А.Л. КУЛИКОВ, П.В. ИЛЮШИН, А.А. ЛОСКУТОВ

# ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В ЗАДАЧАХ УПРАВЛЕНИЯ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКОЙ

МОНОГРАФИЯ

Москва 2024

УДК 621.311(035.3) ББК 31.2 К 90

Рецензенты:

Сендеров С.М., доктор технических наук, профессор, заместитель директора по науке Института систем энергетики им. Л.А. Мелентьева Сибирского отделения Российской академии наук (г. Иркутск);

*Чукреев Ю.Я.*, доктор технических наук, старший научный сотрудник, директор Института социально-экономических и энергетических проблем Севера Коми научного центра Уральского отделения Российской академии наук (г. Сыктывкар).

#### К 90

#### Куликов А.Л.

Применение методов последовательного анализа в задачах управления электроэнергетикой: монография / А.Л. Куликов, П.В. Илюшин, А.А. Лоскутов. – Москва: ИНЭИ РАН, 2024. – 288 с.

ISBN 978-5-91438-042-4

В монографии рассмотрены примеры применения последовательного анализа в задачах управления электроэнергетикой. Отдельные главы посвящены применению последовательной процедуры Вальда в устройствах автоматической частотной разгрузки в энергорайонах с распределенной генерацией, для проведения анализа показателей качества электрической энергии в узлах электрической сети, а также распознавания тренда графика нагрузки в автоматике отключения силовых трансформаторов. Кроме того, монография содержит примеры применения многогипотезного последовательного анализа в задачах определения мест повреждения на воздушных линиях электропередачи, а также параметрического и непараметрического многогипотезного последовательного анализа для распознавания глубины искажений синусоидальной формы напряжения.

Монография рассчитана на широкий круг читателей, включающий руководителей и специалистов электроэнергетических компаний, проектных организаций, разработчиков современных устройств управления, защиты и автоматики, а также аспирантов и студентов.

> УДК 621.311(035.3) ББК 31.2

© Куликов А.Л., 2024 © Илюшин П.В., 2024 © Лоскутов А.А., 2024

ISBN 978-5-91438-042-4

## ОГЛАВЛЕНИЕ

Определения, обозначения и сокращения	7
Введение	9
ГЛАВА 1. ИЗВЕСТНЫЕ ПРИМЕРЫ ПРИМЕНЕНИЯ ПОСЛЕДОВА-	
ТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В ЗАДАЧАХ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКИ	15
1.1. Задача последовательного принятия решений для двух классов	15
1.2. Метод последовательной проверки по отношению вероят-	
ностей	16
1.3. Пример применения процедуры последовательного анализа в	
волновой релейной защите	
1.4. Применение последовательного анализа Вальда для выявления	
повреждений с использованием параметров аварийного режима	
1.4.1. Фильтрация Калмана	
1.4.2. Алгоритм распознавания повреждений в энергосистеме	
1.4.3. Статистические характеристики напряжения при повре-	20
ждениях	
1.4.4. гезультаты фиксации повреждении	
т.э. многогипотезные процедуры последовательного анализа в ре-	36
151 Оптимизация условий функционирования алгоритма	39
1.5.2. Молепьный эксперимент по реализации многогипотез-	
ного послеловательного анализа в релейной защите	
1.6. Применение последовательного анализа для диагностики фо-	
тоэлектрической системы в реальном времени	47
1.6.1. Обнаружение неисправности с использованием теории по-	
следовательного анализа Вальда	50
1.6.2. Вычисление порогов (уставок) при диагностике фото-	
электрических систем	53
1.6.3. Структура устройства обнаружения неисправностей	
1.7. Выводы по главе 1	61

ГЛАВА 2. ПРИМЕНЕНИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОЙ ПРОЦЕДУРЫ
ВАЛЬДА ДЛЯ ЗАДАЧ АВТОМАТИЧЕСКОЙ ЧАСТОТНОЙ РАЗ-
ГРУЗКИ В ЭНЕРГОРАИОНАХ С РАСПРЕДЕЛЕННОИ ГЕНЕРА-
ЦИЕЙ
2.1. Вводная часть
2.2. Статистическая задача последовательного принятия решений
при распознавании нормального и аварийного режимов
2.3. Реализация алгоритма автоматической частотной разгрузки с
применением процедуры последовательного анализа
2.4. Усечение процедуры последовательного анализа
2.5. Модифицированный алгоритм принятия решения устройством
АЧР с повышенным быстродействием, не требующий введения
специальнои процедуры усечения
2.6. Модифицированныи алгоритм принятия решения устроиством
АЧР с повышенным оыстродеиствием за счет применения адап-
Тивных уставочных значении
2.7. Схемное решение устроиства АЧГ на основе последовательно-
28 Анализа и адантивных уставок
процелуру последовательного анализа в условиях отклонения па-
раметров качества электроэнергии от нормативных значений
2.9. Выволы по главе 2
ТЛАВА З. ПРИМЕНЕНИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО КРИТЕРИЯ
ВАЛЬДА ПРИ АНАЛИЗЕ ПОКАЗАТЕЛЕИ КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРИ-
ЧЕСКОЙ ЭНЕРГИИ10/
3.1. Мониторинг показателей качества электрической энергии в
современных системах электроснабжения107
3.1.1. Качество электрической энергии в современных систе-
мах электроснабжения107
3.1.2. Принципы организации мониторинга показателей каче-
ства электроэнергии в системах электроснабжения 111
3.2. Анализ качества электрической энергии при выборочном кон-
троле нескольких показателей
3.2.1. О переходе к обобщенному (комплексному) показателю
качества электрической энергии 116
3.2.2. Методы проведения выоорочного контроля показателеи
качества электрической энергии
5.2.5. методы последовательного выоорочного контроля каче-
ства электрической энергии на основе процедуры Бальда
5.2.4. пример реализации устроиства анализа качества элек-
трической энергии127

рочного контроля       130         3.3. Статистические методы контроля качества электрический       132         энергии по количественному признаку       132         3.3.1. Использование статистических методов приемочного контроля по количественному признаку при оценке допустимости отклонений показателей качества электрической энергии       132         3.3.2. Пример реализации устройства для анализа качества электрической энергии с применением количественного признака       136         3.3.3. Сопоставление времени принятия решения (объема требуемых измерений) при фиксированной выборке ПКЭЭ и их последовательном анализе       139
3.3. Статистические методы контроля качества электрический         энергии по количественному признаку       132         3.3.1. Использование статистических методов приемочного контроля по количественному признаку при оценке допустимости отклонений показателей качества электрической энергии       132         3.3.2. Пример реализации устройства для анализа качества электрической энергии с применением количественного признака       132         3.3.3. Сопоставление времени принятия решения (объема требуемых измерений) при фиксированной выборке ПКЭЭ и их последовательном анализе       139
энергии по количественному признаку       132         3.3.1. Использование статистических методов приемочного контроля по количественному признаку при оценке допустимости отклонений показателей качества электрической энергии       132         3.3.2. Пример реализации устройства для анализа качества электрической энергии с применением количественного признака       132         3.3.3. Сопоставление времени принятия решения (объема требуемых измерений) при фиксированной выборке ПКЭЭ и их последовательном анализе       139
<ul> <li>3.3.1. Использование статистических методов приемочного контроля по количественному признаку при оценке допустимости отклонений показателей качества электрической энергии</li></ul>
контроля по количественному признаку при оценке допу- стимости отклонений показателей качества электрической энергии
стимости отклонений показателей качества электрической энергии
энергии
<ul> <li>3.3.2. Пример реализации устройства для анализа качества электрической энергии с применением количественного признака</li></ul>
электрической энергии с применением количественного при- знака
знака
3.3.3. Сопоставление времени принятия решения (объема тре- буемых измерений) при фиксированной выборке ПКЭЭ и их последовательном анализе
буемых измерений) при фиксированной выборке ПКЭЭ и их последовательном анализе139
последовательном анализе139
3.3.4. О статистических распределениях отклонений показате-
лей качества электрической энергии143
3.4. Методы анализа качества электроэнергии в трехфазных си-
стемах промышленного электроснабжения с применением про-
странственного вектора145
3.4.1. Принципы обработки данных при анализе показателей
качества электроэнергии146
3.4.2. Варианты анализа качества электроэнергии в трехфаз-
ной системе электроснабжения с использованием простран-
ственного вектора
3.4.3. Разработка способа анализа качества электрической
энергии в трехфазной системе промышленного электроснаб-
жения, учитывающего когерентность сигналов
3.5. Выводы по главе 3
ЛАВА 4. ПРИМЕНЕНИЕ КРИТЕРИЯ ВАЛЬДА ДЛЯ РАСПОЗНА-
АНИЯ ТРЕНДА ГРАФИКА НАГРУЗКИ В АВТОМАТИКЕ ОТ-
ЛЮЧЕНИЯ СИЛОВЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ171
4.1. Снижение технических потерь электроэнергии за счет приме-
нения автоматики отключения силовых трансформаторов на пони-
зительных подстанциях
4.1.1. Задача сокрашения потерь холостого хода силовых
трансформаторов понизительных подстанций
4.1.2. Метод определения выбора числа работающих трансфор-
маторов ПС по критерию минимальных потерь мошности в
трансформаторах ПС без учета коммутационного ресурса обору-
дования

4.1.3. Пример расчета энергоэффективных режимов работы	
трансформаторов на подстанции	179
4.1.4. Алгоритм автоматики отключения трансформаторов	183
4.2. Применение последовательной процедуры Вальда в автомати-	
ке отключения силовых трансформаторов	186
4.2.1. Прогнозирование и распознавание тренда графика	
нагрузки	186
4.2.2. Пример процедуры статистического распознавания	
тренда графика нагрузки присоединения в идеальном случае	192
4.2.3. Принципы распознавания режимов по критерию Вальда	197
4.2.4. Пример применения метода Вальда для распознавания	
тренда графика нагрузки	199
4.3. Выводы по главе 4	202
ПЛАВА 5. ПРИМЕРЫ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ МНОГОГИПОТЕЗНОГО	
ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В ЗАДАЧАХ ЭЛЕКТРО-	201
ЭНЕРГЕТИКИ	204
5.1. Многогипотезный последовательный анализ при определении	
места повреждения линий электропередачи	204
5.1.1. Определение мест повреждений высоковольтных воз-	
лушных линий электроперелачи путем последовательного	
распознавания поврежленного участка по алгоритму Рила	204
512 Определение мест повреждений высоковольтных	
возлушных линий электроперелачи путем последователь-	
ного распознавания поврежленного участка по алгоритму	
Армитажа	230
5.2. Распознавание спубины искажений синусоилальной формы	
напряжения путем параметрического и непараметрического мно-	
гогипотезного последовательного анализа	238
521 Способы оценки глубины искажений синусоилальной	
формы напряжения	239
522 Многогипотезный статистический анализ на основе па-	
раметрического алгоритма Палмера	249
523 Последовательный многогипотезный анализ на основе	
статистических непараметрических метолов (метол «ближай-	
шего сосела»)	257
5 3 Выволы по главе 5	263
SIST Baboqui no Filube S	205
Заключение	265
	200
Список литературы	270

## ОПРЕДЕЛЕНИЯ, ОБОЗНАЧЕНИЯ И СОКРАЩЕНИЯ

IEC – International Electrotechnical Commission (международная электотехническая комиссия) IED – Intelligent electronic device SCADA – Supervisory Control and Data Acquisition SPRT – Sequential Probability Ratio Test (метод последовательной проверки по отношению вероятностей) TQM – Total Quality Management АВР – автоматическое включение резерва АОСН – автоматическое ограничение снижения напряжения АЧР – автоматическая частотная разгрузка БПФ – быстрое преобразование Фурье ВИЭ - возобновляемые источники энергии ВЛ – воздушная линия электропередачи ГПУ – газопоршневая установка ГТУ – газотурбинная установка ГУ – генерирующая установка ДГУ – дизельная установка ДПФ – дискретное преобразование Фурье КЗ – короткое замыкание ИЭУ – интеллектуальное электронное устройство КЭЭ – качество электрической энергии ЛЭП – линия электропредачи МЭК – международная электотехническая комиссия НТД – нормативно-технический документ ОИК - оперативно-информационный комплекс ОМП – определение места повреждения ПВ – пространственный вектор ПКЭЭ – показатели качества электрической энергии

ПС – подстанция

РАС – регистратор аварийных событий

РГ – распределенная генерация

РЗА – релейная защита и автоматика

РМВ – реальный масштаб времени

РУ – распределительное устройство

САУ - система автоматического управления

СМКЭЭ – система мониторинга качества электроэнергии

СЭС - современные системы электроснабжения

ТТ – трансформатор тока

УСВИ – устройства синхронизированных векторных измерений

УСО – устройство сопряжения с объектом

УУРП – устройство управления режимом подстанции

ЦОС – цифровая обработка сигналов

ЦРЗА – цифровая релейная защита и автоматика

ЭЭС – электроэнергетическая система

ЭЭ – электрическая энергия

## **ВВЕДЕНИЕ**

Последовательное тестирование или последовательный анализ – это статистический метод, который существенно повлиял на различные системы принятия решений в таких областях, как медицина, социология, электроэнергетика, радиотехника, контроль качества промышленной продукции, экологический мониторинг и других. В отличие от традиционных методов принятия решений, основанных на фиксированном объеме выборочных значений, который задается до получения необходимых данных, последовательный анализ позволяет оценивать данные по мере их поступления. При этом реализуется процедура, когда принятие решения может произойти на любом этапе (шаге) с учетом поступающих данных и в зависимости от доказательной информации, накопленной к текущему моменту времени.

Основы последовательного анализа связаны с фундаментальной работой Авраама Вальда, выполненной в период Второй мировой войны. Первоначально разработанные для улучшения процесса принятия решений в области контроля качества промышленной продукции, в том числе военного назначения, статистические методы последовательного анализа создали основу для широкого спектра приложений, в которых решающее значение имеет своевременное и эффективное принятие решений. Гибкость последовательного тестирования делает его особенно ценным в тех случаях, когда стоимость, время или объем требуемых для принятия решения выборочных значений являются ограниченными.

При последовательном анализе исследователь (система автоматического принятия решения) не накапливает данные до заранее определенного количества наблюдений, а вместо этого анализирует данные пошагово в процессе их поступления. Такая последовательная дискретная оценка информации позволяет досрочно принять решение, если обнаружены убедительные доказательства в пользу конкретной гипотезы, или если становится ясно, что продолжать дальнейшие испытания нецелесообразно. Указанная особенность последовательного анализа не только делает его ресурсоэффективным, но имеет и ряд специфических преимуществ, например, когда в клинических исследованиях ранние доказательства могут указать либо на значительную пользу, либо на вредные последствия проводимого лечения.

Таким образом, быстрая динамика последовательного анализа создает основы современной обработки данных, обладающей функцией адаптации в условиях быстро меняющейся обстановки, где решения часто приходится принимать быстро и на основе неполной информации. По мере внедрения цифровых технологий и элементов искусственного интеллекта применение последовательного анализа продолжает расширяться, поскольку экономия во времени и других параметрах оказывает существенное влияние на процессы принятия решений и оказывается очень важной в различных отраслях.

#### Основы применения последовательного анализа

Последовательный анализ включает в себя несколько специальных правил, которые отличают его от других методов статистического принятия гипотез. Их основу составляет последовательный критерий отношения вероятностей (*Sequential probability ratio test – SPRT*), разработанный Абрахамом Вальдом. SPRT предназначен для поэтапной оценки данных и принятия решения, когда собрано достаточно оснований в поддержку одной гипотезы по отношению к другой. Суть *SPRT* заключается в расчете отношения вероятностей, которое характеризует соотношение выборочных данных по двум конкурирующим гипотезам. По мере поступления новых данных это соотношение постоянно изменяется и обновляется.

Последовательный анализ завершается, когда отношение вероятностей либо превышает определенный верхний предельный порог и решение отдается в пользу основной гипотезы, или падает ниже нижнего предельного порога, подтверждающего правильность альтернативной гипотезы. Такой подход к проверке гипотез особенно выгоден в задачах, где решения должны быть наиболее быстрыми, или когда стоимость формирования выборочных данных особенно высока. Последовательная оценка данных, без ожидания их полного набора, позволяет достигнуть высокой эффективности процесса принятия решения. Причем, последовательный характер *SPRT* допускает досрочное завершение, что может иметь решающее значение в таких задачах, как, например, противоаварийное управление в электроэнергетических системах, где последствия аварий необходимо устранить как можно быстрее, чтобы минимизировать экономические и другие ущербы потребителей.

Разработка алгоритмов последовательного анализа также предполагает введение точных правил остановки с использованием специально сформированных статистических порогов. Такие правила имеют решающее значение для поддержания правильности результатов последовательного анализа, гарантируя, что уровень ошибок как первого рода (ложных положительных решений), так и второго рода (ложных отрицательных решений) будут находятся в заданных пределах.

Правила остановки последовательной процедуры остановки хотя и могут варьироваться, но основываются на строгих математические принципах и обычно адаптируются к специфике статистической задачи и присущей ей изменчивости выборочных данных.

Следует отметить, что применение последовательного анализа требует определенной осторожности, поскольку в процессе вычислений реализуется накопление изменяющихся во времени выборочных данных. В обычных алгоритмах проверки статистических гипотез с фиксированным размером выборки оценка параметров производится единожды, поэтому вероятность ошибок из-за смещения вероятностных характеристик выборочных данных исключена. Однако в процессе последовательного анализа данные отслеживаются поэтапно и постоянно, имеется риск того, что на окончательное решение могут повлиять аномалии вероятностных характеристик данных или промежуточных результатов, которые в конечном итоге могут привести к преждевременным, или неправильным выводам.

Таким образом, последовательная процедура проверки статистических гипотез с помощью таких методов, как *SPRT*, обеспечивает надежный инструмент для динамического принятия обоснованных решений, базирующихся на накоплении выборочных данных. Она связана с переходом от статичных методов анализа в сторону более гибкого подхода в режиме реального времени, который может обеспечить значительные преимущества во многих областях, особенно в тех, которые требуют быстрого принятие решений на основе постоянно поступающих потоковых данных.

## Особенности статистической обработки информации

Как отмечалось ранее, основой разработки последовательных процедур является формулировка правил остановки, определяющих время завершения вычислений, а также будет ли принята, или отклонена исследуемая гипотеза. Эти правила связаны с формированием границ, которые определяются ошибками первого и второго рода. В современном последовательном анализе, эти границы являются, в общем случае, не просто пороговыми значениями, а функциями, изменяющими свои значения по мере накопления большего количества данных.

Статистическая мощность правила принятия решения (мощность статистического критерия), которая представляет собой вероятность правильного отклонения нулевой гипотезы (когда она ложная), имеет сильную связь с порогами (границами). Одной из специфических особенностей метода *SPRT* является потенциальная возможность увеличения появления ошибок первого рода из-за частой оценки данных (высокой частоты дискретизации выборочных данных). Каждая оценка набора данных по своей сути несет в себе риск неправильного отклонения нулевой гипотезы, следовательно, по мере увеличения количества последовательных оценок увеличивается совокупный риск ошибки. Указанное явление требует использования специализированных статистических методов, обеспечивающих корректировку повышенного риска ошибок без ущерба для результатов анализа и потери чувствительности.

Реализация последовательного анализа требует тщательного подхода к процессу сбора и обработки данных. В отличие от традиционных методов принятия решения, при которых данные собираются и анализируются в один этап, совокупный последовательный анализ включает непрерывный мониторинг данных и соответствующее поэтапное принятие решения. Процесс требует строгого управления данными и проверки их целостности, чтобы гарантировать, что каждый последующий шаг основан на точных и полных данных. Несоблюдение жестких требований управления данными может привести к предвзятым результатам, подрывая достоверность выводов процедуры последовательного анализа.

Кроме того, последовательный характер тестирования может существенно усложнить логику анализа. Исследователи должны обладать знаниями не только в области математической статистики, но и в практических аспектах реализации соответствующих методов в режиме реального времени. Они должны быть готовы к нестандартным случаям, когда в состав вычислительных алгоритмов может потребоваться включение корректировок, например, изменение темпа сбора выборочных данных, или перекалибровка пороговых значений на основе предварительных результатов, или внешних факторов.

В целом, статистические особенности последовательного анализа многогранны и претерпевают изменения с течением времени. Они воплощают в себе смесь теоретических и практических аспектов, которые позволят эффективно принимать решения в условиях использования динамично меняющейся информации.

## Приложения последовательного анализа в различных отраслях науки и техники

Методы последовательного анализа находят широкое применение в самых разных областях, причем в каждой из них достигается извлечение выгоды, исходя из специфических особенностей принимать своевременные решения на основе постоянной оценки выборочных данных.

Особую ценность метод *SPRT* приобрел в клинических испытаниях. Медицинские работники могут исследовать результаты новых вариантов лечения в режиме реального времени, что позволяет им определять полезные или вредные эффекты гораздо раньше, чем это было бы возможно при традиционном лечении. Более ранняя фиксация результатов может привести к более быстрой корректировке методик лечения, потенциально спасти жизни пациентов, или предотвратить им вред из-за меньшего количества принятого лекарства или неправильного проведения медицинских процедур.

В сфере промышленного производства последовательные испытания играют решающую роль при контроле качества продукции. Когда изделия сходят с конвейера, то необходима реализация поэтапного тестирования, чтобы гарантировать соответствие их параметров стандартам качества. Непрерывный оценочный контроль помогает выявлять дефекты, или сбои предиктивно, на ранних этапах производственного процесса, тем самым сокращая расход материалов и неэффективных производственных затрат. Дополнительно такой контроль помогает определить стадию производства, где может возникнуть дефект, что способствует более быстрому решению и минимизации сбоев в промышленном производстве.

Мониторинг окружающей среды также значительно выигрывает от использования возможностей последовательного анализа. Такие возможности особенно проявляются в ситуациях, когда экологические опасности могут развиваться быстро, например, связанные с утечками радиации, или разливами химических веществ. Обрабатывая выборочные данные в режиме реального времени, последовательный анализ обеспечивает немедленное вмешательство в случае обнаружения опасных уровней, тем самым минимизируя ущерб окружающей среде и способствуя защите здоровья населения.

Также применение последовательных процедур характерно для сферы финансов и инвестиции, когда для принятия решения о покупке или продаже активов часто требуют высокого быстродействия в зависимости от меняющихся рыночных условий. Трейдеры используют последовательный анализ для оценки рыночных тенденций и инвестиций, стремясь максимизировать прибыль или минимизировать потери финансовых средств по мере поступления новых данных.

Каждый из приведенных выше вариантов применения последовательного анализа демонстрирует адаптируемость вычислительных процедур для различных нужд и подчеркивает его роль в современной аналитике, где быстрое принятие обоснованных решений может иметь решающее значение. Возможность остановить тестирование на ранних этапах на основе собранных выборочных данных не только экономит ресурсы, но также повышает скорость реагирования системы принятия решения в динамической обстановке и делает *SPRT* бесценным инструментом во многих отраслях.

К сожалению, возможности последовательного анализа, как мощного и перспективного инструмента для создания быстродействующих систем автоматического (автоматизированного) управления в электроэнергетике, по мнению авторов, в полной мере не раскрыто. Частично именно этот недостаток, по нашему мнению, устраняет настоящее издание.

Таким образом, последовательное анализ представляет собой эффективное и самостоятельное направление математической статистики и связан с теорией проверки статистических гипотез. Он предполагает использование динамичного и гибкого подхода, а также хорошо согласуется с потребностями современных исследований в различных отраслях.

В виду развития и все более широкого применения методов машинного обучения и обработки больших объемов данных в различных отраслях, ускорения темпов внедрения инноваций, возможности использования последовательного анализа, вероятно, будут только расширяться, благодаря его исследованным способностям адаптироваться к различным и динамичным сценариям. Очевидно, что дальнейшее развитие и интеграция последовательного анализа в различные области знаний будут связаны с реализацией более гибких подходов к принятию решений на основе выборочных данных во многих научных и коммерческих предприятиях.

При подготовке монографии были использованы научные результаты, опубликованные совместно с доктором технических наук, доцентом М.В. Шарыгиным, кандидатом технических наук, доцентом А.А. Севостьяновым, а также другими сотрудниками кафедры «Электроэнергетика, электроснабжение и силовая электроника» ФГБОУ ВО «Нижегородский государственный технический университет им. Р.Е. Алексеева». Авторы выражают им глубокую благодарность и признательность за возможность публикации результатов совместной научно-исследовательской деятельности.

## ГЛАВА 1

## ИЗВЕСТНЫЕ ПРИМЕРЫ ПРИМЕНЕНИЯ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В ЗАДАЧАХ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКИ

## 1.1. ЗАДАЧА ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ ДЛЯ ДВУХ КЛАССОВ

Пусть x – режим, принадлежащий одному из двух классов  $\{H_0, H_1\}$ , характеризуемых соответствующими гипотезами  $H_0$  и  $H_1$ , и пусть имеется на набор последовательных измерений  $\{x_1, \ldots, x_m\}$  относительно переменной x. Стратегия последовательного принятия решения соответствует набору решающей функции  $S = \{S_1, \ldots, S_m\}$ , где  $S_i$  определяется измерениями  $\{x_1, \ldots, x_i\}$  соответствующими классам  $\{H_0, H_1, H_n\}$ . Стратегия S оценивает каждое измерение  $x_i$  в соответствующий дискретный момент времени i, и вырабатывает решение  $S_i$ . Гипотеза  $H_n$  означает «не знаю» и предполагает «продолжить решение» (выполнить еще один дискретный шаг). Если принимается решение  $H_n$ », выполняется измерение  $x_{i+1}$  и оценивается решающая функция  $S_{i+1}$ . В противном случае стратегия S предполагает однозначную классификацию на шаге  $S_i$ .

Другими словами, последовательная стратегия формирует решения от измерения к измерению, от шага к шагу. После *i*-го измерения, процедура либо заканчивается путем отнесения режима к одному из классов  $H_0$  или  $H_1$ , или продолжается путем реализации следующего измерения.

В процедурах распознавания двух классов существуют ошибки двух видов относительно стратегии *S*. Обозначим через  $\alpha_s$  вероятность ошибки первого рода (ложные срабатывания; *x* принадлежит  $H_0$ , но классифицируется как  $H_1$ ), а через  $\beta_s$  вероятность ошибки второго рода (нечувствительность системы принятия решения; x принадлежит  $H_1$ , но классифицируется как  $H_0$ ). Последовательная стратегия S характеризуется коэффициентами ошибок  $\alpha_S$  и  $\beta_S$  и ее средним временем оценки

$$\bar{T}_S = M\left(T_S\left(x\right)\right),\tag{1.1}$$

соответствующим математическому ожиданию *М* времени оценки стратегии

$$T_S(x) = \arg\min_i (S_i(x) \neq H_{\mu}). \tag{1.2}$$

Оптимальная стратегия последовательного анализа режимов определяется как

$$S^* = \arg\min_{\mathbf{S}} \bar{T}_{\mathbf{S}},\tag{1.3}$$

при условии  $\beta_S \leq \beta$  и  $\alpha_S \leq \alpha$ , что  $\alpha$  и  $\beta$  заданы.

Последовательная теория принятия решений была разработана Вальдом [1], который доказал, что решение задачи оптимизации (1.3) достигается методом последовательной проверки по отношению веро-ятностей.

## 1.2. МЕТОД ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОЙ ПРОВЕРКИ ПО ОТНОШЕНИЮ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

В англоязычной литературе метод последовательной проверки по отношению вероятностей обозначается как SPRT – Sequential Probability Ratio Test.

Пусть *x* – режим электроэнергетической системы, характеризуемый его состоянием (классом)  $y \in \{H_0, H_1\}$ . Это состояние определяется на основе последовательных измерений  $x_1, x_2, ...$ . Пусть совместные условные плотности вероятностей  $p(x_1, ..., x_m \mid y = c)$  измерений  $x_1, ..., x_m$  известны для  $c \in \{H_0, H_1\}$  и для всех *m. SPRT* - это последовательная стратегия *S*\*, которая определяется как:

$$S_{m}^{*} = \begin{cases} H_{1}, R_{m} \ge A; \\ H_{0}, R_{m} \le B; \\ B < H_{H}, R_{m} < A; \end{cases}$$
(1.4)

где  $R_m$  – отношение правдоподобия.

$$R_m = p(x_1, ..., x_m \mid y = H_1) / p(x_1, ..., x_m \mid y = H_0).$$
(1.5)

Пороги (уставки) A и B задаются в соответствии с требуемыми ошибками первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода. Оптимальные значения A и B достаточно сложно рассчитать на практике, но их жесткие границы легко получить.

#### Теорема 1 (Вальд).

*А* сверху ограничено  $(1 - \beta) / \alpha$ , а *В* ограничено снизу на  $\beta / (1 - \alpha)$ . *Доказательство*. Для каждого выборочного значения  $\{x_1, x_2, ..., x_m\}$ , реализуется классификационная процедура согласно (1.4), тогда

$$p(x_1, \ldots, x_m \mid y = H_1) \ge A \cdot p(x_1, \ldots, x_m \mid y = H_0).$$
 (1.6)

Так как это справедливо для всех выборочных значений, отнесенных к классу  $H_1$ ,

$$P\{S^* = H_1 \mid y = H_1\} \ge A \cdot P\{S^* = H_1 \mid y = H_0\}.$$
(1.7)

Выражение слева – это вероятность правильной классификации режима для класса  $H_1$  и, следовательно, равная  $(1 - \beta)$ . Выражение справа вероятность неправильного отнесения режима к классу  $H_0$  и равна  $\alpha$ . После соответствующей замены и перестановки, получаем верхнюю границу для оценки A. Повторяя аналогичные операции с выборочными значениями, классифицированными посредством *SPRT* классу  $H_0$ , получаем нижнюю границу для B.

В практических приложениях Вальд предлагает установить пороговые (уставочные) значения *A* и *B*, исходя из верхней и нижней границы соответственно

$$A' = (1 - \beta) / \alpha, \ B' = \beta / (1 - \alpha).$$
(1.8)

Эффект влияния такого приближения на частоту ошибок принятия решения был обобщен Вальдом в следующей теореме.

#### Теорема 2 (Вальд).

Когда A' и B' определенные согласно (1.8) вместо оптимальных A и B, реальные вероятности ошибок для  $\alpha'$  и  $\beta'$  соответствуют неравенству

$$\alpha' + \beta' \le \alpha + \beta. \tag{1.9}$$

Доказательство. Из теоремы 1 следует, что

$$[\alpha' / (1 - \beta')] \le (1 / A') = \alpha / (1 - \beta)$$
и (1.10)

$$[\beta' / (1 - \alpha')] \le (1 / B') = \beta / (1 - \alpha).$$
(1.11)

Умножая первое неравенство на  $(1 - \beta')$   $(1 - \beta)$ , а второе – соответственно на  $(1 - \alpha')$   $(1 - \alpha)$  и суммируя оба неравенства, получаем требуемый результат.

Этот результат показывает, что если одна из вероятностей  $\alpha$  и  $\beta$  может быть увеличена, то другая должна быть уменьшена в соответствии с приближением.

#### Теорема 3 (Вальд).

Процедура последовательного анализа (с оптимальными *A* и *B*) является оптимальным последовательным принятием решения в смысл задачи оптимизации (1.3).

Доказательство. Доказательство является сложным, его можно найти, например, в [1].

Вальд проанализировал поведение последовательного анализа (SPRT), когда граничные значения A' и B' используются вместо оптимальных A и B. Он показал, что влияние такой замены на скорость оценки незначителен. Однако Вальд не рассматривал проблему оптимального упорядочения измерений. Во-вторых, Вальд не был связан с проблемой оценки отношения правдоподобия (1.5) для выборочного набора

$$p(x_1, \ldots, x_m \mid y = c) = \prod_{i=1}^m p(x_i \mid y = c).$$
(1.12)

и, следовательно,  $R_{\rm m}$  можно было вычислить последовательно с использованием одномерной плотности вероятности.

## 1.3. ПРИМЕР ПРИМЕНЕНИЯ ПРОЦЕДУРЫ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В ВОЛНОВОЙ РЕЛЕЙНОЙ ЗАЩИТЕ

В работе [2] рассматривалась оценка функции плотности вероятностей для дифференциального реле с переменным значением  $d_2$ 

$$d_2 = i_1(t) + i_2(t-\tau) - \frac{1}{z} \{ v_1(t) - v_2(t-\tau) \},$$
(1.13)

где *i* и v – соответственно ток и напряжение,  $\tau$  – время распространения волнового переходного процесса между двумя концами ЛЭП и z – волновое сопротивление линии. Уравнение (1.13) известно как реле Даламбера [3].

Повреждения в [2] имитировались с помощью моделей со следующими параметрами:

1. Предаварийная передаваемая мощность = {большая, малая};

2. Обратная мощность = {большая, малая};

3. Угол повреждения =  $\{0^0, 90^0\}$ ;

4. Сопротивление повреждения = {большое, малое};

5. Место повреждения = {близкое, удаленное};

6. Тип повреждения = {КЗ фазы А на землю}.

На рис. 1.1 представлены плотности вероятностей распределения величины d<sub>2</sub> для нормального и аварийного режимов.



*Рис. 1.1.* Плотность распределения величины d<sub>2</sub> (частота событий) для нормального и аварийного режимов в относительных единицах

Одина из зависимостей принадлежит поврежденной фазе (*fault*), а другая – неповрежденной фазе (*unfault*). Следует отметить, что оценивать распределения как  $p(d_2 | unfault)$ , так и  $p(d_2 | fault)$  через ограничен-

ное количество измерений не вполне корректно. Однако, нормальные (гауссовы) распределения вероятностей, по-видимому, являются разумными приближениями для обеих зависимостей (рис. 1.1). Параметры нормального распределения являются неизвестными для математического ожидания и среднеквадратического отклонения.

Предположим, что условные плотности вероятностей случайной величины {*x*} известны:

 $p(x/H_0)$  = плотности вероятностей *x* при условии гипотезы  $H_0$ ;

 $p(x/H_1)$  = плотности вероятностей x при условии гипотезы  $H_1$ .

Тогда отношение правдоподобия  $Q_k$  для последовательности  $\{x\}, X_k$  определяется уравнением

$$Q_k = p(X_k / H_1) / p(X_k / H_0), \quad X_k = x_1, x_2, \dots, x_k$$
(1.14)

и используется для проверки гипотез  $\{H_0, H_1\}$  по следующему правилу:

если  $Q_k \leq B$ , то принимается гипотеза  $H_0$ ,

если  $B < Q_k < A$ , то тестирование продолжается,

если  $A \leq Q_k$ , то принимается гипотеза  $H_1$ .

Две константы А и В определяются выражениями

$$A = (1 - \varepsilon_1) / \varepsilon_0$$
 и  $B = \varepsilon_1 / (1 - \varepsilon_0),$  (1.15)

где  $\varepsilon_0$  – вероятность идентифицировать  $H_0$  как  $H_1$ , и  $\varepsilon_1$  – это ошибка идентификации  $H_1$  как  $H_0$ . Процесс проверки гипотез проиллюстрирован на рис. 1.2. Он соответствует методу последовательной проверки гипотез по отношению вероятностей [1] и является одним из методов статистического приятия решений. Когда *х* независимые и имеют одинаковые статистические распределения,  $Q_k$  задается уравнением

$$Q_{k} = [p(x_{1} | H_{1}) p(x_{2} | H_{1}) \dots p(x_{k} | H_{1})] / [p(x_{1} | H_{0}) p(x_{2} | H_{0}) \dots p(x_{k} | H_{0})].$$
(1.16)

Логарифмируя последнее выражение, переходим к рекурсивной формуле:

$$\log Q_k = \log Q_{k-1} + \log \left[ p(x_k/H_1) / p(x_k/H_0) \right] = \log Q_{k-1} + \log \Delta Q_k.$$
(1.17)

Это эффективное выражение для вычисления в реальном времени отношения правдоподобия. С точки зрения релейной защиты,  $H_0$ ,  $H_1$  и x характеризуют нормальный и аварийный режимы, а также измеряемое значение соответственно. Вероятности ошибок  $\varepsilon_0$  и  $\varepsilon_1$  соответствуют ошибкам первого и второго рода.



*Рис. 1.2.* Алгоритм принятия решений согласно методу последовательной проверки гипотез по отношению вероятностей

#### Численный пример.

Предположим, что реле Даламбера с учетом уравнения (1.13) применяется для распознавания режима на основе метода последовательной проверки гипотез по отношению вероятностей. Пусть последовательность выборочных значений  $\{d_2\}$  является независимой, а ее значения одинаково распределены с плотностью вероятностей нормального распределения:

$$p (d_2 / H_i) = [1 / (\sqrt{2\pi} \sigma)] \exp(-d_2^2 / 2 \sigma_i^2), \quad i = 0, 1, ...$$
 (1.18)

где:  $H_0$ : нормальный режим;  $H_1$ : аварийный режим;  $\sigma_i^2$  - дисперсия величины  $d_2$  для гипотезы  $H_i$ .

Тестирование проводилось для четырех наборов параметров:

1)  $\sigma_0 = 0,15, \sigma_1 = 15,0, \epsilon_0 = \epsilon_1 = 0,01;$ 

2)  $\sigma_0 = 0.15$ ,  $\sigma_1 = 15.0$ ,  $\varepsilon_0 = \varepsilon_1 = 0.001$ ;

3)  $\sigma_0 = 0.15$ ,  $\sigma_1 = 1.5$ ,  $\varepsilon_0 = \varepsilon_1 = 0.01$ ;

4)  $\sigma_0 = 0.15$ ,  $\sigma_1 = 1.5$ ,  $\varepsilon_0 = \varepsilon_1 = 0.001$ .



Рис. 1.3. Зависимость измеряемой величины d<sub>2</sub> для нормального и аварийного режимов

На рис. 1.3 сплошная линия соответствует значениям величины  $d_2$  для поврежденной фазы, а пунктирная линия – значениям величины  $d_2$  для неповрежденной фазы. Процедура распознавания для первого варианта (набора параметров  $\sigma_0$ ,  $\sigma_1$ ,  $\varepsilon_0$ ,  $\varepsilon_1$ ) реализуется следующим образом. Начальное значение из  $Q_0$  устанавливается равным 1,0, поэтому  $\log Q_0 = 0,0$ .

Сначала подвергалась анализу поврежденная фаза. Численные результаты расчетов приведены в таблице 1.1.

#### Таблица 1.1

Шаг времени	d <sub>2</sub>	$\log \Delta Q_k$ .	$\log Q_k$ .	Принятие решения
1	0,01	-4,603	-4,603	U
2	0,01	-4,603	-4,603	U

Численные результаты последовательного распознавания для поврежденной фазы

Шаг времени	d <sub>2</sub>	$\log \Delta Q_k$ .	$\log Q_k$ .	Принятие решения
3	0,01	-4,603	-4,603	U
4	0,01	-4,603	-4,603	U
5	0,01	-4,603	-4,603	U
6	2,55	139,9	139,9	F
7	2,88	179,0	179,0	F
8	4,16	379,3	379,3	F
9	4,88	524,8	524,8	F
10	4,22	390,4	390,4	F
11	3,98	346,5	346,5	F
12	3,91	335,1	335,1	F
13	2,32	115,0	115,0	F
14	0,76	8,095	8,095	F
15	-0,17	-3,998	-3,998	?
16	-1,84	70,17	66,19	F
17	-3,34	238,7	238,7	F
18	-4,19	384,6	384,6	F
19	-4,90	529,4	529,4	F
20	-5,29	139,9	616,4	F

\*Примечание: log A = 4,595; log B = -4,595; U – «нет повреждения»; F – «повреждение»; ? – «не знаю».

Релейная защита выполняет вычисления согласно уравнению (1.13), получая значение  $d_2$  равное 0,01 на этапе 1. Затем вычисляется отношение правдоподобия  $\log \Delta Q_1$  для этого шага времени, которое равно –4,603. Поскольку это значение ниже порогового значения (уставки)  $\log B = -4,595$ , устройством защиты принимает гипотеза об отсутствии повреждения и процедура распознавания перезапускается.

Точно так же релейная защита принимает решение об отсутствии повреждения для последующих четырех наблюдений. На шаге времени 6 значение величины  $d_2$  возрастает до 2,55 (из-за реального повреждения), а отношение правдоподобия также скачкообразно возрастает до 139,9. Это отношение правдоподобия намного выше, чем установленное пороговое (уставочное) значение log A = 4,595. Таким образом, релейная защита принимает гипотезу о повреждении, что означает выдачу сигнала отключения на выключатель. Гипотеза о наличии повреждения при-

нимается в последующем на каждом шаге, за исключением 15-го. На шаге 15 рассчитанное значение d<sub>2</sub> равно – 0,17, что является слишком малым, чтобы достичь области, характерной для повреждений. Однако, следующее значение d<sub>2</sub> обеспечивает завершение процедуры распознавания с принятием гипотезы о наличии повреждения.

Рассмотренный выше процесс проиллюстрирован на рис. 1.4. Аналогичные испытания для других наборов параметров (2–4) показаны на рис. 1.6–1.7.



*Puc.* 1.4.  $\sigma_0 = 0,15$ ,  $\sigma_1 = 15,0, \epsilon_0 = \epsilon_1 = 0,01$ 



*Puc.* 1.5.  $\sigma_0 = 0,15$ ,  $\sigma_1 = 15,0$ ,  $\varepsilon_0 = \varepsilon_1 = 0,001$ 



*Puc.* 1.6.  $\sigma_0 = 0.15$ ,  $\sigma_1 = 1.5$ ,  $\varepsilon_0 = \varepsilon_1 = 0.01$ 





*Puc.* 1.7.  $\sigma_0 = 0.15$ ,  $\sigma_1 = 1.5$ ,  $\varepsilon_0 = \varepsilon_1 = 0.001$ 

Анализ рис. 1.4–1.7 показывает, что гипотеза «повреждение» принимается сразу после фактического повреждения ЛЭП, разница между процессами принятия решения практически отсутствует. С другой стороны, значительная разница наблюдается при анализе неповрежденной фазы. Здесь время принятия окончательного решения значительно варьируется в зависимости от соотношения  $\varepsilon_i$  и  $\sigma_i$ . Этот факт отражает таблица 1.2.

#### Таблица 1.2

$\mathbf{\epsilon}_{\mathrm{i}}$ / $\sigma_{\mathrm{1}}$	15,0	1,5
0,01	2	8
0,001	3	10

#### Число шагов до окончательного принятия решения об отсутствии повреждения

Легко заметить, что чем меньше  $\varepsilon_i$ , тем больше времени требуется на принятие окончательного решения. Это связано с некоторой консервативностью процесса последовательного анализа, который обеспечивает сохранность частоты ошибок в пределах указанных значений. Также отмечается, что чем ближе  $\sigma_0$  и  $\sigma_1$  друг к другу, тем длиннее по времени процесс принятия решения. Близость  $\sigma_0$  и  $\sigma_1$  означает большую степень перекрытия в двух статистических распределений, поэтому необходимо больше времени для окончательного решения.

Следует отметить, что релейная защита выдает сигнал отключения после некоторого количества последовательных распознаваний, удовлетворяющих соотношению  $d_2 > \delta_2$ . Наибольшее значение должно удовлетворять равенству:

$$p(\delta_2|H_1) / p(\delta_2|H_0) = A^{1/n}.$$
(1.19)

Если, по крайней мере, *n* последовательных распознаваний заканчиваются решением «повреждение» – «fault» ( $d_2 > \delta_2$ ), то окончательное решение может быть обосновано соответствующей процедурой вычисления отношения правдоподобия. Можно сказать, что вероятностный метод основан на концепции подсчета. Счетчик подсчитывает каждый раз простые успешные превышения  $d_2 > \delta_2$ , и сбрасывается каждый раз, когда неравенство не выполняется. С другой стороны, отношения правдоподобия суммируются до тех пор, пока не достигнут верхней уставки (повреждение – «fault») или нижней уставки (отсутствие повреждения – «unfault»), а затем подсчет заканчивается, и сумма обнуляется.

#### Среднее число выборок до окончания последовательного анализа

В вероятностном методе возрастающее значение отношения правдоподобия достигается на *k*-ом шаге последовательного анализа. Можно записать отношение правдоподобия, как разность условных плотностей вероятностей для *x<sub>k</sub>*:

$$\log \Delta Q_k = \log Q_k - \log Q_{k-1} = \log p (x_k | H_1) - \log p (x_k | H_0).$$
(1.20)

Применительно к нормальному распределению последнее равенство может быть преобразовано к виду:

$$\log \Delta Q_k = \log (\sigma_0 / \sigma_1) + 0.5 \{ (x_k / \sigma_0)^2 - (x_k / \sigma_1)^2 \}.$$
(1.21)

Таким образом, можно рассчитать математическое ожидание log  $\Delta Q_k$ , когда  $x_k$  устанавливается, исходят из гипотезы  $H_i$ . Учитывая последнее равенство, получаем:

$$E \{ \log \Delta Q_k / H_0 \} = \log (\sigma_0 / \sigma_1) + 0.5 \{ 1 - (\sigma_0 / \sigma_1)^2 \};$$
(1.22)

$$E \{ \log \Delta Q_k / H_1 \} = \log (\sigma_0 / \sigma_1) + 0.5 \{ (\sigma_1 / \sigma_0)^2 - 1 \}.$$
(1.23)

Каждое из уравнений предполагает, что математическое ожидание  $E \{\log \Delta Q_k \mid H_i\}$  является средним значением на одну выборку для эффективного распознавания гипотезы  $H_i$ . Поскольку величинами уставок для распознавания являются log A или log B, среднее количество шагов для прекращения распознавания рассчитываются следующим образом:

$$E\{n / H_0\} = [\log(\varepsilon_1 / (1 - \varepsilon_0))] / [\log(\sigma_0 / \sigma_1) + 0.5\{1 - (\sigma_0 / \sigma_1)^2\}]; \quad (1.24)$$

$$E\{n / H_1\} = [\log(1 - \varepsilon_1) / \varepsilon_0] / [\log(\sigma_0 / \sigma_1) + 0.5\{(\sigma_1 / \sigma_0)^2 - 1\}].$$
(1.25)

## 1.4. ПРИМЕНЕНИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА ВАЛЬДА ДЛЯ ВЫЯВЛЕНИЯ ПОВРЕЖДЕНИЙ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ПАРАМЕТРОВ АВАРИЙНОГО РЕЖИМА

Релейная защита ЭЭС с применением средств цифровой обработки сигналов – активная область исследований и разработок на протяжении последних десятилетий. К сожалению, не много работ посвящено статистическим алгоритмам обнаружения повреждений, а также оценкам параметров сигналов токов и напряжений. Применение фильтрации Калмана для таких задач введено Гиргисом и Брауном в [4–6] и развито в работах [7]. Однако предложенные методы выявления повреждений яв-

ляются оптимальными в некотором статистическом смысле, но не обеспечивают быстрое обнаружение повреждений при допустимом уровне ошибок принятия решений.

Рассматривается алгоритм обработки сигналов токов и напряжений, совмещающий методы последовательного анализа и фильтрацию Калмана. Метод последовательного анализа Вальда является оптимальным статистическим тестом, который обеспечивает наиболее быстрое принятие решений при заданном уровне ошибок принятия решений (ошибок первого и второго рода). Фильтры Калмана применены для того, чтобы обеспечить количественную оценку параметров сигналов токов и напряжений при проведении последовательного анализа.

Предполагается, что для каждой фазы производится проверка трех гипотез (возможных моделей): нет повреждения (т. е. нормальная работа); однофазное короткое замыкание на землю; и междуфазное замыкание. В каждый момент справедливой может быть только одна из возможных гипотез. Три фильтра Калмана соответствующие трем гипотезам реализуют обработку сигналов и позволяют оценить требуемые функции правдоподобия этих гипотез. Оцениваются параметры фазного напряжения. Последовательный анализ реализуется на основе полученных отношений правдоподобия.

Для функционирования фильтров Калмана необходимы знания о характеристиках напряжения в поврежденных фазах. Такие характеристики целесообразно получить на основе имитационного моделирования повреждений в различных местах ЛЭП в случайные моменты времени с применением пакетов программ моделирования переходных процессов. Во многом скорость обнаружения повреждений зависит от частоты дискретизации сигналов токов и напряжений. Так более высокая частота дискретизации позволяет реализовать более быстрое обнаружение повреждений.

Метод последовательной проверки по отношению вероятностей (*SPRT*) имеет следующую схему тестирования:

1) Предполагаются две гипотезы: *H*<sub>0</sub> и *H*<sub>1</sub>.

2) При максимально допустимых вероятностях двух ошибок решения: вероятность ошибки первого рода  $\alpha$  – это вероятность того, что будет выбрана гипотеза  $H_1$ , тогда как истинная модель –  $H_0$ ; вероятность ошибки второго рода  $\beta$  – это вероятность противоположной ошибки.

3) Инициализировать отношение вероятности (точнее, правдоподобия)  $L_0 = 1$ .

4) Обновить отношение вероятностей (точнее, правдоподобия):

$$L_{k} = L_{k-1} \cdot \frac{p(z_{k} \mid H_{1})}{p(z_{k} \mid H_{0})},$$
(1.26)

где  $z_k$  – измерение в момент времени k.

 Принимается решение или дожидается следующее измерение в соответствии со следующими правилами:

если 
$$L_k > \frac{1-\beta}{\alpha}$$
, принимается гипотеза  $H_1$ ; (1.27)

если 
$$L_k < \frac{\beta}{1-\alpha}$$
, принимается гипотеза  $H_0$ . (1.28)

В противном случае происходит ожидание следующего измерения.

6) Увеличить аргумент времени: k = k + 1, перейти к п. 4).

Чтобы реализовать метод *SPRT* для выявления повреждений в энергосистеме, необходимо определить гипотезы и рассчитать соответствующее отношение правдоподобия. Отношение правдоподобия рассчитывается на основе набора фильтров Калмана [4].

#### 1.4.1. Фильтрация Калмана

Фильтр Калмана является так называемым линейным Гауссовым предсказателем, с оптимальным алгоритмом, минимизирующим среднеквадратическую ошибку. Более подробные сведения о фильтрации Калмана можно найти в [8].

Обозначим через *x* состояние системы, *z* – измерения, *x* – соответственно оценку состояния. Фильтр Калмана характеризуют следующие уравнения:

А. Система:

$$x_k = F_{k-1}x_{k-1} + G_{k-1}u_{k-1} + \Gamma_{k-1}\omega_{k-1};$$
(1.29)

$$\mathbf{z}_k = H_k \mathbf{x}_k + \boldsymbol{v}_k; \tag{1.30}$$

где

$$E[\omega_k] = \overline{\omega_k}; \quad E[(\omega_k - \overline{\omega_k})(\omega_k - \overline{\omega_k})'] = Q_k; \quad (1.31)$$

$$E[v_k] = \overline{v_k}; \quad E[(v_k - \overline{v_k})(v_k - \overline{v_k})'] = R_k; \tag{1.32}$$

здесь  $\omega_k$  и  $v_k$  – случайные величины, соответствующие последовательности значений белого гауссова шума;  $E[\cdot]$  обозначает математическое ожидание.

#### В. Рекурсивные вычисления:

Начальные значения:  $\hat{x}_{0|0}, P_{0|0};$ 

Вычисления на одном шаге:

$$\hat{x}_{k|k-1} = F_{k-1}\hat{x}_{k-1|k-1} + G_{k-1}u_{k-1} + \Gamma_{k-1}\overline{\omega}_{k-1};$$
(1.33)

$$\hat{z}_{k|k-1} = H_k x_{k|k-1} + \bar{\upsilon}_k ; \qquad (1.34)$$

$$P_{k|k-1} = F_{k-1}P_{k-1|k-1}F'_{k-1} + G_{k-1}u_{k-1} + \Gamma_{k-1}Q_{k-1}F'_{k-1}; \qquad (1.35)$$

$$S_k = H_k P_{k|k-1} H'_k + R_k; (1.36)$$

$$K_k = P_{k|k-1} H'_k S_k^{-1}. (1.37)$$

С. Результирующие выражения для каждого шага:

$$\tilde{z}_k = z_k - \tilde{z}_{k|k-1};$$
 (1.38)

$$\hat{x}_{k|k} = \hat{x}_{k|k-1} + K_k \tilde{z}; \tag{1.39}$$

$$P_{k|k} = P_{k|k-1} - K_k S_k K'_k; (1.40)$$

где Р – корреляционная матрица ошибок оценки состояния x.

Корреляционная матрица ошибок не зависит от текущего измерения и может быть вычислена заблаговременно, например, по результатам имитационного моделирования.

Оценка параметров токов и напряжений ЭЭС имеет упрощенные уравнения фильтрации Калмана [5], включающие:

$$x_k = x_{k-1} + \omega_{k-1}; \tag{1.41}$$

$$z_k = H_k x_k + U_k ; \qquad (1.42)$$

где

$$x_{k} = \begin{bmatrix} x_{k}^{1} \\ x_{k}^{2} \end{bmatrix}; \quad H_{k} = [\cos(\omega_{0}k\Delta t) - \sin(\omega_{0}k\Delta t)]; \quad (1.43)$$

$$\omega_k = 0; \quad \overline{\upsilon}_k = 0; \tag{1.44}$$

где  $\Delta t$  – интервал дискретизации (время между двумя последовательными отсчетами).

Измерение разностной величины *ž* подчинено центрированному нормальному закону:

$$\tilde{z}_k \sim N(0, S_k), \tag{1.45}$$

где  $S_k$  – вычисляется по (1.36).

Плотность вероятности величины *z* описывается выражением:

$$p(\tilde{z}_k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi S_k}} e^{-\tilde{z}_{\prime k} S_k^{-1} \tilde{z}_k/2};$$
(1.46)

и используется в процедуре последовательного анализа.

## 1.4.2. Алгоритм распознавания повреждений в энергосистеме

Используется измеренное напряжение всех трех фаз для выявления двух типов коротких замыканий: междуфазных и однофазных на землю.

Для каждой фазы анализируются три гипотезы (модели):

Модель (гипотеза) 1 – отсутствие повреждения;

Модель (гипотеза) 2 – повреждение фазы на землю;

Модель (гипотеза) 3 - междуфазное повреждение.

Разница между этими тремя моделями состоит в их статистических характеристиках измеряемого шума (отклонениях шума измерения). Три фильтра Калмана функционируют в каждой фазе на основе трех моделей. Три плотности вероятностей могут быть получены в соответствии с измерениями разностной величины

$$p(\tilde{z}_k^i | Model i) = f_i(\tilde{z}_k^i); \tag{1.47}$$

где i = 1, 2, 3 соответствует трем моделям;  $\tilde{z}_k^i$  – измерение разностной величины для модели  $i; f_i(\cdot)$  – соответствующая функция плотности вероятности.

Следует отметить, что хотя  $z_k$  является общим для всех моделей, но  $\tilde{z}_k$  и  $S_k$  являются различными для каждой из них.

Процедуры последовательного анализа используются для выявления двух типов повреждений. Они основываются на двух отношениях правдоподобия:

$$L_k^{12} = L_{k-1}^{12} \cdot \frac{p(\tilde{z}_k^1 | Model \, 1)}{p(\tilde{z}_k^2 | Model \, 2)};$$
(1.48)

$$L_k^{13} = L_{k-1}^{13} \cdot \frac{p(\tilde{z}_k^1 | \textit{Model 1})}{p(\tilde{z}_k^3 | \textit{Model 3})}.$$
 (1.49)

Фиксация повреждения производится, если принимается гипотеза, соответствующая модели 2 или модели 3. В нормальных условиях принимается гипотеза относительно модели 1 для обеих процедур последовательного анализа.

# 1.4.3. Статистические характеристики напряжения при повреждениях

Для каждой фазы предполагаются три модели (гипотезы). Одно существенное различие в этих трех моделях состоит в характеристиках последовательности выборочных отсчетов шума. Сигнал, который нужно оценить – это напряжение на каждой из фаз. Значения составляющих переходных процессов при повреждении состоят из отсчетов напряжения и шума. Две статистики шума, соответствующие повреждениям фаза-земля и фаза-фаза на линиях электропередачи, формируются на основе множественного имитационного моделирования. Простейшая имитационная модель (рис. 1.8) состоит из генератора, трансформатора, передающей ЛЭП и эквивалентной системы (бесконечной шины).



Рис. 1.8. Схема простейшей имитационной модели

Имитировалось 1550 повреждений фаза-земля и 1550 повреждений фаза-фаза, которые реализовались равномерно распределенными на раз-

личных участках ЛЭП и в разные моменты времени. Среднеквадратические отклонения шума напряжения для этих двух типов повреждений ЛЭП представлены на рис. 1.9 и рис. 1.10 соответственно.







Приведенные статистические характеристики могут быть аппроксимированы экспоненциальными функциями с учетом случайных составляющих, как показано на рис. 1.9 и рис. 1.10.

## 1.4.4. Результаты фиксации повреждений

Алгоритм обнаружения повреждений ЛЭП был протестирован на имитационной модели, соответствующей рис. 1.8. Имитировались два типа повреждений: фаза-земля и фаза-фаза. Параметры  $Q^i_k$  (i = 1,2,3 соответствуют трем моделям) были установлены как

$$Q_k^i = \begin{bmatrix} 0,005^2 & 0\\ 0 & 0,005^2 \end{bmatrix} \times (650000)^2, \quad (i = 1, 2, 3); \tag{1.50}$$

Значения  $R_k^i$  определяются следующим образом:  $R_k^l = (0,01 \times 650000)^2$ ;  $R_k^2 = ($ мгновенное значение согласно рис.  $1.9)^2$ ;  $R_k^3 = ($ мгновенное значение согласно рис.  $1.10)^2$ . Заметим, что  $R_{k}^{I} = (0,01 \times 650000)^{2}$  составляет 1% ошибки измерения в нормальных условиях.

Всего имитировалось 3100 случаев повреждений ЛЭП, причем 1550 фаза-земля и 1550 фаза-фаза [4]. Реализовалось 9 фильтров Калмана на 3 фазах для обнаружения повреждений. Частота дискретизации, используемая для проведения экспериментов, устанавливалась  $f_s = 5000$  Гц, что соответствует 83 отсчетам на период промышленной частоты 60 Гц. Результаты имитационных экспериментов по обнаружению повреждений проиллюстрированы на рис. 1.11.



*Рис. 1.11.* Результаты имитационных экспериментов при частоте дискретизации *f<sub>s</sub>* = 5000 Гц

Результаты (рис. 1.11) свидетельствуют, что 638 повреждений были зафиксированы с использованием одного отсчета сигнала, 784 повреждений – с использование двух отсчетов, 770 соответственно – трех,714 – четырех, 159 – пяти, 21 – шести и 14 повреждений были обнаружены с использованием 7 отсчетов сигнала напряжения. Не было отмечено событий ложной тревоги и неправильного обнаружения для устанавливаемых параметров последовательного анализа  $\alpha$  и  $\beta$ , соответствующих уставочным (пороговым) значениям 0,05. Нормальный (доаварийный) режим обнаруживался с использованием всего одного отсчета. Более низкая частота дискретизации  $f_s = 2500$  Гц соответствует 42 отсчетам на период промышленной частоты 60 Гц. Рис. 1.12 иллюстрирует результаты аналогичного имитационного моделирования, полученные при частоте дискретизации  $f_s = 2500$  Гц. Сравнивая рис. 1.11 и 1.12, следует отметить, что процесс обнаружения для меньшей частоты дискретизации осуществлялся за меньшее число отсчетов.



*Рис. 1.12.* Результаты имитационных экспериментов при частоте дискретизации *f<sub>s</sub>* = 2500 Гц

Результаты на рис. 1.12 показывают, что 983 повреждения были зафиксированы по одной выборке, 1517 повреждения были обнаружены по двум выборкам, 573 повреждения – по трем выборкам, 27 – по четырех выборкам. Случаев ложной тревоги и неправильного обнаружения (промаха) не было, хотя максимально допустимые вероятности ложной тревоги и неправильного обнаружения  $\alpha$  и  $\beta$  были установлены равными 0,05.

Очевидно, что результаты фиксации повреждений на рис. 1.11 лучше, чем на рис. 1.12 по скорости принятия решения.

Параметр  $Q_k^i$  является параметром настройки и сильно влияет на результат обнаружения повреждений. Результаты моделирования показывают, что меньшее значение  $Q_k^i$  задерживает процесс принятия решения. Однако более малое  $Q_k^i$  делает величину  $x_k$  менее контролируемой

(соответствующей шумовому процессу) и требуется большее время фильтру Калмана для достижения установившегося состояния, что может привести к ложной тревоге.

Таким образом, в работе [4] представлен метод обнаружения повреждений ЭЭС, основанный на процедуре последовательного анализа Вальда и фильтрации Калмана. Основу процедуры составляет оптимальный статистический последовательный анализ, который обеспечивает принятие правильных решений в течение кратчайшего времени. Результаты обнаружения показывают, что метод очень эффективен и является быстродействующим. Такой подход может быть распространен на фиксацию повреждений в различных компонентах энергосистем.

## 1.5. МНОГОГИПОТЕЗНЫЕ ПРОЦЕДУРЫ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В РЕЛЕЙНОЙ ЗАЩИТЕ

Повышение требований к быстродействию релейной защиты приводит к необходимости создания устройств, функционирование которых реализуется на коротких временных интервалах, в течение протекания переходного процесса. Однако, даже при разделяющихся областях параметров нормального и аварийного режимов в пространстве замера измерительного органа релейной защиты в установившемся режиме и однозначного разделения таких режимов, в условиях переходного процесса возможны неправильные решения устройством защиты из-за возникающих существенных динамических ошибок измерений. В традиционных методах с учетом детерминированного подхода к принятию решений используются временные задержки, подсчет числа срабатываний, накопление и другие приемы для исключения ошибочных действий релейной защиты.

Статистическая теория принятия решений имеет возможность применения специальных стохастических процедур для исключения ошибок распознавания режимов. В частности, целесообразно применение методов многогипотезного последовательного анализа в релейной защите. Следует отметить, что в рассмотренном выше примере [3] критерии
принятия решения были выбраны достаточно грубо, поскольку оценка плотности вероятностей осуществлялась лишь по тридцати двум выборочным значениям. Причем в работах [2, 3] показаны лишь возможности простого последовательного анализа без применения каких-либо оптимизационных процедур.

Алгоритмы обнаружения и классификации повреждений в электрических сетях могут быть реализованы раздельно или совместно. В первом случае осуществляется проверка простой гипотезы по отношению к простой альтернативе (бинарная задача: «нормальный режим» – «аварийный режим»), причем под аварийным режимом понимается один и m – возможных вариантов повреждений. Во втором случае, рассматривается (m + 1) вариант принятия решения, одним из которых является нормальный режим.

Для распознавания вида (типа) повреждения может быть привлечен многогипотезный последовательный анализ (например, [9]). Для его применения должны быть получены плотности вероятностей для всех гипотез. Многогипотезное принятие решений в системах релейной защиты имеет определенные особенности в виду трехфазной симметричности электроэнергетических систем. В частности, характер распределения плотностей вероятностей для многих однофазных замыканий на землю является схожим (аналогичная ситуация, например, и для междуфазных замыканий), поэтому эффективный прямой многогипотезный последовательный анализ затруднителен. В частности, время принятия решения при таком последовательном анализе может быть очень большим и не соответствовать требованиям по быстродействию релейной защиты.

В соответствии с изложенными особенностями в работе [9] предлагается реализация многогипотезного принятия решения на основе бинарных процедур, дополненных специальным логическим блоком для решения задачи классификации повреждения.

Структурная схема алгоритма принятия решения приведена на рис. 1.13.

Три блока последовательного анализа (SPRT1 – SPRT3) предназначены соответственно каждый для своей фазы и реализуют обнаружение повреждения в анализируемой фазе (SPRT обеспечивает выявление (распознавание) аварийных режимов на фоне нормальных). Четвертый блок SPRT4 выявляет было ли повреждение на землю или без земли. Логический блок выполняет следующие задачи:  – классифицирует повреждение на основе решений боков последовательного анализа SPRT1 – SPRT4;

 управляет (координирует) функционирование блоков последовательного анализа в части команд блокирования и перезапуска последовательных процедур;

– корректирует параметры процедур последовательного анализа (например, уставки блокирования по времени в блоке *SPRT* на период прохождения переходного процесса).



*Рис. 1.13.* Структурная схема алгоритма обнаружения и классификации повреждений на основе процедур последовательного анализа

Предлагаемый в работе [9] алгоритм функционирует следующим образом. В нормальном режиме, когда отсутствуют повреждения, блоки

SPRT1-4 последовательного анализа работают независимо один от другого. Производится автоматический перезапуск блоков при принятии решения об отсутствии повреждений. Если фиксируется повреждение на одной из фаз (например, L1), задействуется блок логики (LCU). Если какой-то из блоков последовательного анализа продолжает в это время тестирование, то блок логики (LCU) предотвращает перезапуск того блока SPRT, который уже завершил свою работу. Это позволяет избежать проблем со сходимостью метода в случаях, когда отдельные блоки SPRT выдают свои решения с некоторой задержкой (несинхронно). Для блоков, в которых установлено новое время анализа (увеличено число отсчетов в процедуре последовательного анализа на n единиц относительно первого блока SPRT, выдавшего решение о наличии повреждения) вычисляется соотношение:

$$Q_k = \prod_{i=1}^k p_{i+n}(X_i|H_1) / p_{i+n}(X_i|H_0).$$
(1.51)

Эта адаптивная процедура повышает быстродействие процесса распознавания повреждений. Когда все отдельные решения блоков *SPRT* получены, блок логики определяет тип (вид) повреждения и перезапускает процедуру.

### 1.5.1. Оптимизация условий функционирования алгоритма

Успешность функционирования предложенного в [9] алгоритма обнаружения и классификации повреждений зависит от обеспечения условий процедуры последовательного принятия решений. Очевидно, что без знания условных плотностей вероятности гипотез последовательная процедура принятия решений не может быть реализована. Необходимые вероятностные распределения целесообразно получить путем имитационных экспериментов с учетом изменяющихся факторов и параметров электроэнергетической системы, влияющих на процесс принятия решения.

Точность оценки распределения плотности вероятностей представляет собой нелинейную зависимость от количества выполняемых имитационных экспериментов. Исходя из статистических исследований [9], математическое ожидание и дисперсия массива выборочных значений имеют ошибку оценки, не превышающую 5%, после 1000 проведенных испытаний. Для достижения 10% точности, как правило, необходимо около 200 экспериментов. Несомненно, что распознающая способность алгоритма последовательного анализа зависит от точности оценивания плотностей вероятностей для каждого из режимов (нормального и аварийного).

Условие статистической независимости случайных величин на различных временных интервалах принятия решения должно быть также соблюдено. Проверка статистической независимости может быть осуществлена путем вычисления автокорреляционной функции дискретных значений

$$\Phi_{xx}(k) = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^{M} x_j(0) x_j(k), \qquad (1.52)$$

где M – число имитационных экспериментов;  $x_j(0)$ ,  $x_j(k)$  – отсчеты сигнала x j –ой реализации для моментов времени 0 и k.

Автокорреляционная функция должна быть определена для всех комбинаций моментов времени. Причем, если автокорреляционная функция представляет собой дельта-функцию, условие независимости удовлетворяется.

