

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ АВТОНОМНОЕ
ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
«НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ТОМСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ»

На правах рукописи

Бай Юлий Дмитриевич

**ОПТИМИЗАЦИЯ ОБЪЕМОВ И МЕСТ ПОДКЛЮЧЕНИЯ
ВЕТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ УСТАНОВОК НА ОСНОВЕ ОЦЕНКИ
ВЕРОЯТНОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ПАРАМЕТРОВ
УСТАНОВИВШЕГОСЯ РЕЖИМА
ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ**

Специальность 05.14.02 – Электрические станции и электроэнергетические
системы

ДИССЕРТАЦИЯ
на соискание ученой степени
кандидата технических наук

Научный руководитель:
кандидат технических наук, доцент
Андреев Михаил Владимирович

Томск – 2022

ОГЛАВЛЕНИЕ

ОГЛАВЛЕНИЕ	2
ВВЕДЕНИЕ.....	4
1. ОБЗОР И АНАЛИЗ СУЩЕСТВУЮЩИХ МЕТОДОВ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОПТИМАЛЬНЫХ ОБЪЕМОВ И МЕСТ ПОДКЛЮЧЕНИЯ ВЕТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ УСТАНОВОК, ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ ИССЛЕДОВАНИЙ.....	13
1.1. Детерминированные и вероятностные методы определения оптимальных объемов и мест подключения ветроэнергетических установок.....	13
1.2. Целевые функции и технико-экономические показатели эффективности	22
1.2. Случайные величины и случайные события.....	24
1.3. Вероятностные характеристики параметров режима.....	26
1.4. Проблема аналитического решения многомерных задач	29
1.5. Применимость методов численного формирования полных вероятностных характеристик параметров ЭЭС	31
1.6. Стохастическое поведение ветра. Вероятностные характеристики ветроэнергетических установок	40
1.7. Аппроксимация закона распределения ветра	43
1.8. Оценка закона распределения ветра. Применение критериев согласия ...	45
1.9. Выводы по первой главе	46
2. МЕТОДИКА ПОВЫШЕНИЯ ДОСТОВЕРНОСТИ ФОРМИРОВАНИЯ ВЕРоятностных ХАРАКТЕРИСТИК ПАРАМЕТРОВ УСТАНОВИВШЕГОСЯ РЕЖИМА ЭЭС	48
2.1. Разработка методики	48
2.2. Предлагаемое решение проблемы формирования вероятностных характеристик многомерных функциональных зависимостей	57
2.3. Верификация методики	61
2.4. Выводы по второй главе.....	74
3. ФОРМИРОВАНИЕ ЗАКОНОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ПАРАМЕТРОВ УСТАНОВИВШЕГОСЯ РЕЖИМА ЭЭС С ВЭУ	75

3.1. Постановка задачи расчета установившегося режима.....	75
3.2. Расчет установившегося режима с использованием разработанной методики повышения достоверности формирования вероятностных характеристик.....	77
3.3. Подготовка исходных данных ВЭУ.....	85
3.4. Выводы по третьей главе.....	88
4. РАЗРАБОТКА И ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ МЕТОДИКИ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОПТИМАЛЬНЫХ ОБЪЕМОВ И МЕСТ ПОДКЛЮЧЕНИЯ ВЭУ.....	89
4.1. Используемые программные средства моделирования.....	89
4.2. Описание используемых тестовых схем.....	90
4.3. Формирование ЗРВ входных параметров ЭЭС.....	91
4.4. Расчет установившегося режима.....	93
4.5. Расчет установившегося режима схемы IEEE-14.....	94
4.6. Расчет установившегося режима схемы IEEE-57.....	98
4.7. Входные временные ряды ветра.....	99
4.8. Аппроксимация временных рядов ветра.....	102
4.9. Подготовка исходных данных ВЭУ.....	105
4.10. Расчет установившегося режима с ВЭУ.....	108
4.11. Расчет установившегося режима IEEE-14 с ВЭУ.....	109
4.12. Расчет установившегося режима IEEE-57 с ВЭУ.....	115
4.13. Выводы по четвертой главе.....	118
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	119
СПИСОК СОКРАЩЕНИЙ.....	120
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ.....	121
Приложение А. Вероятностные параметры потерь мощности (IEEE-14).....	132
Приложение Б. Вероятностные параметры потерь мощности (IEEE-57).....	135
Приложение В. Патенты на изобретения.....	136

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность темы исследования.

Согласно статистическим данным потребление электроэнергии в мире стремительно увеличивается, и за последние 15 лет прирост составил примерно 35-40%. Такая тенденция приводит к необходимости ввода новых генерирующих мощностей и замене старых, преимущественно основанных на использовании ископаемого топлива. Многие страны, учитывая мировую экологическую повестку и стремление к энергетической независимости, стремятся перейти к низкоуглеродной или безуглеродной энергетике за счет возобновляемых источников энергии (ВИЭ). Мировыми лидерами в интеграции ВИЭ являются США, Китай и страны Западной Европы. В настоящее время суммарная установленная мощность ВИЭ в мире приблизительно равна 2497 ГВт, что составляет 37% от всей генерации. Российской Федерацией подписано Парижское соглашение по климату, что накладывает на страну ряд обязательств по снижению углеродных выбросов, в частности, за счет перехода на «зеленую» энергетику. В этом направлении уже предпринят ряд шагов: ГК «Росатом» и Фонд развития ветроэнергетики (ГК «РОСНАНО») получили право на строительство порядка 1,5 ГВт ветрогенерации в Адыгее, Краснодарском крае, Ростовской области, Калмыкии, Астраханской области и Ставропольском крае. Благодаря этому общая установленная мощность ВИЭ будет постепенно увеличиваться, при этом прогнозы, сделанные разными аналитическими агентствами, также показывают, что спрос за период с 2010 по 2040 год на альтернативные источники энергии увеличится на 92%. В рамках диссертации для исследования выбраны ветроэнергетические установки (ВЭУ), поскольку для России они более перспективны в плане широкомасштабного внедрения.

Темпы развития «зеленой» энергетики значительно опережают планы по модернизации электрических сетей, вследствие чего интеграция объектов ВЭУ зачастую происходит без решения ряда вопросов, связанных с их подключением

к существующей сети. Это особенно справедливо для российских электроэнергетических систем (ЭЭС), сети в которых отличаются значительной протяжённостью и сложностью топологии. В итоге такой подход неминуемо ведет к повышению токовой загрузки в сети (35 кВ и выше) и, как следствие, росту потерь мощности.

Минимизировать потери мощности при передаче энергии без существенных изменений инфраструктуры можно путем решения задачи определения оптимального объема и места подключения ВЭУ. Данный вопрос относится к классу задач глобальной оптимизации, решение которой относительно заданной целевой функции позволяет минимизировать (или максимизировать) интересующий параметр. Сам вид и состав целевой функции может варьироваться, однако минимизация потерь мощности выступает одним из основных индикаторов в составе целевой функции как в явном виде, так и с точки зрения расчета себестоимости электроэнергии, поскольку объем выработки электроэнергии объектами ВЭУ носит переменный характер, и несовпадение графиков мощности ветрового потока и электрической нагрузки непосредственно оказывают влияние на возрастание потерь мощности. Минимизация данной составляющей, в свою очередь, зависит от достоверности учета вероятностного характера ВЭУ и параметров режима ЭЭС.

Поставленный вопрос относится к задачам перспективного планирования, и требует оценки распределения перетоков мощности в ЭЭС для разных комбинаций графиков мощности ветрового потока и электрической нагрузки, достоверность проверки которых зависит от используемых в исследовании методов оптимизации. Для решения задач подобного типа активно используются классические (линейного, нелинейного программирования) и современные (алгоритм имитации отжига, роя частиц, генетический алгоритм и др.) алгоритмы оптимизации. С точки зрения нахождения глобального экстремума самыми точными являются методы полного перебора, случайного поиска (методы Монте-Карло) и случайного поиска с накоплением. Также, благодаря

полному охвату всей области возможных состояний ЭЭС, данные методы позволяют сформировать соответствующие вероятностные характеристики исследуемых величин, такие как плотность (ПРВ) и функцию распределения вероятностей (ФРВ), что позволяет оценить все возможные значения параметров электрического режима, которые могут наблюдаться в ветвях и узлах ЭЭС. Тем не менее, из-за проблемы формирования вероятностных характеристик параметров режима при значениях редкой повторяемости, применимость ранее обозначенных методов ограничена. Учитывая размерность и сложную топологию современных ЭЭС, актуальными на данный момент являются стохастические и метаэвристические методы. Однако для данных методов возможность решения достигается снижением точности получаемого результата, или отсутствует гарантия получения глобального решения в соответствии с логикой цепей Маркова, которые позволяют доказать сходимость алгоритмов к глобальному оптимуму только теоретически при устремлении времени работы алгоритма к бесконечности.

Для решения обозначенной проблемы формирования вероятностных характеристик параметров режима при значениях редкой повторяемости, в диссертационной работе представлена разработка методики и средств повышения достоверности формирования вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС для уточнения (в сравнении с методом Монте-Карло) потокораспределения и возможных потерь мощности, в значительной степени определяющих выбор оптимального объема и места подключения ВЭУ.

Степень разработанности темы исследования.

Общие исследования формирования законов распределения вероятностей (ЗРВ) многомерных функциональных зависимостей (ФЗ) различных задач как электроэнергетики, так и математики занимают немаловажную часть в изучении протекаемых в природе процессов. В СССР этой проблеме уделял особое внимание ряд советских ученых: Е.С. Вентцель, А.М. Андронов, В.П. Обоскалов,

А.С. Шведов. В других странах данный вопрос разрабатывали: A. Genz, J. Hsu, Ch. M Grinstead и др.

Сравнительный анализ существующих численных методов получения полных вероятностных характеристик представлен в работах ученых: Н.И. Воропай, Н. Huang, К. Dongbum, A. Genz и др. В связи с ростом объемов подключения ВИЭ отдельно можно выделить связанные с этим проблемы при решении задач перспективного планирования, развития сети: Н.И. Воропай, В.А. Веников, В.В. Елистратов, С.А. Ульянов, А. Karimishad, Т. Tran-Quoc, Р. А. С. Rosas, Р. Ju, А. Azmy, J. Milanović, М. Ehsan, S. Xia, L. Miao, и др. Проблема определения оптимальных узлов и объемов подключения ВЭУ рассматривается в статьях: Н. Huang, W. LI, М.А. Ehsan, Р. Lamaina, Y.C. Chen, Н. Kumar, R. Anand, J. Mengshoel, U. Sultana и др.

Проблемам сбора, анализа, аппроксимации и воспроизведения временных рядов скорости ветра посвящены труды: А.Б. Рыхлов, Л.М. Гафарова, J. Wang, Н. Akyuz, А. Akdag, Н. Celik, R. Ross, D. Cousineau, К. Dongbum, J.V. Seguro. Непосредственному моделированию полных детерминированных и вероятностных характеристик ВЭУ посвящены труды ученых: V. Sohoni, S.H. Karaki, В.З. Манусов, А. Soroudi, К. Dongbum, А. Teyabeen, S. Vaishali, К. Yang.

Несмотря на достаточно глубокое изучение отдельных вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС, вопросы, связанные с комплексным анализом процессов в ЭЭС, по-прежнему являются актуальными, поскольку данная информация необходима для надежного и эффективного решения задачи определения оптимальных объемов и мест подключения ВИЭ.

Цели и задачи работы.

Целью работы является повышение достоверности оценки параметров установившегося режима электроэнергетических систем с ветроэнергетическими установками.

Для достижения поставленной цели необходимо решить следующие задачи:

1. Провести анализ существующих методов и алгоритмов учета вероятностного характера параметров установившегося режима при решении задачи определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ.

2. Разработать и верифицировать методику повышения достоверности формирования вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС с ВЭУ, снижающую необходимое количество статистических испытаний с сохранением статистической значимости.

3. Разработать методику и алгоритм вероятностного определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ в ЭЭС, обеспечивающие контролируемую дискретизацию параметров узлов, которая позволяет учесть влияние вида закона распределения вероятностей входных параметров ЭЭС (напряжение в узлах, мощность генерации и нагрузки) на закон распределения вероятностей выходных параметров (потери мощности).

4. Провести комплекс экспериментальных исследований, подтверждающих свойства и возможности разработанных методики и алгоритма определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ в ЭЭС.

Объект исследования – расчет установившегося режима ЭЭС.

Предмет исследования – законы распределения вероятностей параметров установившихся режимов ЭЭС, в том числе с ВЭУ.

Научная новизна работы:

1. Разработана методика расчета вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС, повышающая достоверность и скорость их формирования за счет учета значений редкой повторяемости путем обработки вероятностных характеристик по принципу несовместных независимых событий установившегося режима.

2. Предложена методика определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ на основе законов распределения вероятностей параметров

установившегося режима ЭЭС, задающая контролируруемую дискретизацию аргументов для учета влияния вида закона распределения вероятностей входных параметров (напряжение в узлах, мощность генерации и нагрузки) на закон распределения вероятностей выходных параметров (потери мощности) и контроля заданных предельно допустимых параметров режима.

3. Разработан алгоритм определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ в ЭЭС, основанный на формировании и оценке вероятностных характеристик параметров режима, обеспечивающий минимизацию возможных потерь мощности путем оценки изменения числовых характеристик вероятностных параметров потерь мощности.

Практическая значимость работы.

Разработанный алгоритм по сравнению с существующими обладает более высокой достоверностью и скоростью формирования вероятностных характеристик, что способствует уточнению значений потокораспределения и, как следствие, определению объемов и мест подключения ВЭУ с минимально возможными потерями мощности. Данные результаты могут быть актуальны организациям, специализирующимся на интеграции ВИЭ (например, АО «Роснано», АО «НоваВинд» и др.), а также электросетевым компаниям (ПАО «Россети» и др.), поскольку одним из приоритетных направлений программ их инновационной деятельности является снижение электрических потерь в сети и повышение ресурсоэффективности.

Методы исследований:

Методы статистического моделирования, теория вероятностей и математическая статистика, теория дифференциального и интегрального исчисления, теория методов дискретизации для обыкновенных дифференциальных уравнений, теория линейных и нелинейных электрических цепей, методы математического моделирования.

Основные положения, выносимые на защиту:

1. Разработанная методика повышения достоверности формирования вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС с ВЭУ

обеспечивает более достоверный расчет вероятностных характеристик посредством учета значений редкой повторяемости и снижения количества статистических испытаний (в сравнении с методом Монте-Карло).

2. Предложенная методика определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ на основе законов распределения вероятностей параметров установившегося режима ЭЭС позволяет учитывать характеристики формы вероятностных распределений различных типов, обеспечивая полное и достоверное формирование вероятностных характеристик выходных параметров (потери мощности).

Достоверность результатов исследования.

Достоверность полученных в ходе экспериментальных исследований результатов подтверждается регламентирующими нормативно-техническими документами, общими положениями теории вероятностей, математики, теоретически обоснованными исследованиями свойств зависимых/независимых случайных аргументов и несовместных значений многомерных функциональных зависимостей, верификацией разработанной методики путем сравнения результатов расчетов с аналитическими решениями задач малой размерности, использованием методов аппроксимации в совокупности с критериями согласия.

Апробация результатов исследований.

Основные результаты диссертационных исследований докладывались и обсуждались на XXV Международном научном симпозиуме студентов и молодых ученых имени академика М.А. Усова «Проблемы геологии и освоения недр» (Томск, 2021), XI Международной научно-технической конференции «Электроэнергетика глазами молодежи» (Ставрополь, 2020), International Youth Scientific Conference on Heat and Mass Transfer in the Thermal Control System of Technical and Technological Energy Equipment (Томск, 2019), Международной научной конференции «Энерго-ресурсоэффективность в интересах устойчивого развития» (Томск, 2018), XXXIX сессии семинара «Кибернетика энергетических систем» по тематике «Электроснабжение» (Новочеркасск, 2017), 5th International Youth Forum on Smart Grids (Томск, 2017), VII Всероссийской конференции

«Ресурсоэффективным технологиям - энергию и энтузиазм молодых» (Томск, 2016), VII Международной научно-технической конференции «Электромеханические преобразователи энергии» (Томск, 2015), XX Международной научно-практической конференции студентов, аспирантов и молодых ученых «Современные техника и технологии» (Томск, 2014), I международной научной конференции молодых ученых «Электротехника. Энергетика. Машиностроение» (Новосибирск, 2014), Двадцатой всероссийской научно-технической конференции «Энергетика: эффективность, надежность, безопасность» (Томск, 2014).

