

Алгоритм моделирования нелинейных нагрузок сети высокого напряжения по измеренным параметрам

КОВЕРНИКОВА Л.И., ЛЫОНГ ВАН ЧЫНГ

Представлен алгоритм моделирования нелинейных нагрузок, присоединенных к узлам сети высокого напряжения. К сетям высокого напряжения, имеющим большую протяженность, присоединено много нелинейных нагрузок большой мощности, являющихся источниками гармоник. Алгоритм разработан на основе измеренных параметров режимов гармоник. Анализ измеренных параметров показывает, что они изменяются случайным образом. Алгоритм учитывает их вероятностные свойства. Он проиллюстрирован примером моделирования нелинейных нагрузок подстанции железной дороги и блока алюминиевого завода, получающих электрическую энергию от сети 220 кВ.

Ключевые слова: сеть высокого напряжения, нагрузка, гармоники, измерения, моделирование

Модели нелинейных нагрузок необходимы для расчета и анализа режимов гармоник при управлении качеством электрической энергии и прогнозирования уровней напряжений гармоник в процессе эксплуатации электрических сетей, при проектировании сетей и разработке технических мероприятий с целью снижения значением напряжений гармоник до норм, установленных [1]. Разработкой моделей занимаются давно [2–7]. Некоторые общие принципы моделирования и подходы изложены в [4–6]. Модели различного электрооборудования с нелинейными вольт-амперными характеристиками представлены в [7, 8]. В [9] предложена методика моделирования агрегированных нелинейных нагрузок, присоединенных к узлам сетей низкого и среднего напряжений, включающих промышленные и коммерческие предприятия, а также жилой сектор.

Моделирование нелинейных нагрузок, присоединенных к узлам сетей высокого напряжения, остается нерешенной проблемой. Параметры режимов гармоник в сетях высокого напряжения в значительной степени определяются особенностями сетей. Сети высокого напряжения имеют большую протяженность. Они расположены на значительной территории. К их узлам присоединено много нелинейных нагрузок большой мощности. Каждая из нагрузок является предприятием, имеющим собственную электрическую сеть более низкого напряжения. Основное технологическое электрооборудование предприятия генерирует в сеть токи гармоник. От сети предприятия получает электрическую энергию много вспомогательного оборудования, в том числе, с нелинейными вольт-амперными характеристиками. Токи гармоник из этих сетей направлены в сети высокого напряжения. В сетях всех напряжений

происходят коммутации элементов сети, изменения ее топологии. В результате большого числа факторов режимы гармоник приобретают случайный характер, а параметры режимов представляют собой ряды случайных величин [10–13].

Учитывая приведенные особенности, можно констатировать, что при моделировании нагрузок, присоединенных к узлам сетей высокого напряжения, измерения являются единственным способом получения точной информации о параметрах режимов гармоник [4]. Поскольку параметры режимов гармоник изменяются случайным образом, то измерения параметров нужно проводить длительно. Продолжительность измерений должна определяться индивидуально для каждого конкретного вида нагрузки и узла сети. При обработке случайно изменяющихся параметров режимов гармоник следует использовать теорию вероятности и математическую статистику.

Расчет режимов гармоник выполняется решением системы уравнений [2, 3]:

$$\dot{\mathbf{U}}_n = \mathbf{Z}_n \dot{\mathbf{I}}_n, \quad (1)$$

где n – номер гармоники; $\dot{\mathbf{U}}_n$ – матрица-столбец узловых напряжений n -й гармоники, которые необходимо определить; \mathbf{Z}_n – квадратная матрица полных собственных и взаимных сопротивлений n -й гармоники узлов сети, которые вычисляются с учетом фактических параметров элементов сети, особенностей изменения параметров элементов на частотах гармоник и справочной информации; $\dot{\mathbf{I}}_n$ – матрица-столбец токов n -й гармоники нелинейных нагрузок, присоединенных к узлам сети, т.е. узловых токов n -й гармоники, которые нужно определить в результате измерений.

Каждый элемент матрицы \dot{I}_n является комплексным числом $\dot{I}_{ni} = I_{ani} + jI_{rni}$, где i – номер строки матрицы, соответствующий определенному номеру узла сети.

Таким образом, узловой ток нелинейной нагрузки будет представлять собой спектр значений активных и реактивных токов гармоник. Измеренные параметры режимов гармоник представляют собой ряды случайных значений [10–15]. Их случайный характер, как указывалось ранее, определяется изменяющейся топологией сети, составом элементов, числом нелинейных нагрузок, волновыми и частотными свойствами сети, фазами токов источников гармоник, значениями напряжений на зажимах электрооборудования с нелинейными вольт-амперными характеристиками и многими другими факторами.

Схема замещения сети с нелинейной нагрузкой, присоединенной к узлу, представлена на рис. 1 [16]. На схеме обозначено: \dot{I}_{nc} – вектор тока n -й гармоники сети; \dot{I}_{nh} – вектор тока n -й гармоники нелинейной нагрузки, присоединенной к узлу; \dot{U}_n – вектор напряжения n -й гармоники в узле присоединения нелинейной нагрузки, который является точкой измерений (ТИ). Вектор тока \dot{I}_{nc} является результирующим вектором тока n -й гармоники всех нелинейных нагрузок, присоединенных к сети, относительно точки измерений, за исключением вектора тока \dot{I}_{nh} нагрузки, присоединенной в ТИ. Вектор \dot{I}_n определяется как

$$\dot{I}_n = \dot{I}_{nc} + \dot{I}_{nh}. \quad (2)$$

В результате измерений в ТИ получены значения действующих значений токов гармоник (\dot{I}_n), фазовых углов токов (φ_{In}) и напряжений гармоник (φ_{Un}), которые представляют собой ряды случайных величин. Значения углов φ_{In} и φ_{Un} позволяют определить фазовый угол между током и напряжением n -й гармоники как

$$\varphi_n = \varphi_{Un} - \varphi_{In}. \quad (3)$$

В [17] с помощью угла φ_n определяют направления потоков активной и реактивной мощности относительно ТИ. Его также можно применить для определения направлений активной и реактивной составляющих токов гармоник. Их значения вычисляются в соответствии с [18] как

$$I_{na} = I_n \cos \varphi_n; \quad I_{nr} = I_n \sin \varphi_n. \quad (4)$$

Анализ направлений активных и реактивных токов позволит также сделать вывод – является ли

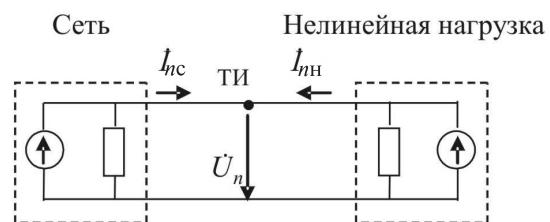


Рис. 1. Схема замещения сети и нелинейной нагрузки на n -й гармонике относительно ТИ

узел для n -й гармоники генерирующим или нагрузочным, чтобы в дальнейшем соответствующим образом представить ток \dot{I}_n каждого узла в системе уравнений (1).