С другой стороны, целесообразен специальный подбор сигнала для обеспечения наилучшей процедуры последовательного анализа. Кажется очевидным, что если сигнал выбран для успешного распознавания повреждения в традиционной (детерминированной) релейной защите, то целесообразно его применение и для статистических процедур. При этом оптимальной является процедура распознавания, когда плотности вероятности сигнала x в нормальном и аварийной режимах не пересекаются как для установившихся, так и для переходных процессов. В таком случае процедура последовательного анализа будет выдавать решения за один шаг и со 100% вероятностью. Для оценки возможностей распознавания (с точки зрения применения статистических алгоритмов) рационально использовать расстояние  $\Delta$  между плотностями вероятностей для анализируемых режимов ( $H_0$  – нормального,  $H_1$  – аварийного):

$$\Delta_{1} = \sum_{i=1}^{n} [p(x_{i} | H_{0}) - p(x_{i} | H_{1})]^{2}, \qquad (1.53)$$

ИЛИ

$$\Delta_2 = \max_{di \in Dx} [P(x_i \mid H_0) - P(x_i \mid H_1)], \qquad (1.54)$$

где Dx – диапазон возможных изменений случайной величины x; di – решение, принятое *i*-ым блоком SPRT; p и P – плотность и функция рас-

пределения вероятностей для обеих гипотез; *n* – число интервалов дискретизации диапазона *Dx*.

Переменная  $\Delta_2$  в силу ее линейности лучше подходит для анализа распознающих возможностей процедуры последовательного анализа. Таким образом, наилучшие распознающие возможности будут у алгоритма последовательного анализа, использующего сигнал *x*, обеспечивающего наибольшее значение расстояния  $\Delta$ .

Время реализации процедуры *SPRT* также зависит от расстояния Δ. Последнее определяется набором измеряемых параметров токов (напряжений), а также выбранным алгоритмом цифровой обработки сигналов и оценки их параметров.

### 1.5.2. Модельный эксперимент по реализации многогипотезного последовательного анализа в релейной защите

Для исследования процедур последовательного анализа была применена имитационная модель (рис. 1.14) электропередачи 400 кВ.



Рис. 1.14. Имитационная модель электропередачи 400 кВ

Воздушные ЛЭП  $L_{AC}$ ,  $L_{CD}$  и  $L_{DB}$  имеют в модели последовательное соединение. Замер токов и напряжений осуществлялся в точке P, где проводилась их регистрация с частотой дискретизации 1 кГц, а затем производилась оценка параметров, необходимых для обнаружения аварийных событий и классификации повреждений. В модель также входили элементы измерительных трактов: трансформаторы тока и напряжения, аналоговые цепи предварительной фильтрации (сглаживания) на основе фильтров Баттерворта 2-го порядка с частотой среза 350 Гц.

Параметры элементов имитационной модели имели следующие значения:

– линии электропередачи:  $l_{AC} = l_{CD} = l_{DB} = 80$  км;

 $Z_{1ya} = (0,036 + j 0,399)$  Ом/км;  $Z_{0ya} = (0,109 + j 1,162)$  Ом/км; – источники:  $U_A = (400 \ge 0^0)$  кВ;  $U_B = (400 \pm \Delta U \ge \alpha_B)$  кВ;  $Z_{1A} = Z_{1B} = (1,312 + j 15,0)$  Ом;  $Z_{0A} = Z_{0B} = (2,337 + j 26,6)$  Ом; – нагрузка: S = 100 МВА (на фазу); со  $\phi = 0,848$ .

На воздушной ЛЭП L<sub>CD</sub> имитировалось M = 864 повреждения, причем изменяемыми параметрами для каждого из экспериментов являлись:

- амплитуда и фазовый угол напряжения источника S<sub>A</sub>;

- угол повреждения;

- сопротивление повреждения;

- расстояние до места повреждения;

- тип повреждения.

На основе зарегистрированной совокупности мгновенных значений токов (напряжений) рассчитывались условные плотности вероятностей критериев последовательного анализа для каждого шага принятия решения после возникновения повреждения. Значения критериев формировались на основе квадратурных (ортогональных) составляющих токов и напряжений. Цифровое ортогональное преобразование (цифровая фильтрация) реализовалась с применением:

- временной задержки сигналов;

 полупериодного дискретного преобразования Фурье (ДПФ) (синусного и косинусного фильтров).

С учетом различных алгоритмов фильтрации были сформированы две группы файлов сигнальных величин (критериев).

Множество различных параметров токов и напряжений (критериев) может быть использовано для реализации многогипотезного последовательного анализа. В частности, амплитуды фазных токов и напряжений, их симметричные составляющие, фазные сопротивления и др. При этом рассчитываются условные плотности вероятностей для различных гипотез. С помощью расстояния  $\Delta$  определялись наилучшие критерии для последовательного анализа, а именно фазные сопротивления для выявления поврежденной фазы и амплитуда тока нулевой последовательности для определения коротких замыканий на землю и без земли.

В качестве иллюстративного примера на рис. 1.15 приведены значения расстояния  $\Delta$  для двух критериальных величин: амплитуды фазного тока (2) и фазного сопротивления (1). Большие значения расстояния  $Z_{L1}$  фазного сопротивления характеризуют предпочтительность его использования в процедуре последовательного анализа. Таким образом, применение этого параметра в качестве переменной в процедуре принятия решения должно обеспечить лучшие результаты, с точки зрения скорости и точности решения.



Рис. 1.15. Зависимость расстояния ∆ для критериальных параметров: 1 – Z<sub>L1</sub>; 2 – I<sub>L1</sub> (вычисление ортогональных составляющих реализовалось с помощью временной задержки)

Влияние алгоритма измерения, используемого для оценки критериальных параметров, на изменения величины  $\Delta$ , иллюстрирует рис. 1.16. Установившееся значение расстояние  $\Delta$  одинаково для обоих алгоритмов цифровой обработки сигналов, однако переходный процесс отличается длительностью. Отсутствие фильтрации при ортогонализации методом задержки сигналов по времени влияет на точность измерения, особенно при искажении сигналов высшими гармониками и постоянной составляющей.



Рис. 1.16. Зависимость расстояния ∆ для критериального параметра Z<sub>L1</sub> при вычислении ортогональных составляющих методом: 1 – временной задержки; 2 – полупериодным ДПФ

Однако ввиду больших значений расстояния  $\Delta$  даже с учетом ошибок измерений для обоих вариантов цифровой обработки сигналов процесс последовательного принятия решения будет быстрым и точным.

На выбор алгоритма цифровой обработки сигналов также влияет форма функции автокорреляции критериальной переменной. Анализ рис. 1.17 показывает, что условия оптимальности последовательного принятия решения лучше выполняются для алгоритма получения квадратурных составляющих на основе задержки (функция автокорреляции приближается к дельта-функции).



Рис. 1.17. Зависимость автокорреляционной функции Ф<sub>xx</sub> (выражение (1.52)) для фазного сопротивления при вычислении ортогональных составляющих методом: 1 – временной задержки; 2 – полупериодным ДПФ

Аналогичные исследования, включая выбор параметров последовательного анализа и алгоритмов их измерения в различных условиях осуществлялись для фазного сопротивления и тока нулевой последовательности. Лучшие результаты были зафиксированы для тока нулевой последовательности, и эта переменная была принята в алгоритме обнаружении повреждения и классификационной схеме.

Условная плотность вероятностей  $I_0$  для k последовательных выборочных значений после возникновения повреждения представлена на рис. 1.18. Значения функции плотности вероятностей изменяется со временем от выборки к выборке, что характеризует последовательное накопление информации алгоритмом принятия решения. Для времени k = 6 появляются первые признаки насыщения TT (появляется ток нулевой последовательности).



*Рис.1.18.* Условные плотности вероятностей для гипотез ( $H_0$  «короткое замыкание на землю» (слева);  $H_1$  «повреждение без земли» (справа), изменяемые переменные:  $X = I_0$ ; k - число выборочных значений во времени после возникновения повреждения; p – номер интервала в диапазоне Dx); a) k = 0; b) k = 2; e) k = 4; c) k = 6

Результаты обнаружения и классификации повреждений алгоритмом последовательного анализа сведены в таблицу 1.3. В состав показателей таблицы включены: процент правильно обнаруженных и классифицированных повреждений, а также среднее, минимальное и максимальное время обнаружения и классификации. Испытания были проведены для двух измерительных алгоритмов (с временной задержкой и ДПФ).

Алгоритм последовательного принятия решения продемонстрировал хорошую способность обнаружения повреждений. Все случаи были выявлены должным образом, как правило, на первом или втором отсчете возникновения повреждения (в редких случаях требовалось больше времени). Классификация повреждений осуществлялась с вероятностью 97,2% и средним временем 3 мс.

Таблица 1.3

Результаты реализации алгоритмов обнаружения
и классификации повреждений для двух вариантов измерений.
1– с временной задержкой, 2 – ДПФ

Алгоритм		1			2	
$\varepsilon = \varepsilon_0 = \varepsilon_1$	10-1	10 <sup>-2</sup>	10 <sup>-3</sup>	10-1	10 <sup>-2</sup>	10-3
Обнаружение (в %)	100	100	100	100	100	100
Среднее время обнаружения (мс)	1,22	1,13	1,15	1,95	1,89	1,88
Минимальное время обнаружения (мс)	1	1	1	1	1	1
Максимльное время обнаружения (мс)	4	3	3	9	7	4
Классификация (в %)	95,8	96,8	97,2	88,9	92,8	93,2
Среднее время классификации (мс)	2,23	2,97	3,06	4,12	4,99	5,88
Минимальное время классификации (мс)	1	2	2	2	2	3
Максимльное время классификации (мс)	6	14	16	17	19	19

Алгоритм имеет некоторые проблемы с классификацией междуфазных повреждений с землей и без земли в конце линии L<sub>AB</sub>, а также при высоком значение предаварийной нагрузки. В таблице 1.3 отражено соотношение эксплуатационных параметров из предполагаемых диапазонов и вероятностей правильного принятия решения. Чем ниже значение уставки є (порог A выше и B ниже), тем лучше точность алгоритма, но при этом требуется больше времени для окончательного решения. Результаты испытаний, полученные для алгоритма измерения на основе ДФП немного хуже (точность ниже, время дольше), что объясняется предыдущими соображениями.

В ходе дополнительных исследований отмечено, что алгоритм последовательного принятия решения может быть успешно реализован в реальном масштабе времени на существующей микропроцессорной технике.

# 1.6. ПРИМЕНЕНИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА ДЛЯ ДИАГНОСТИКИ ФОТОЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ В РЕАЛЬНОМ ВРЕМЕНИ

Рынок фотоэлектрических систем быстро растет из-за таких преимуществ как: отсутствие вредных выбросов, безопасность, бесшумность, простота установки и короткие сроки строительства [10-11]. Домовладельцы и собственники частных фотоэлектрических систем стремятся максимизировать общий поступление энергии от установленных солнечных панелей, особенно если есть льготный тариф, субсидируемый государством. Кроме того, многие домовладельцы хотят застраховать себя и свои инвестиции, обеспечивая с минимальный риск ущербов. Однако, системы контроля и диагностики требуют дополнительных расходов, что существенно для собственников частных фотоэлектрических систем. Поэтому небольшие фотоэлектрические установки, как правило, не оснащаются системами мониторинга и диагностики аварий (анормальных режимов). В результате имеют место потери электроэнергии, а в последующем и финансовые потери [12]. В наихудшем случае, неисправная часть фотоэлектрической системы, расположенной, например, на крыше здания, может сильно нагреваться и привести к пожароопасной ситуации.

По этим причинам существует необходимость в простой диагностике в режиме реального времени частных фотоэлектрических систем, основанной на сравнении измеренных и смоделированных значений сигнала напряжения и тока для распознанного типа неисправности.

Однако измерения в реальном времени и экспериментальные измерения никогда полностью не характеризуют состояние системы, даже при использовании сложных современных инструментов. Возможны два основных типа ошибок измерения:

a) Систематическая ошибка, при которой каждый измеренный параметр сигнала постоянно меньше или больше правильного значения на определенный процент или количество.

б) *Случайная ошибка*, при которой есть непредсказуемые вариации в измеряемом сигнале во времени от момента к моменту, или от измерения к измерению.

Существует достаточно много источников шума и помех в физических измерениях параметров сигналов. Источниками помех и шума могут быть: измерения простым инструментом или устройством, обладающим большими погрешностями; применение беспроводных устройств, работающих, например, по технологии Zig bee; неисправности соединений оборудования и приборов; влияние сторонних источников питания, линий электропередачи и другие.

Дополнительно быстрое изменение солнечного излучения может восприниматься как шум и помехи в процессе измерений.

Одной из основных проблем при измерениях сигналов является их выделение на фоне шума. В связи с этим процедура последовательного анализа Вальда (*SPRT*) может применяться для предварительной обработки в ходе анализа данных.

В сигналах содержится «важная» часть данных, которая необходима для проведения совокупности измерений. В ходе анализа может использоваться среднее значение сигнала за определенный период времени, высота пика или площадь под пиком какого-либо параметра, который встречается в выборке данных. Для формирования процедуры принятия решений в условиях шумов и помех хорошо подходит последовательный анализ, поскольку он обеспечивает:

 – минимизацию времени обнаружения сигнала с учетом фиксированной ложной тревоги и вероятности ошибочного обнаружения;

 – баланс и компромисс между ложной тревогой, неправильным обнаружением, скоростью и временем фиксации сигналов [14].

Предварительная обработка обычно выполняется в два последовательных этапа (рис.1.19):

 – генерация сравнивается с целевым сигналом (результатами моделирования) и формируется разностный сигнал генерации;

производится оценка остатка путем расчета порога сигнала [15].





### 1.6.1. Обнаружение неисправности с использованием теории последовательного анализа Вальда

SPRT используется для реализации систем мониторинга, обнаружения аномалий (неисправностей), принятия решений в электронных устройствах, а также и контроле производственных процессов. В работе [16] приведен пример использования SPRT для классификации повреждений в автомобильной системе, в которой осуществляется мониторинг вибрационных сигналов. В дополнение к [16] в работах [17, 18] реализована процедура SPRT для создания статистической модели управления процессом с учетом отслеживания за его изменениями.

Параметры статистической процедуры *SPRT* такие, как вероятность ложного принятия решения, вероятность пропуска неисправности, а также и величина дисперсии системных возмущений должны быть указаны заблаговременно. Причем выбор указанных параметров осуществляется на основе опытных данных или эмпирически. Например, диапазон системных возмущений рекомендуется выбирать в 2–4 раза больше стандартного отклонения данных, полученных по результатам имитационного моделирования, или сбора информации о нормальном рабочем режиме анализируемой установки.

Обнаружение сигнала неисправности проводится на основе рассчитанных невязок. *SPRT* последовательно анализирует данные, чтобы определить, соответствует ли сигнал нормальному поведению (базовому уровню) установки, или нет. Бинарная гипотеза *SPRT* содержит одну нулевую гипотезу и одну или несколько альтернативных первичных гипотез, как показано на рис. 1.20 для нормального распределения.

Нулевая гипотеза  $H_0$  соответствует нормальному распределению с нулевым средним значением и стандартным отклонением равным  $\sigma$ . Альтернативная гипотеза  $H_j$  соответствует неисправному состоянию, для которого характерно среднее значение, отличное от нуля и стандартное отклонение, равное  $\sigma$ .

Стандартное отклонение, формируется на основе данных моделирования (обучения). Результаты моделирования подлежат статистической обработке, при которой выборочные значения подлежат нормализации, когда их математическое ожидание равно нулю.



*Рис. 1.21.* Схема выполнения процедуры последовательного анализа Вальда

Альтернативные гипотезы соответствуют следующим предположениям:

1)  $H_1$ : среднее значение выборочных данных смещено вправо на величину (+M) без изменения стандартного отклонения; 2)  $H_2$ : среднее значение выборочных данных смещено влево на величину (-*M*) без изменения стандартного отклонения;

3)  $H_3$ : дисперсия выборочных данных увеличилась до  $V\sigma^2$  без изменения среднего значения;

4)  $H_4$ : дисперсия выборочных данных уменьшилась до  $\sigma^2/V$  без изменения среднего значения.

*М* и *V* – это заданные значения возмущений системы, которые определяются на этапе ее проектирования, и обычно в несколько раз превышающие стандартное отклонение обучающих данных. На рис. 1.21 показана процедура *SPRT* при реализации функций диагностики неисправностей.

При последовательном анализе Вальда вычисляется *SPRT*-индекс [11, 19] для каждой контролируемой выборки данных и осуществляется его сравнение с уставкой для принятия решения. *SPRT*-индекс представляет собой натуральный логарифм отношения правдоподобия (вероятности принятия нулевой гипотезы к вероятности принятия альтернативной гипотезы), как показано в уравнении (1.59)

$$SPRT_{j} = ln(LR_{j}) = \sum_{i=1}^{n} ln \frac{P(x_{i}|H_{j})}{P(x_{i}|H_{0})},$$
(1.55)

где *SPRT<sub>j</sub>* – *SPRT*-индекс, а *LR<sub>j</sub>* – логарифм отношение правдоподобия, который определяется по выражению (1.56):

$$LR_{j} = \frac{\text{вероятность выборки } \{X_{n}\}, \text{ соответствющая } H_{j}}{\text{вероятность выборки } \{X_{n}\}, \text{ соответствующая } H_{0}} = \prod_{i}^{n} \frac{P(x_{i} \mid H_{j})}{P(x_{i} \mid H_{0})} = \prod_{i}^{n} \frac{f_{1}(x_{i})}{f_{0}(x_{i})}.$$
(1.56)

*SPRT*-индекс можно рассчитать, если известно статистическое распределение анализируемых данных. Четыре *SPRT*-индекса для нормального распределения соответствуют выражениям (1.57–1.60) [11].

$$SPRT_{1} = \frac{M}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \frac{M}{2}), \qquad (1.57)$$

$$SPRT_2 = \frac{M}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} (-x_i - \frac{M}{2}), \qquad (1.58)$$

$$SPRT_3 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\sigma^2} (1 - \frac{1}{V}) + (n/2) \ln(V), \qquad (1.59)$$

$$SPRT_4 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\sigma^2} (1 - \frac{1}{V}) - (n/2) \ln(V).$$
(1.60)

В ходе последовательного анализа используются вероятности пропущенных неисправностей и ложной тревоги для формирования порогов (уставок) принятия или отклонения нулевой гипотезы в соответствии с выражением (1.61)

$$A = \ln(\frac{\beta}{1-\alpha}), \ B = \ln(\frac{1-\beta}{\alpha}).$$
(1.61)

Вероятность ложной тревоги –  $\alpha$  определяется, как вероятность того, что гипотеза  $H_0$  будет отклонена даже если это правда, а вероятность пропущенной неисправности –  $\beta$  определяется, как вероятность того, что гипотеза  $H_0$  будет принята, когда на самом деле является ложной. При определенных значениях вероятностей ложной тревоги и пропущенных неисправностей *SPRT* выдает решение используя минимальные выборочные данные.

На каждом шаге последовательного анализа *SPRT*-индекс сравнивается с уставками (*A*, *B*). Для каждого сравнения возможны три исхода:

1) Достигнут нижний предел, и в этом случае принимается гипотеза (*H*<sub>0</sub>) о нормальном состоянии;

2) Достигнут верхний предел, и в этом случае подается сигнал тревоги (неисправности);

3) Ни один из пределов не достигнут. В этом случае информации недостаточно, чтобы сделать вывод, и последовательный анализ продолжается.

Сравнение четырех *SPRT*-индексов с уставками выполняется параллельно. Эта процедура гарантирует, что сигнал неисправности будет сгенерирован, когда любой из четырех *SPRT*-индексов достигнет верхнего предела.

### 1.6.2. Вычисление порогов (уставок) при диагностике фотоэлектрических систем

В методе обнаружения неисправностей с использованием имитационного моделирования (рис. 1.19) отклонения от рабочего состояния диагностируются путем сравнения измеренной и смоделированной выработки энергии или других характеристик. Однако эти измеренные и смоделированные значения имеют неизвестную погрешность.

Для обнаружения неисправностей важно количественно определить области неопределенности как смоделированных, так и измеренных значений (рис. 1.22). Меньшие области неопределенности позволяют обнаружить неисправности, в то время как при больших областях неопределенности неисправность обнаружить затруднительно. Выполнить оценку неопределенности измеренного сигнала возможно путем использования стандарта IEC 61724:1998.



*Рис. 1.22.* Количественное определение смоделированных и измеренных неопределенностей

#### Погрешности измерительного оборудования

Для расчета неопределенностей и пороговых значений принимается, что все устройства и измерительная аппаратура соответствуют стандартным условиям (IEC 61724 «Системы фотоэлектрические. Мониторинг эксплуатационных характеристик. Методы измерения, способ передачи и обработки данных»).

Согласно IEC 61724 излучение должно измеряться в той же плоскости, что и фотогальваническая батарея, с помощью калиброванных эталонных устройств и пиранометров. Эталонные элементы или модули должны быть откалиброваны и поддерживаться в соответствии с IEC 60904-2 и IEC 60904-6. Устанавливаются следующие погрешности датчиков: освещенности должна быть не более 5%; температуры воздуха, включая преобразование сигнала, – не более 1<sup>0</sup> С; напряжения и тока, включая преобразование сигнала, – не более 1% от показаний; Погрешность датчиков мощности, включая преобразование сигнала, – не более 2%.

#### Неопределенности моделирования

Неопределенности в моделировании вызваны различными факторами: параметрами моделирования; измеренными входными данными; компонентами модели и их сочетанием.

Неопределенности первых двух категорий можно оценить на основе стандартов и спецификаций датчиков. Третий фактор рассчитывается более сложно, поскольку ошибка может быть заложена в *MATLAB*модель фотоэлектрической системы на уровне исходных данных. Для снижения неопределенностей в *Simulink* проводилась экспериментальная проверка и выполнялся эмпирический расчет в лаборатории.

В таблице 1.4 сведены расчетные данные, отражающие области неопределенностей и необходимые для оценки пороговых (уставочных) значений признаков.

Таблица 1.4

Признак	Зона характе- ристики	Название функций	Неопределенности и порог
R1	Зона 4	Изменить точку максимальной мощности (круглее колено)	5%+2%=7%
R2	Зона З	Меньшее напряжение в V <sub>oc</sub>	5%+1%=6%
R3	Зона 2	Меньшее ток в <i>I<sub>sh</sub></i>	5%+1%=6%
R4	Зона 1	Ступенька и зазубрина на ВАХ	_
R5	Зона 5	Уменьшенный уклон около $V_{oc}$	5%+1%=6%
R6	Зона б	Увеличенный уклон возле I <sub>sh</sub>	5%+1%=6%

#### Неопределенности и пороговые значения для признаков

#### Диагностика неисправностей фотоэлектрических панелей

Большинство «деградаций» (неисправностей) известных фотоэлектрических модулей напрямую влияет на характеристику потерь мощности. Поэтому предложенная стратегия диагностики [19] заключается в контроле и отслеживании вырабатываемой мощности. В связи с этим измеряются V и I фотоэлектрической батареи в режиме реального времени и рассчитывается производимая мощность. Полученные данные сравниваются с результатами имитационного моделирования.



*Рис. 1.23.* Результат *Simulink*-моделирования для модели нормального режима в условиях шума

Рис. 1.23 иллюстрирует случай работы в нормальном режиме без каких-либо неисправностей (рабочий режим). Сопоставление фактической и моделируемой мощностей показано на рис. 1.23. Реальная мощность искажена помехами и шумом, которые могут возникать от различных источников.

При реализации последовательного анализа Вальда анализируется каждый выборочный отсчет данных. В последующим результаты вычислений сравниваются с рассчитанными пороговыми значениями верхним и нижним. В нормальном режиме разностный сигнал между измеренными и модельными данными сигнал не превышает верхнего порога, поэтому сигнал тревоги не выдается даже в условиях воздействия помех и шума (рис. 1.24).



*Рис. 1.24.* Скорректированный сигнал тревоги методом последовательного анализа Вальда

### 1.6.3. Структура устройства обнаружения неисправностей

Как было показано ранее, отслеживание V и I фотоэлектрической системы позволяет оценить вырабатываемую мощность фотоэлектрической системы и реализовать ее диагностику в режиме реального времени.

После обнаружения сигнала тревоги выполняется специальная обработка данных для выявления неисправной цепи в совокупности солнечных батарей. Для повышения способности локализации неисправности предлагается интеллектуальное устройство для солнечных батарей, с простым алгоритмом и процедурой последовательного анализа для распознавания поврежденной цепи.

Путем отключения неисправного ряда солнечных батарей можно организовать своевременное реагирование на возникающие повреждения. Кроме того, установка автоматических выключателей в совокупности с интеллектуальным устройством повышает отказоустойчивость фотоэлектрической системы и предотвращает полный выход ее из строя.

### Распределительное устройство в системе электроснабжения жилого дома

Мощность типовой фотоэлектрическая система жилого дома находится в диапазоне нескольких киловатт и обычно состоит из 3 или 5 модулей, соединенных последовательно в единую цепь. Как правило, 3 или 5 цепей соединяются параллельно для формирования общей системы. В схеме фотоэлектрической системы обычно используется центральный инвертор с алгоритмом управления.

Выход каждой цепочки подключен к распределительному устройству и от распределительного устройства к инвертору. На рис. 1.25 показана структурная схема фотоэлектрической система с распределительным устройством.



Рис. 1.25. Структурная схема фотоэлектрической системы с соединительной шиной

### Обнаружение неисправной цепи с помощью последовательного анализа

Стратегия диагностики неисправностей основана на подключении/отключении автоматических выключателей *S1*, *S2* и *Sj* и применении процедуры *SPRT*-тестирования для определения поврежденной цепи.

На каждом шаге последовательного анализа диагностический алгоритм сравнивает вырабатываемую мощность с рассчитанной с помощью

Simulink. Находится поврежденная цепь фотоэлектрических модулей, а затем производятся проверки цепей слева или справа от поврежденной. Также на каждом шаге обновляется информация для моделирования в Simulink, в том числе по количеству модулей [19].

Принимая во внимание, что в типовых коммерческих фотоэлектрических системах количество цепей от 3 до 5, а последовательные процедуры составляют не более 5 шагов, то диагностика фотоэлектрической системы производится достаточно быстро.

На фотоэлектрических электростанциях с большим количеством модулей целесообразно использовать специальные интеллектуальные методы для сокращения времени диагностики.

Определение неисправной цепи может быть реализовано путем анализа отклонений тока и напряжения. Повреждение может быть связано с замыканием на землю, замыканием между двумя цепями и выходом из строя блокирующего диода.

В фотоэлектрической системе в каждой цепи устанавливается управляемый выключатель перед блокировочным диодом, как показано на рис. 1.25. Алгоритм диагностики неисправностей соответствует блоксхеме рис. 1.26, а классификация осуществляется согласно следующим условиям:

1. Если происходят снижение тока, а также снижение напряжения, то вероятно в фотоэлектрической системе возникли события: повреждение шунтирующего диода, частичное затенение, ошибка трассировки максимальной мощности.

2. Если присутствуют снижения тока без снижения напряжения, может произойти обрыв цепи, выход из строя блокирующего диода и разрыв последовательного соединения.

3. Если снижения значений тока не происходят, а уровень измеренного напряжения ниже нормальной величины, то произошло повреждение в модуле или замыкание на землю в цепи.

4. Потерь мощности без снижения тока или напряжения не происходит.

С помощью реле и дискретных сигналов может быть реализовано распознавание неисправностей блокирующего диода и разрыва цепи в фотоэлектрической системе. Когда выявляется неисправность в виде короткого замыкания цепи, защита производит отключение фотоэлектрической системы от батареи или электрической сети.



*Рис. 1.26*. Блок-схема алгоритма обнаружения и распознавания вида повреждения в фотоэлектрической системе

Таким образом представлена методика обнаружения повреждений в фотоэлектрической системе с применением последовательного анализа Вальда. Алгоритм (рис. 1.26) позволяет отслеживать и оценивать производительность фотоэлектрической системы в режиме реального времени. Подход основан на сравнении измеренной мощности и мощности, полученной на основе имитационного моделирования в *Simulink* в режиме реального времени. Показано, что предложенный алгоритм работоспособен не только в нормальном режиме, но и в условиях помех.

Разработано устройство для распознавания повреждений и локализации дефектного участка фотоэлектрической системы. Также предложена процедура диагностики с использованием измеренных значений напряжения и тока, позволяющая классифицировать различные неисправности.

### 1.7. ВЫВОДЫ ПО ГЛАВЕ 1

1. Анализ научно-технической литературы показывает, что последовательная процедура Вальда может быть применена для широкого круга задач электроэнергетики таких, как обнаружение, диагностика и распознавание повреждений (неисправностей), классификация режимов, релейная защита, анализ волновых процессов при КЗ на ЛЭП и других.

2. В задачах электроэнергетики возможно использование как двух альтернативной, так и многоальтернативной процедуры принятия решения на основе последовательного анализа. Отмечается его высокое быстродействие, что позволяет реализовать устройства защиты и управления в реальном масштабе времени.

3. Техническая реализация последовательного анализа Вальда и его модификаций достаточно проста, не требует значительных программноаппаратных затрат и перспективна к внедрению как в существующие, так и в перспективные устройства защиты и управления электроэнергетикой.

# ГЛАВА 2

# ПРИМЕНЕНИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОЙ ПРОЦЕДУРЫ ВАЛЬДА ДЛЯ ЗАДАЧ АВТОМАТИЧЕСКОЙ ЧАСТОТНОЙ РАЗГРУЗКИ В ЭНЕРГОРАЙОНАХ С РАСПРЕДЕЛЕННОЙ ГЕНЕРАЦИЕЙ

### 2.1. ВВОДНАЯ ЧАСТЬ

С учетом мирового тренда на децентрализацию энергетики в последнее десятилетие строительство и ввод в эксплуатацию новых объектов распределенной генерации (РГ) происходит на регулярной основе.

Крупные объекты РГ, как правило, вводятся в эксплуатацию в России собственниками промышленных предприятий нефтегазодобывающей, горнодобывающей, металлургической, целлюлозно-бумажной, химической и других отраслей промышленности. Интеграция таких объектов РГ осуществляется в сети внутреннего электроснабжения предприятий или распределительные сети среднего и высокого напряжения. На объектах РГ применяются, как правило, газотурбинные (ГТУ), газопоршневые (ГПУ) и дизельные (ДГУ) генерирующие установки (ГУ).

В ближайшие годы в России прогнозируется ввод значительного количества объектов микрогенерации, интегрируемые в сети низкого напряжения. К ним относятся объекты по производству электроэнергии мощностью до 15 кВт включительно, работающие, в том числе, на основе возобновляемых источников энергии (ВИЭ), используемые потребителем для собственного энергоснабжения (бытовые и/или производственные нужды). По прогнозам экспертов прирост объектов микрогенерации на основе ВИЭ по количеству и мощности в обозримой перспективе будет существенным. При массовом внедрении объектов РГ и микрогенерации возможно возникновение многообразия схемно-режимных условий, зависящих от режимов генерации и потребления электроэнергии в узлах распределительной сети. Без разработки и внедрения средств автоматики управления режимами в указанных условиях обеспечить надежное электроснабжение потребителей с заданными параметрами качества не представляется возможным.

Важно помнить, что в распределительных сетях функционируют различные устройства автоматики энергосистем. К ним относятся устройства автоматической частотной разгрузки (АЧР), автоматического ограничения снижения напряжения (АОСН), автоматического включения резервного питания (АВР) и другие, которые применяются для предотвращения возникновения и развития аварийных процессов, а также ускорения восстановления нормальных режимов. Присоединение объектов РГ может вызывать некорректное функционирование устройств автоматики энергосистем, что требует проведения анализа и последующего внесения изменений в алгоритмы их работы и параметры настройки. Часто применяемые устройства автоматики энергосистем не имеют технических возможностей для распознавания режимных областей и адаптации алгоритмов работы к условиям текущего режима [20–22].

В указанных условиях требуется разработка нового вида автоматики управления нормальными и аварийными режимами распределительных сетей с объектами РГ, которые имеют свои особенности. Вопервых, к ним подключено значительное количество управляемых устройств и активных потребителей. Во-вторых, скорость развития нарушений нормального режима здесь значительно выше, учитывая малые значения механических постоянных инерции ГУ. В-третьих, в сетях допустимы реверсивные перетоки мощности, что создает сложности для визуального распознавания и ручного управления режимами [23]. Поэтому, задачу управления режимами следует решать на принципиально новом научно-технологическом уровне, с использованием современных программно-аппаратных комплексов, реализующих специализированные алгоритмы управления, адаптируемые к текущим схемнорежимным условиям.

В задаче распознавания принадлежности текущего режима к различным режимным областям все большее применение находят так называемые «трехпозиционные реле», которые используются в различных системах автоматического управления (САУ) [24–26]. В частности, известны варианты применения таких реле в САУ накопителей электроэнергии, электроприводов, электрического нагрева воды и др. [27]. Автоматическое управление в них реализуется на основе дискретных контроллеров, а регуляторы указанного типа называются позиционными. Особенность применения трехпозиционных реле состоит в наличии зоны нечувствительности («мертвой зоны»), в пределах которой дискретное переключение управляющих функций не производится.

Применение трехпозиционных реле в задачах построения автоматики управления режимами распределительных сетей ранее не рассматривалось. В главе обсуждаются принципы распознавания нормальных и аварийных режимов с использованием статистических методов принятия решения, иллюстрируется реализация последовательного анализа на примере автоматики частотной разгрузки (АЧР).

## 2.2. СТАТИСТИЧЕСКАЯ ЗАДАЧА ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ ПРИ РАСПОЗНАВАНИИ НОРМАЛЬНОГО И АВАРИЙНОГО РЕЖИМОВ

Пусть существует режим, принадлежащий одному из двух классов  $\{H_0, H_1\}$  (0 – нормальный режим, 1 – аварийный режим), характеризуемый соответствующими гипотезами  $H_0$  и  $H_1$ , и пусть имеется набор последовательных измерений параметров, характеризующих одновременно и нормальный и аварийный режим  $\{x_1, \ldots, x_m\}$ , обозначенный обобщенной переменной x.

Стратегия последовательного принятия решения соответствует набору решающей функции  $S = \{S_1, \ldots, S_m\}$ , где  $S_i$  определяется измерениями  $\{x_1, \ldots, x_i\}$  соответствующими классам  $\{H_0, H_1, H_{H}\}$ . Стратегия S оценивает каждое измерение  $x_i$ , в соответствующий дискретный момент времени *i*, и вырабатывает решение  $S_i$ . Гипотеза  $H_{H}$  означает «не знаю» и предполагает «продолжение решения» за счет выполнения еще одного дискретного шага. Если принимается решение  $\hat{H}_{H}$ , то выполняется измерение  $x_{i+1}$  и оценивается решающая функция  $S_{i+1}$ . В противном случае стратегия S предполагает однозначную классификацию режима на шаге  $S_i$ . При этом принципиально возможны следующие шесть ситуаций совмещения случайных событий «решения»  $\hat{H} = \{H_0, H_1, H_{\rm H}\}$  и «условия»  $H = \{H_0, H_1\}$  для текущего измерения  $x_i$ :

1.  $\hat{H}_1 H_1$  – правильное распознавание аварийного режима;

2.  $\hat{H}_0 H_1$  – пропуск аварийного режима;

3.  $\hat{H}_{\rm H}H_1$  – принятие решения «не знаю» в условиях аварийного режима;

4.  $\hat{H}_{\rm H}H_0$  – принятие решения «не знаю» в условиях нормального режима;

5.  $\hat{H}_1 H_0$  – ложное принятие решения об аварийном режиме;

6.  $\hat{H}_0 H_0$  – правильное распознавание нормального режима.

Возможными показателями эффективности распознавания режимов можно было бы считать вероятности совмещения указанных выше шести событий. При этом любая из вероятностей совмещения событий сводится к произведению условной вероятности решения  $P(\hat{H}_l \mid H_k)$  на вероятность условия  $P(H_k), l \in \{0, 1, н\}; k \in \{0, 1\}$ . То есть

$$P(\hat{H}_l H_k) = P(\hat{H}_l | H_k) \cdot P(H_k).$$
(2.1)

Вероятности наличия  $P(H_1)$  или отсутствия  $P(H_0)$  аварийного режима являются априорными и обычно неизвестны. Условные вероятности решений  $P(\hat{H}_l | H_k)$  могут быть оценены на основе имитационного моделирования, экспериментально или расчетными методами [1, 28, 29]. Соответственно, именно они (условные вероятности), а не вероятности совмещения событий, используются в качестве показателей эффективности распознавания режимов.

В ряде задач распознавания режимов вводят более общий показатель, которым является средний риск (математическое ожидание) ошибок распознавания [1, 28–34], представляющий собой усредненную плату за ошибки принятия решений. Для трехальтернативного распознавания режимов необходимо учитывать нежелательность принятия решения «не знаю». Таким образом, средний риск определяется

$$\overline{C} = C_{01} \,\widehat{H} P(_0 \,H_1) + C_{10} \,P(\widehat{H}_1 \,H_0) + C_{H1} \,P(\widehat{H}_H \,H_1) + C_{H0} \,P(\widehat{H}_H \,H_0), \qquad (2.2)$$

где  $C_{01}$  и  $C_{10}$  – стоимости пропуска аварийного режима и ложное принятие решения об аварийном режиме, а  $C_{H1}$  и  $C_{H0}$  – стоимости незнания при наличии и отсутствии аварийного режима.

Дополнительно отметим, что многоэтапное трехальтернативное распознавание режимов относится к последовательным процедурам.

В таком случае важным показателем последовательного распознавания является среднее число циклов (шагов), необходимое для обеспечения заданных показателей качества распознавания режима.

Оптимизация процедуры распознавания режимов при статистической постановке задачи достигается снижением условных вероятностей ошибочных решений, согласно выбранным критериям. Как правило, возможности понизить условные вероятности ошибочных решений отсутствуют, а такие требования являются противоречивыми. Например, всегда можно добиться значения условной вероятности пропуска аварийного режима  $P(\hat{H}_0 | H_1) = 0$ , считая, что аварийный режим соответствует каждой реализации токов и напряжений. Но, тогда и условная вероятность  $P(\hat{H}_1 | H_0)$  ложного принятия решения об аварийном режиме практически равна единице. И наоборот, можно добиться, что условная вероятность ложного принятия решения об аварийном режиме ( $\hat{H}_1 | H_0$ ) = 0, например, существенно увеличив уставку устройства защиты (автоматики). При этом до единицы возрастает условная вероятность пропуска аварийного режима  $P(\hat{H}_0 | H_1)$ .

В статистической теории распознавания [1, 29–33] вводят взвешенные критерии, наиболее часто используемым из которых является критерий минимума среднего риска. Применительно к задаче оптимизации трехальтернативного распознавания режимов выражение для минимизации среднего риска (2) приобретает вид:

$$P(\hat{H}_0 | H_1) + \eta_0 P(\hat{H}_1 | H_0) + \eta_1 P(\hat{H}_H | H_1) + \eta_2 P(\hat{H}_H | H_0) = \text{минимум.}$$
(2.3)

В выражении (2.3) слагаемые  $P(\hat{H}_{\rm H} \mid H_1)$  и  $P(\hat{H}_{\rm H} \mid H_0)$  представляют собой условные вероятности принятия решения «не знаю» при наличии или отсутствии аварийного режима. Причем до последнего шага последовательной процедуры должны сохраняться условия нормировки:

$$P(\hat{H}_{1} | H_{1}) + P(\hat{H}_{0} | H_{1}) + P(\hat{H}_{H} | H_{1}) = 1,$$
  

$$P(\hat{H}_{1} | H_{0}) + P(\hat{H}_{0} | H_{0}) + P(\hat{H}_{H} | H_{0}) = 1.$$
(2.4)

Весовые коэффициенты, входящие в выражение для минимума среднего риска (2.3), определяются следующими равенствами:

$$\eta_0 = C_{10} P(H_0) / C_{01} P(H_1),$$
  

$$\eta_1 = C_{H_1} / C_{01},$$
  

$$\eta_2 = C_{H_0} P(H_0) / C_{01} P(H_1).$$
(2.5)

Считается, что стоимости незнания меньше стоимостей ошибок  $C_{\rm H0} < C_{10}, C_{\rm H1} < C_{01}$ , именно это условие определяет целесообразность перехода к последовательной процедуре. Дополнительно можно отметить, что  $\eta_2 < \eta_0, \eta_1 < 1$ , что важно для дальнейших рассуждений.

Плотности вероятности реализаций параметров при условии нормального  $p_0(x)$  и аварийного  $p_1(x)$  режимов полагаем известными (полученными, например, по результатам имитационного моделирования). Зададимся вначале, неоптимальными в общем случае, решающими функциями  $\hat{A}(x)$  и  $\hat{A}_{\mu}(x)$ . Тогда оптимизация трехальтернативного распознавания режимов состоит в выборе наиболее целесообразного правила принятия решений «да», «нет» или «не знаю», согласно весовому критерию (2.3), вытекающему из выражения среднего риска (2.2). При принятых обозначениях условные вероятности, входящие в состав весового критерия, соответствуют равенствам:

$$P(\hat{H}_{0} \mid H_{1}) = \int_{(x)} [1 - \hat{A}_{H}(x)] \cdot [1 - \hat{A}(x)] \cdot p_{1}(x) dx$$

$$P(\hat{H}_{1} \mid H_{0}) = \int_{(x)} [1 - \hat{A}_{H}(x)] \cdot \hat{A}(x) \cdot p_{0}(x) dx,$$

$$P(\hat{H}_{H} \mid H_{1}) = \int_{(x)} \hat{A}_{H}(x) \cdot p_{1}(x) dx,$$

$$P(\hat{H}_{H} \mid H_{0}) = \int_{(x)} \hat{A}_{H}(x) \cdot p_{0}(x) dx.$$

Следует отметить, что численное значение каждого равенства определяется интегралом от условной плотности вероятности  $p_0(x)$  или  $p_1(x)$ по определенной области многомерного пространства параметров x. Области интегрирования определяются дискретными функционалами  $\widehat{A}_{\rm H}(x)$ ,  $\widehat{A}(x)$ , принимающими значения {0, 1}. Областью интегрирования для величин  $P(\widehat{H}_{\rm H} \mid H_1)$  и  $P(\widehat{H}_{\rm H} \mid H_0)$  является область  $\widehat{A}_{\rm H}(x) = 1$  принятия решения «не знаю». Области интегрирования для величин  $P(\widehat{H}_0 \mid H_1)$  и  $P(\widehat{H}_1 \mid H_0)$  определяются как пересечение областей:

- «знаю» 
$$[1 - \widehat{A}_{H}(x)] = 1$$
, то есть  $\widehat{A}_{H}(x) = 0$  (и для  $P(\widehat{H}_{0} | H_{1})$  и для  $P(\widehat{H}_{1} | H_{0})$ );

– «да» 
$$\widehat{A}(x) = 1$$
 при вычислении  $P(\widehat{H}_1 | H_0);$ 

– «нет» 
$$[1 - \widehat{A}(x)] = 1$$
, то есть  $\widehat{A}(x) = 0$  при вычислении  $P(\widehat{H}_0 | H_1)$ .

Подставим величины, входящие в выражение (2.3), и добъемся минимизации этого равенства:

$$\int_{(x)} Q[\eta(x), \widehat{A}(x), \widehat{A}_{\mathrm{H}}(x)] \cdot p_0(x) \, dx = \mathrm{MUHUMYM}, \tag{2.6}$$

где

$$Q[\eta, \widehat{A}, \widehat{A}_{H}] = (1 - \widehat{A}_{H}) \cdot [(1 - \widehat{A})\eta + \widehat{A}\eta_{0}] + \widehat{A}_{H}(\eta_{1}\eta_{0} + \eta_{2})$$
(2.7)

– линейная функция отношения правдоподобия,

$$\eta = \eta(x) = p_1(x) / p_0(x). \tag{2.8}$$

Оптимизация решающего правила путем минимизации (2.6) достигается за счет минимизации (2.7) при каждом фиксированном  $\eta(x)$ . Для этого достаточно сравнивать значения (2.7) при различных множителях  $\widehat{A}_{\rm H}$  и  $\widehat{A}$  для каждого  $\eta$ .

При  $\widehat{A}_{\mu} = 0$  принятие решения соответствует случаю двухальтернативного распознавания (обнаружения) [1, 28–31]. Тогда

$$\mathbf{Q} = (1 - \widehat{\mathbf{A}})\boldsymbol{\eta} + \widehat{\mathbf{A}}\boldsymbol{\eta}_0, \tag{2.9}$$

а графики возможных значений функции Q (выражение (2.9)) при значениях  $\widehat{A} = 1$  и  $\widehat{A} = 0$  представлены на рис. 2.1 в зависимости от  $\eta = \eta(x)$ . Оптимальные (наименьшие) значения функций достигаются:

при  $\eta(x) < \eta_0$  на прямой  $\widehat{A} = 0$ ; при  $\eta(x) > \eta_0$  на прямой  $\widehat{A} = 1$ .



Рис. 2.1. Пояснения к выбору наименьших значений линейной функции отношения правдоподобия (двухальтернативное распознавание)

Принятие такого правила оптимизации (принятия решения на основе выбора  $\widehat{A}$ ) полностью согласуются с теорией обнаружения [28].

Аналогичные графические зависимости, представленные на рис. 2.2, можно построить для функции  $Q[\eta, \hat{A}, \hat{A}_{\mu}]$  от  $\eta$ , соответствующей трехальтернативному процессу распознавания с решениями «да», «нет» и «не знаю».



Рис. 2.2. Пояснения к выбору наименьших значений линейной функции отношения правдоподобия (трехальтернативное распознавание)

Важно отметить, что стоимости незнания не должны превышать соответствующих стоимостей пропуска аварийного режима и ложного принятия решения об аварийном режиме, то есть  $\eta_2 < \eta_0$ ,  $\eta_1 < 1$ . В противном случае введение последовательной процедуры было бы бессмысленным. Оптимальное решающее правило соответствует минимальным значениям Q и двухуставочному (пороговому) сравнению:

при  $\eta(x) \ge b$  принимается  $\widehat{A}(x) = 1$ ;

при  $\eta(x) < a$  принимается  $\widehat{A}(x) = 0$ ;

при  $a \leq \eta(x) < b$  принимается  $\widehat{A}_{H}(x) = 1$ ,

где  $a = \eta_2 / (1 - \eta_1), b = (\eta_0 - \eta_2) / \eta_1.$ 

Таким образом,

если  $\eta(x) \ge b$ , то принимается решение «да»;

если  $\eta(x) < a$ , то принимается решение «нет»;

если  $a \le \eta(x) < b$ , то принимается решение «не знаю» и цикл распознавания повторяется.

Структурная схема устройства распознавания режимов с применением двух уставок представлена на рис. 2.3.



Рис. 2.3. Структурная схема устройства распознавания режимов

Процесс достижения уставочных значений (*a* и *b*) поясняет рис. 2.4, где k = 1, 2, ... При формировании уставок *a* и *b* не обязательно знать стоимостные показатели ошибочных решений и априорные вероятности, входящие в выражения для  $\eta_0$ ,  $\eta_1$ ,  $\eta_2$ . Уставки при многошаговой последовательной процедуре распознавания режимов можно определить по конечным вероятностям ошибочных решений  $P(\hat{H}_0 H_1)$  и  $P(\hat{H}_1 H_0)$ , когда  $\hat{A}_{\rm H} = 0$ .



Рис. 2.4. Пояснения к многошаговой процедуре принятия решений

В силу взаимосвязи  $\eta(x)$  и *x* от интегрирования по многомерной величине *x* можно перейти к интегрированию по одномерной величине  $\eta$ , полагая  $p(x) dx = p(\eta) d\eta$  и заменяя простановку значений 0 или 1 функции  $\eta(x)$  простановкой пределов интегрирования по  $\eta$ .

Тогда, с учетом выражения (2.8), можно получить:

$$P(\hat{H}_1 \mid H_1) = \int_{(x)} \hat{A}(x) \,\eta(x) \cdot p_0(x) \, dx = \int_b^\infty \eta \, p_0(\eta) \, d\eta, \qquad (2.10)$$

$$P(\widehat{H}_1 | H_0) = \int_{(x)} \widehat{A}(x) \, p_0(x) \, dx = \int_b^\infty p_0(\eta) \, d\eta, \qquad (2.11)$$

$$P(\widehat{H}_{H} | H_{1}) = \int_{(x)} [1 - \widehat{A}(x)] \cdot \eta(x) \cdot p_{0}(x) \, dx = \int_{-\infty}^{b} \eta \, p_{0}(\eta) \, d\eta, \qquad (2.12)$$

$$P(\widehat{H}_{H} \mid H_{0}) = \int_{(x)} [1 - \widehat{A}(x)] \cdot p_{0}(x) \, dx = \int_{-\infty}^{a} p_{0}(\eta) \, d\eta.$$
(2.13)

В некоторых случаях вводят модель распознавания с асимптотически бо́льшим числом последовательных шагов. Для этой модели справедливо при достижении верхнего порога  $\eta \approx b$ , а при достижении нижнего порога  $\eta \approx a$ , но также справедливы выражения, характерные для последовательной процедуры, введенной Вальдом [1]:

$$P(\hat{H}_1 \mid H_1) \approx b P(\hat{H}_1 \mid H_0)$$
 и  $P(\hat{H}_H \mid H_1) \approx a P(\hat{H}_H \mid H_0)$ ,  
или  $b \approx P(\hat{H}_1 \mid H_1) / P(\hat{H}_1 \mid H_0)$  и  $a \approx P(\hat{H}_H \mid H_1) / P(\hat{H}_H \mid H_0)$ .

Важно, что, как и при двухальтернативном распознавании режимов сравнение можно проводить для произвольной монотонно возрастающей (убывающей) функции  $\mu(\eta)$  отношения правдоподобия. Величина  $\mu(\eta)$  сравнивается в этом случае с уставками:

$$\mu(a) = \mu \left( P(\hat{H}_{H} \mid H_{1}) / P(\hat{H}_{H} \mid H_{0}) \right)$$
 и  $\mu(b) = \mu \left( P(\hat{H}_{1} \mid H_{1}) / P(\hat{H}_{1} \mid H_{0}) \right).$ 

Последовательная теория принятия решений была разработана Вальдом [1], который доказал, что решение задачи оптимизации достигается методом последовательной проверки по отношению вероятностей.

## 2.3. РЕАЛИЗАЦИЯ АЛГОРИТМА АВТОМАТИЧЕСКОЙ ЧАСТОТНОЙ РАЗГРУЗКИ С ПРИМЕНЕНИЕМ ПРОЦЕДУРЫ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА

Рассмотрим пример функционирования фрагмента распределительной сети с объектами РГ в островном режиме работы.

Островной режим – это такой режим работы фрагмента сети с одним или несколькими объектами РГ, каждый из которых может иметь в своем составе одну или несколько ГУ, и нагрузкой, который допустим по всем условиям электроснабжения и электропотребления, образующийся при отключении линий электропередачи, связывающих этот фрагмент с энергосистемой (в результате КЗ; без КЗ) и существующий до момента его синхронизации с энергосистемой.

В указанных условиях при снижении частоты в переходных процессах из-за несинусоидальности токов и напряжений возникают большие ошибки оценки их параметров. Погрешности в измерении частоты могут привести к некорректному срабатыванию устройств АЧР, приводящему к излишнему отключению нагрузки. Таким образом, актуальна разработка быстродействующего алгоритма АЧР, способного с минимальными ошибками принимать решения об отключении нагрузки в условиях значительных погрешностей оценки частоты. Алгоритм принятия решения АЧР реализуем на основе трехпозиционного реле с применением процедуры последовательного анализа Вальда.

Рассмотрим упрощенный вариант решения задачи распознавания. Последовательную проверку гипотез относительно режима фрагмента распределительной сети с объектами РГ выполним следующим образом. Для каждого измеренного значения частоты принимается одна из трех гипотез:

1.  $H_0$  – частота соответствует нормальному режиму;

2. *H*<sub>1</sub> – частота соответствует аварийному режиму;

3.  $H_{\rm H}$  – не удается однозначно определить принадлежность частоты к аварийному или нормальному режиму, измерения частоты продолжаются и производится дополнительное распознавание на основе этих измерений.

Проверка производится последовательно. По результатам первого наблюдения принимается одно из трех указанных решений. Если принимается первое или второе решение – проверка завершается. Эксперимент продолжается, если принимается третье решение. Далее на основании двух полученных наблюдений, аналогичным образом, принимается одно из трех решений. Если повторно принимается третье решение – проверка продолжается, и т. д.

Для функционирования алгоритма реализуется предварительное имитационное моделирование с измерениями частоты в нормальных и аварийных режимах. По результатам моделирования формируются соответствующие статистические распределения частоты (рис. 2.5). Рассмотрим пример (рис. 2.5), где кривая, расположенная справа на графи-
ке, характеризует распределение для нормального режима (гипотеза  $H_0$ ), слева – для аварийного ( $H_1$ ).



Рис. 2.5. Статистические распределения частоты для нормального и аварийного режимов

Для примера, приведенного на рис. 2.5, выберем, что математическое ожидание частоты в нормальном режиме составляет  $m_{f0} = 50$  Гц, а в аварийном режиме соответственно  $m_{f1} = 48,5$  Гц. Законы распределений частоты (рис. 2.5) будем считать гауссовыми со среднеквадратическими отклонениями  $\sigma_{f0}$  и  $\sigma_{f1}$ . Численные значения  $\sigma_{f0}$  и  $\sigma_{f1}$  определяются по данным имитационного моделирования. При получении первого значения частоты вычисляется отношение правдоподобия:

$$\eta(x_1) = p(x_1|m_{f1},\sigma_{f1}) / p(x_1|m_{f0},\sigma_{f0}) =$$

$$= \exp\left[-(x_1 - m_{f1})^2 / 2\sigma_{f1}^2\right] / \exp\left[-(x_1 - m_{f0})^2 / 2\sigma_{f0}^2\right] =$$

$$= \exp\left\{\frac{1}{2}\left[-(x_1 - m_{f1})^2 / \sigma_{f1}^2 + (x_1 - m_{f0})^2 / \sigma_{f0}^2\right]\right\}.$$
(2.14)

При *k* измерениях частоты отношение правдоподобия принимает вид:

$$\Pi_{i=1}^{k} \eta(x_{i}) = [p(x_{1}|m_{f1},\sigma_{f1}) \dots p(x_{k}|m_{f1},\sigma_{f1})] / [p(x_{1}|m_{f0},\sigma_{f0}) \dots$$

$$p(x_{k}|m_{f0},\sigma_{f0})] = \Pi_{i=1}^{k} \exp \{1/2 [-(x_{i}-m_{f1})_{2}/\sigma_{f1}^{2} + (x_{i}-m_{f0})^{2}/\sigma_{f0}^{2}]\}.$$
(2.15)

Поскольку требуемое количество измерений частоты зависит от характера протекания переходного процесса и соответствующих погрешностей оценок параметров, то это количество в общем случае является случайной величиной. Распознавание режима осуществляется по отношению правдоподобия с принятием следующих гипотез:

$$H_1$$
, если  $\prod_{i=1}^k \eta(x_i) > b;$   
 $H_0$ , если  $\prod_{i=1}^k \eta(x_i) \le a;$   
 $H_{ii}$ , если  $a \le \prod_{i=1}^k \eta(x_i) < b$ 

Для задания уставочных значений *a* и *b* при проведении последовательного анализа определим ошибки первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода. Здесь  $\alpha$  – вероятность ошибочного выбора гипотезы  $H_0$ , а  $\beta$  – вероятность ошибочного выбора гипотезы  $H_1$ . Уставочные значения *a* и *b* для выбора гипотез вычисляются следующим образом:

$$a = \alpha / (1 - \beta); \ b = (1 - \alpha) / \beta.$$
 (2.16)

Примем значения ошибок первого и второго рода равными  $\alpha = 0,01;$  $\beta = 0,03.$ 

Тогда уставки а и b имеют следующие значения

$$a = 0,01 / (1 - 0,03) = 0,01;$$
  
 $b = (1 - 0,01) / 0,03 = 33.$ 

Пусть имеется ряд последовательных измерений частоты, соответствующих моделируемой схемно-режимной ситуации:  $x_1 = 48,9$  Гц;  $x_2 = 48,8$  Гц;  $x_3 = 48,5$  Гц;  $x_4 = 48,5$  Гц.

По указанным последовательным отсчетам принимается решение о существовании нормального или аварийного режима.

Рассчитаем отношение правдоподобия для первого значения x<sub>1</sub> = 48,9 Гц частоты согласно (2.14, 2.15)

$$\eta(x_1) = 1,374; \quad \prod_{i=1}^{1} \eta(x_i) = 1,374.$$

Поскольку отношение правдоподобия находится в зоне неопределенности

$$a = 0.01 < \eta(x_1) = 1.374 < b = 33,$$

принимается гипотеза Н<sub>н</sub> и продолжаются наблюдения.

Для второго значения частоты  $x_2 = 48,8$  Гц имеем

$$\eta(x_2) = 1,789; \quad \prod_{i=1}^2 \eta(x_i) = 2,458.$$

Однако и для второго последовательного измерения отношение правдоподобия находится в зоне неопределенности

$$a = 0,01 < \prod_{i=1}^{2} \eta(x_i) = 2,458 < b = 33,$$

поэтому для реализации процедуры Вальда требуются дальнейшие наблюдения.

Расчеты для третьего значения частоты  $x_3 = 48,5$  Гц приводят к равенствам

$$\eta(x_3) = 4,098; \quad \prod_{i=1}^3 \eta(x_i) = 10,074.$$

Полученные результаты также приводят к необходимости дальнейших вычислений, так как

$$a = 0,01 < \prod_{i=1}^{3} \eta(x_i) = 10,074 < b = 33.$$

Окончательное решение формируется на четвертом шаге, соответствующем измерению частоты  $x_4 = 48,5$  Гц

$$\eta(x_4) = 4,098; \quad \prod_{i=1}^4 \eta(x_i) = 41,267;$$
  
 $a = 0,01 < \prod_{i=1}^4 \eta(x_i) = 41,267 > b = 33.$ 

Поскольку результат произведения отношений правдоподобия превышает уставку срабатывания  $\prod_{i=1}^{4} \eta(x_i) = 41,267 > b = 33$  принимается решение об аварийном режиме в рассматриваемом фрагменте распределительной сети.

Процесс последовательного принятия решения методом последовательной проверки по отношению вероятностей Вальда, иллюстрирует рис. 2.6.

Анализ рис. 2.6 показывает, что для принятия решения потребовалось четыре измерения частоты и соответственно четыре расчетных отношения правдоподобия. Для реализации АЧР по предложенному варианту требуются лишь данные имитационного моделирования, выраженные в статистических распределениях частоты для нормальных и аварийных режимов, а также текущие последовательные измерения.



Рис. 2.6. Иллюстрация к процедуре последовательного приятия решения Вальда для АЧР

В практике управления режимами распределительных сетей с объектами РГ целесообразно введение нескольких очередей АЧР с заданными уставками по частоте. Причем, каждой очереди соответствует свое нормальное распределение с математическим ожиданием равным уставке очереди по частоте и дисперсией, рассчитанной по результатам имитационного моделирования. Для нормального режима так же характерно гауссово распределение значений частоты с математическим ожиданием 50 Гц. Предполагается, что устройство распознавания режимов имеет многоканальную структуру, соответствующую очередям АЧР и нормальному режиму. В каждом из каналов реализуется независимая процедура принятия решения по методу Вальда.

Для обеспечения высокого быстродействия при реализации многоканальной схемы принятия решения целесообразно оценку частоты производить на основе многоканальной фильтрации, например, по методу максимального правдоподобия или дискриминаторному методу [28]. Таким образом, при поступлении каждого отсчета напряжения на вход многоканальной схемы устройства АЧР запускается несколько параллельных вычислений, причем каждый новый отсчёт уточняет предыдущее значение. Некоторая задержка в принятии решения согласно процедуре Вальда практически не влияет на быстродействие устройства противоаварийной автоматики при высокой частоте дискретизации сигналов токов и напряжений и в общем случае определяется заданными ошибками первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода. Например, при частотах дискретизации, соответствующих стандарту МЭК 61850, эта задержка, как правило, не превышает 1мс. Дополнительно сократить время принятия решения позволяет введение алгоритмов усечения.

### 2.4. УСЕЧЕНИЕ ПРОЦЕДУРЫ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА

Известно [28, 33], что процедура последовательного анализа с вероятностью единица заканчивается на конечном промежутке времени. Для устройств релейной защиты и противоаварийной автоматики этот временной интервал имеет жесткие ограничения и, с учетом частоты дискретизации, не должен превышать некоторое определенное число шагов  $k_0$ . Для этого вводится специальная процедура усечения, согласно которой при достижении  $k = k_0$  устанавливаются новые правила принятия решения.

Вальдом [1] предложен простой вариант, когда при  $k = k_0$  принимается:

- гипотеза  $H_0$ , если  $b < \prod_{i=1}^{k_0} \eta(x_i) \le 1;$
- гипотеза  $H_1$ , если  $1 < \prod_{i=1}^{k_0} \eta(x_i) \le a$ .

Такое усечение будет изменять ошибки первого и второго рода на последнем  $k_0$  шаге наблюдения. Очевидно, что чем больше значение  $k_0$ , тем меньше влияния усечения на величину ошибок первого рода  $\alpha$ (пропуска аварийного режима) и второго рода  $\beta$  (ложное принятие решения об аварийном режиме). Обозначим  $\alpha(k_0)$  и  $\beta(k_0)$  результирующие ошибки на шаге  $k = k_0$  усечения. Получим верхние границы значений для  $\alpha(k_0)$  и  $\beta(k_0)$ .

Для формирования верхней границы  $\alpha(k_0)$  исследуем случай, когда усечение приводит к отклонению  $H_0$ , в то время как для неусеченного процесса  $H_0$  принимается. Пусть  $p_0(k_0)$  – вероятность получения выборки при  $H_0$  такой, которая при усеченном процессе приводит к отклоне-

нию  $H_0$ , в то время как неусеченный анализ обеспечивает принятие  $H_0$ . При этом имеет место неравенство:

$$\alpha(k_0) \le \alpha + p_0(k_0).$$

Символ неравенства справедлив, поскольку вероятны выборки, для которых усеченный процесс приводит к принятию  $H_0$ , а неусеченный процесс к отклонению  $H_0$ . Таким образом, для формирования верхней границы оценки  $\alpha(k_0)$  необходимо получить верхнюю границу для  $p_0(k_0)$ . Исходя из определения  $p_0(k_0)$ , при последовательных наблюдениях соблюдаются условия:

1. 
$$b \leq \prod_{i=1}^{k_0} \eta(x_i) < a$$
 для  $k = 1, 2, ..., k_0 - 1;$   
2.  $1 < \prod_{i=1}^{k_0} \eta(x_i) \leq a;$ 

3. Если процесс продолжается после  $k_0$  испытаний, то он заканчивается принятием  $H_0$ .

Обозначим через  $\hat{p}_0(k_0)$  вероятность того, что при  $H_0$  будет выполняться условие 2:

$$\hat{p}_0(k_0) = P_0 \ (1 < \prod_{i=1}^{k_0} \eta(x_i) \le a).$$

Так как вероятность выполнения условия 2 не может быть меньше вероятности одновременного выполнения всех трех условий, то

$$\hat{p}_0(k_0) \ge p_0(k_0),$$

Следовательно

$$\alpha(k_0) \le \alpha + \hat{p}_0(k_0). \tag{2.17}$$

То есть  $\alpha + \hat{p}_0(k_0)$  является верхней границей для ошибки  $\alpha(k_0)$ .

Проводя аналогичные рассуждения, можно получить верхнюю границу для  $\beta(k_0)$ , которая будет определяться выражением

$$\beta(k_0) \le \beta + \hat{p}_1(k_0), \tag{2.18}$$

где  $\hat{p}_1(k_0) = P_1$  ( $b \le \prod_{i=1}^{k_0} \eta(x_i) < 1$ ).

Выражения (2.17), (2.18) позволяют оценить верхние вероятностные границы для реализации процедуры усечения. Важно то, что рассмотренный вариант усечения не является единственным. Возможно введение адаптивных уставочных значений на каждом шаге последовательного анализа [35], а также алгоритмов усечения (например, Г. Лордена [36], С. Айвазяна [37] и других), основанных на использовании иных мотивационных принципов.

# 2.5. МОДИФИЦИРОВАННЫЙ АЛГОРИТМ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ УСТРОЙСТВОМ АЧР С ПОВЫШЕННЫМ БЫСТРОДЕЙСТВИЕМ, НЕ ТРЕБУЮЩИЙ ВВЕДЕНИЯ СПЕЦИАЛЬНОЙ ПРОЦЕДУРЫ УСЕЧЕНИЯ

Согласно рассмотренному в п. 2.3 алгоритму пороги *a* и *b* на каждом шаге постоянны, а расстояние между ними не меняется. Однако при постоянстве порогов *a* и *b* значения ошибок *a* и  $\beta$  (выражение (2.16)) изменяются, что связано с произведением плотностей вероятностей от шага к шагу в отношении правдоподобия  $\eta(x_k)$  (выражения (2.8, 2.14)) при выполнении итерационной процедуры.

Возможен переход к адаптивному формированию порогов (модифицированные алгоритмы Вальда), на основе процедуры последовательного анализа Вальда [38].

В предлагаемом алгоритме на первом шаге распределение вероятностей  $p_0(f)$  и  $p_1(f)$  соответствуют рис. 2.7.

Отметим, что пороги (уставки) срабатывания АЧР могут быть спроецированы на ось частоты и заданы в виде соответствующих значений частоты  $f_1(a)$ ,  $f_1(b)$ . Уставки соответствуют площадям (рис. 2.7), задаются ошибками первого и второго рода  $\alpha$ ,  $\beta$  и находятся из выражений для интегрирования плотностей вероятностей  $p_0(f)$  и  $p_1(f)$ .



Рис. 2.7. Распределение плотностей вероятностей частоты на первом шаге наблюдения

На втором шаге (k = 2) имеет место выборка частоты  $f_{k=2} = (f_1, f_2)$ , а форма законов распределения вероятностей ввиду их произведения (выражение (2.15)) претерпевает изменение (рис. 2.8). Величины уставочных значений АЧР  $f_{k=2}(a)$  и  $f_{k=2}(b)$ , на втором шаге процедуры последовательного анализа, определяются исходя из условия обеспечения фиксированных значений  $\alpha$  и  $\beta$  (рис. 2.8).



Рис. 2.8. Распределение плотностей вероятностей частоты на втором шаге наблюдения

Таким образом, модифицированное решающее правило предполагает сравнение величины  $f_{k=2} = (f_1, f_2)$  с модифицированными порогами обнаружения аварийного режима  $f_{k=2}(a)$  и  $f_{k=2}(b)$ .

При последующих шагах происходит реализация процедуры последовательного анализа аналогичным образом. Трансформация законов распределения частоты в совокупности с фиксированными значениями вероятностей  $\alpha$  и  $\beta$  приводят в конечном итоге к пересечению верхнего и нижнего порогов, что обеспечивает автоматическое усечение и однозначное принятие гипотезы  $H_0$  или  $H_1$  применительно к текущему режиму функционирования энергорайона.

Рассмотренный адаптивный к ошибкам первого и второго рода вариант реализации процедуры последовательного анализа проиллюстрируем на примере.