Публикации.

Всего по теме диссертации Бай Ю.Д. опубликовано 10 научных работ, в том числе 6 статей в журналах из перечня рецензируемых научных изданий для опубликования основных научных результатов диссертаций на соискания ученой степени кандидата наук, на соискания ученой степени доктора наук (из них 1 работ в журналах, вошедших в базы данных Web of Science и Scopus в первом квартиле), а также получен патент на изобретение.

Реализация результатов работы.

Результаты диссертационной работы реализованы и используются:

- в рамках Гранта Российского научного фонда №18-79-10006 от 02.08.2018 г. «Исследование проблемы достоверности расчетов режимов и процессов в электроэнергетических системах с активно-адаптивными сетями и распределенной генерацией и разработка методики их всережимной верификации»;

- в рамках Гранта Министерства науки и высшего образования РФ Соглашение №075-02-2018-271 от 17.01.2018 г. «Исследование влияния спектра процессов в электроэнергетических системах со значительной долей распределённой генерации и возобновляемыми источниками энергии на функционирование устройств релейной защиты и разработка методики её адекватной настройки»;

- при поддержке стипендиального фонда президента Российской Федерации (2021-2023) по направлению «Энергоэффективность и энергосбережение, в том числе вопросы разработки новых видов топлива» осуществляется работа по теме: «Вероятностная оценка устойчивости электроэнергетических систем со значительной долей возобновляемых источников энергии» (СП-4505.2021.1).

Структура и объем диссертации.

Диссертационная работа содержит 137 страниц, в том числе 56 рисунков, 25 таблиц, список цитируемой литературы из 96-ти наименований и состоит из введения, 4-х глав, заключения, и 3-х приложений.

1. ОБЗОР И АНАЛИЗ СУЩЕСТВУЮЩИХ МЕТОДОВ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОПТИМАЛЬНЫХ ОБЪЕМОВ И МЕСТ ПОДКЛЮЧЕНИЯ ВЕТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ УСТАНОВОК, ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ ИССЛЕДОВАНИЙ

1.1. Детерминированные и вероятностные методы определения оптимальных объемов и мест подключения ветроэнергетических установок

В связи с ростом потребления электроэнергии в последние годы, а также востребованностью ВИЭ и ВЭУ в частности, для решения вопроса оптимальных мест и объемов подключения ВЭУ с точки зрения разных целевых функций и технико-экономических показателей модернизируются и применяются актуальные алгоритмы из сфер математики, информатики, и биологии. Данная необходимость связана с размерностью и природой задачи, накладывающими ограничение на возможные пути ее решения. Подключение ВЭУ, особенно в большом количестве в сети средней и большой размерности может затрагивать вопросы оптимальной установки с точки зрения: минимизации возможных потерь мощности, минимизации стоимости электроэнергии, максимизации среднегодовой выработки, и т.д. При этом, для достижения применимых на практике результатов также требуется учитывать стохастический характер выработки электроэнергии. В общем случае решение такой задачи малой размерности можно было бы осуществить с использованием метода полного перебора, направленного на последовательное изменение всех аргументов исследуемой зависимости и оценку пригодности получаемых на выходе результатов, однако начиная с 8-10 аргументов полное прямое решение становится затруднительным. С этой целью, для минимизации необходимого количества проводимых экспериментов для энергосистем средней размерности и возможности решения данной оптимизационной задачи для энергосистем большой размерности используют различные численные алгоритмы.

Алгоритмы поиска по типу используемой и обрабатываемой информации можно условно разделить на четыре группы: детерминированные, стохастические, гибридные, и вероятностные.

Детерминированные методы представляют собой стандартные численные методы с использованием единичных случайных значений входных данных. Под случайными значениями подразумеваются разово выбранные и установленные, не привязанные к статистическим выборкам. Детерминированные методы не гарантируют нахождение лучшего решения и могут дать неверное решение в некоторых случаях.

Стохастические методы в свою очередь оперируют статистическими данными аргументов при реализации поиска оптимального состояния системы и/или учета контролируемых параметров и заданных нормально допустимых значений установившегося режима. Таким образом, использование повторяемостей значений по их градациям позволяет воссоздать статистическую представительность результата меньшим количеством испытаний, нежели полным перебором.

Гибридные методы – самая многочисленная и быстроразвивающаяся группа. Принцип основан на совмещении нескольких уже имеющихся алгоритмов поиска или оптимизации системы. В большинстве случаев представляет собой два-три метода, первым из которых, как правило, выступает метод Монте-Карло для формирования статистических данных исследования.

Вероятностные методы – численные методы обработки и интерпретации систем с использованием законов распределения вероятностей. В отличие от стохастических методов, подразумевается не только воссоздание минимально-необходимого количества испытаний для достижения достоверности, но также получение выходных данных в вероятностной форме. Ограничения по контролируемым параметрам для расчета также задаются интервалами на их плотности распределения.

Примеры распространенных методов оптимизации для задач определения оптимальных объемов и мест подключения ВИЭ приведены ниже.

Пример 1. Методы Монте-Карло [54].

Стохастические методы Монте-Карло, квази-Монте-Карло, и другие его производные являются одними из основных методов формирования псевдослучайной статистики для экспериментальных исследований возможных изменений генерации и нагрузки ЭЭС, вырабатываемой мощности ВЭУ, а также узла ее подключения. Используются и как вспомогательные алгоритмы, и как основные, с последующей аппроксимацией получаемых результатов в вероятностные характеристики.



Рисунок 1.1 – Алгоритм метода Монте-Карло

Пример 2. Детерминированный метод TOPSIS [91].

Метод поиска оптимального места подключения ветропарка, учитывающий стохастический характер ветрогенерации, специфический спрос потребителей, и способный учитывать изменение суточных и сезонных электрических нагрузок. В основе предлагаемого вероятностного подхода лежит

древо сценариев, и каждый сценарий оценивается с точки зрения минимизации потерь мощности. Затем с использованием метода TOPSIS (метод предпочтения порядка по сходству с идеальным решением) ведется оценка по наблюдаемым МО и СКО потерь активной мощности в качестве возможных оценочных характеристик. Этот подход позволяет проводить многофакторный анализ пространства поиска для получения более эффективного решения. Использование TOPSIS призвано снизить вычислительную нагрузку при анализе ЭЭС не снижая адекватной точности и представляется альтернативой методу Монте-Карло.

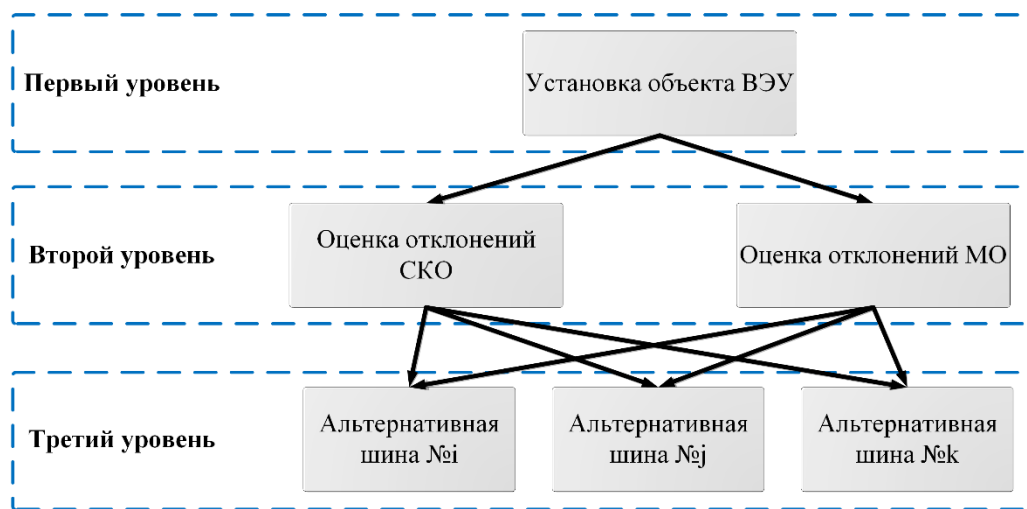


Рисунок 1.2 – Алгоритм метода TOPSIS

Пример 3. Генетические алгоритмы [29].

Генетический алгоритм подбора места установки ВЭУ- эвристический алгоритм поиска. Является разновидностью эволюционных вычислений, с помощью которых решаются оптимизационные задачи с использованием методов естественной эволюции, таких как наследование, мутации, отбор и кроссинговер. Логика основана на случайном подборе, комбинировании и вариации искомых параметров с использованием механизмов, аналогичных естественному отбору.

Пример 4. Стохастические гибридные методы [21].

Гибридный вероятностный метод оценки оптимальных потоков мощности. Метод, учитывающий стохастический характер ветрогенерации, нагрузки, и

других требуемых параметров. В основе проводимых итераций лежат методы симметричной и несимметричной двухточечной оценки (PEM, US2PEM) [2, 55]. Также как и US2PEM, PEM предназначен для снижения количества проводимых расчетов по сравнению с методом Монте-Карло. Обработка получаемых статистических данных осуществляется кумулянтным методом.

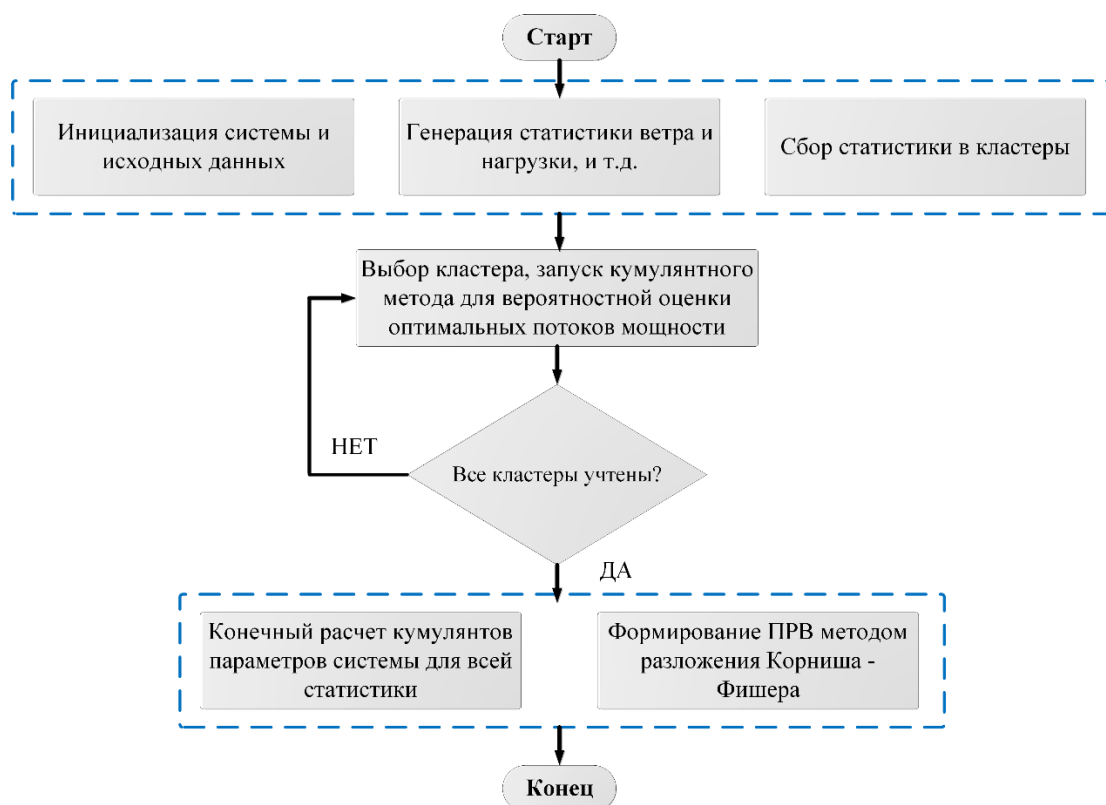


Рисунок 1.3 – Алгоритм гибридного стохастического метода

Пример 5. Гибридный стохастический метод на базе рыночной модели [94].

Комбинированная рыночная аналитическая модель для оптимального размещения ВЭУ в энергосистемах. Способна учитывать различные источники включения, такие как накопительные гидроэлектростанции и геотермальные. Целевая функция предопределена инвестиционной прибылью, зависящей от мощности, числа, а также узлов подключения ВЭУ. Ветряные турбины моделируются за счет древа сценариев на основе статистической информации.

Пример 6. Гибридный метод [66].

Гибридный метод поиска оптимального места установки ветропарка, учитывающий стохастический характер ветрогенерации, изменчивость

нагрузки, изменчивость цен на электроэнергию. Включает в себя два метода – метод Монте-Карло и рыночный оптимальный поток мощности (market-based optimal power flow), что в совокупности позволяет максимизировать чистую приведенную стоимость в ходе определения места подключения ВЭУ. В частности, моделирование методом Монте-Карло обеспечивает решение задачи определения оптимальных потоков мощностей в сети с учетом предъявляемых ограничений, с целью поиска оптимального местоположения ВЭУ на основе предельно возможных цен на электроэнергию.

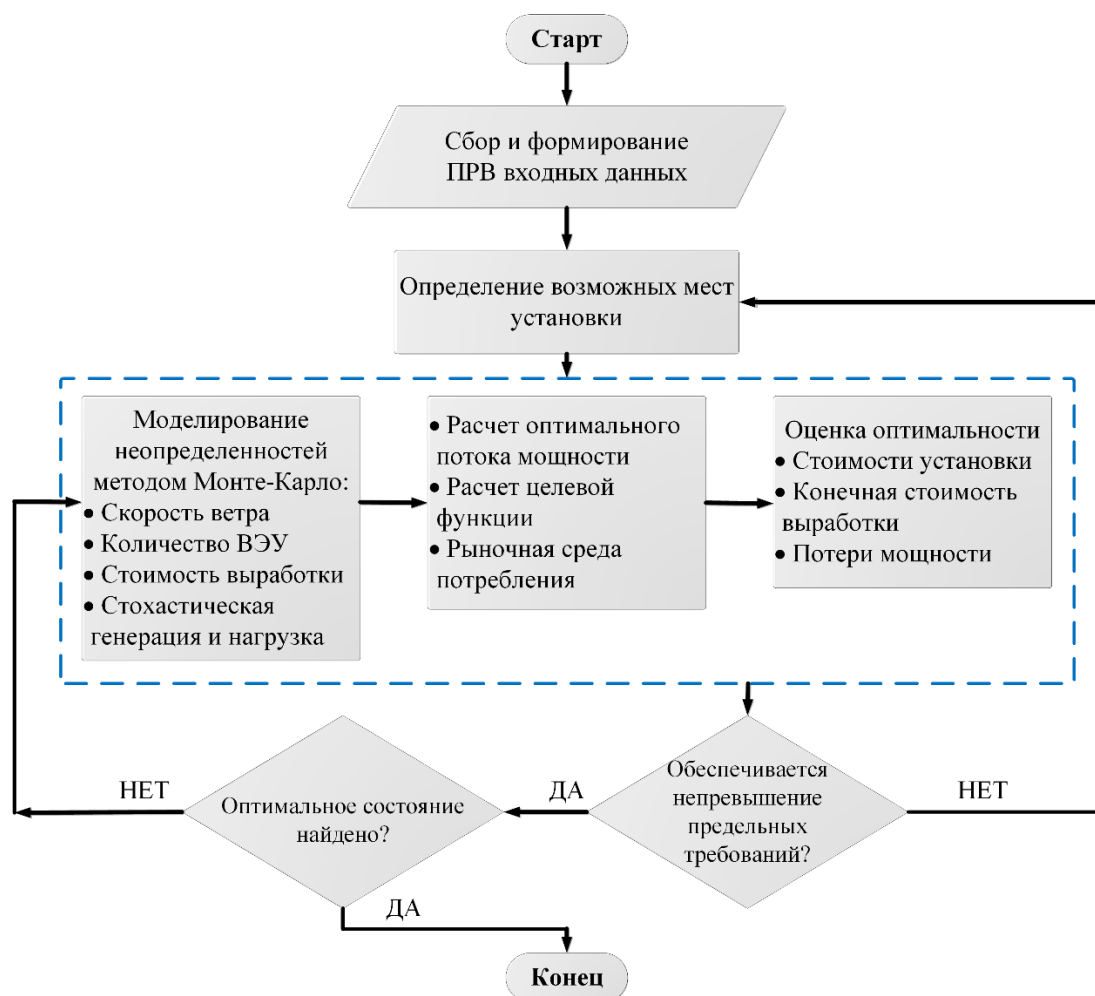


Рисунок 1.4 – Гибридный метод

Пример 7. Гибридный генетический метод [29].