Выполненный ранее анализ измеренной информации в [10–15] показал, что моделирование нелинейной нагрузки должно состоять из двух этапов:

анализ направлений протекания активных и реактивных узловых токов гармоник;

моделирование узловых активных и реактивных токов гармоник с учетом результатов первого этапа.

Первый этап. Анализ направлений активных и реактивных узловых токов гармоник. В соответствии с [17] за положительное направление активного тока, как и активной мощности, принимается направление из сети в нагрузку. Для реактивного тока принимается такое же направление, как и для реактивной мощности [18], при условии, что нагрузка имеет индуктивный характер. Активный и реактивный токи направлены из сети в нагрузку, если угол φ_n лежит в интервале от 0 до $\pi/2$, т.е. в 1-м квадранте комплексной плоскости. Активный ток направлен из нагрузки в сеть, а реактивный – из сети в нагрузку, если угол φ_n – в интервале от $\pi/2$ до π , т.е. во 2-м квадранте. Оба тока направлены из нагрузки в сеть, если угол – в интервале от π до $3\pi/2$, т.е. в 3-м квадранте. Активный ток направлен из сети в нагрузку, а реактивный в противоположном направлении, если угол – в интервале от $3\pi/2$ до 2π , т.е. в 4-м квадранте.

Анализ направлений активного и реактивного токов с помощью угла φ_n был выполнен для одной фазы подстанции железной дороги (ПЖД) и блока алюминиевого завода (БАЗ) для 3, 5, 7, 9, 11, 13, 23, 25-й гармоник. Результаты анализа представлены в табл. 1. Каждая клетка табл. 1 соответствует квадранту комплексной плоскости (КП). В каждой клетке таблицы приведено число φ_n , принадлежащих соответствующему квадранту комплексной плоскости, в процентах общего числа измеренных φ_n .

Таблица 1

Номер гармоники n	Значение φ_n , %							
	ПЖД				БАЗ			
	Квадранты							
	1	2	3	4	1	2	3	4
3	10,3	14,7	37,5	37,5	22,2	60,6	11,2	6,0
5	81,7	5,1	0,3	12,9	20,7	7,4	36,8	35,1
7	0,9	19,5	68,5	11,1	0,2	0,0	22,4	77,4
9	26,2	22,4	21,9	29,5	7,1	30,8	53,9	8,2
11	21,7	32,1	29,4	16,8	74,4	7,0	0,1	18,5
13	19,5	26,9	33,7	19,9	6,5	44,5	29,7	19,3
23	60,3	26,8	4,5	8,4	55,5	16,7	5,5	22,3
25	45,7	23,0	11,0	20,3	45,9	37,5	9,2	7,4

Из табл. 1 следует, что распределение направлений токов гармоник по квадрантам различное. Для некоторых токов имеются преобладающие направления, т.е. более 50%. Это относится к токам 5, 7 и 23-й гармоник подстанции железной дороги и токам 3, 7, 9, 11, 23-й гармоник блока алюминиевого завода. На 25-й гармонике подстанции железной дороги и на 13-й и 25-й гармониках блока алюминиевого завода имеются наиболее выраженные направления, хотя они составляют менее 50%. На этих гармониках имеется еще по одному направлению, число измеренных φ_n которых значительно превосходит остальные два. В подобных случаях предлагается разрабатывать модели для двух вариантов. На 3, 9, 11 и 13-й гармониках подстанции железной дороги и на 5-й гармонике блока алюминиевого завода имеются по два направления, преобладающих над другими, но количественно мало отличающиеся друг от друга. В таких случаях следует также принять два варианта для разработки модели. Следует отметить, что этот вопрос требует дополнительных исследований. Для моделирования токов гармоник в качестве примера будут использоваться выделенные варианты в табл. 1.

Второй этап. Моделирование узлового тока одной гармоники. Для решения системы (1) будут использоваться значения активного (I_{ani}) и реактивного (I_{rni}) токов с вероятностью 0,95. Значения параметров с вероятностью 0,95 применяются в стандарте [1] при оценке степени несинусоидальности напряжения. Для вычисления значения токов с заданной вероятностью необходимо знание их функций распределений, которые могут быть получены с помощью функций плотности распределений, определенных по результатам измерений. Таким образом, целью моделирования является, прежде всего, идентификация функций плотности распределений случайных величин активного и реактив-

ного токов n -й гармоники. Для стандартных функций плотности распределений, описанных в литературе, например в [19], функции распределений известны. Если функция плотности отличается от стандартной, то при идентификации функции распределения возникают сложности.

На рис. 2 представлена блок-схема алгоритма для определения значения активного или реактивного тока одной гармоники с вероятностью 0,95 в результате обработки ряда случайных величин тока x .

Алгоритм разработан на основе анализа специальной литературы, в том числе [19–24]. Далее приведены пункты алгоритма.

1. *Построение точечного графика* случайных величин тока одной гармоники. На рис. 3 в качестве примера приведен точечный график тока 3-й гармоники. Точечный график позволяет визуально определить наличие аномальных элементов, которые по значению значительно больше или меньше остальных. В [21] аномальные элементы называются выбросами. Выбросы хорошо видны на рис. 3. Их значения во много раз отличаются от других случайных значений, поэтому их можно назвать грубыми выбросами. Они могут быть заменены соседними элементами, средним значением соседних элементов или другими способами, предлагаемыми в специальной литературе [19, 20, 22].

2. *Построение гистограммы* случайных величин тока гармоники и визуальный анализ. При построении гистограммы очень важно правильно определить число интервалов [23, 25].