Предположим, что на вход устройства АЧР поступает выборка из k = 6 значений частоты, содержащая  $f_1 = 49,1$  Гц,  $f_2 = 49,0$  Гц,  $f_3 = 48,8$  Гц,  $f_4 = 49,0$  Гц,  $f_5 = 48,9$  Гц,  $f_6 = 48,8$  Гц. Для упрощения аналитических выкладок примем, что измерения частоты реализуются в нормальном и аварийном режимах с одинаковой точностью, а распределения ошибок

измерения имеют нормальный закон с математическими ожиданиями соответственно  $m_{f0} = 50 \ \Gamma \mu$ ,  $m_{f1} = 48,5 \ \Gamma \mu$  и дисперсиями  $\sigma_0^2 = \sigma_1^2 = 0,5 \ \Gamma \mu^2$ . Зависимости, характеризующие распределения ошибок измерения частоты для нормального и аварийного режимов энергорайона, представлены на рис. 2.9.



При реализации модифицированного последовательного анализа, как при стандартной процедуре Вальда, на каждом шаге будет приниматься одно из трех решений относительно справедливости гипотезы:

 $H_0$  – частота энергорайона соответствует нормальному режиму;

 $H_1$  – частота характерна аварийному режиму;

*H*<sub>н</sub> – неопределённость, предполагающая проведение последующих наблюдений.

Предположим, что ошибки первого и второго рода соответственно равны значениям  $\alpha = 0,01$  и  $\beta = 0,1$ . Неравнозначность выбора  $\alpha$  и  $\beta$  определяется разными последствиями в результате принятия неправильных решений (гипотез).

**Первый шаг**,  $f_1 = 49,1$  Гц. Вычислим пороги (уставки) для  $f_1(a)$  и  $f_1(b)$  (рис. 2.7), подставив конкретные значения в выражения для  $\alpha$  и  $\beta$ :

0,01 = 
$$\int_{-\infty}^{f_1(a)} p_0(f_1) df_1$$
, отсюда  $f_1(a)$  = 48,36 Гц;  
0,1 =  $\int_{f_1(b)}^{\infty} p_1(f_1) df_1$ , отсюда  $f_1(b)$  = 49,41 Гц.

Для упрощения расчетных выражений и пояснений введем в рассмотрение логарифм отношения правдоподобия (выражение (2.15)), которое на первом шаге с учетом  $\sigma_0^2 = \sigma_1^2 = \sigma^2$  принимает вид:

$$\ln[\eta(f_1)] = \ln\left[\frac{p_1(f_1)}{p_0(f_1)}\right] = \left[\frac{m_{f_1} - m_{f_0}}{\sigma^2}\right] \cdot \left[f_1 - \frac{m_{f_1} + m_{f_0}}{2}\right].$$
 (2.19)

Использование логарифма отношения правдоподобия  $\ln[\eta(f_1)]$  модифицирует решающее правило, при котором необходимо использовать и логарифмы уставочных значений АЧР. Так гипотеза  $H_1$  будет приниматься, если

$$\ln[\eta(f_1)] \ge \ln[f_1(a)], \qquad (2.20)$$

или

$$f_{1} \leq \left[\frac{\sigma^{2}}{(m_{f_{1}} - m_{f_{0}})}\right] \cdot \ln[f_{1}(a)] + \frac{(m_{f_{1}} + m_{f_{0}})}{2}.$$
 (2.21)

Аналогично для гипотезы Н<sub>0</sub> имеем

$$\ln[\eta(f_1)] \le \ln[f_1(b)], \qquad (2.22)$$

или

$$f_{i} \ge \left[\frac{\sigma^{2}}{(m_{f_{1}} - m_{f_{0}})}\right] \cdot \ln[f_{1}(b)] + \frac{(m_{f_{1}} + m_{f_{0}})}{2}.$$
(2.23)

Продолжение испытаний (гипотеза Н<sub>н</sub>) выполняется, когда

$$\ln[f_1(b)] \le \ln[\eta(f_1)] \le \ln[f_1(a)], \qquad (2.24)$$

или

$$\begin{bmatrix} \frac{\sigma^{2}}{(m_{f_{1}} - m_{f_{0}})} \end{bmatrix} \cdot \ln[f_{i}(a)] + \frac{(m_{f_{1}} + m_{f_{0}})}{2} \leq \\ \leq f_{1} \leq \begin{bmatrix} \frac{\sigma^{2}}{(m_{f_{1}} - m_{f_{0}})} \end{bmatrix} \cdot \ln[f_{1}(b)] + \frac{(m_{f_{1}} + m_{f_{0}})}{2}.$$
(2.25)

Подстановка численных значений в выражения (2.20) и (2.22) приводит к результатам:

$$\ln[f_1(a)] = \ln[p_1(f_1(a)) / p_0(f_1(a))] = 2,69;$$

 $\ln[f_1(b)] = \ln[p_1(f_I(b)) / p_0(f_I(b))] = -0,47.$ Для  $f_1 = 49,1$  Гц найдем логарифм отношения правдоподобия:  $\ln[p_1(f_1) / p_0(f_1)] = 0,45.$ 

В итоге производим сравнение значения частоты с уставками:

48,36 
$$\Gamma_{\rm II} \le f_1 = 49,1 \ \Gamma_{\rm II} \le 49,41 \ \Gamma_{\rm II};$$
  
-0.47 <  $\ln[p_1(f_1) / p_0(f_1)] = 0.45 < 2.69.$ 

Результаты сравнения подтверждают справедливость гипотезы  $H_{\rm H}$  и необходимость проведения дальнейших испытаний. Распределения вероятностей и пороги срабатывания устройства АЧР на первом шаге процедуры последовательного анализа соответствуют с рис. 2.10.



Второй шаг,  $f_2 = 49,0$  Гц. В процедуре последовательного анализа задействовано второе значение частоты, и устройство АЧР оперирует с выборкой  $f_{k=2} = (f_1, f_2)$ .

Значение логарифма отношения правдоподобия преобразуется и принимает вид:

$$\ln[\eta(f_{\kappa=2})] = \ln\left[\frac{p_{1}(f_{1})}{p_{0}(f_{1})}\right] + \ln\left[\frac{p_{1}(f_{2})}{p_{0}(f_{2})}\right] = \left[\frac{m_{f_{1}} - m_{f_{0}}}{\sigma^{2}}\right] \cdot \left[f_{1} + f_{2} - (m_{f_{1}} + m_{f_{0}})\right].$$
(2.26)

Поскольку в выражении (2.26) величины  $f_1$  и  $f_2$  являются независимыми и распределёнными по нормальному закону, то их сумма  $f_{k=2} = f_1 + f_2$  является случайной величиной, распределённой также по нормальному закону с математическим ожиданием, характерным для нормального  $2m_{f0}$  и аварийного  $2m_{f1}$  режимов, и дисперсией  $2\sigma^2$ . Таким образом, происходит трансформация (изменение параметров) законов распределения случайных величин, участвующих в процессе принятия решения (рис. 2.7).

Определение модифицированных уставок АЧР на втором шаге  $f_{k=2}(a)$  и  $f_{k=2}(b)$  реализуется, исходя из условия обеспечения фиксированных значений ошибок  $\alpha$  и  $\beta$ :

0,01 = 
$$\int_{-\infty}^{f_{\kappa=2}(a)} p_0(f_{\kappa=2}) df_{\kappa=2}$$
, отсюда  $f_{\kappa=2}(a) = 97,67$  Гц;  
0,1 =  $\int_{f_{\kappa=2}(b)}^{\infty} p_1(f_{\kappa=2}) df_{\kappa=2}$ , отсюда  $f_{\kappa=2}(b) = 98,28$  Гц.

Новое модифицированное правило принятия решения предполагает сравнение величины  $f_{k=2} = f_1 + f_2$  с модифицированными уставками.

Так гипотеза *H*<sub>1</sub> будет приниматься, если

$$f_1 + f_2 \le \left[\frac{\sigma^2}{(m_{f_1} - m_{f_0})}\right] \cdot \ln[f_{\kappa=2}(a)] + (m_{f_1} + m_{f_0}).$$
(2.27)

Аналогично для гипотезы *H*<sub>0</sub> имеем

$$f_1 + f_2 \ge \left[\frac{\sigma^2}{(m_{f_1} - m_{f_0})}\right] \cdot \ln[f_{x=2}(b)] + (m_{f_1} + m_{f_0}).$$
(2.28)

Продолжение испытаний (гипотеза Н<sub>н</sub>) выполняется, если

$$\begin{bmatrix} \sigma^{2} \\ (m_{f_{1}} - m_{f_{0}}) \end{bmatrix} \cdot \ln[f_{s=2}(a)] + (m_{f_{1}} + m_{f_{0}}) \leq \\ \leq f_{1} + f_{2} \leq \begin{bmatrix} \sigma^{2} \\ (m_{f_{1}} - m_{f_{0}}) \end{bmatrix} \cdot \ln[f_{s=2}(b)] + (m_{f_{1}} + m_{f_{0}}).$$
(2.29)

Подстановка численных значений в выражения для логарифмов отношения правдоподобия приводит к результатам:

$$\ln[f_{k=2}(a)] = \ln[p_1(f_{k=2}(a)) / p_0(f_{k=2}(a))] = 2,48;$$
  
$$\ln[f_{k=2}(b)] = \ln[p_1(f_{k=2}(b)) / p_0(f_{k=2}(b))] = 0,66.$$

Для  $f_{k=2} = f_1 + f_2 = 49,1+49,0 = 98,1\Gamma$ ц найдем логарифм отношения правдоподобия:

$$\ln[p_1(f_{k=2}) / p_0(f_{k=2})] = 1,2.$$

Сравнения значений частоты и логарифма отношения правдоподобия с уставками соответствует выражениям

97,67 
$$\Gamma_{\mathfrak{H}} \leq f_{k=2} = f_1 + f_2 = 98,1 \ \Gamma_{\mathfrak{H}} \leq 49,41 \ \Gamma_{\mathfrak{H}};$$
  
0,66  $\leq \ln[p_1(f_{k=2}) / p_0(f_{k=2})] = 1,2 \leq 2,48.$ 

По результатам сравнения видно, что требуется продолжение процедуры последовательного анализа. Важно отметить, что расстояние между порогами (уставками) изменилось в меньшую сторону (рис. 2.11), таким образом, реализуется адаптация процедуры усечения.



Рис. 2.11. Зависимости, характеризующие распределения плотностей вероятностей  $p_1(f_{k=2}) \bowtie p_0(f_{k=2})$ , а также уставочных значений  $f_{k=2}(a)$  $\bowtie f_{k=2}(b)$ 

**Третий шаг**,  $f_3 = 48,8$  Гц. Прежде, чем анализировать расчетные соотношения отметим, что на *n*-ом шаге  $f_{k=n} = (f_1, f_2, ..., f_n)$  выражение для логарифма отношения правдоподобия приобретает вид:

$$\ln\left[\frac{p_{1}(f_{1})}{p_{0}(f_{1})}\right] + \ln\left[\frac{p_{1}(f_{\kappa=2})}{p_{0}(f_{\kappa=2})}\right] + \dots + \ln\left[\frac{p_{1}(f_{\kappa=n})}{p_{0}(f_{\kappa=n})}\right] = \\ = \left[\frac{m_{f_{1}} - m_{f_{0}}}{\sigma^{2}}\right] \cdot \left[f_{1} + f_{2} + \dots + f_{n} - (\frac{n}{2})(m_{f_{1}} + m_{f_{0}})\right].$$
(2.30)

Здесь переменная  $f_{k=n} = (f_1, f_2, ..., f_n)$  распределена по нормальному закону и имеет математические ожидания:  $n \cdot m_{f1}$  – в аварийном и  $n \cdot m_{f0}$  – в нормальном режимах и дисперсию  $n \cdot \sigma^2$ . Таким образом, на третьем шаге вновь изменяются распределения вероятностей, их математические ожидания и дисперсия. Рассчитаем пороги срабатывания для третьего шага процедуры последовательного анализа:

$$0,01 = \int_{-\infty}^{f_{\kappa=3}(a)} p_0(f_{\kappa=3}) df_{\kappa=3}, \text{ отсюда } f_{\kappa=3}(a) = 147,15 \ \Gamma \text{ ц};$$
$$0,1 = \int_{f_{\kappa=3}(b)}^{\infty} p_1(f_{\kappa=3}) df_{\kappa=3}, \text{ отсюда } f_{\kappa=3}(b) = 147,07 \ \Gamma \text{ ц}.$$

Значения логарифмов отношения правдоподобия для  $f_{k=3}(a)$ ,  $f_{k=3}(b)$  и  $f_{k=3} = f_1 + f_2 + f_3 = 146,9$  Гц имеют вид:

$$\ln[f_{k=3}(a)] = \ln[p_1(f_{k=3}(a)) / p_0(f_{k=3}(a))] = 1,8;$$
  

$$\ln[f_{k=3}(b)] = \ln[p_1(f_{k=3}(b)) / p_0(f_{k=3}(b))] = 2,04;$$
  

$$\ln[p_1(f_{k=3}) / p_0(f_{k=3})] = 2,55.$$

Сопоставление полученных численных результатов показывает, что на третьем шаге принимается окончательное решение о справедливости гипотезы  $H_1$ , поскольку

$$f_{k=3} = f_1 + f_2 + f_3 = 146,9 \ \Gamma \mathfrak{u} \le f_{k=3}(a) = 147,15 \ \Gamma \mathfrak{u};$$
  
 $\ln[f_{k=3}(a)] = 1,8 \le \ln[p_1(f_{k=3}) / p_0(f_{k=3})] = 2,55.$ 

Обеспечение постоянства значения ошибок первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода на каждом шаге процедуры последовательного анализа (рис. 2.12) позволило получить решающие границы в виде пересекающихся линий, что исключает затягивание процедуры принятия решения устройством АЧР. Повышение быстродействия является важнейшим достоинством модифицированного алгоритма и обуславливает целесообразность его применения в устройствах автоматики энергосистем энергорайонов с объектами РГ.



Рис. 2.12. Зависимости, характеризующие распределения плотностей вероятностей  $p_1(f_{k=3}) \bowtie p_0(f_{k=3})$ , а также уставочных значений  $f_{k=3}(a)$  и  $f_{k=3}(b)$  На рис. 2.13 показан процесс принятия решения с использованием модифицированного алгоритма последовательного анализа, обеспечивающий сближение уставочных значений в устройстве АЧР на каждом шаге.



Рис. 2.13. Процесс сближения уставок АЧР при использовании модифицированного последовательного анализа Вальда

Для обоснования преимуществ рассмотренного модифицированного алгоритма реализуем процедуру стандартного последовательного анализа Вальда [32], используя вероятностные распределения, выборочные значения частоты, а также ошибки первого и второго рода ( $\alpha = 0,01$ и  $\beta = 0,1$ ), заданные вначале в примере. В ходе вычислений трансформируем типовую зависимость (рис. 2.6) и произведем расчет логарифмов отношения правдоподобия для сопоставимости результатов стандартной и модифицированной процедуры принятия решений. При этом пороговые значения задаются в виде:

$$a = (1 - \beta) / \alpha$$
;  $a = (1 - 0, 1)/(0, 0) = 90$ ;  $\ln(a) = \ln(90) = 4, 5$ ;  
 $b = \beta / (1 - \alpha)$ ;  $b = 0, 1/(1 - 0, 0) = 0, 101$ ;  $\ln(b) = \ln(0, 101) = -2, 293$ .

Результаты расчетов на каждом шаге приведены в табл. 2.1.

Таблица 2.1

Номер шага	<i>f</i> , Гц	Отношение правдоподобия	Логарифм отношения правдоподобия
1	49,1	$\eta(f_{k=1}) = p_1(f_1) / p_0(f_1) = 1,568$	$\ln[p_1(f_1) / p_0(f_1)] = \ln(1,568) = 0,45$
2	49,0	$p_1(f_2) / p_0(f_2) = 2,117;$	$\ln[\eta(f_{k=2})] = \ln[\eta(f_1)] + \ln[\eta(f_2)] =$

#### Результаты расчетов логарифмов отношения правдоподобия

Номер шага	<i>f</i> , Гц	Отношение правдоподобия	Логарифм отношения правдоподобия	
		$\eta(f_{k=2}) = \prod_{i=1}^{2} p_1(f_i) / p_0(f_i) =$ = 1,568.2,117 = 3,32	$= 0,45 + \ln(2,117) = 0,45 + 0,75 = 1,2$	
3	48,8	$p_1(f_3) / p_0(f_3) = 3,857;$ $\eta(f_{k=3}) = \prod_{i=1}^3 p_1(f_i) / p_0(f_i) =$ $= 3,32 \cdot 3,857 = 12,8$	$\ln[\eta(f_{k=3})] = \ln[\eta(f_{k=2})] + \ln[\eta(f_3)] =$ = 1,2+ ln(3,857) = 1,2+1,35 = 2,55	
4	49,0	$p_1(f_4) / p_0(f_4) = 2,117;$ $\eta(f_{k=4}) = \prod_{i=1}^4 p_1(f_i) / p_0(f_i) =$ $= 12,8 \cdot 2,117 = 27,1$	$\ln[\eta(f_{k=4})] = \ln[\eta(f_{k=3})] + \ln[\eta(f_4)] =$ = 2,55+ ln(2,117) = 2,55+0,75 = 3,3	
5	48,9	$p_1(f_5) / p_0(f_5) = 2,858;$ $\eta(f_{k=5}) = \prod_{i=1}^5 p_1(f_i) / p_0(f_i) =$ $= 27,1 \cdot 2,858 = 77,46$	$\ln[\eta(f_{k=5})] = \ln[\eta(f_{k=4})] + \ln[\eta(f_5)] =$ = 3,3+ ln(2,858) =3,3+1,05=4,35	
6	48,8	$p_1(f_6) / p_0(f_6) = 3,857;$ $\eta(f_{k=6}) = \prod_{i=1}^6 p_1(f_i) / p_0(f_i) =$ $= 77,46 \cdot 3,857 = 298,76$	$\ln[\eta(f_{k=6})] = \ln[\eta(f_{k=5})] + \ln[\eta(f_6)] =$ = 4,35+ ln(3,857) = 4,35+1,35 = 5,7	

Сопоставление процессов принятия решения традиционным и модифицированным алгоритмом Вальда позволяет проанализировать рис. 2.14.

Анализ рис. 2.14 показывает, что при реализации АЧР модифицированного последовательного анализа решение относительно аварийного режима было принято за три шага. В аналогичных условиях классический анализ Вальда требует шесть шагов и, соответственно, в два раза больших затрат времени. Таким образом, устройство АЧР, в котором используется последовательный анализ с адаптивным формированием порогов (уставок), является перспективным техническим решением. Такое устройство приобретает особую актуальность в энергорайонах с источниками распределенной генерации в силу специфичности их электрических режимов [20, 23].

Отметим, что реализация перспективного устройства АЧР предполагает проведение предварительного имитационного моделирования для формирования статистических распределений (плотностей вероятности) частоты энергорайона в нормальном и аварийном режимах.



*Puc. 2.14.* Сопоставление процессов принятия решений при последовательном анализе Вальда и его модификации

На основе полученных распределений должны быть предварительно рассчитаны уставочные значения для устройства АЧР на каждом шаге последовательной процедуры – либо, как значения отношений правдоподобия, либо как значения частоты. При этом сравнению с уставками подлежат либо отношений правдоподобия, соответствующие текущим измерениям частоты, либо сами значения частоты, измеренные на текущем шаге процедуры последовательного анализа.

Учитывая изложенное, можно сделать вывод, что реализация модифицированного алгоритма последовательного анализа достаточна проста и не требует больших программно-аппаратных затрат, поэтому может быть внедрена как в существующие, так и в разрабатываемые устройства автоматики энергосистем.

Если устройства автоматики энергосистем будут поддерживать стандарт МЭК 61850, требующий высокой частоты дискретизации (80 отсчетов на период промышленной частоты), то реализация модифицированного алгоритма последовательного анализа обеспечит время срабатывания противоаварийной автоматики, практически равное времени измерения частоты, поскольку задержка на несколько (единицы) отсчетов дискретизации не скажется на быстродействии устройства в целом.

## 2.6. МОДИФИЦИРОВАННЫЙ АЛГОРИТМ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ УСТРОЙСТВОМ АЧР С ПОВЫШЕННЫМ БЫСТРОДЕЙСТВИЕМ ЗА СЧЕТ ПРИМЕНЕНИЯ АДАПТИВНЫХ УСТАВОЧНЫХ ЗНАЧЕНИЙ

При реализации задач последовательного принятия решений, включающих различение, например, двух режимов электроэнергетических систем (нормальный или аварийный), имеющих случайный характер, используется соответствующий вектор наблюдения. Формирование вектора наблюдений  $\underline{x}$  осуществляется на основе измерений токов и напряжений, а также оценки параметров режима, доступных на *k*-ом шаге принятия решения с последующим использованием отношения вероятностей (отношения правдоподобия) для каждого из режимов [28]. На *k*-ом шаге вычисляется отношение правдоподобия для вектора наблюдения  $\underline{x}$ :

$$\eta(x_k) = \prod_{i=1}^k \eta(x_i) = [p(x_1|H_1) \dots p(x_k|H_1)] / [p(x_1|H_0) \dots p(x_k|H_0)]$$
(2.31)

и сравнивается с уставочными значениями *а* и *b*.

Распознавание режима осуществляется по отношению правдоподобия с принятием следующих гипотез:

$$H_1$$
, если  $\prod_{i=1}^k (x_i) > a;$   
 $H_0$ , если  $\prod_{i=1}^k \eta(x_i) \le b;$   
 $H_{\mathrm{ii}}$ , если  $b \le \prod_{i=1}^k \eta(x_i) < a,$ 

где  $H_0$  – гипотеза о соответствии нормальному режиму электроэнергетической системы,  $H_1$  – гипотеза о соответствии аварийному режиму,  $H_{\rm H}$  – предполагает проведение последующих шагов итерационной процедуры.

Для задания уставочных значений *a* и *b* при проведении последовательного анализа определяются ошибки первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода. Здесь  $\alpha$  – вероятность ошибочного выбора гипотезы  $H_0$ , а  $\beta$  – вероятность ошибочного выбора гипотезы  $H_1$ . Уставочные значения *a* и *b* для выбора гипотез вычисляются следующим образом:

$$a = (1 - \beta) / \alpha; \quad b = \beta / (1 - \alpha).$$
 (2.32)

Процедура последовательного анализа продолжается до тех пор, пока не будет пересечения одного из уставочных значений.

В общем случае число шагов (k) при последовательном анализе устройством АЧР является величиной, зависящей от задаваемых уставочных значений a и b (ошибок первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода). С целью сокращения времени принятия решения последовательным анализом в ряде работ вводится процедура усечения. Она предполагает принудительное завершение процесса при достижении числа шагов заданного значения [32, 33].

Следует отметить, что усечение является неэффективной процедурой для АЧР. В аварийной ситуации с ростом числа измерений частоты и приближении к моменту усечения последовательного анализа, отношение правдоподобия становится большим. Таким образом, в течение оставшихся нескольких измерений частоты маловероятно принятие решения в пользу нормального режима функционирования энергорайона. Следовательно, по мере приближения последовательного анализа к завершению все больше возникает необходимость принятия решения на основе уже выполненных измерений частоты. При этом целесообразно вместо усечения использовать изменяемые во времени уставки в последовательном распознавании режима энергорайона. Вопросы адаптации уставочных значений последовательного анализа исследовались в ряде работ [47, 48], в том числе с оценкой композиции законов распределения случайной величины частоты энергорайона на этапах последовательного анализа [51], применением методов динамического программирования [32], а также других подходов [33, 37].

Таким образом, в отличие от классической процедуры Вальда с постоянными уставками a и b, адаптивный выбор параметров срабатывания АЧР предполагает их изменение и зависимость a(k), b(k) по мере возрастания времени.

При практической реализации АЧР целесообразно проводить предварительное имитационное моделирование с целью определения:

 максимального числа шагов процедуры последовательного анализа, необходимого для окончательного принятия решения по распознаванию текущего режима энергорайона;

— максимальных отклонений частоты от среднего значения (дисперсии измерения частоты) во всех возможных режимах энергорайона для формирования наиболее рациональных зависимостей a(k) и b(k) изменения уставочных значений АЧР в процессе последовательного анализа.

Принципы задания адаптивных уставочных значений АЧР иллюстрирует рис. 2.15. Зависимости a(k) и b(k) являются монотонно невозрастающей и неубывающей функциями параметра k. Как и в классической процедуре распознавание реализуется дискретно до тех пор, пока отношение правдоподобия находится между a(k) и b(k):



$$b(k) < \prod_{i=1}^{k} \eta(x_i) < a(k) \quad k = 1, 2, \dots$$
 (2.33)

*Рис. 2.15.* Графическое представление изменяемых уставочных значений модифицированной процедуры последовательного анализа

Исходя из выражения (2.33), обычный последовательный анализ Вальда можно рассматривать как частный случай модифицированного при условии, что a(k) и b(k) являются постоянными величинами.

В работе [32] приведен вариант реализации процедуры последовательного анализа с изменяемыми уставочными значениями для нормального закона распределения случайной величины, одинаковыми дисперсиями  $\sigma^2$  и различными математическими ожиданиями частоты в нормальном и аварийном режимах ( $m_{f1}$  и  $m_{f2}$ ):

$$p_0(f) = (1/\sigma\sqrt{2\pi}) \cdot \exp\{-(f - m_{f0})^2 / 2\sigma^2\};$$
  

$$p_1(f) = (1/\sigma\sqrt{2\pi}) \cdot \exp\{-(f - m_{f1})^2 / 2\sigma^2\}.$$

При этом задают изменяемые уставочные значения, а выражение (2.33) принимает вид:

$$\exp\{g_2(k)\} < \prod_{i=1}^k \eta(x_i) < \exp\{g_1(k)\},$$
(2.34)

где  $g_1(k) = a'[1 - (k/N)]^{r_1}$ ,  $g_2(k) = -b'[1 - (k/N)]^{r_2}$ , при 0< r1, r2<1, a'>0, u'>0.

Здесь *N* – предварительно заданное число шагов, выполняемых до того, как произойдет усечение и будет принято окончательное решение по распознаванию режима ЭЭС (энергорайона).

Принимается

$$L_{k} = \log \left[ \prod_{i=1}^{k} \eta(x_{i}) \right],$$
(2.35)

тогда адаптивная процедура соответствует неравенствам:

$$b'[1 - (k/N)]^{r^2} < L_k < a'[1 - (k/N)]^{r^1}.$$
(2.36)

При  $N \to \infty$  последнее выражение определяет классическую процедуру Вальда с постоянными уставками

$$a' = \log a \ \mathbf{u} \ b' = -\log b. \tag{2.37}$$

Производные функций  $g_1(k)$  и  $g_2(k)$  при k = 0 соответственно равны - $r1 \cdot a'/N$ ,  $r2 \cdot b'/N$  и характеризуют начальные крутизны сходящихся уставочных значений, поэтому определяют скорость приближения процесса к окончательному решению.

С учетом нормальных распределений значений частоты в нормальном и аварийном режимах неравенства (2.36) принимают вид:

$$\sum_{i=1}^{k} x_i \ge \sigma^2 \cdot g_1(k) / (m_{f1} - m_{f0}) + k \cdot (m_{f1} + m_{f0}) / 2, \qquad (2.38)$$

$$\sum_{i=1}^{k} x_i \ge \sigma^2 \cdot g_2(k) / (m_{f1} - m_{f0}) + k \cdot (m_{f1} + m_{f0}) / 2, \qquad (2.39)$$

разность между уставочными значениями составляет

$$\sigma^2 \cdot g_1(k) / (m_{f1} - m_{f0}) - \sigma^2 \cdot g_2(k) / (m_{f1} - m_{f0}) = = [\sigma^2 / (m_{f1} - m_{f0})] [g_1(k) - g_2(k)]$$
(2.40)

и не является постоянной величиной. При  $k \to N$  разность между уставками стремится к нулю, а неопределенность относительно режима исчезает.

Важно отметить, что предложенный авторами подход к выбору адаптивных уставочных значений последовательного анализа рассчитан на произвольные, в том числе изменяемые от шага к шагу, законы распределения измеряемых величин, и основывается на результатах имитационного моделирования. Применительно к АЧР такой подход обладает большими возможностями по адаптации уставок в условиях нарушений синусоидальности токов и напряжений, связанных с аварийным переходным процессом энергорайона. Поскольку распределение частоты энергорайона  $x_1, x_2, ..., x_k$  при гипотезах  $H_1$  и  $H_0$  можно получить заблаговременно, а величины ошибок  $\alpha$  и  $\beta$  так же задаются предварительно, то значения адаптивных уставок могут быть определены заранее и храниться в памяти устройства АЧР. При этом процедура последовательного анализа включает автоматическое распознавание режима энергорайона с выбором адаптивных уставок из памяти устройства АЧР.

Рассмотрим упрощенный пример применения метода последовательного анализа с изменяемыми уставочными значениями при реализации АЧР. Предположим, что на вход устройства АЧР поступает выборка частоты, содержащая следующие значения:  $x_1 = 49,1$  Гц;  $x_2 = 49$  Гц;  $x_3 = 48,8$  Гц;  $x_4 = 49$  Гц;  $x_5 = 48,9$  Гц;  $x_6 = 48,8$  Гц. Дополнительно по результатам имитационного моделирования получено:

— максимальное число шагов процедуры последовательного анализа, необходимое для окончательного принятия решения по распознаванию текущего режима энергорайона, равно шести (N = 6);

– распределения ошибок измерения частоты для нормального и аварийного режимов соответствуют нормальному закону с математическими ожиданиями  $m_{f1} = 50\Gamma$ ц и  $m_{f2} = 48,5\Gamma$ ц соответственно, среднеквадратичное отклонение при измерениях частоты одинаково для обоих режимов и составляет  $\sigma = \sigma_1 = \sigma_2 = 0,5\Gamma$ ц.

В процессе наблюдений на каждом шаге устройством АЧР выбирается одна из трёх гипотез:  $H_0$  – частота энергорайона соответствует нормальному режиму;  $H_1$  – частота энергорайона соответствует аварийному режиму;  $H_{\rm H}$  – режим энергорайона не идентифицирован, требуется проведение дополнительных шагов процедуры последовательного анализа.

Зависимости распределения ошибок измерения частоты энергорайона в нормальном и аварийном режимах представлены на рис. 2.16.



*Рис. 2.16.* Плотности вероятностей распределения ошибок измерения частоты в ЭЭС (энергорайоне) в нормальном и аварийном режимах

При реализации АЧР предварительно задаются ошибки первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода при принятии решения. Для примера зададим  $\alpha = 0,01$ ,  $\beta = 0,1$  и вычислим уставочные значения a и b по выражению (2.32).

$$a = (1 - 0, 1)/0, 01 = 90; b = 0, 1/(1 - 0, 01) = 0, 101.$$

Предположим, что по результатам имитационного моделирования выявлено, что возможно изменение уставочных значений АЧР от шага к шагу последовательного анализа и определены границы изменений, не приводящие к принятию ошибочных решений. Таким образом, с каждым шагом процедуры последовательного анализа целесообразно обеспечить «сужение» уставочных значений для уменьшения временя принятия решения устройством АЧР с целью повышения его быстродействия.

Выбор адаптивных уставочных значений зависит только от результатов имитационного моделирования режимов энергорайона, а их функциональная зависимость от шага к шагу может носить произвольный (в том числе не асимметричный для верхнего и нижнего уставочного значения) характер.

Расчет отношений правдоподобия при заданных законах распределения (рис. 2.16) и принятых выборочных значениях частоты соответствуют табл. 2.2.

#### Таблица 2.2

Номер	Измеренное	Отношение прав-	Отношение правдоподобия
шага	значение ча-	доподобия для	на текущем шаге
посл-го	стоты энерго-	измеренного	последовательного анализа
анализа	района (Гц)	значения частоты	
1	49,1	$\eta(49,1) = 1,568$	$\prod_{i=1}^{1} \eta(x_{1}) = 1,568$
2	49	$\eta(49) = 2,117$	$\prod_{i=1}^{2} \eta(x_2) = 1,568 \cdot 2,117 = 3,32$
3	48,8	$\eta(48,8) = 3,857$	$\prod_{i=1}^{3} \eta(x_3) = 3,32.3,857 = 12,807$
4	49	$\eta(49) = 2,117$	$\prod_{i=1}^{4} \eta(x_4) = 12,807 \cdot 2,117 = 27,113$
5	48,9	$\eta(48,9) = 2,858$	$\prod_{i=1}^{5} \eta(x_5) = 27,113 \cdot 2,858 = 77,478$
6	48,8	$\eta(48,8) = 3,857$	$\prod_{i=1}^{6} \eta(x_6) = 77,478 \cdot 3,857 = 298,867$

#### Расчет отношений правдоподобия для измеренных значений частоты

На рис. 2.17 проиллюстрирован процесс реализации предложенного алгоритма последовательного анализа в устройствах АЧР с адаптивными уставочными значениями.

Анализ рис. 2.17 показывает, что предлагаемый вариант организации процедуры принятия решения с изменяемыми уставочными значениями при распознавании режима энергорайона требует не шесть, а пять шагов и, соответственно, обладает на 20% большим быстродействием.

Предложенный алгоритм последовательного анализа (рис. 2.17) при реализации АЧР и адаптивными уставочными значениями на основе результатов имитационного моделирования обладает наибольшей степенью адаптации и аналогичен по быстродействию варианту, изложенному в п. 2.5 [51]. При этом рассмотренный алгоритм проще изложенного в п. 2.5 [51], с точки зрения программно-аппаратной реализации, и обладает существенным преимуществом в числе шагов по сравнению с классической процедурой последовательного анализа Вальда [1].



*Рис. 2.17*. Процесс реализации последовательного анализа в устройстве АЧР с адаптивными уставочными значениями

## 2.7. СХЕМНОЕ РЕШЕНИЕ УСТРОЙСТВА АЧР НА ОСНОВЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА И АДАПТИВНЫХ УСТАВОК

Для энергорайонов с объектами распределенной генерации (РГ), особенно в островном режиме, реализация АЧР имеет ряд важных особенностей, связанных с возможными значительными отклонениями показателей качества электроэнергии (ПКЭЭ) от нормируемых значений. Известно [28], что потенциальная точность оценивания частоты гармонического сигнала определяется выражением:

$$(1/\sigma_f^2) = q^2 \cdot \tau^2,$$
 (2.41)

где  $\sigma_f^2$  – дисперсия оценки частоты; q – отношение сигнал/шум (сигнал/помеха);  $\tau$  – эффективная длительность гармонического сигнала.

В условиях отклонения показателей качества электроэнергии (ПКЭЭ) существенно уменьшается параметр q (выражение (2.41)), поэтому резко возрастают (по квадратичной зависимости) ошибки измерения частоты. С другой стороны известно, что в энергорайонах с объектами РГ постоянные инерции  $T_j$  генерирующих установок (ГУ) составляют малые значения (1–2 с), по сравнению с  $T_j$  ГУ крупных электростанций (8–16 с) [40]. Таким образом, при реализации АЧР необходимо обеспечить точную оценку частоты в энергорайоне в коротких интервалах времени при значительных отклонениях ПКЭЭ от нормируемых значений.

Дополнительно отметим, что малые постоянные инерции  $T_j$  ГУ объектов РГ не позволяют реализовать АЧР2, поскольку уставочные значения АЧР2, как правило, составляют 10...60 секунд. Даже при минимальных параметрах срабатывания 10...15 с АЧР2 в энергорайонах с объектами РГ никогда не будет задействоваться.

Применение в АЧР в качестве информационного параметра – скорости снижения частоты, имеет ряд недостатков. В реальной энергосистеме в переходных режимах происходит качание роторов генераторов друг относительно друга. Это обусловлено многими причинами и, в частности, зоной нечувствительности автоматических регуляторов частоты вращения. В островном режиме работы энергорайона с объектами РГ такое явление проявляется наиболее явно в связи с малыми постоянными инерции  $T_j$  и, следовательно, ещё больше может сказаться на неправильных действиях устройств противоаварийной автоматики. При отклонениях показателей качества электроэнергии от нормируемых значений существенно возрастают ошибки измерения скорости изменения частоты в энергорайоне, поэтому использование ее в качестве информационного признака срабатывания АЧР не целесообразно. По этой же причине нецелесообразно использование в качестве информационного признака АЧР скорости изменения напряжения.

При аварийном возмущении, как правило, напряжение проваливается резко, а в условиях дополнительных искажений, связанных с отклонениями ПКЭЭ, оценки амплитуды напряжения основной гармоники будут иметь большие ошибки. Следовательно, при искажениях гармонического сигнала оценка амплитуды напряжения и скорости его изменения не могут выступать в качестве достоверных информационных признаков при реализации АЧР.

В условиях отклонения показателей качества электроэнергии (наличии случайных искажающих факторов), в энергорайонах должны применяться устройства АЧР, в которых реализован алгоритм принятия решений об отключении нагрузки, основанный только на оценках частоты в коротких интервалах времени.

Также ставится под сомнение (нецелесообразно) введение дополнительной очереди АЧР1. Поскольку измерения частоты энергорайона обладают большими погрешностями, то принятие решения в таких условиях на дополнительное отключение электроустановок потребителей может быть неоправданным и привести к значительным ущербам, а для промышленных потребителей – к технологическим нарушениям производственных процессов.

В практике управления режимами энергорайонов с объектами РГ целесообразно введение нескольких очередей АЧР с заданными уставочными значениями по частоте. Причём, каждой очереди соответствует своё нормальное распределение с математическим ожиданием равным уставке очереди по частоте и дисперсией, рассчитанной по результатам имитационного моделирования. Для нормального режима так же характерно гауссово распределение значений частоты с математическим ожиданием 50 Гц. Предполагается, что устройство распознавания режимов имеет многоканальную структуру, соответствующую очередям АЧР и нормальному режиму. В каждом из каналов реализуется независимая процедура принятия решения на основании предложенных алгоритмов последовательного анализа Вальда. Таким образом, при поступлении каждого отсчёта напряжения на вход многоканальной схемы устройства АЧР запускается несколько параллельных вычислений, причём каждый новый отсчёт уточняет предыдущее значение.

Некоторая задержка в принятии решения, в соответствии с алгоритмом последовательного анализа, практически не влияет на быстродействие устройства АЧР при высокой частоте дискретизации сигналов токов и напряжений и в общем случае определяется заданными ошибками первого  $\alpha$  и второго  $\beta$  рода. Как указывалось ранее, при частотах дискретизации, соответствующих стандарту МЭК 61850, эта задержка, как правило, не превышает 1 мс. На рис. 2.18 приведена структурная схема блока последовательного анализа, входящего в состав устройства АЧР энергорайона. Блок последовательного анализа (рис. 2.18) включает: блок памяти; блок синхронизации; каналы обработки 1...*N*; элементы ИЛИ. В состав каналов обработки входят; регистр; умножитель; две схемы сравнения. Количество каналов обработки каждого из блоков (ступеней АЧР) определяется максимальным числом шагов процедуры последовательного анализа Вальда, необходимым при реализации АЧР и полученными по результатам имитационного моделирования. Как правило (исходя из результатов имитационного моделирования), максимальное число шагов для реализации процедуры последовательного анализа Вальда не превышает значения 8–10 шагов.



Рис. 2.18. Вариант структурной схемы блока последовательного анализа для реализации одной ступени устройства АЧР

При имитационном моделировании энергорайона учитываются отклонения показателей качества электроэнергии. Анализ действия АЧР в таких условиях выполняется при рассмотрении с двух сторон.

Во-первых, для каждой схемно-режимной ситуации оценивается влияние ПКЭЭ на ошибки измерения параметров токов и напряжений, и прежде всего, частоты энергорайона. Исходя из точности (ошибок) оценки частоты энергорайона в конкретных схемно-режимных условиях, задаются параметры срабатывания (уставки) для проведения процедуры последовательного анализа Вальда. Формирование параметров срабатывания осуществляется на основе задания ошибок первого  $\alpha$  и  $\beta$  рода, с последующим получением уставок a(k) и b(k) на основе имитационного моделирования.

В блоках последовательного анализа, соответствующих ступеням АЧР, уставочные значения a(k) и b(k) записываются блоках памяти (рис. 2.18). Дополнительно в блоки памяти для конкретной схемнорежимной ситуации с учетом отклонений ПКЭЭ записываются совокупности значений отношения правдоподобия, включающие значения отношения правдоподобия для каждого отдельного возможного значения частоты в энергорайоне.

Во-вторых, электроприёмники промышленных потребителей имеют разную чувствительность к отклонению ПКЭЭ, при этом их вклад в формирование отклонений отдельных ПКЭЭ различен. Поэтому указанные особенности электроприёмников потребителей необходимо учитывать при выборе состава электроприёмников, подлежащих отклонению в узлах нагрузки энергорайона конкретным устройством АЧР, при снижении частоты.

Таким образом, принятие решения о необходимости отключения нагрузки в устройстве АЧР осуществляются только на основе информации о текущих значениях частоты. Другие информационные признаки при существенных отклонениях ПКЭЭ в устройстве АЧР, как указывалось ранее, использовать не целесообразно.

Блок синхронизации (рис. 2.18) обеспечивает управляющими сигналами функционирование каналов обработки. Количество каналов обработки *N* определяется максимальным числом шагов процедуры последовательного анализа Вальда, необходимым при реализации АЧР и полученным по результатам предварительного имитационного моделирования. Причем в каждом из каналов обработка информации ведется параллельно со сдвигом на один информационный отсчет, таким образом принятие решения в каждом из блоков последовательного анализа ступеней АЧР организуется без потери информации. По истечении максимального числа шагов процедуры последовательного анализа Вальда управляющим сигналом с выхода блока синхронизации на вход регистра производится обнуление последнего и обеспечивается готовность канала обработки к проведению следующей процедуры последовательного анализа. По информации о текущих значениях частоты и тактовых сигналов (импульсов), поступающих на входы блока памяти (рис. 2.18), на его выходах формируются значения отношения правдоподобия, соответствующие текущей частоте, и уставочные значения a(k) и b(k) для каждого шага реализации процедуры последовательного анализа. За счет соответствующего взаимного соединения регистра и умножителя канала обработки на выходе последнего формируются групповые произведения отношений правдоподобия, необходимые для выполнения и получаемые на каждом шаге процедуры последовательного анализа Вальда в соответствии с текущими значениями частоты энергорайона.

Групповые произведения подаются на входы первой и второй схем сравнения каналов обработки, на вторые входы которых поступают соответственно уставочные значения a(k) и b(k). Сравнение с уставочными значениями произведений отношения правдоподобия на каждом шаге обеспечивает правильное и адаптивное решение о срабатывания устройства АЧР в условиях больших ошибок измерения текущей частоты энергорайона, вызванных существенными отклонениями ПКЭЭ.

При отклонениях произведения отношения правдоподобия за пределы верхнего и нижнего уставочных значений на выходе соответствующей схемы сравнения формируется управляющий сигнал, который через соответствующую схему ИЛИ поступает на выход блока последовательного анализа. Такой управляющий сигнал определяет необходимость задействования соответствующей ступени АЧР.

# 2.8. АНАЛИЗ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ УСТРОЙСТВА АЧР, РЕАЛИЗУЮЩЕГО ПРОЦЕДУРУ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА, В УСЛОВИЯХ ОТКЛОНЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ ОТ НОРМАТИВНЫХ ЗНАЧЕНИЙ

Ранее отмечалось, что реализация АЧР и соответственно процедуры последовательного анализа зависит от степени искажений сигнала напряжения и соответственно отношения сигнал/помеха (выражение (2.41)). При этом важной характеристикой процедуры последовательного анализа является максимальное число шагов до принятия окончательного решения. В общем случае оно зависит от параметров сигнала и искажений, а также от величины уставок последовательного анализа.

В отсутствии аварийного режима процедура последовательного анализа заканчивается выходом произведения отношений правдоподобия  $\Pi_{i=1}^{k} \eta(x_i)$  за нижнюю уставку b(k). Значение нижней уставки b(k) практически не зависит от допустимой вероятности ложного обнаружения аварийного режима (излишнего срабатывания устройства АЧР), так как ее значение лежит, как правило, в диапазоне  $10^{-3} - 10^{-6}$ и определяется только допустимой вероятностью пропуска аварийного режима ( $P_{np}$ ):

$$P_{\rm np} = (1 - P),$$

где P – вероятность правильного срабатывания АЧР. Поэтому длительность процедуры последовательного анализа при отсутствии аварийного режима зависит только от заданной вероятности P и возрастает с ее увеличением.

В условиях аварийного режима энергорайона процедура последовательного анализа заканчивается выходом произведения отношений правдоподобия  $\prod_{i=1}^{k} \eta(x_i)$  за верхнюю уставку a(k). Значение верхней уставки a(k) определяется вероятностью излишнего срабатывания устройства АЧР, следовательно и длительность последовательного анализа в аварийном режиме зависит именно от этой вероятности.

С точки зрения распознавания аварийного режима, процедура последовательного анализа имеет определенные преимущества по сравнению с алгоритмами распознавания, основанными на фиксированной выборке, по числу требуемых выборочных значений (шагов) [32, 33, 52, 53]. Однако это справедливо только в одноканальном случае реализации устройства распознавания режима.

Для многоканальной схемы устройства АЧР максимальное число шагов до принятия окончательного решения при реализации последовательного анализа формируется для каждой ступени АЧР, так как зависит от степени искажения гармонического сигнала напряжения на разных стадиях развития аварийного процесса. Эффективность многоканальной последовательной процедуры очевидна, однако доказательство оптимальности такого технического решения авторам неизвестно. Поэтому для анализа эффективности многоканальных систем последовательного анализа используют средства имитационного моделирования. При этом возможны два основных варианта структур многоканального последовательного анализа.

Первый – предполагает независимое принятие решения в отдельных каналах, когда при превышении одного из уставочных значений прекращается реализация последующих шагов, характеризуется наличием объединяющих элементов ИЛИ (рис. 2.18) на выходах каналов обработки.

Второй – обеспечивает одновременное принятие решения, когда все значения отношений правдоподобия, соответствующих каналам обработки, выйдут за одно из уставочных значений, характеризуется наличием объединяющих элементов И для схемы рис. 2.18. В последнем случае вероятны множественные пересечения уставочных значений в процессе последовательного анализа.

Для приведенных вариантов структурных схем многоканального последовательного анализа максимальное число шагов до принятия окончательного решения будет, как правило, различным. Причем, для второго варианта реализации многоканальной схемы возможно повышение нижней уставки и сокращение, тем самым, зоны неопределенности гипотезы  $H_{\rm H}$ . Дополнительно повышения значения нижней уставки АЧР достигается увеличением отношения сигнал/помеха (q) путем уменьшения ошибок измерения частоты, например, за счет введения адаптивных методов фильтрации дискретных значений напряжения в процессе цифровой обработки сигналов [28, 54].

В условиях значительных отклонений ПКЭЭ и достижении максимального число шагов до принятия окончательного решения в многоканальной схеме, или, например, высокой вычислительной сложности реализации алгоритма АЧР, для соответствия требованиям к быстродействию необходимо введение процедуры усечения алгоритма последовательного анализа [1, 33].

Таким образом, на функционирования устройства АЧР, реализующего процедуру последовательного анализа, величина отклонений ПКЭЭ от нормативных значений в аварийных режимах энергорайона влияет не только на параметры правильного и излишнего срабатывания, но и на технические характеристики его аппаратурной реализации (такие, как быстродействие, вычислительная сложность, стоимость и др.) [54].

#### 2.9. ВЫВОДЫ ПО ГЛАВЕ 2

1. Обоснована целесообразность применения последовательного критерия отношения вероятностей Вальда при распознавании режимов в распределительных сетях с объектами РГ и микрогенерации.

2. Показаны преимущества применения последовательного анализа в островном режиме работы фрагмента распределительной сети с объектами РГ в условиях снижения частоты, переходных процессов, несинусоидальности токов и напряжений, способствующих большим ошибкам оценки их параметров.

3. Ввиду наличия зоны неопределенности трехпозиционные реле, реализованные на статистических процедурах Вальда, могут приводить к затягиванию процесса принятия решения. Однако, при частотах дискретизации сигналов токов и напряжений, например, соответствующих стандарту МЭК 61850, эта задержка не превышает 1 мс.

4. Для обеспечения гарантированного высокого быстродействия устройств автоматики управления режимами целесообразно введение алгоритмов усечения последовательного анализа при распознавании режимов.

5. Рассмотренный пример реализации устройства АЧР на основе процедуры Вальда продемонстрировал правильное принятие решений в условиях неоднозначных измерений частоты и наличия искажающих факторов.

6. Обоснована целесообразность применения последовательного анализа при реализации устройств релейной защиты и противоаварийной автоматики в режимах, сопровождающихся сложными переходными процессами.

7. Обеспечение постоянства ошибок первого и второго рода на каждом шаге процедуры последовательного анализа Вальда позволило сформировать изменяемые (адаптивные) уставки и исключить необходимость введения принудительного усечения при принятии решения устройством АЧР.

8. Результаты имитационного моделирования и расчетов для примера АЧР показали, что использование модифицированного алгоритма по сравнению с классической процедурой Вальда обеспечивает выигрыш в быстродействии в 2 раза. Такое сокращение времени срабатывания АЧР является крайне важным с учетом специфики энергорайонов с источниками распределенной генерации.

9. Применение методов последовательного анализа Вальда при распознавании режимов работы энергорайона является эффективным средством обеспечения принятия решений устройством АЧР в условиях больших ошибок измерения частоты и отклонений ПКЭЭ от нормативных значений.

10. Повышения быстродействия устройства АЧР, включающего процедуру последовательного анализа можно достигнуть за счет изменяемых уставочных значений, сформированных по результатам имитационного моделирования и позволяющих уменьшить зону неопределенности при распознавании режима энергорайона от шага к шагу.

11. Целесообразна схемная реализация устройства АЧР, в состав которой для каждой ступени входят параллельные каналы обработки и принятия решения. Количество каналов обработки и принятия решения зависит от максимального числа шагов процедуры последовательного анализа и определяется результатами предварительного имитационного моделирования.

12. Величина отклонений ПКЭЭ от нормативных значений в аварийных режимах энергорайона влияет не только на параметры правильного и излишнего срабатывания устройства АЧР, включающего процедуру последовательного анализа, но и на технические характеристики его аппаратурной реализации такие, как быстродействие, вычислительная сложность, стоимость и др.

# ГЛАВА З

# ПРИМЕНЕНИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО КРИТЕРИЯ ВАЛЬДА ПРИ АНАЛИЗЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ЭНЕРГИИ

### 3.1. МОНИТОРИНГ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ЭНЕРГИИ В СОВРЕМЕННЫХ СИСТЕМАХ ЭЛЕКТРОСНАБЖЕНИЯ

#### 3.1.1. Качество электрической энергии в современных системах электроснабжения

Современные системы электроснабжения (СЭС) имеют тенденцию к усложнению за счет интеграции в них различных видов генерирующих установок (ГУ) объектов распределенной генерации (РГ), в том числе на основе возобновляемых источников энергии (ВИЭ), систем накопления электроэнергии и нелинейной нагрузки с элементами силовой электроники (устройства плавного пуска, частотно-регулируемый привод, источники бесперебойного питания и др.). При этом СЭС должны обеспечивать надежное электроснабжение электроприемников потребителей как в установившихся (квазиустановившихся) режимах, так и в переходных процессах [39, 55, 56].

При широком внедрении объектов ВИЭ, имеющих стохастический характер выработки электроэнергии, а также учитывая то, что включение/отключение мощных электроприемников осуществляется в соответствии с текущими потребностями потребителей (например, определяется условиями технологического цикла), в СЭС фиксируется значительное увеличение амплитуды случайных флуктуаций режимных параметров [57]. Кроме того, в СЭС с объектами РГ скорость протекания электромеханических переходных процессов при различных возмущениях (КЗ, значительные набросы/сбросы нагрузки и др.) в островном режиме работы в 2–8 раз выше, что обусловлено малыми значениями механических постоянных инерции ГУ, а также низкой скоростью набора нагрузки ГУ на базе двигателей внутреннего сгорания с турбонаддувом.

Применяемое в современных СЭС электротехническое оборудование с элементами силовой электроники, имеет нелинейные характеристики, что приводит к длительным переходным процессам со значительными отклонениями ПКЭЭ, особенно в островном режиме работы. Это связано с тем, что в режимах с загрузкой указанного оборудования не более 30% (например, при малых величинах загрузки источников бесперебойного питания) коэффициент гармонических искажений по току (THDi) существенно увеличивается, и чем она меньше, тем THDi больше.

Значения THDi и последствия его роста в СЭС при этом будут следующие:

THDi < 0,1 – нормальная обстановка, отсутствие сбоев в работе электротехнического оборудования;</li>

– 0,1 < THDi < 0,5 – значительное загрязнение СЭС гармоническими составляющими с опасностью повышения температуры электротехнического оборудования, что обуславливает необходимость перехода на большие сечения кабельных линий электропередачи, а также применение ГУ объектов РГ и резервных источников электроснабжения большей мощности;

 THDi > 0,5 – большая степень загрязнения СЭС гармоническими составляющими при которой возможны отказы в работе и отключения электротехнического оборудования, вследствие перегрева, что требует установки фильтро-компенсирующих устройств.

Следует отметить, что значительные отклонения ПКЭЭ от нормативных значений фиксируются чувствительными к нарушениям синусоидальности токов и напряжений ответственными электроприемниками промышленных потребителей – современными технологическими линиями, вызывая повышенный износ их элементов и приводя к отключениям устройствами технологическими защитами [43, 58, 59].
В последнее время существенно увеличивается доля потребителей с более высокими требованиями к качеству электрической энергии (КЭЭ) [58]. В состав таких потребителей прежде всего входят промышленные предприятия, использующие большое количество электронных систем управления, а также существенную долю критической к отклонениям КЭЭ зарубежной двигательной и другой нагрузки, функционирование которой ориентировано на иностранные требования к ПКЭЭ [58]. Наибольшие ущербы таким потребителям приносят провалы напряжения [60], представляющие собой кратковременные снижения среднеквадратичного напряжения из-за коротких замыканий, перегрузок и запуска больших двигателей и др. Важность недопущения провалов напряжения возрастет, потому что они оказывают вредоносное воздействие на ряд чувствительных устройств нагрузки, таких как приводы с регулируемой скоростью, оборудование для управления технологическими процессами и средства вычислительной техники. Некоторые виды оборудования отключаются даже тогда, когда среднеквадратичное напряжение падает ниже 90% в течение более одного или двух периодов промышленной частоты [61].

Известно [62], что в США экономические ущербы от перерывов в электроснабжении для всех категорий потребителей составляют около 79 миллиардов долларов ежегодно. На рис. 3.1 а показана структура ущербов, включающая: коммерческий сектор, на который приходится более 72% (или 56,8 миллиардов долларов); промышленный сектор, представленный почти 26 % (20,4 миллиарда долларов); бытовые потребители – менее 2 % (1,5 миллиарда долларов) от общего объема ущербов. Причем, анализ рис. 3.1 б показывает, что на кратковременные провалы напряжения приходится две трети общего годового объема ущербов в США.

В общепринятом понимании оценка эффектов от провалов напряжения характеризуется их величиной и длительностью. Глубина определяется как процент оставшегося напряжения во время провала, а длительность определяется как время между началом и восстановлением уровня напряжения. Следует отметить, что такой подход предполагает, что профиль напряжения при провале имеет прямоугольную форму. Однако указанное условие не соблюдается, особенно в энергорайонах с источниками распределенной генерации [63]. На рис. 3.2 приведен пример глубокого провала напряжения.



*Рис. 3.1.* Структура ущербов в США в разных секторах экономики (а) и при различной длительности перерывов в электроснабжении потребителей (б)



*Рис. 3.2.* Пример глубокого провала напряжения

Таким образом, в случае непрямоугольной формы провала напряжения эффект его воздействия на критическую нагрузку может быть, как недооценен, так и переоценен [64]. Дополнительно необходимо учитывать, что в различных режимных условиях характер отклонения провала напряжения от прямоугольной формы может быть различным. То есть применение традиционного метода оценки параметров снижения напряжения имеет ограничения, поскольку допустимость глубины и длительность провала не могут быть измерены точно, а, следовательно, эффекты влияния такого провала на оборудование потребителей электрической энергии могут учитываться неправильно.

Указанные обстоятельства обуславливают необходимость организации систем мониторинга ПКЭЭ в СЭС, которые позволяют:

 определять в режиме реального времени текущие условия функционирования СЭС;

– осуществлять непрерывную автоматизированную регистрацию и диагностику отклонений ПКЭЭ от нормативных значений;

– выявлять участки (зоны) усиленного контроля за отклонениями ПКЭЭ, которые могут привести к существенным ущербам у потребителей;

 идентифицировать источники искажений ПКЭЭ и оперативно реализовывать организационно-технические мероприятия по приведению ПКЭЭ к нормативным значениям;

 производить балансирование нагрузки для компенсации гармонических составляющих, сформированных электротехническим оборудованием с элементами силовой электроники [65, 66].

Внедрение систем мониторинга ПКЭЭ соответствует положениям концепции интеллектуализации современных СЭС, существенно расширяя возможности по управлению электрическими режимами и КЭЭ, что способствует повышению надежности электроснабжения потребителей [67].

#### 3.1.2. Принципы организации мониторинга показателей качества электроэнергии в системах электроснабжения

В современных системах электроснабжения для отслеживания изменений качества электроэнергии применяют специальные средства мониторинга [67, 71], предполагающие два основных подхода. Первый – основывается на централизованной обработке данных, обычно требует большую пропускную способность каналов связи и большую вычислительную мощность центрального вычислительного устройства. Важно отметить, что при таком подходе в качестве источников информации для расчета показателей качества электроэнергии могут выступать различные интеллектуальные электронные устройства (ИЭУ) [68]. Второй – предполагает децентрализованный подход, требующий наличия в приборах контроля качества электроэнергии мощных наборов микросхем: цифровых сигнальных процессоров (DSP), программируемых логических интегральных схем (ПЛИС, FPGA) или ASIC (интегральная схема специального назначения), а также низкоскоростной системы коммуникаций [69]. Очевидно, что как для первой, так и для второй стратегии требуются алгоритмы цифровой обработки сигналов (ЦОС) с низкой степенью вычислительной сложности для того, чтобы обеспечить недорогие решения для реализации оборудования для мониторинга показателей качества электроэнергии, также очевидна целесообразность комбинирования указанных двух подходов [70].

Системы мониторинга качества электроэнергии (СМКЭЭ) реализуются для решения следующих основных задач [71]:

– непрерывный автоматизированный сбор и обработка данных, анализ и формирование отчетности по нарушениям КЭЭ;

 – создание статистической базы данных КЭЭ (для информационной поддержки функционирования системы управления КЭЭ и включения требований к КЭЭ в договоры услуг по передаче и договоры купли/продажи ЭЭ);

 поддержка процедуры подключения новых потребителей к сети в части соблюдения ими требований к КЭЭ;

– выявление (локализация) источников искажений (искажающих потребителей), оказывающих негативное влияние на КЭЭ в прилегающей электрической сети, с последующим выставлением требований (претензий) к таким потребителям по ослаблению негативного влияния на КЭЭ путем изменения режима/схемы внутреннего электропотребления;

 – формирование информационного обеспечения для построения системы автоматического (автоматизированного) управления КЭЭ посредством использования оборудования по улучшению КЭЭ;

 поддержание в актуальном состоянии состава и значений нормируемых ПКЭЭ (периодический пересмотр нормативных требований к КЭЭ на базе накопленного опыта наблюдений и современных ожиданий населения по отношению к качеству жизни и промышленности – к эф-фективности и качеству технологических процессов производства).

Для реализации современных СМКЭЭ требуется использование больших объемов различных данных, а в качестве источников информации могут выступать не только приборы контроля КЭЭ, но и другие интеллектуальные электронные устройства (ИЭУ), такие как устройства синхронизированных векторных измерений (УСВИ), терминалы цифровой релейной защиты и автоматики (ЦРЗА), цифровые регистраторы аварийных событий (РАС), устройства сопряжения с объектом (УСО) цифровых подстанций и др. [72, 73].

СМКЭЭ основываются на процессе сбора данных о напряжении и токе (рис. 3.3), передаче их в систему хранения, последующем анализе и интерпретация данных в полезную в требуемые критерии принятия решения.



Рис. 3.3. Процесс мониторинга показателей качества электроэнергии

Процесс анализа данных традиционно выполнялся вручную, но последние достижения в области ЦОС и интеллектуальных методов принятия решения позволили разработать и внедрить системы для автоматического анализа и интерпретации данных с минимальным вмешательством человека. Собранная информация, переданная в центр управления, может использоваться для реализации различных задач таких, как оценка текущего состояния качества электроэнергии системы электроснабжения, поиск мест и причин отклонений качества электроэнергии от нормативных значений, планирования мероприятий по повышению качества электроэнергии [74].

С технологической точки зрения, система электроснабжения характеризуется не только такими количественными характеристиками [75], как обеспечение потребителей требуемой мощностью и заданными объемами электроэнергии, но не менее важной является и качественная сторона, представленная совокупностью ПКЭЭ или обобщенным (групповым) показателем и его дисперсией. Следует отметить, что первые два центральных момента статистического распределения показателя (среднее и дисперсия) в полной мере характеризуют как измеримые (количественные) признаки качества, так и неизмеримые – качественные (альтернативные).

Пусть  $\zeta$  – обобщенный ПКЭЭ, включающий информацию об отклонениях отдельных ПКЭЭ. Каждое значение  $\zeta_i$  для *i*-го мгновенного значения показателя  $\zeta$  является следствием возмущений, вносимых одним или несколькими потребителями, а также внешними воздействиями и повреждениями в электрической сети. Среднее значение  $\zeta$  и дисперсия  $\sigma_{\zeta}^2$  обобщенного показателя  $\zeta$  качества выборки из N мгновенных значений (контрольной выборки), также являются следствием влияния потребителей и внешних воздействующих факторов.

По аналогии с производственными технологическими процессами [76], процесс электроснабжения потребителей ЭЭ является абсолютно управляемым, если выполняются три условия:

– процесс исследован, причем все воздействующие факторы и возмущения выявлены (идентифицированы), минимизированы по крайней мере до такой степени, что отсутствуют один, два или максимум три внешних воздействующих фактора, вносящих преобладающий вклад в сумму дисперсий отдельных ПКЭЭ. С математической точки зрения, такая ситуация соответствует выполнению условий Центральной предельной теоремы [77] на технологическом уровне, когда вклад в общую дисперсию обобщенного ПКЭЭ каждого потребителя и каждого воздействующего фактора оценен с помощью имитационной модели системы электроснабжения или экспериментально;

– технологический процесс системы электроснабжения является регулируемым и организован так, что имеется обратная связь, позволяющая привести значения отдельных ПКЭЭ в нормативные границы. Во всех точках присоединений организован непрерывный мониторинг и контроль ПКЭЭ. Допускается проведение выборочного контроля в точках присоединения при условии «жесткости» плана его проведения;

– процесс электроснабжения как объект регулирования устойчив, размах отклонений ПКЭЭ  $\Delta \zeta$  для любой совокупности выборочных значений не превышает заданного нормативными документами диапазона с учетом доверительных интервалов (рисков, ошибок первого и второго рода).

При абсолютно управляемом процессе электроснабжения, кода выполняются все три условия, вводить обязательный контроль ПКЭЭ, в том числе и выборочный, нет необходимости [78, 79]. Целесообразен периодический контроль, при котором его можно реализовать в определенные интервалы времени, по требованию потребителей или надзорных органов.

Введение выборочного контроля рекомендуется, если не выполняется любое из двух последних условий или оба вместе. Сплошной (непрерывный) контроль необходим при невыполнении всех трех условий. Если же не выполняется первое условие, то выборочный контроль рекомендуется только по альтернативному признаку [80], поскольку все стандартные системы выборочного контроля разработаны исключительно для нормально распределенных количественных признаков качества [81].

#### 3.2. АНАЛИЗ КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ЭНЕРГИИ ПРИ ВЫБОРОЧНОМ КОНТРОЛЕ НЕСКОЛЬКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Введенная в России нормативно-техническими документами (НТД) система контроля ПКЭЭ определяет лишь состав и допустимые диапазоны отклонений отдельных показателей [82]. На практике имеет место комплексное (интегрированное) воздействие ПКЭЭ на электроустановки (электроприемники) потребителей. При этом искажения токов и напряжений, в результате совокупности отклонений ПКЭЭ, находящихся на границе области допустимых значений, могут вызвать серьезные негативные последствия у потребителей.

При проведении анализа качества электрической энергии необходимо решить следующие задачи:

1) сформировать обобщенный ПКЭЭ, с помощью которого возможна оценка комплексного воздействия совокупности отклонений ПКЭЭ на функционирование электроприемников конкретного потребителя;

2) определить диапазоны допустимых отклонений обобщенного ПКЭЭ, в пределах которых у конкретных потребителей не возникает ущербов. Данная задача может быть решена с использованием данных имитационного моделирования для различных схемно-режимных ситуаций и условий функционирования рассматриваемого потребителя, в том числе в основных ремонтных схемах сетей внешнего электроснабжения;

3) разработать процедуру выборочного контроля ПКЭЭ на основе обобщенного ПКЭЭ для последующего принятия решений по реализа-

ции организационно-технических мероприятий с целью введения обобщенного ПКЭЭ в допустимый диапазон.

## 3.2.1. О переходе к обобщенному (комплексному) показателю качества электрической энергии

Под качеством электрической энергии принято понимать степень соответствия параметров электрической энергии их установленным значениям [83].

Однако, по мнению авторов, это определение характеризует в основном техническую сторону проблемы соблюдения КЭЭ в электрической сети. Конкретизируя представление согласно концепции *TQM* (*Total Quality Management*) [84], под КЭЭ следует понимать совокупность свойств ЭЭ в заданной точке присоединения, позволяющих в максимальной степени удовлетворять необходимые потребности присоединенных потребителей ЭЭ при обеспечении минимального ущерба для оборудования, персонала, а также окружающей среды. Исходя из этого определения, важно учитывать не только технические, но и экологические, социальные и другие последствия (соответствующие ущербы) от использования ЭЭ низкого качества. С другой стороны, особую роль играет место оценки (измерения) ПКЭЭ, так как точка присоединения определяет специфические особенности подключенных потребителей, электросетевого (генерирующего) оборудования, окружающей среды и др., а также величину возможных ущербов.

В нормативных документах по КЭЭ [82] определены лишь отдельные единичные показатели КЭЭ. Однако, подобно тому, как физические величины подразделяются на основные и производные, целесообразно ввести деление ПКЭЭ на единичные и комплексные. Соответственно единичные показатели характеризуют лишь одно из свойств, определяющих КЭЭ, а комплексные – сразу несколько. Комплексные ПКЭЭ могут быть связаны с единичными через функциональные зависимости, или взвешенную комбинацию параметров и имеют определенные свойства по выявлению ущербов потребителям.

Формирование функциональных зависимостей ПКЭЭ для определенной системы промышленного (непромышленного) электроснабжения представляет достаточно сложную задачу. Такие зависимости не универсальны, поэтому расчет комплексных показателей, как правило [85], осуществляют по принципу среднего взвешенного. При этом экспертными методами (или по результатам имитационного моделирования) реализуется выбор коэффициентов усреднения, сам же комплексный показатель представляет собой объективную характеристику КЭЭ.

Выбор коэффициентов усреднения для конкретной системы электроснабжения выполняется с учетом того, что одни ПКЭЭ являются более важными по отношению к другим, в точки зрения ущербов потребителям.