Гибридный генетический метод минимизаций потерь мощности в системе. Сочетает генетический алгоритм, градиентный метод нелинейной оптимизации, и метод Монте-Карло. Оптимизация учитывает 95% вероятность выполнения требований по нормально допустимому значению напряжения и тока системы.

Генетический алгоритм отвечает за поиск оптимального узла и объема подключения ВЭУ, в то время как градиентный метод определяет оптимальный для нее коэффициент мощности, а Монте-Карло обеспечивает стохастическое поведение ветроэнергетики и нагрузки.

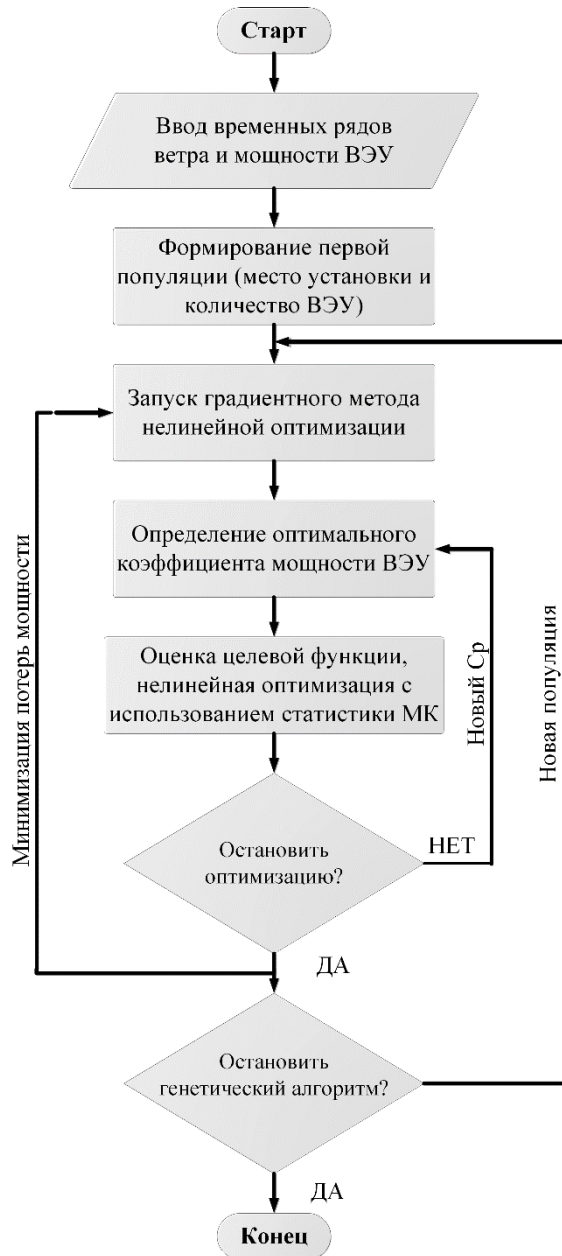


Рисунок 1.5 – Алгоритм гибридного генетического метода

Пример 8. Метод пчелиного роя [95].

Метод пчелиного роя - эвристический итеративный мультиагентный метод случайного поиска, основанный на моделировании поведения пчёл при поиске нектара. Может использоваться для поиска узла подключения ВЭУ к ЭЭС с

целью минимизации затрат на топливо и выбросы в целом. Является многокритериальным и используется при поиске глобального экстремума.

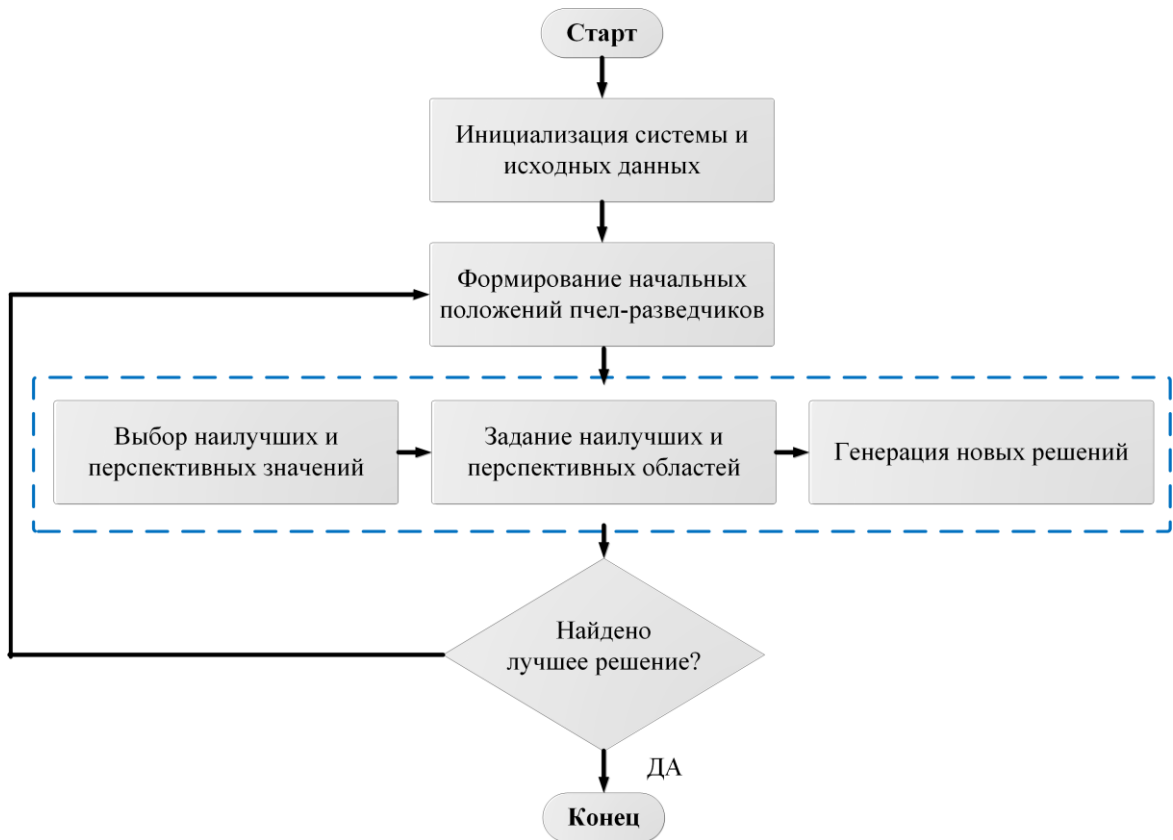


Рисунок 1.6 – Метод пчелиного роя

Представленные алгоритмы и методы их реализации фактически обновляются и модернизируются под конкретные нужды проектирования и эксплуатации. Чаще всего целевыми функциями при вопросе выбора узлов и объемов подключения ВЭУ выступает минимизация потерь мощности в сетях и себестоимости электроэнергии. Контролируемые параметры также практически неизменны и включают в себя основные параметры узлов сети (обязательная часть) и дополнительные - финансовые, вероятностные, конструктивные, или иные специализированные.

Несмотря на то, что реализация методов может варьироваться, представленные четыре группы алгоритмов четко ранжируются по максимально возможной точности выходной информации.

Детерминированные методы могут иметь самую низкую точность, поскольку не привязаны к интегральным характеристикам реальных данных, и

представляют собой не полностью математически обоснованные алгоритмы. Не являясь гарантированно точными или оптимальными, эти методы как правило используются для решения поставленных задач высокой вычислительной сложности, когда полный перебор всех вариантов технически невозможен. Также, к проблемам можно отнести возможное смещение решения к нахождению локального экстремума, а не глобального, что может привести к неоптимальным узлам присоединения ВЭУ.

Точность стохастических методов сильно зависит от исходного числа аргументов изучаемой функции. Для малых функциональных зависимостей может показывать высокую или приемлемую, однако при увеличении размерности многократно возрастает минимально необходимое количество проводимых экспериментов для получения достоверного результата и точность падает. Стохастические методы можно обозначить как n детерминированных экспериментов со случайно заданными исходными данными, подчиняющимися своим МО и СКО. Полученную далее статистику можно аппроксимировать и получить законы распределения вероятностей, которые уже в свою очередь могут дать представление не о каком-то одном оптимальном режиме или месте подключения ВЭУ, а о всех возможных. Но в таком случае, данный метод будет ближе к вероятностным подходам решения задачи.

Гибридные методы также могут иметь различную точность нахождения решения, хотя логика их формирования заключается в селекции оптимальных алгоритмов и путей решения. Поэтому фактически их можно считать самыми гибкими и удобными к использованию, а конечные точность и применимость ограничиваются выбранными алгоритмами.

Вероятностные методы в отличие от стохастических как правило направлены на преобразование ФРВ и ПРВ входных аргументов (мощности ВЭУ, генерации и нагрузки сети) в выходные вероятностные характеристики ФЗ. Являются одними из самых точных методов решения задачи оптимальных мест и объемов подключения ВЭУ, поскольку получаемые параметры находятся в недетерминированной форме и покрывают все возможные состояния системы с

учетом повторяемости их наступления. В связи со сложностью как аналитического, так и численного преобразования ПРВ вероятностные методы используются для задач малой размерности для ограниченного числа разных законов вероятностей или же в виде свертки, разложения в ряды относительно МО большого числа однотипных законов.

В соответствии с вышесказанным, учитывая стохастический характер входных факторов ВЭУ и возможные флуктуации параметров ЭЭС, детерминированные методы не способны в полной мере обеспечить охват всех возможных состояний параметров узлов сети. Возможность же частичного учета этих процессов стохастическими или полный учет вероятностными методами предопределяет направление разработки и реализации методики определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ. Таким образом, задача сводится к анализу полных вероятностных характеристик целевой функции, для чего требуется оценить характер случайных величин ЭЭС и решить проблему численного формирования выходных вероятностных характеристик по входным для многомерной функциональной зависимости.

1.2. Целевые функции и технико-экономические показатели эффективности

Для решения поставленного вопроса определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ в рамках рассмотренных выше алгоритмов могут использоваться одно- и мульти-индикаторные целевые функции, в зависимости от поставленной задачи. Согласно приведенному в статье [96] анализу, оптимизационные алгоритмы могут ранжироваться по применимости в зависимости от рассматриваемого типа ВИЭ, класса напряжения сети и ее структуры, и целевой функции соответственно.

При оптимизации объемов и мест подключения ВЭУ как правило используются типовые индикаторы, такие как: максимизация среднегодовой выработки и чистой приведенной стоимости, минимизация возможных потерь мощности, минимизации стоимости производства электроэнергии. При этом,

сами индикаторы могут находиться в функции как в явном виде, так и косвенно. Потери мощности часто выступают одним из основных индикаторов в составе исследуемых целевых функций:

1. Одно-индикаторная целевая функция минимизации потерь мощности или их влияния на стоимость производства электроэнергии [29]. Учитывает расчет сезонных или годовых потерь мощности. Могут оцениваться как активные потери мощности, так и полные. Вид целевых функций:

$$\min P_{\text{потери}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{\text{потери}}(i) \quad \text{или} \quad \min C_{\text{потери}} = \sum_{i=1}^N P_{\text{потери}}(i) P\{C_i\} M, \quad (1.1)$$

где $P_{\text{потери}}$ - потери мощности, $C_{\text{потери}}$ - возможные убытки производства электроэнергии (по потерям мощности), N – количество экспериментов, $P\{C_g\}$ - вероятность наступления события, M – количество дней.

2. Двух-индикаторная целевая функция. Производит оценку потерь мощности и, к примеру, ее числовых характеристик МО с СКО, распределяя весовые коэффициенты поровну (метод TOPSIS) [91]. Самая распространенная модель по скорости расчетов и качеству предоставляемых результатов. Пример вида целевой функции:

$$\min \omega(P_{\text{потери}}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{\text{потери}}(i), \quad \min \omega(MO(P_{\text{потери}}) \& SKO(P_{\text{потери}})), \quad (1.2)$$

где ω – весовой коэффициент.

3. Решение мульти-индикаторной целевой функции. В большинстве случаев оценивается исходя из максимизации среднегодовой выработки или минимизации стоимости производства электроэнергии, где одним из компонентов стоимости выступают потенциальные убытки, в том числе связанные с возможными потерями мощности при подключении ВЭУ к ЭЭС. Пример вида целевой функции:

$$\min \omega C_{\text{потери}}, \quad \min \omega C_{\text{прерывания}}, \quad \min \omega C_{\text{модернизации}}, \quad (1.3)$$

где $C_{\text{прерывания}}$ - стоимость прерывания технологического процесса (авария),

$C_{\text{прерывания}}$ – стоимость модернизации электрических сетей.

1.2. Случайные величины и случайные события

Вероятностные характеристики вводятся для количественного определения случайных объектов. В теории вероятностей три вида случайных объектов: случайные события, случайные величины и случайные функции (процессы) [11, 56]. Для большинства энергетических задач используются случайные события и случайные величины. Основной вероятностной характеристикой является степень достоверности события, вероятности значений случайной величины, ее интервала. Вероятностная мера применима к любым объектам – физическим, логическим, информационным. Вероятности значений случайных величин составляют спектр. Значения случайных величин, как и ряда событий не могут возникнуть совместно [57]. Для таких значений-событий объединение соответствует суммированию их вероятностей.

