УДК 621.314

О. В. ШУТЕНКО, канд. техн. наук, доцент, НТУ «ХПИ»;
Д. Н. БАКЛАЙ, ассистент, НТУ «ХПИ»

ОСОБЕННОСТИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ РЕЗУЛЬТАТОВ ЭКСПЛУАТАЦИОННЫХ ИСПЫТАНИЙ ПРИ ИССЛЕДОВАНИИ ЗАКОНОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ХРОМАТОГРАФИЧЕСКОГО АНАЛИЗА РАСТВОРЕННЫХ В МАСЛЕ ГАЗОВ

В статье предложен трехэтапный алгоритм статистической обработки результатов эксплуатационных испытаний, который позволяет выполнить оценку законов распределения диагностических критериев для интерпретации результатов хроматографического анализа растворенных в масле газов. Дано описание статистических критериев, используемых для формирования однородных массивов данных. Приведены примеры исследований законов распределения трех диагностических критериев, используемых для интерпретации результатов хроматографического анализа растворенных в масле газов.

Ключевые слова: хроматографический анализ, отношения пар газов, частичные разряды, развивающийся дефект.

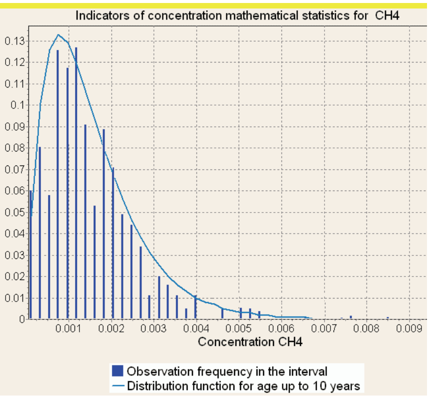
Введение. Для постановки диагноза по результатам измерения концентраций газов, растворенных в масле высоковольтного маслонаполненного оборудования, используются несколько диагностических критериев [1, 2]. К ним относятся собственно значения концентраций газов, значения скоростей нарастания газов и отношения пар газов. Следует отметить, что как сами критерии, так и их значения в разных методиках по интерпретации результатов хроматографического анализа растворенных в масле газов (ХАРГ) существенно различаются. Оценка законов распределения этих критериев, для оборудования с разным состоянием, представляет практический интерес как минимум с двух позиций:

1. Не зная законов распределения диагностических критериев невозможно оценить вероятности ошибок I и II-го рода (ложная тревога и пропуск цели) а, следовательно, и выполнить оценку достоверности принятия решений, при использовании различных критериев;
2. Не обладая информацией о распределениях диагностических критериев, для оборудования с различным диагнозом невозможно определить их граничные значения, которые бы обеспечивали минимальное число ошибочных решений, или минимальное значение экономического ущерба при принятии ошибочного решения, или минимальное значение вероятности одной из ошибок при заданном значении вероятности другой ошибки.

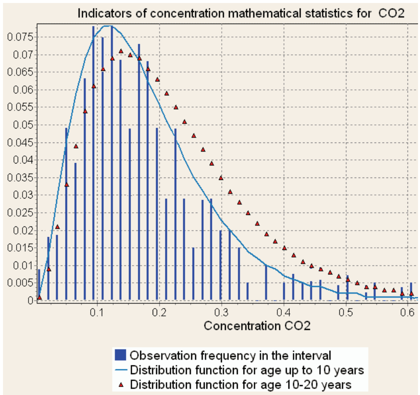
Таким образом, исследование и анализ законов распределения диагностических критериев, используемых для интерпретации результатов хроматографического анализа растворенных в масле газов, является актуальной и практически значимой задачей.

Анализ публикаций. Большинство публикаций в открытых литературных источниках в основном посвящены, исследованиям распределений концентраций растворенных в масле газов. При этом результаты, приведенные разными исследователями, отличаются. Так в работах [3, 4] было предложено разделить газы, по виду распределения, на две группы: первая – H_2, C_2H_2, CH_4, C_2H_4, C_2H_6; вторая – CO, CO_2. Огибающая гистограммы распределения первой группы (см. рис. 1, *а*) описывается выражением:

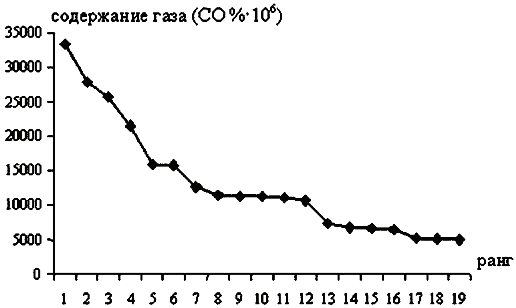
$$F = \frac{A^2 \cdot x \cdot e^{-A \cdot x}}{Q}.$$



а



б



в

Рисунок 1 – Функции распределения концентраций растворенных в масле газов, полученные разными исследователями: *а*, *б* – огибающие гистограммы распределения концентраций газов первой и второй группы; *в* – концентрация оксида углерода

Функция распределения оксида и диоксида углерода (см. рис. 1, *б*) описывается выражением:

$$F = \frac{A^4 \cdot x^2 \cdot e^{-A \cdot x}}{Q},$$

где A – коэффициент, задающий форму; Q – коэффициент масштабирования; x – значение анализируемого газа.

