

УДК 621.019

К ВОПРОСУ ОБ ОЦЕНКЕ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ОБЪЕКТОВ ЭЭС.

ФАРХАДЗАДЕ Е.М., МУРАДАЛИЕВ А.З., ФАРЗАЛИЕВ Ю.З.,
АБДУЛЛАЕВА С.А.

АзНИПНИИ Энергетики, г.Баку

Рассмотрены вопросы актуальности проблемы, типовые примеры, формализация задачи оценки функциональных характеристик показателей надежности объектов ЭЭС при порядковой и номинальных шкалах аргумента.

При анализе надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем (ЭЭС) наряду с точечными оценками показателей надежности (ПН) часто используются эмпирические характеристики (ЭХ) ПН. ЭХ представляют собой оценку закономерности изменения ПН в функции ряда разновидностей признака.

Примерами ЭХ являются закономерности изменения ПН по календарным годам, длительности эксплуатации, времени года и суток, зависимости от класса напряжения, порядковых номеров энергоблоков ГРЭС, элементов конструкции, типа нерабочих состояний и многие другие.

Рассчитанные по статистическим данным эксплуатации закономерности изменения ЭХ обусловлены функциональной и статистической составляющими. С практической точки зрения представляет интерес возможность существенно снизить значимость статической составляющей. Функциональные характеристики (ФХ) позволяют обнаружить скрытые в статистических данных закономерности, понять сущность изучаемого процесса, являются основой прогнозирования изменения ПН, определяющего результат решения многих эксплуатационных задач.

РП задаются в одной из трех шкал измерения: метрической, порядковой или номинальной [1]. Метрическая шкала предполагает возможность количественной характеристики РП. Например, длительность эксплуатации, величина износа, стоимость и др. Порядковая шкала-это шкала упорядоченных наименований некоторого качества. Например, диспетчерские номера выключателей распределительного устройства. Метрическая шкала преобразуется в порядковую при интервальном подходе к измерению РП (например, месяца года). Отличительной особенностью номинальной шкалы является произвольный (субъективный) характер порядка расположения РП. Наглядным примером служит перечень узлов оборудования. Чем число разновидностей j -го признака $m_{r,j}$ больше, тем качественная характеристика объекта точнее. В то же время, при фиксированном числе анализируемых случайных событий (например, внезапных отказов), закономерности изменения ЭХ ПН с ростом $m_{r,j}$ все в большей степени определяются статистической составляющей. Актуальность проблемы выявления закономерности изменения и прогнозирования ПН обусловила соответствующее внимание специалистов. Снижение значимости статистической составляющей изменения ЭХ ПН проводится на базе математического аппарата теории проверки статистических гипотез. Разработан ряд методов, позволяющих учесть случайный характер оценок ПН по каждому из заданных РП [2].

Разработанные методы, как правило, рассматривают выборку из генеральной совокупности случайных величин (т.е. когда закон распределения случайных величин известен), включает ряд допущений, которые не всегда справедливы для выборки из

конечной совокупности случайных величин (конечная совокупность может быть рассмотрена как непредставительная выборка из генеральной совокупности).

Наиболее часто используются методы, основанные на построении доверительных областей характеристик и метод наименьших квадратов. Возможность их практического использования зависит от числа рассматриваемых случайных событий, типа ПН, закона распределения случайных величин.

Классификация статистических данных по заданным признакам приводит к тому, что доверительные области изменения ПН при уровне значимости $\alpha_k=0,1(0,05)$ оказываются столь большими, что включают самые немыслимые закономерности, в том числе, независимость от РП. Применение метода наименьших квадратов из-за малого числа данных, оказывается также неэффективным.

Таким образом, методология оценки функциональной составляющей в этих условиях разработана недостаточно полно.