При реализации анализа и контроля качества продукции [86] наибольшее распространение получили методы формирования комплексных показателей  $\zeta$  с применением следующих статистических взвешенных оценок:

- среднеарифметической:

$$\xi_{1} = \left(\sum_{i=1}^{n} k_{i} \cdot \xi_{i}\right) / \left(\sum_{i=1}^{n} k_{i}\right), \tag{3.1}$$

где  $k_i - i$ -й весовой коэффициент;  $\xi_i - i$ -й ПКЭЭ; i – параметр усреднения, n – количество анализируемых ПКЭЭ, учитываемых в комплексном показателе;

- среднеквадратической:

$$\xi_{2} = \left(\sum_{i=1}^{n} k_{i} \cdot \xi_{i}^{2}\right) / \left(\sum_{i=1}^{n} k_{i}\right);$$
(3.2)

- среднегеометрической:

$$\xi_{3} = \left(\prod_{i=1}^{n} \xi_{i}^{ki}\right) / \left(\sum_{i=1}^{n} k_{i}\right).$$
(3.3)

С целью упрощения анализа качества и обеспечения одинаковых условий оценки сумму весовых показателей, как правило, принимают за единицу:

$$\sum_{i=1}^{n} k_i = 1.$$
 (3.4)

При этом выражения (3.1) – (3.3) принимают вид

$$\xi_{1} = \sum_{i=1}^{n} k_{i} \cdot \xi_{i}; \quad \xi_{2} = \sum_{i=1}^{n} k_{i} \cdot \xi_{i}^{2}; \quad \xi_{3} = \prod_{i=1}^{n} \xi_{i}^{ki}. \tag{3.5}$$

Отметим, что введение комплексных показателей свойственно не только анализу КЭЭ. Например, надежность электротехнического оборудования является комплексным показателем, а при ее оценке используют также взвешенную оценку, в частности, среднегеометрическую:

$$\xi_{\text{надеж.}} = \prod_{i=1}^{n} \xi_{i}^{ki}, \qquad (3.6)$$

где  $\xi_1$  – показатель (коэффициент) безотказности;  $\xi_2$  – долговечности;  $\xi_3$  – ремонтопригодности и др.

Важно, что при формировании весовых коэффициентов  $k_i$  комплексных ПКЭЭ необходимо учитывать согласованность мнений экспертов, определяемую коэффициентом конкордации, а также их количественный и качественный состав [52]. Различают также индивидуальное и коллективное мнение экспертов, последнее считают более точным, а главное, согласованным. В качестве экспертов целесообразно привлекать специалистов электросетевых предприятий, а также потребителей ЭЭ. Причем, при опросе экспертов необходимо учитывать вклад отдельных потребителей в возможные отклонения ПКЭЭ, особенности их электроприемников, не только с точки зрения влияния на КЭЭ, но и возможных ущербов при отклонении тех или иных ПКЭЭ от нормативных значений [87]. На основе экспертных оценок, как правило, заполняются соответствующие опросные таблицы, из которых может производится расчет требуемых значения весов  $k_i$  по различным алгоритмам с учетом балльных оценок.

Формирования весовых коэффициентов  $k_i$  аналитическими методами возможно, если характеристика процесса отклонений ПКЭЭ описывается аналитической функцией, полученной в результате теоретических выкладок, имитационного моделирования системы электроснабжения или экспериментальных данных. Математическим приемом при получении весовых коэффициентов является использование полного дифференциала аналитической функции. Однако, на практике аналитические методы используются достаточно редко.

## 3.2.2. Методы проведения выборочного контроля показателей качества электрической энергии

Отклонения ПКЭЭ в точке присоединения подразделяются на продолжительные изменения и случайные события. Последние, как правило, не оказывают существенного влияния на функционирование электроприемников потребителей, ввиду их кратковременности, и не требуют реализации организационно-технических мероприятий с целью введения ПКЭЭ в допустимый диапазон [82].

Для оценки параметров токов и напряжений в различных цифровых устройствах, включая приборы контроля ПКЭЭ, выделяются короткие временные интервалы (скользящее окно данных), составляющие, например, один период промышленной частоты [63, 88]. Требуемой точности оценки при определении параметров искажающих гармонических составляющих на таких коротких временных интервалах не удается достичь. Вследствие чего результаты вычислений некоторых ПКЭЭ будут не точными и не адекватными фактической ситуации с искажениями токов и напряжений в СЭС [54].

Установление соответствия ПКЭЭ требованиям НТД (ГОСТ, технических условий на электроприемники потребителей и др.) должно осуществляться при контроле в процессе мониторинга ПКЭЭ. В зависимости от особенностей СЭС, а также финансовых возможностей потребителей и электросетевых компаний может быть организован как непрерывный, так и выборочный контроль ПКЭЭ. При непрерывном контроле измерения и вычисления всех ПКЭЭ осуществляются в каждый момент времени во всех точках присоединения потребителей к сетям внешнего электроснабжения. С учетом экономической целесообразности такая форма контроля в большинстве случаев является неприемлемой. При выборочном контроле оцениваются ПКЭЭ на отдельных интервалах времени, в заранее определенных точках контроля, с расчетом только тех ПКЭЭ, которые являются критичными для конкретного потребителя, с учетом его технологических особенностей.

Выборочный анализ и контроль ПКЭЭ, основан на применении методов математической статистики для определения их соответствия установленным требованиям. Отметим, что в отличие от производства промышленной продукции [89, 90] статистический анализ и контроль (далее контроль) ПКЭЭ в системах электроснабжения может применяться не только для определения соответствия на установленных интервалах условиям договорных обязательств по поставке ЭЭ, но и для реализации функций управления оборудованием для приведения ПКЭЭ в нормативные границы. Статистический анализ и контроль ПКЭЭ может осуществляться по количественному или качественному (альтернативному) признакам, и может быть одноступенчатым, двухступенчатым, многоступенчатым и последовательным [91].

В ходе одноступенчатого контроля решение об анализируемых ПКЭЭ на заданном временном интервале формируется только на основании одной совокупной выборки этих ПКЭЭ на заданном временном интервале.

При двухступенчатом контроле решение о соответствии ПКЭЭ нормативным требованиям принимается по результатам проверки не более двух совокупных выборок, причем отбор второй выборки зависит от результатов контроля первой. В этом случае число выявленных отклонений ПКЭЭ в первой выборке является недостаточным для принятия решения, и оно принимается по сумме результатов обеих проверок. Выигрыш в организации двухступенчатого контроля состоит в том, что в среднем требуется меньше выборочных значений (на 20–30%) для проверки, чем при одноступенчатом контроле, но для его реализации необходимы более сложные алгоритмы.

Многоступенчатый и последовательный контроль использует ряд последовательных выборок, причем при многоступенчатом контроле максимальное число выборок ограничено, а при последовательном – такие ограничения отсутствуют. В обоих случаях обработка последующей выборки зависит от результатов проверки предыдущей.

В ходе последовательного контроля требуется минимальное число временных выборочных отсчетов ПКЭЭ для принятия решения о нахождении в пределах допустимых значений. Поэтому контроль ПКЭЭ с применением процедуры последовательного анализа является целесообразным, особенно когда необходимо высокое быстродействие СМКЭЭ.

Правила организации статистического приемочного контроля по альтернативному и количественному признакам для разных условий проведения испытаний содержатся в ГОСТах [92–95] и национальных стандартах.

Выборочный контроль ПКЭЭ целесообразно организовать с использованием специальных выборочных процедур математической статистики [91]. В процессе наблюдения на ограниченном (коротком) интервале времени будет формироваться вывод о соблюдении требований НТД к ПКЭЭ на временном периоде до следующего выборочного контроля.

Предпочтительна организация контроля ПКЭЭ по количественному признаку [89]. При таком контроле в точках присоединения электроприемников потребителей по совокупности рассчитанных ПКЭЭ можно установить справедливость альтернативных гипотез о соответствии или несоответствии ПКЭЭ требованиям НТД [82].

Примем, что качество электрической энергии характеризуется k независимыми показателями. Тогда результат контроля ПКЭЭ определяется k-мерным вектором-столбцом  $x = (x_1, x_2, ..., x_j, ..., x_k)^T$ , в котором каждая компонента  $x_j$  является бинарной и имеет значение 1 в условиях недопустимого отклонения ПКЭЭ по *j*-ому показателю, и 0 – в условиях допустимых отклонений. Задача состоит в оценке качества электрической энергии по результатам выборочного контроля.

Далее проведен анализ методов последовательного выборочного контроля качества электрической энергии по числу выявленных отклонений отдельных показателей.

## 3.2.3. Методы последовательного выборочного контроля качества электрической энергии на основе процедуры Вальда

Выборочный контроль качества электрической энергии произведем на интервале, включающем N отсчетов сигналов токов (напряжений). Обозначим через  $m_j$  ( $0 \le m_j \le N, j = 1, 2, ..., k$ ) число отклонений по j – ому ПКЭЭ и зададим случайный k – мерный вектор  $m = (m_1, ..., m_j, ..., m_k)$ . Пусть компонента  $m_j$  распределена по биномиальному закону с параметрами n и  $q_j$ , где  $q_j$  – вероятность возникновения отклонения показателя  $m_j$  от допустимого значения. При условии независимости отдельных ПКЭЭ закон распределения вектора m принимает вид

$$P_n(m) = \prod_{j=1}^k C_n^{mj} \cdot q_j^{mj} \cdot (1 - q_j)^{n - mj}.$$
(3.7)

Оценку вероятностей  $q_j$  для конкретной СЭС можно получить по результатам имитационного моделирования или мониторинга ПКЭЭ в различных схемно-режимных условиях функционирования СЭС на длительном временном интервале.

Введем обобщенный (комплексный) ПКЭЭ в виде

$$\xi = \sum_{j=1}^{k} c_j \cdot m_j, \qquad (3.8)$$

где  $c = (c_1, ..., c_j, ..., c_k)^T$  – вектор-столбец весовых коэффициентов, определяющий соотношения ущербов от нарушений качества электрической энергии при отклонении отдельных показателей.

В ряде работ [например, 85] предлагается группировать контролируемые показатели при выборе весовых коэффициентов  $c_j$  (j = 1, 2, ..., k), исходя из величины ущерба, связанного с отклонением отдельных показателей (группы), с присвоением веса  $c_j$ . Группировка показателей может быть осуществлена с применением метода экспертных оценок.

Поскольку в выражении (3.8) каждая компонента вектора *m* распределена по биномиальному закону с независящей от *n* вероятностью, то случайная переменная  $\xi$ , как линейная комбинация асимптотически нормальных величин  $m_j$  (j = 1, 2, ..., k), также имеет асимптотически нормальное распределение с математическим ожиданием  $m_{\xi}$  и дисперсией  $\sigma_{\xi}^2$ 

$$m_{\xi} = n \cdot \sum_{j=1}^{k} c_{j} \cdot q_{j}; \, \sigma_{\xi}^{2} = n \cdot \sum_{j=1}^{k} c_{j} \cdot q_{j} (1 - q_{j}).$$
(3.9)

Степень приближения распределения  $\xi$  к нормальному закону во многом зависит от вектора *с* и численных значений вероятностей  $q_i$ .

Выполним проверку гипотезы, что среднее значение нормально распределенной величины показателя КЭЭ с известной дисперсией не превышает заданной величины.

Предположим, что  $\xi$  – случайная величина ПКЭЭ с изменяющимся во времени средним значением  $m_{\xi}$  и известной дисперсией  $\sigma_{\xi}^2$ , определяемых текущим режимом работы СЭС и точностными характеристиками производимых измерений токов и напряжений методами цифровой обработки сигналов.

Относительно выбранного обобщенного ПКЭЭ  $\zeta$  решается следующая статистическая задача: проверяется гипотеза о том, что  $m_{\zeta}$  меньше или равно заданному уставочному значению  $m_{\zeta_{VCT}}$ .

Пусть имеется совокупность N последовательных мгновенных выборочных значений одного из ПКЭЭ на анализируемом интервале времени. Принимается, что соотношение между анализируемым интервалом времени относительно интервала дискретизации при цифровой обработке сигналов токов и напряжений является очень большим. Фиксация отклонений совокупности ПКЭЭ от нормативных значений осуществляется по оценке математического ожидания  $m_{\zeta}$  случайной величины  $\zeta$  [81]. В каждый момент времени значения случайной величины  $\zeta$  в общем случае могут отличаться друг от друга, но дисперсия отклонений  $\sigma_{\zeta}^2$  является известной величиной, а математическое ожидание (среднее значение)  $m_{\zeta}$  на анализируемом временном интервале неизвестно.

Для иллюстрации логики принятия решения по обобщенному ПКЭЭ условимся, что предпочтительно иметь меньшее значение  $m_{\xi}$  (например, меньшее значение величины отклонения от нормативного значения). Зададим уставочное значение  $m_{\xi yer}$  такое, что при  $m_{\xi} < m_{\xi yer}$  отклонения обобщенного ПКЭЭ будут считаться допустимыми, а при  $m_{\xi} > m_{\xi yer}$  будет приниматься решение о несоответствии обобщенного ПКЭЭ нормативному значению. При  $m_{\xi} = m_{\xi yer}$  будет иметь место неопределенность в процессе принятия решения о соответствии ПКЭЭ требованиям НТД. Далее, если  $m_{\xi}$  увеличивается (уменьшается) в ходе проведения последовательного выборочного контроля, то соответственно уменьшается (увеличивается) степень уверенности в качестве электрической энергии для анализируемого режима СЭС.

При проведении последовательного выборочного контроля устанавливаются такие значения  $m_{\xi 0}$  и  $m_{\xi 1}$  ( $m_{\xi 0} < m_{\xi ycr}$  и  $m_{\xi 1} > m_{\xi ycr}$ ), при которых решение о соответствии обобщенного ПКЭЭ нормативному значению рассматривается с учетом рисков (ущербов). Если  $m_{\xi} \leq m_{\xi 0}$ , то ошибочному решению о несоответствии качества электрической энергии характерен, так называемый, «риск поставщика» (электросетевой компании), а принятие решения о соответствии качества электрической энергии, если  $m_{\xi} > m_{\xi 1}$  характерно «риску потребителя» [96, 97]. Таким образом, область соответствия обобщенного ПКЭЭ нормативному значению определяется совокупностью величин  $m_{\xi}$ , для которых  $m_{\xi} \leq m_{\xi 0}$ , а область несоответствия – совокупностью величин  $m_{\xi}$ , для которых  $m_{\xi} \geq m_{\xi 1}$ . Область, для которой  $m_{\xi} \in [m_{\xi 0}; m_{\xi 1}]$ , является областью неопределенности.

Риски, свойственные выбору  $m_{\zeta 0}$  и  $m_{\zeta 1}$  соответствуют величинам  $\alpha$  и  $\beta$  и характеризуются вероятностями неправильных решений. Применение последовательного критерия отношения вероятностей при реализации процедуры принятия решения приводит к следующим соотношениям.

Пусть  $\xi_1, \xi_2, ...$  последовательность мгновенных значений наблюдаемой величины  $\xi$ , характеризующей качество электрической энергии. Плотность вероятности выборки  $\xi_1, \xi_2, ..., \xi_m$ , если  $m_{\xi} = m_{\xi 0}$  соответствует выражению:

$$p_0(m) = (2\pi\sigma^2)^{-m/2} \cdot exp\{-\sum_{i=1}^m (\xi_i - m_{\xi_0})^2 / (2\sigma^2)\},$$
(3.10)

и, если  $m_{\xi} = m_{\xi 1}$ , то выражению:

$$p_1(m) = (2\pi\sigma^2)^{-m/2} \cdot exp\{-\sum_{i=1}^m (\xi_i - m_{\xi_1})^2 / (2\sigma^2)\},$$
(3.11)

В ходе процедуры последовательного анализа на каждом шаге вычисляется отношение правдоподобия, определяемое равенством:

$$\eta(m) = p_1(m) / p_0(m). \tag{3.12}$$

Пошаговые вычисления реализуются до тех пор, пока соблюдаются условия

$$B < \eta(m) = \exp\{-\sum_{i=1}^{m} (\xi_i - m_{\xi_1})^2 / (2\sigma^2)\} / \exp\{-\sum_{i=1}^{m} (\xi_i - m_{\xi_0})^2 / (2\sigma^2)\} < A.$$
(3.13)

Процедура последовательного анализа заканчивается принятием решения об отклонении обобщенного ПКЭЭ от нормируемого значения, если

$$\eta(m) = \exp\{-\sum_{i=1}^{m} (\xi_i - m_{\xi_1})^2 / (2\sigma^2)\} / \exp\{-\sum_{i=1}^{m} (\xi_i - m_{\xi_0})^2 / (2\sigma^2)\} \ge A, \quad (3.14)$$

о принадлежности значения обобщенного ПКЭЭ допустимому диапазону отклонений, если

$$\eta(m) = \exp\{-\sum_{i=1}^{m} (\xi_i - m_{\xi_1})^2 / (2\sigma^2)\} / \exp\{-\sum_{i=1}^{m} (\xi_i - m_{\xi_0})^2 / (2\sigma^2)\} \le B.$$
(3.15)

Уставочные значения А и В определяются выражениями

$$A = (1 - \beta) / \alpha; B = \beta / (1 - \alpha).$$
(3.16)

Логарифмируя и преобразуя выражения (3.13) – (3.15), получим

$$\ln[\beta/(1-\alpha)] < [(m_{\xi_1} - m_{\xi_0})/\sigma^2] \cdot \sum_{i=1}^m \xi_i + m \cdot (m_{\xi_0}^2 - m_{\xi_1}^2)/(2\sigma^2) < \ln[(1-\beta)/\alpha], \quad (3.17)$$

$$[(m_{\xi_1} - m_{\xi_0}) / \sigma^2] \cdot \sum_{i=1}^m \xi_i + m \cdot (m_{\xi_0}^2 - m_{\xi_1}^2) / (2\sigma^2) \le \ln[\beta / (1 - \alpha)], \quad (3.18)$$

$$[(m_{\xi_1} - m_{\xi_0}) / \sigma^2] \cdot \sum_{i=1}^m \xi_i + m \cdot (m_{\xi_0}^2 - m_{\xi_1}^2) / (2\sigma^2) \ge \ln[(1 - \beta) / \alpha].$$
(3.19)

Добавляя в обе части неравенств слагаемое –  $m \cdot (m_{\xi 0}^2 - m_{\xi 1}^2)/(2\sigma^2)$  и разделив на  $(m_{\xi 1} - m_{\xi 0})/\sigma^2$ , приходим к соотношениям

$$[(\sigma^{2} / (m_{\xi_{1}} - m_{\xi_{0}})] \cdot ln[\beta / (1 - \alpha)] + m \cdot (m_{\xi_{0}} + m_{\xi_{1}}) / 2 < \sum_{i=1}^{m} \xi_{i} < [(\sigma^{2} / (m_{\xi_{1}} - m_{\xi_{0}})] \cdot ln[(1 - \beta) / \alpha] + m \cdot (m_{\xi_{0}} + m_{\xi_{1}}) / 2,$$
(3.20)

$$\sum_{i=1}^{m} \xi_{i} < [(\sigma^{2} / (m_{\xi_{1}} - m_{\xi_{0}}) \ln[\beta / (1 - \alpha)] + m \cdot (m_{\xi_{0}} + m_{\xi_{1}}) / 2, \qquad (3.21)$$

$$\sum_{i=1}^{m} \xi_{i} < [(\sigma^{2} / (m_{\xi_{1}} - m_{\xi_{0}}) \ln[(1 - \beta) / \alpha] + m \cdot (m_{\xi_{0}} + m_{\xi_{1}}) / 2.$$
(3.22)

Неравенства (3.20) – (3.22) позволяют реализовать контроль обобщенного ПКЭЭ с помощью «приемочных» чисел. Для каждого шага *m* процедуры последовательного анализа рассчитывается «приемочное» число по выражению

$$a(m) = \left[ \left( \sigma^2 / (m_{\xi 1} - m_{\xi 0}) \right) \cdot ln[\beta / (1 - \alpha)] + m \cdot (m_{\xi 0} + m_{\xi 1}) / 2 \right]$$
(3.23)

и «браковочное» число по выражению

$$b(m) = [(\sigma^2 / (m_{\xi 1} - m_{\xi 0})] \cdot ln[(1 - \beta)/\alpha] + m \cdot (m_{\xi 0} + m_{\xi 1})/2.$$
(3.24)

Числа (зависимости a(m), b(m)) вычисляются заблаговременно и используются в качестве уставочных значений. Процедура последовательного анализа выполняется пока соблюдаются неравенства

$$a(m) < \sum_{i=1}^{m} \xi_i < b(m).$$
 (3.25)

Когда сумма  $\sum_{i=1}^{m} \xi_i$  выходит за пределы интервала [a(m), b(m)] принимается решение относительно допустимости или недопустимости отклонения обобщенного ПКЭЭ.

Приведем пример организации выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ в СЭС, с учетом весовых коэффициентов для отдельных показателей.

#### Пример:

Примем, что с учетом весовых коэффициентов отдельных показателей обобщенного ПКЭЭ, математические ожидания  $m_{\zeta 0}$  и  $m_{\zeta 1}$  обобщенного ПКЭЭ  $\zeta$  принимают значения  $m_{\zeta 0} = 130$ ,  $m_{\zeta 1} = 155$ . Значение дисперсии  $\zeta$  при нормальном законе распределения равно  $\sigma^2 = 225$ . Зададим значения  $\alpha = 0,01$ , а  $\beta = 0,03$ . При этом значения приемочного и браковочного чисел определим по выражениям:

$$\begin{aligned} a(m) &= [225/(155-130)] \cdot ln[0,03/(1-0,01)] + m \cdot (130+155)/2 = 142,5 \cdot m - 87,5; \\ b(m) &= [225/(155-130)] \cdot ln[(1-0,03)/0,01] + m \cdot (130+155)/2 = \\ &= 142,5 \cdot m + 114,37. \end{aligned}$$

Пусть имеются последовательные выборочные временные отсчеты переменной  $\xi$ , значения которой приведены в табл. 3.1. В табл. 3.1 также включены изменяющиеся от шага к шагу процедуры последовательного

анализа переменные величины  $\sum_{i=1}^{m} \xi_i$ , a(m) и b(m).

#### Таблица 3.1

Значения переменных, используемых в процедуре последовательного принятия решения относительно отклонений обобщенного ПКЭЭ

m	1	2	3	4	5	6	7	8	9
ξ	149	151	154	155	148	160	156	154	150
$\sum_{i=1}^{m} \xi_i$	149	300	454	609	757	917	1123	1287	1437
a(m)	55	197,5	340	482,5	625	767,5	910	1052,5	1195
<i>b(m)</i>	256,9	399,4	541,9	684,4	826,9	969,4	1111,9	1254,4	1396,9

На рис. 3.4 проиллюстрирован процесс последовательного принятия решения при анализе обобщенного ПКЭЭ.

На графике, представленном на рис. 3.4, откладываются точки  $(m, \sum_{i=1}^{m} \xi_i)$ , характеризующие процесс принятия решения. Коэффициент *s*, определяющий угол наклона уставочных границ a(m) и b(m), соответствует выражению:

$$s = (m_{\xi 0} + m_{\xi 1})/2. \tag{3.26}$$



*Рис.* 3.4. Процесс последовательного принятия решения относительно отклонений обобщенного ПКЭЭ по критерию Вальда

Уставочные границы смещены друг относительно друга на величину:

$$[(\sigma^{2}/(m_{\xi 1} - m_{\xi 0})] \cdot \{ln[(1 - \beta)/\alpha] - ln[\beta/(1 - \alpha)]\}.$$
(3.27)

Область между уставочными границами – область неопределенности, обуславливает необходимость продолжения процедуры выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ. Анализ рис. 3.4 показывает, что процесс последовательного анализа заканчивается на шаге m = 7, когда принимается однозначное решение о несоответствии обобщенного ПКЭЭ установленному нормативному значению.

#### 3.2.4. Пример реализации устройства анализа качества электрической энергии

Рассмотрим пример реализации устройства анализа качества электрической энергии с выборочным контролем обобщенного ПКЭЭ.

Для реализации процедуры выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ выполняется предварительное имитационное моделирование с целью формирования базы данных допустимых отклонений обобщенного ПКЭЭ в анализируемых точках присоединения электроприемников потребителей для различных режимов функционирования СЭС [90, 98]. Результаты имитационного моделирования вносятся в блок памяти устройства анализа качества электрической энергии, как показано на рис. 3.5. Дополнительно в блок памяти поступает информация о возможных ущербах потребителей для каждой конкретной точки присоединения СЭС к сети внешнего электроснабжения, сформированная либо по результатам имитационного моделирования, либо путем экспертных оценок, с учетом отклонений каждого отдельного ПКЭЭ [51].



Рис. 3.5. Структурная схема устройства, реализующего процедуру выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ

На рис. 3.5 приведен пример структурной схемы устройства, реализующего процедуру выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ с применением последовательного анализа Вальда.

Устройство, реализующее процедуру выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ (рис. 3.5), включает в себя систему мониторинга качества электрической энергии, которая подключена к приборам контроля качества электрической энергии ( $\Pi_1 \dots \Pi_M$ ); блок сравнения, включающий схемы сравнения ( $CC_1 \dots CC_N$ ) для каждого из ПКЭЭ; блок умножения, состоящий из N умножителей для каждого из ПКЭЭ; групповой сумматор; блок последовательного анализа и блок памяти.

В устройстве, реализующем процедуру выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ (рис. 3.5), совокупность операций обработки (вычислений) осуществляется следующим образом. В каждый выбранный момент времени из системы мониторинга качества электрической энергии на входы схем сравнения поступают вычисленные значения ПКЭЭ. На другие входы схем сравнения из блока памяти поступают нормируемые значения ПКЭЭ, вычисленные для текущего режима СЭС. По результатам сравнения, выполняемом в блоке сравнения, формируется дискретный вектор отклонений, компоненты которого почленно умножаются на соответствующие весовые коэффициенты, входящие в состав вектора-столбца  $c = (c_1, ..., c_j, ..., c_N)^T$ , определяющие величины ущербов при нарушениях качества электрической энергии по отдельным параметрам.

Групповой сумматор предназначен для формирования обобщенного ПКЭЭ, согласно выражению (3.8), и с его выхода выборочные значения  $\xi_i$  поступают на вход блока последовательного анализа. На другой вход блока последовательного анализа поступают массивы значений приемочных a(m) и браковочных b(m) чисел, компоненты которых соответствуют уставочным значениям для каждого шага процедуры последовательного анализа. На рис. 3.3 проиллюстрирован процесс принятия решения при последовательном анализе с помощью обобщенного ПКЭЭ, где процесс последовательного анализа заканчивается принятием гипотезы о недопустимом отклонении обобщенного ПКЭЭ.

В блок памяти устройства (рис. 3.5), реализующего процедуру выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ, поступает информация о текущем режиме СЭС (положения коммутационных аппаратов, режимные параметры и др.), где происходит его распознавание с присвоением номера. Такая информация может поступать, например, из SCADAсистемы или системы диспетчерско-технологического управления (оперативно-информационного комплекса). В блоке памяти для соответствующего номера режима из архива выбирается набор нормируемых значений ПКЭЭ – весовые коэффициенты  $c_1, ..., c_j, ..., c_N$  и текущий набор уставочных значений a(m), b(m), выдаваемые с выходов блока памяти в блоки сравнения, умножения и последовательного анализа для анализа качества электрической энергии в точках присоединения потребителей к сети внешнего электроснабжения. Наряду с информацией о текущем режиме перед проведением анализа качества электрической энергии на вход блока памяти подаются данные имитационного моделирования, экспертные оценки и другая информация, необходимая для функционирования устройства (рис. 3.5).

Результаты выборочного контроля обобщенного ПКЭЭ представляются в виде дискретного сигнала на выходе блока последовательного анализа. Появление единичного сигнала на выходе этого блока свидетельствует об отклонении обобщенного ПКЭЭ от нормируемого значения, что может привести к возникновению ущерба у потребителя. Следовательно, требуется реализация организационно-технических мероприятий с целью введения обобщенного ПКЭЭ в допустимый диапазон.

#### 3.2.5. Подход к определению среднего числа отсчетов выборочного контроля

Рассмотрим подход к определению среднего числа данных выборочного контроля, необходимых для принятия решения о качестве электрической энергии при реализации процедуры последовательного анализа по обобщенному ПКЭЭ.

Для определения математического ожидания числа данных выборочного контроля (объема выборки) в виде значений обобщенного ПКЭЭ воспользуемся математическими выкладками, полученными в [1]. Применительно к рассматриваемой задаче, вероятность  $P(m_{\xi})$  того, что процедура последовательного анализа закончится принятием решения о соответствии обобщенного ПКЭЭ нормируемому значению, когда  $m_{\xi}$  – истинное среднее значение, определяется равенством:

$$P(m_{\xi}) = \{ [(1-\beta)/\alpha]^{h} - 1 \} / \{ [(1-\beta)/\alpha]^{h} - [\beta/(1-\alpha)]^{h} \},$$
(3.28)

где  $h = (m_{\xi 1} + m_{\xi 0} - 2m_{\xi}) / (m_{\xi 1} - m_{\xi 0}).$ 

Вероятностную зависимость  $P(m_{\xi})$  называют оперативной характеристикой последовательного критерия Вальда. Поскольку  $P(m_{\xi})$  возрастающая функция относительно h, а h – убывающая функция  $m_{\xi}$ , то  $P(m_{\xi})$  обладает убывающей зависимостью от  $m_{\xi}$ .

Выражение для определения среднего числа n данных выборочного контроля для процедуры последовательного анализа, связанной с анализом качества электрической энергии и применением обобщенного ПКЭЭ, представляется в виде следующего равенства [1]:

$$M(n, m_{\xi}) = \{2\sigma^{2} \cdot P(m_{\xi}) \cdot \ln[\beta/(1-\alpha)] + [1-P(m_{\xi})] \cdot \ln[(1-\beta)/\alpha]\} / /\{m_{\xi 0}^{2} - m_{\xi 1}^{2} + 2(m_{\xi 1} - m_{\xi 0}) \cdot m_{\xi}\}.$$
(3.29)

Как правило, представляет интерес расчет значений оперативной характеристики  $P(m_{\xi})$  для особых значений из множества  $m_{\xi} = \{-\infty; m_{\xi 0}; (m_{\xi 0} + m_{\xi 1})/2; m_{\xi 1}; +\infty\}$ , при этом

$$P(m_{\xi} = -\infty) = 1; \ P(m_{\xi} = m_{\xi 0}) = 1 - \alpha;$$
  

$$P[m_{\xi} = (m_{\xi 0} + m_{\xi 1})/2] = \{ln[(1 - \beta)/\alpha]\}/\{ln[(1 - \beta)/\alpha] - ln[\beta/(1 - \alpha)]\};$$
  

$$P(m_{\xi} = m_{\xi 1}) = \beta; \ P(m_{\xi} = +\infty) = 0.$$

При  $m_{\xi} = (m_{\xi 0} + m_{\xi 1})/2$  правая часть выражения (3.29) соответствует неопределенности 0/0, а математическое ожидание необходимого числа данных выборочного контроля для процедуры последовательного анализа составляет [1]:

$$M[n, m_{\xi} = (m_{\xi 0} + m_{\xi 1})/2] = \{-\ln[\beta/(1-\alpha)] \cdot \ln[(1-\beta)/\alpha] \cdot \sigma^2\}/(m_{\xi 1} - m_{\xi 0})^2. \quad (3.30)$$

С учетом ранее рассмотренных условий задачи произведем расчет значения (по выражению (3.30)) необходимого среднего числа данных выборочного контроля для процедуры последовательного анализа, когда  $m_{\xi} = (m_{\xi0} + m_{\xi1})/2$ :

 $M[n] = \{-\ln[0,03/(1-0,01)] \cdot \ln[(1-0,03)/0,01] \cdot 225\}/(155-130)^2 \approx 6.$ 

Таким образом, для организации выборочного контроля с процедурой последовательного анализа обобщенного ПКЭЭ в заданной точке присоединения электроприемников потребителя, необходимо в среднем получить не менее шести результатов выборочного контроля.

Резюмируя вышеизложенное, можно сделать следующие выводы:

Целесообразно внедрение автоматизированных систем мониторинга показателей качества электрической энергии с применением статистической обработки данных и формированием обобщенного показателя качества электрической энергии.

Учитывая, что внедрение непрерывного контроля показателей качества электрической энергии в большинстве случаев экономически нецелесообразно, то реализация выборочного контроля на отдельных интервалах времени, в заранее определенных точках контроля, с расчетом только тех показателей, которые являются критичными для конкретного потребителя, с учетом его технологических особенностей, является оправданной.

При работе системы электроснабжения в квазиустановившихся режимах перспективна организация выборочного контроля обобщенного показателя качества электрической энергии на основе процедуры последовательного анализа Вальда.

Совместное использование результатов имитационного моделирования, параметров текущего режима и данных выборочного контроля от системы мониторинга показателей качества электрической энергии с применением процедуры последовательного анализа Вальда позволяет обеспечить адаптацию процедуры мониторинга к особенностям конкретной системы электроснабжения. Реализация предложенного подхода позволяет обеспечить надежное электроснабжение электроустановок (электроприемников) потребителей и предотвратить ущербы за счет своевременной реализации организационно-технических мероприятия при отклонении обобщенного показателя качества электроэнергии за пределы нормируемого значения.

#### 3.3. СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ КОНТРОЛЯ КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРИЧЕСКИЙ ЭНЕРГИИ ПО КОЛИЧЕСТВЕННОМУ ПРИЗНАКУ

Поддержание уровней напряжения и ПКЭЭ в узлах электрической сети при соблюдении отраслевых ограничений становится все более не простой задачей. Один из наиболее сложных аспектов этой проблемы связан с неопределенностью структуры нагрузки для отдельных присоединений. Отсутствие информации о нагрузке обеспечивает этой проблеме вероятностный характер и, следовательно, требует введения более ресурсоемких методов анализа и контроля показателей качества электроэнергии.

Важно отметить, что время принятия решения в сложных энергосистемах (например, для систем электроснабжения с источниками распределенной генерации) является малым (десятки – сотни миллисекунд). Оценка параметров напряжения на коротких временных интервалах средствами цифровой обработки сигналов [54, 88] имеет существенные ошибки. Поэтому для принятия решения о допустимости провалов напряжения для потребителей и определения соответствующих возможных ущербов целесообразно применять статистические методы [89, 90, 98].

# 3.3.1. Использование статистических методов приемочного контроля по количественному признаку при оценке допустимости отклонений показателей качества электрической энергии

Пусть для анализируемой системы электроснабжения устанавливается соответствие параметров КЭЭ заданным требованиям. Испытания реализуются путем проведения статистического контроля по количественному признаку [например, 89]. В результате этих испытаний по расчетным параметрам показателей КЭЭ определяется их соответствие установленным нормативным требованиям [в частности, 90]. Например, с риском поставщика (с вероятностью неправильно определить факт нарушения требований к ПКЭЭ на заданном интервале времени), равным 0,05, и риском потребителя (вероятностью на заданном интервале времени признать отсутствие нарушений ПКЭЭ), равным 0,01, проводятся контрольные процедуры.

Отметим, что статистический приемочный контроль является основным методом контроля качества поступающих потребителю готовых промышленных изделий, сырья и материалов и др. [99], поэтому такие методы целесообразно применять и в задачах контроля ПКЭЭ.

Применение последовательных испытаний по сравнению с исследованиями, проводимыми для заранее определенного числа измерений, при равных по надежности результатах, позволяют принять решение о соответствии (или несоответствии) характеристик объекта заданным требованиям по существенно меньшему числу измерений [1].

На практике чаще всего применяется численный метод последовательного выборочного контроля [81, 91]. При этом вычисленные границы приемки и браковки представляют задаются в виде таблиц, компоненты которых сравнивают с накапливаемым показателем качества, формируемым в процессе измерений. Численный метод целесообразно применять при построении алгоритмов и устройств автоматической классификации соответствия исследуемого объекта или процесса заданным требованиям качества.

Рассмотрим процедуру принятия решения при оценке длительности провалов напряжения. Считаем, что в процессе наблюдений исследуется последовательность выборочных случайных величин  $x_1, x_2, ..., x_n, ...,$  соответствующая измерениям длительности провалов напряжения. Принимается экспоненциальный закон распределения случайной величины x с параметром  $\lambda$ .

При принятии решения относительно длительности провалов напряжения целесообразно установить, что предпочтительно иметь меньшее значение параметра  $\lambda$  вероятностного распределения. При этом задается уставочное значение  $\lambda_{yet}$  такое, что при  $\lambda < \lambda_{yet}$  считается длительность провалов напряжения допустимой, а при  $\lambda > \lambda_{yet}$  принимается решение о несоответствии длительности допустимым значениям. При  $\lambda = \lambda_{yet}$  имеет место граничная ситуация, для которой не важно какое из решений будет принято.

133

Для проведения выборочных последовательных испытаний устанавливаются такие значения  $\lambda_0$  и  $\lambda_1$  ( $\lambda_0 < \lambda_{yet}$  и  $\lambda_1 > \lambda_{yet}$ ), что решение относительно допустимости провалов напряжения рассматривается в соотношении определенными рисками (ущербами). Если  $\lambda \leq \lambda_0$ , то ошибочному решению о недопустимой длительности провалов напряжения характерен, так называемый, «риск поставщика», а принятие решения о допустимой длительности провалов напряжения, если  $\lambda > \lambda_1$  характерно «риску потребителя» [например, 96, 100]. Таким образом, область соответствия допустимости провалов напряжения определяется совокупностью величин  $\lambda$ , для которых  $\lambda \leq \lambda_0$ , а область несоответствия – совокупностью величин  $\lambda$ , для которых  $\lambda \geq \lambda_1$ . Область, для которой  $\lambda \in [\lambda_0; \lambda_1]$ , является областью безразличия.

Риски, свойственные выбору  $\lambda_0$  и  $\lambda_1$  соответствуют величинам  $\alpha$  и  $\beta$  и характеризуются вероятностями неправильных решений [1]. Применение последовательного критерия Вальда отношения вероятностей при реализации процедуры принятия решения приводит к следующим соотношениям.

На основе анализа наблюдений реализуется проверка гипотез  $H_0$ ,  $H_1$  относительно значений параметра распределения  $\lambda$ :  $H_0$ , при которой параметр закона распределения  $\lambda = \lambda_0$ ;  $H_1$ , при которой параметр закона распределения  $\lambda = \lambda_1$ ; причем,  $\lambda_0 < \lambda_1$ .

На каждом *n*-ом шаге процедуры последовательного анализа Вальда вычисляется отношение правдоподобия:

$$\eta(n) = \eta(x_1, x_2, ..., x_n) = [p(x_1, \lambda_1) \cdot p(x_2, \lambda_1) \cdot ... \cdot p(x_n, \lambda_1)] / [p(x_1, \lambda_0) \cdot p(x_2, \lambda_0) \cdot ... \cdot p(x_n, \lambda_0)] = (\lambda_1 / \lambda_0)^n \cdot exp\{-(\lambda_1 - \lambda_0) \cdot s(n)\},$$
(3.31)

где s(n) – реализация суммы случайных величин ( $x_1 + x_2 + ... + x_n$ ) результатов наблюдений за *n* шагов. Последовательные испытания продолжаются, если соблюдается неравенство

$$B < (\lambda_1 / \lambda_0)^n \cdot exp\{-(\lambda_1 - \lambda_0) \cdot s(n)\} < A,$$
(3.32)

где

$$B = \beta / (1 - \alpha), A = (1 - \beta) / \alpha.$$
(3.33)

После логарифмирования приходим к неравенствам вида

$$\ln B < n \cdot \ln \left(\lambda_1 / \lambda_0\right) - \left(\lambda_1 - \lambda_0\right) \cdot s(n) < \ln A.$$
(3.34)

С учетом формирования приемочных чисел для выборочного контроля введем обозначения [101].

$$a = \ln A; b = -\ln B; k_2 = 1/(\lambda_1 - \lambda_0); k_1 = k_2 \cdot \ln (\lambda_1 / \lambda_0);$$
(3.35)

применение которых преобразует неравенства (3.28) к выражению:

$$k_1 \cdot n - k_2 \cdot a < s(n) < k_1 \cdot n + k_2 \cdot b.$$
(3.36)

Процесс принятия решения при анализе ПКЭЭ поясняет рис. 3.6.



Рис. 3.6. Пример процесса последовательного принятия решения относительно отклонений ПКЭЭ

Здесь (рис. 3.6) обозначены границы областей принятия гипотез  $H_0$  и  $H_1$ , а также область продолжения наблюдений. Граничные прямые линии на плоскости (n, s(n)) соответствуют выражениям:

$$s(n) = k_1 \cdot n - k_2 \cdot a \quad \text{is } s(n) = k_1 \cdot n + k_2 \cdot b. \tag{3.37}$$

При нарушении любого из неравенств выражения (3.36) реализуется принятие соответствующей гипотезы о допустимости или недопустимости длительности провалов напряжения на анализируемом интервале времени.

Отметим, что методика оценки отклонений ПКЭЭ при организации выборочного контроля с применением процедуры последовательного анализа Вальда сохраняется и в случае отличия его вероятностного распределения от показательного закона.

#### 3.3.2. Пример реализации устройства для анализа качества электрической энергии с применением количественного признака

На рис. 3.7 представлен вариант структурной схемы устройства для анализа качества электрической энергии системы промышленного электроснабжения с применением количественного признака.



*Рис. 3.7.* Пример реализации устройства для анализа КЭЭ с применением количественного признака

Источником информации для устройства (рис. 3.7) является система мониторинга КЭЭ, которая основывается на текущих измерениях ПКЭЭ в узлах электрической сети. В состав устройства (рис. 3.7) входят: Mканалов обработки, где M – число анализируемых ПКЭЭ, блок памяти и групповой элемент ИЛИ. Выход группового элемента ИЛИ является выходом устройства. На первый и второй входы блока памяти поступает информация о текущем режиме работы электрической сети и результатах имитационного моделирования. Каждый канал обработки содержит первый и второй блоки сравнения (БС<sub>1</sub>, БС<sub>2</sub>), первый и второй накапливающие сумматоры (SM<sub>1</sub>, SM<sub>2</sub>), четыре схемы сравнения, а также первый и второй элементы ИЛИ. Устройство (рис. 3.7) функционирует следующим образом.

Для обеспечения эффективного анализа качества электрической энергии в системе промышленного электроснабжения реализуется предварительное имитационное моделирование, целями которого являются:

 – определение режимов функционирования электрической сети, с учетом особенностей подключенных потребителей, а также возможностей проведения работ по ремонтно-эксплуатационному обслуживанию;

– выявление режимов и точек присоединения электроприемников потребителей, в которых возможны существенные отклонения ПКЭЭ, требующих реализации выборочного контроля ПКЭЭ и мероприятий по восстановлению нормального функционирования электрической сети;

– определение допустимых диапазонов отклонений отдельных ПКЭЭ для проведения процедуры выборочного контроля в моделируемых режимах и анализируемых точках присоединения.

При реализации процедуры анализа качества электрической энергии и выполнении имитационного моделирования формируется база данных допустимых отклонений ПКЭЭ в анализируемых точках присоединения и режимах функционирования электрической сети.

Результаты имитационного моделирования вносятся в память блока памяти (рис. 3.7). А его применение создает предпосылки для более тщательного анализа ПКЭЭ с применением выборочного контроля.

Поскольку контроль может реализоваться по нескольким параметрам, то анализ КЭЭ может быть выполнен, исходя из двух подходов: как по величине отклонений ПКЭЭ, так и по продолжительности превышения ими нормативных значений за выделенный для выборочного контроля период времени. В обоих случаях при проведении анализа считается, что ПКЭЭ являются независимыми.

Применительно к устройству (рис. 3.7) совокупность операций обработки (вычислений) для провалов напряжения реализуется следующим образом.

В каждый выборочный момент времени на входы каналов обработки из системы мониторинга поступают вычисленные значения ПКЭЭ. В соответствии с рассмотренными принципами анализа провалов напряжения будем оценивать, как совокупную длительность провалов напряжения на анализируемом интервале времени, так и величину отклонений напряжения от нормативного значения. Примем, что вероятностные распределения параметров провалов напряжения (глубины и длительности) соответствуют показательным законам, а организация процедуры выборочного контроля основывается на реализации соотношений (3.32) – (3.36).

В канале обработке, предназначенном для анализа провалов напряжения (например, в первом), исходя из текущих значений их глубины и длительности, а также уставочных значений  $\lambda_{ver}$  соответственно для глубины и длительности провалов напряжения, поступающих с первого выхода блока памяти, блоки сравнения осуществляют сопоставление текущих значений параметров провалов напряжения с уставочными значениями. По результатам сравнения в первом и втором блоках вырабатываются значения величин отклонений от допустимых (уставочных) значений соответственно для глубины и длительности провалов напряжения. Значения отклонений с выходов блоков сравнения поступают на входы накапливающих сумматоров. Накапливающие сумматоры реализуют накопление величин отклонений x<sub>1</sub>, x<sub>2</sub>, ... x<sub>n</sub>, обеспечивая формирование суммы s(n) (выражения (3.31) – (3.36)). Накопление осуществляется в пределах интервала выборочного контроля, а по завершению такого интервала управляющим сигналом со второго выхода блока памяти производится обнуление накапливающих сумматоров и каждого из М каналов обработки.

С выходов накапливающих сумматоров значения сумм s(n) для отклонений параметров (глубины и длительности) напряжения поступают на входы соответствующих схем сравнения. На вторые входы схем сравнения поступают с третьего выхода блока памяти мгновенные значения приемочных чисел для реализации выборочного контроля параметров провалов напряжения. Выполнение операций сравнения обеспечивает проверку соблюдения неравенств выражения (3.36), определяющих процедуру выборочного контроля с применением приемочных чисел.

В каждом из M каналов обработки любой выход суммы s(n) для любого мгновенного значения n за пределы приемочных чисел характеризует принятие гипотез  $H_0$ ,  $H_1$  о допустимости или недопустимости отклонений соответствующего ПКЭЭ на интервале выборочного контроля. Объединение результатов сравнения с выходов схем сравнения для каждого из каналов обработки осуществляется элементами ИЛИ, выходы которых являются соответственно первым и вторым выходами каналов обработки. Выходные сигналы каналов обработки объединяются групповым элементом ИЛИ, выход которого подключен к выходу устройства, реализующее анализ качества электрической энергии в системе промышленного электроснабжения. Рис. 3.6 иллюстрирует процесс принятия решения в канале обработки при последовательном анализе с применением приемочных чисел, процесс последовательного анализа заканчивается принятием гипотезы о допустимых отклонениях показателя КЭЭ.

В блок памяти устройства (рис. 3.7), реализующего анализ КЭЭ в системе промышленного электроснабжения, поступает информация о текущем режиме, выраженная, например, в виде номера режима. Такая информация может поступать, например, из SCADA-системы или из систем диспетчерско-технологического управления электрической сети (оперативно-информационного комплекса – ОИК). Номер режима определяет уставочные значения  $\lambda_{yet}$  для ПКЭЭ в каналах обработки, и текущий набор значений приемочных чисел, выдаваемые с выходов блока памяти в схемы сравнения каналов обработки при анализе контролируемых точек системы промышленного электроснабжения. Наряду с информацией о текущем режиме перед реализацией анализа качества электрической энергии в системе промышленного электроснабжения на вход блока памяти подаются данные имитационного моделирования (уставочные значения, приемочные числа для каждого из режимов и каждого из ПКЭЭ) и другая информация (например, продолжительность выборочного контроля), необходимая для функционирования устройства (рис. 3.7).

Результаты анализа ПКЭЭ выражаются в значениях дискретного сигнала с выхода группового элемента ИЛИ, появление единичного сигнала с выхода которого свидетельствует об отклонении ПКЭЭ от нормируемых значений, которые могут привести к возникновению ущербов у потребителей, и необходимости принятия мер по восстановлению КЭЭ. Таким образом, обеспечивается комплексный учет влияния отклонений различных ПКЭЭ на функционирование электроприемников потребителей.

#### 3.3.3. Сопоставление времени принятия решения (объема требуемых измерений) при фиксированной выборке ПКЭЭ и их последовательном анализе

Если объем испытаний (выборки ПКЭЭ) определен заранее и составляет *m* измеренных значений, то целесообразно при принятии решения относительно допустимости отклонений ПКЭЭ применять статистический критерий Неймана-Пирсона [77]. При использовании последовательного критерия Вальда объем испытаний от реализации к реализации может существенно изменяться. Воспользуемся результатами, полученными в [1, 33, 101]. Отметим, что при реализации процедуры последовательного анализа наблюдения прекращаются при первом нарушении хотя бы одного из неравенств для выражений вида (3.32), (3.35), (3.37). Таким образом номер шага v, на котором прекращают выполнение процедуры Вальда соответствует соотношению:

$$v = min [n: \eta(x_1, \dots, x_n) \notin (B, A)].$$
 (3.38)

Для равенства (3.38) совокупность выборочных значений результатов наблюдений определяется вектором  $(x_1, \ldots, x_v)$ , где v номер шага, на котором прекращены наблюдения.

Перейдем к логарифму отношения правдоподобия (3.31) и введем случайные величины:

$$n[\eta(x)] = \ln [p(x; \lambda_1) / p(x; \lambda_0)], \ln[\eta(x_n)] = \ln [p(x_n; \lambda_1) / p(x_n; \lambda_0)]. \quad (3.39)$$

С учетом (3.31) преобразуем (3.39) к виду:

$$ln[\eta(n)] = ln\{[p(x_1; \lambda_1) / p(x_1; \lambda_0)] \cdot ... \cdot [p(x_n; \lambda_1) / p(x_n; \lambda_0)]\} = = ln[\eta(x_1)] + ... + ln[\eta(x_n)].$$
(3.40)

Оценим среднее значение v и пусть  $M\{v\}$  – математическое ожидание числа испытаний, при котором завершается процедура последовательного анализа и справедлива гипотеза  $H_0$  (т.е.  $\lambda = \lambda_0$ ).

По аналогии с введенным  $M_0\{v\}$  и, учитывая (3.40), приходим к выражению:

$$M_0\{ln[\eta(v)]\} = M_0\{ln[\eta(x_1)] + \dots + ln[\eta(x_v)]\} = M_0\{v\} \cdot M_0\{ln[\eta(x)]\}.$$
 (3.41)

При этом справедливо следующее равенство:

$$M_0\{ln[\eta(v)]\} = P_0\{H_0\} \cdot M_0\{ln[\eta(v)] \mid H_0\} + P_0\{H_1\} \cdot M_0\{ln[\eta(v)] \mid H_1\}, \quad (3.42)$$

где  $P_0{H_j}$  – вероятность принятия гипотезы  $H_j$  (j = 0,1), при условии справедливости гипотезы  $H_0$ . Принимая во внимание определение ошибки первого рода, приходим к равенству:

$$M_0\{ln[\eta(v)]\} = (1-\alpha) \cdot M_0\{ln[\eta(v)] \mid H_0\} + \alpha \cdot M_0\{ln[\eta(v)] \mid H_1\}.$$
 (3.43)

Используя приближенные равенства (3.43) и пренебрегая «перескоком» при пересечении границы гипотезы *H*<sub>0</sub>, приходим к выражению:

$$M_0\{\ln[\eta(v)]\} \approx (1-\alpha) \cdot \ln[\beta / (1-\alpha)] + \alpha \cdot \ln[(1-\beta) / \alpha].$$
(3.44)

Преобразуя (3.41) с использованием (3.44), получаем среднее приближенное число испытаний до принятия гипотезы  $H_0$  ( $\lambda = \lambda_0$ ):

$$M_0\{v\} \approx w(\alpha, \beta) / M_0\{-ln[\eta(x)]\},$$
 (3.45)

где  $w(\alpha, \beta) = \approx (1 - \alpha) \cdot \ln[(1 - \alpha) / \beta] + \alpha \cdot \ln[\alpha / (1 - \beta)].$ 

По аналогии среднее число испытаний при справедливости гипотезы  $H_1$  ( $\lambda = \lambda_1$ ) обозначим  $M_1\{v\}$ , а его значение соответствует приближенному равенству:

$$M_1\{v\} \approx w(\beta, \alpha) / M_1\{ln[\eta(x)]\}.$$
 (3.46)

Возможно и другое представление выражений для  $M_0\{v\}$ ,  $M_1\{v\}$ , например, в виде [101]:

$$M_0\{v\} \approx w(\alpha, \beta) / \rho(\lambda_0, \lambda_1), \quad M_1\{v\} \approx w(\beta, \alpha) / \rho(\lambda_1, \lambda_0), \tag{3.47}$$

где  $\rho(\lambda_1, \lambda_0) = M_1\{ln[\eta(x)]\} = M_1\{ln\{[p(x; \lambda_1) / p(x; \lambda_0)]\}.$ 

При показательном законе распределения случайной величины x с параметром  $\lambda$  число v, определяющее средний объем выборки в процедуре последовательного анализа, зависит от логарифма отношения правдоподобия:

$$ln[\eta(x)] = ln \left[ p(x; \lambda_1) / p(x; \lambda_0) \right] = ln \left[ \lambda_1 / \lambda_0 \right] - x \cdot (\lambda_1 - \lambda_0). \tag{3.48}$$

Принимая, что  $M_0\{x\} = 1 / \lambda_0$ ,  $M_1\{x\} = 1 / \lambda_1$ , получаем выражения для  $M_0\{v\}$ ,  $M_1\{v\}$  при  $\lambda = \lambda_0$  и  $\lambda = \lambda_1$ , соответствующие (3.47):

$$M_0\{v\} \approx w(\alpha, \beta) / \rho(\lambda_0, \lambda_1), \quad M_1\{v\} \approx w(\beta, \alpha) / \rho(\lambda_1, \lambda_0), \tag{3.49}$$

где  $\rho(\lambda_0, \lambda_1) = [(\lambda_1 - \lambda_0) / \lambda_0] - ln [\lambda_1 / \lambda_0].$ 

Пример:

Пусть заданы параметры экспоненциального распределения  $\lambda_0 = 0,1$ ;  $\lambda_1 = 0,2$ , а также значения ошибок первого и второго рода  $\alpha = 0,1$ ;  $\beta = 0,2$ . Требуется сопоставить среднее число шагов, необходимых для принятия решения относительно допустимости отклонения ПКЭЭ.

Критерий Неймана-Пирсона предполагает фиксированность выборки (*v* = *m*) и принятие согласно следующего правила:

- при *s*(*m*) < *k*, принимается гипотеза *H*<sub>1</sub>;

- при *s*(*m*)  $\geq$  *k*, принимается гипотеза *H*<sub>0</sub>;

где s(m) соответствует сумме случайных величин  $(x_1 + x_2 + ... + x_m)$  результатов наблюдений; k – пороговое (уставочное) значение.

Вероятности ошибок первого и второго рода представляются в виде:  $P_0{s(m) < k}$  и  $P_1{s(m) \ge k}$ . Таким образом, размер выборки *m* для обеспечения значений рисков  $\alpha$  и  $\beta$  соответствует условиям:

$$P_0\{s(m) < k\} \le \alpha; \quad P_1\{s(m) \ge k\} \le \beta.$$
 (3.50)

Преобразуем неравенства (3.50) к виду:

$$P_0\{2:\lambda_0:s(m) \le 2:\lambda_0:k\} \le \alpha; \quad P_1\{2:\lambda_1:s(m) \ge 2:\lambda_1:k\} \le \beta.$$
(3.51)

Учтем, что случайная величина  $2 \cdot \lambda_0 \cdot s(m)$  имеет  $\chi^2$  – распределение с 2*m* степенями свободы, а выражение (351) соответствует:

$$\chi^2(2\cdot\lambda_0\,k,\,2m) \le \alpha; \quad 1 - \chi^2(2\cdot\lambda_1\cdot k,\,2m) \le \beta,\tag{3.52}$$

где  $\chi^2(x, 2m)$  – плотность  $\chi^2$  – распределения с 2*m* степенями свободы.

Исходя из (3.52), необходимый объем выборки *m* можно определить из неравенства:

$$\chi^{2}_{(1-\beta)}(2m) \leq (\lambda_{1}/\lambda_{0}) \cdot \chi^{2}_{\alpha}(2m), \qquad (3.53)$$

как минимальное целое, удовлетворяющее (3.53) и определяемое по таблице квантилей  $\chi^2$  – распределения [например, 101]:

$$m^* = \min \{m: \chi^2_{(1-\beta)}(2m) \le (\lambda_1/\lambda_0) \cdot \chi^2_{\alpha}(2m) \}.$$
(3.54)

Подстановка исходных данных в выражение (3.54) приводит к результату:

$$m^* = min \{m: \chi^2_{0,8}(2m) \le 2 \cdot \chi^2_{0,1}(2m)\} = 11.$$

С использованием выражений (3.49) определим среднее число *m* необходимых испытаний для последовательной процедуры Вальда при аналогичных значениях  $\lambda_0$ ,  $\lambda_1$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ :

$$M_0\{v\} \approx \{(1-\alpha) \cdot \ln[(1-\alpha)/\beta] + \alpha \cdot \ln[\alpha/(1-\beta)]\} / \{[(\lambda_1 - \lambda_0)/\lambda_0] - \ln[\lambda_1/\lambda_0]\} = \{0,9 \cdot \ln 4,5 + 0,1 \cdot \ln 0,125\} / \{1 - \ln 2\} = \{0,9 \cdot 1,5 - 0,1 \cdot 2,08\} / \{1 - 0,69\} = 3,68.$$

$$M_{1}\{v\} \approx \{(1-\beta) \cdot \ln[(1-\beta) / \alpha] + \beta \cdot \ln[\beta / (1-\alpha)]\} / \{[(\lambda_{0} - \lambda_{1}) / \lambda_{1}] - \ln[\lambda_{0} / \lambda_{1}]\} = \{0, 8 \cdot \ln 8 + 0, 2 \cdot \ln 0, 222\} / \{-0, 5 - \ln 0, 5\} = \{0, 8 \cdot 2, 08 - 0, 2 \cdot 1, 51\} / \{-0, 5 + 0, 69\} = = 7, 32.$$

Следовательно, с учетом гипотез о допустимости и недопустимости отклонений ПКЭЭ ( $\lambda = \lambda_0, \lambda = \lambda_1$ ) средний выигрыш в применении про-

цедуры Вальда по сравнению критерием Неймана-Пирсона и фиксированным объемом выборки  $m^*$  составит соответственно:

 $m^* / M_0\{v\} = 11 / 3,68 \approx 3$  pasa;  $m^* / M_1\{v\} = 11 / 7,32 \approx 1,5$  pasa.

Таким образом, применение методов последовательного анализа Вальда в задачах выборочного контроля ПКЭЭ обеспечивает высокое быстродействие (до трех раз) алгоритмов принятия решения о величине отклонений отдельных параметров и перспективно для использования в системах мониторинга КЭЭ интеллектуальных электрических сетей.

Формирование базы данных имитационного моделирования и отслеживание текущих режимов электрической сети позволяет реализовать адаптацию процедуры мониторинга и контроля показателей качества электрической энергии к особенностям конкретной системы электроснабжения.

## 3.3.4. О статистических распределениях отклонений показателей качества электрической энергии

Известны различные распределения как дискретных, так и непрерывных случайных величин [например, 77]. С помощью дискретных распределений моделируют бинарные события, относительно которых можно сделать вывод о том, что имело место отклонение ПКЭЭ или его не было. При организации статистического контроля такие события называют альтернативными [например, 102]. Например, при контроле ПКЭЭ путем фиксации фактов их отклонений от нормативных значений, случайным бинарным событием является только сам факт наличия или отсутствия таких отклонений. Непрерывные распределения описывают оцениваемые параметры токов и напряжений, связанные с КЭЭ, их называют «количественными признаками». Количественные признаки могут принимать произвольное числовое значение в некотором интервале допустимых значений [96].

При использовании методов математической статистики в системах контроля и управления КЭЭ следует отличать задачи, связанные с распределением ПКЭЭ и задачи, касающиеся моделирования и применения методов контроля. При анализе распределений ПКЭЭ проводят анализ результатов функционирования системы электроснабжения, с точки зрения случайных изменений параметров токов и напряжений – ПКЭЭ. При моделировании (статистическом описании) процедур контроля ПКЭЭ основное внимание уделяется математическому описанию способов получения и обработки информации для формирования текущих ПКЭЭ, вопросам обеспечения адекватности и точности контроля ПКЭЭ, на основе которого должны быть реализованы управляющие воздействия на систему электроснабжения для приведения ПКЭЭ в нормативные диапазоны.

При реализации процедур статистического контроля используют следующие законы распределения случайных величин [98].

Гипергеометрический закон распределения определяет численное значение отклонений ПКЭЭ, попадающих в совокупную выборку, с учетом принятия решения в ходе контроля относительно отклонений по принципу: «допустимо – недопустимо». Гипергеометрическое распределение изначально предполагает процесс формирования выборки и выполнение процедуры контроля.

Биноминальный закон распределения целесообразно к применению при оценке совокупной временной выборки ПКЭЭ (или комплексного, группового показателя) системы электроснабжения, когда каждое мгновенное значение имеет вероятностный характер и может соответствовать или не соответствовать нормативным значениям. Дополнительно сама процедура выборочного контроля при анализе бинарного соотношение «соответствует – не соответствует», также моделируется биноминальным распределением.

Закон Пуассона может применяется, когда исследуется распределение несоответствий, в том числе отдельных ПКЭЭ на определенных временных интервалах. Использование этого распределения для анализа результатов выборочного контроля реализуется с целью упрощения математически соотношений гипергеометрической и биноминальной моделей процедур контроля.

Нормальным законом распределения, как правило, описывается совокупный результат контроля по альтернативным ПКЭЭ (выражения (3.1) – (3.3)), а также моделируется распределение количественных ПКЭЭ системы электроснабжения (с точки зрения, источника непрерывных случайных величин).

При реализации выборочного контроля ПКЭЭ важно соблюдать условия теоремы Моода [103]. Эта теорема определяет условия целесообразности введения выборочного контроля для ПКЭЭ с учетом заданного закона распределения.

Предположим, имеется некоторая совокупность *N* выборочных во времени значений ПКЭЭ. При организации выборочного контроля ана-
лизируется усеченная выборка объемом *n* значений. Введем случайную величину *D*, характеризующую количество отклонений в совокупной выборке из *N* отсчетов ПКЭЭ, *D* принимает значения в диапазоне i = 0 ... N. Каждому численному значению *D* из совокупной выборки можно поставить в соответствие вероятность P(D = i), где  $i \in 0...N$ . Тогда существуют математическое ожидание M[D] и дисперсия  $\sigma^2[D]$  числа выявленных отклонений ПКЭЭ в совокупной выборке равны:

$$M[D] = \sum_{i=1}^{N} i \cdot P(D); \ \sigma^{2}[D] = \sum_{i=1}^{N} (i - M[D])^{2} \cdot P(D).$$
(3.55)

Определим коэффициент корреляции  $\rho$  между числом отклонений d (d < D) ПКЭЭ в усеченной выборке объемом n и числом отклонений (D-d) ПКЭЭ в непроверенном остатке.

Коэффициент корреляции может быть:

положительным (р > 0), когда

$$(\sigma^{2}[D]/\{M[D]\cdot(1-M[D]/N)\}) > 1$$
, или  $\sigma^{2}[D] > \{M[D]\cdot(1-M[D]/N)\};$ 

$$-$$
 отрицательным ( $\rho < 0$ ), когда

$$(\sigma^{2}[D]/{M[D] \cdot (1 - M[D]/N)}) < 1$$
, или  $\sigma^{2}[D] < {M[D] \cdot (1 - M[D]/N)};$ 

– равным нулю (р = 0), когда

 $(\sigma^{2}[D]/\{M[D]\cdot(1-M[D]/N)\}) = 1,$  или  $\sigma^{2}[D] = \{M[D]\cdot(1-M[D]/N)\}.$ 

Важно, если статистическая взаимосвязь между числом отклонений ПКЭЭ в выборке и в непроверенном остатке отсутствует (коэффициент корреляции  $\rho = 0$ ) или отрицательная (коэффициент корреляции  $\rho < 0$ ), то проводить выборочный контроль не целесообразно, так как он не дает никакой дополнительной полезной информации. Таким образом введение выборочного контроля имеет смысл только в случае, когда  $\rho > 0$ , или  $\sigma^2[D] > \{M[D] \cdot (1 - M[D]/N)\}.$ 

## 3.4. МЕТОДЫ АНАЛИЗА КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ В ТРЕХФАЗНЫХ СИСТЕМАХ ПРОМЫШЛЕННОГО ЭЛЕКТРО СНАБЖЕНИЯ С ПРИМЕНЕНИЕМ ПРОСТРАНСТВЕННОГО ВЕКТОРА

Разработка новых методов анализа качества электрической энергии в трехфазной системе промышленного электроснабжения [104, 105] продиктована свойствами нагрузки промышленного потребителя, особенностями его технологических процессов и управления ими, величиной ущербов при нарушении производственных процессов, вызванных отклонениями ПКЭЭ, а также необходимостью последующей реализации управляющих воздействий для восстановления нормального функционирования технологической системы потребителя, с учетом изложенных выше особенностей.

В каждой отдельной точке присоединения промышленного потребителя будет характерен собственный набор искажений синусоидальности токов и напряжений, зависящий от технологических особенностей нагрузки и режимов функционирования системы электроснабжения, определяемый, в том числе, посредством имитационного моделирования.

Особо актуально обнаружение кратковременных отклонений ПКЭЭ (провалов напряжения, переходных процессов и др.), наносящих наибольший ущерб промышленным потребителям [106].

## 3.4.1. Принципы обработки данных при анализе показателей качества электроэнергии

Под анализом данных понимают процесс, при котором данные обрабатываются для выявления закономерностей, а также различных соотношений с целью извлечения полезной информации и принятия решений.

В системах мониторинга используют три основных режима обработки данных [107]:

– потоковая обработка;

- обработка данных в реальном масштабе времени (PMB);

– пакетная обработка.

Потоковые данные генерируются множеством источников, которые отправляют записи данных одновременно и небольшими объемами, например, приборов контроля КЭЭ. При потоковой обработке реализуется незамедлительная реакция на основе полученной информации, а ее применение целесообразно, если события происходят часто и в соседних временных интервалах.

При *обработке в РМВ* выполнение операций выполнение операций над данными и принятие решений на их основе реализуется в темпе протекания физических процессов. Применительно к анализу КЭЭ временные интервалы могут составлять от единиц миллисекунд до единиц секунд. Обработка в РМВ позволяет оперативно обнаруживать любые резкие отклонения ПКЭЭ от допустимых значений.

В условиях *пакетной обработки*, как правило, одновременно обрабатываются большие объемы информации. Она применима в задачах кластеризации и классификации информации и событий, реализуемых по результатам мониторинга процессов на достаточно больших временных интервалах.

При анализе КЭЭ используют последовательные численные значения параметров токов и напряжений, которые можно разделить на два основных типа [82]:

1. Непрерывные временные ряды численных значений на длительных интервалах времени, которые характеризуют синусоидальность, симметричность трехфазной системы токов (напряжений) или параметры, рассчитываемые на коротких временных интервалах. К ним относятся, например, среднеквадратические значения напряжения, интенсивность фликкера, коэффициент гармоник (*THD*), амплитуды отдельных гармоник, амплитуды и частоты интергармоник и коэффициент несимметрии. Вычисление этих параметров осуществляется с использованием временных окон, составляющих: один период промышленной частоты, 10(12) периодов, 1 секунду, 10 минут. Общая продолжительность временного ряда может составлять от единиц минут до нескольких лет. Серии кратковременных изменений на длительных временных интервалах называют флюктуациями ПКЭЭ или отклонениями ПКЭЭ от нормативных значений.