В тоже время в работе [5], указывается, что концентрации газов (в частности оксида углерода) для трансформаторов напряжением 110-220 кВ, имеют ранговое распределение (см. рис. 1, *в*).

В работе [6] для аппроксимации концентраций газов использовано распределение экспоненциального типа:

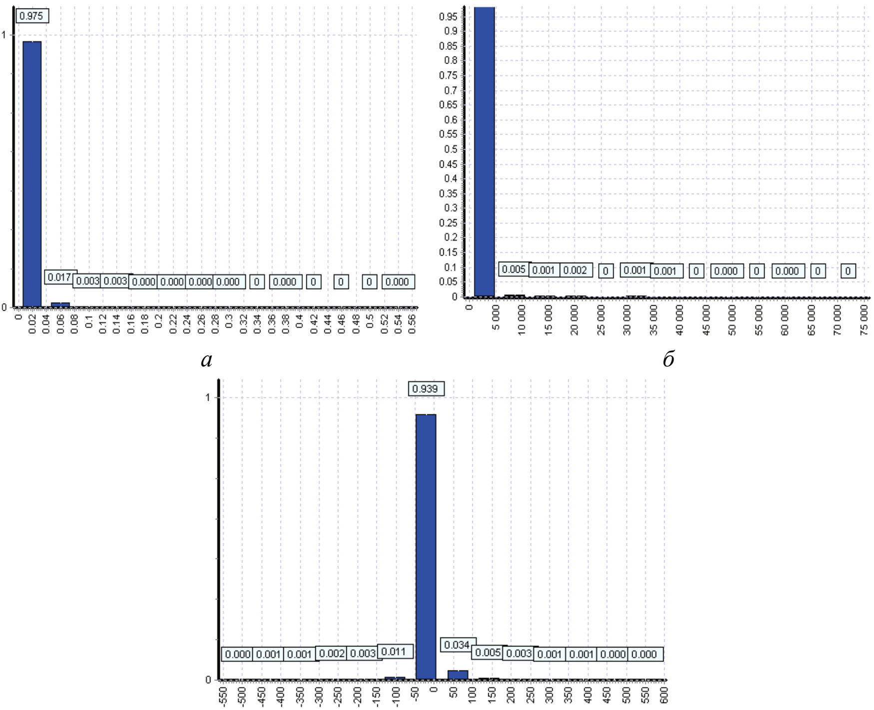
$$p(x) = \frac{\alpha}{2\sigma\lambda\,\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)} \cdot \mathrm{e}^{\left(-\left|\frac{x_i - m}{\sigma\lambda}\right|^{\alpha}\right)},$$

где x_i – текущее значение переменной; m – оценка математического ожидания; σ – среднеквадратичное отклонение; α – параметр распределения; $\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)$ – гамма-функция от аргумента $\frac{1}{\alpha}$; $\lambda = \sqrt{\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right) / \Gamma\left(\frac{3}{\alpha}\right)}$.

Выполненный анализ, позволил предположить, что полученные различия между законами распределения, предложенными разными исследователями могут быть объяснены различными методами статистической обработки. Исходя из данных приведенных в [5], предварительная обработка результатов ХАРГ не выполнялась. В работе [6] для формирования массивов с однородными концентрациями использовался факторный анализ. При формировании массивов с однородными концентрациями в [3, 4], однородные массивы формировались с учетом анализа факторов, влияющих на изменения концентраций газов, после чего был использован статистический критерий на равенство математических ожиданий и процедура ленивого сглаживания. Учитывая влияние процедуры статистической обработки, на результат оценки законов распределения диагностических критериев, формирование алгоритма статистической обработки результатов ХАРГ является актуальной и практически значимой задачей.

Цель статьи. В статье предложен алгоритм статистической обработки результатов эксплуатационных испытаний для исследования законов распределения критериев, используемых для интерпретации результатов хроматографического анализа растворенных в масле газов.

Метод решения. Для определения закона распределения случайной величины, эмпирические данные должны принадлежать к одной генеральной совокупности. То есть данные должны быть однородными. Очевидно, что в условиях реальных и длительных эксплуатационных воздействий, учитывая сложность процессов газовыделения и многообразия внешних факторов, результаты эксплуатационных испытаний априори являются неоднородными. Причины неоднородности обусловлены, прежде всего, различными условиями эксплуатации трансформаторов, особенностями конструктивного исполнения, разными сортами залитого масла и т.д. Если при формировании однородных массивов данных, учет особенностей конструктивного исполнения (наличие, либо отсутствие устройства РПН, тип защиты и т. д.) и сорта масел, не представляет особенных сложностей, то учет эксплуатационных воздействий возможен далеко не всегда.