Нисколько не снижая значимости теоретических результатов, нельзя не отметить, что для конечной совокупности случайных величин основным инструментом решения задач, предусматривающих сравнение вариантов, и, в частности, сравнения ЭХ ПН, в настоящее время является метод имитационного моделирования (ИМ). Это соотношение стало очевидным в результате развития вычислительной техники. Возможности метода ИМ существенно превышают возможности аналитического подхода [3]. Более того, результаты моделирования часто служат информационной поддержкой теоретических исследований. В целях конкретизации задачи и упрощения иллюстративных примеров расчета мы рассмотрим ЭХ одного из наиболее часто используемых ПН- вероятности отказа (Q).

Методология оценки и повышения точности ФХ случайных величин для метрической шкалы измерения представлена в [4]. В настоящей статье мы рассмотрим некоторые вопросы оценки ФХ ПН для порядковых и номинальных шкал измерения РП.

Моделирование реализаций ЭХ. Как было отмечено выше, статистическая составляющая изменения ЭХ может оказаться столь значительной, что полностью изменяет закономерности ФХ. В иллюстративных целях проведено моделирование закономерности изменения числа отказов по месяцам, при условии равновероятности отказа в каждом месяце, года равной $1/12$. Число отказов в течение года (n) варьировалось. Алгоритм моделирования включал следующие расчеты:

- программное моделирование случайных чисел ξ_i , где $i=1,n$ с равномерным распределением в интервале $[0,1]$;
- проверка гипотезы о соответствии множества $\{\xi_i\}_n$ равномерному закону в интервале $[0,1]$ критерием Колмогорова;
- если с коэффициентом доверия $R \leq 0,1$ гипотеза не подтверждается, то повторно моделируются n случайных чисел. В противном случае случайные числа $\{\xi_i\}_n$ размещались в одном из двенадцати интервалов путем проверки соотношения $F(j) < \xi_i \leq F(j+1)$, где $F(j) = j/12$, а $j=0,11$.

Некоторые реализации ЭХ при $n=60$ приведены на рис. 1. Анализ реализаций ЭХ показывает, что закономерности изменения существенно разнятся даже при достаточно большом (для оборудования и устройств ЭЭС) числе случайных событий n. Расхождение числа отказов по месяцам изменяется в пределах $(2 \div 10)$. Для каждой реализации могут быть сделаны определенные, отличающиеся друг от друга предположения о закономерностях изменения ДХ вероятности отказа. Но все они ошибочны, поскольку на самом деле имеет место независимость числа отказов от времени года.

Попробуем представить теперь ЭХ, (например, изображенную на рис.1а) с меньшим числом РП, а именно шестью, четырьмя и двумя РП. В таблице 1 приведены эти ЭХ.