3. *Выдвижение гипотез* для идентификации функции плотности распределения случайных величин тока гармоники по форме гистограммы. В качестве гипотез предлагаются известные стандартные функции плотности распределений. Если по форме гистограммы не удается идентифицировать

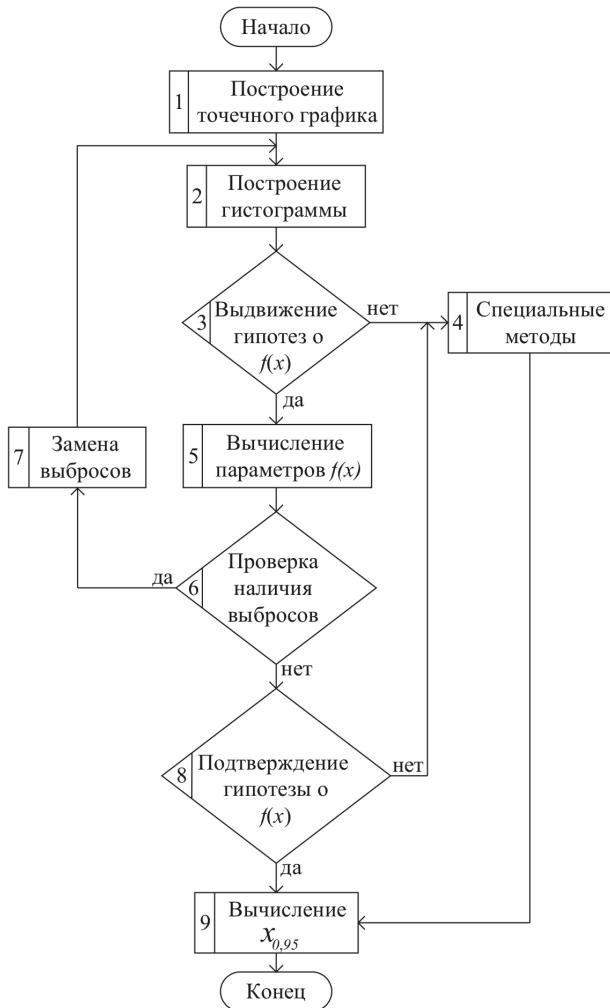


Рис. 2. Блок-схема алгоритма моделирования тока одной гармоники: $f(x)$ – функция плотности распределения; $x_{0,95}$ – искомое значение тока с вероятностью 0,95

функцию плотности, то следует перейти к п. 4. Если гипотезы о функции плотности распределения выдвинуты, то каждую гипотезу следует проверить в соответствии с алгоритмом, переходя к п. 5.

4. Использование специальных методов для идентификации функции плотности распределения. Ниже подробно представлен один из специальных методов – разделение смесей распределений [26].

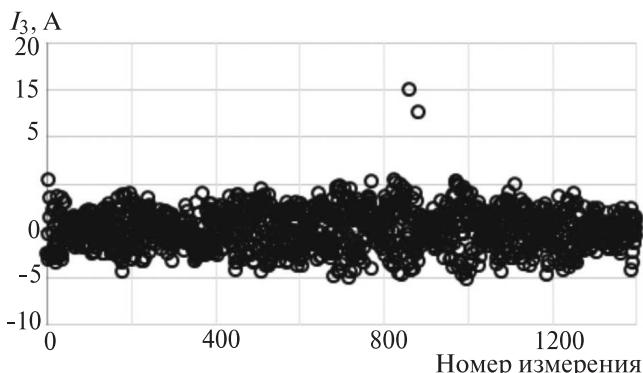


Рис. 3. Ряд случайных значений тока 3-й гармоники

5. Вычисление параметров для описания известных функций плотности распределений, которые были выдвинуты в качестве гипотез в п. 3 [19, 20].

6. Проверка наличия выбросов с помощью специальных критериев, разработанных для известных распределений, представленных в литературе [19–21]. Если выбросы имеются, то следует перейти к п. 7, если выбросов нет – п. 8.

7. Выполнение замены выбросов. Выбросы могут быть заменены способами, указанными в п. 1. Затем процесс обработки ряда случайных значений тока повторяется, начиная с п. 2, так как замена выбросов может изменить форму гистограммы. Если выбросов нет, то следует перейти к п. 8.

8. Проверка выдвинутых гипотез о функции плотности распределения случайных значений тока с помощью критериев согласия, например Пирсона, Колмогорова–Смирнова [19, 20]. Если первая гипотеза не подтверждается, то проверяется вторая гипотеза, начиная с п. 3. Если одна из выдвинутых гипотез о функции плотности распределения подтверждается, то далее следует переход к п. 9. Если ни одна из выдвинутых гипотез не подтверждается, то необходимо перейти к п. 4.

9. Вычисление значения тока с вероятностью 0,95 с помощью функции распределения, соответствующей идентифицированной функции плотности распределения. Вычислением значения тока заканчивается моделирование тока одной гармоники.

Специальные методы моделирования узлового тока гармоники. При анализе рядов случайных значений токов гармоник выяснилось, что довольно часто их функции плотности распределений невозможны описать известными функциями, потому что они имеют более сложную форму. Функции плотности могут иметь несколько пиков, коэффициенты асимметрии и эксцесса, значительно отличающиеся от нуля. В таких случаях для идентификации функции распределения следует применять специальные методы, некоторые из которых представлены в [5, 6, 24, 26, 27]. Один из методов состоит в разделении смесей распределений [27]. Функция плотности распределения случайной величины представляется в виде весовой суммы k компонент смеси:

$$f(x, \Theta) = \sum_{j=1}^k g_j \varphi_j(x, \theta_j), \quad (5)$$

где $f(x, \Theta)$ – искомая функция плотности распределения; $k \geq 1$ – натуральное число; φ_j – известная функция плотности распределения j -й компоненты смеси; $\Theta = (g_1, \dots, g_k, \theta_1, \dots, \theta_k)$ – вектор неизвестных параметров компонент смеси, которые необходимо

определить; g_j – весовой коэффициент j -й компоненты смеси, причем $g_j \geq 0$; $j=1, \dots, k$; $g_1 + \dots + g_k = 1$; θ_j – вектор параметров j -й компоненты смеси.

Задача описания распределения заключается в том, чтобы по ряду случайной величины X определить число компонент смеси распределения k и параметры вектора компонент смеси Θ . Алгоритм описания случайной величины X моделью смесей состоит из нескольких шагов. На первом шаге выполняется визуальный анализ гистограммы случайных величин X с целью определения числа и видов компонент смеси распределений. Например, на рис. 4 приведена гистограмма тока, которая имеет два пика и не идентифицируется известной функцией плотности распределения. Из рис. 4 видно, что гистограмма имеет две компоненты и, возможно, их функции плотности описываются нормальными распределениями.