а *б*

в

Рисунок 2 – Гистограммы эмпирического распределения для трех диагностических критериев, полученные по результатам эксплуатационных испытаний без предварительной обработки: *а* – гистограмма эмпирического распределения C_2H_4; *б* – гистограмма эмпирического распределения отношения C_2H_4/C_2H_6; *в* – гистограмма эмпирического распределения скорости нарастания C_2H_4

Последнее обстоятельство существенно ограничивает возможность использование факторного анализа при формировании однородных массивов данных. Использование же неоднородных массивов не позволяет оценить закон распределения случайной величины, что иллюстрирует рис. 2.

На рисунке приведены гистограммы эмпирического распределения для трех диагностических критериев, полученные по результатам эксплуатационных испытаний без предварительной обработки. Данные гистограммы построены по результатам хроматографического анализа по Донецкой, Луганской, Полтавской, Сумской, Харьковской областям, Украины. Всего проанализированы результаты наблюдений по 426 трансформаторам, негерметичного исполнения, напряжением 110 и 330 кВ общим объемом 54658 значений. Как видно из рисунков за счет небольшого числа признаков, с аномально высокими значениями гистограммы вырождаются практически в один столбец, что не позволяет выполнить оценку закона распределения. Приведенный пример иллюстрирует необходимость разработки алгоритма для статистического анализа результатов ХАРГ.

В результате исследований, выполненных на кафедре «Передача электрической энергии» НТУ ХПИ был разработан трехэтапный алгоритм статистической обработки результатов ХАРГ. Ниже приводится описание каждого из этапов статистической обработки.

Предварительная обработка данных. На первом этапе выполняется расчет численных значений отношений пар газов и скоростей нарастания, а также производится предварительная обработка данных не требующая использования статистических критериев и основанная на некоторых допущениях.

Как показал анализ, для газов углеводородного ряда, растворенных в масле трансформаторов негерметичного исполнения, наибольшую вероятность появления имеют концентрации, которые имеют значения ниже предела обнаружения хроматографа. Известно [7], что чувствительность обнаружения концентраций газов хроматографом находится на уровне 10^{-4}-10^{-5} % об. Как правило, в картах хроматографического анализа значения ниже предела обнаружения обозначаются как «0» либо «отсутствует». Как отмечается в [1, 2], суммарная погрешность анализа, при значениях концентраций газов углеводородного ряда – 10 мкл/л (0,001 % об.), может достигать 50 %. Систематическая погрешность измерения концентраций газов, растворенных в масле, может достигать 19,7 % [7] и растет по мере приближения концентраций к порогу чувствительности хроматографа. Таким образом, наличие большого числа концентраций ниже и близких к порогу чувствительности хроматографа приводит не только к искажению гистограмм эмпирического распределения (см. рис. 2), но и является источником погрешности результатов ХАРГ. В работах [3, 4] предлагается заменить значения концентраций ниже порога чувствительности хроматографа значением чувствительности хроматографа. Но, такая замена принципиально не изменит форму эмпирического распределения и кроме того значения реальных концентраций могут значительно отличаться от значения нижнего предела хроматографа. Для определения граничных концентраций растворенных в масле газов и для оценки средних рисков область минимальных концентраций представляет незначительный интерес. Важно выявить площадь пересечения законов распределения для бездефектных и дефектных состояний трансформаторов. В бездефектных трансформаторах эта площадь смещена в область с высокими значениями концентраций газов. Поэтому при исследовании законов распределений концентраций газов, концентрации ниже порога чувствительности хроматографа, не учитывались.

При анализе *отношений пар газов*, расчет их значений выполнялся, только, если концентрации двух газов в паре превышали порог чувствительности хроматографа. То есть если концентрация хотя бы одного из газов была ниже порога чувствительности хроматографа, то данное отношение исключалось из выборки.

Аналогичный подход использовался и для предварительной обработки значений *скоростей нарастания газов*. Если значение концентрации газов было ниже или на уровне своего порога обнаружения, то рассчитанное значение скорости нарастания будет еще дальше от реального значения, чем его концентрация. В связи с этим скорость нарастания газов рассчитывалась только при условии, что в соседних замерах концентрации газов превышали чувствительность хроматографа.

Оценка однородности диагностических критериев по каждому отдельному трансформатору. Основным отличием предлагаемого алгоритма статистической обработки результатов ХАРГ, от приведенных в литературных источниках, является оценка однородности диагностических критериев по каждому отдельному трансформатору.

Выполненный анализ показал, что значения диагностических критериев, для одних и тех же газов, для одного и того же трансформатора, полученные в разные моменты времени могут отличаться на несколько порядков. Что вполне объяснимо учитывая случайный характер изменения нагрузки и воздействия аварийных режимов работы электрических сетей. Особенно это характерно для негерметичных трансформаторов, для которых формирование качественного и количественно состава газов происходит не только за счет их новообразования, но и за счет диффузии газов из масла в атмосферу. Данное обстоятельство затрудняет количественную оценку газосодержания в масле, т.к. для этого необходимо знать величину скорости диффузии газов, которая будет существенно отличаться при различной температуре масла и окружающей среды для трансформаторов различной конструкции. По сути, обнаруживаемые в любой из моментов времени концентрации газов в масле негерметичного оборудования отображают разницу между скоростями новообразования газов и их диффузии в атмосферу, а рост концентраций этих газов может существенно отставать действительных скоростей газообразования. Диффузия газов из основного объема масла атмосферу зависит от степени растворимости газов в масле, которая, в свою очередь, различна для отдельных газов и изменяется с изменением температуры. Что в конечном итоге и приводит к неоднородности результатов ХАРГ.

