На рис. 2 показан график изменения во времени тока КЗ через сопротивление R1, для электрической сети, изображённой на рис. 1. До замыкания ключа SW3 ток равнялся нулю. В момент замыкания ток стал равным 50 А, а амплитуда установившегося значения – 20,9 А. Практически те же самые результаты получены в п. 6.2.

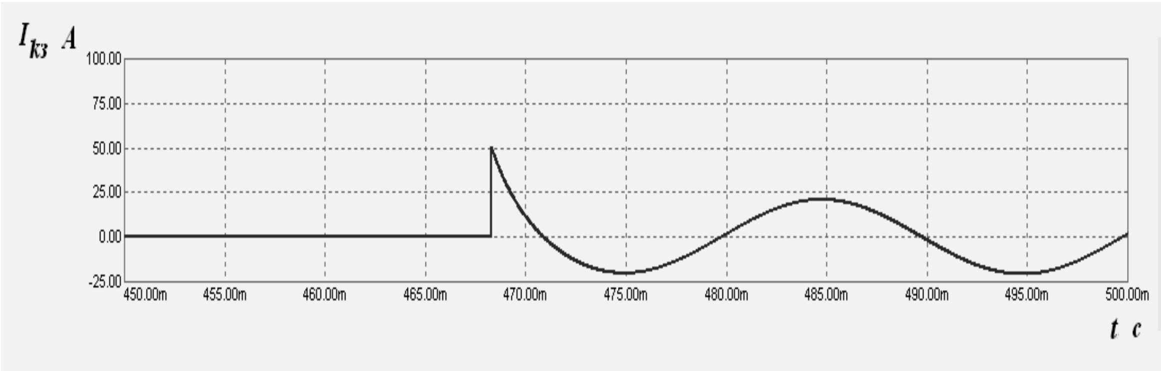

Рис. 2. Ток однофазного короткого замыкания

На рис. 3 показан график изменения во времени напряжения на нейтрали сети до возникновения КЗ и после. Амплитуда установившегося напряжения равна 4,43 кВ.

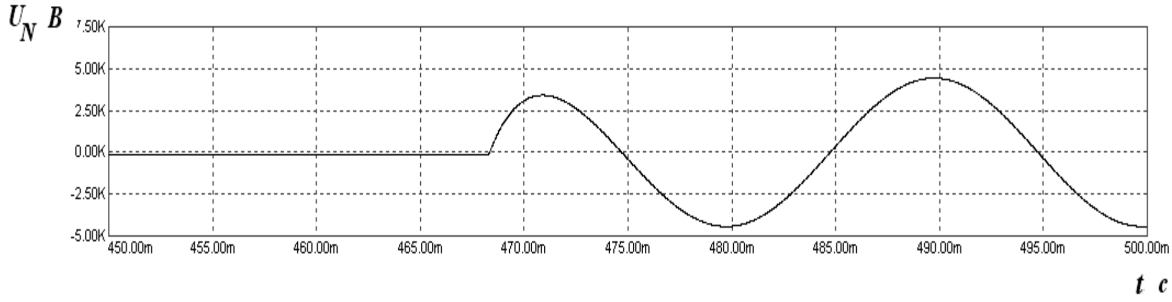

Рис. 3. Напряжение на нейтрали

Список литературы:

1. Fediuk R.S. Mironov K.K., Pujka I.A.Causes and effects of single-phase ground fault (to the hull) // Интеллектуальные энергосистемы: труды II Международного молодёжного форума. В 2т. Томск 6-10 октября 2014г. Т.1.-Материалы II Международного форума «Интеллектуальные энергосистемы». - С. 182-184.
2. Fediuk R.S. Danilenko V.V., Komardin D.V., Mironov K.K., Pujka I.A. // Актуальні проблеми автоматизації та управління: матеріали конференції. Випуск №2, 2014 – Луцк, 2014. – С. 13-15.
3. Амелина М.А. Программа схемотехнического моделирования Micro-Cap 8 / М.А. Амелина, С.А. Амелин. – М.: Горячая линия – Телеком, 2007. – 464 с.