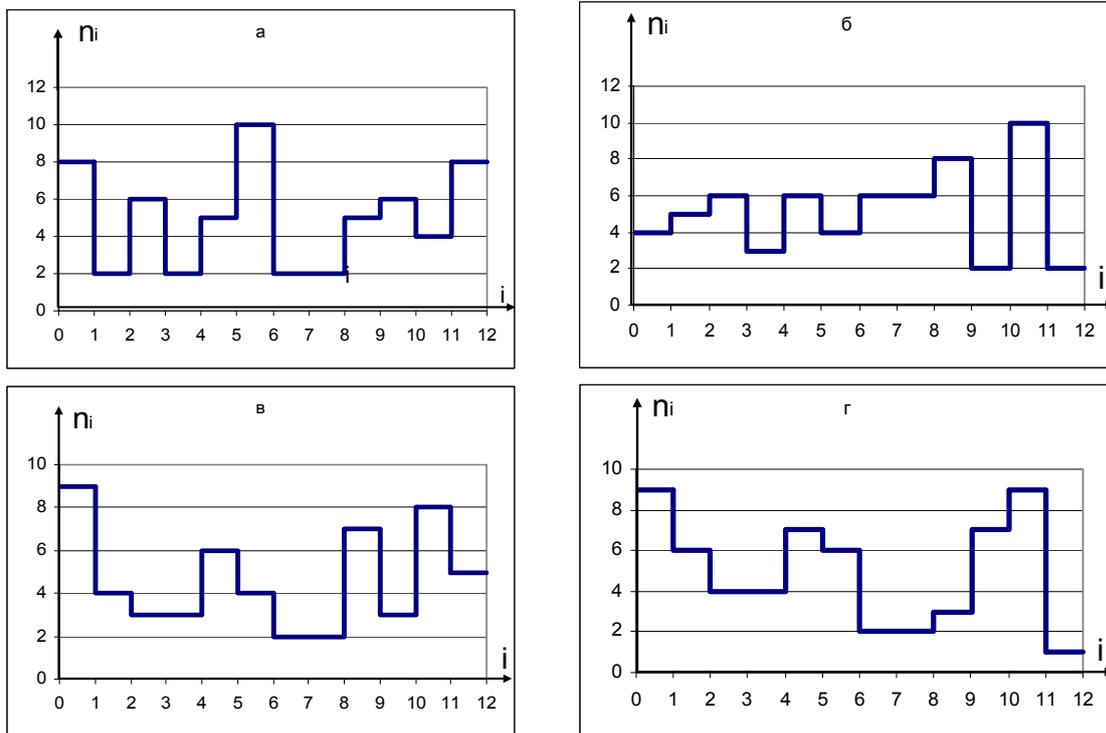


Рис.1. Реализации распределения $n_{\Sigma} = 60$ случайных чисел с равномерным распределением в интервале $[0,1]$ по $m_r=12$ интервалах

Эмпирические характеристики изменения числа отказов по месяцам года

Таблица 1

Число РП	РП ДХ и число проявлений РП						
	РП (мес.) n_i	12; 1 16	2; 3 8	4; 5 7	6; 7 12	8; 9 7	10; 11 10
4	РП (мес.) n_i	12-2 18	3-5 13	6-8 14	9-11 15		
3	РП (мес.) n_i	12-3 24	4-7 19	8-11 17			
2	РП (мес.) n_i	12÷5 31	6÷11 29				

Как следует из табл. 1. лишь при числе РП равным двум визуальное различие между числом отказов (в каждые полгода) в результате классификации данных практически устраняется. Уже при числе РП равным трем и немалом числе отказов в каждом интервале, нетрудно сделать ошибочное заключение о монотонном снижении числа отказов. Таким образом заключения о закономерностях изменения ЭХ на основе визуального анализа практически не зависит от изменения числа интервалов группирования данных.

Формализация задачи оценки ФХ. Обобщим несколько характерных примеров ЭХ и на их основе формализуем решаемую задачу.

1. Требуется оценить ФХ по ЭХ вероятности отказа узлов (элементов) воздушных выключателей (разновидность первого признака – тип выключателя) с номинальным напряжением 220 кВ (разновидность второго признака – класс напряжения). Эта задача предполагает выявление «слабых звеньев» воздушных выключателей с целью совершенствования системы технического обслуживания. Таким образом, заданы конкретные признаки и их разновидности. В рассматриваемом

примере аргумент (элементы выключателя) имеет номинальную шкалу измерения. Число и тип РП аргумента устанавливается, как правило, на основе опыта эксплуатации выключателей, исходя из интуитивных представлений о значимости отдельных элементов. Оценка вероятности проявления i -ой РП (Q_j^*) вычисляется как отношение

числа отказов i -го элемента (n_i) к общему числу отказов ($n_\Sigma = \sum_{i=1}^n n_i$) выключателя

($Q_i^* = n_i / n_{j,\Sigma}$). Аналогичные ФХ необходимы при обслуживании и ремонте выключателей для возможных разновидностей указанных выше признаков, при анализе изменения вероятности отказов выключателей по месяцам года с целью выяснения влияния внешних факторов (например, увеличения числа отказов воздушных линий электропередачи в период грозовой деятельности), при анализе вида отказа (например, перекрытие изоляции, отказ при отключении неудаленных коротких замыканий (к.з.), неполнофазная работа и др.)