Для выделения однородных значений диагностических критериев в каждом отдельном трансформаторе был использован подход, основанный на выделении грубых промахов из числа однотипных измерений. Учитывая, что вид закона распределения неизвестен и может отличаться от нормального закона, то для выделения грубых промахов, был использован статистический критерий Ирвина.

Для этого для каждого отношения, по каждому трансформатору строился вариационный ряд, и оценивались сомнительные значения на одном или обоих краях ряда. Для чего вычислялось расчетное значение критерия Ирвина:

$$\eta_{\text{расч}} = \frac{\left(x_k - x_{k\ \text{пред}}\right)}{S}, \tag{1}$$

где x_{k} – подозрительное значение; $x_{\text{k пред}}$ – предыдущее значение в вариационном ряду.

Полученное расчетное значение критерия Ирвина сравнивают с табличным $\eta_{\text{табл}}$, значения которого обычно находят из соответствующей таблицы. Если $\eta_{\text{расч.}} > \eta_{\text{табл.}}$, то рассматриваемое значение отбрасывают и проверяют следующее.

Формирование однородных массивов данных. Для того чтобы, результаты измерений по отдельным трансформаторам, можно было объединить в один массив данных, должно выполнятся условие о принадлежности этих данных одной генеральной совокупности. При этом отдельные выборки должны подчиняться одному закону распределения, иметь равные математические ожидания и дисперсию. Для проверки трех статистических гипотез были использованы три критерия.

Ранговый критерий Уилкоксона служит для проверки однородности двух независимых выборок: $x_1, x_2, ..., x_{n_1}$ и $y_1, y_2, ..., y_{n_2}$. Достоинство этого критерия [8] состоит в том, что он применим к случайным величинам, распределения которых неизвестны; требуется лишь, чтобы величины были непрерывными. Если выборки однородны, то считают, что они извлечены из одной и той же генеральной совокупности и, следовательно, имеют одинаковые, причем неизвестные, непрерывные функции распределения $F_1(x)$ и $F_2(x)$. Таким образом, нулевая гипотеза состоит в том, что при всех значениях аргумента (обозначим его через x) функции распределения равны между собой: $F_1(x) = F_2(x)$. Конкурирующими являются следующие гипотезы: $F_1(x) \neq F_2(x)$, $F_1(x) < F_2(x)$, $F_1(x) > F_2(x)$. Принятие конкурирующей гипотезы H_1: означает, что $X > Y$. Действительно, неравенство $F_1(x) < F_2(x)$ равносильно неравенству

$P(X < x) < P(Y < x)$. Отсюда легко получить, что $P(X > x) < P(Y > x)$. Другими словами, вероятность того, что случайная величина X превзойдет фиксированное действительное число x больше, чем вероятность случайной величине Y оказаться большей, чем x; в этом смысле $X > Y$. Аналогично, если справедлива конкурирующая гипотеза H_1: $F_1(x) > F_2(x)$, то $X < Y$.

Проверка однородности результатов ХАРГ, полученных для двух трансформаторов, непараметрическим тестом Уилкоксона выполнялась в следующей последовательности:

1. Основная гипотеза $f(x) = f(y)$, то есть значения диагностических критериев независимы и одинаково распределены.

2. Каждому элементу присваивался ранг (порядковый номер элементов случайных величин x и y в общем вариационном ряду).

3. Далее проводилось ранжирование значений временного ряда по убыванию.

4. Ряд делился на два равных участка (или объем первой выборки меньше чем второй) и для каждого из них определялась сумма рангов.

5. Критериальная статистика:

$$w_j = \sum_{i=1}^{n_j} r_i \,, \tag{2}$$

где w_1 – сумма рангов первой половины общего вариационного ряда объемом n_1; w_2 – сумма рангов второй половины общего вариационного ряда объемом n_2: $n_1 + n_2 = n$.

6. Статистика сравнения: $w_{1кр}$ и $w_{2кр}$ – процентные точки, %, с уровнями $\left(\frac{\lambda}{2}\cdot 100\right)$ и $\left(p + \frac{\lambda}{2}\right)$.