Проверка с помощью критерия Пирсона статистической гипотезы о распределении генеральной совокупности по закону Вейбулла–Гнеденко

Голдаев С.В., Радюк К.Н.
Национальный исследовательский Томский политехнический университет, г. Томск, Россия

Распределение Вейбулла – Гнеденко находит применение при количественном анализе надежности различных технических и энергетических систем [1–3], моделировании процессов, имеющих вероятностную природу [4]. Так, наработка до отказа ряда невосстанавливаемых узлов близка к такому распределению. Оно описывает отказы механических систем, имеющих место в начальный период эксплуатации, а также отказы из-за хрупких и усталостных разрушений [2], для аппроксимации результатов измерений скорости ветра часто используют функцию распределения Вейбулла–Гнеденко [5].

На основе изучения методами математической статистики результатов наблюдений или регистрации событий в журнале эксплуатации объектов, составленных актов отказов, выявляются закономерности, которым подчинены отказы энергетического оборудования [6,7].

Путем обобщения таких данных осуществляется распределение отказов по видам используемого оборудования энергоблоков, которое позволяет выделить наименее долговечное.

Наличие в технологических схемах энергоблоков большого количества однотипных элементов вызывает необходимость применять статистические методы [7].

Широкому использованию этого вида распределения в инженерной практике при количественном анализе показателей надежности объектов, обработке статистических данных, препятствует то обстоятельство, что ряд расчетных формул содержат гамма-функцию $\Gamma(x)$ – несобственный интеграл, определяемый следующим образом

$$\Gamma(x) = \int_0^\infty \exp(-t) t^{x-1} dt.$$

Значения этой специальной функции приведены в приложениях к учебным пособиям, например [3], или в справочной литературе [8].

В работе [9] представлена методика расчета на персональном компьютере показателей надежности объектов, подчиняющихся распределению Вейбулла-Гнеденко. При реализации ее на Турбо Паскале для вычисления $\Gamma(x)$ выбрано интерполяционное выражение, имеющее погрешность менее 10^{-4} при значениях $x< 60$ [8]

$$\Gamma(x) \cong \frac{\sqrt{(2\pi/y)}\exp\{y[\ln(y)-1]+1/(12y)\}}{x(x+1)(x+2)(x+3)(x+4)(x+5)},$$

где $y = x + 6$.

Кроме расчета статистических характеристик случайных величин (математического ожидания, дисперсии, среднеквадратичного отклонения и т.д.), основной задачей такого анализа результатов исследования является проверка статистических гипотез [1–4], которая заключается в сопоставлении некоторых критериев проверки, вычисляемых по выборке, со значениями этих показателей, определенных теоретически в предположении, что проверяемая гипотеза верна.

Принятие или отклонение гипотезы осуществляется с привлечением уровня значимости α, который выбирается до получения выборки. Часто в технике употребляется уровень значимости, равный 0,05, реже используются другие – 0,1; 0,02; 0,01 и т.д.). Меньшие значения α соответствуют данным, полученным с высокой точностью и в большом объеме. Уровню значимости соответствует доверительная вероятность $p = 1 - \alpha$. Используя гипотезу о распределении оценки (критерия значимости), по этой вероятности находят доверительные границы.

Ниже описан вариант реализованной на Турбо Паскале автоматизированной проверки статистической гипотезы о принадлежности экспериментальных данных распределению Вейбулла–Гнеденко с помощью критерия Пирсона. Такая процедура может быть осуществлена аналогично проверке гипотезы об экспоненциальном распределении со следующими изменениями: число степеней свободы $r = k$–3 [3]. Более подробно алгоритм описан в работе [4], где приведен вариант проверки гипотезы о соответствии статистических данных распределению Вейбулла–Гнеденко.

Считаются известными: N – количество измерений физического параметра; m –число интервалов для определяемой величины; Y_{1i} – левая граница i-го интервала; Y_{2i} – правая граница i-го интервала; Y_c – середина i-го интервала; n_i – частота попадания измеряемой величины в i-й интервал; $w_i = n_i / N$ – относительная частота.