На втором шаге задаются начальные приближения параметров вектора компонент смеси Θ . Нормальное распределение характеризуется двумя параметрами: μ – математическое ожидание; σ – среднеквадратическое отклонение. Вектор Θ для гистограммы на рис. 4 будет состоять из шести параметров, т.е. $\Theta = (g_1, g_2, \mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2)$. Для определения величин g_1, g_2 принимается, что общая площадь гистограммы, находящаяся под кривыми всех компонент смеси равна 1. Значения g_1, g_2 задаются равными долям площадей, находящихся под соответствующими кривыми 1-й и 2-й компонент смеси. Значения $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2$ определяются по гистограмме, как показано на рис. 4. Для нормальных распределений положение пиков гистограммы относительно оси абсцисс позволяет определить значения математических ожиданий для каждой из компонент. Половина ширины фигуры под кривой плотности компоненты дает возможность определить значение среднеквадратического

p , отн. ед.

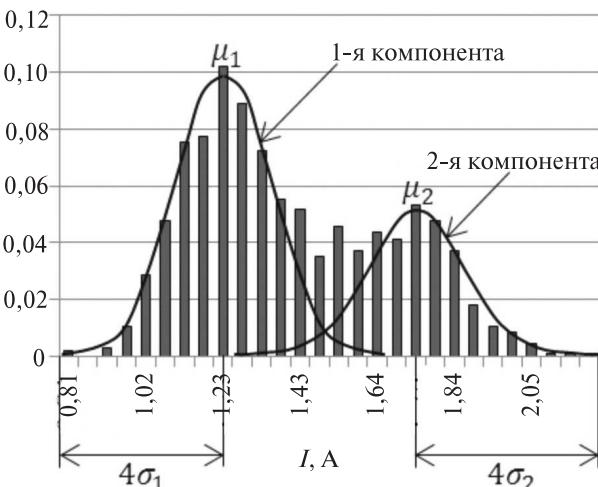


Рис. 4. Гистограмма случайных значений тока

отклонения, так как при нормальном распределении «интервал 4 сигм» включает 99,99% значений случайных величин [22]. На третьем шаге проводится уточнение параметров вектора компонент Θ в результате решения оптимизационной задачи:

$$\Theta = \arg \min_{\Theta} \sum_{s=1}^l \frac{(m_s - mp_s)^2}{mp_s}. \quad (6)$$

В (6) выражение $\sum_{s=1}^l \frac{(m_s - mp_s)^2}{mp_s}$ является статистикой критерия согласия Пирсона [19], где l – число интервалов гистограммы, определяемое по [23]; m_s – число случайных величин X , попавших в s -й интервал; $m = \sum_{s=1}^l m_s$ – общее число случайных

величин X ; p_s – теоретическая вероятность попадания случайных величин X в s -й интервал, которая вычисляется как разность значений функции распределения случайной величины X в конце и начале s -го интервала [19]:

$$p_s = F(x_{s+1}, \Theta) - F(x_s, \Theta), \quad (7)$$

где $F(x, \Theta) = \int_{-\infty}^x f(x, \Theta) dx$.

Для решения оптимизационной задачи (6) используется надстройка «Поиск решения» пакета Excel. В результате решения вычисляются уточненные значения параметров вектора Θ для описания функции плотности распределения. На четвертом шаге выполняется проверка согласия полученного теоретического распределения $f(x, \Theta)$ с экспериментальным с вероятностью 0,95 с помощью критерия Пирсона [19]. Если условие критерия Пирсона не выполняется, то следует вернуться в начало алгоритма, чтобы предложить другие число и/или виды компонент смеси распределения. Если условие выполняется, то после подстановки в (5) уточненных значений параметров вектора Θ вычисляется с вероятностью 0,95 значения тока.

Примеры применения алгоритма. Работа алгоритма, представленного на рис. 2, иллюстрируется двумя примерами: моделированием активного тока 5-й гармоники подстанции железной дороги и активного тока 5-й гармоники блока алюминиевого завода.

Моделирование активного тока 5-й гармоники подстанции железной дороги.

1. Строим точечный график случайных величин активного тока 5-й гармоники. Визуальный анализ графика на рис. 5 показывает, что грубых выбросов нет.

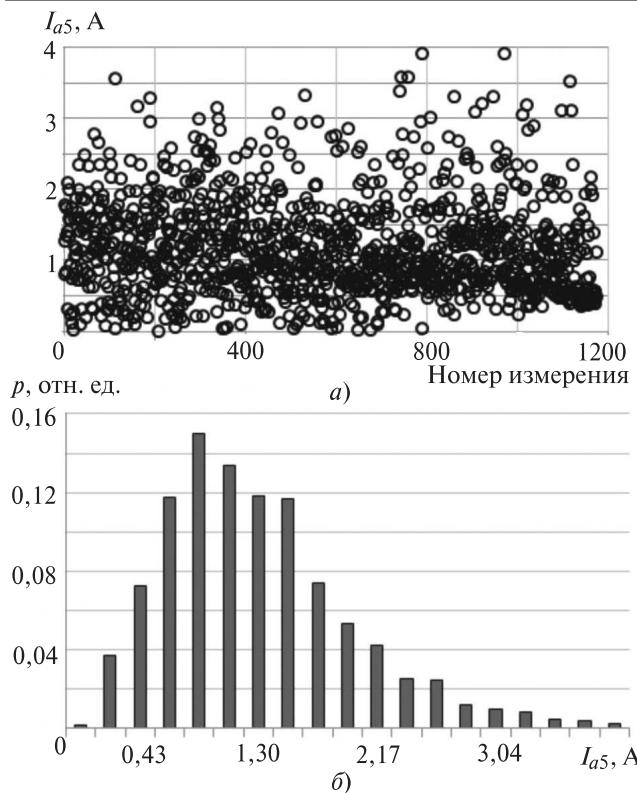


Рис. 5. Точечный график (а) и гистограмма (б) активного тока 5-й гармоники (ПЖД)

2. Строим гистограмму активного тока 5-й гармоники. Выполняем визуальный анализ гистограммы на рис. 5, б и сравниваем ее форму с известными функциями плотности распределения [19].