7. Правило принятия гипотезы H_0: гипотеза H_0 отвергается, если

$$w_1 < w_{кр} \text{ и } w_2 > w_{кр}.$$

Z - критерий на равенство математических ожиданий. Требуется по выборочным средним при заданном уровне значимости α проверить нулевую гипотезу, состоящую в том, что генеральные средние (математические ожидания) рассматриваемых совокупностей равны между собой, то есть

$$H_0 : M(X) = M(Y).$$

Учитывая, что выборочные средние являются несмещенными оценками генеральных средних, то есть $M(\overline{X}) = M(X)$ и $M(\overline{Y}) = M(Y)$, нулевую гипотезу можно записать так:

$$H_0 : M(\overline{X}) = M(\overline{Y}).$$

Проверка равенства математических ожиданий диагностических критериев, выполнялась в следующей последовательности [8]:

1. Основная гипотеза $M(\overline{X}) = M(\overline{Y})$, то есть математические ожидания диагностических критериев для двух сравниваемых трансформаторов равны;

2. Учитывая, что вид закона распределения неизвестен и может отличаться от нормального, то в качестве критерия для проверки нулевой гипотезы примем случайную величину:

$$Z'_{\text{набл}} = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{D_{\text{в}}(X)}{n} + \frac{D_{\text{в}}(Y)}{m}}}, \tag{3}$$

где $\bar{x}$ и $\bar{y}_1$ – выборочные значения математических ожиданий; $D_{\text{в}}(X)$ и $D_{\text{в}}(Y)$ – выборочные значения дисперсий; n и m – объемы сравниваемых выборок.

3. Статистика сравнения: $Z_{\text{крит.}}$ определяется по таблице функции Лапласа, по равенству:

$$\Phi_{z_{\text{крит}}} = \frac{(1-\alpha)}{2}.$$

4. Правило принятия гипотезы H_0: гипотеза H_0 отвергается, если $|Z_{\text{набл}}| > z_{\text{крит}}$, если $|Z_{\text{набл}}| < z_{\text{крит}}$, то нет оснований отвергать нулевую гипотезу.

Критерий Фишера – Снедекора на равенство дисперсий. По независимым выборкам с объемами, соответственно равными n_1 и n_2, найдены выборочные дисперсии S_X^2 и S_Y^2. Требуется при заданном уровне значимости α проверить нулевую гипотезу, состоящую в том, что генеральные дисперсии рассматриваемых совокупностей равны между собой:

$$H_0 : D(X) = D(Y).$$

Учитывая, что исправленные дисперсии являются несмещенными оценками генеральных дисперсий [8], то есть

$$M\left[S_X^2\right] = D(X),\ M\left[S_Y^2\right] = D(Y),$$

нулевую гипотезу можно записать так:

$$H_0 : M\left[S_X^2\right] = M\left[S_Y^2\right].$$

В качестве критерия проверки нулевой гипотезы о равенстве генеральных дисперсий примем отношение большей дисперсии к меньшей, то есть случайную величину

$$F = \frac{S_{\text{б}}^2}{S_{\text{м}}^2}. \tag{4}$$

Величина F при условии справедливости нулевой гипотезы имеет распределение Фишера – Снедекора со степенями свободы $k_1 = n_1 - 1$ и $k_2 = n_2 - 1$, где n_1 – объем выборки, по которой вычислена большая исправленная дисперсия; n_2 – объем выборки, по которой найдена меньшая дисперсия.

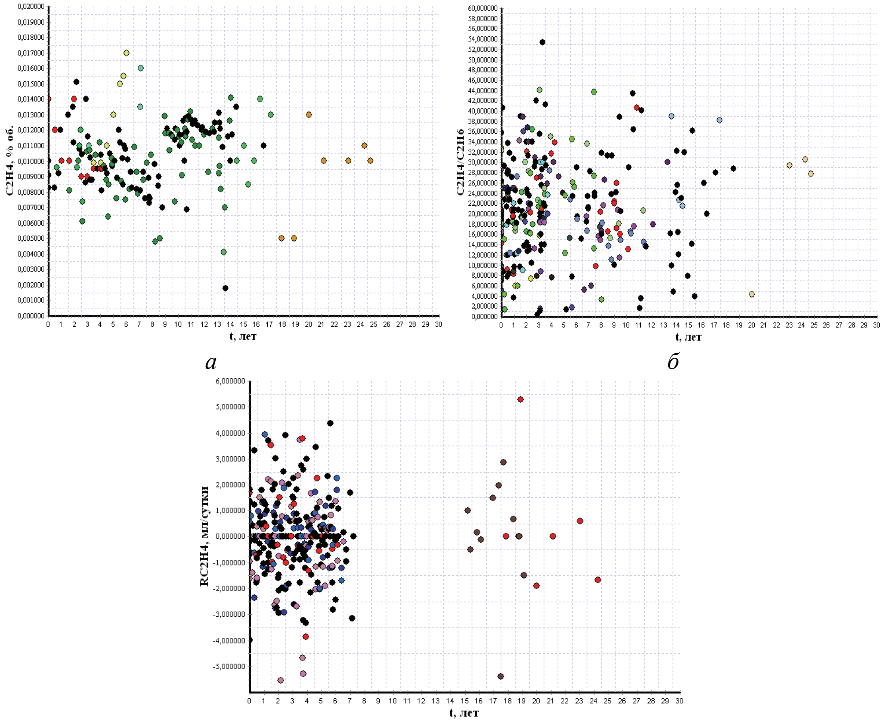
Проверка результатов ХАРГ на равенство дисперсий производилось в следующей последовательности:

1. Основная гипотеза $D(X) = D(Y)$;

2. Критериальная статистика: $F = \dfrac{S_1^2}{S_2^2} \sim F_{(n_1-1);(n_2-1)}$.