В случае непрерывных случайных величин вероятность конкретного значения невозможна, т.к. она всегда равна нулю, что следует из статистического определения вероятности как достоверности [11, 42]. На любом конечном интервале содержится бесконечное число значений непрерывной величины, а достоверной является одно значение. Достоверность определяется отношением единственного значения на интервале к бесконечному числу значений на нем же, что даст на выходе нулевые значения. Хотя такой вывод формально правомерен, но объективно не отражает логики того, что значения случайной величины всегда есть и достоверность их разная. Поэтому используется аналогичная вероятности мера достоверности, а именно, вероятность, приходящаяся на единицу случайной величины или плотность распределения вероятностей (ПРВ). Такая плотность вероятности, с одной стороны, пропорциональна значениям неизвестного спектра значений вероятностей и не равна нулю там, где эти значения спектра есть, а с другой стороны, значения ПРВ непрерывных случайных величин, как и вероятности значений спектров дискретных случайных величин можно суммировать при необходимости, т.к. обе эти вероятностные характеристики относятся к значениям случайных величин. Существует также другая полная вероятностная характеристика - функция

распределения вероятностей (ФРВ) [39] или вероятность не превышения случайной величиной ее заданного значения:

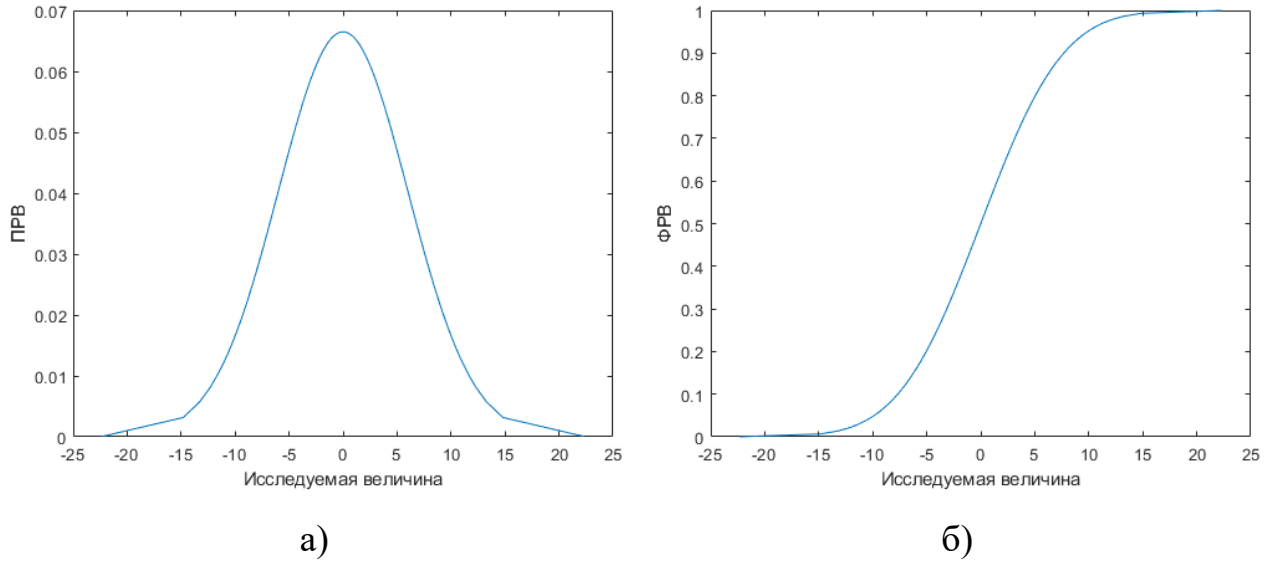


Рисунок 1.7 – ПРВ (а) и ФРВ (б) случайной величины

Если обозначить случайную величину X , а ПРВ $c(x)$, где x – любое, в том числе заданное значение случайной величины X , x_{\min} – минимально возможное значение этой величины, то функции ФРВ $f(x)$ и ПРВ $c(x)$ связаны друг с другом соотношениями для непрерывных величин (1.4):

$$f(x) = \int_{x_{\min}}^x c(y) dy \quad \text{или} \quad c(x) = df(x)/dx, \quad (1.4)$$

где y – аргумент подынтегральной функции, $c(y) dy = c(x) dx$ – вероятность принятия случайной величиной X значения из дифференциально-малого промежутка dx , т.е. $p(x \leq X < x + dx)$, p – обозначение функции вероятности, а d – функции дифференцирования.

Таким образом, ФРВ случайной непрерывной величины – это сумма элементарных вероятностей принятия случайной величиной значений из интервалов, лежащих слева от заданного значения. В большинстве расчетных задач в электроэнергетике, в том числе вероятностных, участвуют непрерывные величины. Для каждого значения непрерывной случайной величины имеют место значения ПРВ и ФРВ, а также вероятность конкретного значения величины x : $c(x)dx$. Значения несовместны. Поэтому вероятность объединения

значений величины x (интервала значений) равна сумме вероятностей этих значений. При необходимости, сумму вероятностей значений можно заменить суммой ПРВ значений интервала, умноженной на дифференциально-малый промежуток dx .

1.3. Вероятностные характеристики параметров режима

В рассматриваемых в электроэнергетике задачах интересующие: параметры стационарных режимов, электрические величины при повреждениях, показатели функциональной надежности, резервов мощности электростанций, сечений проводов ветвей сети, мощностей трансформаторных и преобразовательных подстанций и др. являются функциональными зависимостями исходных данных узловых параметров. Разработка эквивалентной модели для расчетов ЭЭС является важным и неотъемлемым элементом в планировании развития сети. Однако, возможность оценивать и учитывать физические явления различного рода в ходе эксплуатации ЭЭС является затруднительным ввиду их стохастического характера. Для формирования полного представления о всех возможных выходных состояниях системы требуется обозначить соответствующие пределы и законы распределения генераторных и нагрузочных узлов, как минимум – активной и реактивной мощностей в нагрузочном узле, активной мощности и напряжения в генераторном узле.

Что касается используемых вероятностных характеристик при моделировании генерации, зарубежный опыт включает и описывает различные подходы, к которым можно отнести: моделирование генераторов в двух состояниях (работа и отказ), использование случайных процессов для формирования модели работы генерации, такие как: ремонт, отказ, и т.д., и применение аппарата Марковских процессов для моделирования множества возможных состояний пребывания генераторов.

С точки зрения совокупного и отдельного рассмотрения вероятностных характеристик генерации, как правило применяется два подхода. Первый подход

предполагает рассмотрение генерирующих мощностей каждого генератора индивидуально, вероятностно-независимыми, используя отдельные стохастические модели в независимой форме (рисунок 1.8). Структура генерации в ЭЭС может отличаться по возможным объемам включения, что предопределяется конкретным режимом, а используемая стохастическая модель должна быть приспособлена к данной разнотипности. Поэтому, группы генераторов, включенных на один узел с единичными мощностями эквивалентуются с использованием, как правило, биномиальных распределений.

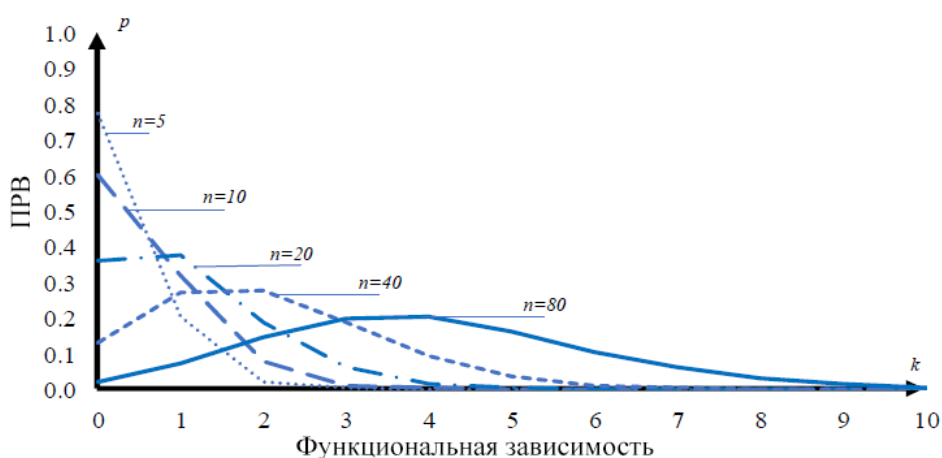


Рисунок 1.8 – Допустимые (возможные) ПРВ мощности генераторов

Второй – рассматривает совокупную модель мощности и формирование ЗРВ для каждой отдельной ЭЭС в целом. Так как, как правило, реальная система содержит достаточно большое количество генераторов, то их поведение с достаточной точностью может описывать нормальное распределение.

В случае же рассмотрения нагрузки, необходимо учитывать две составляющих – стохастическую и детерминированную. Детерминированная составляющая отвечает за происходящие технологические процессы в ЭЭС, а стохастическая – случайными событиями соответственно, будь то случайное отключение оборудования, аварийные ситуации. Фактически, рассматриваемые величины представляют собой случайный процесс, как правило стационарный или квазистационарный. Такое представление часто встречается в работах с методом упорядоченных диаграмм.

Для формирования ЗРВ, определение и проверка закона проводится на основе достаточно большой выборки экспериментально снятых значений (рисунок 1.9), если речь идет об унифицированной форме нахождения, или же вовсе априорно задается, согласно статистическим данным по средним зимним максимумам и летним минимумам, логике вероятностных методов, закону больших чисел для систем средней и большой размерности.

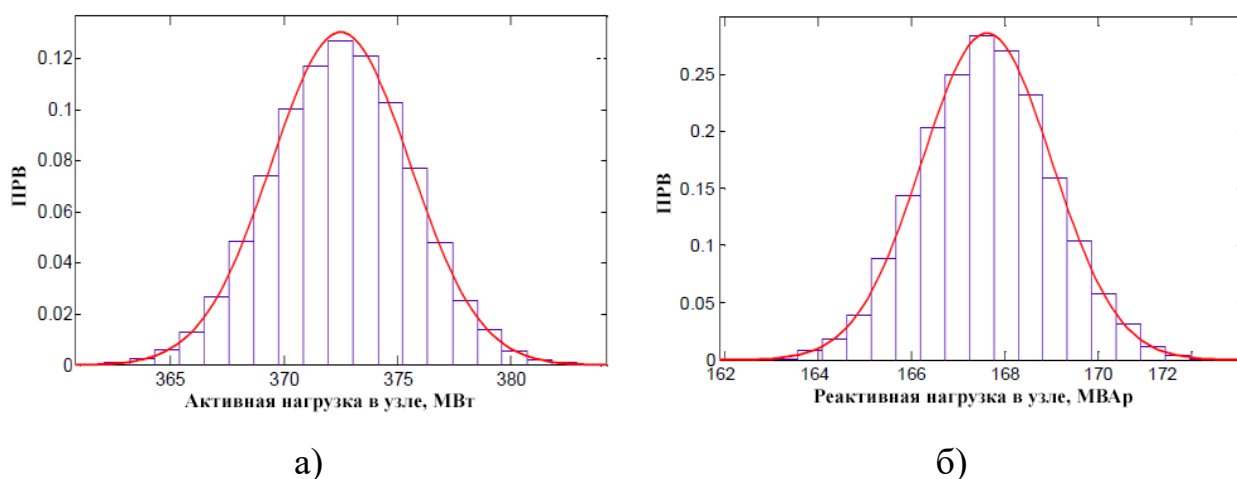


Рисунок 1.9 – Возможные ПРВ активной (а) и реактивной (б) мощности нагрузки

Иным вариантом является использование расчетных средних и среднеквадратических нагрузок как исходных данных для формирования ЗРВ. В промышленности имеется достаточный объем информации о наиболее важных параметрах нагрузок, которые описываются расчетными коэффициентами графиков нагрузки соответственно. К ним относят коэффициенты формы, спроса, максимума и минимума, и т.д. Как правило, такие параметры используются для формирования расчетных среднеквадратических нагрузок. Однако, данные можно использовать для формирования искомых ПРВ СА. Таким образом, каждая технологическая установка, линия или производство в целом будут иметь свои собственные статистические модели электропотребления, в которых описываются индивидуальные особенности технологии и режимы работы.

Для самого определения ЗРВ нагрузочных узлов известен и достаточно широко распространен параметрический способ оценки вида закона

распределения, основанный на применении диаграмм Пирсона. Также, имеет место использование критерия Колмогорова – Смирнова, для определения принятия или не принятия основной гипотезы о принадлежности выборки заданному эмпирическому закону распределения, построенному на основе наблюдений, имеющихся в распоряжении исследователя. Оценка вида распределения для отдельно взятого узла предлагается к рассмотрению из рядов одно- и двухпараметрических распределений: нормальное, равномерное, гамма-распределение, распределения Вейбулла и Вейбулла-Гудрича.

В ходе определения оценочной ПРВ исследуемых величин для узлов по отдельности, также можно рассмотреть вопрос получения общего распределения в целом. Этот вопрос решается с учетом установленных коэффициентов включения оборудования, и возможных установленных ограничений на его функционирования. Таким образом, зная индивидуальные особенности, режимы работы и модели электропотребления, на выходе можно получить уникальное для каждого узла СА распределение, которое в последующем можно использовать в общем алгоритме вероятностного расчета режимов ЭЭС.

1.4. Проблема аналитического решения многомерных задач

Реальные задачи в электроэнергетической и других отраслях математически выражаются в виде многомерных функциональных зависимостей (ФЗ) от аргументов. Аргументы, а через них и ФЗ в эксплуатационных условиях случайно изменяются и поэтому объективно отражаются вероятностными характеристиками, в частности ПРВ и ФРВ. При этом практически всегда возникает задача по ПРВ и ФРВ аргументов определить ПРВ и ФРВ функциональных зависимостей [76]. Случайных аргументов у ФЗ может быть несколько, и все они участвуют в формировании ПРВ и ФРВ функциональных зависимостей. В случае практически интересных непрерывных СА и соответственно ФЗ, методика определения ЗРВ функциональных зависимостей обобщенно может быть представлена выражениями в виде ПРВ и ФРВ следующим образом:

$$\text{ФРВ } f_y(y) = \int_{\varphi(X_1, \dots) \leq y} \dots c_{x_1 \dots}(x_1, \dots) dx_1 \dots, \text{ ПРВ } c_y(y) = \frac{df_y(y)}{dy}, \quad (1.5)$$

где $f_y(y)$ и $c_y(y)$ – ФРВ и ПРВ многомерной функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1, \dots)$, X_1, \dots, x_1, \dots – СА и их значения, Y, y – ФЗ и ее значения, $c_{x_1 \dots}(x_1, \dots)$ – совместная ПРВ системы СА.

Неравенство $\varphi(X_1, \dots) \leq y$ устанавливает систему правил расстановки пределов многомерного интеграла $\int_{\varphi(X_1, \dots) \leq y} \dots c_{x_1 \dots}(x_1, \dots) dx_1, \dots$, начиная от внешнего до самого внутреннего. По мере продвижения по внутренним интегралам функциональное содержание пределов интегралов усложняется. Анализ и исследования показывают, что практически удается полностью разрешить эту задачу для случая не более 3-х – 4-х мерной ФЗ [76, 34]. Демонстрация этого метода в учебной литературе чаще всего производится для 2-х – 3-х мерной ФЗ (рисунок 1.10).

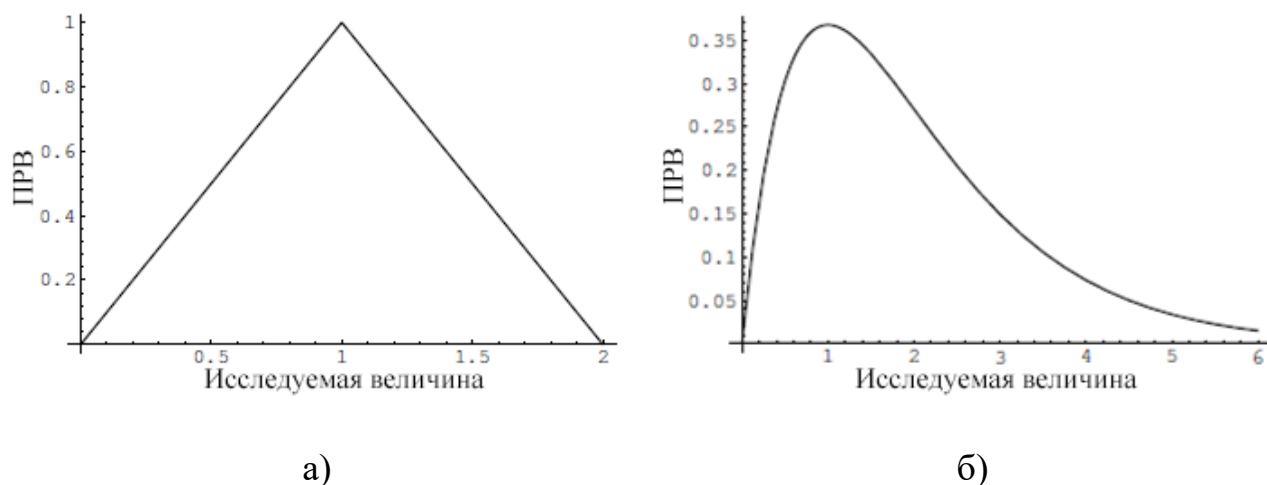


Рисунок 1.10 – Пример плотности двумерных функциональных зависимостей для случаев равномерных (а) и экспоненциальные законов (б)

Указанная проблема является причиной нераспространения аналитического метода определения ФРВ многомерных ФЗ. Имеет место и другая проблема определения совместной ПРВ системы СА при наличии зависимости между отдельными аргументами. При независимых аргументах совместная ПРВ системы СА равна произведению одномерных ПРВ, т.е.:

$$c_{x_1 \dots}(x_1, \dots) = c_1(x_1) \cdot c_2(x_2) \cdot \dots \cdot c_i(x_i) \cdot \dots, \quad (1.6)$$

а при зависимых аргументах – произведению условных одномерных ПРВ с увеличением количества условий по мере удаления сомножителей от начала выражения произведения, т.е.:

$$c_{x_1 \dots}(x_1, \dots) = c_1(x_1) \cdot c_2^{x_1}(x_2 / x_1) \cdot \dots \cdot c_i^{(x_1, x_2, \dots, x_{i-1})}(x_i / x_1, x_2, \dots, x_{i-1}) \cdot \dots, \quad (1.7)$$

где первый сомножитель – безусловная ПРВ первого СА, второй сомножитель – условная ПРВ при условии полученного конкретного значения первым СА, i -й сомножитель – условная ПРВ при условии принятия конкретных значений у первого и всех остальных СА вплоть до $i-1$ -го СА.