Выборочная средняя измеряемой величины и выборочная дисперсия вычисляются по формулам:

$$Y_{bc} = \sum_{i=1}^{m} w_i Y_{ci}, \quad D_b = \sum_{i=1}^{m} w_i (Y_{ci} - Y_{bc})^2. \tag{1}$$

Исходные статистические данные группируются, для этого определяются: минимальный и максимальный член ряда, его размах и примерная величина интервала, затем выявляются интервалы равной длины. Строится гистограмма распределения, из характера которой можно предположить, что анализируемая случайная величина распределена по закону Вейбулла–Гнеденко.

Плотность функции распределения и ее функция, вероятность безотказной работы, математическое ожидание и дисперсия находятся таким образом [1, 2], [4]:

$$f(t)=(b/c)(t/c)^{b-1}\cdot\exp\left[-(t/c)^b\right],$$
$$F(t)=1-\exp\left[-(t/c)^b\right],$$
$$P(t)=\exp\left[-(t/c)^b\right], \qquad (2)$$
$$Y_c=c\Gamma(1+1/b);$$
$$\sigma^2=c^2\left\{\Gamma(1+2/b)-\left[\Gamma(1+1/b)\right]^2\right\},$$

где b и c – коэффициенты аппроксимации; b называется параметром формы, c – параметром масштаба.

Коэффициент аппроксимации b находится из решения трансцендентного уравнения

$$\Gamma(1+2/b)/\Gamma^2(1+1/b)=1+\sigma^2/Y_{bc}^2. \qquad (3)$$

Второй коэффициент вычисляется по формуле

$$c=Y_{bc}/\Gamma(1+1/b). \qquad (4)$$

При использовании критерия Пирсона число степеней свободы подсчитывается по формуле $k=s-1-r$, где s– число разрядов; r – число параметров, оцениваемых по выборке.

Число степеней свободы r распределения χ^2 равно числу разрядов k минус число наложенных связей: $\sum_{i=1}^{8} p_i^*=1$; 2) $m=m_x^*$.

Эмпирическое значение критерия Пирсона χ_H^2 находится по формуле

$$\chi_H^2=N\sum_{i=1}^{m}(w_i-P_i)^2/P_i., \qquad (5)$$

Вероятность попадания P_i значения случайной величины Y_i в i-й интервал, вычисляется так [1, 2, 4]

$$P_i=\begin{cases}F(Y_{2i})-F(Y_{1i}), & i=1,2,3,...,m-1\\ 1-F(Y_{1m}), & i=m.\end{cases}, \qquad (6)$$

Для облегчения автоматизации проверки гипотезы вместо табличных значений критических точек [2], [10] распределения χ_p^2 была использована упрощенная аппроксимация Корниша–Фишера, справедливая для произвольного значения числа степеней свободы [10]

$$\chi_p^2(k)=k+u_p\sqrt{2k}+2u_p(u_p-1)/3+u_p(u_p-7)/(9\sqrt{2k}). \qquad (7)$$

Квантиль уровня стандартного нормального распределения u_p находился по следующей формуле [10]

$$u_p=4{,}91\left[(1-p)^{0{,}14}-p^{0{,}14}\right], \qquad (8)$$

которая имеет относительную погрешность менее 0,03%.

Если в ходе расчета эмпирическое значение χ_H^2 окажется меньше теоретического значения критерия χ_p^2, то считается подтвержденной выдвинутая гипотеза. Тестирование программы на Турбо Паскале проверки по критерию Пирсона гипотезы о распределении Вуйбулла–Гнеденко осуществлялось решением примера, рассмотренного в работе [4].

В таблице приведены результаты расчетов по разработанной программе (вторая строка) и представленные в работе [4] (третья строка).

Таблица. Результаты расчетов

Y_{bc}	D_b	b	c	χ_H^2	χ_p^2
10,553	57,780	1,40	11,516	13,92	26,091
10,453	43,633	1,622	11,672	2,573	26,217

Различие в значениях коэффициента b связано с ошибочным решением трансцендентного уравнения (3), в чем можно убедиться непосредственной проверкой. В работе [4] отсутствует информация о том, каким методом оно решалось, как вычислялась гамма-функция. Несущественное отличие в значениях χ_p^2 подтверждает применимость аппроксимаций (7) и (8). Малое значение χ_H^2

эмпирического критерия Пирсона, полученное в работе [4], может быть обусловлено небрежностью. Тем не менее, выполняется неравенство $\chi_H^2 < \chi_p^2$.