3. Гипотезы о функциях плотности распределения тока. В результате анализа формы гистограммы предлагаются две гипотезы. Первая гипотеза состоит в том, что форма гистограммы близка к функции плотности распределения Рэлея

$$f(x,a)=\frac{x}{a^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2a^2}\right), \quad (8)$$

где $x \geq 0$.

По второй гипотезе форма гистограммы близка к функции плотности распределения Вейбулла

$$f(x,\alpha,\beta)=\frac{\beta}{\alpha^\beta} x^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\alpha}\right)^\beta\right], \quad (9)$$

где $x \geq 0$, $\alpha > 0$, $\beta > 0$.

Поскольку гипотезы о функции плотности распределения выдвинуты и специальные методы не требуются, то п. 4 пропускаем и переходим к п. 5.

5. Для описания функции плотности распределения Рэлея необходимо определить значение параметра a , которое вычисляется из [19]. Параметр a оказывается равным 0,94. Подставляем значение a в (8).

6. Для обнаружения выбросов среди случайных величин активного тока 5-й гармоники, описываемых функцией плотности Рэлея

$$f(x,a)=\frac{x}{0,94^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2 \cdot 0,94^2}\right),$$

используем критерий Дарлинга [19]. Расчеты показывают, что выбросов нет, поэтому п. 7 пропускаем и переходим к п. 8.

8. Для подтверждения соответствия формы гистограммы распределению Рэлея используем критерий согласия Пирсона [19]. После выполнения расчетов получаем, что экспериментальное значение критерия $\chi^2_{\text{эк}}$ равно 67,64. Критическое значение $\chi^2_{\text{кр}}$ с вероятностью 0,95 и числом степеней свободы 17 равно 27,59. Так как $\chi^2_{\text{эк}} > \chi^2_{\text{кр}}$, то гипотеза о функции плотности распределения Рэлея не подтверждается. Возвращаемся к п. 3.

3. Проверяем вторую гипотезу о соответствии формы гистограммы функции плотности распределения Вейбулла.

5. Для описания функции плотности распределения Вейбулла необходимо вычислить значения параметров α и β . Они вычисляются по выражениям из [19]. Значения α и β оказываются равными 1,32 и 1,81, подставляем эти значения в (9).

6. Для обнаружения выбросов среди значений активного тока 5-й гармоники, описываемых функцией плотности Вейбулла

$$f(x,\alpha,\beta)=\frac{1,81}{1,32^{1,81}} x^{1,81-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{1,32}\right)^{1,81}\right],$$

используем критерий Дарлинга [19]. Расчеты показывают, что выбросов нет, поэтому п. 7 пропускаем и переходим к п. 8.

8. Для подтверждения соответствия формы гистограммы распределению Вейбулла используем критерий согласия Пирсона. После выполнения расчетов получаем, что экспериментальное значение критерия $\chi^2_{\text{эк}}$ равно 24,77. Критическое значение $\chi^2_{\text{кр}}$ с вероятностью 0,95 и числом степеней свободы 16 равно 26,30. Так как $\chi^2_{\text{эк}} < \chi^2_{\text{кр}}$, то гипотеза о распределении Вейбулла подтверждается.

9. Для определения значения тока с вероятностью 0,95 используется функция распределения Вейбулла с вычисленными значениями α и β :

$$0,95=1-\exp\left[-\left(\frac{x_{0,95}}{1,32}\right)^{1,81}\right].$$

Решив последнее равенство, получаем $x_{0,95}=2,42$. Значение активного тока 5-й гармоники с вероятностью 0,95 не превысит 2,42 А. Значе-

ние реактивного тока, полученное по описанному алгоритму, с вероятностью 0,95 не превысит значения 3,05 А. С учетом направления тока 5-й гармоники относительно узла сети, соответствующее 3-му квадранту комплексной плоскости (табл. 1), $I_5 = -2,42 - j3,05$ А.

Моделирование активного тока 5-й гармоники блока алюминиевого завода иллюстрирует п. 4, в котором для идентификации функции плотности распределения тока применяется метод разделения смесей распределения. На рис. 6,а приведен ряд случайных значений активного тока 5-й гармоники, а на рис. 6,б — его гистограмма

Визуальный анализ гистограммы на рис. 6,б позволяет предположить наличие двух компонент, имеющих усеченное нормальное распределение и нормальное распределение. В случае двух компонент функция плотности распределения активного тока 5-й гармоники имеет вид

$$f(x, \Theta) = \sum_{j=1}^2 g_j \frac{1}{\sigma_j \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right), \quad (10)$$

где $\Theta = (g_1, g_2, \mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2)$ — вектор параметров компонент смеси.

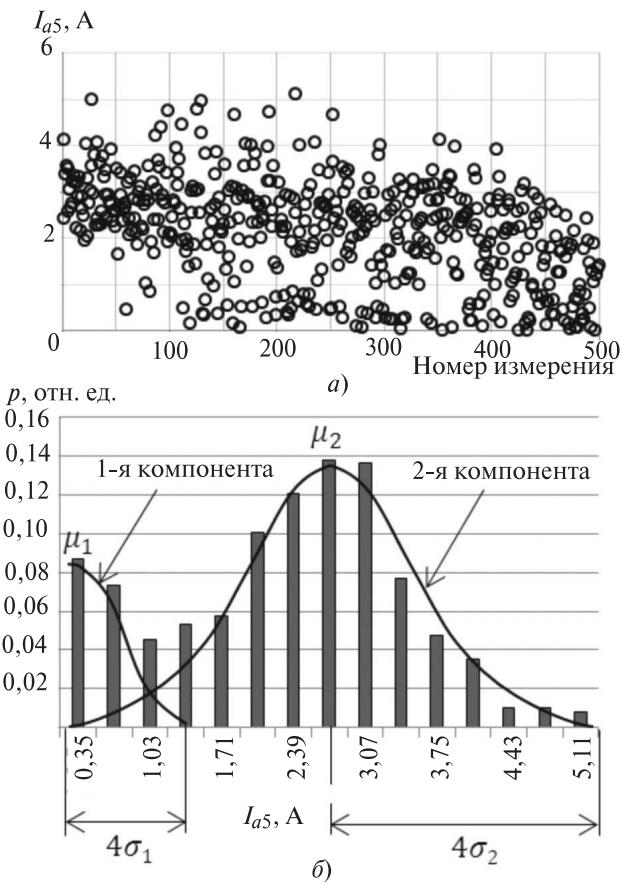


Рис. 6. Точечный график (а) и гистограмма (б) активного тока 5-й гармоники (БАЗ)

Анализ гистограммы позволяет определить начальные приближения параметров вектора Θ . По площадям, находящимся под кривыми предполагаемых компонент смеси на рис. 6,б, определяем их вес в смеси распределений: $g_1 = 0,2$, $g_2 = 0,8$. По гистограмме для каждой из компонент также определяем: $\mu_1 = 0,35$, $\mu_2 = 2,73$, $\sigma_1 = 0,26$, $\sigma_2 = 0,60$.