3. Статистика сравнения: $F_{(n_1-1);\,(n_2-1);\,0{,}95}$

4. Правило принятия гипотезы H_0: гипотеза H_0 отвергается, если $F > F_{(n_1-1);\,(n_2-1);\,0{,}95}$.



в

Рисунок 3 – Зависимости диагностических критериев для интерпретации результатов ХАРГ от длительности эксплуатации для однородных массивов: *а* – концентрации C_2H_4; *б* – отношения C_2H_4/C_2H_6; *в* – скорость нарастания C_2H_4

Формирование однородных массивов диагностических критериев осуществлялось путем попарного сравнения, диагностических критериев по всем трансформаторам, для этого использовалась авторская программа «ODNORODN» [9]. Две выборки объединялись в один массив если:

1. $S_1 > S_{n1,\,n2,\,0{,}025}$, $S_2 < S_{n1,\,n2,\,0{,}975}$ – тест W;
2. $Z_{\text{набл}} < Z_{\text{крит},\,0{,}95}$ – тест Z;
3. $F < F_{(n1-1),\,(n2-1),\,0{,}95}$ – тест F.

В качестве примера, на рис. 3 приведены однородные массивы, полученные в результате статистической обработки трех диагностических критериев с помощью программы «ODNORODN».

Объем выборочных значений N, значения математического ожидания M_x, дисперсии D_x, а также коэффициентов ассиметрии и эксцесса $j_{\text{а}}$ и $j_{\text{е}}$ для представленных на рис. 3 массивов данных приведены в табл. 1.

Таблица 1 – Статистические характеристики однородных массивов растворенных в масле газов

Критерий	N	M_x	D_x	$j_{\text{а}}$	$j_{\text{е}}$
C_2H_4	173	0,0103	0,000005	-0,350	4,071
C_2H_4/C_2H_6	298	20,786	90,480	0,172	2,956
RC_2H_4	300	0.0235	2.625	0.0627	4.944

Исследование законов распределения. Анализ законов распределения диагностических критериев, используемых для интерпретации результатов ХАРГ, выполнялся в следующей последовательности.

Эмпирические данные ранжировались по возрастанию.

Определялись параметры 16 законов распределения, диагностических критериев, по эмпирическим данным, для чего использовались метод моментов и метод максимального правдоподобия [8, 9].

Определялся полигон эмпирических частот [8, 9]. Для определения числа интервалов использовалась формула Старджеса:

$$m = \log_2(n+1) = 3{,}31\lg n + 1, \tag{5}$$

где m – число интервалов; n – объем выборочных значений.

Рассчитывались теоретические частоты исходя из полученных ранее параметров законов распределения;

Выполнялась проверка на схожесть эмпирического и теоретического распределения по двум статистическим критериям.

Критерий Пирсона χ^2:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{N} \frac{(n_i - n_i')^2}{n_i'}, \tag{6}$$

где n_i – значение эмпирических частот; n_i' – значение теоретических частот.

Для проверки основной гипотезы вычисляется выборочное значение критерия χ^2 и по таблице критических точек распределения критерия χ^2, по заданному уровню значимости α и числу степеней свободы k находят критическую точку $\chi^2_{\text{крит}}(\alpha; k)$.

Число степеней свободы k определяется по равенству

$$k = s - 1 - r,$$

где s – число групп (частичных интервалов) выборки; r – число параметров предполагаемого распределения, которые оценены по данным выборки.

Если расчетное значение критерия χ^2 меньше критического, то основная гипотеза не отвергается. Если расчетное значение критерия χ^2 больше критического, то основная гипотеза отвергается.

Критерий Колмогорова-Смирнова.

$$D_n = \max\left|\widetilde{F}(X) - \widetilde{F}_{\mathrm{mod}}(X;\overline{\Theta})\right|, \tag{7}$$

где D_n – степень различия между распределениями $\widetilde{F}(X)$ и $\widetilde{F}_{\mathrm{mod}}(X;\overline{\Theta})$; X – разряды, по которым рассчитываются различия; $\widetilde{F}(X)$ – эмпирическое распределение X; $\widetilde{F}_{\mathrm{mod}}(X;\overline{\Theta})$ – теоретическое распределение X.

В качестве $\psi_{\text{крит.}}$ используется функция вида

$$\psi_{\text{крит}} = \sqrt{n \cdot D_n} = \sqrt{n} \cdot \max\left(\widetilde{F}(X) - F_{\mathrm{mod}}(X;\bar{\theta})\right).$$

Значение $\psi_{\text{расч}}$ определяется из выражения подстановкой значений n и D_n для конкретных эмпирических данных. Если выполняется условие

$$\psi_{\text{расч}} < \psi_{\text{крит. верх}},$$

то гипотеза о согласии эмпирического распределения и модельного не отвергается.

Приведенный алгоритм реализован в виде программы «ZR» [9], разработанной на кафедре «Передача электрической энергии» НТУ «ХПИ». Программа позволяет в режиме on-line, выполнить проверку на соответствие 16 законов распределения см. рис. 4.