В случае подтверждения выдвинутой гипотезы можно вычислить нижнюю и верхнюю доверительные границы для вероятности безотказной работы и времени наработки на отказ анализируемого энергетического оборудования по автоматизированной методике [9].

Известно, что при значении коэффициента аппроксимации $b = 1$, распределение Вейбулла–Гнеденко переходит в экспоненциальное распределение, а при $b = 3{,}3$ – оно близко к нормальному [1-3, 12]. Поэтому разработанная программа может использоваться и при расчете показателей надежности технологических установок, описываемых этими распределениями [1-3], [11].

Таким образом, автоматизация алгоритма проверки по критерию Пирсона гипотезы о распределении Вейбула–Гнеденко генеральной совокупности расширяет возможности программного обеспечения (методы структурных схем, статистических испытаний и интенсивностей переходов, проверок статистических гипотез по критерию Пирсона экспоненциального и нормального распределений), реализованного на Турбо Паскале [8], [11, 12].

Список литературы:

1. Надежность теплоэнергетического оборудования ТЭС и АЭС: / Г.П. Гладышев, Р.З. Аминов, В.З. Гуревич и др.– М.: Высшая школа,1991. – 303 с.
2. Шубин В.С. Рюмин Ю.А. Надежность оборудования химических и нефтеперерабатывающих производств – М.: Химия, 2006. – 359 с.
3. Кузнецов Н.Л. Надежность электрических машин. – М.: Издательский дом МЭИ, 2006. – 432 с.
4. Константинов В.Н., Абдрахманов Р.С. Выбор ветро-энергетических установок и оценка их производительности //Изв. вузов. Проблемы энергетики – 2005 –№11-12 – С.48–52.
5. Константинов В.Н., Абдрахманов Р.С. Оценка производительности ветро-энергетической установки с помощью распределения Вейбулла // Изв. вузов. Проблемы энергетики – 2006 – №11-12 – С.76–79.
6. Надежность санитарно-технической арматуры в эксплуатационных условиях/ А.П. Свинцов, А.Н. Малов, Ю.В. Николенко и др //Водоснабжение и санитарная техника –2009. –№6 – С.58–63.
7. Анализ показателей надежности вспомогательного оборудования энергоблоков / К.Э. Аронсон, Ю.М. Бродов, П.Н. Плотников и др. // Теплоэнергетика – 2011 – №8 – С.2–7.
8. Справочник по специальным функциям /Под ред. М. Абрамовица и И. Стигана. – М.: Наука, 1979. – 818 с.
9. Голдаев С.В., Коровина А.М., Радюк К.Н. Автоматизация расчета показателей надежности объектов, подчиняющихся распределению Вейбулла-Гнеденко /Материалы шестнадцатой Всероссийской научно-технической конференции «Энергетика: эффективность, надежность, безопасность». – Томск: Изд-во ТПУ, 2010. – С.333–335.
10. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников – М.: Физматлит, 2006. – 816 с.
11. Голдаев С.В. Практикум по надежности и оптимизации систем теплоэнергоснабжения. – Томск: Изд-во ТПУ, 2005. – 100 с.
12. Голдаев С.В., Коровина А.М., Радюк К.Н. Реализация в среде Турбо Паскаль методики прогнозирования показателей надежности объектов, подчиняющихся распределению Гаусса /Энергетика: эффективность, надежность, безопасность: Материалы докладов семнадцатой всероссийской научно-технической конференции - Томск: СПБ Графикс, 2011 - С. 194–196.

Развитие технологии повышения надежности и экономичности контактных соединений электротехнического оборудования

Усков И.А., Жуков А.В., Гоман В.В.
Уральский федеральный университет, г. Екатеринбург, Россия

В электрических сетях и электротехническом оборудовании используется большое количество контактных соединений различных видов и типов. Общей проблемой эксплуатации контактных соединений, влияющей на надежность и экономичность работы электрических сетей и электротехнического оборудования, является рост переходного сопротивления при эксплуатации контактных соединений в результате образования оксидных пленок и износа рабочих