Для активного тока 5-й гармоники число измеренных величин $m = 506$, число интервалов $l = 15$. После минимизации целевой функции (6) с учетом (7), (10) уточненные оценки параметров равны: $g_1 = 0,18$, $g_2 = 0,82$, $\mu_1 = 0,31$, $\mu_2 = 2,48$, $\sigma_1 = 0,29$, $\sigma_2 = 0,91$. Функция плотности распределения тока 5-й гармоники принимает вид

$$f(x, \Theta) = \frac{0,18}{0,29\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - 0,31)^2}{0,17}\right) + \frac{0,82}{0,91\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - 2,48)^2}{1,66}\right). \quad (11)$$

Гистограмма тока и график функции (11) приведены на рис. 7.

Проверяем соответствие функции плотности распределения (11) форме гистограммы по критерию согласия Пирсона [19]. Вычисляем экспериментальное значение статистики Пирсона: $\chi^2_{\text{эк}} = 14,43$. С вероятностью 0,95 и числом степеней свободы, равным 8, определяем критическое значение $\chi^2_{\text{kp}} = 15,51$ [19]. Так как $\chi^2_{\text{эк}} = 14,43 < \chi^2_{\text{kp}} = 15,51$, то с вероятностью 0,95 найденная функция плотности распределения (11) согласуется с распределением измеренных случайных значений тока. Значение активного тока 5-й гармоники с вероятностью 0,95, вычисленная по функции распределения, полученной на основе

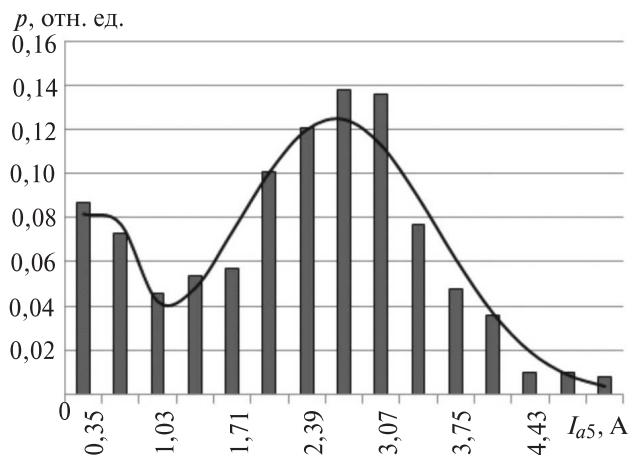


Рис. 7. Экспериментальное (■) и теоретическое (—) распределение активного тока 5-й гармоники

(11), и с учетом направления тока, соответствующего 4-му квадранту табл. 1, равна 3,8 А.

С помощью предложенного алгоритма идентифицированы функции распределения и с вероятностью 0,95 вычислены значения токов гармоник для направлений, выделенных в табл. 1. Результаты приведены в табл. 2.

Таблица 2

Номер гармоники n	Значение тока			
	ПЖД		БАЗ	
	I_a	I_r	I_a	I_r
3	Эксп.	Эксп.	Норм.	Смесь
	-3,9	-4,8	-1,4	2,1
5	Вейб.	Вейб.	Смесь	Норм.
	2,4	3,1	3,8	-4,0
7	Бета	Бета	Бета	Норм.
	-1,4	-1,6	2,5	-3,6
9	Бета	Бета	Рэлея	Вейб.
	0,7	-0,7	-1,0	-0,9
11	Эксп.	Эксп.	Смесь	Смесь
	-0,7	0,7	17,1	15,7
13	Бета	Бета	Смесь	Смесь
	-0,5	-0,5	-17,1	4,1
23	Вейб.	Вейб.	Смесь	Смесь
	0,2	0,4	3,5	2,6
25	Вейб.	Вейб.	Бета	Экстр.
	0,3	0,3	3,1	2,9

Примечание. Сокращения в табл. 2 обозначают функции распределения: Норм. – нормальное; Эксп. – экспоненциальное; Вейб. – Вейбулла; Экстр. – экстремального значения.