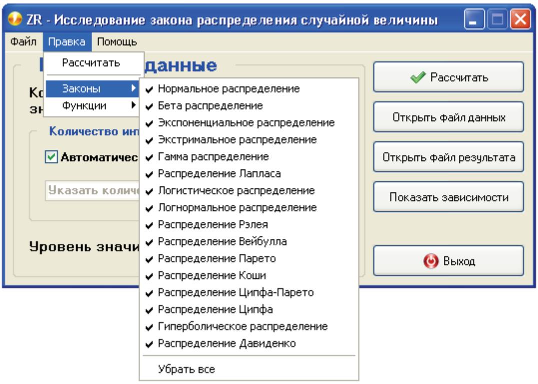
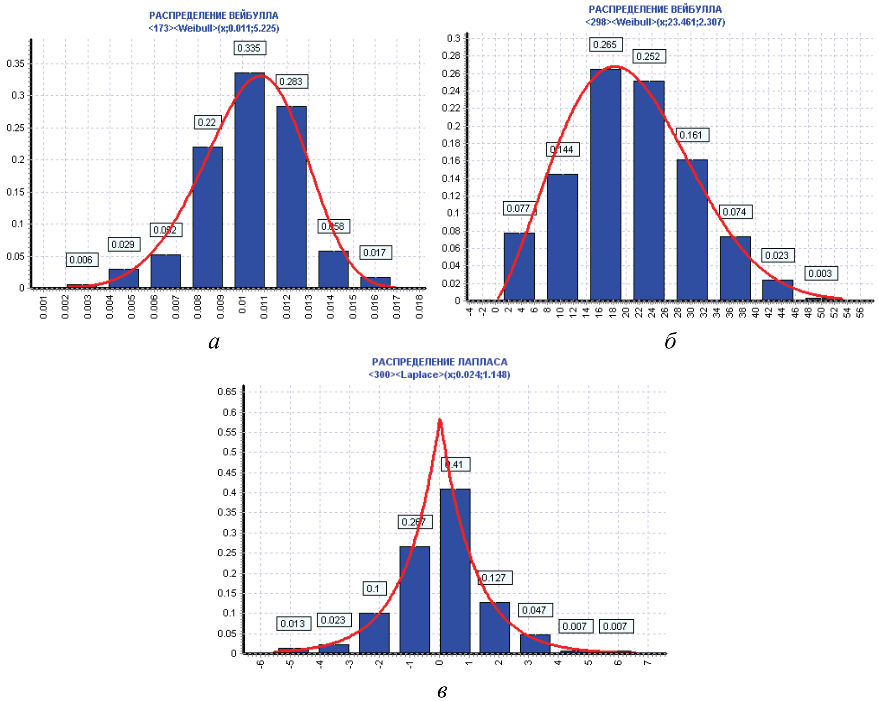


Рисунок 4 – Диалоговое окно программы «ZR», для выбора законов распределения

Значения параметров законов распределения, а также расчетные и критические значения (при $\alpha = 0{,}05$) критериев Пирсона и Колмогорова-Смирнова для представленных на рис. 3 массивов данных приведены в табл. 2.

Как видно из таблицы для всех трех диагностических критериев, расчетные значения критерия согласия Пирсона и критерия Колмогорова не превышают критические. На основании чего можно сделать вывод о том, что нет оснований для того, чтобы отвергнуть гипотезу о приемлемости закона распределения Вейбулла для концентраций растворенных в масле газов и отношений пар газов, а также распределения Лапласа для скоростей нарастания газов. На рис. 5 приведены гистограмма эмпирического распределения и функция плотности распределения законов Вейбулла и Лапласа для трех диагностических критериев.



а *б* *в*

Рисунок 5 – Гистограммы эмпирического распределения и функции плотности распределений законов Вейбулла и Лапласа диагностических критериев, используемых для интерпретации результатов ХАРГ: *а* – концентрации C_2H_4; *б* – отношения C_2H_4/C_2H_6; *в* – скорость нарастания C_2H_4

Таким образом, разработанный трехэтапный алгоритм статистической обработки результатов эксплуатационных испытаний, позволяет выполнить оценку законов распределения диагностических критериев для интерпретации результатов ХАРГ даже в условиях нечеткости и неопределенности исходной, измерительной информации.

Выводы. Неоднородность результатов ХАРГ, обусловленная как объективными (различия в конструкции, сортах масла, условиях эксплуатации и т.д.), так и субъективными (различный уровень организации и квалификации персонала) не позволяет выполнить оценку законов распределения, без предварительной статистической обработки.

Наличие большого числа концентраций газов, имеющих значения ниже и близких к порогу чувствительности хроматографа приводит не только к искажению гистограмм эмпирического распределения, но и является источником погрешности результатов ХАРГ, что необходимо учитывать при статистической обработке.