2. Требуется оценить ФХ по ЭХ вероятности отказа при отключении к.з. выключателей различных типов с номинальным напряжением 110 кВ, установленных в цепи линий электропередачи. Здесь при оценке вероятности отказа необходимо учитывать различное число выключателей по типам. Оценка вероятности отказов (Q_i^*) вычисляется как отношение числа отказавших при отключении к.з. выключателей i -го типа (n_i) к общему числу этих выключателей (M_i). Таким образом, в отличие от способа оценки вероятности отказа в примере 1, знаменатели при расчете оценок вероятности отказов отличаются друг от друга ($Q_{j,i} = n_i / M_i$), где $i=1, m_r$.

3. Требуется оценить ФХ по ЭХ относительной длительности аварийного ремонта при восстановлении отказа узлов выключателей заданного типа и номинального напряжения. Относительная длительность аварийного ремонта i -го узла вычисляется (Q_i^*) как отношение суммарной длительности аварийного ремонта при отказе i -го узла ($\tau_{\Sigma,i}$) к суммарной длительности аварийного ремонта выключателей

($\tau_\Sigma = \sum_{i=1}^{m_r} \tau_{\Sigma,i}$), т.е. $Q_i^* = \tau_{\Sigma,i} / \tau_\Sigma$. Характерной особенностью этого примера является способ

определения ПН. Важность этого показателя заключается в том, что он характеризует ремонтпригодность узлов выключателя и основные направления улучшения ремонтпригодности.

4. Требуется оценить ФХ по ЭХ относительной длительности аварийного ремонта при восстановлении отказа в отключений короткого замыкания выключателей, установленных на линиях электропередачи различных классов напряжения ($Q_i^* = \tau_{j,\Sigma} / \tau_{\Sigma,i}$). Для этого примера характерно отличие суммарной длительности аварийных ремонтов выключателей заданных классов напряжения ($\tau_{\Sigma,i}$).

Наряду с шкалами аргумента ЭХ и способа оценки вероятности отказа, следует различать задачи по их информационному обеспечению:

1. Исходные данные характеризующее анализируемое случайное событие, отсутствуют. Чаще всего по литературным данным известна оценка ЭХ вероятности проявления РП с указанием общего числа случайных событий.
2. Исследователь располагает эмпирической таблицей данных о состояниях объекта и может построить ЭХ по заданным признакам и их разновидностям.

В качестве примера информации первого типа в таблице 2 из [5] приведены данные о вероятности отказов элементов выключателей напряжением 110 и 220 кВ совместно с приводом.

Общее число отказов выключателей с $U_n=110$ кВ равно 29, а с $U_n=220$ кВ равно 21. По этим данным приводится заключение о том, что в выключателях с $U_n=110$ кВ наиболее часто повреждается оборудование и контактные соединения в шкафах управления (соленоиды, сигнально-блокировочные контакты), а в выключателях с $U_n=220$ кВ уплотнения газонаполненных объемов. Заключение сделано без анализа влияния случайного характера оценок вероятности отказов элементов выключателя.

Таким образом, можно выделить две разновидности задач оценки ФХ:

1. Известны лишь результаты классификации данных по конкретным разновидностям ($j-1$) признаков и $m_{r,j}$ разновидностям j -го признака. Суть задачи оценки ФХ сводится к оценке целесообразности классификации данных по $m_{r,j}$ РП и к определению оптимального числа групп данных ($m_{opt,j}$), характеризующих как отдельные из $m_{r,j}$ РП, так и их сочетания;
2. Эмпирическая таблица сведений о проявлении каждого из $m_{r,j}$ РП с $j=1, m_s$, где m_s – число признаков, известна. Требуется оценить ФХ для разновидностей j признака и для заданных разновидностей (m_s-1) признаков. Суть задачи сводится к определению оптимального числа признаков классификации данных $m_{opt,s}$ и на основе этой величины уточнение оптимального числа групп данных ($m_{opt,j}^y$), характеризующих как отдельные из $m_{r,j}$ РП, так и их сочетания.