Вывод. В результате моделирования активного и реактивного токов различных гармоник подстанции железной дороги и блока алюминиевого завода можно утверждать, что они могут иметь функции распределения, соответствующие нормальному закону, законам Рэлея, Вейбулла, экспоненциальному, бета- и гамма-распределениям, распределению экстремального значения. Для моделирования токов гармоник, имеющих сложные формы, не подчиняющиеся известным законам распределения, предлагается использовать метод разделения смесей распределений.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- ГОСТ 32144–2013. Электрическая энергия. Совместимость технических средств электромагнитная. Нормы качества электрической энергии в системах электроснабжения общего назначения. – М.: Стандартинформ, 2014.
- Аррилага Дж., Брэдли Д., Боджер П. Гармоники в электрических системах. – М.: Энергоатомиздат, 1990, 320 с.
- Жежеленко И.В. Высшие гармоники в системах электроснабжения промпредприятий. 3-е изд., перераб. и доп. – М.: Энергоатомиздат, 1994, 272 с.
- IEEE Power Engineering Society. Tutorial on harmonics modeling and simulation, 1998.
- Probabilistic aspects task force of the harmonics working group subcommittee of the transmission and distribution committee. «Time-varying harmonics. Part I – Characterizing measured data». – IEEE Trans. on Power Delivery. July 1998, vol. 13, No. 3, pp. 938–943.
- Probabilistic aspects task force of the harmonics working group subcommittee of the transmission and distribution committee. «Time-varying harmonics. Part I – characterizing measured data». – IEEE Trans. on Power Delivery. January 2002, vol. 17, No. 1, pp. 279–285.
- Mansur A., Grady W.M., Chowdhury A.H., Samotyj A.H. An investigation of harmonics attenuation and diversity among distributed single-phase electronic loads. – IEEE Transactions on Power Delivery. January 1995, vol. 10, No. 1, pp. 467–473.
- Sainz L., Mesas J.J., Ferrer A. Characterization of non-linear load behavior. – Electric Power systems Research, 78 (2008), pp. 1773–1783.
- Mau Teng Au, Milanovic Jovica V. Development of stochastic aggregate harmonic load model based on field measurements. – IEEE Transactions on Power Delivery. January 2007, vol. 22, No. 1, pp. 323–330.
- Kovernikova L.I. Some results of research into harmonics in the high voltage networks with distributed nonlinear loads. – Przeglad Elektrotechniczny, 2013, No. 11, pp. 239–243.
- Kovernikova L.I. Results of the research into the harmonics of loads connected to the nodes of high voltage network. – Proc. of Intern. Conf. on Renewable Energies and Power Quality (ICREPQ'14). Cordoba (Spain), 8th to 10th April, 2014: <http://www.icrepq.com/icrepq'14/401.14>—Kovernikova.pdf
- Kovernikova L.I. Analysis of probabilistic properties of harmonic currents of loads connected to the high voltage networks. – Proc. of Intern. Conf. on Renewable Energies and Power Quality (ICREPQ'15). La Coruña (Spain), 25th to 27th March, 2015: <http://www.icrepq.com/icrepq'15/414–15–kovernikova.pdf>
- Kovernikova L.I. Research into harmonic power in the high-voltage networks. – Proc. of Inter. Conf. on renewable energies and power quality (ICREPQ'16). Madrid (Spain), 4th to 6th May, 2016: <http://www.icrepq.com/icrepq'16/432–16–kovernikova.pdf>
- Коверникова Л.И. Некоторые свойства параметров режимов гармоник в сети с распределенными нелинейными нагрузками. – Сб. трудов Междунар. научно-практической конф. «Управление качеством электрической энергии», Москва (Россия) 2014, с. 101–108.
- Коверникова Л.И. Активные мощности гармоник в узлах присоединения нелинейных нагрузок к сети высокого напряжения. – Электричество, 2017, № 3, с. 12–20.
- Arrillaga Jos, Watson N.R. Power system harmonics. 2nd Edit. – Chichester: Wiley, 2003.
- Stevens R.H. Power flow direction definitions for metering bidirectional power. – IEEE Trans. on Power Apparatus and Systems, Sept. 1983, vol. 102, No 9, pp. 3018–3021.
- Emanuel A.E. Power definitions and physical mechanism of power flow. – John Wiley&Sons, 2010, 264 p.
- Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. 2-е изд., испр. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2012, 816 с.
- Лемешко Б.Ю., Лемешко С. Б., Постовалов С.Н., Чимитова Е.В. Статистический анализ данных, моделирование и исследование вероятностных закономерностей. Компьютерный подход. – Новосибирск, 2011, 888 с.
- Irwin J.O. On a criterion for the rejection of outlying observations. – Biometrika, 1925, vol. 17, iss. 3–4, pp. 238–250.

22. Закс Л. Статистическое оценивание. — М.: Статистика, 1976, 598 с.
23. ГОСТ Р 50.1.033—2001. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Ч. 1. Критерии типа хи-квадрат. — М.: Стандартинформ, 2006.
24. Айвазян С.А., Бухштабер В.М., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика: Классификации и снижение размерности/Под ред. С. А. Айвазяна. — М.: Финансы и статистика, 1989, 607 с.
25. Денисов В.И., Лемешко Б.Ю., Постовалов С.Н. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Методические рекомендации. Ч. I. Критерии типа χ^2 . — Новосибирск: Изд-во НГТУ, 1998, 126 с.
26. Королев В.Ю. ЕМ-алгоритм, его модификации и их применение к задаче разделения смесей вероятностных распределений: Теоретический обзор. — М.: Изд-во ИРИ РАН, 2007, 94 с.
- [13.06.2017]
- А в т о р ы: Коверникова Лидия Ивановна окончила электротехнический факультет Новосибирского электротехнического института в 1976 г. Защищила кандидатскую диссертацию в 1995 г. в Институте систем энергетики им. Л.А. Мелентьева (ИСЭМ СО РАН) «Разработка алгоритмов и программного комплекса для анализа высших гармоник в высоковольтных сетях электроэнергетических систем». Старший научный сотрудник ИСЭМ СО РАН.*
- Люонг Van Чынг окончил Институт энергетики Иркутского государственного технического университета (ИРНИТУ) в 2014 г. Аспирант ИРНИТУ.*

Elektrичество (Electricity), 2017, No. 10, pp. 16–25

DOI:10.24160/0013-5380-2017-10-16-25

Algorithm for High-Voltage Network Nonlinear Loads Modeling Based on Measured Parameters

KOVERNIKOVA Lidiya I. (*Institute of Energy System named after L.A. Melent'yev of the Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (IES SB RAS), Irkutsk, Russia*) — Senior Researcher, Cand. Sci. (Eng.)

LUONG Van Chung (*IES SB RAS, Irkutsk, Russia*) — Ph.D. Student

The paper presents an algorithm for modeling nonlinear loads connected to the nodes of high-voltage network. The high-voltage networks transmit power over long distances. Many high-power nonlinear loads that act as harmonic sources are connected to these networks. The algorithm is developed on the basis of measured parameters of harmonic conditions. An analysis of measured parameters shows that they vary randomly. The algorithm for modeling the nonlinear loads is developed considering their probabilistic properties. The algorithm is illustrated with an example of modeling the nonlinear loads of a railway traction substation and an aluminum smelter shop that are powered by a 220 kV network.