2. Серии кратковременных интервалов, в течении которых параметры токов (напряжений) существенно отклоняются от номинального (нормативного) значения. Как правило, речь идет о параметрах токов и напряжений, определяемых за один период промышленной частоты. Такие отклонения связывают с событиями в отношении КЭЭ.

Следует отметить, что практически любые отклонения ПКЭЭ нарушают синусоидальность токов и напряжений, а такие нарушения используются в качестве исходной информации для расчета ПКЭЭ.

При расчетах ПКЭЭ чаще всего используют:

 среднеквадратические значения напряжения. Вычисления по трем фазам по отдельности дает совокупности параметров, каждая из которых соответствует своему измерительному каналу напряжения;

 комплексные значения напряжения. Эти методы требуют более высокой производительности устройств ЦОС;

 методы, позволяющие интегрировать три измерительных канала напряжения в единую систему. Методы указанной группы используют модель пространственного вектора (ПВ) для объединения трех фаз напряжения в одну комплексную величину, изменяющуюся во времени [108].

Для технических решений последней группы методов актуально формирование специальных алгоритмов ЦОС, позволяющих фиксировать отклонения всех (любых) ПКЭЭ и реализовать анализ в РМВ.

## 3.4.2. Варианты анализа качества электроэнергии в трехфазной системе электроснабжения с использованием пространственного вектора

При определении ПВ предполагается, что его математическая модель позволяет представлять все потенциальные динамические воздействия на трехфазное напряжение, возникающие либо в установившемся режиме, либо при быстрых флюктуациях параметров токов и напряжений [108, 109]. Введение ПВ является основой интегрированного подхода к характеристике отклонений ПКЭЭ для трехфазных систем, включая анализ быстрых переходных процессов напряжения.

Характеристики изменений составляющих ПВ во временной области в условиях отсутствии их фильтрации содержат в себе полную информацию о любых отклонениях от синусоидальной формы сигнала напряжения. Как правило, предполагается, что ПВ является полезным инструментом визуализации отклонений ПКЭЭ в комплексной плоскости, а его модельное значение целесообразно использовать в том числе для фиксации кратковременных провалов напряжения [108, 109] (рис. 3.8).



Рис. 3.8. Использования пространственного вектора для фиксации провалов напряжения [62]

Для трехфазной системы дискретных напряжений  $\underline{u}_a(n)$ ,  $\underline{u}_b(n)$ ,  $\underline{u}_c(n)$  ПВ задается в виде:

$$\underline{u}_{s}(n) = (2/3) \cdot [\underline{u}_{a}(n) + a \cdot \underline{u}_{b}(n) + a^{2} \cdot \underline{u}_{c}(n)], \qquad (3.56)$$

где  $a = \{j2\pi/3\}.$ 

Реальная и мнимая составляющие ПВ соответствуют компонентам преобразования Кларк:

$$\underline{u}_{s}(n) = (\sqrt{2}/3) \cdot [u_{\alpha}(n) + ju_{\beta}(n)], \qquad (3.57)$$

$$\begin{bmatrix} u_{a}(n) \\ u_{\beta}(n) \\ u_{0}(n) \end{bmatrix} = (\sqrt{2}/3) \cdot \begin{bmatrix} 1 & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \\ 0 & \sqrt{3}/2 & -\sqrt{3}/2 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_{a}(n) \\ u_{b}(n) \\ u_{c}(n) \end{bmatrix},$$
(3.58)

и связаны с квадратурными компонентами  $u_p(n)$ ,  $u_q(n)$  преобразования Парка-Горева векторно-матричным соотношением:

$$\begin{bmatrix} u_{p}(n) \\ u_{q}(n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(2\pi fn) & \sin(2\pi fn) \\ -\sin(2\pi fn) & \cos(2\pi fn) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_{a}(n) \\ u_{p}(n) \end{bmatrix}.$$
 (3.59)

Поскольку ПВ представляет собой преобразование во временной области дискретных значений напряжения трех фаз относительно нейтрали, то любые изменения формы сигнала напряжения немедленно проявляются в комплексных составляющих ПВ. При номинальном и неизменяющимся напряжении ПВ периодически описывает окружность, а его модуль имеет постоянное значение. Любое изменение амплитуды напряжения вызывает отклонение от постоянного значения модуля ПВ. Это свойство используется в качестве пусковой величины для фиксации отклонений ПКЭЭ в некоторых устройствах.

Учитывая, что в процессе цифровой обработки мгновенных значений трехфазного напряжения по выражениям (3.56) – (3.59) отсутствуют временные задержки, можно использовать указанную пусковую величину для определения как начала, так и окончания факта отклонения ПКЭЭ, следовательно и оценивать продолжительность таких отклонений (рис. 3.8).

Известны различные технические решения устройств анализа КЭЭ, использующих изменения составляющих ПВ [например, 110, 111, 113]. Рассмотрим наиболее характерные из них.

Структурная схема устройства [110], которое на основе составляющих пространственного вектора определяет коэффициенты  $A_1$ ,  $A_2$ ,  $A_3$ , используемы для классификации отклонений ПКЭЭ, приведена на рис. 3.9.



Рис. 3.9. Структурная схема устройства для классификации отклонений показателей качества электроэнергии [110]

При разработке устройства определялась возможность классификации 5 видов одиночных отклонений ПКЭЭ (провалы напряжения, отклонения напряжения и фликер, колебательные переходные процессы, гармоники, зубчатость (notch)), а также 5 смешанных отклонений ПКЭЭ (гармоники и провал напряжения, зубчатость и провал напряжения, гармоники и колебательные переходные процессы, зубчатость и колебательные переходные процессы, отклонения напряжения и гармоники).

Для реализации указанных возможностей предполагался следующий расчет специальных коэффициентов *A*<sub>1</sub>, *A*<sub>2</sub>, *A*<sub>3</sub>:

$$A_{1} = (U_{1} - U_{e}) / U_{e}, \qquad (3.60)$$

где  $U_{\rm e}$  – амплитуда идеального напряжения. Коэффициент  $A_1$  предназначен для фиксации увеличений (уменьшений) амплитуды напряжения основной гармоники с целью выявления провалов (превышений) напряжения или его колебаний.

$$A_{2} = sqrt\{(\int [r^{2}(\omega t)] - U_{1}^{2})dt / U_{1}^{2}\},$$
(3.61)

где  $\omega = 2\pi f, f = 50$  Гц. В присутствии гармоник и зубчатости коэффициент  $A_2$  становится больше нуля. Он эквивалентен коэффициенту гармоник *THD*. Дополнительно коэффициент  $A_2$  имеет экспоненциальный спад в присутствии колебательных переходных процессов.

3. Коэффициент  $A_3$  используется для обнаружения зубчатости, причем  $A_3 = 0,5$  является уставочным значением. При  $A_3 < 0,5$  зубчатость присутствует, а при  $A_3 < 0,5$  – нет.



Рис. 3.10. Структурные схемы: устройства анализа КЭЭ (а); модуля определения параметров КЭЭ (б)

Интегральный расчет  $A_3$  позволяет выявить присутствие шума в сигнале напряжения в, частности, белого Гауссова шума.

В работе [110] приводятся результаты моделирования, отражающие преимущество предложенного метода: явный физический смысл, простоту технической реализации и вычислений, устойчивость к воздействию шумов, а также высокую точность классификации отклонений ПКЭЭ. Устройство анализа КЭЭ в трехфазной электрической сети [111], соответствует схеме рис. 3.10 и включает модули:

- сбора данных (1);

- вычисления составляющих пространственного вектора (2);
- определения показателей КЭЭ (3);
- индикации результатов (4).

Модуль сбора данных (1) содержит входной интерфейс, обеспечивающий подключение устройства (рис. 3.10) к каждой фазе трехфазной электрической сети для измерения в ней мгновенных значений токов и напряжений. В каждый момент времени модуль 2 принимает три измерения, которые являются мгновенными значениям напряжений или токов фаз и осуществляет трехмерное преобразование (например, по выражениям (3.57), (3.58)) с получением составляющих пространственного вектора.

Модуль 2 передает в модуль определения ПКЭЭ (3) мгновенные составляющие пространственного вектора и, в случае необходимости, составляющую нулевой последовательности. Вычисления, производимые модулем 3, соответствуют стандарту [112] и позволяют определить следующие параметры КЭЭ:

 – k<sub>н</sub> коэффициент трехфазного гармонического искажения, который характеризует гармоническое «загрязнение» напряжения или тока;

– *k*<sub>D</sub> коэффициент трехфазного небаланса, который характеризует нарушения баланса трехфазной системы токов или напряжений;

- *k*<sub>C</sub> показатель спада трехфазного напряжения или тока;

- k<sub>s</sub> показатель трехфазного перенапряжения или скачка тока;

- *k*<sub>F</sub> показатель дозы фликера.

При вычислении каждого из этих ПКЭЭ используют пространственный вектор, а для расчета коэффициента  $k_{\rm H}$  – дополнительно нулевую составляющую.

Подмодули 30 и 31 (рис. 3.10 б) реализуют вычисление дискретного преобразования Фурье (ДПФ) соответственно пространственного вектора и нулевой составляющей. Результатами ДПФ являются амплитудночастотные спектры этих двух величин. Амплитуды гармоник для каждой из частот используют в подмодуле 32 для вычисления коэффициента  $k_{\rm H}$  гармонического искажения трехфазной системы согласно выражению:

$$k_{\rm H} = [100\%] \cdot sqrt\{\sum_{j=2}^{\infty} [X_1^{j/2} + X_2^{j/2} + X_0^{j/2}]\} / sqrt\{X_1^{1/2} + X_2^{1/2} + X_0^{1/2}\}, \quad (3.62)$$

где  $|X_1^{j}|$ ,  $|X_2^{j}|$ ,  $|X_0^{j}|$  – амплитуды *j*-ых гармоник составляющих прямой, обратной и нулевой последовательностей.

Коэффициент  $k_{\rm H}$  гармонического искажения трехфазной системы оценивают в скользящем окне данных. В соответствии со стандартом [112] «длина» окна данных составляет 200 мс и отвечает двум противо-положным критериям:

– является достаточно малой, чтобы свести к минимуму время реакции обработки и обеспечивать отслеживание быстрых изменений коэффициента *k*<sub>H</sub>;

– является достаточной большой, чтобы получать спектральное разрешение для хорошего выделения составляющих, содержащихся в анализируемых сигналах. Разрешение является обратной величиной длины окна составляет 5 Гц.

Коэффициент трехфазного небаланса  $k_D$  напряжения (тока) определяют на основе пространственного вектора напряжения (тока) при помощи подмодуля 33 (рис.3.10б) по соотношениям обратной и прямой последовательностей согласно выражению:

$$k_{\rm D} = [100\%] \cdot |X_2^{-1}| / |X_1^{-1}|. \tag{3.63}$$

Показатель спада трехфазного напряжения или тока  $k_{\rm C}$  также определяют на основании пространственного вектора при помощи подмодуля 34 (рис. 3.10 б). В отсутствие спада, например, напряжения в трехфазной сети соответствующий ему пространственный вектор описывает на комплексной плоскости на основной частоте окружность, радиус которой равен номинальному напряжению  $V_{\rm nom}$ . Когда наступает спад напряжения, пространственный вектор описывает на комплексной плоскости на основной частоте сети эллипс (рис. 3.8), меньший радиус которого меньше номинального напряжения  $V_{\rm nom}$ . Причем, чем меньше меньший радиус эллипса, тем больше спад.

Показатель  $k_{\rm C}$  спада напряжения является соотношением между меньшим радиусом эллипса и номинальным напряжением  $V_{\rm nom}$ :

$$k_{\rm C} = [|X_1^{-1}| - |X_2^{-1}|] / V_{\rm nom}.$$
(3.64)

Его вычисляют в скользящем окне данных, длина которого, как правило, составляет два периода основной частоты. Этот размер окна данных позволяет правильно оценить спектр пространственного вектора и быстро обнаруживать появление спада. Значение порога обнаружения и минимальную продолжительность спада выбирают таким образом, чтобы они соответствовали классу, определенному в стандарте [112]. Например, когда показатель  $k_{\rm C}$  спада напряжения изменяется в диапазоне от 1 до 0,9 считается, что спад отсутствует. Но если  $k_{\rm C}$  становится менее 0,9 в течении интервала времени более половины периода промышленной частоты, фиксируется спад напряжения.

Перенапряжения и скачки тока определяют на основании ПВ при помощи подмодуля 35 (рис. 3.10 б). Когда наступает перенапряжение, ПВ описывает на комплексной плоскости на основной частоте эллипс, больший радиус которого превышает номинальное напряжение  $V_{\text{nom}}$ . Чем больше больший радиус эллипса, тем больше перенапряжение.

Показатель  $k_{\rm S}$  перенапряжения определяют на основании ПВ, к которому применяют преобразование Фурье с получением амплитудночастотного спектра этой величины, а расчет  $k_{\rm S}$  реализуется по следующей формуле:

$$k_{\rm S} = [|X_1^{1}| + |X_2^{1}|] / V_{\rm nom}. \tag{3.65}$$

Перенапряжение фиксируется при превышении  $k_{\rm S}$  значения 1,1, а длина окна анализа данных при расчетах  $k_{\rm S}$  составляет два периода промышленной частоты. Аналогичным образом используется этот показатель при определении скачков тока.

Оценку дозы фликера в устройстве (рис. 3.10) предлагается измерять с помощью фликерметра в скользящем окне, временная длина которого составляет 500 мс. Несмотря на то, что стандарт [112] уточняет, что период наблюдения для оценки дозы фликера можно выбирать из следующих значений: 1 мин, 5 мин, 10 мин и 15 мин. Следует отметить, что более короткий период наблюдения позволяет быстро обнаруживать изменения и лучше отслеживать фликер.

В подмодулях 38 и 39 (рис. 3.10 б) производятся вычисления среднеквадратического значения величин токов и напряжений, а также активной, реактивной и полной мощности. Расчет указанных параметров не представляет особенностей и может быть выполнен по стандартных математическим соотношениям.

Важно подчеркнуть, что способ анализа КЭЭ в трехфазной электрической сети и устройство его реализующее (рис. 3.10) предполагают визуальную индикацию результатов отклонений ПКЭЭ, и поэтому имеет ограниченное применение при построении соответствующих автоматических систем.

Для преодоления ограничений визуального распознавания отклонений ПКЭЭ в методах анализа, предполагающих использование пространственного вектора, в технических решениях [113] предполагается использование двумерных сверточных нейронных сетей.

Сигналы входного трехфазного напряжения преобразуются в двумерное представление ПВ (выражение (3.56)), а затем их изображение кодируется с помощью специальных матриц. Такие матрицы имеют размерность 22 × 22 и используются для ввода в двумерную сверточную нейронную сеть.

Пример преобразования изображения пространственного вектора в двумерную матричную структуру иллюстрирует рис. 3.11.



*Рис. 3.11.* Представление изображения пространственного вектора в виде матрицы 22 × 22

Предлагаемая авторами архитектура двумерной нейронной сети [113] включает: четыре сверточных и три полносвязных слоя. Сверточные слои предназначены для автоматического извлечение характеристик провалов напряжения, в то время как полносвязные слои обеспечивают их классификацию.

Рассматривалась автоматическая классификация [113] семи типов провалов напряжения:

 $-C_a, C_b, C_c$  – включающие три типа несбалансированных провала со значительным падением двух из трех напряжений с незначительным падением (или без него) напряжения в третьей фазе. Нижний индекс *C* указывает на фазу с небольшим падением напряжения;

 $-D_a$ ,  $D_b$ ,  $D_c$  – включающие три типа несбалансированные провала со значительным падением одного из трех напряжений с незначительным падением (или без него) напряжения в двух остальных фазах. Нижний индекс D указывает на фазу с большим падением напряжения;

– А – включающий сбалансированные провалы напряжения.

Предложенное двумерное представление ПВ позволяет кодировать провалы напряжения независимо от их продолжительности и частоты дискретизации в одной и той же матрице. Возможности автоматического извлечения информации в сочетании с распознающими способностями двумерной сверточной нейронной сети обеспечивает автоматическую классификацию семи типов провалов напряжения. Апробирование метода автоматической классификации производилось на 6000 выборках трехфазного напряжения, зафиксированных в различных странах, на различных уровнях напряжений и относящихся к различным классам. Отмечена высокая точность классификации при наличии нескольких срабатываний как в целом, так и по каждому отдельному классу. Результаты сравнения с двумя существующими методами анализа провалов напряжения показали эффективность применения нейронных сетей при распознавании изображений, характеризующих изменения траектории вращения пространственного вектора [113].

# 3.4.3. Разработка способа анализа качества электрической энергии в трехфазной системе промышленного электроснабжения, учитывающего когерентность сигналов

Разработка нового способа анализа КЭЭ вызвана необходимостью упрощения процедуры автоматической классификации отклонений с помощью введения обобщенного ПКЭЭ и отказа от визуальных методов контроля изображений пространственного вектора.

В качестве обобщенного ПКЭЭ выступает модульное значение коэффициента взаимной корреляции сигналов, отражающее свойство когерентности сигналов токов и напряжений.

Когерентность является основополагающим понятием и используется в различных технических приложениях, характеризующихся искаженными и флюктуирующими физическими величинами. Большая советская энциклопедия дает следующее определение когерентности: «Когере́нтность (от латинского cohaerens – находящийся в связи), согласованное протекание во времени нескольких колебательных или волновых процессов, проявляющееся при их сложении. Колебания называются когерентными, если разность их фаз остается постоянной во времени и при сложении колебаний определяет амплитуду суммарного колебания. Два гармонических (синусоидальных) колебания одной частоты всегда когерентны» [114].

Качество электрической энергии можно оценить с помощью *коэффициента корреляции*, характеризующего искажения синусоидальности анализируемого сигнала, а также нарушение требований когерентности [28].

Причем, чем больше значение действительной части коэффициента корреляции, тем больше сигналы подобны друг другу по форме. При совпадении сравниваемых комплексных дискретных сигналов коэффициент корреляции максимален и равен их энергии. Таким образом, сравнение комплексных дискретных сигналов может также осуществляться и на основе анализа значений коэффициента корреляции. При этом гарантируется, что максимальное значение действительной части коэффициента корреляции будет получено только в случае совпадение по форме анализируемого и эталонного комплексных дискретных сигналов.

Свойства модуля коэффициента корреляции аналогичны свойствам его действительной части, поэтому при организации процедуры оценки КЭЭ может использоваться и модуль коэффициента корреляции.

Если трехфазный сигнал напряжения (тока) имеет синусоидальную форму, соответствует частоте 50 Гц и симметричен, то совокупность мгновенных значений его ПВ может выступать в виде эталонного комплексного сигнала, относительно которого целесообразно оценивать отклонения ПКЭЭ у совокупности мгновенных значений ПВ анализируемого сигнала. Если анализируемый сигнал нормирован и соответствует эталонному, то модуль их взаимного коэффициента корреляции равен единице. Таким образом, модуль комплексного коэффициента взаимной корреляции анализируемого и эталонного сигналов может выступать в качестве обобщенного показателя при оценке требований КЭЭ в конкретной точке присоединения промышленного потребителя. С учетом особенностей электроприемников промышленного потребителя, подключенных к анализируемой точке присоединения, при проведении имитационного моделирования оценим допустимую величину отклонения модульного значения коэффициента взаимной корреляции между эталонным и анализируемым сигналами ПВ. Такая допустимая величина отклонения модульного значения коэффициента взаимной корреляции может использоваться в качестве уставочного значения, а его превышение выступать как дискретный признак нарушения допустимого отклонения обобщенного ПКЭЭ.

Для обеспечения эффективного функционирования способа анализа качества электрической энергии в трехфазной системе промышленного электроснабжения реализуется предварительное имитационное моделирование, целями которого являются:

 – определение режимов функционирования системы промышленного электроснабжения, с учетом особенностей промышленной нагрузки, а также возможностей проведения работ по ремонтно-эксплуатационному обслуживанию;

 выявление режимов и точек присоединения электроприемников промышленного потребителя, в которых возможны существенные отклонения ПКЭЭ, требующих реализации выборочного контроля ПКЭЭ и мероприятий по восстановлению нормального функционирования системы промышленного электроснабжения;

– определение допустимых диапазонов отклонений обобщенного ПКЭЭ, а также показателей КЭЭ для проведения соответствующей процедуры выборочного контроля в моделируемых режимах и анализируемых точках присоединения.



Рис. 3.12. Структурная схема устройства, реализующего способ анализа КЭЭ в трехфазной системе промышленного электроснабжения

Устройство (рис. 3.12), реализующее способ анализа КЭЭ, включает последовательно соединенные модуль сбора данных, модуль трехмерного преобразования, модуль нормировки, блок корреляции, модуль детектирования, блок сравнения, блок последовательного анализа, а также блок хранения результатов имитационного моделирования.

Для функционирования устройства выполняется предварительное имитационное моделирование и формируется база данных допустимых отклонений обобщенного параметра КЭЭ в анализируемых точках присоединения и режимах функционирования системы промышленного электроснабжения, а также требуемых показателей КЭЭ для проведения процедуры выборочного контроля. Результаты имитационного моделирования вносятся в память блока хранения результатов моделирования (рис. 3.12). Отметим, что функционирование модулей (рис. 3.12) сбора данных и трехмерного преобразования аналогично устройству (рис. 3.10).

Поясним принципы реализации операций цифровой обработки сигналов на примере трехфазного сигнала напряжения. Рассмотрим сигнал напряжения на временном интервале, составляющим шесть периодов промышленной частоты (T = 120 мс) в предположении, что частота дискретизации составляет  $f_{\pi} = 1/t_{\pi} = 1$  кГц (двадцать отсчетов на период промышленной частоты).

На рис. 3.13 показаны напряжения фаз  $u_a(n)$ ,  $u_b(n)$ ,  $u_c(n)$  трехфазной системы, заданные на промышленной частоте f = 50 Гц. Зависимости (рис. 3.13) соответствуют вторичным сигналам напряжения (на выходе трансформатора напряжения), характерным определенной точке присоединения нагрузки, амплитудой 100 В. Считаем этот сигнал эталонным (неискаженным) и относительно такого сигнала будут анализироваться отклонения ПКЭЭ.



Рис. 3.13. Трехфазная система дискретных напряжений

Пусть в момент времени t = 40 мс (40-й отсчет дискретного сигнала рис. 3.13) под воздействием нелинейной нагрузки в точке присоединения

трехфазное напряжение начало искажаться третьей и пятой гармониками с амплитудами 20% от амплитуды основной гармоники ( $f = 50 \ \Gamma$ ц). Искаженные сигналы напряжения иллюстрирует рис. 3.14.



Рис. 3.14. Искаженная трехфазная система дискретных напряжений

Результаты выполнения преобразования Кларк и полученные при этом составляющие  $u_a(n)$  и  $u_\beta(n)$  показаны на рис. 3.15.



Рис. 3.15. Квадратурные составляющие пространственного вектора: для неискаженного сигнала (а), для искаженного сигнала (б)

Переходя к представлению от квадратурных составляющих (рис. 3.15) к напряжению синусоидальной формы с использованием расчетов мгновенной амплитуды и фазы (комплексного вектора), имеем сигнал вида рис. 3.16.



*Рис. 3.16*. Представление пространственного вектора в виде синусоидального сигнала: для неискаженного сигнала (а), для искаженного сигнала (б)

Мгновенные значения комплексного вектора из модуля трехмерного преобразования поступают на модуль нормировки. В модуле нормировки в скользящем окне данных, включающем, например, N комплексных отсчетов (мгновенных значений) ПВ, производится их нормировка (приведение к нормированному виду) по энергии. Для этого вычисляется энергия совокупности N комплексных значений ПВ в текущем скользящем окне, и каждое из комплексных мгновенных значений ПВ этого текущего скользящего окна нормируется к рассчитанной энергии.

В последующем нормированные совокупности комплексных мгновенных значений ПВ из модуля нормировки поступают в блок корреляции. В блоке корреляции производится расчет обобщенного ПКЭЭ, в качестве которого выступает коэффициент корреляции, и непосредственно связанный с понятием когерентности. Вычисление коэффициента взаимной корреляции ПВ осуществляется в блоке корреляции устройства (рис. 3.12). В качестве блока корреляции может использоваться устройство цифровой фильтрации (цифровой фильтр) [88], импульсная характеристика которого соответствует эталонному сигналу ПВ.

Мгновенные значения комплексного коэффициента взаимной корреляции подаются на модуль детектирования для получения их модульных значений. Модульные значения с выхода модуля детектирования поступают на первый вход блока сравнения, на вторые входы которого из блока хранения результатов имитационного моделирования поступает уставочное значение, соответствующее допустимому отклонению модульного значения коэффициента взаимной корреляции для анализируемой точки присоединения и текущего режима. По результатам сравнения формируется дискретный двоичный сигнал (0 или 1), используемый для реализации математических операций выборочного контроля в блоке.

В последующем в модулях нормировки, корреляции и детектирования реализуют операции цифровой обработки сигналов с целю получения модульного значения нормированного коэффициента взаимной корреляции между искаженным и неискаженным сигналами  $u_2(n)$  и  $u_1(n)$ (рис. 3.16) в виде:

$$|p_{12}(n)| = \sum_{i=1}^{N} u_1(i+n) \cdot u_2(i+n) |/sqrt[\sum_{i=1}^{N} u_1^2(i+n) \cdot \sum_{i=1}^{N} u_2^2(i+n)], \quad (3.66)$$

где функция *sqrt* [·] означает вычисление квадратного корня.

При этом в модуле нормировки реализуется деление мгновенных значений искаженного сигнала  $u_2(n)$  на коэффициент  $k_n(n)$ , соответствующий знаменателю выражения (3.66):

$$k_n(n) = 1 / sqrt[\sum_{i=1}^{N} u_1^2(i+n) \cdot \sum_{i=1}^{N} u_2^2(i+n)].$$
(3.67)

Нормирующий коэффициент  $k_n(n)$  для каждого мгновенного значения рассчитывается в окне анализа из N отсчетов. Пусть N = 20, то есть интервал усреднения соответствует периоду промышленной частоты.

В блоке корреляции устройства вычисляется коэффициент взаимной корреляции  $\rho_{12}(n)$ , определяемый равенством^

$$p_{12}(n) = \sum_{i=1}^{N} u_1(i+n) \cdot u_2(i+n) / sqrt[\sum_{i=1}^{N} u_1^2(i+n) \cdot \sum_{i=1}^{N} u_2^2(i+n)].$$
(3.68)

Модульное значение нормированного коэффициента взаимной корреляции между искаженным и неискаженным сигналами  $u_2(n)$  и  $u_1(n)$ формируется с применением модуля детектирования.

Зависимость  $|\rho_{12}(n)|$ , соответствующую сигналам напряжения  $u_2(n)$  и  $u_1(n)$ , иллюстрирует рис. 3.17.



*Рис. 3.17.* Зависимость нормированного значения коэффициента взаимной корреляции  $|\rho_{12}(n)|$  от значений дискретного времени n

На рис. 3.17 приводится уставочное значение для  $|\rho_{12}(n)|$ , полученное по результатам имитационного моделирования и соответствующее допустимому отклонению модульного значения коэффициента взаимной корреляции для анализируемой точки присоединения и текущего режима. Анализ рис. 3.17 показывает, что имеют место дискретные факты превышения или снижения уставочного значения, соответствующие значениям дискретной случайной величины  $\xi$ , причем  $\xi_n \in \{0, 1\}$ .

В блоке хранения результатов имитационного моделирования устройства (рис. 3.12) учитывается информация о текущем режиме, выраженная, например, в виде номера режима. Такая информация может поступать, например, из *SCADA*-системы или из систем диспетчерскотехнологического управления системой электроснабжения (оперативноинформационного комплекса – ОИК). Номер режима определяет текущий набор уставочных значений, выдаваемых с выходов блока хранения результатов имитационного моделирования в блок сравнения при анализе контролируемых точек присоединения системы промышленного электроснабжения. Дополнительно на второй вход блока последовательного анализа с выхода блока хранения результатов имитационного моделирования результатов имитационного врежима и точки присоединения выдаются параметры (величины  $k_1$ ,  $k_2$ , a, b – выражение (3.73)), необходимые для выполнения контрольных выборочных процедур. С выхода блока сравнения на первый вход блока последовательного анализа поступает последовательность случайных величин  $\xi_1, \xi_2, ..., \xi_n, ...$ Здесь  $\xi_n$  – дискретная величина, значение которой характеризует КЭЭ и соответствует результату анализа КЭЭ в текущий момент времени. Обозначим через *q* вероятность того, что  $\xi_n$  примет значение 1, а задачу контроля (анализа) обобщенного ПКЭЭ сведем к задаче проверки гипотезы о том, что *q* не превышает некоторой заданной величины *q*'.

При анализе КЭЭ с применением цифровой обработки сигналов (рис. 3.12) на заданном выборочном интервале времени имеем большой массив мгновенных значений обобщенного ПКЭЭ, последовательно поступающих с входа модуля детектирования. Предположим, что значение обобщенного ПКЭЭ в каждый момент времени может превышать или не превышать допустимый диапазон значений (дискретный сигнал  $\xi_n$  на выходе блока сравнения), и, в соответствии с этим, КЭЭ в заданный момент времени может признаваться соответствующим, или не соответствующим требуемым нормам в конкретной точке присоединения и в конкретном режиме работы системы электроснабжения. Примем значение  $\xi_n = 0$ , если в текущий момент времени требования КЭЭ соответствуют нормам, и  $\xi_n = 1$  при нарушениях требований к КЭЭ. Предположим, что переменная q означает относительное число моментов времени, когда имеют место нарушения ПКЭЭ.

Применительно к схеме (рис. 3.12) величина  $\xi_n$  принимает значение 0 или 1 с вероятностями  $P\{\xi_n = 0\} = (1 - q)$  и  $P\{\xi_n = 1\} = q$ , где q – вероятность снижения модульного значения коэффициента корреляции ниже нормируемого (уставочного) значения для текущего режима функционирования системы промышленного электроснабжения.

Целесообразно задать такую величину q', чтобы при  $q \le q'$  принималось решение о соответствии требованиям КЭЭ на всем выборочном массиве (интервале) наблюдений, а при q > q' – соответствие требованиям не выполнялось.

Отметим, что непрерывная проверка совокупности выборочных значений обобщенного ПКЭЭ во всех точках присоединения системы промышленного электроснабжения затратна по времени и требует больших финансовых затрат, а порой и нецелесообразна, исходя из схемно-режимных условий. Для организации рационального плана проведения выборочного анализа КЭЭ необходимо устанавливать риски, характерные для неправильного принятия решений. Учтем, что при q = q' КЭЭ находится на границе допустимого и не важно какое решение принимать. Если q > q', то целесообразно принимать решение о нарушении требований к КЭЭ, причем с увеличением q, увеличивается и степень целесообразности. Если q < q' считаем, что КЭЭ находится в допустимых пределах, а степень уверенности при этом увеличивается с уменьшением q.

В случае, если q незначительно отличается от q', то величины ошибок в принятии решений относительно КЭЭ невелики. Поэтому возможно задание таких величин  $q_0$  и  $q_1$  ( $q_0 < q'$  и  $q_1 > q'$ ), что принятие решения и ненадлежащем КЭЭ, приводящем к ущербам для потребителя, рассматривается только тогда, когда  $q \ge q_1$ , а принятие решения о надлежащем КЭЭ, не приводящем к ущербам, когда  $q \le q_0$ . При значениях q, находящихся в диапазоне от  $q_0$  до  $q_1$ , никакое решение не принимается.

Если заданы значения  $q_0$  и  $q_1$ , то допустимый риск, связанный с принятием неверных решений, определяется следующим образом:

– вероятность классифицировать отклонения показателей КЭЭ не должна превышать предварительно заданную величину  $\alpha$ , когда  $q \leq q_0$ ;

– вероятность классифицировать отсутствие отклонений показателей КЭЭ не должна превышать предварительно заданную величину  $\beta$ , когда  $q \ge q_1$ .

Следовательно, риск неправильного принятия решений определяется четырьмя величинами:  $q_0$ ,  $q_1$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ . Выбор этих величин реализуется статистическими методами, например, с помощью таблиц, графиков и др. [1]. Однако в современных условиях целесообразно определение величин  $q_0$ ,  $q_1$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  на основе проведения имитационного моделирования системы промышленного электроснабжения в различных схемно-режимных условиях, в том числе при отклонениях ПКЭЭ от нормируемых значений.

В блоке последовательного анализа реализуется биномиальная схема испытаний [115], согласно которой по результатам фиксации величины  $\xi_n$  осуществляется проверка гипотез [1]:

$$H_0: q = q_0 \text{ is } H_1: q = q_1, \tag{3.69}$$

где  $q_0$  и  $q_1$  – заданные критические уровни вероятностей для анализа КЭЭ, причем  $q_0 < q_1$ .

В каждый текущий *n*-ый момент анализа ПКЭЭ имеем случайную величину  $\xi_n$ , закон распределения которой соответствует выражению:

$$p(\xi; q) = q^{\xi} \cdot (1-q)^{1-\xi}, \qquad (3.70)$$

где  $\xi$  принимает значения 0 или 1.

Для принятия решения рассчитывается отношение правдоподобия *η*, которое на *n*-ом шаге анализа КЭЭ принимает вид:

$$\eta_n(\xi_1, ..., \xi_n) = [p(\xi_1; q_1) \cdot p(\xi_2; q_1) \cdot ... \cdot p(\xi_n; q_1)] / [p(\xi_1; q_0) \cdot p(\xi_2; q_0) \cdot ... \cdot p(\xi_n; q_0)] = (3.71)$$
$$= (q_1 / q_0)^{Dn} \cdot [(1 - q_1) / (1 - q_0)]^{n - Dn},$$

где Dn – случайная величина, характеризующая суммарное число отклонений мгновенных значений модуля коэффициента корреляции от нормативного значения для текущего режима,  $Dn = \xi_1 + \xi_2 + ... + \xi_n$ .

Пусть *dn* – значение случайной величины *Dn*, тогда область, в пределах которой испытания продолжаются для последовательного критерия Вальда, будет определяться неравенствами:

$$B < (q_1 / q_0)^{dn} \cdot \left[ (1 - q_1) / (1 - q_0) \right]^{n - dn} < A,$$
(3.72)

где  $A = (1 - \beta)/\alpha$ ;  $B = \beta / (1 - \alpha)$ ,  $\alpha$  и  $\beta$  – ошибки первого и второго рода [1] (в терминах производственного контроля – риски поставщика и потребителя [115]).

После несложных математических преобразований выражение (3.72) может быть приведено к виду:

$$k_1 \cdot n - k_2 \cdot b < dn < k_1 \cdot n + k_2 \cdot a, \tag{3.73}$$

где a = ln A > 0, b = -ln B > 0,

$$k_2 = 1 / \ln \left[ q_1 \cdot (1 - q_0) / (1 - q_1) \cdot q_0 \right]; \ k_1 = k_2 \cdot \ln \left[ (1 - q_0) / (1 - q_1) \right].$$
(3.74)

Последовательные испытания продолжаются при соблюдении условия (3.73) (т.е. оба неравенства выполняются) и прекращаются на том шаге процедуры контроля показателей КЭЭ, когда нарушается любое из неравенств. Нарушение левого неравенства приводит к принятию гипотезы  $H_0: q = q_0$ , а нарушение правого неравенства – гипотезы  $H_1: q = q_1$ .

На плоскости наблюдений (*n*, *dn*) границы, характеризующие области принятия гипотез, обозначаются прямыми линиями (рис. 3.18):

 $dn = k_1 \cdot n - k_2 \cdot b$  – граничная прямая для области принятия гипотезы  $H_0$ ;  $dn = k_1 \cdot n + k_2 \cdot a$  – граничная прямая для области принятия гипотезы  $H_1$ .



Рис. 3.18. Процесс принятия решения при последовательном анализе с помощью обобщенного ПКЭЭ: а) – процесс последовательного анализа, заканчивающийся принятием гипотезы *H*<sub>1</sub>; б) – принятием гипотезы *H*<sub>0</sub>

#### Пример:

Допустим, что по результатам имитационного моделирования заданы величины  $\alpha = 0,1; \beta = 0,2; q_0 = 0,01, q_1 = 0,03.$ 

Пусть dn – значение случайной величины Dn, тогда область, в пределах которой испытания продолжаются для последовательного критерия Вальда, определяется выражениями (3.73) и (3.74). В соответствии с этими выражениями и заданными значениями  $q_0$ ,  $q_1$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  получаем:

$$\begin{aligned} k_2 &= 1 / \ln \left[ q_1 \cdot (1 - q_0) / (1 - q_1) \cdot q_0 \right] = 1 / \ln \left[ 0,03 \cdot (1 - 0,01) / (1 - 0,03) \cdot 0,01 \right] = \\ &= 1 / \ln \left[ 0,03 \cdot 0,99 / (0,97 \cdot 0,01) \right] = 1 / 1,12 = 0,893; \\ k_1 &= k_2 \cdot \ln \left[ (1 - q_0) / (1 - q_1) \right] = 0,893 \cdot \ln \left[ (1 - 0,01) / (1 - 0,03) \right] = 0,018; \\ a &= \ln \left[ (1 - \beta) / \alpha \right] = \ln \left[ (1 - 0,2) / 0,1 \right] = 2,08; \\ b &= -\ln \left[ \beta / (1 - \alpha) \right] = -\ln \left[ 0,2 / (1 - 0,1) \right] = 1,6. \end{aligned}$$

Тогда равенство (3.73) приобретает вид:

$$0,018 \cdot n - 1,43 < dn < 0,018 \cdot n + 1,86. \tag{3.75}$$

Пусть выборочный контроль реализуется по значениям дискретной величины  $\xi_n$ , соответствующей изменениям модульного значения коэффициента взаимной корреляции (рис. 3.16) начиная с момента времени n = 34. Введем переменную *nn*, отсчет которой начинается с этого момента времени. При этом пошаговую реализацию процедуры последовательного анализа характеризует таблица 3.2.

Переменные	<i>nn</i> = 1	<i>nn</i> = 2	<i>nn</i> = 3	<i>nn</i> = 4	<i>nn</i> = 5	nn = 6	nn = 7	nn = 8
ξnn	0	0	1	1	1	1	1	1
0,018· <i>nn</i> + 1,86	1,878	1,896	1,914	1,932	1,95	1,968	1,986	2,004
dnn	0	0	1	2	3	4	5	6
0,018· <i>nn</i> − 1,43	-1,412	-1,394	-1,376	-1,358	-1,34	-1,322	-1,304	-1,286

Переменные, характеризующие реализацию процедуры последовательного анализа

Анализ табл. 3.2 показывает, что реализация способа анализа КЭЭ на основе процедуры последовательного анализа Вальда для выбранного примера заканчивается принятием решения о недопустимом отклонении показателей КЭЭ на *nn* = 4 шаге.

При отсутствии отклонений показателей КЭЭ для трехфазного сигнала напряжения (рис. 3.13) модульное значения коэффициента  $|\rho_{12}(nn)|$  взаимной корреляции для всех значений *nn* было бы равно 1, а дискретная величина  $\zeta_{nn} = 0$  соответственно. При этом пошаговую реализацию процедуры последовательного анализа характеризует таблица 3.3.

Таблица 3.3

Переменные	nn = 1	<i>nn</i> = 2	<i>nn</i> = 3		nn = 77	nn = 78	nn = 79	<i>nn</i> = 80	<i>nn</i> = 81
ξnn	0	0	0	•••	0	0	0	0	0
$0,018 \cdot nn + 1,86$	1,878	1,896	1,914	•••	3,246	3,264	3,282	3,3	3,318
dnn	0	0	0		0	0	0	0	0
0,018· <i>nn</i> − 1,43	-1,412	-1,39	-1,37	•••	-0,044	-0,026	-0,008	0,01	0,028

Переменные, характеризующие реализацию процедуры последовательного анализа

Анализ табл. 3.3 показывает, что принятие решения о допустимости отклонений показателей КЭЭ будет принято на 80-ом шаге последовательного анализа, что соответствует временному интервалу t = 80 мс.

Результаты анализа показателей КЭЭ выражаются в значениях дискретного сигнала с выхода блока последовательного анализа. Появление единичного сигнала с выхода блока свидетельствует об отклонении показателей КЭЭ от нормируемых значений, которые могут привести к возникновению ущербов у потребителя, и необходимости принятия мер по восстановлению КЭЭ.

Таким образом, достигается цель разрабатываемого технического решения, заключающаяся в разработке способа анализа качества электрической энергии в трехфазной системе, реализующего выборочный контроль, а также учитывающего комплексное воздействие совокупности отклонений ПКЭЭ на функционирование конкретного промышленного потребителя.

## 3.5. ВЫВОДЫ ПО ГЛАВЕ 3

1. Переход к интеллектуальным электрическим сетям, внедрение источников распределенной генерации, создание систем мониторинга, появление активных потребителей, использование коммуникационных технологий и устройств силовой электроники создают предпосылки для реализации новых методов анализа и алгоритмов поддержания качества электроэнергии.

2. Целесообразно внедрение автоматизированных систем мониторинга показателей качества электрической энергии с применением статистической обработки данных и формированием обобщенного показателя качества электрической энергии.

3. Учитывая, что внедрение непрерывного контроля показателей качества электрической энергии в большинстве случаев экономически нецелесообразно, то реализация выборочного контроля на отдельных интервалах времени, в заранее определенных точках контроля, с расчетом только тех показателей, которые являются критичными для конкретного потребителя, с учетом его технологических особенностей, являются оправданной.

4. При работе системы электроснабжения в квазиустановившихся режимах перспективна организация выборочного контроля обобщенного показателя качества электрической энергии на основе процедуры последовательного анализа Вальда. Результаты проведенных расчетов показывают, что использование последовательного анализа позволяет до трех раз повысить быстродействие алгоритмов принятия решения о величине отклонений отдельных параметров по сравнению с фиксированной выборкой. 5. Совместное использование результатов имитационного моделирования, параметров текущего режима и данных выборочного контроля от системы мониторинга показателей качества электрической энергии с применением процедуры последовательного анализа Вальда позволяет обеспечить адаптацию процедуры мониторинга к особенностям конкретной системы электроснабжения.

6. Реализация предложенного подхода позволяет обеспечить надежное электроснабжение электроустановок (электроприемников) потребителей и предотвратить ущербы за счет своевременной реализации организационно-технических мероприятия при отклонении обобщенного показателя качества электроэнергии за пределы нормируемого значения.

7. Существующие технические решения систем автоматического анализа КЭЭ в трехфазных системах электроснабжения с использованием пространственного вектора отличаются сложностью цифровой обработки сигналов токов и напряжений, а также применением методов распознавания образов при классификации отклонений показателей качества электроэнергии.

8. Обоснована рациональность использования статистического выборочного контроля показателей качества электрической энергии, который основывается на применении методов математической статистики для определения их соответствия установленным требованиям.

9. Для учета комплексного воздействия на системы электроснабжения отклонений показателей качества электрической энергии предложен комплексный показатель, в качестве которого выступает модульное значение коэффициента взаимной корреляции сигналов, отражающее свойство когерентности сигналов токов и напряжений.

10. При построении устройства, реализующего статистические методы выборочного контроля, целесообразно использование предварительного имитационного моделирования системы электроснабжения в различных режимах. В предложенном устройстве с использованием цифровой обработки сигналов введена процедура автоматического последовательного контроля по альтернативному признаку, распределенному по биноминальному закону.

## ГЛАВА 4

## ПРИМЕНЕНИЕ КРИТЕРИЯ ВАЛЬДА ДЛЯ РАСПОЗНАВАНИЯ ТРЕНДА ГРАФИКА НАГРУЗКИ В АВТОМАТИКЕ ОТКЛЮЧЕНИЯ СИЛОВЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ

## 4.1. СНИЖЕНИЕ ТЕХНИЧЕСКИХ ПОТЕРЬ ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ ЗА СЧЕТ ПРИМЕНЕНИЯ АВТОМАТИКИ ОТКЛЮЧЕНИЯ СИЛОВЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ НА ПОНИЗИТЕЛЬНЫХ ПОДСТАНЦИЯХ

## 4.1.1. Задача сокращения потерь холостого хода силовых трансформаторов понизительных подстанций

Проблема сокращения потерь электроэнергии в электрических сетях РФ является весьма актуальной проблемой. Согласно Перечню приоритетных направлений развития науки, технологий и техники в РФ и перечня критических технологий РФ [116], энергоэффективность является приоритетным направлением развития науки, технологий и техники, а технологии создания энергосберегающих систем транспортировки, распределения и использования энергии – критической технологией РФ.

Политикой инновационного развития, энергосбережения и повышения энергетической эффективности ОАО «Россети» от 2014 г. [117] было предусмотрено планомерное снижение уровня потерь электроэнергии при передаче по электрическим сетям ОАО «Россети». В 2017 г. принята Программа модернизации электросетевого комплекса ПАО Россети [118], согласно которой в течение периода 2017–2026 годов планируется сократить потери электроэнергии в электросети до нормативных значений. Проблема сокращения потерь электроэнергии может быть решена сочетанием двух основных подходов:

 весьма дорогостоящей модернизацией всего электросетевого комплекса за счет применения энергоэффективного оборудования и технологий;

2) оптимальным управлением существующим оборудованием электросетей [119, 120].

Во втором подходе одним из наиболее эффективных мероприятий является сокращение потерь холостого хода силовых трансформаторов понизительных подстанций (ПС). Практически все ПС в электрической сети РФ имеют два и более понизительных силовых трансформатора (например, блочная ПС – рис. 4.1).



Рис. 4.1. Однолинейная схема подстанции

Часто бывает так, что при проектировании ПС их силовые трансформаторы были выбраны по завышенной прогнозной нагрузке и в фактическом нормальном режиме работы каждый из трансформаторов имеет коэффициент загрузки много меньше 0,7 (недогружен). Это приводит к тому, что нагрузочные потери минимальны, а потери холостого хода ( $\Delta P_x$ .) становятся максимальными, т. е. главным образом технические потери состоят из потерь холостого хода. В результате относительные технические потери в трансформаторной группе ПС становятся очень большими (более 10%), а КПД передачи резко падает.

Очевидно, что для повышения экономичности передачи необходимо повысить коэффициент загрузки трансформаторов за счет отключения части трансформаторов ПС и перевода всей нагрузки на трансформаторы, оставшиеся в работе.

В качестве примера на рис. 4.2 приведен пример суточного графика нагрузки (рис. 4.2) ПС, изображенной на рис. 4.1. По нему рассчитаны потери активной мощности для каждого трансформатора ПС в отдельности и для двух трансформаторов вместе (рис. 4.3), при условии, что нагрузка распределена поровну между секциями шин. Характеристики силовых трансформаторов указаны в табл. 4.2.



Рис. 4.2. Суточный график нагрузки подстанции

Из графика (рис. 4.3) видно, что минимизация активных потерь мощности в трансформаторной группе ПС будет достигнута при: отключении трансформатора № 1 в период с 2 до 6 часов, переключении на трансформатор № 2 в период с 6 до 17 часов, включении обоих трансформаторов в период с 17 до 23 часов. Очевидно, что в указанные временные отрезки имеет смысл производить переключения трансформаторов с целью снижения активных потерь мощности при условии соблюдения требований по надежности электроснабжения потребителей.





В табл. 4.1 приведена ежегодная экономия при осуществлении всех переключений, по сравнению с работой двух трансформаторов постоянно.

### Таблица 4.1

Параметр			
Экономия от переключений, мВт			
Время работы в году, час/год			
Удельная стоимость электроэнергии (Суэ) (принято условно), руб/мВт.ч			
Ежегодная экономия, руб./год			

Экономия от переключений

Отключение недогруженных трансформаторов как мероприятие по снижению потерь в электросетях известно достаточно давно [119, 120, 123]. Имеющиеся в нормативной и специальной литературе расчетные выражения исходят либо из режима параллельной работы трансформаторов с одинаковыми параметрами, либо учитывают отличия параметров, но считают все трансформаторы работающими с одинаковыми коэффициентами загрузки. Оба эти варианта приводят к недопустимо большим погрешностям.

До сих пор в силу несовершенства элементной базы мероприятие по отключению трансформаторов, как и все другие мероприятия по снижению потерь в сетях, реализовывалось не автоматически, а вручную – оперативным персоналом. Например, в работе [121] рассматривается практика снижения потерь путем оптимального режима работы трансформаторов на подстанциях предприятий черной металлургии. Факт ручного выполнения переключений является основным недостатком предложенного метода, т. к. такое управление всегда будет осуществляться с запаздыванием и без контроля тренда графика нагрузки. До появления микропроцессорной техники не было возможности реализовать эффективное автоматическое управление.

В статье [122] предлагается автоматическое устройство УУРП (устройство управления режимом подстанции) для включения резервного источника питания при увеличении нагрузки и отключение его при снижении нагрузки. В качестве примера показана двухтрансформаторная подстанция напряжениями 110/10 кВ, имеющая выключатели на сторонах высшего и низшего напряжения (рис. 4.1). Однако в алгоритме УУРП не учтены мощности трансформаторов, коэффициенты загрузки, контроль тренда графика нагрузки ПС, а также коммутационный ресурс выключателей. Новую разработку возможно применять в том случае, если однозначно известен тренд графика нагрузки. Иначе стоимость переключений может превысить выгоду от снижения потерь, а выключатели и трансформаторы могут часто включаться и отключаться, возникнет «прыгание» выключателей.

Очевидно, что максимально эффективно управлять трансформаторами ПС можно лишь с помощью автоматических устройств. Необходимо создать алгоритм оптимального, полностью автоматического отключения трансформаторов в трансформаторной группе ПС при произвольном графике нагрузки. Поскольку из-за решения многокритериальной задачи оптимизации алгоритм такой автоматики будет довольно сложным, автоматика должна основываться на современных интеллектуальных электронных устройствах и системах связи между ними.

Для этого необходимо разработать:

 метод выбора числа работающих трансформаторов в произвольно заданной трансформаторной группе ПС по критерию минимума технических потерь электроэнергии в трансформаторах ПС;  дополнительные критерии выбора и метод многокритериальной оптимизации. Очевидными дополнительными критериями являются: минимум затрат, минимум сокращения ресурса выключателей, учет ограничений на переключения со стороны потребителей;

- метод оценки эффективности алгоритма управления;

– программно-аппаратную архитектуру требуемой системы управления.

## 4.1.2. Метод определения выбора числа работающих трансформаторов ПС по критерию минимальных потерь мощности в трансформаторах ПС без учета коммутационного ресурса оборудования

Отключение одного из n однотипных трансформаторов целесообразно в режимах, когда потери мощности в режиме (n - 1) становятся равны потерям в режиме n. Согласно известным законам электротехники [120, 124] это соответствует условию:

$$S < S_{ur} \sqrt{\frac{n(n-1)\Delta P_x}{\Delta P_k}}, \qquad (4.1)$$

где: *S* – полная электрическая трансформируемая мощность нагрузки всей ПС, MBA; *S*<sub>нт</sub> – номинальная мощность одного трансформатора, MBA;  $\Delta P_x$  – потери холостого хода каждого их однотипных трансформаторов ПС, кBT;  $\Delta P_{\kappa}$  – потери короткого замыкания каждого их однотипных трансформаторов ПС, кBT.

При *n* разнотипных трансформаторов граничное значение нагрузки, при котором целесообразно отключение последнего трансформатора в списке, определяется из условия:

$$\sum_{l=1}^{n} \Delta P_{xl} + \sum_{l=1}^{n} \Delta P_{kl} \left( \frac{S_l}{\sum_{l=1}^{n} S_{wl}} \right)^2 = \sum_{l=1}^{n-1} \Delta P_{xl} + \sum_{l=1}^{n-1} \Delta P_{kl} \left( \frac{S'_l}{\sum_{l=1}^{n-1} S_{wl}} \right)^2, \quad (4.2)$$

где *S*<sub>*l*</sub> – нагрузка, приходящаяся на *l* трансформатор в группе, MBA, в левой части выражения – до отключения, в правой части – после отключения.

В левой части выражения (4.2) производится суммирование данных по всем трансформаторам, а в правой – без одного из них. В случае при-

менения на подстанции трансформаторов с отличающимися параметрами или при различной загрузке трансформаторов (раздельная работа) решение о целесообразном режиме работы трансформаторов необходимо принимать на основе прямых вариантных расчетов потерь в трансформаторной группе (4.2) при различных сочетаниях работающих трансформаторов.

Как правило, отключение одного из двух или более трансформаторов, установленных на одной подстанции, целесообразно, если их максимальная нагрузка не превышает 40–45% суммарной номинальной мощности трансформаторов.

Согласно [117], эффект от мероприятия: плановое и фактическое снижение потерь электроэнергии при отключении трансформатора, определяется по формуле:

$$\Delta W = (\Delta W_x - \Delta W_y) \cdot 10^{-3}, \text{тыс. кBt. ч}$$
(4.3)

где:  $\Delta W_{\rm x}$  – снижение потерь холостого хода, кВт.ч;  $\Delta W_{\rm H}$  – увеличение нагрузочных потерь, кВт.ч.

 $\Delta W_{\rm x}$  и  $\Delta W_{\rm H}$  определяются по выражениям:

$$\Delta W_{x} = \sum_{j=1}^{k} \Delta P_{xj} t_{j}, \text{тыс.} \kappa \text{Bт.} \mathbf{q}$$

$$\Delta W_{u} = \sum_{j=1}^{k} \Delta P_{uj} t_{j}, \text{тыс.} \kappa \text{Bт.} \mathbf{q}$$
(4.4)

где:  $\Delta P_{xj}$  – снижение потерь мощности холостого хода *j*-м периоде продолжительностью  $t_j$  при отключении того или иного трансформатора;  $\Delta P_{uj}$  – увеличение нагрузочных потерь мощности *j*-м периоде, равное  $\Delta P_{uj}^{n-1} - \Delta P_{uj}^{n}$ , *k* – количество характерных периодов.

Нагрузочные потери мощности в *n* трансформаторах в *j*-м периоде определяются соотношением:

$$\Delta P_{uj}^{n} = \left(\frac{S_{uj}}{\sum_{l=1}^{n} S_{url}}\right)^{2} \sum_{l=1}^{n} \Delta P_{kl} , \text{ KBT}', \qquad (4.5)$$

где S<sub>нj</sub> – средняя нагрузка подстанции за время t<sub>j</sub>.

Предлагаемый метод предусматривает предварительный прямой вариантный расчет потерь мощности для каждой ПС. Рассмотрим

наиболее частый случай двухтрансформаторных подстанций с потребителями второй и третьей категории по бесперебойности электроснабжения и двухобмоточными трансформаторами. Результаты для анализа представляются в виде таблицы, где на пересечении значений полной мощности, передаваемой через каждый трансформатор, указан наиболее экономичный режим работы:

"T-1,2" – в работе находятся оба трансформатора;

"Т-1" – в работе, трансформатор Т-2 – в горячем резерве;

"Т-2" – в работе, трансформатор Т-1 – в горячем резерве.

При формировании методики определения оптимального режима работы можно принять допущение о том, что диапазон изменения суммарной нагрузки подстанции *S* ограничивается величиной допустимой перегрузки на 40% трансформатора с минимальной номинальной мощностью

$$S = S_1 + S_2 = 1, 4 \cdot S_{\min}, \tag{4.6}$$

где  $S_1$ ,  $S_2$  – значения полных мощностей, трансформируемых через Т-1 и Т-2.

Оценка потерь по рассматриваемым вариантам режимов электроснабжения производится по выражениям:

Режим "Т-1,2":

$$\Delta P_{T-1,2} = \Delta P_{s1} + \Delta P_{s2} + \left(\frac{S_1}{S_{s1}}\right)^2 \Delta P_{s1} + \left(\frac{S_2}{S_{s2}}\right)^2 \Delta P_{s2}, \qquad (4.7)$$

Режим "T-1":

$$\Delta P_{\rm T1} = \Delta P_{\rm x1} + \left(\frac{S_1 + S_2}{S_{\rm x1}}\right)^2 \Delta P_{\rm k1}, \qquad (4.8)$$

Режим "T-2":

$$\Delta P_{T2} = \Delta P_{x2} + \left(\frac{S_1 + S_2}{S_{u2}}\right)^2 \Delta P_{k2}, \qquad (4.9)$$

где  $\otimes P_{T1}$  – потери мощности при работе первого трансформатора;  $\Delta P_{T2}$  – потери мощности при работе второго трансформатора;  $\Delta P_{T-1,2}$  – потери мощности при работе одновременно первого и второго трансформатора. На основании сравнения уровня потерь мощности при всех допустимых загрузках трансформаторов делается заключение об оптимальности режима и делается запись в таблице выбора допустимых режимов.

Предложенная методика позволяет выбрать работающие трансформаторы ПС по критерию минимальных потерь мощности в трансформаторах ПС как в темпе процесса автоматического управления, так и при планомерной и систематической «ручной» разработке графиков отключения силовых трансформаторов подстанций в режимах малых нагрузок для вероятного графика нагрузки ПС.

### 4.1.3. Пример расчета энергоэффективных режимов работы трансформаторов на подстанции

В качестве примера рассмотрим двухтрансформаторную подстанцию 110/6 кВ «Буревестник» (Нижегородская область). В табл. 4.2 представлены характеристики ее силовых двухобмоточных трансформаторов.

Таблица 4.2

Параметр	Ед-цы измер-я	T-1	T-2
Тип трансформатора		ТДН- 10000/110-У1	ТДН- 16000/110-У1
Номинальная мощность, S <sub>ном</sub>	MB∙A	10	16
Номинальное напряжение ВН, U <sub>BH</sub>	кВ	110	110
Номинальное напряжение НН, U <sub>НН</sub>	кВ	10	10
Мощность потерь холостого хода, ∆Р <sub>х</sub>	МВт	0,0162	0,021
Мощность потерь КЗ, ∆Р <sub>к</sub>	МВт	0,065	0,09087

Характеристики силовых двухобмоточных трансформаторов

Рассмотрим три произвольных режима, отличающихся различной степенью загрузки трансформаторов Т-1 и Т-2:

Режим 1 – Загрузка трансформаторов одинаковая (табл. 4.3).

Загрузка трансформаторов, МВ·А

T-1	T-2	ПС «Буревестник»
1,4	1,4	2,8

В результате расчетов по формулам (4.7, 4.8, 4.9) получены значения потерь, тыс.кВт:

Режим "T-1,2":

$$\Delta P_{\text{TI-1,2}} = 0,01620 + 0,02100 + \left(\frac{1,4}{10}\right)^2 0,06500 + \left(\frac{1,4}{16}\right)^2 0,09087 = 0,03917;$$

Режим "T-1":

$$\Delta P_{\rm TI} = 0,01620 + \left(\frac{2.8}{10}\right)^2 0,06500 = 0,021296;$$

Режим "T-2":

$$\Delta P_{\rm T2} = 0,02100 + \left(\frac{2,8}{10}\right)^2 0,09087 = 0,023783$$

Принятым уровням нагрузок соответствует минимальное значение потерь 21,296 кВт, в режиме работы одного трансформатора – режим "Т-1". При этом экономия составляет 17,874 кВт по сравнению с режимом работы двух трансформаторов данной подстанции.

Режим 2, загрузка первого трансформатора больше, чем второго (табл. 4.4).

Таблица 4.4

Загрузка трансформаторов, МВ·А

T-1	Т-2	ПС «Буревестник»
5,6	4,2	9,8

В результате расчетов по формулам (4.7, 4.8, 4.9) получены значения потерь, тыс.кВт:

Режим "Т-1,2":

$$\Delta P_{\text{TI-I},2} = 0,01620 + 0,02100 + \left(\frac{5,6}{10}\right)^2 0,06500 + \left(\frac{4,2}{16}\right)^2 0,09087 = 0,063846;$$
Режим "T-1":

$$\Delta P_{\rm T1} = 0,01620 + \left(\frac{9,8}{10}\right)^2 0,06500 = 0,078626;$$

Режим "T-2":

$$\Delta P_{\rm T2} = 0,02100 + \left(\frac{9,8}{10}\right)^2 0,09087 = 0,05509 \,.$$

Принятым уровням нагрузок соответствует минимальное значение потерь 55,090 кВт, в режиме работы одного трансформатора – режим "Т-2". При этом экономия составляет 8,756 кВт по сравнению с режимом работы двух трансформаторов подстанции.

Режим 3. Загрузка второго трансформатора больше, чем первого (табл. 4.5).

Таблица 4.5

#### Загрузка трансформаторов, МВА

T-1	Т-2	ПС «Буревестник»
5,6	8,4	14

В результате расчетов по формулам (4.7, 4.8, 4.9) получены значения потерь, тыс. кВтч:

Режим "Т-1,2":

$$\Delta P_{\text{TI-I},2} = 0,01620 + 0,02100 + \left(\frac{5,6}{10}\right)^2 0,06500 + \left(\frac{8,4}{16}\right)^2 0,09087 = 0,082630;$$

Режим "T-1":

$$\Delta P_{\rm TI} = 0,01620 + \left(\frac{14}{10}\right)^2 0,06500 = 0,1436;$$

Режим "T-2":

$$\Delta P_{\rm T2} = 0,02100 + \left(\frac{14}{10}\right)^2 0,09087 = 0,090572 \,.$$

Принятым уровням нагрузок соответствует минимальное значение потерь 82,630 кВт, в режиме работы двух трансформаторов – режим "Т-1,2". При этом экономия составляет 60,970 кВт и 7,942 кВт по срав-

нению с режимом работы одного, соответственно Т-1 и Т-2, трансформаторов подстанции.

Для произвольного варианта загрузки ПС в соответствии с выражением (4.2) удобно составить диаграмму выбора оптимального по потерям режима включения трансформаторов по подстанции 110 кВ "Буревестник" – табл. 4.6.

Таблица 4.6

, o.e.	,	0,00	0,14	0,28	0,42	0,56	0,70	0,84	0,98	1,12	1,26	1,40	k3 T-1 o.e.
k3 T-2	S(T-2) MBA	0	1,4	2,8	4,2	5,6	7	8,4	9,8	11,2	12,6	14	S(T-1) MBA
0,00	0,0	-	T-1	T-1	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	
0,09	1,4	T-1	T-1	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	-	
0,18	2,8	T-1	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	-	-	
0,26	4,2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	-	-	-	
0,35	5,6	T-2	T-2	T-2	T-2	T-2	T-1,2	T-1,2	-	-	-	-	
0,44	7,0	T-2	T-2	T-2	T-2	T-1,2	T-1,2	-	-	-	-	-	
0,53	8,4	T-2	T-2	T-2	T-1,2	T-1,2	-	-	-	-	-	-	
0,61	9,8	T-2	T-2	T-1,2	T-1,2	-	-	-	-	-	-	-	
0,70	11,2	T-2	T-2	T-1,2	-	-	-	-	-	-	-	-	
0,79	12,6	T-2	T-2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
0,88	14,0	T-2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	

Расчетная диаграмма энергоэффективных режимов работы трансформаторов ПС «Буревестник»

Примечание: численные значения характеристик загрузки трансформаторов могут быть представлены также в единицах измерения тока по низкой или высокой стороне трансформатора.

Упрощенный расчет экономии, например, для варианта загрузки трансформаторов в соответствии с табл. 4.5, будет выглядеть следующим образом – табл. 4.7.

#### Таблица 4.7

Параметр	T-1	T-2
Экономия от переключений, мВт	0,06097	0,007942
Время работы в году, час/год	8760	8760
Удельная стоимость электроэнергии (Суэ) (принято условно), руб./мВт.ч	1230,28	1230,28
Ежегодная экономия, руб./год	657089,1	85592,9

#### Экономия от переключений

#### 4.1.4. Алгоритм автоматики отключения трансформаторов

Для осуществления оптимального автоматического переключения трансформаторов разработан обобщенный алгоритм (рис. 4.4) [125], выполняемый циклически. Разработанный алгоритм направлен на максимизацию критерия эффекта от переключения трансформаторов, состоящего из подкритериев: потерь электроэнергии  $\Delta W$ , коммутационного ресурса выключателей (количества переключений N или стоимости переключений).

Переключение трансформаторов должно осуществляться при одновременном выполнении следующих условий:

 существует необходимость переключения трансформаторов по критерию минимума потерь в трансформаторной группе ПС согласно описанному выше методу определения выбора числа работающих трансформаторов ПС – выражение (4.2);

 график нагрузки ПС с большой вероятностью сохранит существующий тренд (на повышение или на понижение) в течение промежутка времени, длительность которого определяется прогнозной экономией электроэнергии и ресурса выключателей;

- отсутствуют блокирующие сигналы.

К блокирующим сигналам в предложенном алгоритме относятся:

перегрузка трансформатора и другого силового оборудования (в т.ч. прогнозная);

- аварийные режимы (блокировка от РЗА);

- команды переключений от оперативного персонала или диспетчера;

- положение и готовность выключателей;

– наличие неисправности используемых выключателей, измерительных преобразователей, IED или других устройств, от которых требуется получение информации в алгоритме; - малое время от последнего срабатывания алгоритма;

– отклонение от правильного функционирования алгоритма.



1. Сбор информации о токах, напряжениях, положениях выключателей, рабочем состоянии оборудования, команд РЗА.

2. Проверка соответствия фактического режима работы нормальным положениям выключателей, возможным значениям токов и напряжений. «Да» – есть соответствие, «нет» – нет соответствия.

3. Поиск схемы работы трансформаторной группы ПС, более оптимальной по потерям электроэнергии, чем текущая схема (по выражению (4.2)).

4. Анализ тренда графика нагрузки – сохраняется или не сохраняется снижение / повышение величины нагрузки.

5. Анализ наличия и важности блокирующих сигналов.

6. Принятие решения о необходимости переключения на другую, более энергоэффективную схему работы тр-рной группы ПС. «Да» – переключение необходимо, «нет» – нет необходимости переключения.

7. Анализ технической возможности переключения на новую схему. «Да» – переключение возможно, «нет» – переключение невозможно.

8. Автоматическое выполнение переключений.

9. Автоматическое выполнение переключения на основную схему работы тр-рной группы ПС (при наличии технической возможности переключения).

10. Запрет на работу алгоритма.

Рис. 4.4. Обобщенный циклический алгоритм выбора оптимального режима работы трансформаторов

Последний блокирующий сигнал необходим для прекращения работы алгоритма в случае отклонения его параметров от нормы. Для этого должны быть описаны и заданы все возможные схемы, в которые может переключаться трансформаторная группа ПС, а также параметры силовых трансформаторов. Для возможных схем должны быть описаны нормальные положения всех коммутационных аппаратов силовых трансформаторов, секционных и шиносоединительных выключателей распредустройств, диапазоны возможных значений токов и напряжений.

Также же в алгоритме должна быть задана одна «основная» схема работы силовых трансформаторов ПС и ее РУ, обеспечивающая максимальную надежность электроснабжения и не допускающая возможные перегрузки оборудования в любых длительных режимах. В случае возникновения ошибок, исключений, несоответствий положений коммутационных аппаратов, токов, напряжений и т. д. в ходе работы алгоритма, он должен выполнять переход на эту «нормальную» схему и отключаться.

Реализацию разработанного алгоритма можно выполнить с помощью свободно программируемых интеллектуальных электронных устройств (ИЭУ), например [126] – рис. 4.5, как элемент автоматики нормального режима цифровой ПС с системой связи, выполненной по стандарту МЭК 61850.