Таблица 2

Поэлементная структура отказов собственно выключателей с приводом

№	Наименование элемента выключателя	Номинальное напряжение (кВ)	
		110	220
1	Привод	0,133	0,183
2	Дугогасительная камера	0,133	-
3	Отделитель	0,067	0,091
4	Вводы	0,033	0,045
5	Опорно-стержневая изоляция	0,10	0,136
6	Внутрибаковая изоляция	-	0,091
7	Импульсные трубки	-	0,091
8	Уплотнения	0,10	0,228
9	Шкаф управления	0,267	0,045
10	Неклассифицированные причины	0,067	-
11	Невыясненные причины	0,067	0,045

При фиксированном порядке расположения РП методология оценки ФХ ПН для порядковой и номинальной шкал идентична. Различие подхода проявляется на этапе оценки оптимального числа РП. Если для порядковой шкалы измерения РП в результате сравнения группируются лишь данные смежных РП, то при номинальной шкала допускается (при определенных условиях) объединение в одну группу РП, различие ПН для которых при заданном уровне значимости оказывается несущественным. Формализация задачи позволяет перейти к следующему этапу - к анализу существующих и разработке новых методов оценки ФХ ПН объектов ЭЭС.

Заключение.

1. Классификация статистических данных, характеризующих надежность объектов ЭЭС, приводит к существенному снижению числа отказов. Вычисляемые по этим данным эмпирические характеристики изменения показателей надежности имеют случайный характер и могут существенно отличаться от действительных (функциональных) характеристик.

2. Принимаемые по эмпирическим характеристикам решения могут быть ошибочными. Проблема определения функциональных характеристик относится к одной из наиболее важных и трудных проблем статистических вычислений.
3. Проведена формализация задачи оценки функциональных характеристик показателей надежности объектов ЭЭС при порядковой и номинальных шкалах аргумента.
4. Суть задачи сводится к оценке оптимального для располагаемой информации числа классификационных признаков и их разновидностей. Решение задачи осуществляется на базе математического аппарата проверки статистических гипотез.

Литература:

1. Трофимов В.П. Логическая структура статистических моделей.: М., «Финансы и статистика», 1985, 192 с.
2. Справочник по надежности. Под редакцией Б.Р.Левина. Изд. «Мир», Том I. Москва, 1969.
3. Аверилл М.Лоу, В. Девид Кельтон. Имитационное моделирование. М.; «Питер», 2004, 848 с.
4. Фархадзаде Е.М., Мурадалиев А.З., Фарзалиев Ю.З. Методы снижения дисперсии имитационного моделирования. Известия НАН Азербайджана. Серия физико-технических и математических наук. № 1, 2008.
5. Абдурахманов А.М., Мисриханов М.Ш., Неклепаев Б.Н., Шунтов А.В. Еще раз о составляющих модели отказа выключателя.: «Электрические станции», №4, 2005, 41-48 с.

THE PROBLEM ON THE ASSESSMENT OF THE FUNCTIONAL CHARACTERISTICS OF INDEXES RELIABILITY PLANTS EES

**FARHADZADEH E.M., MURADALIYEV A.Z., FARZALIYEV Y.Z.,
ABDULLAYEVA S.A.**

Problems of a urgency of a problem, sample instances, formalizing of a problem of an assessment of the functional characteristics of indexes of reliability of plants EES are surveyed at ordinal and nominal dials of argument.

EES-Rİ OBYEKT LƏRİNİN ETİBARLIQ GÖSTƏRİCİLƏRİNİN FUNKSIONAL XARAKTERİSTİKALARININ QIYMƏTLƏNDİRİLMƏSİ MƏSƏLƏSİ

**FƏRHADZADƏ E.M., MURADƏLIYEV A.Z., FƏRZƏLIYEV Y.Z.,
ABDULLAYEVA S.A.**

Arqumentin nominal və sıra sıralarında EES-ri obyektlərinin etibarlıq göstəricilərinin funksional xarakteristikalarının qiymətləndirilməsi məsələsinin formallaşdırılması, tipik məsələlərə və problemin aktuallığı məsələlərinə baxılmışdır.