Отмеченные проблемы в настоящее время практически не разрешимы. Однако, вторая проблема для эксплуатационных и проектных задач в электроэнергетике практически отпадает, т.к. исследуемые ФЗ, как правило, не имеют зависимости от СА или, могут быть преобразованы в независимые. В отдельных случаях можно прибегнуть к использованию коэффициентов корреляции. Однако, сложность проблемы формирования пределов многомерных интегралов ФРВ производственных ФЗ остается неразрешимой и является причиной необходимости поиска других подходов и методик формирования ФРВ и ПРВ многомерных ФЗ.

1.5. Применимость методов численного формирования полных вероятностных характеристик параметров ЭЭС

Структура сетей однотипна: исходные данные, алгоритмы обработки этих данных и результат в интересующем компоненте сети, т.е. это, с одной стороны, многомерная функция, а с другой стороны, система с большим числом входов и одним выходом. Эта задача в настоящее время практически массово выполняется по разным потребностям эксплуатации, проектирования, внедрения и развития [18]. Для расчетов параметров режимов и электрических величин при повреждениях существует ряд промышленных программ, таких как EUROSTAG, PSS®E, APM CP3A, Mustang и др. Также, используют специализированные

цифровые программно-технические комплексы RTDS, eMEGASim, гибридные моделирующие комплексы, однако все они предназначены для детерминированных расчетов и исследований [1]. Ряд программ позволяет создавать макросы для изменения и персонализации проводимых расчетов в соответствии с выдвигаемыми требованиями, однако, скорость обработки данных и общий объем вычисляемой информации не позволяют в полной мере пользоваться ими.

Анализ возможностей преодоления названной проблемы показал наиболее приемлемым предложение приближенного формирования генеральной совокупности СА и ФЗ путем уменьшения числа принимаемых значений СА, т.к. данная операция ведет к загрублению дискретизации ЗРВ как СА, так и ФЗ (сокращению значений образа ПРВ функциональной зависимости). Однако, количество совмещений дискретных значений СА в случае одинакового числа значений каждого СА определяется как число значений СА в степени количества СА многомерной зависимости. ФЗ электроэнергетических задач в зависимости от объема энергосистем содержат от 200 до 30000 СА, а число дискретных значений каждого СА может достигать не менее 100. Это обуславливает последующее необозримое количество совмещений СА. Практическое преодоление этой проблемы должно быть разработано на период существующего в настоящее время ограничения объема управляемых запоминающих устройств и быстродействия систем.

Применяемые и разрабатываемые методы получения ФРВ и ПРВ искомой ФЗ можно определить, как:

- методы формирования статистических испытаний;
- методы обработки МО аргументов ФЗ.

Методы формирования статистических испытаний состоят в получении искусственной статистики ФЗ, каждое из значений которой формируется путем статистического моделирования СА с заданными ЗРВ и последующей подстановкой каждого варианта смоделированных значений СА в ФЗ, в результате чего получают значения статистики ФЗ, которые можно

использовать для составления как полных вероятностных, так и неполных числовых моментных характеристик интересующей ФЗ в статистическом формате.

В случае рассмотрения ФЗ, пределы компонентов функционалов раскрываются путем анализа границ области всех СА, определяемой содержанием задачи и видом самой ФЗ, начиная с наиболее простых и конкретных пределов внешнего одномерного интеграла или суммы функционала по одному из выбранных СА. Продолжая углубляться во внутренние компоненты функционала необходимо находить аналитические выражения все более сложных и многомерных зависимостей пределов от СА до самого последнего внутреннего аргумента. Эти процедуры по сложности практически также аналитически невыполнимы и поэтому заменяются конкретным анализом в целом неравенств ФЗ, определяющих получение ФРВ, ПРВ или вероятности принятия значения из многомерного интервала ФЗ, который благодаря жесткой связи с СА преобразуется в соответствующие неравенства каждого конкретного СА. В результате такого поэлементно-обобщенного анализа формируется знание о принадлежности или непринадлежности значения ФЗ области ФЗ и соответствующему ей функционалу при каждом конкретном варианте значений СА. Это дает возможность статистически оценить значение вероятностного функционала, не вычисляя самих значений последнего при разных вариантах СА, т.е. путем отношения числа m значений ФЗ, попадающих в область ФЗ, определяемую неравенством функционала, к общему числу n попаданий и непопаданий в данную область.

Варианты значений СА при известных ФРВ статистически моделируются с помощью обратных ФРВ, например, i -го СА X_i в j -м варианте:

$$x_{ij} = f_{i(j)}^{-1}(e), \quad (1.8)$$

где $f_{i(j)}^{-1}$ – обозначение обратной ФРВ, а e – значение случайной величины E , равномерно распределенной в диапазоне $[0,1]$, генерируемой случайно, в j -м варианте значений СА. Следует заметить, что выражения обратных ФРВ $f_{i(j)}^{-1}$

каждого СА остаются одинаковыми для всех вариантов СА j . Индекс j введен в обозначение $f_{i(j)}^{-1}$, чтобы последнее использовать как для обозначения обратной ФРВ i -го СА, так и значения этого СА в j -м варианте значений всех СА.

При определении ФРВ функциональной зависимости для смоделированных вариантов значений СА вычисляются значения ФЗ и сравниваются с заданным значением ФЗ. Если вычисленное значение ФЗ меньше ее заданного значения, то это означает статистический случай попадания функционала ФРВ в область ФЗ (рисунок 1.11) и поэтому добавляется единица как к числу m , так и к числу n , в противном случае единица добавляется только к числу n .

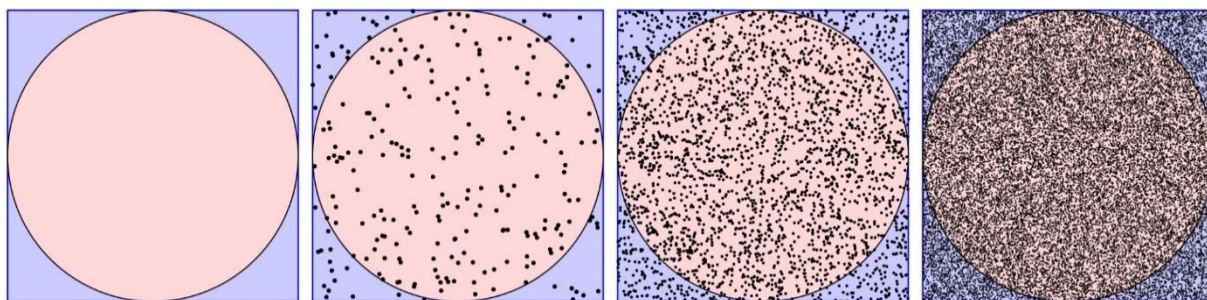


Рисунок 1.11 – Оценка попаданий в область ФЗ алгоритмом Монте-Карло

Благодаря приведенному статистическому моделированию вариантов СА вычисление каждого значения функционала ФРВ многомерной ФЗ сводится к подсчету чисел попаданий m и непопаданий $n - m$ в область ФЗ и отношения m/n . Последнее отношение является ничем иным как статистической оценкой функционала ФРВ. Реализация такого пути вычисления ФРВ функциональных зависимостей принципиально не представляет алгоритмических и вычислительных трудностей. Есть практическая проблема массовости вычислений каждого значения искомой ФРВ, которая, с одной стороны, статистически не ограничена, а с другой стороны, экспоненциально нарастает с увеличением размерности ФЗ. В электроэнергетике это прежде всего многомерные задачи определения вероятностных характеристик параметров установившихся режимов, показателей функциональной надежности, и др. Поэтому используется и развивается известная система доверительных

вероятностей и доверительных интервалов, которая делает возможным с заданной гарантией обеспечить минимальное количество вариантов значений СА или статистических испытаний.

Зачастую, для определения доверительного интервала заранее выбирают число $\alpha = 1 - \gamma$, $0 < \alpha < 1$, называемое уровнем значимости, и находят два числа θ_1 и θ_2 , зависящих от точечной оценки θ^* , такие, что:

$$P(\theta_1 < \theta < \theta_2) = 1 - \alpha = \gamma \quad (1.9)$$

В этом случае говорят, что интервал (θ_1, θ_2) покрывает неизвестный параметр θ с вероятностью $(1 - \alpha)$, или в $100 \cdot (1 - \alpha)\%$ случаев. Границы интервала θ_1 и θ_2 называются доверительными, и они обычно находятся из условия $P(\theta < \theta_1) = P(\theta > \theta_2) = \alpha / 2$.

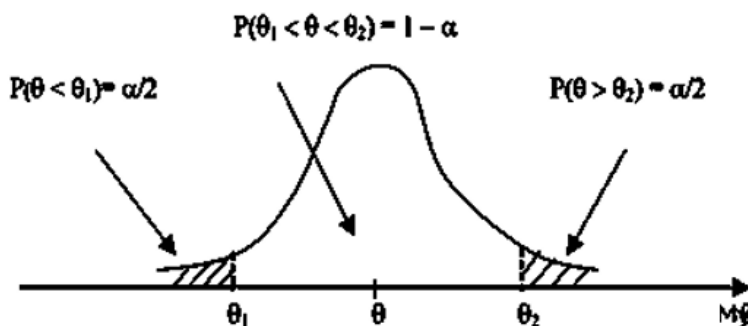


Рисунок 1.12 – Определение области доверительного интервала

Основная проблема используемых методов, основанных на применении метода Монте-Карло заключается в том, что он основан на случайном формировании исходных данных. При увеличении размерности ЭЭС экспоненциально возрастает минимально необходимое количество проводимых экспериментов для получения достоверного результата.

Другая модификация этого метода представляет собой вычисление значений ФЗ для каждого статистически смоделированного варианта СА, который используется только для получения статистики ФЗ, т.е. вообще не выставляются требования формирования и вычисления функционалов, а получаемая статистика используется по прямому назначению для получения

статистических оценок интересующих вероятностных характеристик. При этом ограничение статистической бесконечности вариантов, как и в случае определения ФРВ функциональной зависимости разрешается с помощью аппарата доверительных вероятностей и интервалов.

Наиболее известные методы, использующие выше обозначенный алгоритм, включают в себя семейство методов Монте-Карло [20, 28, 81], основанное на создании статистической выборки исходных данных с сохранением статистической представительности, с последующим вычислением ЗРВ ФЗ. Данным методом часто производят расчет вероятностного потокораспределения (ВПР) и оценку надежности в недетерминированном виде.

Используя метод Монте Карло, проводится разыгрывание случайных отклонений исходных данных. Для каждого полученного состояния проверяется его допустимость с точки зрения режима, а именно, проверяется возможность его существования, устойчивость. При прохождении каждого цикла расчета осуществляется контроль значений параметров режима поэлементно к заданным границам на число разыгрывания состояния. В случае нарушения границы по одному из элементов, то он отключается, и проводятся дополнительные вычисления.

В случае практического использования метода Монте-Карло, критерий стабильности результата при возрастании общего числа испытаний отвечает за надежность вычисляемых данных (рисунок 1.13).

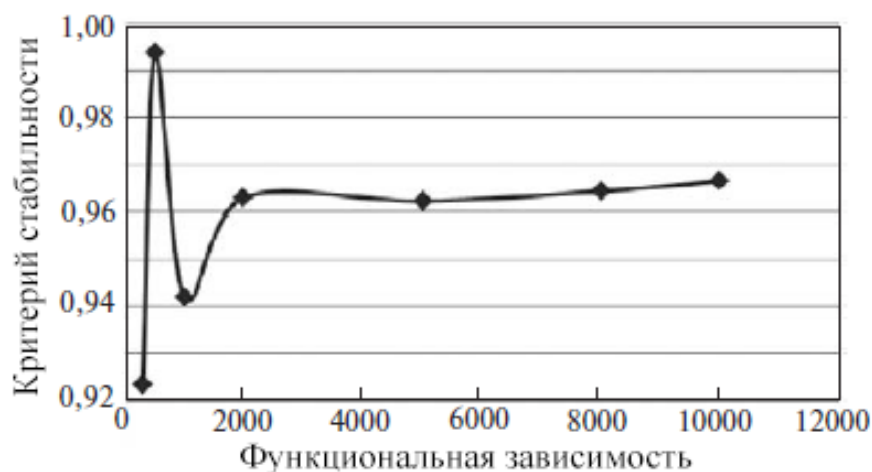


Рисунок 1.13 – Критерий стабильности результата моделирования

При рассмотрении второй задачи, для анализа влияния флуктуаций мощности нагрузки на ВПР в электрической сети в качестве дискретных выборок для флуктуаций принимают данные, полученные на основе реальных замеров и моделированием методом Монте-Карло. Для анализа результатов ВПР в качестве примера берут случайные выборки, получаемые методом Монте-Карло, моделирующие глубину изменчивости нагрузки в интервале 5, 12 и 20 % относительно заданных значений среднесуточного графика нагрузки. В остальном, логика расчета аналогична оценке надежности.

Моделирование по методу Монте-Карло имеет следующие недостатки:

- наличие внутренних взаимосвязей между элементами, а также их количество приводит к сложности составления непротиворечивой системы, а сложность их учета возрастает;
- корреляция аргументов, сложность их учета;
- зависимость точности решения от возможно-допустимого количества итераций;
- невозможность адекватно моделировать состояния крайне низкой или высокой вероятности наступления, что ограничивает применение метода при использовании временных рядов ветра редкой повторяемости.

Вследствие большого объема необходимых к проведению статистических испытаний, также разрабатываются другие численные методы (рисунок 1.14). К примеру, можно отметить методы симметричной и несимметричной двухточечной оценки (S2PEM и US2PEM) [2, 55]. Вкратце, их принцип действия основан на уменьшении количества статистических испытаний благодаря декомпозиции ФЗ на множество подзадач и формированию двух (возможно и больше/меньше) детерминированных значений с накладываемыми критериями выбора относительно математических ожиданий аргументов. Такой подход значительно упрощает и ускоряет расчеты, но естественным образом увеличивает погрешность результата по отношению к решению Монте-Карло (MCS). Также, в пример можно привести метод Грамма-Шарлье (GC4-GC7) [61], производящий аппроксимацию интересующего распределения с сокращением

вычислительного времени при сохранении достаточной степени точности; и выборку латинского гиперкуба (LHS) [61], заменяющую подынтегральную функцию упрощенным аналогом.

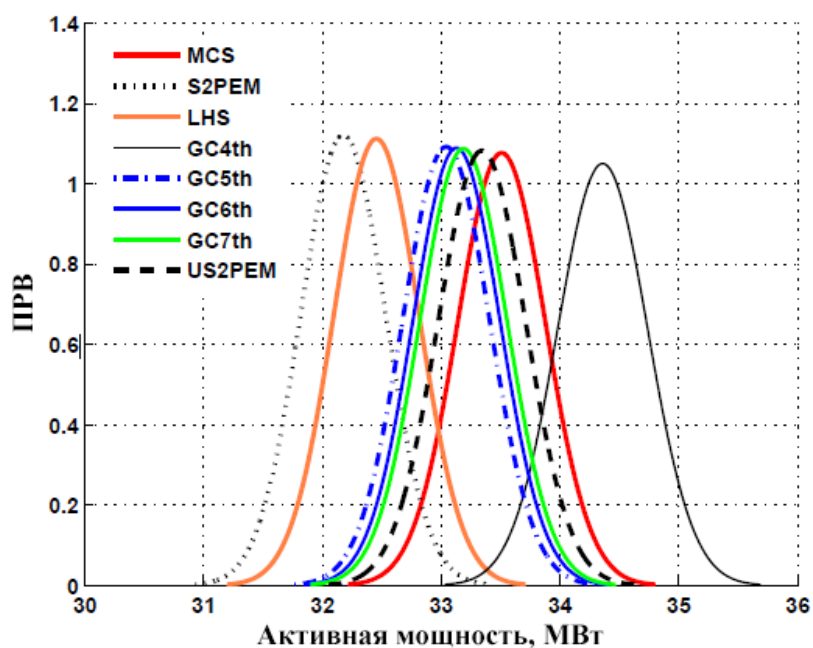


Рисунок 1.14 – Сравнение точности численных методов формирования ПРВ многомерной ФЗ

Достаточная часть средств поиска оптимальных состояний работы систем, определения возможных перетоков, дефицитов мощности, такие как: генетические алгоритмы, методы оптимизации, ряд эвристических алгоритмов зачастую используют или содержат в себе элементы алгоритма Монте-Карло как отправные топологические точки вычислительного процесса ЭЭС. Они позволяют найти частное решение задачи в детерминированном виде, или же найти ЗРВ интересующей величины, но сформировать ЗРВ ряда величин для анализа ЭЭС не в состоянии.