Рис. 4.5. Схема информационных потоков интеллектуального электронного устройства автоматики отключения трансформаторов двухтрансформаторной ПС

Таким образом, можно сделать вывод о том, что максимально эффективно управлять трансформаторами ПС с целью сокращения потерь электроэнергии можно лишь с помощью автоматических устройств. При этом новая технология цифровых подстанций позволяет учитывать ряд новых дополнительных параметров, не участвовавших ранее в управлении: различие в параметрах трансформаторов, их загрузках, коммутационный ресурс оборудования, фактическое состояние оборудования, тренд графика нагрузки. За счет этого становится возможным оптимизировать управление.

Рассмотрен метод определения выбора работающих трансформаторов ПС по критерию минимальных потерь мощности в трансформаторах ПС для произвольного количества разнородных трансформаторов на ПС, произвольных режимов их работы. Приведен пример расчета эффективности мероприятия по управлению трансформаторами и диаграмма выбора оптимального по потерям режима включения трансформаторов двухтрансформаторной ПС при произвольной загрузке.

Рассмотрен общий алгоритм автоматики отключения трансформаторов при многокритериальном управлении. Алгоритм направлен на максимизацию критерия эффекта от переключения трансформаторов, состоящего из подкритериев: потерь электроэнергии, коммутационного ресурса выключателей (количества переключений или стоимости переключений). Предложенный алгоритм можно выполнить с помощью интеллектуальных электронных устройств (ИЭУ), как элемент автоматики нормального режима цифровой ПС с системой связи по стандарту МЭК 61850.

## 4.2. ПРИМЕНЕНИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОЙ ПРОЦЕДУРЫ ВАЛЬДА В АВТОМАТИКЕ ОТКЛЮЧЕНИЯ СИЛОВЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ

#### 4.2.1. Прогнозирование и распознавание тренда графика нагрузки

Электроэнергетика обеспечивает функционирование всех отраслей народного хозяйства. Из-за отсутствия возможности запасать хоть сколько-нибудь значительное количество энергии, ее производство должно обеспечивать мгновенный спрос. Для этого необходимо осуществлять прогнозирование графика нагрузки на какой-либо заданный промежуток времени. Кроме этого, необходимость прогнозирования тренда графика нагрузки выражается в достижении энергоэффективности и снижении потерь, а именно прогнозирование тренда графика нагрузки требуется для возможности отключения ненагруженных трансформаторов с целью снижения технических потерь [122, 124, 125]. При использовании трансформатора с низким коэффициентом загрузки увеличиваются потери холостого хода. Для предотвращения увеличения потерь требуется повышение коэффициента загрузки путем отключения ненагруженных трансформаторов. Такую задачу выполняет автоматика нормального режима [127, 128].

Автоматика нормального режима – автоматика отключения силовых трансформаторов выполняет переключения силовых трансформаторов на ПС в зависимости от текущей трансформируемой мощности с целью снижения потерь электроэнергии. Отслеживание и распознавание тренда графика нагрузки требуется для эффективной работы автоматики нормального режима, для исключения ложных и излишних срабатываний или для предупреждения отказов. Отсутствие прогнозирования тренда графика нагрузки может привести к тому, что отключение–включение выключателя будет происходить слишком часто, что приведет к быстрому износу коммутационный системы выключателей. Для распознавания нагрузки в автоматике отключения силовых трансформаторов возможно применение критерия Вальда [1].

Основные компоненты простейшей системы распознавания тренда графика нагрузки приведены на рис. 4.6 [124, 129]. Устройство защиты (интеллектуальное электронное устройство – ИЭУ) с определенной периодичностью «наблюдает» за параметрами (током, напряжением и др.) режима секции или отдельного присоединения. Используя полученные значения параметров наблюдений и заданное правило решения, ИЭУ классифицирует наблюдаемый режим как режим с нисходящим трендом графика нагрузки или как режим с восходящим трендом графика нагрузки. Исходя из распознанного тренда, ИЭУ определяет дальнейшее решение – блокирование перевода нагрузки на один силовой трансформатор ПС, или разрешение перевода нагрузки на один силовой трансформатор.



Рис. 4.6. Элементы двухгипотезной задачи распознавания тренда графика нагрузки присоедения (секции шин)

В любой произвольный момент *t* за режимом присоединения производится наблюдение за параметрами режима  $\Phi(t) = {\phi} - \mu c. 4.7$ . В общем случае пространство наблюдаемых параметров может быть многомерным – одно наблюдение тогда представляется матрицей-вектором и обозначается как  $\Phi = {\phi_1, \phi_2, ..., \phi_i, ..., \phi_N}$ , где N – количество наблюдаемых параметров режима,  $\phi_i - i$ -й параметр, например, действующее значение гармоники 50 Гц тока присоединения в момент времени наблюдения для некоторого заданного «окна» данных. Для простоты формирования пространства параметр наблюдения  $\phi_i$  зададим действительным числом.

$t_1$	Время t <sub>2</sub> наблюдения t, с	$t_1$	Время t <sub>2</sub> наблюдения t, с
$\Phi(t_1) = \{\varphi\}$	$\Phi(t_2) = \{\varphi\}  \dots$	$\Phi(t_1) = \{\varphi\}$	$\Phi(t_2) = \{\varphi\}  \dots$
=	=	=	=
$= \{ \phi(t_1) \}$	$= \{ \phi(t_2) \}$	=	=
		$\left[ \varphi_1(t_1) \right]$	$\left[ \phi_1(t_2) \right]$
		$\left\{ \varphi_{2}(t_{1}) \right\}$	$\left] \varphi_{2}(t_{2}) \right]$
			] [
		$\left  \varphi_{N}(t_{1}) \right $	$\left \phi_{N}(t_{2})\right $
Наблюдає	емые параметры режима	Наблюдае	мые параметры режима

 $\Phi = \{\phi\}$  при одномерном наблюдении  $\Phi = \{\phi\}$ 

Наблюдаемые параметры режима  $\Phi = \{\phi\}$  при *N*-мерном наблюдении

*Рис. 4.7.* Наблюдаемые параметры режима  $\Phi = \{\phi\}$  при одномерных и многомерных наблюдениях

Соответственно, при одномерном наблюдении автоматику назовем одномерной, при двумерном наблюдении – двумерной, а при *N*–мерном наблюдении – *N*–мерной.

С точки зрения простейшего варианта рассматриваемой автоматики отключения силовых трансформаторов ПС, в любой произвольный момент наблюдения *t* за режимом присоединения существует лишь две гипотезы оценки тренда графика нагрузки:

– гипотеза  $H_1$  – событие принадлежности текущего режима к восходящему тренду в течение ближайшего заданного промежутка времени  $\tau$ , а значит график нагрузки будет повышаться в течение  $\tau$  (рис. 4.8 а);

– гипотеза  $H_0$  – событие принадлежности текущего режима к нисходящему тренду в течение ближайшего заданного промежутка времени  $\tau$ , а значит график нагрузки будет понижаться в течение  $\tau$  (рис. 4.8 б).



Рис. 4.8. Примеры трендов графика нагрузки: а) восходящий, б) нисходящий

Теоретически гипотезы должны представлять собой полную группу событий, сумма вероятностей которых равна 1. В принятых гипотезах  $H_1$ ,  $H_0$  это правило не соблюдается, т. к. график нагрузки может ни повышаться, ни понижаться. Однако на практике иногда допустим выбор принятых гипотез, образующих неполную группу событий, поскольку теоретически правильная совокупность гипотез в рассматриваемом случае будет ухудшать эффективность принятия решения.

В общем случае каждый параметр наблюдения  $\varphi_i$  является случайной величиной. Величина параметра наблюдения  $\varphi_i(t)$  в любой момент времени *t* зависит от множества случайностей: режима электросети, поля температур, влажности, состояния изоляции, погрешностей измерительного тракта, помех т. д.

Предположим, что заранее определены моменты времени *t* с нисходящим трендом графика нагрузки (справедлива гипотеза  $H_0$ ), и моменты времени *t* с восходящий трендом графика нагрузки (справедлива гипотеза  $H_1$ ). В таком случае возможно распределить все наблюдения  $\varphi_i$  и отнести их либо к множеству нисходящего тренда, либо к множеству восходящего тренда. Представив эти множества в виде функций плотностей вероятностей, мы получим: функцию плотности  $p_{H0}(\varphi_i|H_0)$ , что это наблюдение  $\varphi_i$  соответствует гипотезе  $H_0$ , и функцию плотности  $p_{H1}(\varphi_i|H_1)$ , что это наблюдение  $\varphi_i$  соответствует гипотезе  $H_1$  (рис. 4.9). Площадь под каждой функцией равна единице.



*Рис. 4.9.* Пример функций плотности распределения одного параметра наблюдения фі для разных гипотез

Если наблюдение  $\Phi$  многомерное [29, 129–134], то функции плотности вероятности  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  и  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  изображаются в соответствующем *N*–мерном пространстве.

Функции плотности распределения  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  и  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  или их части являются «статистикой» и основой для анализа, а также принятия решения. Для каждого места установки, ПС, секции и т.д. функции  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  и  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  должны определяться индивидуально.

Определение этих функций возможно:

 с помощью численных экспериментов на имитационной модели электрической сети;

- с помощью наблюдения за реальным фидером (секцией шин).

Правило решения (рис. 4.7) представляет собой алгоритм:

– входными величинами которого является наблюдение  $\Phi(t)$  и уставка (найденная на основе функций  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  и  $p_{H0}(\Phi|H_0)$ );

— выходной величиной которого является результат принятия решения, классификация каждого наблюдения  $\Phi(t)$  — либо выбор гипотезы  $H_0$ , либо  $H_1$ .

Конкретный вид правила решения и его формирование зависит от используемого критерия и метода проверки гипотез.

Основная идея статистического подхода, основанного на методах проверки гипотез, применительно к рассматриваемой автоматике отключения силовых трансформаторов, заключается в следующем.

Пусть устройство защиты (ИЭУ) «наблюдает» с заданной частотой за параметрами режима. Пусть пространство наблюдаемых параметров может быть многомерным. Тогда правило решения представляет собой правило разбиения пространства наблюдений  $\Psi$  на две части:  $\Psi_0$  и  $\Psi_1$  (рис. 4.10). Если наблюдение  $\Phi$  попадает в область  $\Psi_0$ , то однозначно принимается гипотеза  $H_0$ , если наблюдение  $\Phi$  попадает в область  $\Psi_1$ , то принимается гипотеза  $H_1$ . Граница, разделяющая  $\Psi$  на две части  $\Psi_0$  и  $\Psi_1$ , или правило получения границы будет являться уставкой автоматики.



Рис. 4.10. Разбиение области решений – получение правила решения

Необходимо отметить, что каждое наблюдение  $\Phi$  в пространстве наблюдений  $\Psi$  обладает двумя параметрами: значением плотности вероятности  $p_{H0}(\Phi|H_0)$ , что это наблюдение  $\Phi$  соответствует гипотезе  $H_0$ , и значением плотности вероятности  $p_{H1}(\Phi|H_1)$ , что это наблюдение  $\Phi$  соответствует гипотезе  $H_1$ , причем

$$\int_{\Psi} p_{H_0} \left( \Phi \mid H_0 \right) \mathrm{d}\Phi = 1 \quad \mathbf{H} \quad \int_{\Psi} p_{H_1} \left( \Phi \mid H_1 \right) \mathrm{d}\Phi = 1.$$
(4.10)

Предположим, что эти функции плотностей вероятности нам известны на всем пространстве наблюдений Ψ. Если эти функции не пересекаются, то мы получаем идеально распознающую тренд графика нагрузки автоматику отключения трансформаторов. Действительно, ведь в этом случае любое текущее наблюдение Ф будет принадлежать (рис. 4.11):

– либо области с  $p_{H0}(\Phi|H_0) = 0$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1) \neq 0$ , а это значит, что тренд – однозначно восходящий в течение ближайшего заданного промежутка времени  $\tau$ ,

– либо области  $p_{H0}(\Phi|H_0) \neq 0$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1) = 0$ , что тренд однозначно нисходящий,

– либо  $p_{H0}(\Phi|H_0) = 0$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1) = 0$ , что тренд не определен (требуется продолжение наблюдений).





# 4.2.2. Пример процедуры статистического распознавания тренда графика нагрузки присоединения в идеальном случае

Пусть присоединение имеет график нагрузки с периодичностью сутки, и заданы статистические данные по нагрузке за 50 прошедших суток. Математические ожидания получасовых мощностей нагрузки суточного графика показаны на рис. 4.12. Предельное отклонение от математического ожидания нагрузки в каждый момент времени составляет 20% с равномерным законом распределения.



*с. 4.12.* Математическое ожидание примеј односменного графика нагрузки

В каждый момент времени будем наблюдать за двумя параметрами  $\Phi = \{\varphi 1, \varphi 2\}$ :

 $- \varphi 1 - объемом потребления активной электроэнергии за предыду$  $щие 10 часов (<math>\tau_{\varphi 1} = 10$  часов),

 $-\phi 2$  – объемом потребления активной электроэнергии за предыдущие 1,5 часа ( $\tau_{\phi 2} = 1,5$  часа).

Эти параметры выбраны произвольно и могут корректироваться для улучшения распознавания тренда.

Прогнозирование тренда графика нагрузки будем производить на 3 часа вперед (т = 3 часа).

Произведем анализ графика нагрузки за 50 прошедших суток для получения функций  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  – по сути это будет являться обучением алгоритма. Для этого каждое наблюдение будем относить либо к гипотезе  $H_0$ , либо к  $H_1$ .

Примем, что наблюдение  $\Phi$  относится к гипотезе  $H_0$  (нисходящий тренд), если:

 ни одна точка графика нагрузки в течение времени τ после момента наблюдения не превысит 120% активной мощности нагрузки в момент наблюдения;

 и средняя мощность нагрузки до момента наблюдения (полученная из φ<sub>1</sub>) больше, чем 120% средней мощности нагрузки после момента наблюдения в течение промежутка времени τ.

Примем, что наблюдение  $\Phi$  относится к гипотезе  $H_1$  (восходящий тренд), если:

 ни одна точка графика нагрузки в течение времени τ после момента наблюдения не будет ниже 80% активной мощности нагрузки в момент наблюдения;

 и 120% средней мощности нагрузки до момента наблюдения (полученная из φ1) меньше, чем средняя мощность нагрузки после момента наблюдения в течение промежутка времени τ.

Вид полученных функций  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  показан на рис. 4.13.



*Рис. 4.13.* Вариант полного распознавания тренда односменного графика нагрузки при  $\tau_{\phi 1} = 10$  часов,  $\tau_{\phi 2} = 1,5$  часа: а) функция нисходящего тренда  $p_{H0}(\Phi|H_0)$ , б) функция восходящего тренда  $p_{H1}(\Phi|H_1)$ , в) наложение функций в одной плоскости

Из рис. 4.13.в видно, что функция плотности вероятности нисходящего тренда  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и функция плотности вероятности восходящего тренда  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  не пересекаются друг с другом. Тем самым достигнуто

однозначное определение гипотез – если график нагрузки присоединения не изменит своих случайных параметров, то автоматика отключения трансформаторов будет однозначно распознавать тренд графика нагрузки в любой момент времени с помощью сформированного правила принятия решений.

Рассмотрим пример неполного распознавания тренда графика нагрузки. Для этого в том же примере уменьшим  $\tau_{\phi 1}$  с 10 часов до 3 часов. Вид полученных функций  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  показан на рис. 4.14.



*Рис. 4.14.* Вариант неполного распознавания тренда односменного графика нагрузки при  $\tau_{\phi 1} = 3$  часа,  $\tau_{\phi 2} = 1,5$  часа: а) функция нисходящего тренда  $p_{\rm H0}(\Phi|H_0)$ ,

б) функция восходящего тренда  $p_{\rm H1}(\Phi|H_1)$ ,

в) наложение функций в одной плоскости

Из рис. 4.14 в видно, что функция плотности вероятности нисходящего тренда  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и функция плотности вероятности восходящего

тренда  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  сильно пересекаются друг с другом. Область пересечения является областью потенциальной ошибки распознавания: максимальная вероятность ошибки распознавания нисходящего тренда равна 0,14, максимальная вероятность ошибки распознавания восходящего тренда – 0,294.

Указанный эффект связан с тем, что интервал интегрирования  $\tau_{\phi 1}$  сокращен до 3 часов. Поскольку длительность пиков графика нагрузки составляет около 5 часов (рис. 4.12), по 3-х часовой активной энергии невозможно безошибочно определить тренд этого графика нагрузки. Необходимо увеличивать  $\tau_{\phi 1}$  свыше 5 часов.

Рассмотрим еще один график нагрузки для трехсменного предприятия (рис. 4.15). В каждый момент времени будем наблюдать также за двумя параметрами  $\Phi = \{\varphi 1, \varphi 2\}$ :

 $\phi 1$  – объемом потребления активной электроэнергии за предыдущие 5 часов ( $\tau \phi 1 = 5$  часов);

 $\varphi 2$  – объемом потребления активной электроэнергии за предыдущие 1,5 часа ( $\tau \varphi 2 = 1,5$  часа).

Прогнозирование тренда графика нагрузки будем производить на 3 часа вперед (τ = 3 часа).



*Рис. 4.15.* Математическое ожидание для примера трехсменного графика нагрузки

Вид полученных функций  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  показан на рис. 4.16. Из рис. 4.16 в видно, что функция плотности вероятности нисходящего тренда  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и функция плотности вероятности восходящего тренда  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  почти не пересекаются друг с другом: максимальная вероятность ошибки распознавания тренда составляет 0,004.

Адаптация автоматики отключения трансформаторов будет производиться двумя путями одновременно:

– обновлением статистических данных по актуальному графику нагрузки и последующему обновлению функций  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1)$ ;

 подстройкой параметров наблюдения Ф для однозначного определения гипотез и получения идеально распознающей тренд графика нагрузки автоматики отключения трансформаторов.



в)

*Рис. 4.16*. Вариант полного распознавания тренда трехсменного графика нагрузки при  $\tau_{\phi 3} = 5$  часов,  $\tau_{\phi 4} = 1,5$  часа:

- а) функция нисходящего тренда  $p_{\rm H0}(\Phi|H_0)$ ,
- б) функция восходящего тренда  $p_{\rm H1}(\Phi|H_1)$ ,

в) наложение функций в одной плоскости

# 4.2.3. Принципы распознавания режимов по критерию Вальда

Если функции плотностей вероятности  $p_{H0}(\Phi|H_0)$  и  $p_{H1}(\Phi|H_1)$  пересекаются, то при принятии решения в момент времени *t* будет неизвестно однозначно, какая гипотеза является верной и можно совершить ошибку, выбрав неверную гипотезу. В этом случае необходимо: – либо изменить (адаптировать) наблюдаемые параметры Ф, добиваясь идеального распознавания тренда графика нагрузки – непересечения функций плотностей вероятностей гипотез;

– либо использовать для правильного распознавания тренда графика нагрузки статистические критерии обнаружения. Например, может быть использовано правило решений Вальда [1, 29], которое обеспечивает минимизацию количества шагов принятия решения при заданных ошибках принятия решения.

Рассмотрим применение метода Вальда для исследуемой автоматики отключения трансформаторов ПС.

В любой произвольный момент наблюдения *t* за графиком нагрузки *R*(*t*) существует три гипотезы оценки состояния данной нагрузки:

– гипотеза  $H_1$  – событие принадлежности нагрузки R(t) к нисходящему тренду в течение ближайшего заданного промежутка времени  $\tau$ ;

– гипотеза  $H_0$  – событие принадлежности нагрузки R(t) к восходящему тренду в течение ближайшего заданного промежутка времени  $\tau$ ;

– гипотеза  $H_2$  – событие неопределенности («не знаю»): по наблюдаемому режиму R(t) невозможно определить принадлежность ни к тренду снижения, ни к тренду увеличения графика в течение ближайшего заданного промежутка времени т. Необходимо выполнить как минимум еще одно наблюдение  $R(t+\Delta t)$  для того, чтобы выбрать одну из гипотез  $H_1$  или  $H_0$ .

Процедура принятия решения состоит из некоторого случайного количества шагов, общим числом N, и требует количества времени  $(N \Delta t)$ . Выбор из трех гипотез на каждом *i*-ом шаге производится по правилу:

гипотеза 
$$H_1$$
 выбирается, если  $\prod_{n=1,i} \Lambda(R_n) > b$ ,  
гипотеза  $H_0$  выбирается, если  $\prod_{n=1,i} \Lambda(R_n) \le a$ , (4.11)  
гипотеза  $H_2$  выбирается, если  $a < \prod_{n=1,i} \Lambda(R_n) \le b$ ,

где  $\Lambda(R)$  – отношение правдоподобия.

Отношение правдоподобия определяется равенством

$$\Lambda(R) = p_{H1}(R|H_1) / p_{H0}(R|H_0), \qquad (4.12)$$

где  $p_{H0}(R|H_0)$  – заданная плотность вероятности, что наблюдение R соответствует гипотезе  $H_0$ ,

 $p_{H1}(R|H_1)$  – заданная плотность вероятности, что наблюдение R соответствует гипотезе  $H_1$ , причем

$$\int_{Z} p_{H_0} (R | H_0) dR = 1 \quad \text{if } \int_{Z} p_{H_1} (R | H_1) dR = 1.$$
 (4.13)

Пороги в процедуре сравнения (4.11) задаются следующим образом:

а – нижний порог

$$a = P_M / (1 - P_F), \tag{4.14}$$

где  $P_M$  – заданная вероятность ошибочного выбора гипотезы  $H_0$ ;  $P_F$  – заданная вероятность ошибочного выбора гипотезы  $H_1$ ;

*b* – верхний порог

$$b = (1 - P_M) / P_F.$$
 (4.15)

После того как выбрана гипотеза  $H_0$  или  $H_1$ , i –й шаг становится последним: N = i.

Исходной информацией здесь являются только вероятности ошибки  $P_M$ ,  $P_F$  и функции плотности вероятности  $p_{H0}(R|H_0)$ ,  $p_{H1}(R|H_1)$ . Ни стоимости, ни априорные вероятности, ни какая-либо другая информация не участвуют в принятии решения, что упрощает практическое применение метода Вальда и является его важным достоинством.

#### 4.2.4. Пример применения метода Вальда для распознавания тренда графика нагрузки

Рассмотрим пример применения метода Вальда для простейшего случая одномерного пространства наблюдений Z (рис. 4.17 а). Пусть заданы необходимые исходные данные:

– функция плотности распределения  $p_{H0}(R|H_0)$  на отрезке [0; 0,6], и функция плотности распределения  $p_{H1}(R|H_1)$  на отрезке [0,5; 1,2];

– пусть вероятность ошибки  $P_M = 0,1$ , а вероятность ошибки  $P_F = 0,01$  (значения вероятностей приняты произвольно лишь для данного примера).

Тогда пороги а и b, согласно (4.14), (4.15) примут значения:

$$a = P_M / (1 - P_F) = 0.1 / (1 - 0.01) = 0.101;$$
  

$$b = (1 - P_M) / P_F = (1 - 0.1) / 0.01 = 90.$$

Пусть ряд трех последовательных наблюдений за режимом (рис. 4.17 а) выглядит следующим образом:  $R_1 = R(t) = 0.52$  o.e.;  $R_2 = R(t+\Delta t) = 0.55$  o.e.;  $R_3 = R(t+2\Delta t) = 0.58$  o.e.;

Делаем первый шаг выбора гипотез для наблюдения  $R_1 = R(t) = 0,52$  о.е.: i = 1.

$$\prod_{n=1,i} \Lambda(R_n) = \Lambda(R_1) = p_{H1}(R|H_1) / p_{H0}(R|H_0) = 0.85 / 1.7 = 0.5.$$

Согласно условию (4.11), выбирается гипотеза  $H_2$  («не знаю»):

$$a = 0,101 < \prod_{n=1,i} \Lambda(R_n) = 0,5 \le b = 90.$$

Делаем второй шаг выбора гипотез для наблюдения  $R_2 = R(t + \Delta t) = 0,55$  о.е.:

$$\Lambda(R_2) = p_{H1}(R|H_1) / p_{H0}(R|H_0) = 0,7 / 1,5 = 0,466;$$
$$\prod_{n=1}^{1} \Lambda(R_n) = \Lambda(R_1) \Lambda(R_2) = 0,5 \cdot 0,466 = 0,233.$$

Согласно условию (4.11), снова выбирается гипотеза Н<sub>2</sub>:

$$a = 0,101 < \prod_{n=1,i} \Lambda(R_n) = 0,233 \le b = 90.$$

Делаем третий шаг выбора гипотез для наблюдения  $R_3 = R(t+2\Delta t) = 0,57$  о.е.:

$$\Lambda(R_3) = p_{H1}(R|H_1) / p_{H0}(R|H_0) = 0.35 / 1.6 = 0.218;$$
$$\prod_{n=1} \Lambda(R_n) = \Lambda(R_1) \Lambda(R_2) \Lambda(R_3) = 0.233 \cdot 0.218 = 0.051.$$

Согласно условию (4.11), выбирается гипотеза  $H_0$  (событие принадлежит к восходящему тренду):

$$\prod_{n=1,i} \Lambda(R_n) = 0,051 \le a = 0,101.$$

Выбор гипотез и принятие решения завершены на третьем шаге – N = 3 (рис. 4.17).

Если хотя бы одно наблюдение  $R_i$  возникло не в области пересечения законов распределения [0,5; 0,6], то это привело бы к однозначному завершению принятия решения:

– если  $R_i < 0.5$ , то  $\Lambda(R_i) = 0$  и следует однозначный выбор гипотезы  $H_0$  (увеличение нагрузки);

– если  $R_i > 0,6$ , то  $\Lambda(R_i) = \infty$  и следует однозначный выбор гипотезы  $H_1$  (снижение нагрузки).



Рис. 4.17. Пример последовательного выбора гипотез по критериям Вальда:
 а) функции законов распределения p<sub>H0</sub>(R|H<sub>0</sub>), p<sub>H1</sub>(R|H<sub>1</sub>)
 и отношения правдоподобия Λ(R)
 в одномерном пространстве наблюдений Z,
 б) иллюстрация пошагового действия алгоритма выбора гипотез

Принцип применения метода Вальда для многомерных наблюдений полностью аналогичен рассмотренному примеру для одномерного наблюдения.

Реализацию разработанного алгоритма распознавании тренда графика нагрузки для автоматики снижения потерь в силовых трансформаторах можно выполнить с помощью свободно программируемых ИЭУ, например, производства ООО НПП «АЛИМП», АО НИ-ПОМ [126]. Как элемент автоматики нормального режима цифровой ПС указанные ИЭУ должны быть обеспечены системой связи, выполненной по стандарту МЭК 61850.

#### 4.3. ВЫВОДЫ ПО ГЛАВЕ 4

1. Эффективным методом снижения потерь является временное отключение недогруженных трансформаторов на понизительных подстанциях. Для этого целесообразно использование автоматики нормального режима, выполняющей переключения силовых трансформаторов на ПС в зависимости от текущей трансформируемой мощности.

2. Предложен метод определения выбора работающих трансформаторов ПС по критерию минимальных потерь мощности в трансформаторах ПС для произвольного количества разнородных трансформаторов на ПС, произвольных режимов их работы. Разработан общий алгоритм автоматики отключения трансформаторов при многокритериальном управлении.

3. С целью устранения излишних переключений и повышения эффективности работы автоматики отключения трансформаторов ПС требуется прогнозировать тренд графика нагрузки.

4. Разработанный статистический метод распознавания тренда графика нагрузки обладает высокой точностью. Пример показал 100% распознавание тренда случайного графика нагрузки. Разработанный метод является эффективным средством для снижения излишних переключений автоматики снижения потерь в трансформаторной группе понизительных ПС и повышения надежности электроснабжения.

5. Предложено применение метода Вальда при распознавании тренда графика нагрузки для автоматики снижения потерь в силовых трансформаторах. Достоинством метода является минимальный объем требуемой исходной информации для его реализации, необходимо лишь экспертное задание вероятностей ошибок принятия решения  $P_M$  и  $P_F$ .

6. К недостаткам метода Вальда можно было бы отнести необходимость нескольких наблюдений  $R(t+\Delta t)$  для окончательного принятия решения. Однако такое увеличение времени прогнозирования графика нагрузки для цифровых ИЭУ не является существенным изза высокой частоты дискретизации сигналов токов и напряжений, а также соответствующего темпа обмена информации и выдачи сигналов управления.

7. Применение предложенного метода прогнозирования графика нагрузки позволяет автоматике нормального режима с высокой долей вероятности определить восходящий или нисходящий тренд имеет график нагрузки, что важно для принятия решения об отключении недогруженных трансформаторов или включении резервных.

## ГЛАВА 5

## ПРИМЕРЫ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ МНОГОГИПОТЕЗНОГО ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В ЗАДАЧАХ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКИ

### 5.1. МНОГОГИПОТЕЗНЫЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ МЕСТА ПОВРЕЖДЕНИЯ ЛИНИЙ ЭЛЕКТРОПЕРЕДАЧИ

5.1.1. Определение мест повреждений высоковольтных воздушных линий электропередачи путем последовательного распознавания поврежденного участка по алгоритму Рида

Воздушные линии электропередачи (ВЛ) составляют основу электроэнергетических систем и связывают источники генерации и потребителей. Надежность электроснабжения и затраты на техническое обслуживание электрических сетей во многом зависят от точного определения места повреждения (ОМП) ВЛ, поскольку оно существенно влияет на скорость восстановления электроснабжения и сокращение времени простоя оборудования [135–147].

Следует отметить, что большая часть отключений ВЛ носит неустойчивый характер, когда из-за успешного автоматического повторного включения ВЛ остается в работе. Неустойчивые повреждения могут самоустраняться или переходить в определенных условиях в устойчивые. На ВЛ к неустойчивым повреждениям могут приводить: набросы различных предметов на провода, грозовые перекрытия гирлянд подвесных изоляторов, сближение фазных проводов при ветре или «пляске проводов» и другое. При этом значительно усложняется процедура поиска повреждения при послеаварийном обходе ВЛ, а также возрастает значимость разработки точных и надежных устройств ОМП [135–138].

Реализация устройств ОМП ВЛ может быть выполнена с использованием различных физических принципов и по различным алгоритмам [136, 139, 148]. Относительная погрешность волновых методов ОМП [148–153], в том числе основанных на активном зондировании ВЛ [153], значительно меньше погрешности традиционных приборов ОМП по параметрам аварийного режима (ПАР) [139–148]. Однако высокая стоимость волновых устройств ОМП ВЛ пока ограничивает возможность их массового применения.

При организации ОМП важно не только правильно рассчитать предполагаемое место повреждения ВЛ, но и сформировать требуемую зону ее обхода линейной бригадой (бригадами) [154, 155]. С одной стороны, зона обхода должна быть достаточно большой, настолько, чтобы с учетом воздействия случайных факторов действительное место повреждения ВЛ располагалось внутри этой зоны. С другой стороны, зона должна быть достаточно малой, такой, чтобы временные и экономические затраты на обход ВЛ были минимальными. Таким образом, существуют два противоречивых требования к формированию зоны обхода, которые должны учитывать специфику конструктивного исполнения ВЛ, а также совокупность случайных факторов, влияющих на ошибки ОМП.

Нормативными документами ПАО «Россети» [155] приняты следующие требования для определения зоны осмотра (обхода) ВЛ. После аварийного отключения ВЛ по данным расчета на основе показаний устройств ОМП необходимо исходить из того, что максимальное значение зоны осмотра составляет:

•  $\pm$  15 % длины ВЛ для линий протяженностью до 50 км включительно;

•  $\pm 10$  % для ВЛ протяженностью более 50 км до 100 км включительно;

•  $\pm$  7 % для ВЛ протяженностью от 100 до 300 км включительно;

•  $\pm 5$  % для ВЛ протяженностью от 300 км и более.

Однако при определении зоны обхода ВЛ в [155] не учитываются ошибки ОМП, например, связанные с отклонениями ПКЭЭ. Такие отклонения могут быть вызваны присутствием в аварийных осциллограммах токов и напряжений гармонических составляющих, вызванных переходными процессами при коротких замыканиях на ВЛ, влиянием нестационарности электропотребления промышленной нагрузки, применением элементов силовой электроники, наличием возобновляемых источников энергии со стохастическим характером выработки электроэнергии и др.

Сформулируем задачу распознавания при ОМП, как задачу классификации, состоящую в установлении факта принадлежности повреждения к одному из участков в пределах зоны обхода ВЛ. Ввиду влияния вышеуказанных случайных факторов процесс принятия решения при распознавании имеет стохастический характер и предполагает обработку аварийных осциллограмм токов и напряжений, зафиксированных на ограниченном временном интервале.

Дополнительно к многоэтапности принятия решений при ОМП ВЛ могут привести следующие соображения [156, 157]:

• целесообразность использования полных массивов параметров токов и напряжений, получаемых на всем протяжении регистрации аварийного события, и отказ от выдачи решения относительно места повреждения ВЛ на одном из временных срезов осциллограмм;

 возможность принятия решения по сокращенному вектору параметров при несущественных искажениях токов и напряжений, а также по расширенному вектору параметров при «глубоких» искажениях токов и напряжений с целью обеспечения распознавания поврежденного участка ВЛ с заданными показателями при одновременной экономии вычислительных и временных затрат;

• возможность использования аварийных осциллограмм (или результатов ОМП ВЛ), полученных от устройств ОМП ВЛ, регистраторов аварийных событий (РАС), терминалов релейной защиты и автоматики (РЗА), устройств АСУ ТП, синхронизированных векторных измерений (УСВИ) и др., расположенных на смежных участках ВЛ и регистрирующих осциллограммы по условиям пуска.

В разделе анализируются известные методы распознавания поврежденного участка при ОМП ВЛ, а также исследуется применение для этой задачи многогипотезного последовательного анализа на примере алгоритма Рида.

#### Анализ известных методов распознавания поврежденного участка линии электропередачи

Рассматриваются два метода ОМП ВЛ [158, 159], применяемых в электрических сетях и в контактной сети железнодорожного транспорта. В первом интервальном методе [158] решается задача сокращения размера участка ЛЭП, включающего место повреждения. Второй метод [159] предполагает разбиение ЛЭП на участки и решение задачи определения поврежденного участка линии.

Метод интервального определения места повреждения линии электропередачи. Предполагается, что в методе и устройстве ОМП ВЛ [158] не используются никакие замеры в привычном их понимании: ни замеры сопротивления, ни критерии резистивности повреждения, ни передающие модели и др. [139]. Вместо этого вводится новый подход, при котором искомым режимом повреждения считается каждый моделируемый имитационной моделью режим, для которого наблюдается такой же вектор измеряемых параметров (токов и/или напряжений с одного либо двух и более концов ВЛ), какой наблюдается с защищаемого объекта.

В качестве критерия близости вектора измеряемых величин моделируемого режима к вектору измеряемых величин с объекта (ВЛ) предлагается использовать произвольный критерий невязки, например, величину суммарной относительной погрешности. Считается, что появляется дополнительная возможность производить не только оценку расстояния до места повреждения, но и других параметров электропередачи и ОМП: величины переходных сопротивлений в месте повреждения, угла передачи, сопротивления питающих систем и др.

Пусть имеется ВЛ 1, которая соединяет питающие подстанции ПС 2 и 3 (рис. 5.1). В случае одностороннего наблюдения используются только вектор токов и/или вектор напряжений на стороне 4, в случае двустороннего наблюдения дополнительно используются векторы на стороне 5. На рис. 5.1 введены следующие обозначения: **i** и **u** – векторы отсчетов электрических токов и напряжений многопроводной системы, k – дискретное время, s и r – индексы подстанций 2 и 3,  $x_f$  – координата места повреждения 6, l – длина линии.



Рис. 5.1. Схема замещения поврежденной ВЛ: 1– ВЛ; 2, 3– системы; 4, 5– шины; 6– место короткого замыкания

Требуется определить участок ВЛ, гарантированно включающий в себя точку 6, при этом участок должен иметь минимально возможную длину.

Отсчеты наблюдаемых величин ( $\mathbf{i}_s(k)$ ,  $\mathbf{u}_s(k)$ ,  $\mathbf{i}_r(k)$ ,  $\mathbf{u}_r(k)$ , ...) обрабатываются в фильтрах ортогональных составляющих (рис. 5.2), формируют комплексные величины вектора измеряемых параметров  $\underline{\mathbf{V}}_{\text{нсх}}$ , которые подаются на первый вход блока сравнения.

Блок имитационного моделирования (рис. 5.2) производит расчет множества режимов повреждения защищаемого объекта (ВЛ) и режимов, предшествующих повреждению. Параметры для имитационного моделирования относятся к априорной информации об электропередаче. Блок имитационного моделирования формирует векторы величин токов и/или напряжений (обозначен как  $\underline{V}$ ) и вектор объектных параметров G моделируемых режимов, которым соответствуют эти токи и/или напряжения. Данные передаются в блок сравнения на второй вход.

Величина суммарной погрешности  $\varepsilon$  (либо другого критерия невязки) задается уставкой для блока сравнения, на выходе которого формируется искомый вектор объектных параметров (обозначен как  $G_{\varepsilon}$ ) только тех режимов повреждения, для которых выполняются условия близости векторов.

Множество значений координаты места повреждения  $x_f$  ( $x_f \in \mathbf{X}_{f\varepsilon}$ ,  $\mathbf{X}_{f\varepsilon} \in \mathbf{G}_{\varepsilon}$ ) отобранных режимов составляет искомый интервал, гарантированно содержащий координату реального места КЗ. Аналогично можно производить оценку интервала, содержащего искомое значение любого другого объектного параметра, например, величины переходного сопротивления  $R_f$  ( $R_f \in \mathbf{R}_{f\varepsilon}$ ,  $\mathbf{R}_{f\varepsilon} \in \mathbf{G}_{\varepsilon}$ ).



Рис. 5.2. Структурная схема устройства ОМП ВЛ



Рис. 5.3. Результаты сравнения точности способа [160] и рассматриваемого способа ОМП ВЛ [158]

На рис. 5.3 представлены сопоставительные результаты ОМП по способам [158] и [160], обладающих одинаковой информационной базой и находящихся в равных условиях. Из анализа рис. 5.3 видно, что участок, определяемый способом ОМП [160], составляет [37,181; 55,708] км или 18,527% от длины линии. Аналогичный интервал расстояний до места повреждения для рассматриваемого способа [158] составляет [47, 30; 50,96] км или 3,66% от длины линии. Таким образом, способ [158] позволяет получить значительно меньший участок ВЛ при ОМП, включающий истинную координату места КЗ и, следовательно, достичь большей точности.

Метод распознавания поврежденного участка контактной тяговой электрической сети. Тяговая сеть железных дорог переменного тока представляет собой сложную неоднородную электрическую цепь, которая имеет ряд проводников тягового тока: провода контактной сети, питающие, экранирующие, отсасывающие линии и рельсы, шпалы [161]. Контактная сеть и рельсы вместе с землей образуют взаимосвязанные электромагнитные контуры. На многопутных участках электромагнитные связи элементов тяговой сети обоих путей оказываются достаточно сложными.

Численные значения параметров, образующих сопротивление петли КЗ в контактной сети, содержат элемент случайности, поскольку они зависят от множества факторов: характера дуги, схемы питания, взаимного влияния смежных путей, удалённости места короткого замыкания, уровней напряжения на шинах смежных подстанций. Причем при разработке метода определения удалённости места короткого замыкания ни один из параметров петли короткого замыкания не может быть использован в качестве единственного критерия.

Для определения места короткого замыкания, используется методология распознавания образов, при которой необходимо измеренное множество (вектор) параметров  $\mathbf{x}_{\text{H3}}$  сравнивают с множеством рассчитанных параметров **x**, полученных по результатам имитационного моделирования (расчетов) [159].

Векторы множества параметров **x** сведены в матрицы  $M_j$  (j – характеризует сопротивление повреждения) и рассчитываются на границах интервалов  $\Delta L_k = L_k - L_{k-1}$ , на которые условно разделяется тяговая сеть (рис. 5.4). Элементы **x**<sub>из</sub> и **x** считаются совпадающими, если  $x_k \ge x_{u_3} \ge x_{k-1}$ .



*Рис. 5.4.* Фрагмент двухпутного участка с двусторонним питанием тяговой сети

Количество совпадений при сравнении рассчитанных элементов x с измеренными  $x_{\mu_3}$  суммируется в столбцах совокупной матрицы M (рис. 5.5) и записывается в нижней строке матрицы M. Столбец матрицы M, который имеет наибольшее количество совпадений, указывает на место короткого замыкания. В состав матрицы M входят вычисленные производные параметры петель коротких замыканий: R – активного, X – индуктивного и Z – полного сопротивлений; значения фазовых углов  $\varphi$ , а также сопротивлений дуги  $R_{\Pi}$ .

На рис. 5.5 приведен пример матрицы M одного из модельных экспериментов [159]. В верхней строке матрицы приведены координаты отрезков пути с шагом  $\Delta L = 0,1$  км, на которые разделена тяговая сеть. В крайнем левом столбце матрицы размещен вектор-столбец  $\mathbf{R}_{\rm A}$ , содержащий возможные параметры дуги с шагом 0,1 Ом.

	измеренные данные петли	короткого замыкания									<i>R</i> <sub>н</sub> , Ом	$X_{\rm H}, {\rm OM}$	$Z_{\rm H}, {\rm OM}$	фи, град					Y
	$m_{\overline{o}N}$	$[L_m - \ldots L_m]$	$R_{0,m}$ -1; $R_{0,m}$	$X_{0,m}$ -1; $X_{0,m}$	$Z_{0,m}$ -1; $Z_{0,m}$	φ0 <i>,m</i> -1; φ0 <i>,m</i>	$R_{1,m}$ -1; $R_{1,m}$	X 1, $m$ -1; $X$ 1, $m$	$Z_{1,m}$ -1; $Z_{1,m}$	φ1,m -1; φ1,m	$R_{2,m}$ -1; $R_{2,m}$	X 2, $m$ -1; $X$ 2, $m$	$Z_{2,m}$ -1; $Z_{2,m}$	φ2 <i>,m</i> -1; φ2 <i>,m</i>	 $R_{q}$ , $m$ -1; $R_{q}$ , $m$	$X_{q}$ , $m$ -1; $X_{q}$ , $m$	$Z_{q}$ , $m$ -1; $Z_{q}$ , $m$	φ <i>q ,m -</i> 1; φ <i>q ,m</i>	3
сания		:											:	:	 		:	:	:
тли короткого замын	₹	$[L_k - \ldots L_k]$	$R_{0,k-1}; R_{0,k}$	$X_{0,k}$ -1; $X_{0,k}$	$Z_{0,k-1}; Z_{0,k}$	φ0, <i>k</i> -1; φ0, <i>k</i>	$R_{1,k-1}; R_{1,k}$	$X_{1,k-1}; X_{1,k}$	$Z_{1,k-1}; Z_{1,k}$	φ1,k-1; φ1,k	$R_{2,k-1}; R_{2,k}$	$X_{2,k-1}; X_{2,k}$	$Z_{2,k-1}; Z_{2,k}$	φ2,k-1; φ2,k	 $R_{q,k-1};R_{q,k}$	$X_{q,k-1};X_{q,k}$	$Z_{q,k-1}; Z_{q,k}$	φ <i>q.,</i> k-1; φ <i>q.,</i> k	4
данные пе		:													 				:
Рассчитанные	N <u>6</u> 2	$[L_1L_2]$	$R_{0,1}; R_{0,2}$	$X_{0,1}; X_{0,2}$	$Z_{0,1}; Z_{0,2}$	φ0,1; φ0,2	$R_{1,1}; R_{1,2}$	$X_{1,1}; X_{1,2}$	$Z_{1,1}; Z_{1,2}$	φ1,1; φ1,2	$R_{2,1}; R_{2,2}$	$X_{2,1}; X_{2,2}$	$Z_{2,1}; Z_{2,2}$	φ2,1; φ2,2	 $R_{q}$ ,1; $R_{q}$ ,2	$X_{q}$ ,1; $X_{q}$ ,2	$Z_{q}$ ,1; $Z_{q}$ ,2	φ <sub>q</sub> ,1; φ <sub>q</sub> ,2	1
	N₀1	$[L_0L_1]$	$R_{0,0}; R_{0,1}$	$X_{0,0}; X_{0,1}$	$Z_{0,0}; Z_{0,1}$	φ0,0; φ0,1	$R_{1,0}; R_{1,1}$	$X_{1,0}; X_{1,1}$	$Z_{1,0}; Z_{1,1}$	φ1,0; φ1,1	$R_{2,0}; R_{2,1}$	$X_{2,0}; X_{2,1}$	$Z_{2,0}; Z_{2,1}$	φ2,0; φ2,1	 $R_{q}$ ,0; $R_{q}$ ,1	$X_{q}$ ,0; $X_{q}$ ,1	$Z_{q}$ ,0; $Z_{q}$ ,1	$\varphi_q$ ,0; $\varphi_q$ ,1	1
	$\mathbf{R}_{\mathrm{H}}$ OM			ç	R H			-	E <b>N</b>			ç	Υ <sup>μ</sup>			F	NIG		
	$[M_j]$				[0 M]			L- 1/1	[ <i>1 M ]</i>				[7. M]				b M		Mroro

параметров М
матрицы
совокупной
Структура
Puc. 5.5.

Данные	18,52	15,54	24,18	40	18,52	15,54	24,18	40	18,52	15,54	24,18	40	18,52	15,54	24,18	40	18,52	15,54	24,18	40	18,52	15,54	24,18	40	18,52	15,54	24,18	40	
1001,8	18,24	16,21	24,41	41,62	18,7	16,23	24,76	40,95	19,16	16,24	25,11	40,29	19,61	16,26	25,47	39,65	20,07	16,27	25,84	39,03	20,53	16,29	26,2	38,43	20,98	16,3	26,57	37,85	0
1001,7	18,09	16,07	24,2	41,63	18,54	16,09	24,55	40,95	18,99	16,1	24,9	40,3	19,44	16,12	25,25	39,66	19,89	16,13	25,61	39,04	20,35	16,15	25,98	38,44	20,8	16,16	26,34	37,86	1
1001,6	17,93	15,94	23,99	41,63	18,38	15,95	24,33	40,96	18,82	15,97	24,68	40,31	19,27	15,98	25,04	39,67	19,72	16	25,39	39,05	20,17	16,01	25,75	38,45	20,61	16,03	26,11	37,87	2
1001,5	17,77	15,8	23,78	41,64	18,21	15,81	24,12	40,97	18,66	15,83	24,47	40,31	19,1	15,84	24,82	39,68	19,54	15,86	25,17	39,06	19,99	15,87	25,52	38,46	20,43	15,89	25,88	37,88	1
1001,4	17,61	15,66	23,57	41,64	18,05	15,68	23,91	40,97	18,49	15,69	24,25	40,32	18,93	15,71	24,6	39,69	19,37	15,72	24,95	39,07	19,81	15,74	25,3	38,47	20,24	15,75	25,65	37,89	2
1001,3	17,46	15,52	23,36	41,65	17,89	15,54	23,7	40,98	18,32	15,55	24,04	40,33	18,76	15,57	24,38	39,69	19,19	15,58	24,72	39,08	19,63	15,6	25,07	38,48	20,06	15,61	25,42	37,9	2
1001,2	17,3	15,39	23,15	41,66	17,73	15,4	23,48	40,99	18,16	15,42	23,82	40,33	18,59	15,43	24,16	39,7	19,02	15,45	24,5	39,09	19,45	15,46	24,84	38,49	19,88	15,48	25,19	37,91	3
1001,1	17,14	15,25	22,94	41,66	17,57	15,26	23,27	40,99	17,99	15,28	23,6	40,34	18,42	15,29	23,94	39,71	18,84	15,31	24,28	39,1	19,27	15,32	24,62	38,5	16,69	15,34	24,96	37,92	1
1001	16,98	15,11	22,73	41,67	17,4	15,13	23,06	41	17,82	15,14	23,39	40,35	18,24	15,16	23,72	39,72	18,67	15,17	24,05	39,1	19,09	15,19	24,39	38,51	19,51	15,2	24,73	37,93	2
1000,9	16,82	14,98	22,52	41,67	17,24	14,99	22,85	41,01	17,66	15	23,17	40,36	18,07	15,02	23,5	39,73	18,49	15,03	23,83	39,11	18,91	15,05	24,16	38,52	19,32	15,06	24,5	37,94	1
1000,8	16,71	14,89	22,38	41,72	17,12	14,91	22,7	41,05	17,53	14,92	23,02	40,4	17,95	14,94	23,35	39,77	18,36	14,95	23,68	39,16	18,77	14,96	24,01	38,57	19,18	14,98	24,34	37,99	1
1000,7	16,59	14,81	22,24	41,76	17	14,82	22,55	41,1	17,41	14,84	22,87	40,45	17,82	14,85	23,2	39,82	18,23	14,87	23,52	39,21	18,63	14,88	23,85	38,67	19,04	14,9	24,18	38,04	1
1000,6	16,47	14,73	22,1	41,81	16,88	14,74	22,41	41,14	17,28	14,76	22,72	40,5	17,69	14,77	23,04	39,87	18,09	14,78	23,37	39,26	18,5	14,8	23,69	38,67	18,9	14,81	24,02	38,09	1
1000,5	16,35	14,64	21,95	41,85	16,76	14,66	22,26	41,19	17,16	14,67	22,58	40,54	17,56	14,69	22,89	39,92	17,96	14,7	23,21	39,31	18,36	14,71	23,53	38,71	18,76	14,73	23,85	38,14	0
1000,4	16,24	14,56	21,81	41,9	16,63	14,58	22,12	41,23	17,03	14,59	22,43	40,59	17,43	14,6	22,74	39,96	17,83	14,62	23,05	39,36	18,23	14,63	23,37	38,76	18,62	14,65	23,69	38,19	1
1000,3	16,12	14,48	21,67	41,94	16,51	14,49	21,97	41,28	16,91	14,51	22,28	40,64	17,3	14,52	22,59	40,01	17,7	14,53	22,9	39,4	18,09	14,55	23,21	38,81	18,48	14,56	23,53	38,24	1
OM	r	x	Ζ	0-	r	x	Ζ	φ	r	x	Ζ	9-	r	x	Ζ	φ	r	x	Ζ	φ	r	x	Ζ	φ	r	x	Ζ	9	(4)
Петли КЗ		30	Ç,	_		36	0,12			27	1.1			30	0,1			00	C,4			"	r			3.1	1.0		M

эксперимента
имитационного
одного
матрицы
рабочей
рагмент
Ð
0
Puc. 5

Из анализа рис. 5.6 видно, что наибольшие совпадения рассчитанных и измеренных параметров петли КЗ соответствуют дуге 2,8 Ом с местом КЗ 1001,2 км. С учетом того, что КЗ моделировалось на расстоянии 1001,5 км, разница между расчётным и реальным местом КЗ составила 200 – 300 м.

### Последовательный критерий выбора гипотезы о поврежденном участке из множества участков ВЛ в пределах зоны ее обхода

Предполагается, что для реализации последовательного анализа при выборе поврежденного участка в пределах зоны обхода ВЛ проводится k экспериментов с выборочными данными на каждом шаге процедуры.

По результатам каждого из экспериментов принимается одно из (*M*+1) решений:

– закончить эксперимент принятием гипотезы  $H_1$  (поврежден участок номер 1);

– закончить эксперимент принятием гипотезы  $H_2$  (поврежден участок номер 2);

– закончить эксперимент принятием гипотезы  $H_M$  (поврежден участок номер M);

– продолжить эксперимент, поводя дополнительные наблюдения.

Таким образом, процедура реализуется последовательно: на основе первого наблюдения принимается одно из (M+1) решений, причем при выборе одного из первых M решений, процесс заканчивается. Если выбирается решение под номером (M+1), то производится следующее (второе) наблюдение. Теперь на основе первых двух выборочных значений принимается одно из (M+1) решений. Если выбор будет соответствовать последнему (M+1)-ому решению, производится третий эксперимент. Процесс продолжается пока не будет выбрано одно из первых M решений.

В общем случае принятие решения относительно поврежденного участка ЛЭП производится на основе вектора параметров токов и напряжений **x**, характерных и соответствующих поврежденному участку под номером m (m = 1, ..., M). При этом вектор  $\mathbf{x} = \{x_1, x_2, ...\}$  параметров токов и напряжений в общем случае является случайным, поскольку может включать искажающие составляющие, например, связанные с

214

отклонениями показателей качества электрической энергии от нормативных значений [82].

Так как гипотезы  $H_1, ..., H_m, ..., H_M$  взаимно исключают друг друга и исчерпывают все возможные случаи для выбранных значений вектора **x**, то одна (и только одна) из гипотез  $H_1, ..., H_M$  согласуется с конкретным набором значений вектора **x**.

Считаем, что при ОМП ВЛ имеется возможность численно выразить значимость экономических потерь от различных неправильных решений. Введем функции  $w_1(\mathbf{x}), ..., w_m(\mathbf{x}), ... w_M(\mathbf{x})$ , где  $w_m(\mathbf{x})$  – неотрицательная функция, определяющая дополнительные экономические затраты, связанные с расширенным обходом ВЛ и получаемые в результате принятия гипотезы  $H_m$ , когда истинным является вектор параметров токов и напряжений **x**. Очевидно, что  $w_m(\mathbf{x}) = 0$  для всех точек **x**, входящих в состав участка *m*, поскольку для таких точек будет принято правильное решение относительно места повреждения ВЛ.

Заметим, что функции  $w_1(\mathbf{x}), ..., w_m(\mathbf{x}), ..., w_M(\mathbf{x})$  будут соответствовать весовым функциям ошибок ОМП ВЛ, поскольку от численного соотношения  $w_1(\mathbf{x}), ..., w_m(\mathbf{x}), ..., w_M(\mathbf{x})$ , то есть от соотношения цен ошибок ОМП должно зависеть правило принятия решения относительно поврежденного участка ВЛ.

Риском  $R(\mathbf{x})$  для параметрической точки токов и напряжений  $\mathbf{x}$  будем называть математическое ожидание потерь, вызванных неправильными решениями при ОМП ВЛ относительно поврежденного участка, когда истинно конкретное значение  $\mathbf{x}$ .

Пусть вероятность принятия гипотезы  $H_m$  равна  $P_m(\mathbf{x})$ , а функция потерь, связанная с этим решением, равна  $w_m(\mathbf{x})$ , тогда риск (математическое ожидание потерь) равно

$$R(\mathbf{x}) = P_1(\mathbf{x}) \cdot w_1(\mathbf{x}) + \dots + P_m(\mathbf{x}) \cdot w_m(\mathbf{x}) + \dots + P_M(\mathbf{x}) \cdot w_M(\mathbf{x}) = \sum_{m=1}^{M} P_m(\mathbf{x}) \cdot w_m(\mathbf{x}).$$
(5.1)

Будем считать, что оптимальное правило принятия решения относительно поврежденного участка m ВЛ будет минимизировать риск  $R(\mathbf{x})$  (математическое ожидание потерь) при принятии неправильных решений.

Выбор и получение функциональных зависимостей  $w_1(\mathbf{x}), ..., w_M(\mathbf{x})$  с практической точки зрения могут иметь определенные трудности, а их применение приводить к сложным расчетным алгоритмам. Поэтому це-

лесообразно использовать грубые аппроксимации таких зависимостей или упрощения. Наиболее широко применяемым приближением является использование «полупростой функции стоимости» [1, 28], соответствующей следующему выражению

$$w_m(\mathbf{x}) = \begin{cases} 0, \text{ если функция стоимости меньше или равна величины } c_m, \\ c, \text{ если функция стоимости больше величины } c_m, \end{cases}$$
 (5.2)

где c – выбранная положительная постоянная, которая, в зависимости от  $w_m(\mathbf{x})$ , может принимать только два значения 0 или 1. В ряде случаев [1, 28] принимают c = 1, поскольку умножение функции риска на постоянный множитель не влияет на реализацию правила принятия решения. Далее будут рассматриваться только полупростые функции стоимости, так как даже применение таких функций позволяет реализовать алгоритмы ОМП ЛЭП повышенной точности.

В процедурах последовательного анализа при упрощенных весовых функциях  $w_m(\mathbf{x})$  вводят понятия зон предпочтения и безразличия [1]. Так, под зоной предпочтения принятия гипотезы  $H_m$  понимается множество всех параметрических точек  $\mathbf{x}$ , для  $w_m(\mathbf{x}) = 0$ , а  $w_i(\mathbf{x}) = 1$  при  $i \neq m$ . Множество точек  $\mathbf{x}$ , для которых  $w_m(\mathbf{x}) = 0$ ,  $w_i(\mathbf{x}) = 1$  для  $j \neq m, i$ , будет называться зоной безразличия гипотез  $H_m$  и  $H_i$ . Аналогично, множество точек  $\mathbf{x}$ , для которых  $w_m(\mathbf{x}) = w_i(\mathbf{x}) = 0$ , а  $w_n(\mathbf{x}) = 1$  для  $j \neq m, i$ , будет называться зоной безразличия гипотез  $H_m$  и  $H_i$ . Аналогично, множество точек  $\mathbf{x}$ , для которых  $w_m(\mathbf{x}) = w_i(\mathbf{x}) = w_j(\mathbf{x}) = 0$ , а  $w_n(\mathbf{x}) = 1$  для  $n \neq m, i, j$ , называют зоной безразличия гипотез  $H_m$ ,  $H_i$  и  $H_i$ , и т. д.

Рассмотрим упрощенный пример, характеризующий расположение зон предпочтения и безразличия применительно к задаче ОМП ВЛ. Пусть имеется случайное распределение мест повреждения вдоль ВЛ, соответствующее рис. 5.7 при заданном влиянии различных случайных факторов. Справедливость функции распределения расчетных расстояний до места повреждения нормальному закону при ОМП ВЛ подтверждена в работах [139, 148]. Предполагаем, что зона обхода линейной бригадой выбирается по правилу «трех сигм» [148], т. е. в размере трех среднеквадратических значений закона распределения в обе стороны от расчетного места повреждения. Для уточнения зона обхода разбивается на три участка. Требуется определить на каком участке зоны обхода ВЛ располагается место повреждения по данным последовательных измерений параметров токов и напряжений и последующего расчета расстояния до места повреждения, подверженных искажениям в результате воздействия случайных факторов.

216


*Рис. 5.7.* Пример распределения места повреждения вдоль ВЛ с учетом влияния различных

Вводятся следующие гипотезы относительно места повреждения ВЛ (рис. 5.7):  $H_1$  – при расчетном месте повреждения  $l_{\pi} \le a$ ;  $H_2$  – при расчетном месте повреждения  $a < l_{\pi} < b$ ;  $H_3$  – при расчетном месте повреждения  $l_{\pi} \ge b$ . Пусть  $\Delta$  – некоторая положительная величина, тогда весовые функции, характеризующие зоны предпочтения и безразличия, определяются следующим образом:

$$w_{1}(l_{n}) = \begin{cases} 0, & \text{при } l_{n} < a + \Delta, \\ 1, & \text{при } l_{n} \ge a + \Delta, \end{cases}$$
(5.3)

$$w_{2}(l_{n}) = \begin{cases} 0, \text{ при } a - \Delta < l_{n} < b + \Delta, \\ 1, \text{ при других } l_{n}, \end{cases}$$
(5.4)

$$w_{2}(l_{n}) = \begin{cases} 0, \text{ при } l_{n} > b - \Delta, \\ 1, \text{ при других } l_{n}, \end{cases}$$
(5.5)

Зона предпочтения принятия гипотезы  $H_1$  определяется множеством точек  $l_n$ , для которых выполняется условие  $l_n \leq a - \Delta$ . Зона предпочтения принятия гипотезы  $H_2$  соответствует неравенству  $a + \Delta \leq l_n < b - \Delta$ , а зона предпочтения принятия гипотезы  $H_3$  – неравенству  $l_n \geq b + \Delta$ .

Зона безразличия гипотез  $H_1$  и  $H_2$  определяется неравенством  $a-\Delta < l_{\Pi} \le a+\Delta$ , зона безразличия гипотез  $H_2$  и  $H_3$  определяется неравенством  $b-\Delta \le l_{\Pi} < b+\Delta$ , зоны безразличия гипотез  $H_1$  и  $H_3$ , а также  $H_1$ ,  $H_2$  и  $H_3$  отсутствуют.

Важно отметить, что весовые функции  $w_1(\mathbf{x}), ..., w_M(\mathbf{x})$ , определяющие риск  $R(\mathbf{x})$ , имеют простую форму и могут принимать лишь два значения 0 или 1. Поэтому выражение для риска (5.1) преобразуется к виду

$$R(\underline{X}) = \sum_{m=1}^{M} P_m(\underline{X}), \qquad (5.6)$$

где суммирование производится только по значениям *m*, при которых  $w_m(\mathbf{x}) = 1$ .

Таким образом, неправильное решение принимается только тогда, когда принимается гипотеза  $H_m$ , для которой  $w_i(\mathbf{x}) = 1$  при  $i \neq m$ , а риск  $R(\mathbf{x})$  при этом будет равен вероятности неправильного решения.

## Показатели распознающей способности алгоритмов последовательного анализа при реализации ОМП ВЛ

Для формирования рационального решающего правила при ОМП ВЛ необходимо ввести показатели эффективности последовательной процедуры распознавания поврежденного участка. Целесообразно ввести три основных группы таких показателей: вероятностные, экономические и информационные.

К наиболее общим **вероятностным** показателям эффективности применения процедуры последовательного анализа является матрица условных вероятностей для M – гипотез, каждая из которых соответствует своему поврежденному участку в пределах зоны обхода ВЛ

$$\|P(k|i)\| = \|P_i(k)\| = \|P_{ik}\|,$$
 (5.7)

где  $i, k = 1, ..., M; P(k|i) = P_i(k) = P_{ik}$  – условная вероятность принятия решения о номере k поврежденного участка при условии принадлежности повреждения к участку i.

Обобщенным экономическим показателем эффективности при классификации поврежденного участка является матрица стоимостей ошибок при принятии решения  $||r_{ik}||$ . На основе такой матрицы можно

ввести средний риск, как среднюю стоимость ущерба многогипотезной процедуры последовательного анализа

$$\bar{r} = \sum_{i=1}^{M} \sum_{k=1}^{M} r_{ik} \cdot P_i \cdot P_{ik}.$$
(5.8)

При расчете показателей ущерба целесообразно учесть, что ошибки классификации могут быть неравнозначными. Очевидно, что дополнительные затраты на расширенный обход ВЛ при ошибочном выборе поврежденного участка зависят от сложности рельефа местности, привлекаемой для обхода техники, наличия водных преград в зоне обхода, дорог, путей заезда на трассу ВЛ и др. С учетом статистической информации о повреждаемости ЛЭП, а также потенциальных угроз повреждения на отдельных участках (например, лесистая местность, возможность падения деревьев за пределами охранной зоны ВЛ, посевные площади и др.), могут быть неравнозначными априорные вероятности  $P_i$ , характеризующие аварийность на отдельных участках.

Для сокращения вычислительных затрат на реализацию алгоритмов классификации во многих технических задачах [28] используют модификации матриц стоимостей путем введения единичных (простых матриц стоимости) или диагональных (полупростых матриц стоимости) матриц считая, что (выражение (8))  $r_{ii} = -1$  или  $r_{ii} = -r_i$ . Здесь отрицательные значения (-1) и (- $r_i$ ) свидетельствуют о «премиях» за правильные решения, а нулевые значения стоимости правильных решений при этом могут сохраняться. Выражение (5.8) для среднего риска преобразуется к виду

$$\bar{r} = -\sum_{k=1}^{M} r_i \cdot P_i \cdot P_{ii}.$$
(5.9)

При равной априорной вероятности ( $P_i = 1/M$ ) повреждения участков ВЛ удобной характеристикой является полная вероятность ошибки классификации

$$P_{\text{our}} = (\frac{1}{M}) \cdot \sum_{i=1}^{M} (1 - P_{ii}).$$
(5.10)

Информационные показатели классификации при ОМП основываются на параметрах токов и напряжений, оцениваемых по осциллограммам аварийных событий, и соответствуют мере снижения неопределенности в процессе принятия решения о поврежденном участке ВЛ. Количество извлекаемой информации при распознавании *i*-го участка ВЛ можно определить по соотношению априорных  $P_i$  и апостериорных  $P_{ii}$  вероятностей следующим образом

$$I_{i} = \log(\frac{P_{ii}}{P_{i}}) = \log P_{ii} - \log P_{i}.$$
(5.11)

Общее потенциальное количество извлекаемой информации для всех участков ВЛ определяется формульным выражением

$$I_{\Sigma} = \sum_{i=1}^{M} I_i = \sum_{i=1}^{M} \log P_{ii} - \sum_{i=1}^{M} \log P_i.$$
(5.12)

Важно, что количество извлекаемой информации зависит не только от мгновенных значений (параметров) осциллограмм аварийных событий, но и от алгоритмов их цифровой обработки (ЦОС). Например, в системах промышленного электроснабжения в условиях отклонения показателей качества электрической энергии от нормативных значений и искажений зарегистрированных токов и напряжений целесообразно введение специальных алгоритмов ЦОС для обеспечения требуемых показателей распознавания поврежденного участка ВЛ [162].

# Алгоритм и устройство многогипотезного последовательного анализа при ОМП ВЛ

Один из вариантов организации многогипотезного последовательного анализа был предложен Ридом [1]. Пусть  $x_1, x_2 \dots$  есть последовательность переменных, а  $p_m(x_1, x_2 \dots |H_i) = p_m(\mathbf{x}|H_i)$  – совместная плотность вероятности  $x_1, x_2 \dots$  при условии, что верна гипотеза  $H_i$ .

Алгоритм принятия решения Рида основывается на формировании на каждом шаге *m* обобщенного отношения правдоподобия

$$\lambda_m(\mathbf{x}|H_i) = \frac{p_m(\mathbf{x}|H_i)}{\sqrt[M]{\prod_{k=1}^M p_m(\mathbf{x}|H_k)}}, \ i = 1, ..., M.$$
(5.13)

При организации ОМП последовательно исключают из анализа те участки ВЛ, которые наименее подходят зафиксированному набору параметров осциллограмм аварийных событий. В ходе процедуры последовательного анализа производится расчет решающей статистики  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_i)$ , которая сравнивается с пороговым (уставочным) значением  $\lambda^{\text{пор}}_m(\mathbf{x}|H_i)$  останавливающей границы и соответствующим *i*-ому участку

ВЛ. Таким образом, если  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_j) < \lambda^{\text{пор}}_m(\mathbf{x}|H_j)$ , (j = 1, ..., M), то принимается ся решение о продолжении наблюдения, а *j*-ый участок ВЛ исключается из последующего анализа при ОМП. Процедура выявления поврежденного участка продолжается до тех пор, пока не останется последний наиболее вероятный участок ВЛ, который и считается поврежденным.

В процессе выполнения последовательной процедуры производится расчет останавливающих границ для каждого из анализируемых участков ВЛ, исходя из задаваемых вероятностных показателей качества классификации поврежденного участка. Согласно [1] останавливающая граница определяется равенством

$$\lambda_{m}^{\text{nop}}(\mathbf{x}|H_{i}) = \frac{1 - p_{ii}}{\sqrt[M]{\prod_{k=1}^{M} (1 - p_{ik})}},$$
(5.14)

где  $P_{ik}$  – вероятность принятия гипотезы  $H_i$ , когда действительна  $H_k$ .

При выполнении условия об исключении из последующего рассмотрения одного из участков ВЛ общее число анализируемых участков сокращается и становится равным (M - 1). В дальнейшем пересчитываются останавливающие границы, и процедура многогипотезного последовательного анализа повторяется до тех пор, пока не останется единственный, наиболее вероятный поврежденный участок.