Таблица 2 – Значения параметров закона распределения диагностических критериев

Критерий	Параметры закона распределения Вейбулла		Значение критерия Пирсона			Значение критерия Колмогорова-Смирнова	
	α	β	f	$\chi^2_{расч.}$	$\chi^2_{крит.}$	$\lambda_{расч.}$	$\lambda_{крит.}$
C_2H_4	0,01127	5,225	2	2,873	5,990	0,333	1,360
C_2H_4/C_2H_6	23,461	2,306	4	5,389	9,490	0,778	1,360
Критерий	Параметры закона распределения Лапласа		Значение критерия Пирсона			Значение критерия Колмогорова-Смирнова	
	α	β					
RC_2H_4	0,023573	1,147649	4	2,886	9,490	0,600	1,360

Установлено, что значения диагностических критериев, для одних и тех же газов, для одного и того же трансформатора, полученные в разные моменты времени могут отличаться на несколько порядков. В связи с этим ошибочно считать; результаты ХАРГ, полученные в результате наблюдений по одному трансформатору, «априори» однородными.

Формирование массивов с однородными значениями диагностических критериев, должно выполняться при условии сходства законов распределений, равенства математические ожиданий и дисперсий отдельных выборок, полученных для разных трансформаторов.

Предложен трехэтапный алгоритм статистической обработки результатов эксплуатационных испытаний, который позволяет выполнить оценку законов распределения диагностических критериев для интерпретации результатов ХАРГ даже в условиях нечеткости и неопределенности исходной, измерительной информации.

Список литературы: **1.** Діагностика маслонаповненного трансформаторного обладнання за результатами хроматографічного аналізу вільних газів, відібраних із газового реле, і газів, розчинених у ізоляційному маслі СОУ-Н ЕЕ 46.501:2006. – К.: 2007. – 92 с. **2.** Методические указания по диагностике развивающихся дефектов трансформаторного оборудования по результатам хроматографического анализа газов, растворенных в масле: РД 153-34.0-46.302-00. – Офиц. изд. М.: НЦ ЭНАС, 2001. – 28 с. **3.** *Давиденко И.В., Комаров В.И.* Применение методов математической статистики для получения критериев оценки состояния трансформаторов по результатам хроматографического анализа растворенных в масле газов / *И.В. Давиденко, В.И. Комаров* // Электро: Производственно-технический журнал. – 2003. – № 1. – С. 37-41. **4.** *Давиденко И.В.* Определение допустимых значений контролируемых параметров маслонаполненного оборудования на основе массива наблюдаемых данных / *И.В. Давиденко* // Электричество. – 2009. – № 6 – С. 10- 21. **5.** *Чупак Т. М., Южанников А.Ю.* Оценка состояния трансформатора на основе золотого сечения // Фундаментальные исследования. – 2006. – № 9 – С. 10-21. **6.** *Захаров А.В.* Обнаружение дефектов силовых маслонаполненных трансформаторов как процедура проверки статистических гипотез / *А. В. Захаров* // Новое в российской энергетике. – 2001. – № 2 – С. 19-28. **7.** *Давиденко И.В.* Критерии оценки технического состояния маслонаполненных вводов и измерительных трансформаторов по скорости роста концентраций растворенных газов // Сб. докладов научно-практической конференции специалистов Сибири и Востока «Диагностика электрических установок». Новосибирск: ГЦРО, 2009 г. С. 57-68. (ISSN 978-5-93889-106-7); **8.** *Гмурман В. Е.* Теория вероятностей и математическая статистика : учеб. пособие для вузов / *В. Е. Гмурман*. – М.: Высшая школа, 2003. – 479 с. **9.** *Шутенко О.В., Баклай Д.Н.* Планирование экспериментальных исследований в электроэнергетике. Методы обработки экспериментальных данных : Учеб. пособие для втузов / *О. В. Шутенко, Д.Н. Баклай*. – Х.: НТУ «ХПИ»., 2013. – 268 с.

Надійшла до редколегії 29.10.2013

УДК 621.314

Особенности статистической обработки результатов эксплуатационных испытаний при исследовании законов распределения результатов хроматографического анализа растворенных в масле газов / О. В. Шутенко, Д. Н. Баклай // Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Техніка та електрофізика високих напруг. – Х.: НТУ «ХПІ», 2013. – № 60 (1033). – С. 136-150. – Бібліогр.: 6 назв.

У статті запропоновано трьохетапний алгоритм статистичної обробки результатів експлуатаційних випробувань, який дозволяє виконати оцінку законів розподілу діагностичних критеріїв для інтерпретації результатів хроматографічного аналізу розчинених у маслі газів. Дано опис статистичних критеріїв, які використовуються для формування однорідних масивів даних. Наведені приклади досліджень законів розподілу трьох діагностичних критеріїв, які використовуються для інтерпретації результатів хроматографічного аналізу розчинених у маслі газів.

Ключові слова: хроматографічний аналіз, відносини пар газів, часткові розряди, дефект що розвивається.

This article proposes a three-step algorithm for statistical analysis of the results of operational tests, which allows you to evaluate the laws of distribution of the diagnostic criteria for interpreting the results of chromatographic analysis of dissolved gases in the oil A description of the statistical criteria used for the formation of homogeneous data massives of given. The examples of studies of the laws of distribution of three diagnostic criteria used to interpret the results of chromatographic analysis of dissolved gases in the oil of are.

Keywords: cchromatographic analysis, attitudes pairs of gases, partial discharges, developing defect.