Второе направление методов нахождения ЗРВ функционалов связано с обработкой МО входных данных, в т.ч. для задач большой размерности, где правомерно вести речь о законе больших чисел. Может применяться степенное разложение ФЗ относительно математических ожиданий (МО) случайных аргументов ФЗ и последующее применение к степенному разложению ФЗ операторов МО и дисперсии, других моментов более высокого порядка, что

обеспечивает приближенное определение моментов разных порядков ФЗ. Этот метод в соответствии с описанным содержанием сокращает количество моделирований значений СА для формирования коэффициентов степенного разложения ФЗ. Однако континуум слагаемых разложения бесконечен и требуется объективное ограничение количества слагаемых. Кроме того, по мере увеличения порядков разложения усложняются преобразования производных в точках разложения ФЗ как в аналитическом виде, так и в приращениях и моментных преобразованиях СА в разложении.

Еще может применяться к нахождению распределения суммы независимых случайных величин в терминах распределений отдельных составляющих. Для аддитивных и мультипликативных ФЗ с похожими или идентичными законами распределения можно осуществить свертку, как для дискретных значений, так и для непрерывных:

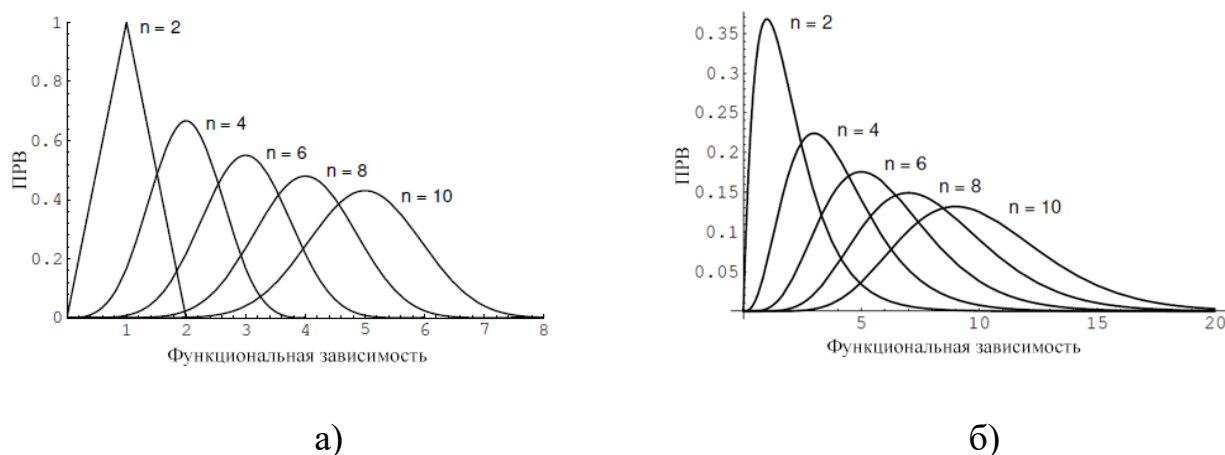


Рисунок 1.15 – Свертка n -равномерных (а) и n -экспоненциальных плотностей (б)

Стоит еще раз отметить, что практическое применение выше обозначенных методов ограничено размерностью ФЗ, которая в существенно возрастающей зависимости увеличивает минимальное количество испытательных значений статистических оценок ФЗ, необходимых для сохранения их статистической представительности. В добавок, метод не подразумевает прямого получения вероятностных характеристик. Также,

методы не способны адекватно моделировать события с неравномерной степенью появления. Поэтому актуальным становится поиск других расчетных методик, в меньшей степени зависящих от размерности ФЗ.

1.6. Стохастическое поведение ветра. Вероятностные характеристики ветроэнергетических установок

Структура и принципы управления энергосистемой все более усложняются, за прошедшие 15 лет общий прирост генерации составил порядка 40% по всему миру. Вследствие недостаточного объема источников традиционной генерации, в большинстве развитых стран, по причинам обеспечения энергетической, экологической безопасности, предпочтение отдается возобновляемым источникам энергии (ВИЭ), которые активно внедряются в Китае, Европе и США [6, 50]. Благодаря этому, общая доля проникновения ВИЭ расширяется, что, соответственно, ведет к росту возможных стохастических, природных процессов в энергосистеме (рисунок 1.16).

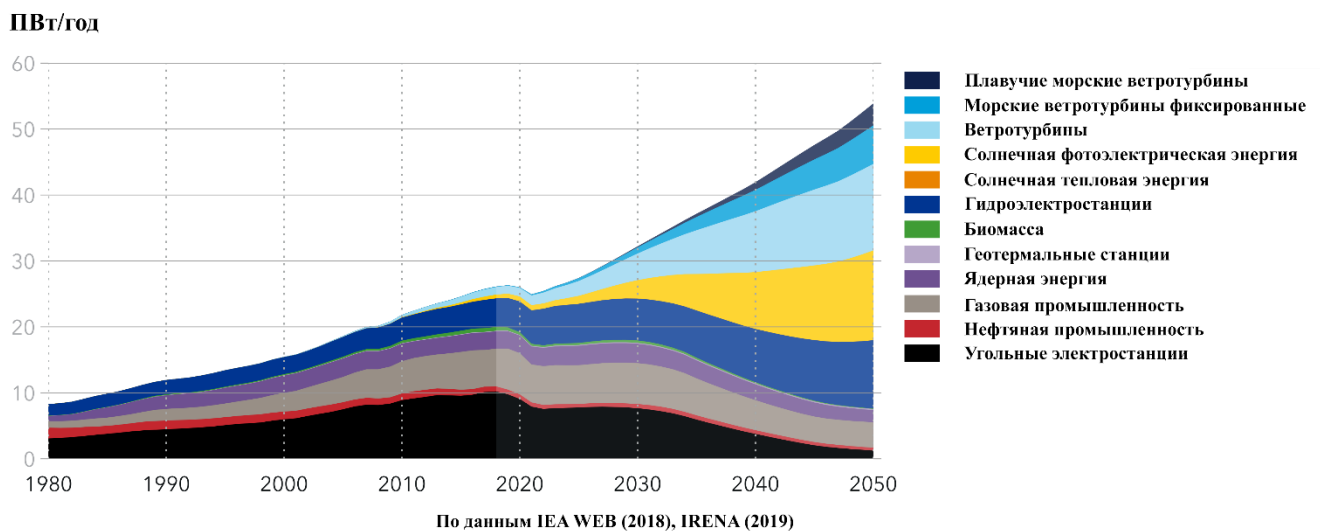


Рисунок 1.16 – Темпы внедрения ВИЭ (по типу выработки электроэнергии)

Несмотря на очевидные плюсы «зеленой энергетики», используемые ветровые и солнечные источники также обладают и существенным недостатком, связанным с природой поведения входных факторов, являющихся ничем иным, как стохастическими величинами. В классическом понимании ЭЭС представляет собой четкую вертикально-устроенную систему, где ряд основных факторов и

регулируемых переменных четко определен и задан в конкретных рамках, установленных системным оператором. Настройки оборудования и процессы в ЭЭС регулируются согласно руководящим указаниям и графикам суточных и сезонных нагрузок, с целью минимизации возможных потерь мощности. Однако, в случаях внедрения возобновляемой генерации, особенно в больших объемах, возникает проблема несоответствия вырабатываемой мощности и спроса на электроэнергию. Плохая прогнозируемость, связанная с текущим уровнем солнечной инсоляции или силой ветрового потока, не совпадающими по времени с необходимой выработкой, ведет к проблемам диспетчеризации режима. ВИЭ, в отличие от традиционной генерации, при добавлении в систему, можно сказать реструктуризирует ее в вертикально-горизонтальную [62], добавляя неопределенностей в управление, требующих дальнейшего прогнозирования.

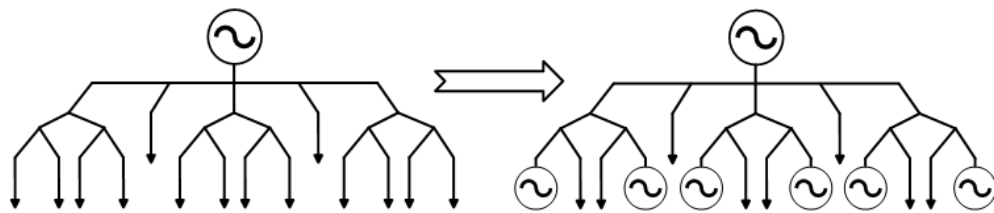


Рисунок 1.17 – Вертикально-горизонтальное преобразование ЭЭС

Также ВИЭ оказывают существенное влияние на работу релейной защиты и автоматики (РЗА) близлежащего энергорайона. Кроме непосредственного влияния на устройства РЗА подключение ВИЭ за счет роста использования силовой электроники в ЭЭС (основной прирост вводимых мощностей происходит за счет ВЭУ 3-го и 4-го типов и СБ, подключаемых к сети с помощью силовых преобразователей) порождает новые проблемы. Одной из самых серьезных проблем, связанных с масштабной интеграцией подобных ВЭУ, является снижение инерции энергосистемы, которая также становится изменяющейся во времени из-за постоянного изменения мощности, выдаваемой ВЭУ.

Объемы подключения и возможной выработки мощности, места, тип установленного ветрогенератора и вставки будут непосредственно влиять на сам режим. Возможность и точность прогнозирования ВЭУ, как правило,

ограничивается качеством статистической информации или способами ее обработки. На данный момент можно выделить следующие группы методов моделирования ВЭУ:

- изучение механических и электрических процессов внутри агрегата (в т.ч. в случае близлежащей аварии);
- влияние входных параметров на выдаваемую мощность агрегатом;
- изучение влияния ВЭУ на статическую и динамическую устойчивость ЭЭС.

В соответствии с группами интересов, по результатам оценки уже имеющихся научных работ, можно отметить несколько вариантов моделирования ВЭУ. В первую очередь - детерминированное моделирование ветрогенерации, когда непосредственно задается требуемая для изучения мощность подключения ВЭУ к ЭЭС и далее рассматриваются вопросы установившегося режима и переходных процессов. Также, в ряде работ рассматривают возможные к использованию законы распределения ветра разных регионов, при аппроксимации натурных замеров, проводя сравнения между модельными данными и натурными с использованием критериев согласия [13, 14, 22]. Изучают актуальные методы аппроксимации закона распределения вероятностей по имеющимся временным значениям ветра, и критерии согласия, для возможности формирования адекватной вероятностной модели ВЭУ (отличие от предыдущего пункта заключается в том, что не ставятся ограничения по видам используемых и проверяемых законов) [23, 25]. В дополнение, имеются результаты моделирования влияния ВЭУ на статическую и динамическую устойчивость ЭЭС в недетерминированном виде, когда входной характеристикой ветрогенератора является заранее заданный закон распределения вероятностей, не связанный с реальными замерами (иногда применяется нормальный закон), а исходные данные ЭЭС, а именно мощность нагрузки задается рандомным образом, с использованием метода Монте-Карло [19, 30, 51, 63]. Также, имеют место быть исследования, посвященные изучению вероятностных характеристик агрегатов, таких как математическое ожидание

(МО) и среднеквадратическое отклонение (СКО), вычисление которых способствует расчетам оптимальных объемов подключения ВИЭ с целью не нарушения статической и динамической устойчивости системы. Но, все чаще используется полноценный вариант расчетов с использованием конкретного, натурального примера закона ветра, с оценкой критериями согласия. [54, 16]. Зачастую, имеются вопросы, связанные с расчетом экономической составляющей присоединения ВИЭ, где больший упор идет на обоснование стоимости подключения и выработки, а не достоверность самой кривой мощности.

Однако, практически не встречаются, или крайне редко – работы, посвященные полному, всестороннему анализу полных вероятностных характеристик параметров ЭЭС в т.ч. с ВЭУ, на базе полных достоверных вероятностных характеристик исходных данных узлов генерации и нагрузки.

1.7. Аппроксимация закона распределения ветра

Наиболее рациональный путь решения проблемы использования детерминированной выборки значений ветрового потока заключается в правильном математическом описании закономерности поведения временного ряда ветра не для отдельных, детерминированных состояний, но для всего поля географических регионов, что является эквивалентом пространственных климатических таблиц.

Методы расчета климатических показателей основаны на аппроксимировании выборочных распределений элементов различными многомерными и одномерными ФРВ. Метод выравнивания заключается в том, что по полученным натурным наблюдениям и замерам эмпирическая ФРВ аппроксимируется и подбирается соответствующее теоретическое распределение, используемое в дальнейших вычислениях.

Выбор самого теоретического закона зависит от многих параметров: частоты повторяемости, учет розы ветров [68], максимально-наблюдаемые скорости ветра, открытость местности (классы открытости). Также, вид ФРВ

зависит от используемой совокупности данных. Например, исходными данными могут служить выборочные годовые и месячные данные за определенный временной отрезок, или же срочные наблюдения исследуемой величины. При использовании повторяемостей скорости ветра по градациям значений следует иметь в виду, что внутри градаций они могут быть распределены не равномерно, особенно для редких значений.

Для точного определения возможного закона распределения ветра необходимо использовать определенные методы оценки временных рядов ветра. Самое большое распределение получили [7]: графический метод, метод максимального правдоподобия, и метод моментов. Графический метод является самым простым в применении, однако точность оценки входных параметров может быть низкой. Метод правдоподобия, напротив, обладает хорошей точностью, но для ее достижения требуется использование итерационных методов. Метод моментов приравнивает определенное число статистических моментов выборки к соответствующим моментам. Использование этих методов обычно подразумевает, что существует предположение о возможных вероятностных законах, которые имеются в ветровом временном ряду. Однако в случае рассмотрения неисследованных ветровых временных рядов логичнее использовать графический или полный перебор, если это допускается размерностью задачи.

При использовании данных о годовых или месячных максимумах наиболее подходящими законами распределения являются Гумбеля, и Вейбулла (Вейбулла-Гудрича), если используется все данные замеров [69]. Такая аппроксимация применительно к распределению скорости ветра впервые была предложена советскими учеными и широко использовалась для статистической экстраполяции максимальных скоростей ветра. Впоследствии, аппроксимация распределения скорости ветра законом Вейбулла-Гудрича использовалась для той же цели рядом авторов. Большинство расчетов режима сильных ветров с использованием данного ЗРВ были осуществлены С. Д. Кошинским, который

также дополнил исследования рядом методических уточнений, продемонстрировав преимущества упомянутой аппроксимации.

Ранее, достаточно часто применялся Гауссовский закон распределения. Однако, для надежности использования данного распределения требуется большой объем первоначальной выборки для соответствующей оценки. Также, ряд работ описывает логнормальное распределение как достаточное при описании ограниченных с одной стороны данных – метеорологических осадков, облачности, и ветра соответственно.

1.8. Оценка закона распределения ветра. Применение критериев согласия

Проверка пригодности выбранного теоретического распределения для описания эмпирической вероятности значений данного метеорологического элемента осуществляется с помощью критериев согласия. В данной работе будут использоваться критерии К. Пирсона и А.Н. Колмогорова [3, 12], т.к. первый из них очень чутко реагирует на несходство краев распределений, а второй позволяет более точно оценить расхождения в центральных областях. Применяя оба критерия, выбранную функцию теоретического распределения можно использовать для косвенных расчетов. Важным преимуществом теоретического расчета является возможность ограничиться при вычислении некоторых параметров, входящих в избранную функцию распределения, рядами сравнительно небольшой длительности.