На рис. 5.8. приведена структурная схема устройства, реализующего многогипотезный последовательный анализ при ОМП ВЛ. Устройство имеет многоканальную структуру, количество каналов *M* определяется числом участков, на которые разбивается зона обхода ВЛ.





На вход устройства (рис. 5.8) поступают либо мгновенные значения, либо комплексы токов и напряжений осциллограмм аварийных событий. На основе этой информации в блоке расчета параметров производится вычисление составляющих вектора **x**. В состав вектора **x** могут входить как величины, характеризующие поврежденный участок ВЛ (активное и реактивное сопротивления; значения реактивной мощности; значения коэффициента токораспределения, пересчитанные для предполагаемого места повреждения; другие параметры), так и, например, непосредственно расчетные значения места повреждения ВЛ, вычисленные по различным алгоритмам ОМП и имеющие различные систематические и случайные погрешности.

В последующем в каждом из блоков расчета решающей статистики на основе вектора **x** реализуется вычисление отношений правдоподобия  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_i)$ , свойственных каждому из i = 1, ..., M поврежденных участков ВЛ (выражение (5.13)). При вычислениях каждого из  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_i)$  из блока памяти по значениям **x**, полученным в блоке расчета параметров поступают значения  $p_m(\mathbf{x}|H_i)$  и  $\sqrt[M]{\prod_{k=1}^{M} p_m(\mathbf{x}|H_k)}$ .

Отметим, что заблаговременно до реализации ОМП ВЛ проводится имитационное моделирование с целью получения зависимостей  $p_m(\mathbf{x}|H_i)$ и  $\sqrt[M]{\prod_{k=1}^{M} p_m(\mathbf{x}|H_k)}$ , причем последние формируются для разного количества и сочетания гипотез M. Вероятностные распределения  $p_m(\mathbf{x}|H_i)$  могут определяться на основе статистических эксплуатационных данных с учетом ошибок, выявленных линейными бригадами при обходах ВЛ, или определяться из нормативных значений, по которым задается зона обхода линии (усредненные значения для ВЛ различной длины и класса напряжения). Вычисления  $\sqrt[M]{\prod_{k=1}^{M} p_m(\mathbf{x}|H_k)}$  для различных значений Mнеобходимы ввиду того, что алгоритм Рида предполагает последовательное исключение гипотез для принятия окончательного решения о поврежденном участке ВЛ.

Рассчитанные значения отношения правдоподобия для каждой из гипотез  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_i)$  поступают на первые M входов схем сравнения. На второй вход каждой *i*-ой схемы сравнения из блока расчета порогов подается соответствующее пороговое значение  $\lambda^{\text{пор}}_m(\mathbf{x}|H_i)$  для реализации операции  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_i) < \lambda^{\text{пор}}_m(\mathbf{x}|H_i)$ . При достижении на шаге m последовательной процедуры значения  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_i)$  ниже  $\lambda^{\text{пор}}_m(\mathbf{x}|H_i)$  с выхода схемы срав-

нения выдается логический сигнал в блок анализа. В соответствии с этим сигналом блоком анализа принимается решение об отсутствии повреждения на участке ВЛ под номером *i*, а *i*-ый участок исключается из последующего анализа. Таким образом, количество участков сокращается до (M - 1), что приводит к необходимости произвести перерасчет  $\lambda^{nop}_{m}(\mathbf{x}|H_i)$  в зависимости от того, какой из участков был исключен из анализа, а также изменить зависимость, участвующую в вычислении отношения правдоподобия (выражение (5.13)).

Для выполнения указанных выше изменений с выхода блока анализа выдаются сигналы на входы блока памяти и блока расчета пороговых значений. Для расчета пороговых значений, например, по выражению (5.14), в блок расчета порогов загружают заданные значения матрицы  $||P_{ik}||$ , определяющие выявление поврежденного участка ВЛ с требуемыми показателями распознающей способности.

В ходе обработки осциллограмм аварийных событий устройством (рис. 5.8) выполняется изложенный выше итерационный процесс, последовательно принимается решение об исключении гипотез относительно поврежденного участка ВЛ по условию  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_i) < \lambda^{\text{пор}}{}_m(\mathbf{x}|H_i)$ . Тогда, когда останется последняя гипотеза, процесс последовательного анализа останавливается и принимается решение о том, что повреждение ВЛ находится на соответствующем участке. При этом с выхода блока анализа устройства ОМП (рис. 5.8) выдается информация о поврежденном участке (например, в виде номера) в пределах зоны обхода ВЛ.

## Пример реализации ОМП ВЛ на основе алгоритма Рида многогипотезного последовательного анализа

Рассмотрим реализацию процедуры ОМП на примере воздушной ВЛ 110 кВ длиной l = 50 км с двухсторонним питанием (рис. 5.9).

На рис. 5.9 показана схема замещения воздушной ЛЭП 110 кВ (применительно к расчетному примеру), имеющей длину (l) 1; фазные активное сопротивление (R) 2 и индуктивность (L) 3, соединяющей шины 4 и 5 двух систем 6 и 7. На линии показано короткое замыкание 8 за переходным сопротивлением ( $Z_{\Pi}$ ) 9 на расстоянии ( $x = n \cdot l$ ) 10 от одного конца линии. При возникновении короткого замыкания на линии по ней протекают ток (i') со стороны шины 4 и ток (i'') со стороны шины 5. При этом на шинах 4 и 5 измеряют не синхронизированные по времени

мгновенные значения фазных токов ( $i'_A$ ,  $i'_B$ ,  $i'_C$ ), ( $i''_A$ ,  $i''_B$ ,  $i''_C$ ) и напряжений ( $u'_A$ ,  $u'_B$ ,  $u'_C$ ), ( $u''_A$ ,  $u''_B$ ,  $u''_C$ ) в момент короткого замыкания.



Рис. 5.9. Однолинейная схема замещения ВЛ 110 кВ: 1 – длина ВЛ;
2 – активное сопротивление ВЛ; 3 – индуктивное сопротивление ВЛ;
4,5– шины со стороны системы-1 и системы-2 соответственно;
6,7 – система-1 и система-2 соответственно; 8 – короткое замыкание;
9 – переходное сопротивление; 10 – расстояние до места повреждения

Относительное расстояние до места повреждения *n* определим в соответствии с соотношением [163]

$$n = \frac{(u'(m) - u''(m)) + R \cdot i''(m) + L \cdot \frac{di''(m)}{dt_m}}{R \cdot (i'(m) + i''(m)) + L \cdot (\frac{di'(m)}{dt_m} + \frac{di''(m)}{dt_m})}.$$
(5.15)

Такой метод ОМП ВЛ обладает достаточно малыми ошибками расчета расстояния до повреждения в условиях КЗ и неискаженных (синусоидальных) токов и напряжений осциллограмм аварийного события [163].

Предположим, что, например, со стороны системы-1 (рис. 5.9) дискретные мгновенные значения тока i'(m) искажены фликером [например, 82]. Искаженный сигнал тока i'(m) иллюстрирует рис. 5.10.а.

Примем, что со стороны системы-2 (рис. 5.9) присутствует нелинейная нагрузка, которая выдает в электрическую сеть, например, интергармоники. Для простоты примера считаем, что мгновенные значения тока i''(m) искажены интергармоникой частоты  $f_{\mu} = 135$  Гц с амплитудой  $I_{\mu} = 0,15 \cdot I''$  и нулевой начальной фазой рис. 5.10.6.

$$\underbrace{ic1_{m}}_{-2\times10^{4}} \underbrace{ic1_{m}}_{0} \underbrace{1\times10^{4}}_{2\times10^{4}} \underbrace{1\times10^{4}}_{0} \underbrace{1\times10^{4}}_{0}$$

Рис. 5.10. Осциллограммы тока, искаженные: фликером (а) (со стороны системы-1, рис. 5.9) и интергармоникой (б) (со стороны системы-2, рис. 5.9) частоты  $f_{\rm H} = 135$  Гц

Таким образом, расчетное выражение для места повреждения в присутствии фликера и интергармоники частоты  $f_{\mu} = 135$  Гц соответствует равенству:

$$\begin{split} n_{\mu}(m) &= \{(u'(m) - u_{\mu}''(m)) + I'' \cdot [R \cdot \sin(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi})) + L \cdot \cos(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi}))] + \\ &= 0, 15 \cdot I'' \cdot [R \cdot \sin(2\pi f_{\mu} \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi})) + L \cdot \cos(2\pi f_{\mu} \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi}))] \} / \\ &= \{(I' \cdot (1 - k \cdot \operatorname{rnd}(m)) + I'') \cdot [R \cdot \sin(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi})) + L \cdot \cos(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi}))] \} + \\ &= 0, 15 \cdot I'' \cdot [R \cdot \sin(2\pi f_{\mu} \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi})) + L \cdot \cos(2\pi f_{\mu} \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi}))] \}, \\ u'(m) &= U + I' \cdot (1 - k \cdot \operatorname{rnd}(m)) \cdot [n \cdot R \cdot \sin(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi})) + n \cdot L \cdot \cos(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi}))] \}, \\ u''(m) &= U + (1 - n) \cdot R \cdot [I'' \cdot \sin(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi})) + 0, 15 \cdot I'' \cdot \sin(2\pi f_{\mu} \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi}))] + \\ &= (1 - n) \cdot L \cdot [I'' \cdot \sin(2\pi f \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi})) + 0, 15 \cdot I'' \cdot \sin(2\pi f_{\mu} \cdot (t_{3} + m \cdot t_{\pi}))], \end{split}$$

$$(5.16)$$

где k – число (постоянный коэффициент), характеризующее «глубину искажений» фликером; rnd(m) – случайное число (например, распределенное по равномерному закону в интервале [0; 1], формируемое при каждом значении дискретного времени m; U – напряжение в месте повреждения;  $t_3$  – время задержки;  $t_a$  – интервал дискретизации.

Таблица 5.1

Пара-	Γ	Γ''	f	t <sub>A</sub>	L	R	$f_{\mu}$	U	п	k	t <sub>3</sub>
метр	(A)	(A)	(Гц)	(c)	(Гн)	(Ом)	(Гц)	(B)			(c)
Значе- ние	13908,15	9030,13	50	0,0025	0,0643	12,5	135	29323,83	0,5	0,15	0,003

Значения расчетных параметров

Подстановка численных значений в соответствии с таблицей 5.1 и выражением (5.16) приводит к следующим результатам:

- при m = 20;  $n_{\mu}(20) = 0.486$ ;  $\Delta x = l \cdot (n - n_{\mu}) = 50 \cdot (0.5 - 0.486) = 0.7$  (км);

- при  $m = 60; n_{\rm H}(60) = 0,526; \Delta x = l \cdot (n - n_{\rm H}) = 50 \cdot (0,5 - 0,526) = -1,30$  (км).

Анализ полученных результатов расчетов показывает, что ошибки ОМП ВЛ могут иметь как положительный, так и отрицательный знак, они распределены неравномерно относительно использования различных моментов времени.

Поскольку длина ВЛ составляет l = 50 км, поэтому зона обхода для принятого места повреждения  $l_{\kappa_3}$  составляет  $\pm 10$  % длины ВЛ [155] или  $\Delta l = \pm 50.0, 1 = \pm 5$  (км) относительно места повреждения.

Учитывая нормальный закон распределения ошибок ОМП ВЛ и правило трех сигм [77], можно принять, что стандартное отклонение (среднеквадратическое отклонение) нормального закона распределения ошибок ОМП ВЛ составляет  $\sigma \approx (2 \cdot \Delta l)/6 = 10/6 = 1,67$  (км).

Рассмотрим упрощенный вариант реализации процедуры последовательного анализа при ОМП с разбиением зоны обхода ВЛ на три участка относительно места повреждения (рис. 5.11), соответствующих трем гипотезам:  $H_1: \mu = -\sigma; H_2: \mu = 0$  и  $H_3: \mu = \sigma$ , которые соответствуют решениям о соответствии места повреждения значениям математических ожиданий  $\mu$  (рис. 5.7.).

Пусть по результатам расчета расстояния до места повреждения по выражению (5.16) на основе мгновенных значений осциллограмм токов (рис. 5.10 а, б) и напряжений получены десять последовательных выборочных значений величины  $l_{\kappa_3}$ , которые сведены в таблицу 5.2. Ввиду разброса выборочных значений  $l_{\kappa_3}$ , не представляется возможным однозначно принять решение относительно справедливости гипотез  $H_1, H_2, H_3$ .

Таблица 5.2

выоорочные значения расстояния оо места поврежоения,
полученные по мгновенным значениям осциллограмм
аварийных событий

т	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$l_{\rm K3}({\rm KM})$	25,85	24,9	23,7	26,35	24,6	25,6	25,7	27,36	23,75	25,05

Отметим, что математическое ожидание выборочных значений  $l_{\kappa_3}$  (таблица 5.2) равно  $M[l_{\kappa_3}] = 25,185$  (км).



*Рис. 5.11.* Распределение вероятностей гипотез  $p_m(l_{\kappa_3}|H_i)$ 

Для реализации последовательного анализа введем матрицу условных вероятностей (выражение (5.7)) принятия решения относительно поврежденного участка

$$\left\| P(k|i) \right\| = \left\| P_i(k) \right\| = \left\| P_{ik} \right\| = \left\| \begin{array}{ccc} 0,70 & 0,15 & 0,15 \\ 0,15 & 0,70 & 0,15 \\ 0,15 & 0,15 & 0,70 \\ \end{array} \right\|.$$
(5.17)

Выбор элементов матрицы должен быть выполнен с учетом эксплуатационных особенностей ВЛ, а также экономических последствий от неправильных решений [146].

Произведем расчет пороговых значений для последовательной многогипотезной процедуры Рида на основе элементов матрицы (5.17)

$$\lambda_m^{\text{nop}}(l_{\kappa_3}|H_1) = \lambda_m^{\text{nop}}(l_{\kappa_3}|H_2) = \lambda_m^{\text{nop}}(l_{\kappa_3}|H_3) = 0,353.$$
(5.18)

Вычисление отношений правдоподобия  $\lambda_m(l_{\kappa_3}|H_i)$  для каждой из гипотез  $H_i$  (i = 1, 2, 3) целесообразно выполнить с использованием стандартной гауссовой функции

$$f(x) = (\frac{1}{\sqrt{2\pi}}) \cdot \exp\{-\frac{x^2}{2}\},$$
(5.19)

таблицы которой приведены, например, в [77].

На первом шаге последовательного анализа (табл. 5.3) получаем:

$$l_{\rm K3}^{\rm cr}(1) = 0.398; p_1(0.398|H_1) = 0.151; p_1(0.398|H_2) = 0.369; p_1(0.398|H_3) = 0.332;$$

$$\lambda_1(0,398|H_1) = 0,151/\sqrt[3]{0},369 \cdot 0,332 \cdot 0,151 = 0,151/0,2645 = 0,57;$$
  

$$\lambda_1(0,398|H_2) = 0,369/\sqrt[3]{0},369 \cdot 0,332 \cdot 0,151 = 0,369/0,2645 = 1,395;$$
  

$$\lambda_1(0,398|H_3) = 0,332/\sqrt[3]{0},369 \cdot 0,332 \cdot 0,151 = 0,332/0,2645 = 1,255.$$

Расчеты показывают, что на первом шаге последовательного анализа не происходит падения отношений правдоподобия, вычисленных для каждой из гипотез  $H_1$ ,  $H_2$ ,  $H_3$ , ниже пороговых значений, и процедура последовательного анализа продолжается.

На третьем шаге последовательного анализа происходит исключение гипотезы  $H_3$ , поскольку отношение правдоподобия  $\lambda_3(-0.889|H_3)$  оказывается ниже порогового значения

$$\lambda_3(-0,889|H_3) = 0,348 < \lambda^{\text{nop}}{}_m(l^{\text{ct}}{}_{\text{K3}}|H_3) = 0,353.$$
(5.20)

В дальнейшем последовательный анализ реализуется только для двух гипотез  $H_1$  и  $H_2$ . Зададим матрицу вероятностей для гипотез  $H_1$ ,  $H_2$  в виде

$$\left\|P(k|i)\right\| = \left\|P_i(k)\right\| = \left\|P_{ik}\right\| = \left\|\begin{array}{ccc} 0,70 & 0,30\\ 0,30 & 0,70 \end{array}\right|.$$
(5.21)

Расчет пороговых значений соответствует соотношениям

$$\lambda^{\text{nop}}_{m}(l^{\text{cr}}_{\kappa_3}|H_1) = \lambda^{\text{nop}}_{m}(l^{\text{cr}}_{\kappa_3}|H_2) = 0,3/0,7 = 0,429.$$
(5.22)

#### Таблица 5.3

т	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$p_m(l^{c_{T_{K3}}} H_1)$	0,332	0,2827	0,3964	0,08	0,323	0,1826	0,17	0,0283		-
$p_m(l^{c_T}_{\kappa_3} H_2)$	0,369	0,3932	0,2685	0,313	0,3752	0,386	0,381	0,1714		
$p_m(l^{c_{T_{K3}}} H_3)$	0,151	0,2012	0,067	-	-	-	-	-		-
$\lambda_m(l^{c_{T_{K3}}} H_1)$	0,57	1,003	2,059	0,51	0,928	0,689	0,667	0,407	I	-
$\lambda_m (l^{c_T}_{K_3}   H_2)$	1,395	1,396	1,395	1,98	1,078	1,457	1,494	2,463		-
$\lambda_m(l^{c_{T_{K3}}} H_3)$	1,255	0,7117	0,348	-	-	-	-	-	-	-

Результаты вычислений величин, необходимых для реализации последовательного анализа Рида

Процесс реализации последовательного анализа по алгоритму Рида иллюстрирует рис. 5.12.



*Рис. 5.12.* Пояснения к процессу принятия решения при последовательном анализе

Анализ рис. 5.12 позволяет сделать следующие выводы:

– последовательное исключение гипотез по алгоритму Рида применительно к ОМП ВЛ приводит к выбору поврежденного участка в интервале  $M[l_{rs}] \pm \sigma/2 = 25,185 \pm 0,835$  (км);

– последовательная вычислительная процедура реализует принятие решения относительно поврежденного участка ВЛ за 8 шагов, не требует значительных временных затрат и практически не оказывает влияние на быстродействие ОМП ВЛ;

– поскольку начальной отклоненной гипотезой стала  $H_3$ , поэтому обход ВЛ целесообразно начать с участка 25,185±0,835 (км) в сторону системы-1 (рис. 5.9), т. е. наиболее вероятного направления повреждения;

– очевидно, что скорость принятия решения при последовательном анализе зависит от степени искаженности аварийных осциллограмм токов и напряжений, в том числе отклонений параметров качества электроэнергии от нормативных значений.

Таким образом, предложен новый вариант организации ОМП, включающий разбиение зоны обхода (осмотра) ВЛ на участки с последующей реализацией процедуры распознавания поврежденного участка. Применение последовательного многогипотезного анализа позволяет адаптировать процесс принятия решения относительно поврежденного участка ВЛ к особенностям искажения осциллограмм аварийных событий и условиям оценки их параметров. Результаты расчетов показали, что применение последовательного анализа практически не влияет на быстродействие ОМП ВЛ, но обеспечивает однозначность принятия решения относительно поврежденного участка в условия воздействия случайных факторов.

#### 5.1.2. Определение мест повреждений высоковольтных воздушных линий электропередачи путем последовательного распознавания поврежденного участка по алгоритму Армитажа

Рассмотрим вариант использования при ОМП ВЛ многогипотезного последовательного анализа с применением алгоритма Армитажа [164, 165]. В разработанном авторами алгоритме на каждом шаге анализа производятся вычисления  $M \cdot (M - 1)$  парных отношений правдоподобия:

$$\lambda_m(\boldsymbol{x}|H_{k,l}) = p_m(\boldsymbol{x}|H_k)/p_m(\boldsymbol{x}|H_l), \qquad (5.23)$$

где  $k, l = 1, ..., M; k \neq l; p_m(\mathbf{x}|H_k) p_m(\mathbf{x}|H_l), -$  многомерная плотность вероятностей вектора  $\mathbf{x}$ , наблюдаемого на *m*-ом шаге.

На каждом шаге наблюдения *m* производится сравнение вычисленных отношений правдоподобия (выражение (5.23)) с порогами и проверкой условия: если  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) > \lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l}), l=1, ..., M, k\neq l$ , то принимается решение в пользу гипотезы  $H_k$ . В противном случае принимается решение о продолжении наблюдений. Процедура последовательного анализа реализуется до момента соблюдения условия, когда все (M-1)отношений правдоподобия  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) > \lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l}), l = 1, ..., M, k\neq l,$ характерные гипотезе  $H_k$ , превысят одновременно соответствующие пороги  $\lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l})$ .

Пороги  $\lambda_m^{nop}(\mathbf{x}|H_{k,l})$  для каждой из проверяемых гипотез относительно поврежденного участка ВЛ формируются на основе вероятностных показателей качества распознавания, объединенных в матрицу условных вероятностей (выражение (5.7)). В [164] показано, что вероятность правильного принятия решения о поврежденном участке ВЛ возрастает и приближается к единице по мере увеличения количества наблюдений *m*. Значения вероятностей правильного распознавания поврежденного участка  $P_{kk}$  и пороговые величины  $\lambda_m^{\text{пор}}(\boldsymbol{x}|H_{k,l})$  при многогипотезном последовательном анализе по алгоритму Армитажа связаны между собой:

$$P_{kk} > 1 - \sum_{k \neq l} [1/\lambda_m^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{k,l})], \qquad (5.24)$$

$$\lambda_m^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{k,l}) = (1/P_{kl}) \cdot [1 - \sum_{k \neq l} P_{kl}].$$
(5.25)

Для M = 2 пороговые значения идентичны величинам порогов для последовательного анализа Вальда [1]. Таким образом, алгоритм Армитажа можно рассматривать как комбинацию из  $M \cdot (M - 1)$  бинарных последовательных анализов Вальда, где пороговые соотношения определяются по выражению (5.25).

Применение многогипотезного последовательного анализа с использованием алгоритма Армитажа при ОМП ВЛ содействует сокращению количества наблюдений при сохранении простоты подхода, основанного на сравнении парных отношений правдоподобия. Для этого следует задавать набор пороговых значений, которые зависят от количества наблюдений *m*:

$$\lambda_m^{\text{nop}*}(\boldsymbol{x}|H_{k,l}) = \lambda_m^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{k,l}) / (m^{(r)}), \, k,l = 1, \dots, M; \, k \neq l,$$
(5.26)

где  $\lambda_m^{\text{пор}}(\boldsymbol{x}|H_{k,l})$  – порог, определяемый по выражению (5.25), *r* – положительная константа [166].

Разработанный метод ОМП ВЛ не накладывает ограничений на максимальное требуемое количество наблюдений, но новые пороговые значения снижают вероятность проведения их большого числа. В [166] отмечается, что для r = 1 новые пороговые значения значительно сокращают среднее требуемое количество наблюдений, оказывая несущественное влияние на вероятности ошибок классификатора.

На рис. 5.13 приведена структурная схема устройства ОМП ВЛ, реализующего многогипотезный последовательный анализ с использованием алгоритма Армитажа. Устройство ОМП ВЛ имеет многоканальную структуру, включающую  $M \cdot (M - 1)$  каналов, где M характеризует число участков, на которые разбивается зона осмотра ВЛ. Например, для M = 3 количество каналов будет составлять  $3 \cdot (3-1) = 6$ , где будет реализоваться парная проверка гипотез:  $H_{1,2}$ ,  $H_{1,3}$ ;  $H_{2,1}$ ,  $H_{2,3}$ ;  $H_{3,1}$ ,  $H_{3,2}$ . Количество участков ВЛ может быть любым и определяться персоналом электросетевых компаний из опыта эксплуатации.



*Рис. 5.13.* Структурная схема устройства ОМП ВЛ, реализующего процедуру последовательного анализа

На вход устройства ОМП ВЛ (рис. 5.13) поступают мгновенные (комплексные) значения токов и напряжений, полученные из осциллограмм аварийного режима. На основе этой информации в блоке обработки осциллограмм и оценки параметров токов и напряжений вычисляются составляющие вектора *x*. В состав вектора *x* входят величины, характеризующие поврежденный участок ВЛ (активное сопротивление, реактивное сопротивление, величина реактивной мощности, величина коэффициента токораспределения и др.). Кроме того, в него входят расчетные значения, вычисленные по различным алгоритмам ОМП ВЛ по ПАР, имеющим различные систематические и случайные погрешности.

Далее в каждом из блоков расчета отношения правдоподобия на основе вектора **x** вычисляются отношения правдоподобия по выражению (5.23)  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) = p_m(\mathbf{x}|H_k)/p_m(\mathbf{x}|H_l)$ . При вычислении каждого  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l})$  из блока памяти для полученных в блоке обработки осциллограмм и оценки параметров токов и напряжений значений **x** поступают соответствующие значения  $p_m(\mathbf{x}|H_k)$  и  $p_m(\mathbf{x}|H_l)$ .

Значения  $p_m(\mathbf{x}|H_k)$  и  $p_m(\mathbf{x}|H_l)$  формируются для разных сочетаний гипотез  $H_{k,l}$ ,  $k \neq l$  на основе результатов имитационного моделирования. Имитационное моделирование выполняется заранее, до момента реализации алгоритма ОМП ВЛ, а его результаты записываются в блок памяти. Вероятностные распределения  $p_m(\mathbf{x}|H_k)$  и  $p_m(\mathbf{x}|H_l)$ могут быть получены на основе статистических данных, с учетом ошибок, выявляемых ремонтными бригадами при осмотрах ВЛ после аварийных отключений ВЛ. Также они могут быть получены на основе нормируемой величины зоны осмотра ВЛ (усредненные величины для ВЛ различной длины и напряжения), что менее точно.

На первые входы схем сравнения из блока расчета пороговых (уставочных) значений подаются соответствующие пороговые значения  $\lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l})$  для реализации сравнения  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) > \lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l})$ . Рассчитанные значения отношения правдоподобия для каждой из гипотез  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l})$  поступают на вторые входы схем сравнения, начиная с первой и до  $M \cdot (M-1)$ . При достижении на шаге *m* последовательной процедуры значения  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) > \lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l})$  с выхода схемы сравнения выдается логический сигнал в блок анализа.

Как отмечалось выше процедура последовательного анализа реализуется до момента соблюдения условия, когда все (M - 1) отношений правдоподобия  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) > \lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l}), l = 1,..., M, k \neq l$ , характерных гипотезе  $H_k$ , не превысят одновременно соответствующие пороги  $\lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l})$ . В этом случае процедура последовательного анализа останавливается и принимается решение о том, что повреждение ВЛ находится на участке под номером k. С выхода блока анализа устройства ОМП ВЛ (рис. 5.13) выдается информация ремонтному персоналу о поврежденном участке (в виде его номера) в пределах зоны осмотра ВЛ.

# Пример реализации ОМП ВЛЭП на основе алгоритма Армитажа многогипотезного последовательного анализа

Рассмотрим реализацию метода ОМП ВЛ на основе многогипотезного последовательного анализа с использованием алгоритма Армитажа на примере ранее рассмотренной ВЛ 110 кВ длиной l = 50 км с двухсторонним питанием (рис. 5.9) [163].

Относительное расстояние до места повреждения *n* определим в соответствии с выражением (5.15).

Примем, что со стороны энергосистемы-1 (рис. 5.9) дискретные мгновенные значения тока i'(m) искажены фликером [82]. Искаженный сигнал тока i'(m) показан на рис. 5.10 а. Пусть со стороны энергосистемы 2 (рис. 5.9) присутствует нелинейная нагрузка, которая выдает в электрическую сеть интергармоники. В примере мгновенные значения тока i''(m) искажены интергармоникой с частотой  $f_{\rm H} = 135$  Гц, амплитудой  $I_{\rm H} = 0,15 \cdot I''$  и нулевой начальной фазой, как показано на рис. 5.10.6.

Учитывая нормальный закон распределения ошибок ОМП ВЛ по ПАР и правило трех сигм [77] принимаем, что стандартное отклонение (среднеквадратическое отклонение) нормального закона распределения ошибок устройства ОМП ВЛ составляет  $\sigma \approx (2 \cdot \Delta l)/6 = 10/6 = 1,67$  км.

Рассмотрим процесс реализации последовательного анализа при ОМП ВЛ с разбиением зоны осмотра ВЛ на три участка относительно места ее повреждения (рис. 5.11), соответствующих трем гипотезам:  $H_1$ :  $\mu = -\sigma$ ;  $H_2$ :  $\mu = 0$  и  $H_3$ :  $\mu = \sigma$ . Каждая из гипотез соответствует принятию решению о соответствии места повреждения значению математических ожиданий  $\mu$ .

Пусть по результатам расчета расстояния до места повреждения по выражению (5.15), выполненного на основе мгновенных значений осциллограмм токов (рис. 10 а,б) и напряжений получены десять последовательных выборочных величин  $l_{\kappa_3}$ , которые приведены в табл. 5.4.

Таблица 5.4

Выборочные величины расстояния до места повреждения, полученные по измерениям мгновенных значений осциллограмм токов и напряжений аварийного режима

т	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$l_{\rm K3}({\rm KM})$	25,85	24,9	23,7	26,35	24,6	25,6	25,7	27,36	23,75	25,05

Из-за разброса выборочных значений  $l_{\kappa_3}$  невозможно однозначно принять решение относительно справедливости гипотез  $H_1$ ,  $H_2$ ,  $H_3$ . Математическое ожидание выборочных значений  $l_{\kappa_3}$  (табл. 5.4) равно  $M[l_{\kappa_3}] = 25,185$  (км).

Для реализации последовательного анализа введем матрицу условных вероятностей (выражение (5.27)) принятия решения относительно поврежденного участка ВЛ:

$$||P(k|i)|| = ||P_i(k)|| = ||P_{ik}|| = \begin{vmatrix} 0,70 & 0,15 & 0,15\\ 0,15 & 0,70 & 0,15\\ 0,15 & 0,15 & 0,70 \end{vmatrix}.$$
(5.27)

Выбор элементов матрицы должен быть выполнен с учетом эксплуатационных особенностей ВЛ, а также экономических последствий от неправильного принятия решения при определении места повреждения.

Произведем расчет пороговых значений, необходимых для реализации многогипотезного последовательного анализа с использованием алгоритма Армитажа, с учетом составляющих матрицы ||P(k|i)|| (выражение (5.27)):

$$\lambda_{m}^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{1,2}) = \lambda_{m}^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{1,3}) = \lambda_{m}^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{2,1}) = \lambda_{m}^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{2,3}) = \lambda_{m}^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{3,1}) = \lambda_{m}^{\text{nop}}(\boldsymbol{x}|H_{3,2}) = (1/P_{12}) \cdot [1 - \sum_{k \neq l} P_{12}] = (1/0,15) \cdot [1 - 0,15] = 6,667 \cdot 0.85 = 5,667$$
(5.28)

Вычисление отношений правдоподобия  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) = p_m(\mathbf{x}|H_k)/p_m(\mathbf{x}|H_l)$  для каждого соотношения  $k \neq l$  целесообразно выполнить с использованием стандартной гауссовой функции, таблицы которой приведены в [77]:

$$f(x) = (1/\sqrt{2\pi}) \cdot exp\{-x^2/2\},$$
(5.29)

На первом шаге последовательного анализа в относительных единицах  $l_{x_3}^{c_{T_{x_3}}}(1) = 0,398$ , тогда получаем:

$$\begin{split} \lambda_1(0,398|H_{1,2}) &= p_1(0,398H_1)/p_2(0,398|H_2) = 0,0485/0,369 = 0,131; \\ \lambda_1(0,398|H_{1,3}) &= p_1(0,398H_1)/p_2(0,398|H_3) = 0,0485/0,18 = 0,269; \\ \lambda_1(0,398|H_{2,1}) &= p_2(0,398H_2)/p_1(0,398|H_1) = 0,369/0,0485 = 7,608; \\ \lambda_1(0,398|H_{2,3}) &= p_2(0,398H_2)/p_3(0,398|H_3) = 0,369/0,18 = 2,05; \\ \lambda_1(0,398|H_{3,1}) &= p_3(0,398H_3)/p_1(0,398|H_1) = 0,18/0,0485 = 3,711; \\ \lambda_1(0,398|H_{3,2}) &= p_3(0,398H_3)/p_2(0,398|H_2) = 0,18/0,369 = 0,488. \end{split}$$

Результаты расчетов показывают, что на первом шаге последовательного анализа только лишь одно отношение правдоподобия  $\lambda_1(0,398|H_{2,1}) = 7,608$  превышает заданное пороговое значение. Это обусловлено введенным условием, что все (M - 1) отношения правдоподобия  $\lambda_m(\mathbf{x}|H_{k,l}) > \lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l}), l = 1, ..., M, k \neq l$ , характерных гипотезе  $H_k$ , должны одновременно превысить соответствующие пороги  $\lambda_m^{\text{пор}}(\mathbf{x}|H_{k,l})$ . Если это условие не соблюдается, то последовательный анализ продолжается. Аналогичным образом рассчитываются отношения правдоподобия на следующих шагах *m* последовательного анализа с использованием алгоритма Армитажа, как показано в табл. 3.

Таблица 5.5

				-	•					
т	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\lambda_m(\boldsymbol{x} H_{1,2})$	0,131	0,043	0,047	0,004	0,002	-	-	-	-	-
$\lambda_m(\boldsymbol{x} H_{1,3})$	0,269	0,475	9,362	0,917	2,953	_	-	_		
$\lambda_m(\boldsymbol{x} H_{2,1})$	7,608	23,098	23,236	298,12	669,88	-	-	-	-	-
$\lambda_m(\boldsymbol{x} H_{2,3})$	2,05	10,98	196,25	247,66	1790	-	-	-	-	-
$\lambda_m(\boldsymbol{x} H_{3,1})$	3,711	2,10	1,05	1,07	0,332	-	-	-	-	_
$\lambda_m(\boldsymbol{x} H_{3,2})$	0,488	0,091	0,005	0,004	0,0006	-	-	-	-	_

#### Результаты расчетов отношения правдоподобия, необходимые для реализации последовательного анализа с использованием алгоритма Армитажа

Наглядно процесс реализации последовательного анализа с использованием алгоритма Армитажа приведен на рис. 5.14.

Анализ рис. 5.14 позволяет сделать следующие выводы:

— многокритериальный последовательный анализ с использованием алгоритма Армитажа применительно к ОМП ВЛ по ПАР приводит к выбору поврежденного участка в интервале  $M[l_{\kappa_3}] \pm \sigma/2 = 25,185 \pm 0,835$  (км);

 процедура последовательного анализа не требует значительных временных затрат, позволяя принять решение о поврежденном участке за 2 шага, практически не влияя на быстродействие алгоритма ОМП ВЛ;

 – для повышения быстродействия ОМП ВЛ отсутствует необходимость в применении специальных вычислительных методов;

– сопоставление отношений правдоподобия, приведенных на рис. 5.14 позволяет утверждать, что наименее вероятной является гипотеза  $H_3$ , поэтому осмотр ВЛ следует начинать с участка  $25,185\pm0,835$  (км) в сторону энергосистемы-1 (рис. 5.9), т. е. наиболее вероятного места повреждения.



*Рис. 5.14.* Процесс реализации последовательного анализа с использованием алгоритма Армитажа для ВЛ 110 кВ длиной *l* = 50 км

# 5.2. РАСПОЗНАВАНИЕ ГЛУБИНЫ ИСКАЖЕНИЙ СИНУСОИДАЛЬНОЙ ФОРМЫ НАПРЯЖЕНИЯ ПУТЕМ ПАРАМЕТРИЧЕСКОГО И НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО МНОГОГИПОТЕЗНОГО ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА

Не вызывает сомнения факт, что развитие экономики станы при переходе ее на цифровые технологии непосредственно зависит от соблюдения требований надежности и качества электроснабжения конечных потребителей [66, 75].

При формировании энергосистемы страны, а также в условиях ее реструктуризации [87] основное внимание уделялось бесперебойности электроснабжения, ввиду возможных ограничений потребителей в пиковые периоды нагрузок. Вопросы обеспечения КЭЭ были второстепенными, а их решению не уделялось должного внимания. Однако в настоящее время, характеризуется массовым применением не только не только чувствительного к колебаниям напряжения электронного (цифрового) оборудования, различных преобразователей электроэнергии, но и источников распределенной генерации [54, 168]. При этом отклонения ПКЭЭ от нормативных значений могут приводить к снижению производительности и сокращению срока службы оборудования промышленных потребителей, авариям, браку продукции, ущербам и др. [169]. Дополнительно низкое качество электроэнергии создает проблемы с электромагнитной совместимостью и помехами, которые могут оказывать негативное влияние на функционирование систем защиты, привести к сбоям и отказам различных систем мониторинга и управления [65].

Важно отметить, что требования к качеству электроэнергии различны для различного вида электрических нагрузок [65, 169]. Например, те отклонения ПКЭЭ, которые являются приемлемые для двигателей, нагревательных установок (приборов), освещения и др., зачастую недопустимы для средств вычислительной техники, высокоточных станков с числовым программным управлением, производственных линий и других чувствительных нагрузок.

В эпоху цифровизации и избыточной генерации, в том числе в результате внедрения возобновляемых источников энергии (ВИЭ), требования к системам электроснабжения изменились и определяются высокой зависимостью к отклонениям ПКЭЭ от нормативных значений современных нагрузок [170, 171]. Таким образом, широкое применение ВИЭ, устройств преобразовательной техники и силовой электроники, вычислительной техники, центров обработки данных, нелинейных электрических нагрузок, приводов с регулируемой скоростью вращения и другого оборудования приводит к смещению акцентов современных потребителей не только в сторону надежности, но и качества электроснабжения.

В функции диспетчерского управления распределительными электрическими сетями входит контроль уровней напряжения, а управления нагрузками, а, следовательно, и величиной тока возлагается на потребителя. Поэтому стандарты [82, 172], определяющие качество электроэнергии в основном ориентированы на параметры напряжения.

В разделе анализируется метод автоматической классификации глубины искажений синусоидальной формы напряжения. Реализация метода базируется на использовании пространственного вектора [108], а также алгоритма многогипотензного последовательного анализа Палмера [173] и метода «ближайшего соседа» [54].

# 5.2.1. Способы оценки глубины искажений синусоидальной формы напряжения

Правильная классификация нарушений электроснабжения потребителей является предпосылкой и основой для организации анализа и оценки качества электроэнергии [54]. Существует множество методов анализа ПКЭ [54], разработанных как у нас в стране, так и за рубежом. А в процедурах анализа ПКЭЭ используют: дискретное (быстрое) преобразование Фурье (ДПФ, БПФ) [54, 88], вейвлет-преобразование [54, 174], преобразование Кларк [108, 174], S-преобразование [175], статистический последовательный анализ [176], методы машинного обучения [177, 178] и другие математические приемы.

Преобразования Фурье (ДПФ, БПФ), а также иные методы спектрального анализа обычно используют при исследовании сигналов тока и напряжения в установившихся режимах. Однако такое преобразование имеет и ряд недостатков, важнейшим из которых являются спектральной утечки [54]. Сущность этого явления состоит в распределении мощности спектральных составляющих по диапазону частот. Такой эффект приводит к появлению новых частот, которых нет в изначальном сигнале, то есть мощности реальных частот «просачиваются» в другие диапазоны [144]. Из-за указанного недостатка, ДПФ (БПФ) не целесообразно использовать для анализа нестационарных сигналов с нарушением качества электроэнергии.

Вейвлет-преобразование может быть применено для анализа мгновенных изменений сигналов токов и напряжений. Однако результаты вейвлет анализа существенно искажаются под воздействие шума [179]. Классификация искажений токов и напряжений с использованием *S*преобразования реализуется путем расчета специальных индексов [180]. Индексы могут быть различным, а также иметь различную физическую интерпретацию.

В технической литературе для анализа ПКЭЭ также отмечается применение множества методов автоматической классификации, таких как:

- математическая морфология [181];

- деревья решений [182];
- метод опорных векторов [183, 184];
- различные варианты нейросетей [54, 185, 186];
- статистический анализ [187];
- логистическая регрессия [188];
- метод главных компонент [189];
- метод k ближайших соседей [190];
- последовательный анализ Вальда [191];

- другие методы [192, 193].

Отличия в применении указанных выше алгоритмов классификации заключаются в:

 особенностях предварительного имитационного моделирования системы электроснабжения и набора статистики для реализации машинного обучения;

 потенциальных возможностях по идентификации отклонений ПКЭЭ от нормативных значений в условиях смешанных возмущений (искажении формы сигнала напряжения), воздействия шумов и помех;

 необходимом объеме вычислений, обеспечении высокого быстродействия, требуемой для реализации программно-аппаратной платформе;

 – объемах требуемой памяти для хранения результатов имитационного моделирования и информации для принятия решения при классификации;  – особенностях организации специальной цифровой обработки сигналов токов и напряжений;

 – размерах ошибок классификации различных отклонений ПКЭЭ от нормативных значений;

– других факторах.

Анализ литературы, связанной с мониторингом и автоматическим анализом искажений напряжения, показывает, что основное внимание уделяется провалам напряжения [169], ввиду наибольшего ущерба потребителям электрической энергии от их воздействия. Например, Европейский стандарт [172] дает следующее определение: падение напряжения – это временное снижение среднеквадратичного напряжения в точке системы электроснабжения ниже заданного порогового значения (обычно 90% от номинального напряжения), продолжительностью от половины периода промышленной частоты до одной минуты. Глубина нарушения представляется в размерах величины остаточного напряжения и продолжительности. Однако правила, содержащиеся в [172], четко не определены, а ответственность сетевой организации и потребителей электроэнергии при различных провалах напряжения в полной мере не сформулирована.

Важно отметить два обстоятельства. Во-первых, каждой системе промышленного электроснабжения характерна своя собственная зависимость величины ущербов от глубины искажений синусоидальной формы напряжения. Во-вторых, для современных систем промышленного электроснабжения провалы напряжения сопровождаются другими отклонениями ПКЭЭ от нормативных значений, а также воздействием шумов. В таких условиях оценка комплексного воздействия электроэнергии, не отвечающей условиям надлежащего качества, должна производится на основе комплексных ПКЭЭ и статистическими методами [187, 191].

### Оценка глубины искажения синусоидальной формы напряжения с использованием пространственного вектора

Трехфазные напряжения энергосистемы в условиях отсутствия искажений могут быть представлены в дискретной временной форме в виде

$$u_{a}(k) = U_{a} \cdot \sin(2\pi f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi); \qquad (5.30)$$

$$u_{\rm b}(k) = U_{\rm b} \cdot \sin(2\pi f \cdot k \cdot t_{\rm a} + \varphi - 2\pi/3); \tag{5.31}$$

$$u_{\rm c}(k) = U_{\rm c} \cdot \sin(2\pi f \cdot k \cdot t_{\rm m} + \varphi + 2\pi/3); \qquad (5.32)$$

где  $U_{\rm a}$ ,  $U_{\rm b}$ ,  $U_{\rm c}$  – амплитудные значения каждой из синусоидальных составляющих напряжения; k – дискретный момент времени;  $t_{\rm g} = 1/f_{\rm g}$  – интервал дискретизации;  $f_{\rm g}$  – частота дискретизации;  $\varphi$  – начальная фаза; f – промышленная частота.

Наряду с установленными стандартами [82] ПКЭЭ для анализа отклонений напряжения от синусоидальной формы используют обобщенный показатель – пространственный вектор (ПВ) [194].

Для трехфазной системы дискретных напряжений  $u_{\rm a}(k)$ ,  $u_{\rm b}(k)$ ,  $u_{\rm c}(k)$  ПВ задается в виде

$$u_{s}(k) = (2/3) \cdot [u_{a}(k) + a \cdot u_{b}(k) + a^{2} \cdot u_{c}(k)], \qquad (5.33)$$

где  $a = \{j2\pi/3\}.$ 

Реальная и мнимая составляющие ПВ соответствуют компонентам преобразования Кларк

$$u_s(k) = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) \cdot [u_\alpha(k) + j \cdot u_\beta(k)], \qquad (5.34)$$

$$\begin{bmatrix} u_{\alpha}(k) \\ u_{\beta}(k) \\ u_{0}(k) \end{bmatrix} = \left( \sqrt{2} / \sqrt{3} \right) \cdot \begin{bmatrix} 1 & -1/2 & -1/2 \\ 0 & \sqrt{3} / 2 & -\sqrt{3} / 2 \\ \sqrt{2} / 2 & \sqrt{2} / 2 & \sqrt{2} / 2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_{\alpha}(k) \\ u_{b}(k) \\ u_{c}(k) \end{bmatrix},$$
(5.35)

и связаны с квадратурными компонентами  $u_p(k)$ ,  $u_q(k)$  преобразования Парка-Горева векторно-матричным соотношением

$$\begin{bmatrix} u_p(k) \\ u_q(k) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Cos(2\pi fkt_{\pi}) & Sin(2\pi fkt_{\pi}) \\ -Sin(2\pi fkt_{\pi}) & Cos(2\pi fkt_{\pi}) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_{\alpha}(k) \\ u_{\beta}(k) \end{bmatrix}.$$
 (5.36)

Коэффициент ( $\sqrt{2}/\sqrt{3}$ ) в выражении (5.34) введен для нормирования, чтобы мощность системы оставалась неизменной при этом преобразовании. В условиях сбалансированной трехфазной системы напряжений ( $U_a = U_b = U_c$ ) имеют место равенства

$$u_0(k) = 0, \ u_\alpha(k) = A \cdot \sin(2\pi f \cdot k \cdot t_{\pi} + \varphi), \ u_\beta(k) = A \cdot \cos(2\pi f \cdot k \cdot t_{\pi} + \varphi).$$
(5.37)

Амплитуда A, входящая в состав выражений (5.37) для  $u_{\alpha}(k)$  и  $u_{\beta}(k)$ , сбалансированной трехфазной системы напряжений является постоянной величиной и соответствует выражению

$$A = \sqrt{6} \cdot (U_{\rm a} + U_{\rm b} + U_{\rm c})/6.$$
(5.38)

Дискретные составляющие  $u_{\alpha}(k)$  и  $u_{\beta}(k)$ , изменяющиеся во времени с точностью до постоянного коэффициента ( $\sqrt{2}/\sqrt{3}$ ), соответствуют ортогональным координатам конца ПВ, положение которого на комплексной плоскости изменяется во времени со скоростью, пропорциональной частоте системы. Таким образом комплексный ПВ можно представить в виде

$$u_{s}(k) = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) [u_{a}(k) + j \cdot u_{\beta}(k)] = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) \cdot A \cdot \exp\{j2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi\}.$$
(5.39)

Когда трехфазная энергосистема работает в условиях искажений сигналов напряжения, например, при различных провалах напряжения или переходных процессах ( $U_a \neq U_b \neq U_c$ ), комплекс ПВ можно представить равенством [35]

$$u_s(k) = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) \cdot [\underline{A} \cdot \exp\{j2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{\mathfrak{A}}\} + \underline{B} \cdot \exp\{-j2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{\mathfrak{A}}\}].$$
(5.40)

Значения комплексных амплитуд <u>A</u> и <u>B</u>, входящие в состав выражения (5.40), определяются аналогично с расчетами [194]. Приведем расчетные соотношения для составляющих  $u_{\alpha}(k)$  и  $u_{\beta}(k)$ 

$$u_{a}(k) = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) \cdot [u_{a}(k) - (1/2) \cdot u_{b}(k) - (1/2) \cdot u_{c}(k)] = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) \cdot [U_{a} \cdot \sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) - (1/2) \cdot U_{b} \cdot \sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi - 2\pi/3) - (1/2) \cdot U_{c} \cdot \sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi + 2\pi/3)] = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) \cdot [U_{a} \cdot \sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) - (U_{b}/2) \cdot (\sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \cos(2\pi/3) - \cos(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \sin(2\pi/3)) - (U_{c}/2) \cdot (\sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \cos(2\pi/3) + \cos(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \sin(2\pi/3)) = [(2 \times U_{a}/\sqrt{6}) + (U_{b} + U_{c})/(2\sqrt{6})] \cdot \sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) + [(U_{b} - U_{c})/2\sqrt{2}] \cdot \cos(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi);$$
(5.41)

$$u_{\beta}(k) = (\sqrt{2}/\sqrt{3}) \cdot [(\sqrt{3}/2) \cdot u_{b}(k) - (\sqrt{3}/2) \cdot u_{c}(k)] = (\sqrt{2}/2) \cdot [u_{b}(k) - u_{c}(k)] = (\sqrt{2}/2) \cdot [U_{b'}(\sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \cos(2\pi/3) - \cos(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \sin(2\pi/3)) - U_{c} \cdot (\sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \cos(2\pi/3) + \cos(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) \cdot \sin(2\pi/3)) = [-(U_{b} - U_{c})/2\sqrt{2}] \cdot \sin(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi) - [3 \cdot (U_{b} + U_{c})/2\sqrt{6}] \cdot \cos(2\pi \cdot f \cdot k \cdot t_{a} + \varphi).$$
(5.42)

Учитывая, что

$$\cos(2\pi f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi) = [\exp\{j2\pi f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi\} + \exp\{-j2\pi f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi\}]/2; \quad (5.43)$$

$$\sin(2\pi f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi) = [\exp\{j2\pi f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi\} - \exp\{-j2\pi f \cdot k \cdot t_{\mu} + \varphi\}]/2 \cdot j, \quad (5.44)$$

можно получить выражения для комплексных амплитуд прямой <u>А</u> и обратной <u>В</u> последовательностей, входящих в выражение (5.40),

$$\underline{A} = [-j \cdot \sqrt{6} \cdot (U_{\mathrm{a}} + U_{\mathrm{b}} + U_{\mathrm{c}})/6] \cdot \exp\{\varphi\}; \qquad (5.45)$$

$$\underline{B} = \left[\sqrt{2} \cdot (U_{\rm b} - U_{\rm c})/4 + j\sqrt{6} \cdot (2U_{\rm a} - U_{\rm b} - U_{\rm c})/12\right] \cdot \exp\{-\varphi\}.$$
(5.46)

Анализ выражения (5.46) показывает, что для сбалансированной системы напряжений ( $U_a = U_b = U_c$ ) комплексная амплитуда составляющей обратного вращения пространственного вектора (выражение (5.40)) обращается в ноль. С другой стороны, искажения синусоидальной формы любого из фазных напряжений (выражение (5.30)–(5.32)) приводят к появлению составляющей обратного вращения. Таким образом, совокупную глубину таких искажений целесообразно характеризовать величиной  $\mu$ , представляющей модуль отношения комплексной амплитуды <u>В</u> и комплексно-сопряженной величины <u> $A^*$ </u> ( $\mu = |\underline{B}/\underline{A}^*|$ ). Величина  $\mu$  является нормированной и может применяться в качестве обобщенного ПКЭЭ.

## Пример анализа искаженных трехфазных сигналов напряжения с использованием пространственного вектора

Проиллюстрируем на примере предложенный метод оценки глубины искажений синусоидальной формы напряжения. Рассмотрим сигнал напряжения на временном интервале, составляющим шесть периодов промышленной частоты (T = 120 мс) в предположении, что частота дискретизации составляет  $f_{\pi} = 1/t_{\pi} = 1$  кГц (двадцать отсчетов на период промышленной частоты).

На рис. 5.15.а показаны напряжения фаз  $u_a(n)$ ,  $u_b(n)$ ,  $u_c(n)$  трехфазной системы, заданные на промышленной частоте f = 50 Гц. Зависимости (рис. 5.15) соответствуют вторичным сигналам напряжения (на выходе трансформатора напряжения), характерным определенной точке присоединения нагрузки, амплитудой 100 В. Считаем этот сигнал эталонным (неискаженным) и относительно такого сигнала будет анализироваться глубина искажения трехфазного сигнала напряжения. На рис. 5.15 б, в изображены соответственно составляющие комплексного пространственного вектора и траектория вращения этого вектора на комплексной оси.



Рис. 5.15. Трехфазная симметричная система дискретных напряжений

Пусть в момент времени t = 20 мс (20-й отсчет дискретного сигнала рисунок 5.15) в результате однофазного короткого замыкания произошло снижение амплитуды напряжения до 60% номинального напряжения (рис. 5.15). Искаженные сигналы трехфазной системы напряжений изображены на рисунке 5.16.



Рис. 5.16. Искаженная трехфазная система дискретных напряжений

Искаженной трехфазной системе соответствует изменение в дискретном времени значений коэффициента  $\mu$  (рисунок 5.17), вычисляемого с использованием составляющих комплексных амплитуд пространственного вектора (выражение (5.40)).



Puc. 5.17. Изменение во времени коэффициента µ, характеризующего глубину искажений трехфазного напряжения

При одновременном отклонении сразу нескольких ПКЭЭ от нормативных значений ситуация с оценкой глубины искажений трехфазной системы напряжений существенно изменяется. Пусть в фазе A (рис. 5.16 а) в результате воздействия нелинейной однофазной нагрузки появилась пятая гармоника с амплитудой, составляющей 20% от номинального значения основной гармоники (рис. 5.18).



Рис. 5.18. Искаженная трехфазная система дискретных напряжений



Рис. 5.18 в. Искаженная трехфазная система дискретных напряжений

В таких условиях существенно изменяется характер зависимости коэффициента  $\mu$ , характеризующего глубину искажений трехфазного напряжения, от дискретного времени k (рис. 5.19).



 Puc. 5.19. Изменение во времени коэффициента μ, характеризующего глубину искажений трехфазного напряжения:
 а – при провале напряжения и искажении гармоникой в одной из фаз;
 б – при провале напряжения и искажении гармониками в каждой из фаз

Очевидно, что при одновременных отклонениях нескольких ПКЭЭ от нормативных значений и комплексном воздействии таких помех, зависимость коэффициента  $\mu$  от дискретного времени k приобретает непредсказуемый, случайный характер. Случайность зависимости  $\mu(k)$  (рис. 5.19 а, б) может привести к ошибкам оценки глубины искажений трехфазного напряжения, а также определяет необходимость разработки и применения стохастических процедур оценивания.

#### 5.2.2 Многогипотезный статистический анализ на основе параметрического алгоритма Палмера

Для оценки глубины искажений трехфазного напряжения разобьем на равные интервалы диапазон изменения интегрального коэффициента  $\mu$ . Введем классификацию, согласно которой коэффициент  $\mu$  принадлежит указанному интервалу, если в результате последовательных измерений справедлива гипотеза m (m = 1, ..., M), когда среднее измеренное значение (математическое ожидание)  $\mu^{\wedge}$  соответствует среднему значению анализируемого интервала m. Например, в таблице 5.6 указаны интервалы для коэффициента  $\mu$  и средние значения интервалов при оценке глубины искажений трехфазного напряжения с точность 5%.

Таблица 5.6

Диапазоны	0,00 - 0,05	0,05 - 0,10	0,10-0,15	0,15-0,20	0,20-0,25	•••
изменения µ	m = 1	m = 2	m=3	m=4	m=5	
Среднее значением µ	0,025	0,075	0,125	0,175	0,225	•••

Диапазоны изменения интегрального коэффициента  $\mu$ 

Отметим, что коэффициент  $\mu$  имеет нормированные значения, располагающиеся в диапазоне [0;1]. Целесообразно, например, в системах промышленного электроснабжения определить возможные ущербы потребителю от искажения синусоидальной формы напряжения для каждого из диапазонов (табл. 5.6).

Ввиду последовательного оценивания отношения комплексных амплитуд  $\mu$  в условия ошибок измерений и случайных отклонений ПКЭ от нормативных значений предполагаем, что величины средних значений  $\mu^{\wedge}$  для каждой из *m* гипотез имеют нормальное распределение (рис. 5.20).



Рис. 5.20. Пример плотностей вероятностей для средних значений μ^, соответствующих гипотезам о величинах глубины искажений трехфазного напряжения

Таким образом, организация мониторинга ПКЭЭ, а также ущерба при их отклонениях от нормативных значений, путем оценки глубины искажения синусоидальной формы напряжения, сводится к реализации статистического многогипотезного последовательного анализа.

Вариант организации последовательного анализа для *M* гипотез, напрямую не вытекающий из классической процедуры Вальда [1], был предложен Палмером в работе [173]. Аналогично процедуре [166] алгоритм на каждом шаге анализа *n* предполагает вычисление *M* отношений правдоподобия, но основан на сравнении лишь двух максимальных из них.

При этом реализуется следующая совокупность операций в предположении, что  $\mu = x$ :

- расчет на каждом шаге *n* процедуры *M* отношений правдоподобия

$$\lambda^{n}_{m} = p^{n}_{m}(x)/p^{n}_{1}(x), \qquad (5.47)$$

где случайная x – величина, относительно которой принимается многогипотезное решение; m = 1, 2, ..., M;  $p^n_m(x)$  и  $p^n_1(x)$  – плотности вероятностей распределения случайной величины x, соответствующие гипотезам m и 1; гипотеза m = 1 соответствует интервалу наименьших значений  $\mu$  и глубине искажений трехфазного напряжения, не превышающей 5% (табл. 5.6);

– определение двух наибольших из M значений отношения правдоподобия на каждом шаге n ( $\lambda^n_{\text{макс1}}$  и  $\lambda^n_{\text{макс2}}$ ), а также выбор гипотез, соответствующих этим отношениям правдоподобия;

– формирование порогов  $\lambda_{m}^{n*}$  для каждой из выбранных гипотез:

$$\lambda_{m}^{n*} = M/[4 \cdot (1 - P_{mm})^2], \qquad (5.48)$$

где *P<sub>mm</sub>* – вероятность правильной классификации гипотезы *m*;

– вычисление отношения  $\lambda^n_{\text{макс1}}$  и  $\lambda^n_{\text{макс2}}$  и сравнение этого отношения  $\lambda^n_{\text{макс2}} = \lambda^n_{\text{макс1}}/\lambda^n_{\text{макс2}}$  с порогом  $\lambda^{n^*}_{m^*}$ ;

– принятие решения о справедливости гипотезы *m* при условии, что

$$\lambda^{n}_{\max} = \lambda^{n}_{\max c1} / \lambda^{n}_{\max c2} \ge \lambda^{n^{*}}_{m}, \qquad (5.49)$$

в противном случае принимается решение о продолжении наблюдений.

Процесс последовательного анализа продолжается до тех пор, пока расчетное значение  $\lambda^n_{\text{макс1}}/\lambda^n_{\text{макс2}}$  не превысит порог  $\lambda^{n*}_{m=\text{макс1}}$ , который соответствует гипотезе с максимальным отношением правдоподобия.



Рис. 5.21. Блок-схема алгоритма, реализующего процедуру многогипотезного последовательного анализа Палмера Рассмотрим пример классификации глубины искажений синусоидальной формы трехфазного напряжения путем многогипотезного последовательного анализа по алгоритму Палмера (рис. 5.21).

Считаем, что имеется совокупность выборочных значений коэффициента  $\mu$  (табл. 5.7) для принятия решения при классификации глубины искажений трехфазного напряжения.

Таблица 5.7

Шаг процеду- ры последова- тельного ана- лиза	<i>n</i> = 1	<i>n</i> = 2	<i>n</i> = 3	<i>n</i> = 4	<i>n</i> = 5	<i>n</i> = 6	<i>n</i> = 7	<i>n</i> = 8	
Значение ко- эффициента μ	0,105	0,11	0,127	0,118	0,12	0,10	0,10	0,124	

Выборочные значения коэффициента µ при классификации глубины искажений трехфазного напряжения

Примем в примере, что среднеквадратические отклонения  $\sigma$  нормальных законов распределения (рис. 5.20) для каждого из интервалов (табл. 5.7) равны по значениям и составляют  $\sigma = 0,025$ . Также равными считаем вероятности правильной классификации гипотез  $P_{mm} = 0,75$ . Таким образом будут равными пороговые значения для каждой из *m* гипотез таблицы 5.7 (m = 1, ..., 5)

$$\lambda^{n^*}_{m} = M/[4 \cdot (1 - P_{mm})^2] = 5 / [4 \cdot (1 - 0.75)^2] = 19.8.$$
(5.50)

Вычисление отношений правдоподобия  $\lambda_m^n$  для каждой из *m* гипотез реализуем с использованием стандартной гауссовой функции

$$f(x) = (\frac{1}{\sqrt{2\pi}}) \cdot \exp\{-\frac{x^2}{2}\},$$
(5.51)

таблицы которой приведены, например, в [77].

Тогда с учетом значений коэффициента  $\mu$  (табл. 5.7), получаем результаты на каждом шаге *n* последовательных вычислений по алгоритму (рис. 5.22), которые сведены в таблицу 5.8.

В соответствии с табл. 5.8 на первом шаге процедуры максимальное значение отношения правдоподобия соответствует гипотезе m = 3 (макс1 = 3), а вторым по величине отношением правдоподобия является гипотеза m = 2 (макс2 = 2).
Шаг процедуры	<i>n</i> = 1	<i>n</i> = 2	<i>n</i> = 3	<i>n</i> = 4	<i>n</i> = 5	<i>n</i> = 6	•••
Значение $\lambda^n_{\text{макс1}}$	12,07	332	66068	—	_	_	•••
Значение $\lambda^n_{\text{макс2}}$	8,1	101	2323	-	_	_	
Отношение $\lambda^n_{\text{макс1}}/\lambda^n_{\text{макс2}}$	1,49	3,29	28,44	_	_	_	
Пороговое значение $\lambda^{n^*}_{m}$	19,8	19,8	19,8	19,8	19,8	19,8	
Принятая гипотеза т	_	_	<i>m</i> = 3	_	_	_	

Расчетные значения процедуры последовательно анализа по алгоритму Палмера

Решение о продолжении наблюдения принимается после сравнения статистики  $\lambda^n_{max} = \lambda^n_{\text{макс1}} / \lambda^n_{\text{макс2}} = 1,49$ с порогом  $\lambda^{n*}_{m} = 19,8$ .

На втором шаге максимальное отношение правдоподобия также характерно гипотезе m = 3 (макс1 = 3), а второй по величине отношения правдоподобия является гипотеза m = 3 (макс2 = 2). Отношение  $\lambda^n_{max} = \lambda^n_{\text{макс1}}/\lambda^n_{\text{макс2}} = 3,29$  не превышает значение порога  $\lambda^{n*}_m = 19,8$ .

Конечное решение о наблюдении принимается на n = 3 шаге принятием гипотезы m = 3, согласно которой глубина искажений трехфазного напряжения соответствует изменению на 15% коэффициента  $\mu$ .

Реализацию последовательного анализа по алгоритму Палмера иллюстрирует рис. 5.22.



Рис. 5.22. Пример реализации последовательного анализа по алгоритму Палмера Анализ рис. 5.22 позволяет сделать следующие выводы:

— последовательное оценивание глубины искажений трехфазного напряжения приводит принятию гипотезы о 15% искажении коэффициента  $\mu$ , по величине искажения учитывают ущербы промышленным потребителям;

 последовательная вычислительная процедура за 3 шага, не требует значительных временных затрат и практически не оказывает влияние на быстродействие процесса анализа ПКЭЭ;

 – очевидно, что скорость принятия решения при последовательном анализе зависит от степени искаженности трехфазного напряжения, в том числе отклонений параметров качества электроэнергии от нормативных значений.

## Пример устройства, реализующего статистический последовательный анализ глубины искажений трехфазного напряжения по алгоритму Палмера

На рис. 5.23. приведен пример структурной схемы устройства для реализации многогипотезного последовательный анализ с целью оценки глубины искажения трехфазного напряжения.



*Рис. 5.23.* Структурная схема устройства, реализующего процедуру последовательного анализа при оценке глубины искажения трехфазного напряжения В состав устройства входят: модуль сбора данных; модуль вычисления амплитуд; модуль вычисления коэффициента μ; вычислительный блок; блок сравнения; коммутатор; блок деления; схема сравнения и блок памяти.

Модуль 1 устройства (рис. 5.23) выполнен с возможностью подключения к каждой фазе трехфазной электрической сети и периодического измерения фазных значений напряжений в анализируемых точках присоединения. В модуле 1 выполняется аналого-цифровое преобразование и на его выход подаются мгновенные значения фазных напряжений.

Модуль 1 (рис. 5.23) подключен к модулю 2 вычисления амплитуд. В каждый момент времени модуль 2 принимает мгновенные значения фазных напряжений  $u_a(k)$ ,  $u_b(k)$ ,  $u_c(k)$ , измеренных в анализируемой точке присоединения трехфазной электрической сети. В модуле 2 осуществляется получение амплитуд фаз напряжения  $U_a$ ,  $U_b$ ,  $U_c$ . Отметим, что в устройстве (рис. 5.23) не осуществляется непосредственное вычисление пространственного вектора, а для получения коэффициента  $\mu$  реализуется с использованием выражений (5.45), (5.46).

Формирование мгновенных амплитуд  $U_a(k)$ ,  $U_b(k)$ ,  $U_c(k)$  из мгновенных значений  $u_a(k)$ ,  $u_b(k)$ ,  $u_c(k)$  целесообразно реализовать с использованием алгоритмов «короткого окна данных», в частности, алгоритма двух выборок [197, 198].

Например, для напряжения фазы «а» можно использовать следующие соотношения

$$\underline{U}_{a}(k) = (1/|\sin 2\pi f t_{a}|) \cdot [u_{a}(k) \cdot \exp\{j2\pi f t_{a}\} - u_{a}(k-1)] = U_{a}(k) - jU_{a \ \text{\tiny KB}}(k), \quad (5.52)$$

где  $U_a(k)$  и  $U_{a \ \kappa B}(k)$  – квадратурные (ортогональные) составляющие комплексного вектора <u>U</u><sub>a</sub>(k). Справедливость выражения (5.52) легко проверить подстановкой составляющих

$$u_{a}(k) = U_{a} \cdot \sin(2\pi f \cdot k \cdot t_{\pi} + \varphi); u_{a}(k-1) = U_{a} \cdot \sin(2\pi f \cdot (k-1) \cdot t_{\pi} + \varphi);$$

формирующих комплексный вектор

$$\underline{U}_{a}(k) = U_{a} \cdot \exp\{j2\pi f \cdot t_{\pi} + \varphi\} = U_{a}(k) - jU_{a \ \text{KB}}(k)$$

с начальной фазой  $\varphi$  (при k = 0) амплитуды  $U_a$ , вращающийся с угловой скоростью относительно начала координат  $2\pi f$ .

Соответственно для расчета мгновенной амплитуды вектора  $\underline{U}_{a}(k)$  необходимо реализовать выражение

$$|\underline{U}_{a}(k)| = \underline{U}_{a}(k) = \operatorname{sqrt}\left[\left(U_{a}(k)\right)^{2} + \left(U_{a \ \text{\tiny KB}}(k)\right)^{2}\right], \tag{5.53}$$

где sqrt [·] – обозначение функции квадратного корня.

Аналогичные соотношения целесообразно использовать для расчета амплитуд фаз *b* и *c*.

Модуль 3 предназначен для вычисления коэффициента  $\mu$  с использованием мгновенных амплитуд напряжения фаз  $U_{\rm a}(k)$ ,  $U_{\rm b}(k)$ ,  $U_{\rm c}(k)$ .