К e y w o r d s: high-voltage network, load, harmonics, measurement, modeling

REFERENCES

1. GOST 32144—2013. Elektricheskaya energiya. Sovmestimost' tekhnicheskikh sredstv elektromagnitnaya. Normy kachestva elektricheskoi energii... (State standard 32144—2013. Electric energy. Electromagnetic compatibility of technical equipment. Power quality limits in public power supply systems). — Moscow, Standartinform, 2014.
2. Arrilaga J., Bradley D., Bodger P. Garmoniki v elektricheskikh sistemakh (Power systems harmonics). Moscow, Energoatomizdat, 1990, 320 p.
3. Zhezhelezenko I.V. Vysshiye garmoniki v sistemakh snabzheniya prompredpriyatiy (High harmonics in the power supply systems of industrial plants. 3d edit.). Moscow, Energoatomizdat, 1994, 272 p.
4. IEEE Power Engineering Society. Tutorial on harmonics modeling and simulation, 1998.
5. Probabilistic aspects task force of the harmonics working group subcommittee of the transmission and distribution committee. «Time-varying harmonics. Part I — Characterizing measured data». — IEEE Trans. on Power Delivery. July 1998, vol. 13, No. 3, pp. 938–943.
6. Probabilistic aspects task force of the harmonics working group subcommittee of the transmission and distribution committee. «Time-varying harmonics. Part I — characterizing measured data». — IEEE Trans. on Power Delivery. January 2002, vol. 17, No. 1, pp. 279–285.
7. Mansur A., Grady W.M., Chowdhury A.H., Samotyj A.H. An investigation of harmonics attenuation and diversity among distributed single-phase electronic loads. — IEEE Transactions on Power Delivery. January 1995, vol. 10, No. 1, pp. 467–473.
8. Sainz L., Mesas J.J., Ferrer A. Characterization of non-linear load behavior. — Electric Power systems Research, 78 (2008), pp. 1773–1783.
9. Mau Teng Au, Milanovic Jovica V. Development of stochastic aggregate harmonic load model based on field measurements. — IEEE Transactions on Power Delivery. January 2007, vol. 22, No. 1, pp. 323–330.
10. Kovernikova L.I. Some results of research into harmonics in the high voltage networks with distributed nonlinear loads. — Przeglad Elektrotechniczny, 2013, No. 11, pp. 239–243.
11. Kovernikova L.I. Results of the research into the harmonics of loads connected to the nodes of high voltage network. — Proc. of Intern. Conf. on Renewable Energies and Power Quality (ICREPQ'14). Cordoba (Spain), 8th to 10th April, 2014: <http://www.icrepq.com/icrepq'14/401.14>—Kovernikova.pdf
12. Kovernikova L.I. Analysis of probabilistic properties of harmonic currents of loads connected to the high voltage networks. — Proc. of Intern. Conf. on Renewable Energies and Power Quality (ICREPQ'15). La Coruña (Spain), 25th to 27th March, 2015: <http://www.icrepq.com/icrepq'15/414—15—kovernikova.pdf>
13. Kovernikova L.I. Research into harmonic power in the high-voltage networks. — Proc. of Inter. Conf. on renewable energies and power quality (ICREPQ'16). Madrid (Spain), 4th to 6th May, 2016: <http://www.icrepq.com/icrepq'16/432—16—kovernikova.pdf>

14. Kovernikova L.I. *Trudy Mezhdunarodnoi nauchno-prakticheskoi konf. «Upravleniye kachestvom elektricheskoi energii».* (Proc. of Intern. Conf. «Power Quality Management», Moscow (Russia), 26th to 28th November, 2014, pp. 101–108.
15. Kovernikova L.I. *Electricthestvo. – in Russ. (Electricity)*, 2017, No. 3, pp. 12–20.
16. Arriaga Jos, Watson N.R. Power system harmonics. 2nd Edit. — Chichester: Wiley, 2003.
17. Stevens R.H. Power flow direction definitions for metering bidirectional power. — IEEE Trans. on Power Apparatus and Systems, Sept. 1983, vol. 102, No 9, pp. 3018–3021.
18. Emanuel A.E. Power definitions and physical mechanism of power flow. — John Wiley & Sons, 2010, 264 p.
19. Kobzar' A.I. Prikladnaya matematicheskaya statistika. Dlya inzhenerov i nauchnykh rabotnikov. (Applied mathematical statistics. For engineers and researchers). 2nd edition, revised. Moscow, FIZMATLIT, 2012, 816 p.
20. Lemeshko B.Yu., Lemeshko S.B., Postovalov S.N., Chimitova E.V. *Statisticheskii analiz dannykh, modelirovaniye i issledovaniye veroyatnostnykh zakonomernostei. Komp'yuternyi podkhod.* (Statistical data analysis, simulation and study of probability regularities. Computer approach). Novosibirsk, NSTU Publisher, 2011, 888 p.
21. Irwin J.O. On a criterion for the rejection of outlying observations. — Biometrika, 1925, vol. 17, Issue 3–4, pp. 238–250.
22. Zacks L. *Statisticheskoye otsenivaniye.* (Statistical estimation). Moscow, Publ. «Statistics», 1976, 598 p.
23. GOST P 50.1.033–2001. *Prikladnaya statistika. Pravila proverki soglasiya opytnogo raspredeleniya s teoretycheskim. Chast' 1. Kriterii tipa khi-kvadrat.* (State standard P 50.1.033–2001. Applied statistics. The rules for verifying the agreement of the experimental distribution with the theoretical distribution. Part 1. Chi-square type criterias. Moscow, Publ. Standartinform, 2006.
24. Aivazyan S.A., Buchstaber V.M., Yenyukov I.S., Meshalkin L.D. *Prikladnaya statistika: Klassifikatsiya i snizheniye razmernosti.* (Applied Statistics: Classification and dimension reduction. Edit. by S.A. Aivazyan. Moscow, Publ. «Finances and Statistics», 1989, 607 p.
25. Denisov V.I., Lemeshko B.Yu., Postovalov S.N. *Prikladnaya statistika. Pravila proverki soglasiya opytnogo raspredeleniya s teoretycheskim. Metodicheskiye rekomendatsii. Chast' 1. Kriterii tipa u2.* (Applied statistics. The rules for verifying the agreement of the experimental distribution with the theoretical distribution. Guidelines. Part 1. Criterias of the type u2. Novosibirsk, Publ. NSTU, 1998, 126 p.
26. Korolev V.Yu. EM-algoritm, ego modifikatsiya i ikh primeniye k zadache razdeleniya smesei veroyatnostnykh raspredelenii. Teoreticheskii obzor. (EM-algorithm, its modifications and their application to the problem of separation of mixtures of probability distributions: Theoretical review. Moscow, Publishing house of IRH RAS, 2007, 94 p.
27. Vorontsov K.V. *Lektsii po statisticheskim (baiyesovskim) algoritmom klassifikatsii* (Lectures on statistical (Bayesian) classification algorithms): <http://www.ccas.ru/voron/download/Bayes.pdf>

{13.06.2017}