Для измерения разности между теоретическим и эмпирическим распределениями Пирсон принимает значение χ^2 , определяемое по формуле:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(m_i - np_i)^2}{np_i}, \quad (1.10)$$

где n - размер выборки, m_i - относительные частоты эмпирического распределения, p_i - теоретические плотности вероятностей, k - число градаций.

А критерий Колмогорова, в свою очередь, в качестве меры различия в тесте А. Н. Колмогорова-Смирнова использует значение:

$$\lambda = D\sqrt{n}, \quad (1.11)$$

где n - размер выборки, D - соответствует верхней границе (наибольшему значению разницы между рассматриваемой и исходной выборкой)

$$|F^*(x_i) - F(x_i)| = \delta(x_i).$$

Для получения максимально точных данных по воспроизведению повторяемости различных частот ветра используется общая теория кривых распределения. Она основана на возможности оценки по объективным критериям соотношения безразмерных статистических характеристик и определении возможных к использованию интерполяционных кривых, наиболее подходящих для конкретного временного ряда ветра. Правильность применения соответствующих распределений по соответствию заданных и смоделированных частот проверяется вышеописанными критериями согласия.

1.9. Выводы по первой главе

Широкомасштабное внедрение ВЭУ в электроэнергетические системы может приводить к росту потерь мощности, а также превышению ряда других технико-экономических показателей эффективности, в связи со стохастическим характером выработки электроэнергии. Соответственно, является актуальной и значимой проблема определения оптимальных узлов и объемов присоединения ВЭУ таким образом, чтобы при подключении максимального объема контролируемые параметры находились в допустимых значениях, а потери мощности были минимальны. Минимизация потерь мощности в данной работе выбрана к рассмотрению, поскольку выступает одним из основных индикаторов в составе целевой функции задач данной группы.

Анализ основных публикаций по теме диссертационной работы показал, что для решения поставленного вопроса применяется ряд численных методов моделирования как самих режимов ЭЭС с ВЭУ, так и ВЭУ отдельно, т.к. решение данного вопроса аналитически не представляется возможным ввиду размерности задачи. Основные проблемы актуальных используемых методов – случайное формирование исходных данных, экспоненциальный рост минимального количества требуемых экспериментов для получения

достоверного результата стохастическими алгоритмами, отсутствие гарантии получения глобального решения метаэвристическими алгоритмами.

Анализ результатов экспериментальных исследований численных методов также показал проблемы моделирования событий с низкой вероятностью появления, что непосредственно сказывается на качестве моделирования ВЭУ, ввиду характера ветровых характеристик.

Учитывая вышеизложенное, разработка и реализация методики повышения достоверности формирования вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС с ВЭУ для уточнения потокораспределения и возможных потерь мощности путем формирования и оценки выходных вероятностных характеристик параметров режима по входным является актуальной.

2. МЕТОДИКА ПОВЫШЕНИЯ ДОСТОВЕРНОСТИ ФОРМИРОВАНИЯ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ПАРАМЕТРОВ УСТАНОВИВШЕГОСЯ РЕЖИМА ЭЭС

2.1. Разработка методики

Неуправляемый выбор аргументов методом Монте-Карло прост, однако может требовать необоснованно громоздких ресурсов при увеличении размерности ФЗ, и даже статистическое ограничение результатов в системе доверительных интервалов и доверительных вероятностей в задачах, моделируемых многомерными ФЗ, с ростом размерности все в меньшей степени ограничивает фактическое количество допустимых статистических испытаний. Поэтому требуется другой принцип, который обеспечил бы иное ограничение количества вариантов значений СА и достаточную представительность результатов. Решить проблему большого количества минимально требуемых испытаний может позволить разработка методики прямого преобразования входных вероятностных данных в выходные, то есть, когда и на входе имеются полные вероятностные характеристики, и на выходе мы получаем также полные вероятностные характеристики исследуемых величин. Такой принцип может быть предложен. Сущность этого принципа должна включать в себя дискретизацию СА и ФЗ. Это обеспечит конечность дискретного континуума за счет дискретного воспроизведения каждого СА, а также и ФЗ.

Дискретизация СА с целью создания ограниченной генеральной совокупности для формирования дискретных значений совместных ПРВ случайных аргументов и функциональной зависимости может быть выполнена по разным вариантам. Важно при этом обеспечить формирование дискретных значений многочисленных СА в многомерных энергетических задачах, а, следовательно, и описывающих ФЗ. Поэтому дискретизацию значений СА предлагается производить не произвольным, а управляемым путем, т.е. через так называемые квантили заданных порядков или заданных значений ФРВ, аргументы которых являются квантилями заданных порядков. Это означает, что дискретизация СА, а через СА, и ФЗ производится с помощью одного и того же

вероятностного диапазона $[0,1]$, значения которого в виде значений ФРВ и ПРВ случайных аргументов являются значениями порядков квантилей каждого СА. Получающиеся при этом квантили соседних порядков и интервалы между этими квантилями для разных СА являются различными и зависят от вида ЗРВ и диапазона каждого СА. На основе дискретной линейки полученных значений ФЗ и соответствующих им квантилям можно сформировать ряд базовых ФЗ. Имеют место также образуемые при подстановке в выражение ФЗ всех квантилей СА разных порядков, но обеспечивающих те же самые базовые значения ФЗ. Есть и такие варианты квантилей всех СА, при подстановке которых в выражение ФЗ, последнее отличается от базовых значений ФЗ.

В ходе работ была предложена разрабатываемая методика селекции границ входных и выходных данных (СГИД) [31, 32], который не критично зависим от размерности ФЗ. Базовой основой этой методики являлось утверждение, что если выбрать значения всех случайных аргументов ФЗ равновероятными, то и значение ФЗ будет иметь ту же вероятность, что и СА. Однако, возможны одинаковые вероятности появления как у ФЗ, так и у СА. Алгоритм реализации методики на основе известных ФРВ аргументов и искомой ФРВ функциональной зависимости от ЗРВ случайных аргументов обеспечивал бы, с одной стороны, однозначность вероятностей значений СА и ФЗ, которое гарантировано за счет привязки значений СА и ФЗ к собственным неубывающим ФРВ, а с другой стороны, равенство вероятностей принятия значений из интервалов, пристыкованных к равновероятным (по равенству ФРВ) значениям каждого СА и неизвестной ФРВ функциональной зависимости.

Однако в целом правильная логика методики относительно одинаковых вероятностей значений СА и ФЗ и попытки обеспечить это равенство с помощью совместного применения собственных ФРВ каждого СА и ФЗ [33, 35] как достаточное не устраняет потери ряда фундаментальных свойств алгоритма аналитического преобразования многомерных функционалов по определению ЗРВ n -мерных ФЗ.

Для аддитивных и мультипликативных ФЗ несовпадения кривых истинных ФРВ и по разрабатываемой методики существенно различаются, причем в случае аддитивных ФЗ по мере нарастания количества слагаемых расхождение увеличивается в диапазоне первой половины значений ФЗ [36]. Отличия обусловлены тем, что предписываемые методикой соотношения вероятностей на интервалах ФЗ определяются одномерными ФРВ и ПРВ случайных аргументов, которые никак не учитывают многомерность совместных вероятностных характеристик СА. Это обуславливает конфигурацию ФРВ функциональной зависимости такой же или близкой к ФРВ того или другого случайного аргумента, который используется для определения вида и параметров ФРВ функциональной зависимости.

В случае независимых СА вероятности их совмещения образуются как произведение вероятностей значений СА в виде одномерных ПРВ или соответственно приращений ФРВ, которые должны быть известны, и чаще всего могут быть в виде нормальных или равномерных ЗРВ. В любых практических задачах в качестве аргументов принимаются независимые переменные. В противном случае пропадает практический смысл ФЗ, который формулирует каждую интересующую отраслевую задачу. Независимость обуславливает вероятности совмещения значений СА как произведений безусловных вероятностей, которые выражаются в виде произведения одномерных ЗРВ случайных аргументов. Благодаря этому, вероятности совместных значений ЗРВ системы являются ничем иным как значениями совместных ЗРВ и, следовательно, интегрируемыми значениями функционалов для формирования одномерных ПРВ или ФРВ многомерных функциональных зависимостей [82]. Первоначально, методика игнорировал данную систему совместных и одномерных ПРВ и ФРВ случайных аргументов и вероятностное взаимодействие между ними.

Фактически, вероятностные характеристики всех СА через их совместные ФРВ и ПРВ обеспечивают формирование истинных полных вероятностных характеристик ФЗ, что естественным путем выполняется при аналитическом

вычислении функционалов. Логика функционалов по вычислению ФРВ и ПРВ обеспечивает автоматический учет при суммировании вероятностей совмещений разных вариантов значений всех случайных аргументов ФЗ, выбираемых из всего их пространства с помощью системы пределов компонентов каждого отдельного функционала. Другими словами, истинный ЗРВ для каждого значения ФЗ содержит не только равновероятные значения совместных ЗРВ случайных аргументов, но и всякие другие варианты значений (рисунок 2.1), удовлетворяющие требованиям формирования вероятностных характеристик функциональной зависимости.

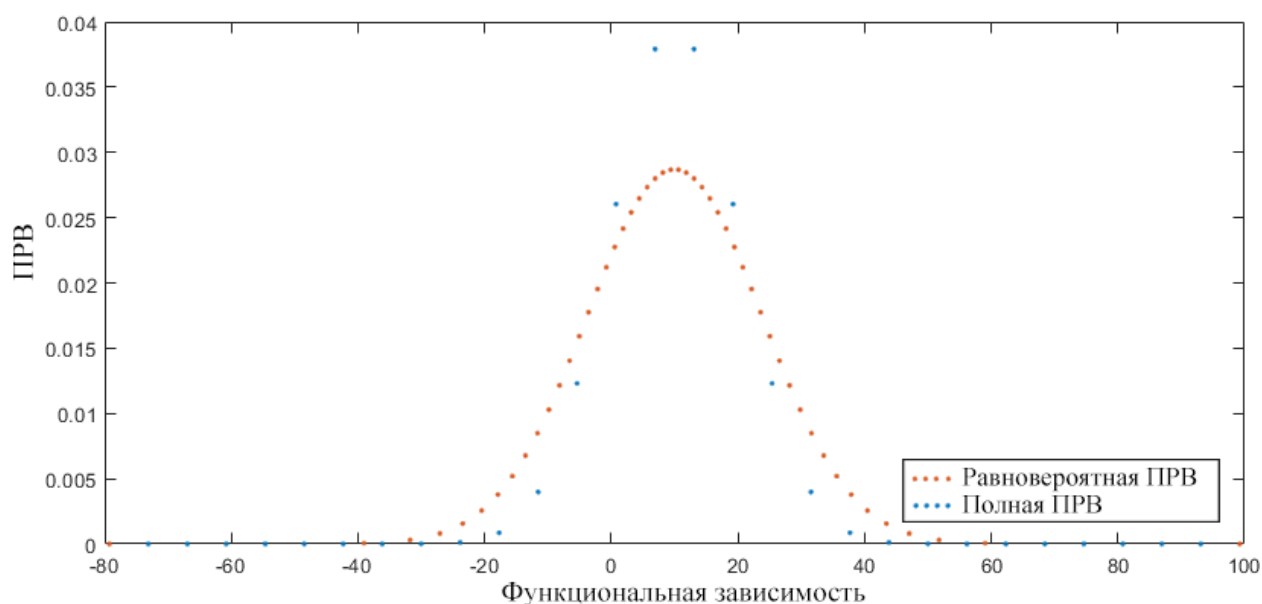


Рисунок 2.1 – Разница суммирования равновероятных (красный пунктир) и полных ПРВ (синий пунктир) формирования ПРВ $c_y(y)$ функциональной

зависимости $Y = \varphi(X_1 + X_2 + X_3)$ с ПРВ $c_1(x_1), c_2(x_2), c_3(x_3)$ случайных аргументов X_1, X_2, X_3 ,

где: $X_1 \in [-22.31; 22.31]$ – нормальный ЗРВ с параметрами $\mu = 0, \sigma = 6$;

$X_2 \in [-39.75; 19.75]$ – нормальный ЗРВ с параметрами $\mu = -10, \sigma = 8$;

$X_3 \in [-17.31; 19.02]$ – нормальный ЗРВ с параметрами $\mu = 20, \sigma = 10$.

Это предопределено тем, что значения ФРВ и ПРВ для каждого значения ФЗ включают все значения совместных ФРВ и ПРВ случайных аргументов, для

которых ФЗ одно и то же. Таких значений ФРВ и ПРВ случайных аргументов в случае многомерных ФЗ может быть множество, а не только одного варианта равновероятных СА, как предполагалось ранее, иначе это приводит к искажению вычисленных ФРВ и ПРВ функциональной зависимости предлагаемой методикой относительно истинных ФРВ и ПРВ.

Анализ совместных ФРВ и ПРВ показал, что если составляющие совместной ПРВ по своей природе несовместны, то составляющие совместной ФРВ наоборот совместны. Использование несовместных составляющих совместной ПРВ для формирования значений ПРВ функциональной зависимости это суммирование в соответствии с правилом вероятности суммы несовместных событий. Причем, суммируемые составляющие должны характеризоваться одним и тем же значением ФЗ, и они должны быть просуммированы для каждого значения ФЗ, что обеспечит, по крайней мере, вид дискретного спектра ПРВ функциональной зависимости. Тогда как процедурам выбора, обращения и управления составляющих совместной ФРВ случайных аргументов с целью формирования ФРВ функциональной зависимости должны предшествовать дополнительные вычислительные операции по устранению совместности составляющих совместной ФРВ и только после этого возможно суммирование этих составляющих как характеризующих несовместные объекты. Поэтому в дальнейшем будет рассматриваться только формирование ПРВ функциональной зависимости, а затем путем интегрирования последней определяется ФРВ функциональной зависимости.

Поскольку комбинации всех аргументов для совместной ПРВ несовместны, значения соответствующих ПРВ можно сложить по ряду разных критериев, в том числе по критерию одного и того же значения ФЗ. Последняя сумма по критерию одного и того же значения ФЗ будет ничем иным как одним из значений, пропорциональным ПРВ функциональной зависимости. В этой сумме будут участвовать все совместные ПРВ, которые сформировались при заданном варианте дискретизации СА и удовлетворяющие требованию одного и того же дискретного значения или квантиля ФЗ пока что неопределенного

порядка. Аналогично путем суммирования совместных ПРВ всех СА, удовлетворяющих требованию неизменного другого дискретного значения или квантиля ФЗ, другого также неизвестного порядка, можно получить другое пропорциональное значение ПРВ функциональной зависимости или квантиля ФЗ другого неизвестного порядка. Так можно получить пропорциональные значения искомой ПРВ для всех дискретных пропорциональных значений или квантилей ФЗ всех неизвестных порядков ФЗ. Упомянутая пропорциональность значений ПРВ является одинаковой для всех значений ПРВ, т.к. условия получения всех значений одни и те же (рисунок 2.2).