Используя выражения (5.45), (5.46), можно получить следующее равенство для мгновенного значения коэффициента  $\mu(k)$ 

$$\mu(k) = |\underline{B}(k)/\underline{A}^{*}(k)| = \operatorname{sqrt} \{ [(\sqrt{2}/4) \cdot (U_{b}(k) - U_{c}(k))]^{2} + [(\sqrt{6}/12) \cdot (2U_{a}(k) - U_{b}(k) - U_{c}(k))]^{2} \} / [(\sqrt{6}/6) \cdot (2U_{a}(k) + U_{b}(k) + U_{c}(k))]^{2} \} / [(\sqrt{6}/6) \cdot (2U_{a}(k) - U_{b}(k) + U_{c}(k))]^{2} \}$$
(5.54)

Таким образом, для вычисления напрямую коэффициента  $\mu(k)$  применяются только мгновенные значения амплитуд напряжений  $U_a(k)$ ,  $U_b(k)$ ,  $U_c(k)$  и не требуется использование преобразования Кларк. Рассчитанные значения  $\mu(k)$  с выхода модуля 3 поступают на вход вычислительного блока 4 и блока 9 памяти.

В вычислительном блоке 4 осуществляется расчет M отношений правдоподобия для конкретного дискретного значения  $\mu(k)$ 

$$\lambda_{m}^{n} = p_{m}^{n}[\mu(k)]/p_{1}^{n}[\mu(k)]; \quad (m = 1, ..., M).$$
(5.55)

При этом используется информация распределениях плотностей вероятностей (рис. 5.20) для различных гипотез, которые формируются на предварительном этапе на основе имитационного моделирования, статистической обработки информации, или экспертных оценок. Такая информация вносится в блок памяти 9 и выдается с его выхода в блок 4 в соответствии с дискретным значением  $\mu(k)$ . Следует отметить, что разбиение на интервалы диапазона изменения величины  $\mu$  целесообразно реализовать, исходя из особенностей промышленной нагрузки системы электроснабжения с целью максимальной адаптации системы мониторинга КЭЭ к ущербам при отклонениях его показателей от нормативных значений.

Блок 5 сравнения вместе с коммутатором 6 обеспечивают выбор двух максимальных значений отношений правдоподобия на каждом шаге последовательного анализа ( $\lambda^n_{\text{макс1}}$  и  $\lambda^n_{\text{макс2}}$ ), а также выбор гипотез, соответствующих этим отношениям правдоподобия.

Вычисление отношения  $\lambda^n_{\text{макс1}}$  и  $\lambda^n_{\text{макс2}}$  ( $\lambda^n_{\text{макс2}} = \lambda^n_{\text{макс1}}/\lambda^n_{\text{макс2}}$ ) осуществляется в блоке 7 деления, а информация о наиболее правдоподобной гипотезе, участвующей в этом отношении поступает в блок памяти

9. По этой информации реализуется выбор порога  $\lambda^{n*}{}_m = M/[4 \cdot (1 - P_{mm})^2]$ , здесь m – максимально правдоподобная гипотеза. Пороговое значение  $\lambda^{n*}{}_m$  поступает с выхода блока памяти 9 на вход схемы сравнения 8, на второй вход которой из блока 7 приходит вычисленное значение отношения  $\lambda^{n}{}_{max} = \lambda^{n}{}_{makc1/\lambda^{n}{}_{makc2}}$ .

Если выполняется условие  $\lambda^n_{max} = \lambda^n_{\text{макс1}}/\lambda^n_{\text{макс2}} \ge \lambda^{n^*}_m$ , то принимается решение о справедливости гипотезы *m* и на выходе схемы сравнения 8 формируется сигнал о соответствии глубины искажений трехфазного напряжения участку коэффициента  $\mu$ , соответствующему этой гипотезе. В противном случае классификации глубины искажений трехфазного напряжения не происходит и последовательный анализ продолжается.

Поскольку влияние искажений трехфазного напряжения различной глубины на электроприемники промышленного потребителя зависит от их особенностей и состава. Поэтому ущербы промышленным потребителям, а также варианты организации мониторинга искажений напряжения должны зависеть от текущего режима системы электроснабжения. В различных режимах целесообразно выбирать соответствующие варианты разбиения диапазона изменений коэффициента  $\mu$  (рис. 5.20), например, на неоднородные участки, задавать разные пороговые значения  $\lambda^{n*}_{m} = M/[4 \cdot (1 - P_{mm})^2]$  для разных гипотез, путем изменения вероятности  $P_{mm}$  и другие приемы, влияющие на параметры процедуры последовательного анализа.

Обеспечение вариативности анализа КЭЭ устройством (рис. 5.23) в отслеживаемых режимах системы электроснабжения достигается выбором параметров последовательного анализа из блока 9 памяти в зависимости от текущего режима.

# 5.2.3. Последовательный многогипотезный анализ на основе статистических непараметрических методов (метод «ближайшего соседа»)

Практически все алгоритмы последовательного анализа используют для принятия решения статистические зависимости в виде отношений правдоподобия [1]. Однако для некоторых задач контроля ПКЭЭ в системах промышленного электроснабжения статистические данные могут быть недоступными. Для таких случаев целесообразно применение непараметрического подхода, не требующего набора предварительных данных для реализации процедуры классификации. Одним из широко используемых вариантов непараметрической классификации связан с использованием расчетов «расстояния» между наблюдаемой случайной величиной x и набором ее эталонных значений  $G_m$ , и называется методом «ближайшего соседа» [199]. Согласно этого метода для *L*-мерной случайной величины  $x_l$  гипотеза m (m = 1, 2, ..., M) принимается, если обеспечивается минимум Евклидового расстояния между  $x_l$  и  $G_{m,l}$ , то есть

$$m = \arg \min_{l} [\operatorname{sqrt} [\sum_{l=1}^{L} (x_l - G_{m,l})^2].$$
 (5.56)

Интеграция процедуры последовательного анализа и метода «ближайшего соседа» может быть выполнена по следующему алгоритму (рис. 5.24):

– на шаге *n* последовательного анализа вычисляется усредненное значение случайной величины *x* 

$$\hat{x} = (1/n) \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i;$$
 (5.57)

– определяется минимальное расстояние  $d_{min}$ , которое для *L*-мерной случайной величины  $x^{\hat{}}$  соответствует выражению

$$d_{min} = min_l \quad \text{sqrt} \left[\sum_{l=1}^{L} (x_l^{'} - G_{m,l})^2\right];$$
(5.58)

 производится классификация глубины искажений синусоидальной формы напряжения путем сопоставления ее с гипотезой *m*

 $m = \arg \min_{l} \quad \text{sqrt} \left[\sum_{l=1}^{L} (x_{l} - G_{m,l})^{2}\right],$ 

а также сопоставление величины  $d_{min}$  с порогом  $A_m(n)$ ,  $d_{min} \leq A_m(n)$ ;

– в случае не соблюдения условия  $d_{\min} \leq A_m(n)$  последовательный анализ продолжается.

Следует отметить, что процесс статистического усреднения, в ходе выполнения алгоритма (рис. 5.24) позволяет увеличить вероятность правильного принятия решения относительно глубины искажений сигналов напряжения в условиях воздействия случайных факторов.

Для выбора порога  $A_m(n)$  целесообразно воспользоваться методами расчета порогов, используемыми для параметрических алгоритмов. Например, по Алгоритму Армитажа [166] расчет порогового значения реализуется согласно выражению

$$A_m(n) = \lambda^n_m(m,q) = (1/P_{mq}) \cdot [1 - \sum_{m \neq q} P_{mq}], \qquad (5.59)$$

где  $m, q = 1, ..., M; P_{mq}$  – условная вероятность принятия решения о номере гипотезы m относительно глубины искажений напряжения при условии принадлежности искажений гипотезе q.



Рис. 5.24. Блок-схема алгоритма, реализующего процедуру многогипотезного последовательного анализа по методу «ближайшего соседа»

Для алгоритма (рис. 5.24) под номером q принимается гипотеза, соответствующая расстоянию d, величина которого является следующей по наименьшему значению после  $d_{min}$ .

Целесообразен к использованию вариант многогипотезного последовательного анализа, позволяющий получить сокращенное число наблюдений при сохранении простоты подхода. По аналогии с [166], установим набор пороговых значений, которые зависят от числа наблюдений *n* 

$$A_m(n) = \lambda^{*n}_m(m,q) = \lambda^n_m(m,q)/(n^{(r)}), m, q = 1, \dots, M; m \neq q,$$
(5.60)

где  $\lambda_m^n(m,q)$  – порог, определяемый по выражению (5.59), r – положительная константа.

В работе [166] показано, что применение расчетов по (5.60) при r = 1 значительно сокращает среднее число требуемых наблюдений и практически не оказывает влияние на вероятности ошибок классификатора.

Важно подчеркнуть, что процедура последовательного анализа, основанная на методе «ближайшего соседа», не требует в отличии от аналогичных параметрических методов знания параметров статистических распределений при реализации вычислительных алгоритмов.

Особенности реализации алгоритма непараметрического последовательного анализа (рис. 5.24) поясним расчетным примером. Воспользуемся данными, приведенными в таблицах 5.6 и 5.7. Предполагаем, что классификация искажений трехфазного напряжения основывается на соотнесении среднего значения коэффициента  $\mu^{\circ}$  с математическими ожиданиями статистических распределений (рис. 5.20). На каждом шаге последовательного анализа *n* реализуем расчет расстояния для *m* интервалов (табл. 5.6) и сравним значения расстояний с соответствующими порогами (выражение (5.60)).

Формирование пороговых значений (5.60) выполним путем задания матрицы вероятностей P, определяющей вероятности ошибок и правильных решений при классификации искажений трехфазного напряжения, которые участвуют в выражении (5.59).

Например, учитывая общее количество вариантов искажений M = 5, зададим матрицу P в виде

$$\boldsymbol{P} = \begin{vmatrix} 0.75 & 0.063 & 0.063 & 0.063 & 0.063 \\ 0.063 & 0.75 & 0.063 & 0.063 & 0.063 \\ 0.063 & 0.063 & 0.75 & 0.063 & 0.063 \\ 0.063 & 0.063 & 0.063 & 0.75 & 0.063 \\ 0.063 & 0.063 & 0.063 & 0.063 & 0.75 \end{vmatrix} .$$
(5.61)

При таком задании матрицы P пороговые значения для всех вариантов искажения m (m = 1, ..., M) являются одинаковыми и равными

$$A_m(n) = \lambda_m^n = (1/P_{mq}) \cdot [1 - \sum_{m \neq q} P_{mq}] = (1/0,063) \cdot (1-0,25) = 11,9.$$
(5.62)

Применительно к изменению значений рассматриваемой переменной  $\mu$  и с учетом полученного порога по алгоритму Армитажа (5.62) введем нормирующий коэффициент для  $\mu$  равный 300. Промежуточные расчеты на этапах последовательного анализа с использование метода «ближайшего соседа» характеризует таблица 5.9.

Таблица 5.9

Шаг процедуры	n = 1	n = 2	<i>n</i> = 3	<i>n</i> = 4	<i>n</i> = 5	<i>n</i> = 6	•••
Коэффициент $\mu_{\text{нор}}$	31,5	33	38,1	-	-	_	••••
Значение $\mu_{\text{нор}}$	31,5	32,25	34,2	-	_	_	
Значение расстояния	576	625	712,9	-	_	_	••••
для варианта искажений	( <i>m</i> =1)	( <i>m</i> =1)	( <i>m</i> =1)				
m	81	100	136,9				
	( <i>m</i> =2)	( <i>m</i> =2)	( <i>m</i> =2)				
	36	25	10,89				
	( <i>m</i> =3)	( <i>m</i> =3)	(m=3)				
	441	410	334,9				
	( <i>m</i> =4)	(m=4)	(m=4)				
	1296	1242,6	1108,9				
	( <i>m</i> =5)	( <i>m</i> =5)	( <i>m</i> =5)				
Пороговое значение $\lambda^{n^*}_{m}$	11,9	11,9	11,9	11,9	11,9	11,9	••••

#### Результаты промежуточных расчетов для последовательного анализа

Исходя из численных значений табл. 5.9, конечное решение об окончании наблюдений принимается на шаге n = 3 шаге принятием варианта m = 3, согласно которого глубина искажений трехфазного напряжения соответствует изменению на 15% коэффициента  $\mu$ .

Реализацию последовательного анализа по алгоритму «ближайшего соседа» иллюстрирует рис. 5.25.



Рис. 5.25. Пояснения к последовательному анализу по алгоритму «ближайшего соседа»

Анализ рис. 5.25 и таблицы 5.9 показывает, что:

— последовательное оценивание глубины искажений трехфазного напряжения на основе алгоритма «ближайшего соседа» аналогично рассмотренному ранее приводит принятию гипотезы о 15% искажении коэффициента  $\mu$ ;

– последовательная вычислительная процедура завершается также (рис. 5.25) за 3 шага, не требует значительных временных затрат, поэтому не требовалось вводить адаптивного порога (выражение (5.60)) для повышения быстродействия алгоритма;

 преимущество последовательного анализа по алгоритму «ближайшего соседа» состоит в отсутствии необходимости применения статистических данных и распределений в процессе выполнения вычислительных операций.

## Пример устройства, реализующего статистический анализ по методу «ближайшего соседа»

На рис. 5.26 приведен пример структурной схемы устройства для последовательного анализа с использованием метода «ближайшего соседа».



Рис. 5.26. Структурная схема устройства последовательного анализа с использованием метода «ближайшего соседа»

Устройство (рис. 5.26) имеет аналогичную, но чуть упрощенную структуру по сравнению аппаратурной реализаций (рис. 5.23) последовательного анализа по алгоритму Палмера. Функционирование модулей 1–3 устройства (рис. 5.26) ничем не отличается от схемы (рис. 5.23).

Блок 4 обеспечивает вычисление расстояний с использованием нормированных дискретных средних значений коэффициентов  $\mu_{\text{нор}}^{(k)}(k)$ , формируемых по результатам усреднения значений  $\mu(k)$ , поступающих на его вход. Усреднение осуществляется в соответствии с выражением (5.56), а нормирование реализуется с учетом нормирующего коэффициента, поступающего из блока памяти 9. Расстояния рассчитываются как квадрат разности (5.57) между  $\mu_{\text{нор}}^{(k)}(k)$  и нормированными значениям центров диапазонов (табл. 5.6), характеризующих глубину искажения трехфазного напряжения.

В последующем выбирается минимальное из расстояний для чего задействуются блок 5 сравнения и коммутатор 6. Последний обеспечивает прохождение значения минимального из расстояний  $d_{min}$  (выражение (5.58)) на вход схемы сравнения 7. На другой вход схемы 7 сравнения поступает из блока памяти 9 пороговое значение  $A_m(n)$  (выражение (5.59)). Проверяется условие  $d_{min} \leq A_m(n)$  и с случае его соблюдения процедура последовательного анализа завершается. Если условие  $d_{min} \leq A_m(n)$  не соблюдается процедура последовательного анализа продолжается.

Номер диапазона (табл. 5.6), соответствующий минимальному расстоянию  $d_{min}$ , для которого соблюдается условие  $d_{min} \leq A_m(n)$ , характеризует глубину искажения трехфазного напряжения.

### 5.3. ВЫВОДЫ ПО ГЛАВЕ 5

1. Предложен новый вариант организации ОМП, включающий разбиение зоны обхода (осмотра) ВЛ на участки с последующей реализацией процедуры распознавания поврежденного участка.

2. Применение последовательного многогипотезного анализа по алгоритмам Рида и Армитажа позволяет адаптировать процесс принятия решения относительно поврежденного участка ВЛ к особенностям искажения осциллограмм аварийных событий и условиям оценки их параметров.

3. Результаты расчетов показали, что применение последовательного анализа практически не влияет на быстродействие ОМП ВЛ, но обеспечивает однозначность принятия решения относительно поврежденного участка в условия воздействия случайных факторов. 4. Случайный характер отклонений ПКЭЭ позволяет обосновать необходимость применение статистических процедур, а также параметрического и непараметрического многогипотезного последовательного анализа для оценки и классификации глубины искажений синусоидальной формы напряжения трехфазной системы.

5. Предложен обобщенный показатель для оценки глубины искажений синусоидальной формы напряжения трехфазной системы, основанный на использовании модуля отношения комплексных амплитуд прямого и обратного вращения пространственного вектора. Вычисления обобщенного показателя могут быть реализованы с использованием взвешенных значений мгновенных амплитуд трех фаз напряжения, без применения преобразования Кларк.

6. Расчетными примерами доказано, что разработанные блок-схемы алгоритмов и структурные схемы устройств автоматического контроля ПКЭЭ на основе алгоритма Палмера и метода «ближайшего соседа», в которых реализован многогипотезный последовательный анализ с применением обобщенного показателя, характеризуются высоким быстродействием и эффективностью выявления отклонений ПКЭЭ.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В монографии обобщаются результаты теоретических и практических исследований авторов, направленных на реализацию задач управления электроэнергетикой с использованием методов последовательного анализа.

Анализ научно-технической литературы показывает, что последовательная процедура Вальда может быть применена для широкого круга задач электроэнергетики таких, как обнаружение, диагностика и распознавание повреждений (неисправностей), классификация режимов, релейная защита, анализ волновых процессов при КЗ на ЛЭП и других.

В задачах электроэнергетики возможно использование как двух альтернативной, так и много альтернативной процедуры принятия решения на основе последовательного анализа. Отмечается его высокое быстродействие, что позволяет реализовать устройства защиты и управления в реальном масштабе времени.

Техническая реализация последовательного анализа Вальда и его модификаций достаточно проста, не требует значительных программноаппаратных затрат и перспективна к внедрению как в существующие, так и в перспективные устройства защиты и управления электроэнергетикой.

Обоснована целесообразность применения последовательного анализа при реализации устройств релейной защиты и противоаварийной автоматики в режимах, сопровождающихся сложными переходными процессами.

Обеспечение постоянства ошибок первого и второго рода на каждом шаге процедуры последовательного анализа Вальда позволило сформировать изменяемые (адаптивные) уставки и исключить необходимость введения принудительного усечения при принятии решения устройством АЧР.

Результаты имитационного моделирования и расчетов для примера АЧР показали, что использование модифицированного алгоритма по сравнению с классической процедурой Вальда обеспечивает выигрыш в быстродействии в 2 раза. Такое сокращение времени срабатывания АЧР является крайне важным с учетом специфики энергорайонов с источниками распределенной генерации. Применение методов последовательного анализа Вальда при распознавании режимов работы энергорайона является эффективным средством обеспечения принятия решений устройством АЧР в условиях больших ошибок измерения частоты и отклонений ПКЭЭ от нормативных значений.

Дальнейшего повышения быстродействия устройства АЧР, включающего процедуру последовательного анализа можно достигнуть за счет изменяемых уставочных значений, сформированных по результатам имитационного моделирования и позволяющих уменьшить зону неопределенности при распознавании режима энергорайона от шага к шагу.

Величина отклонений ПКЭЭ от нормативных значений в аварийных режимах энергорайона влияет не только на параметры правильного и излишнего срабатывания устройства АЧР, включающего процедуру последовательного анализа, но и на технические характеристики его аппаратурной реализации такие, как быстродействие, вычислительная сложность, стоимость и др.

Целесообразно внедрение автоматизированных систем мониторинга показателей качества электрической энергии с применением статистической обработки данных и формированием обобщенного показателя качества электрической энергии.

Учитывая, что внедрение непрерывного контроля показателей качества электрической энергии в большинстве случаев экономически нецелесообразно, то реализация выборочного контроля на отдельных интервалах времени, в заранее определенных точках контроля, с расчетом только тех показателей, которые являются критичными для конкретного потребителя, с учетом его технологических особенностей, является оправданной.

При работе системы электроснабжения в квазиустановившихся режимах перспективна организация выборочного контроля обобщенного показателя качества электрической энергии на основе процедуры последовательного анализа Вальда. Результаты проведенных расчетов показывают, что использование последовательного анализа позволяет до трех раз повысить быстродействие алгоритмов принятия решения о величине отклонений отдельных параметров по сравнению с фиксированной выборкой.

Совместное использование результатов имитационного моделирования, параметров текущего режима и данных выборочного контроля от системы мониторинга показателей качества электрической энергии с применением процедуры последовательного анализа Вальда позволяет обеспечить адаптацию процедуры мониторинга к особенностям конкретной системы электроснабжения. Реализация предложенного подхода позволяет обеспечить надежное электроснабжение электроустановок (электроприемников) потребителей и предотвратить ущербы за счет своевременной реализации организационнотехнических мероприятия при отклонении обобщенного показателя качества электроэнергии за пределы нормируемого значения.

Существующие технические решения систем автоматического анализа КЭЭ в трехфазных системах электроснабжения с использованием пространственного вектора отличаются сложностью цифровой обработки сигналов токов и напряжений, а также применением методов распознавания образов при классификации отклонений показателей качества электроэнергии.

Для учета комплексного воздействия на системы электроснабжения отклонений показателей качества электрической энергии предложен комплексный показатель, в качестве которого выступает модульное значение коэффициента взаимной корреляции сигналов, отражающее свойство когерентности сигналов токов и напряжений.

При построении устройства, реализующего статистические методы выборочного контроля, целесообразно использование предварительного имитационного моделирования системы электроснабжения в различных режимах. В предложенном устройстве с использованием цифровой обработки сигналов введена процедура автоматического последовательного контроля по альтернативному признаку, распределенному по биноминальному закону.

Эффективным методом снижения потерь электроэнергии является временное отключение недогруженных трансформаторов на понизительных подстанциях. Для этого целесообразно использование автоматики нормального режима, выполняющей переключения силовых трансформаторов на ПС в зависимости от текущей трансформируемой мощности.

Предложен метод определения выбора работающих трансформаторов ПС по критерию минимальных потерь мощности в трансформаторах ПС для произвольного количества разнородных трансформаторов на ПС, произвольных режимов их работы. Разработан общий алгоритм автоматики отключения трансформаторов при многокритериальном управлении.

С целью устранения излишних переключений и повышения эффективности работы автоматики отключения трансформаторов ПС требуется прогнозировать тренд графика нагрузки.

Разработанный статистический метод распознавания тренда графика нагрузки обладает высокой точностью. Пример показал 100% распознавание тренда случайного графика нагрузки. Разработанный метод является эффективным средством для снижения излишних переключений автоматики снижения потерь в трансформаторной группе понизительных ПС и повышения надежности электроснабжения.

Предложено применение метода Вальда при распознавании тренда графика нагрузки для автоматики снижения потерь в силовых трансформаторах. Достоинством метода является минимальный объем требуемой исходной информации для его реализации, необходимо лишь экспертное задание вероятностей ошибок принятия решения  $P_M$  и  $P_F$ .

К недостаткам метода Вальда можно было бы отнести необходимость нескольких наблюдений  $R(t+\Delta t)$  для окончательного принятия решения. Однако такое увеличение времени прогнозирования графика нагрузки для цифровых ИЭУ не является существенным из-за высокой частоты дискретизации сигналов токов и напряжений, а также соответствующего темпа обмена информации и выдачи сигналов управления.

Применение предложенного метода прогнозирования графика нагрузки позволяет автоматике нормального режима с высокой долей вероятности определить восходящий или нисходящий тренд имеет график нагрузки, что важно для принятия решения об отключении недогруженных трансформаторов или включении резервных.

Предложен новый вариант организации ОМП, включающий разбиение зоны обхода (осмотра) ВЛ на участки с последующей реализацией процедуры распознавания поврежденного участка.

Применение последовательного многогипотезного анализа по алгоритмам Рида и Армитажа позволяет адаптировать процесс принятия решения относительно поврежденного участка ВЛ к особенностям искажения осциллограмм аварийных событий и условиям оценки их параметров.

Результаты расчетов показали, что применение последовательного анализа практически не влияет на быстродействие ОМП ВЛ, но обеспечивает однозначность принятия решения относительно поврежденного участка в условия воздействия случайных факторов.

Случайный характер отклонений ПКЭЭ позволяет обосновать необходимость применение статистических процедур, а также параметрического и непараметрического многогипотезного последовательного анализа для оценки и классификации глубины искажений синусоидальной формы напряжения трехфазной системы.

Предложен обобщенный показатель для оценки глубины искажений синусоидальной формы напряжения трехфазной системы, основанный на использовании модуля отношения комплексных амплитуд прямого и обратного вращения пространственного вектора. Вычисления обобщенного показателя могут быть реализованы с использованием взвешенных значений мгновенных амплитуд трех фаз напряжения, без применения преобразования Кларк.

Расчетными примерами доказано, что разработанные блок-схемы алгоритмов и структурные схемы устройств автоматического контроля ПКЭЭ на основе алгоритма Палмера и метода «ближайшего соседа», в которых реализован многогипотезный последовательный анализ с применением обобщенного показателя, характеризуются высоким быстродействием и эффективностью выявления отклонений ПКЭЭ.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Вальд А. Последовательный анализ. М.: Физматлит, 1960.

2. Toshiaki Sakaguchi «A statistical decision theoretic approach to digital relaying», IEEE Trans, on PAS, Vol. PAS-99, № 5, Sept/Oct 1980, pp. 1918–1926.

3. *T. Takagi, J. Baba, K. Uemura, and T. Sakaguchi*. Fault Protection Based on Travelling Wave Theory – Part I Theory. IEEE PES Summer Meeting, A77 750-3, July, 1977.

4. X.R. Li; Lu Wang Fault detection using sequential probability ratio test. IEEE Power Engineering Society. 1999 Winter Meeting (Cat. No.99CH36233). 31 Jan. – 4 Feb. 1999. DOI: 10.1109/PESW.1999.747296.

5. A.A. Girgis, R. Grover Brown. Application of Kalman Filtering in Computer Relaying, IEEE Trans, on PAS, Vol. PAS-100, No. 7, July 1981, pp. 3387–3397.

6. *A.A. Girgis*. A New Kalman Filtering Based Digital Distance Relay, IEEE Trans, on PAS, Vol. PAS–101, No. 9, September 1982, pp. 3471–3480.

7. A.A. Girgis, Elham B. Makram. Application of Adaptive Kalman Filtering in Fault Classification, Distance Protection, and Fault Location Using Microprocessor, IEEE Trans, on PWRS, Vol. 3, No. 1, Fbruary 1988, pp. 301–309.

8. *Y. Bar-Shalom, X. R. Li.* Estimation and Tracking: Principles, Techniques and Software, Artech House, Inc., Boston, MA, 1993.

9. *Rebizant W, Szafran J.* Power system fault detection and classification using probabilistic approach. Eur Trans Electr Power 9. (1999). Pp. 183–191.

10. *M. Davarifar, A. Rabhi, A. Hajjaji, Z. Daneshifar.* Real-time diagnosis of PV system by using the Sequential Probability Ratio Test (SPRT), IEEE Trans on PEMC, Antalya, Turkey, 21–24 Sept 2014, pp. 508–513.

11. *M. Davarifar, A. Rabhi, and A. El-Hajjaji.* Comprehensive Modulation and Classification of Faults and analysis their effect in DC side of Photovoltaic System. Asia-Pacific Power and Energy Engineering Conference(APPEEC 2013), July 2013.

12. *M. Davarifar, Z. Daneshi-Far, and H. Fayyaz.* Implementation of Automate Remote Meter Reading (AMR) via BPL in Kish Island, in International Power System Conference (PSC), 2009, Tehran, Iran., 2009. 13. K. Byung-Kwan, K. Seung-Tak, B. Sun-Ho, and P. Jung-Wook. Diagnosis of Output Power Lowering in a PV Array by Using the Kalman-Filter Algorithm, Energy Conversion, IEEE Transactions on, vol. 27, pp. 885–894, 2012.

14. B. Vural, A. Kizil, and M. Uzunoglu. A power quality monitoring system based on MATLAB Server Pages, Turkish Journal of Electrical Engineering and Computer Sciences, vol. 18, pp. 313–326, 2010.

15. *Q. Yang.* Model-based and data driven fault diagnosis methods with applications to process monitoring. 2004. URL: https://api.semanticscholar.org/ CorpusID:61394984.

16. H. Sohn, D.W. Allen, K. Worden, and C.R. Farrar. Statistical damage classification using sequential probability ratio tests, Structural Health Monitoring, vol. 2, pp. 57–74, 2003.

17. *M.R. Reynolds and Z.G. Stoumbos.* The SPRT chart for monitoring a proportion, IIE transactions, vol. 30, pp. 545–561, 1998.

18. *M. Davarifar, A. Rabhi, A. El-Hajjaji, and M. Dahmane*. New Method for Fault Detection of PV Panels in Domestic Applications. Proc. of the 3<sup>rd</sup> International Conference on Systems and Control (ICSC'13), Algeirs, Algeria, 2013.

19. *M. Davarifar, A. Rabhi, and A. El Hajjaji.* Comprehensive Modulation and Classification of Faults and Analysis Their Effect in DC Side of Photovoltaic System, Energy and Power Engineering, vol. 5, p. 230, 2013.

20. Илюшин П.В. Особенности функционирования устройств автоматической частотной разгрузки в энергорайонах с объектами распределенной генерации // Релейная защита и автоматизация. 2018. № 3 (32). С. 20–27.

21. Илюшин П.В., Куликов А.Л. Адаптивный алгоритм автоматики ограничения снижения напряжения промышленных энергорайонов с объектами распределенной генерации // Релейная защита и автоматизация. 2019. № 1 (34). С. 55–65.

22. Илюшин П.В. О влиянии распределенной генерации на работу устройств автоматического включения резервного питания // Релейная защита и автоматизация. 2017. № 4 (29). С. 28–36.

23. Илюшин П.В. Анализ обоснованности уставок устройств РЗА генерирующих установок с двигателями внутреннего сгорания на объектах распределенной генерации // Релейная защита и автоматизация. 2015. № 3 (20). С. 24–29.

24. Юревич Е.Н. Теория автоматического управления. Л.: Энергия, 1975.

25. Сидоренко Ю.А. Теория автоматического управления: учеб. пособие. Минск: БГАТУ, 2007.

26. *Евсюков В.Н.* Нелинейные системы автоматического управления: учебное пособие для студентов вузов. Оренбург: ГОУ ОГУ, 2007.

27. Davarifar M., Rabhi A., Hajjaji A., Daneshifar Z. Real-Time Diagnosis of PV System By using the Sequential Probability Ratio Test (SPRT) // 16th International Power Electronics and Motion Control Conference and Exposition Antalya, Turkey 21–24 Sept. 2014, pp. 508–513.

28. Радиоэлектронные системы: Основы построения и теория. Справочник. Изд. 2-е, перераб. и доп. // под ред. Я.Д. Ширмана. М.: Радиотехника, 2007.

29. Шарыгин М.В., Куликов А.Л. Защита и автоматика систем электроснабжения с активными промышленными потребителями: монография. Н. Новгород: НИУ РАНХиГС, 2017.

30. Шарыгин М.В., Куликов А.Л. Статистические методы распознавания режимов в релейной защите и автоматике сетей электроснабжения // Электрические станции. 2018. № 2. С. 32–39.

31. Фукунага К. Введение в статистическую теорию распознавания образов / пер. с англ. М.: Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1979.

32. Фу К. Последовательные методы в распознавании образов и обучении машин. М.: Наука. 1971.

33. Ширяев А.Н. Статистический последовательный анализ. Оптимальные правила остановки. М.: Наука, 1976.

34. Башаринов А.Е., Флейшман Б.С. Методы статистического последовательного анализа и их радиотехнические приложения. М.: Советское радио, 1962.

35. Sochman J., Matas J. Waldboost-learning for time constrained sequential detection // in Proceedings of IEEE Computer Society Conference on Computer Vision and Pattern Recognition, vol. 2, 2005, pp. 150–156.

36. Lorden G. Structure of sequential tests minimizing an expected sample size // Zeitschrift fur Wahrscheinlichkeits-theorie undverwandte gebiete, 1980, Bd. 51, No 3, pp. 291–302.

37. Айвазян С.А. Различение близких гипотез о виде плотности распределения в схеме обобщенного последовательного критерия // Теория вероятностей и ее применения, 1965, т. Х, вып. 4, С. 713–726.

38. Куликов А.Л., Илюшин П.В. Применение последовательной процедуры Вальда в автоматике управления режимами энергорайонов с объектами распределенной генерации // Энергетик. 2019, № 6.

39. Есяков С.Я. Трансформация электроэнергетических систем / С.Я. Есяков, К.А. Лунин, В.А. Стенников, Н.И.Воропай, И.Я. Редько, В.А. Баринов // Электроэнергия. Передача и распределение. 2019. № 4 (55). С. 134–141.

40. *Ilyushin P.V.* Approaches to organization of emergency control at isolated operation of energy areas with distributed generation / P.V. Ilyushin, A.V. Pazderin // The Proceedings of International Urals Conference on Green Energy (UralCon). Chelyabinsk, Russia. 2018. P. 1–7 (DOI: 10.1109/URALCON. 2018.8544361).

41. Воропай Н.И. Будущее электроэнергетические системы – тенденции и проблемы / Н.И. Воропай, А.Б. Осак // Электро. Электротехника, электроэнергетика, электротехническая промышленность. 2015. № 4. С. 2–4.

42. *Eroshenko S.A.* Features of implementing multi-parameter islanding protection in power districts with distributed generation units / S.A. Eroshenko, P.V. Ilyushin // In Proceedings of the 2018 IEEE 59th International Scientific Conference on Power and Electrical Engineering of Riga Technical University. Riga, Latvia. 2018 (DOI: 10.1109/RTUCON.2018/8659857).

43. Куликов А.Л. О корректировке требований к точности цифровой обработки сигналов токов и напряжений в активных системах промышленного электроснабжения / А.Л. Куликов, П.В. Илюшин, Г.Я. Вагин, А.А. Севостьянов // Известия Российской академии наук. Энергетика. 2021. № 1. С. 26–38.

44. *Ilyushin P.V.* Requirements for power station islanding automation an influence of power grid parameters / P.V. Ilyushin, A.V. Pazderin // The Proceedings of 2018 International Conference on Industrial Engineering, Applications and Manufacturing (ICIEAM). Moscow, Russia. 2018. P. 1–6 (DOI: 10.1109 / ICIEAM.2018.8728682).

45. *Куликов А.Л.* Статистические методы оценки параметров аварийного режима энергорайонов с объектами распределенной генерации / А.Л. Куликов, П.В. Илюшин // Электричество. 2019. № 5. С. 4–11.

46. *Kulikov A.L.* Principals of organization of relay protection in microgrids with distributed power generation sources / A.L. Kulikov, M.V. Sharygin, P.V. Ilyushin // Power Technology and Engineering. 2020. Vol. 53.  $\mathbb{N}$  5. P. 611–617 (DOI: 10.1007/s10749-020-01125-x).

47. *Anderson T.W.* A modification of the sequential probability ratio tests to reduce the sample size // Ann. Math. Statist. 1960. Vol. 31. P. 165–197.

48. *Bussgang J.J.* Truncated sequential hypothesis tests. Memo / J.J. Bussgang, M.B. Marcus // The Rand Corp., Santa Monica, California, November, 1964.

49. *Ilyushin P.V.* Application of the Wald Sequential Procedure in Automatic Network Control with Distributed Generation / P.V. Ilyushin, A.L. Kulikov, A.A. Loskutov // Advances in Intelligent Systems and Computing. 2020. 1295. P. 104–120. 50. *Wijsman R.A.* A monotonicity property of the sequential probability ratio test // Ann. Math. Statist. 1960. Vol. 31. №. 3. P. 677–684.

51. Куликов А.Л. Повышение быстродействия последовательного анализа в устройствах автоматики энергосистем энергорайонов с распределенной генерацией / А.Л. Куликов, П.В. Илюшин, А.А. Лоскутов // Электротехника. 2021. № 2. С. 34–41.

52. Павленков М.Н. Методы и модели принятия управленческого решения в экономических системах / М.Н. Павленков, А.Л. Куликов. Н. Новгород: Изд-во ВВАГС, 2004.

53. Шарыгин М.В. Обеспечение селективности релейной защиты в системах электроснабжения на основе байесовского метода проверки гипотез / М.В. Шарыгин, А.Л. Куликов // Электричество. 2017. № 9. С. 24–33.

54. *Рибейро П.Ф.* Обработка сигналов в интеллектуальных сетях энергосистем / П.Ф Рибейро, К.А. Дуке, П.М. да Силвейра, А.С. Серкейра. М.: Техносфера, 2020.

55. Воропай Н.И. Надежность систем электроснабжения: учебное пособие. Изд. 2-е, перераб. и доп. Новосибирск: Наука, 2015.

56. Илюшин П.В. Требования к разгрузке при вынужденном отделении от сети электростанции с собственными нуждами и нагрузкой на напряжении 6–10 кВ // Электро. Электротехника, электроэнергетика, электротехническая промышленность. 2011. № 6. С. 23–27.

57. Илюшин П.В. Анализ влияния распределённой генерации на алгоритмы работы и параметры настройки устройств автоматики энергосистем // Энергетик. 2018. № 7. С. 21–26.

58. Вагин Г.Я., Куликов А.Л. Качество электрической энергии в системах электроснабжения. Анализ состояния методов нормирования и контроля // Электрические станции. 2019. № 6 (1055). С. 54–59.

59. Воротницкий В.Э. Энергосбережение и повышение энергетической эффективности в распределительных электрических сетях нового технологического уклада // Электроэнергия. Передача и распределение. 2021. № 4 (67). С. 88–96.

60. Won D.-J., Chung I.-Y., Kim J.-M., Ahn S.-J., & Moon S.-I. (2003). A Modified Voltage SAG Duration for Power Quality Diagnosis. IFAC Proceedings Volumes, 36(20), 739–743 (Doi:10.1016/s1474-6670(17)34559-7).

61. *Won D.-J., Ahn S.-J., & Moon S.-I.* (2005). A Modified Sag Characterization Using Voltage Tolerance Curve for Power Quality Diagnosis. IEEE Transactions on Power Delivery, 20(4), 2638–2643 (Doi:10.1109/tpwrd. 2005.855626).

62. *Lacommare K., & Eto J.* (2006). Cost of power interruptions to electricity consumers in the United States (US). Energy, 31(12), 1845–1855 (Doi:10.10-16/j.energy.2006.02.008).

63. Илюшин П.В., Куликов А.Л. Автоматика управления нормальными и аварийными режимами энергорайонов с распределённой генерацией. Нижний Новгород: НИУ РАНХиГС. 2019.

64. *M. H.J. Bollen and P. M. E. Dirix*. Simple model for post-fault motor behavior for reliability/power quality assessment of industrial power systems // IEE Proc.-Gener. Transm. Distrib., vol. 143, January 1996, pp. 56–60.

65. Вагин Г.Я. Электромагнитная совместимость в электроэнергетике: учебник для студ. высш. учеб. заведений / Г.Я. Вагин, А.Б. Лоскутов, А.А. Севостьянов. 2 е изд., испр. М.: Издательский центр «Академия», 2011.

66. Воротницкий В.Э., Дементьев Ю.А., Лазарев Г.Б., Шакарян Ю.Г. Организация комплексного процесса управления качеством электроэнергии – приоритетная задача энергетической стратегии развития России // Электроэнергия. Передача и распределение. 2017. № 4 (43). С. 40–52.

67. Папков Б.В. Илюшин П.В., Куликов А.Л. Надежность и эффективность современного электроснабжения: монография. Нижний Новгород: Научно-издательский центр «XXI век», 2021.

68. *Won D.J. et al.* Development of power quality monitoring system with central processing scheme // In Proceedings of IEEE Power Engineering Society Summer Meeting, vol. 2, 2002. pp. 915–919.

69. *Won D.J. et al.* A new algorithm to locate power-quality event source with improved realization of distributed monitoring scheme // IEEE Transactions on Power Delivery, vol. 21, no. 3, 2006. pp. 1641–1647.

70. *McGranaghan M.F. and Santoso S.* Challenges and trends in analysis of electric power quality measurement data // EURASIP Journal on Advances in Signal Processing, 2007, pp.1–5.

71. ГОСТ 33073-2014 «Электрическая энергия. Совместимость технических средств электромагнитная. Контроль и мониторинг качества электрической энергии в системах электроснабжения общего назначения». М.: Стандартинформ, 2015.

72. K.V. Suslov, N.N. Solonina, and A.S. Smirnov. Distributed power quality monitoring, in Proc. IEEE 16th Int. Conf. Harmonics Quality Power (ICHQP), May 2014, pp. 517–520.

73. *Gallego L, Torres H., Pavas A., Urrutia D., Cajamarca G., Rondón D.* A Methodological proposal for monitoring, analysing and estimating power quality indices: The case of Bogotá – Colombia. IEEE Power Tech 2005. St Peterburg, Russia. July, 2005.

74. *Edomah N*. Effects of voltage sags, swell and other disturbances on electrical equipment and their economic implications // in Proc. 20th Int. Conf. Elect. Distrib., Jun. 2009, pp. 1–4.

75. Папков Б.В. Задачи надежности современного электроснабжения: монография / Б.В. Папков, А.Л. Куликов, П.В. Илюшин. Москва; Вологда: Инфра-Инженерия, 2021.

76. Шарашкина Т.П. Статистические методы в управлении качеством: учебно-методическое пособие / Т.П. Шарашкина; Мордов. гос. ун-т. Саранск, 2013.

77. Вентцель Е.С. Теория вероятностей: учеб. для вузов. 6-е изд. стер. М.: Высш. шк., 1999.

78. Волгин М.Е. Надежность и качество электрической энергии в системах электроснабжения: учебное пособие для студентов электротехнических специальностей. Павлодар: ПГУ им. С. Торайгырова, 2008.

79. *Агунов А.В.* Управление качеством электроэнергии при несинусоидальных режимах / СПбГМТУ. СПб., 2009.

80. ГОСТ Р ИСО 2859-1-2007 Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по альтернативному признаку. Часть 1. Планы выборочного контроля последовательных партий на основе приемлемого уровня качества (Переиздание). М.: Стандартинформ, 2008.

81. ГОСТ Р 50779.76-2018 (ИСО 39511:2018) Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по количественному признаку. Планы последовательного контроля для процента несоответствующих единиц продукции (стандартное отклонение известно). М.: Стандартинформ, 2018.

82. ГОСТ 32144-2013 Электрическая энергия. Совместимость технических средств электромагнитная. Нормы качества электрической энергии в системах электроснабжения общего назначения. М.: Стандартинформ, 2014.

83. ГОСТ Р 54130-2010. Национальный стандарт Российской Федерации. Качество электрической энергии. Термины и определения. М.: Стандартинформ, 2012.

84. *Малахова Ю.Г.* Управление качеством: учеб. пособие / Ю.Г. Малахова, Е.А. Жирнова, Н.В. Захарова; Сиб. гос. аэрокосмич. ун-т. Красноярск, 2014.

85. *Мхитарян В.С.* Статистические методы в управлении качеством продукции. М.: Финансы и статистика, 1982.

86. Басовский Л.Е., Протасьев В.Б. Управление качеством: учебник. М.: ИНФРА-М, 2004.

87. *Папков Б.В.* Вопросы рыночной электроэнергетики / Б.В. Папков, А.Л. Куликов. Н. Новгород: Изд-во ВВАГС, 2005.

88. Фальшина В.А., Куликов А.Л. Алгоритмы упрощенной цифровой фильтрации электрических сигналов промышленной частоты // Промышленная энергетика. 2012. № 5. С. 39–46.

89. *Коуден Д.* Статистические методы контроля качества / пер. с англ. М.: Физматгиз, 1961.

90. Шор Я.Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности. М.: «Советское радио», 1962.

91. Беляев Ю.К. Вероятностные методы выборочного контроля. М.: Наука, 1975.

92. ГОСТ 18242-72\* Статистический приемочный контроль по альтернативному признаку. Планы контроля. М.: Издательство стандартов, 1982.

93. ГОСТ 20736-75\* (СТ СЭВ 1672-79) Статистический приемочный контроль по количественному признаку. Планы контроля. М.: Издательство стандартов, 1982.

94. ГОСТ 16493-70 Качество продукции. Статистический приемочный контроль по альтернативному признаку. Случай недопустимости дефектных изделий в выборке. М.: Стандартинформ, 2011.

95. ГОСТ Р ИСО 2859-1-2007 Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по альтернативному признаку. Часть 1. Планы выборочного контроля последовательных партий на основе приемлемого уровня качества. М.: Стандартинформ, 2008.

96. ГОСТ Р 50779.50-95. Статистические методы. Приемочный контроль качества по количественному признаку. Общие требования. М.: Госстандарт России, 1995.

97. ГОСТ Р 50779.12-2021. Статистические методы. Статистический контроль качества. Методы случайного отбора выборок штучной продукции. М.: Стандартинформ, 2021.

98. Статистические методы контроля качества продукции / Л. Ноулер и др. / пер. с англ. 2-е русс. Изд. М.: Издательство стандартов, 1989.

99. ГОСТ 16504-81 Испытания и контроль качества продукции. Основные термины и определения. М.: Стандартинформ, 2011.

100. ГОСТ Р 50779.11-2000 (ИСО 3534.2-93) Статистические методы. Статистическое управление качеством. Термины и определения. М.: ИПК Издательство стандартов, 2001.

101. Математическая статистика: учеб. для вузов / В.Б. Горяинов, И.В. Павлов, Г.М. Цветкова и др.; под ред. В.С. Зарубина, А.П. Крищенко. М.: Изд.-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2001.

102. ГОСТ Р 50779.30-95 Статистические методы. Приемочный контроль качества. Общие требования. М.: ИПК Издательство стандартов, 1996.

103. *Клевлеев В.М.* Статистические методы контроля и управления качеством: учебное пособие. М.: МГУИЭ, 2008.

104. Куликов А.Л., Севостьянов А.А., Илюшин П.В., Вагин Г.Я. Способ анализа качества электрической энергии в трехфазной системе промышленного электроснабжения // Патент РФ №2741269, МПК G01R 19/00, опубл. 22.01.2021, Бюл. № 3.

105. Куликов А.Л., Севостьянов А.А., Илюшин П.В., Вагин Г.Я. Система мониторинга и управления качеством электрической энергии в промышленных энергорайонах 6-220 кВ // Патент РФ №2744318, МПК G06Q 50/06, опубл. 05.03.2021 Бюл. № 7.

106. Куликов А.Л., Папков Б.В., Шарыгин М.В. Анализ и оценка последствий отключения потребителей электроэнергии // Библиотечка электротехника. 2014. № 8 (188). С. 1–84.

107. Грас Д. Data Science. Наука о данных с нуля / пер. с англ. 2-е изд., перераб. и доп. СПб.: БХВ-Петербург, 2021

108. *Ignatova V., Granjon P. and Bacha S.* Space vector method for voltage dips and swells analysis, IEEE, Trans. on Power Delivery, vol. 24, no. 4, pp. 2054–61, Sep. 2009.

109. Wang Y., Bagheri A., Bollen M.H.J. and Xiao X. Single-event characteristics for voltage dips in three-phase systems, IEEE, Trans. on Power Delivery, vol. 32, no. 2, pp. 832–840, Apr. 2017.

110. *Hao Liu, Yi Tang, Yu Feng, Xinghe Ma*. A Power Quality Disturbance Classification Method Based on Park Transform and Clarke Transform Analysis // 2008 3rd International Conference on Innovative Computing Information and Control, 18–20 June 2008 (DOI: 10.1109/ICICIC.2008.77).

111. Лепреттр Б., Крачун О., Баша С., Гранжон П., Радю Д. Способ и устройство анализа качества электрической энергии в трехфазной электрической сети // Патент РФ № 2613584, МПК G01R 19/25, опубл. 17.03.2017, Бюл. № 8.

112. ГОСТ ІЕС 61000-4-30-2017. Электромагнитная совместимость (ЭМС). Часть 4-30. Методы испытаний и измерений. Методы измерений качества электрической энергии. М.: Стандарт информ, 2018.

113. A. Bagheri, I. Y.H. Gu, M.H.J Bollen, E. Balouji. A Robust Transform-Domain Deep Convolutional Network for Voltage Dip Classification. IEEE Transactions on Power Delivery (Volume: 33, Issue: 6, Dec. 2018), pp. 2794– 2802 (DOI: 10.1109/TPWRD.2018.2854677). 114. Куликов А.Л., Лоскутов А.Б., Илюшин П.В., Севостьянов А.А. Обеспечение когерентности цифровой обработки сигналов токов и напряжений электроэнергетических систем при снижении частоты дискретизации // Электричество. 2020. № 8. С. 5–16.

115. ГОСТ Р 50779.70 – 2018 Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по альтернативному признаку. Введение в стандарты ГОСТ ИСО 2859. М.: Стандарт информ, 2018.

116. Перечень приоритетных направлений развития науки, технологий и техники в Российской Федерации и перечня критических технологий Российской Федерации. Утвержден Указом Президента РФ от 7 июля 2011 года № 899.

117. Политика инновационного развития, энергосбережения и повышения энергетической эффективности ОАО «Россети». Утверждено Советом директоров ОАО «Россети» (протокол № 150 от 23.04.2014).

118. Программа модернизации электросетевого комплекса ПАО Россети. Утверждено Советом директоров ПАО «Россети»17.04.2017.

119. Воротницкий В.Э., Железко Ю.С, Максимов В.М. РД 34.09.254. Инструкция по снижению технологического расхода электрической энергии на передачу по электрическим сетям энергосистем и энергообъединений. Главное научно-техническое управление энергетики и электрификации, 1986.

120. Железко Ю.С. Потери электроэнергии. Реактивная мощность. Качество электроэнергии. М.: ЭНАС, 2009.

121. Рахманов И.У. Уменьшение потерь электроэнергии в элементах электроснабжения цехов предприятий черной металлургии // Исследования технических наук, 2015, с. 18–20.

122. Гуминский А.Н., Евминов Л.И. Устройство управления режимом работы трансформатора // Вестник ГГТУ им. П.О. Сухого, 2019. № 1. С. 72–78.

123. *Цирель Я.А.* Эксплуатация силовых трансформаторов на электрических станциях и в электрических сетях. Я.А. Цирель, В.С. Поляков. Л.: Энергоатомиздат, 1985.

124. Гуминский А.Н. Повышение эффективности режимов работы двухтрансформаторной подстанции // Электротехника и энергетика, 2008, с. 1–8.

125. Куликов А.Л. Автоматика отключения силовых трансформаторов на понизительных подстанциях в целях снижения технических потерь электроэнергии / А. Л. Куликов, М. В. Шарыгин, А. А. Ворошилов // Энергетик, 2018. № 5. С. 20–29.

126. Зинин В.М. Микропроцессорная защита ЛЭП 110–220 кВ – новый продукт компании НИПОМ // Релейщик, 2016. № 1. С. 10–15.

127. Павлов Г.М. Автоматика энергосистем / Г.М. Павлов, Г.В. Меркурьев. СПб.: Центр подготовки кадров РАО «ЕЭС России», 2001.

128. Бердников Р.Н. Концепция интеллектуальной электроэнергетической системы России с активно-адаптивной сетью / Р.Н. Бердников, В.В. Бушуев, С.Н. Васильев, Ф.В. Веселов, Н.И. Воропай, И.О. Волкова, А.М. Гельфанд, Ю.А. Деменьтьев, В.В. Дорофеев, П.Ю. Корсунов, И.А. Косолапов, Т.В. Купчиков, Ю.Н. Кучеров, Ю.И. Моржин, Н.Л. Новиков, Ю.А. Тихонов, Ю.Г. Шакарян, И.Б. Ядыкин; под ред. академиков РАН В.Е. Фортова, А.А. Макарова. М.: ОАО «ФСК ЕЭС», 2012.

129. Ван Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции, Т. 1. Теория обнаружения, оценок и линейной модуляции / пер. с англ., под ред. проф. В.И. Тихонова М.: Советское радио, 1972.

130. Лямец Ю.Я., Нудельман Г.С., Зиновьев Д.В., Кержаев Д.В., Романов Ю.В. Многомерная релейная защита. Ч. 1. Теоретические предпосылки. Электричество, 2009. № 10. С. 17–25.

131. *Нагай И.В., Нагай В.И.* Построение многопараметрических резервных защит электрических распределительных сетей 6–10 кВ. Энергетик, 2013, № 2, с. 18–21.

132. Шарыгин М.В., Куликов А.Л. Обеспечение селективности релейной защиты в системах электроснабжения на основе байесовского метода проверки гипотез // Электричество. 2017. № 9. С. 24–33.

133. Шарыгин М.В., Куликов А.Л. Определение уставок релейной защиты и автоматики, основанное на статистическом байесовском методе проверки гипотез // Электричество. 2017. № 7. С. 20–29.

134. *Куликов А.Л., Шарыгин М.В.* Применение статистического подхода для адаптации автоматики отключения потребителей к их фактической нагрузке // Электрические станции. 2016. № 12 (1025). С. 36–40.

135. Диагностика состояния воздушных линий электропередачи 10–110 кВ в нормальных и аварийных режимах: учебное пособие / под ред. А.Н. Висящева. Иркутск: Изд-во ИрГТУ, 2012.

136. *Аржанников Е.А.* Определение места короткого замыкания на высоковольтных линиях электропередачи / Е.А. Аржанников, В.Ю. Лукоянов, М.Ш. Мисриханов; под ред. В.А. Шуина. М.: Энергоатомиздат, 2003.

137. Висящев А.Н. Приборы и методы определения места повреждения на линиях электропередачи: учебное пособие. Иркутск: Изд-во ИрГТУ, 2001. Ч. 1; Ч. 2.

138. Автоматизированные методы и средства определения мест повреждения линий электропередачи: учеб. пособие / О.Г. Гриб, А.А. Светелик, Г.А. Сендерович, Д.Н. Калюжный / под общ. ред. О.Г. Гриба. Харьков: XГАГХ, 2003.

139. Куликов А.Л. Цифровое дистанционное определение повреждений ЛЭП / под ред. М.Ш. Мисриханова. Н.Новгород: Изд-во Волго-Вятской академии гос. службы, 2006.

140. *Арбузов Р.С.* Современные методы диагностики воздушных линий электропередачи / Р.С. Арбузов, А.Г. Овсянников. Новосибирск: Наука, 2009.

141. Saha M.M. Fault Location on Power Networks / M.M. Saha, J. Izykowski, E. Rosolowski. London: Springer, 2010.

142. Малый А.С., Шалыт Г.М., Айзенфельд А.И. Определение мест повреждения линий электропередачи по параметрам аварийного режима. М.: Энергия, 1972.

143. Беляков Ю.С. Актуальные вопросы определения мест повреждения воздушных линий электропередачи: конспект лекций. СПб.: ПЭИПК, 2008.

144. *Кузнецов А.П.* Определение мест повреждения на воздушных линиях электропередачи. М.: Энергоатомиздат, 1989.

145. *Куликов А.Л., Обалин М.Д.* Развитие программного обеспечения для поддержки принятия решения при ликвидации повреждения на линиях электропередачи // Известия высших учебных заведений. Электромеханика. 2015. № 2. С. 70–75.

146. Арцишевский Я.Л. Определение мест повреждения линий электропередачи в сетях с заземленной нейтралью: учеб. пособие для СПТУ. М.: Высш. шк., 1988.

147. Диагностика линий электропередачи / Ю.Я. Лямец, В.И. Антонов, В.А. Ефремов и др. // Электротехнические микропроцессорные устройства и системы: Межвуз. сб. науч. тр. Чебоксары: Изд-во Чуваш. ун-та, 1992.

148. Шалыт Г.М. Определение места повреждения в электрических сетях. М.: Энергоатомиздат, 1982.

149. *Лачугин В.Ф.* Волновые методы определения места повреждения на воздушных линиях электропередачи // Релейная защита и автоматизация. 2023. № 1 (50). С. 58–61.

150. *Kulikov A.L., Anan'ev V.V., Vukolov V.Y., Platonov P.S., Lachugin V.F.* Modelling of wave processes on power transmission lines to improve the accuracy of fault location // Power Technology and Engineering. 2016. T. 49. № 5. C. 378–385. 151. *Куликов А.Л., Ананьев В.В.* Адаптивное волновое определение места повреждения линии электропередач // Вестник Ивановского государственного энергетического университета. 2014. № 4. С. 21–25.

152. Лачугин В.Ф., Панфилов Д.И., Смирнов А.Н. Реализация волнового метода определения места повреждения на линиях электропередачи с использованием статистических методов анализа данных // Известия Российской академии наук. Энергетика. 2013. № 6. С. 137–146.

153. Куликов А.Л. Дистанционное определение мест повреждения ЛЭП методами активного зондирования. М.: Энергоатомиздат, 2006.

154. *Обалин М.Д., Куликов А.Л.* Применение адаптивных процедур в алгоритмах определения места повреждения ЛЭП // Промышленная энергетика. 2013. № 12. С. 35–39.

155. ПАО «ФСК ЕЭС» Стандарт организации: СТО 56947007-29.240.55.159-2013 «Типовая инструкция по организации работ для определения мест повреждений воздушных линий электропередачи напряжением 110 кВ и выше», дата введения: 28.11.2013.

156. Устинов А.А., Висящев А.Н. Итерационные методы определения места повреждения по параметрам аварийного режима при односторонних измерениях на воздушных линиях электропередачи // Вестник ИрГТУ. № 5 (45). 2010. С. 260–266.

157. Аржанников Е.А., Чухин А.М. Автоматизированный анализ аварийных ситуаций энергосистем. М.: НТФ «Энергопрогресс», 2000.

158. *Мартынов М.В.* Способ интервального определения места повреждения линии электропередачи // Патент РФ № 2720949, МПК Н03Н 03/40, опубл. 15.05.2020, Бюл. № 14.

159. Быкадоров А.Л. Применение теории распознавания образов при определении места короткого замыкания в тяговых сетях переменного тока / А.Л. Быкадоров, Т.А. Заруцкая, А.С. Муратова-Милехина // Вестник РГУПС. 2021. № 2. С. 119–128 (DOI: 10.46973/0201–727Х\_ 2021\_2\_119).

160. Лямец Ю.Я., Мартынов М.В., Воронов П.И., Романов Ю.В. Способ интервального определения места повреждения линии электропередачи // Патент РФ № 2639718, МПК Н03Н 03/40, опубл. 22.12.2017, Бюл. № 36.

161. *Герман Л.А.* Автоматизация электроснабжения тяговой сети переменного тока: учеб. пособие / Л.А. Герман, К.С. Суханвердиев, В.Л. Герман. Н.Новгород, Изд.-во СамГУПС, 2019.

162. *Куликов А.Л., Обалин М.Д., Петрова В.А.* Применение цифровой обработки сигналов в задаче повышения точности ОМП ЛЭП по параметрам аварийного режима // Электрические станции. 2016. № 4 (1017). С. 39–44.

163. Висящев А.Н., Пленков Э.Р., Тигунцев С.Г. Способ определения места короткого замыкания на воздушной линии электропередачи при несинхронизированных замерах с двух ее концов // Патент РФ № 2508556, МПК G01R 31/08, опубл. 27.02.2014, Бюл. № 6.

164. Armitage, P. Sequential analysis with more than two alternative hypotheses, and its relation to discriminant function analysis // Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B, 12 (Nov. 1950), pp. 137–144.

165. *Ghosh B.K., Sen P.K.* Handbook of Sequential Analysis (Statistics: A Series of Textbooks and Monographs), CRC Press; 1st edition (April 24, 1991).

166. *Jouny I.* M-ary sequential hypothesis tests for automatic target recognition / I. Jouny, F.D. Garber // IEEE Transaction on aerospace and electronic systems. 1992 Vol. 28, №. 2. pp. 473–483.

167. Куликов А.Л., Лачугин В.Ф., Ананьев В.В., Вуколов В.Ю., Платонов П.С. Моделирование волновых процессов на линиях электропередачи для повышения точности определения места повреждения // Электрические станции. 2015. № 7 (1008). С. 45–53.

168. Илюшин П.В. Учет особенностей объектов распределенной генерации при выборе алгоритмов противоаварийного управления в распределительных сетях // Электро. Электротехника, электроэнергетика, электротехническая промышленность. 2011. № 4. С. 19–25.

169. Вагин Г.Я., Куликов А.Л., Севостьянов А.А. Качество электроэнергии. Анализ причин больших ущербов от низкого качества и рекомендации по их снижению // Энергобезопасность и энергосбережение. 2023. № 2. С. 81–87.

170. Илюшин П.В., Гуревич Ю.Е. О специальном воздействии на систему возбуждения автономно работающих генераторов при больших набросах нагрузки // Электро. Электротехника, электроэнергетика, электротехническая промышленность. 2016. № 2. С. 2–7.

171. *Илюшин П.В.* О свойствах энергоустановок с газопоршневыми двигателями // Электрические станции. 2009. № 11. С. 42–46.

172. EN 50160: «Voltage characteristics of electricity supplied by public electricity networks», CENELEC, 2010.

173. *Palmer L.C.* Sequential tests to select among *m* hypotheses // IEEE Transaction Information Theory, IT-18, 1 (Jan. 1972), pp. 211–214.

174. ZHANG Xiu-Juan,XU, Yong-hai,XIAO, Xiang-ning Power quality disturbance detection and identification based on dq conversion and wavelet transform // Electric Power Automation Equipment, 2005, 25(7), pp. 1–5. 175. *F. Zhao and Y. Rengang*. Power quality disturbance recognition using S-transform, IEEE, Trans. on Power Delivery, 22, no. 2, pp. 944–950, 2007.

176. Куликов А.Л., Илюшин П.В., Лоскутов А.Б., Севостьянов А.А. Выборочный контроль показателей качества электроэнергии в распределительных сетях с большой долей генерации на основе возобновляемых источников энергии // Электричество. 2022. № 7. С. 11–23.

177. E. Balouji and O. Salor. Classification of power quality events using deep learning on event images, in Proc. IPRIA, pp. 216–221, 2017.

178. J. Ma, J. Zhang, L. Xiao, K. Chen and J. Wu. Classification of power quality disturbances via deep learning, Journal of IETE, Technical Review, vol. 34, no. 4, pp. 408–415, 2017.

179. *Cong Jing*. The Use of Wavelet Modulus Maximum Principle in the Detection of Disturbance Signal for Transient Power Quality // Northeast Electric Power Technology, 2009, 30(5): pp.10–13.

180. *Chilukuri M.V., Dash P.K.* Multiresolution S-transform-based fuzzy recognition system for power quality events // IEEE Tran. On Power Delivery, 2004, 19(1), pp. 323–330.

181. *Ling Ling, Xu Zheng*. Mathematical Morphology Based Detection and Classification of Dynamic Power Quality Disturbances // Power System Technology, 2006, 30(5), pp.62–66.

182. Ngo Minh Khoa, Le Van Dai Detection and Classification of Power Quality Disturbances in Power System Using Modified-Combination between the Stockwell Transform and Decision Tree Methods // Energies 2020, 13, 3623 (doi:10.3390/en13143623).

183. Lv Ganyun, Cheng Haozhong, Zheng Jinju, Wang Xiaodong. Power Quality Disturbances Detection and Identification Based on S-Transform and Multi-Lay SVMs // Transactions of China Electrotechnical Society, 2006, 21(1), pp.121–126.

184. P.G.V. Axelberg, I.Y.H. Gu and M.H.J. Bollen. Support Vector Machine for classification of voltage disturbances, IEEE Trans. Power Delivery, vol. 22, no. 3, pp. 1297–1303, July 2007.

185. A.K. Ghosh and D.L. Lubkeman. The classification of power system disturbance waveforms using a neural network approach, IEEE Trans. Power Delivery, vol. 10, pp. 671–683, July 1990.

186. Xu Yonghai, Xiao Xiangning, Yang Yihan, Chen Xueyun. Power quality disturbance identification using *dq* conversion based neural classifier // Automation of Electric Power Systems, 2001, 25(14), pp. 24–28.

187. Куликов А.Л., Илюшин П.В., Севостьянов А.А. Применение статистического выборочного контроля при мониторинге показателей качества электрической энергии в современных системах электроснабжения // Электротехника. 2022. № 4. С. 46–53.

188. D. Kostadinov, D. Taskovski. Automatic voltage disturbance detection and classification using wavelets and multiclass logistic regression // IEEE 2012 IEEE International Instrumentation and Measurement Technology Conference (I2MTC) – Graz, Austria 2012.05.13-2012.05.16. pp. 103–106 (doi:10.1109/ I2MTC.2012.6229122).

189. Zhang M., Zhan Y. and He S. Power Quality Data Compression Based on Iterative PCA Algorithm in Smart Distribution Systems // Smart Grid and Renewable Energy 2017, 8, pp. 366–378 (doi: 10.4236/sgre.2017.812024).

190. Xiaoyu Qu, Kun Dong, Jianfeng Zhao, Yue Yu An Identification and Location Method for Power Quality Disturbance Sources in MMC Converter Based on KNN Algorithm // 2021 4th International Conference on Energy, Electrical and Power Engineering (CEEPE), 23–25 April 2021 (doi:10.1109/ceepe51765.2021.9475801).

191. Куликов А.Л., Илюшин П.В., Севостьянов А.А. Применение статистических методов при организации выборочного контроля показателей качества электрической энергии в сетях электроснабжения промышленных предприятий // Электрические станции. 2021. № 12 (1085). С. 28–37.

192. W.R.A. Ibrahim, M.M. Morcos. Artificial intelligence and advanced mathematical tools for power quality applications: A survey // IEEE Trans. Power Deliv., 17 (2) (2002). Pp. 668–673.

193. Granados-Lieberman D., Romero-Troncoso R.J., Osornio-Rios R.A., Garcia-Perez A., Cabal-Yepez E. Techniques and methodologies for power quality analysis and disturbances classification in power systems: A review // IET Gener. Transm. Distrib. 2011, 5. P. 519–529.

194. *Hao Liu, Yi Tang, Yu Feng, Xinghe Ma*. A Power Quality Disturbance Classification Method Based on Park Transform and Clarke Transform Analysis // 2008 3rd International Conference on Innovative Computing Information and Control, 18–20 June 2008 (DOI: 10.1109/ICICIC.2008.77).

195. *Y. Xia and D.P. Mandic*. Widely linear adaptive frequency estimation of unbalanced three-phase power systems // IEEE Trans. Instrum. Meas., vol. 61, no. 1, pp. 74–83, 2012.

196. Xia Yili, Wang Kai, Pei Wenjiang, Mandic Danilo P. A balancing voltage transformation for robust frequency estimation in unbalanced power systems // IEEE 2014 Asia-Pacific Signal and Information Processing Association Annual Summit and Conference (APSIPA) – Chiang Mai, Thailand (2014.12.9– 2014.12.12) (doi:10.1109/apsipa.2014.7041682). 197. Шнеерсон Э.М. Цифровая релейная защита. М: Энергоатомиздат, 2007.

198. *Куликов А.Л.* Введение в методы цифровой релейной защиты высоковольтных ЛЭП: учебное пособие / А.Л. Куликов, М.Ш. Мисриханов. М.: Энергоатомиздат, 2007.

199. Кислицын А.А., Кислицына М.Ю. Распознавание выборочных распределений среди системы эталонов: метод ближайшего соседа // Препринты ИПМ им. М.В. Келдыша. 2023 № 29. URL: https://doi.org/10.20948/prepr-2023-29. URL: https://library.keldysh.ru/preprint.asp?id =2023-29.

Научное издание

Александр Леонидович **Куликов**, Павел Владимирович **Илюшин**, Антон Алексеевич **Лоскутов** 

## ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА В ЗАДАЧАХ УПРАВЛЕНИЯ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКОЙ

Монография

Издается в авторской редакции

Технический редактор и компьютерная верстка *С.Е. Речнова* 

Сдано в набор 17.07.2024. Подписано в печать 20.08.2024. Формат 60×84/16. Печать офсетная. Бумага офсетная. Уч.-изд. л. 18. Усл. печ. л. 16,74. Тираж 500 экз.

Издательство «ИНЭИ РАН». 117186, г. Москва, ул. Нагорная, д. 31, корп. 2. www.eriras.ru