      compartForel[j, 5:7] <- forelResearch(sample Scaled, radius,</pre>
cent meth ="minmedian")
```

```
dev.off()
      setwd(cwd)
    }
      newdir <- paste0("maxmedian", radius)</pre>
      dir.create(newdir)
      cwd <- getwd()</pre>
      setwd(newdir)
      png(file="maxmedian%03d.png")
      compartForel[j, 8:10] <- forelResearch(sample Scaled,</pre>
radius, cent meth ="maxmedian")
      dev.off()
      setwd(cwd)
    }
      newdir <- paste0("forelSec", radius)</pre>
      dir.create(newdir)
      cwd <- getwd()</pre>
      setwd(newdir)
      png(file="forelSec%03d.png")
      compartForel[j, 11:13] <- forel2Research(sample Scaled,</pre>
radius)
      dev.off()
      setwd(cwd)
    radius <- radius + 0.025
 }
  setwd(swd)
comparTForelRand <- data.frame(Rand cd = 1:10,</pre>
                                  Rand innd = 1,
                                  K = 1)
 newdir <- "ExperRand"</pre>
  dir.create(newdir)
  swd <- getwd()</pre>
  setwd(newdir)
  radius <- 0.15
 for (j in 1:10) {
    newdir <- paste0("random", j)</pre>
```

```
dir.create(newdir)
    cwd <- getwd()</pre>
    setwd(newdir)
    png(file="rand%03d.png")
    comparTForelRand[j, ] <- forelResearch(sample Scaled, radius,</pre>
cent meth ="random")
   dev.off()
   setwd(cwd)
 }
 setwd(swd)
 plot(comparTForel$radius,
       y = comparTForel$Rand cd,
       type = "1",
       col = 17,
       lwd = 2,
       main = "Зависимость СКР от R для FOREL алгоритмов",
       xlab = "Radius",
       ylab = "Средн. кластерный радиус")
 lines (comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Minm cd,
        col = 3,
        lwd = 2)
 lines (comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Maxm cd,
        col = 12,
        lwd = 2)
 lines (comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Sec cd,
        col = 8,
        lwd = 2)
 legend(x = "bottomright",
         inset = 0,
         legend = c("random", "minmedian", "maxmedian", "full"),
         col = c(17, 3, 12, 8),
         bty = "n",
         lwd = 3,
         y.intersp = 0.7)
 plot(comparTForel$radius,
       y = comparTForel$Rand innd,
       type = "1",
       col = 17,
```

```
lwd = 2,
       main = "Зависимость СВкР от R для FOREL алгоритмов",
       xlab = "Radius",
       ylab = "Средн. внутрикл. расстояния")
 lines (comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Minm innd,
        col = 3,
        lwd = 2)
 lines (comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Maxm innd,
        col = 12
        lwd = 2)
 lines (comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Sec innd,
        col = 8,
        lwd = 2)
 legend(x = "bottomright",
         inset = 0,
         legend = c("random", "minmedian", "maxmedian", "full"),
         col = c(17, 3, 12, 8),
         bty = "n",
         lwd = 3,
         y.intersp = 0.7)
 plot(comparTForel$radius,
       y = comparTForel$Rand K,
      type = "1",
       col = 17,
       lwd = 2,
      main = "Зависимость кол-ва кластеров от R для FOREL
алгоритмов",
       xlab = "Radius",
       ylab = "Количество кластеров",
      yaxt = "n")
 axis(2, at = 1:19,
       labels = 1:19, las = 1)
 lines(comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Minm K,
        col = 3,
        lwd = 2)
 lines(comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Maxm K,
        col = 12,
        lwd = 2)
 lines (comparTForel$radius,
        y = comparTForel$Sec K,
        col = 8,
        lwd = 2)
```

```
legend(x = "topright",
    inset = 0,
    legend = c("random", "minmedian", "maxmedian", "full"),
    col = c(17, 3, 12, 8),
    bty = "n",
    lwd = 3,
    y.intersp = 0.7)
```