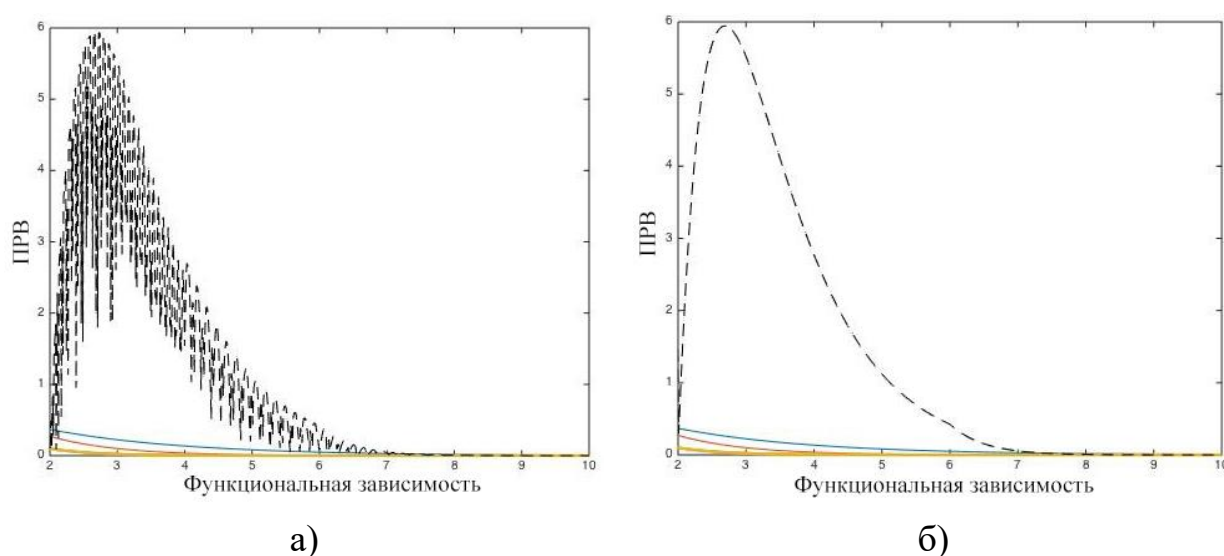


Рисунок 2.2 – Формирование ПРВ $c_y(y)$ функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1 + X_2)$ с ПРВ $c_1(x_1), c_2(x_2)$ случайных аргументов X_1, X_2 точным суммированием (а) и учетом ΔY (б)

где: $X_1 \in [1; 5]$ – экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 1$; $X_2 \in [1; 5]$ – экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 0,5$.

Коэффициент пропорциональности и точность формирования ординат ПРВ функциональной зависимости зависит от объема дискретизации. Поэтому, получаемые значения ПРВ дают только конфигурацию кривой ПРВ, а абсолютные значения должны быть изменены в соответствии с коэффициентом пропорциональности, полученным путем использования трапециевидного численного интегрирования. Последний может быть найден из условия

равенства площади под кривой ПРВ единице. Отношение единицы к площади под кривой ПРВ дает искомый коэффициент пропорциональности, на который необходимо умножить все полученные неполные ординаты кривой, чтобы получить истинные ординаты ПРВ (рисунок 2.3). По истинной ПРВ функциональной зависимости путем интегрирования (суммирования произведений значений ПРВ на внешне прилежащие интервалы) образуются значения ФРВ функциональной зависимости и неизвестные порядки квантилей ФЗ становятся известными.

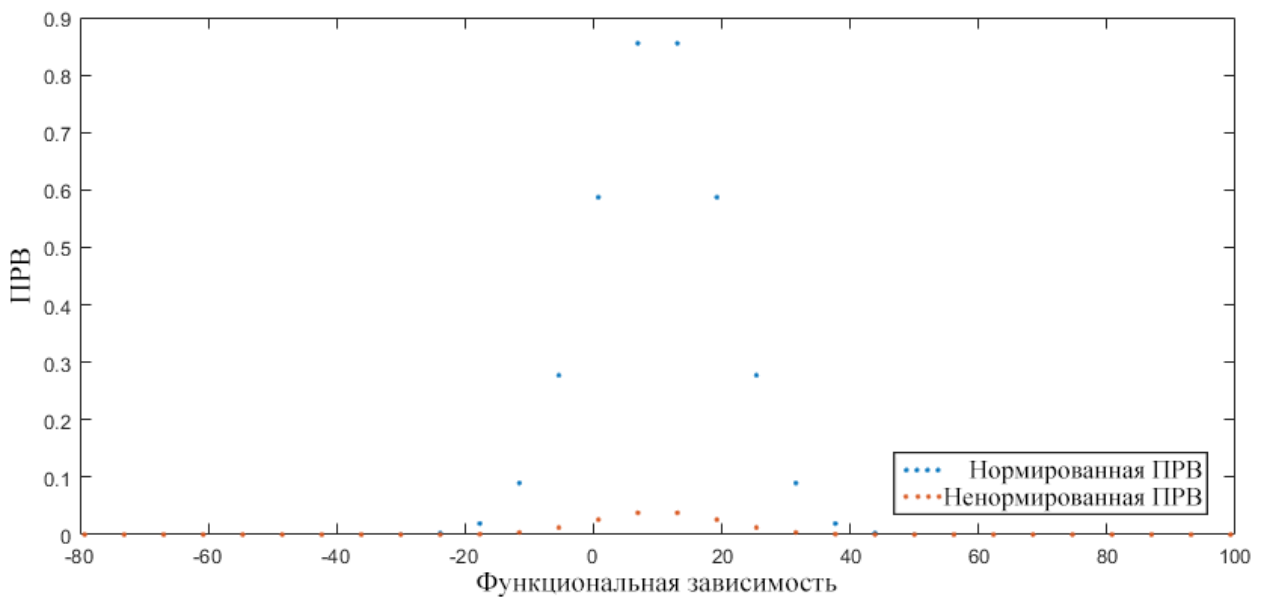


Рисунок 2.3 – Разница формирования ПРВ ФЗ с нормирующим коэффициентом и без него

Заниженные значения ординат ПРВ обусловлены тем, что при дискретизации пропадают значения СА и они таким образом не участвуют в формировании как в образовании дискретной системы значений СА, так и в формировании дискретных значений ФЗ и, следовательно, не учитываются вероятностные характеристики этих значений.

Теоретически, в ходе дискретизации количество значений СА и ФЗ при этом существенно сокращается, но соразмерность тех и других сохраняется. Поэтому конфигурация искомой ПРВ функциональной зависимости останется неизменной. Последнее обусловлено тем, что значения ПРВ функциональной

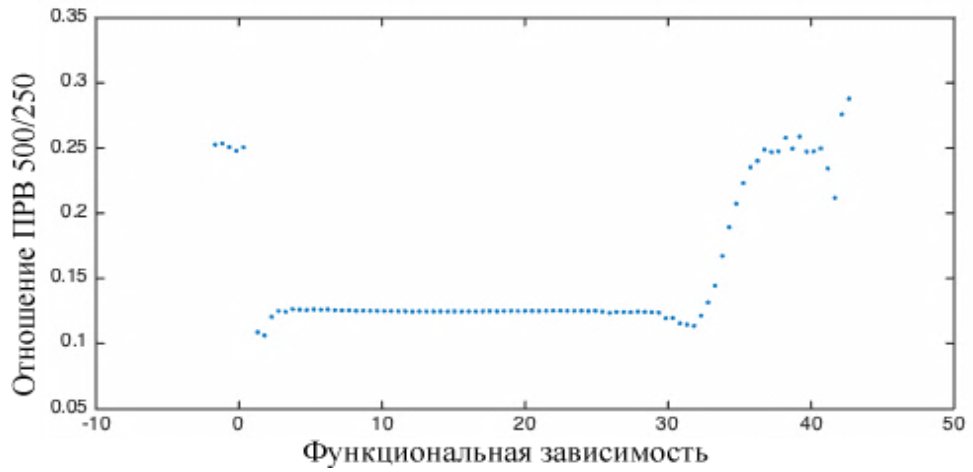
зависимости случайных аргументов при сокращении их числа должны оставаться теми же. Погрешность восстановления истинных значений при этом обусловлена только более большими значениями прилежащих разностей между соседними значениями ФЗ

Последним этапом работы над логикой методики можно считать проверку влияния качества дискретизации аргументов на получаемую выходную ПРВ функционала. Для данной процедуры были выбраны три функционала:

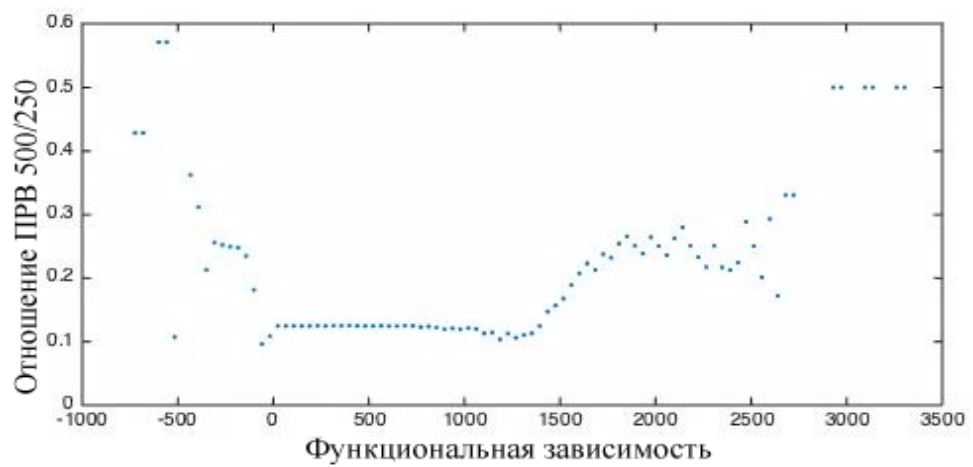
$$\begin{aligned} Y &= \varphi(X_1 + X_2 + X_3); \\ Y &= \varphi(X_1 \cdot X_2 \cdot X_3); \\ Y &= \varphi(X_1 \cdot \sqrt{X_2} + X_3), \end{aligned} \quad (2.1)$$

где: $X_1 \in [-4.15; 18.15]$ – нормальный ЗРВ с параметрами $\mu = 7, \sigma = 3$; $X_2 \in (0; 18.42]$ – экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 2$; $X_3 \in [2; 10]$ – равномерный ЗРВ с параметрами $a = 2, b = 10$.

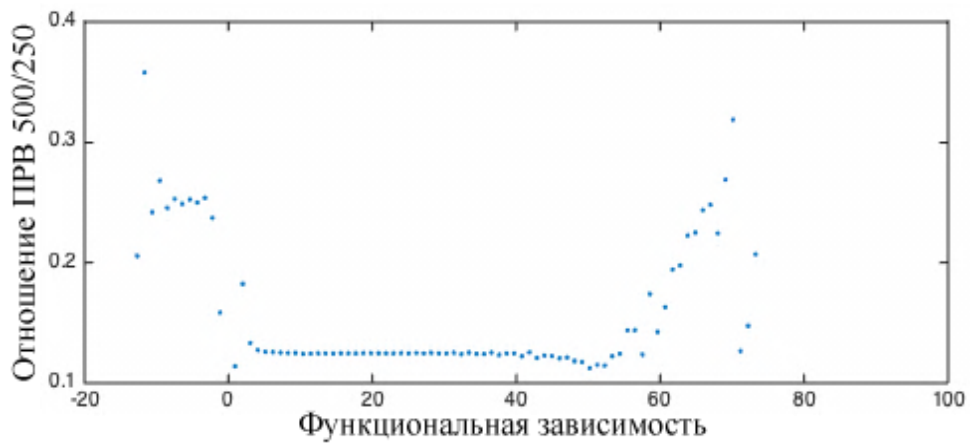
Для указанных выше примеров произведены вычисления образов плотности распределения вероятностей функциональных зависимостей сначала для заданного объема дискретизации случайных аргументов по квантилям равномерного ряда 500 порядков из интервала $[0,1]$, а затем в два раза сниженного объема дискретизации равномерного ряда 250 порядков из интервала $[0,1]$. Далее сформированы порядка 100 значений одних и тех же значений в диапазоне каждой функциональной зависимости. Для одних тех же значений функциональных зависимостей при больших и малых шагах дискретизации входных сигналов просуммированы совместные плотности распределения вероятностей, то есть получены конфигурации плотности распределения вероятностей при одних и тех же значениях функциональных зависимостей, вычислены их отношения плотности распределения вероятностей каждой функциональной зависимости и результаты представлены соответственно на рисунке 2.4 [92].



а)



б)



в)

Рисунок 2.4 – Оценка влияния степени дискретизации аргументов на выходную ПРВ аддитивной (а), мультипликативной (б), и смешанной ФЗ (в)

Видно, что на части значений диапазонов функциональных зависимостей точки расположены на одном уровне от оси абсцисс, что свидетельствует о

прямой пропорциональности между значениями разных плотностей распределения вероятностей, определяемых разными объемами дискретизации случайных сигналов. Это подтверждает прямую пропорциональность между значениями конфигурации плотности распределения вероятностей при заданном объеме дискретизации входных сигналов и аналитических значений плотности распределения вероятностей. Концы пропорциональности диапазонов обусловлены малыми значениями плотности распределения при больших шагах дискретизации. Отклонения на концах пропорциональности вызваны:

- малые отклонения в сторону уменьшения - прогрессирующим частично не воспринимаемым меньшим количеством значений совместной плотности распределения вероятностей при большом шаге дискретизации по сравнению с малым шагом;

- большие отклонения - также прогрессирующим частично не воспринимаемым малым количеством значений совместной плотности распределения вероятностей как при большом, так и при малом шаге дискретизации.

Далее необходимо найти и реализовать вышеизложенный алгоритм выбора значений совместных вероятностных характеристик ФЗ в виде ПРВ (суммируемых произведений ПРВ случайных аргументов) так, чтобы ФЗ от произвольных всех СА была равна ФЗ от всех СА как квантилей заданного порядка.

2.2. Предлагаемое решение проблемы формирования вероятностных характеристик многомерных функциональных зависимостей

По результатам предыдущего раздела, искомый алгоритм получения ПРВ многомерной ФЗ в обобщенном виде можно представить в виде следующих процедур.

1. Подготовка видов и параметров одномерных ФРВ и ПРВ случайных аргументов:

$$\begin{aligned} & \mu_1 \dots \mu_i \dots \mu_n, \sigma_1 \dots \sigma_i \dots \sigma_n; \\ & X_1, \dots, X_i, \dots, X_n, \text{ т.е. } f_1(x_1), \dots, f_i(x_i), \dots, f_n(x_n); \\ & c_1(x_1), \dots, c_i(x_i), \dots, c_n(x_n), \end{aligned} \quad (2.2)$$

где μ – МО, σ – СКО, f – ФРВ, c – ПРВ.

2. Выбор количества и самих значений порядков квантилей ФРВ: $0, p_1, \dots, p_j, \dots, 1$.

Где p – порядок квантиля.

3. Формирование значений СА, функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)$ как квантилей каждого выбранного одного порядка ФРВ и одномерных ПРВ случайных аргументов от этих квантилей:

порядок 0:

$$\begin{aligned} & x_{10} = f_1^{-1}(0), \dots, x_{i0} = f_i^{-1}(0), \dots, x_{n0} = f_n^{-1}(0); \\ & y_0 = \varphi(x_{10}, \dots, x_{i0}, \dots, x_{n0}); \\ & c_1(x_{10}), \dots, c_i(x_{i0}), \dots, c_n(x_{n0}), \end{aligned} \quad (2.3)$$

порядок p_1 :

$$\begin{aligned} & x_{1p_1} = f_1^{-1}(p_1), \dots, x_{ip_1} = f_i^{-1}(p_1), \dots, x_{np_1} = f_n^{-1}(p_1), \\ & y_{p_1} = \varphi(x_{1p_1}, \dots, x_{ip_1}, \dots, x_{np_1}); \\ & c_1(x_{1p_1}), c_i(x_{ip_1}), \dots, c_n(x_{np_1}), \end{aligned} \quad (2.4)$$

порядок p_j :

$$\begin{aligned} & x_{1p_j} = f_1^{-1}(p_j), \dots, x_{ip_j} = f_i^{-1}(p_j), \dots, x_{np_j} = f_n^{-1}(p_j); \\ & y_{p_j} = \varphi(x_{1p_j}, \dots, x_{ip_j}, \dots, x_{np_j}); \\ & c_1(x_{1p_j}), \dots, c_i(x_{ip_j}), \dots, c_n(x_{np_j}), \end{aligned} \quad (2.5)$$

порядок 1:

$$\begin{aligned} x_{11} = f_1^{-1}(1), \dots, x_{i1} = f_i^{-1}(1), \dots, x_{n1} = f_n^{-1}(1); \\ y_1 = \varphi(x_{11}, \dots, x_{i1}, \dots, x_{n1}); \\ c_1(x_{11}), \dots, c_i(x_{i1}), \dots, c_n(x_{n1}), \end{aligned} \quad (2.6)$$

4. Базовые составляющие совместных ФРВ и ПРВ случайных аргументов ФЗ или порядки квантилей ФЗ как совмещений значений всех независимых СА как квантилей одного порядка:

порядок 0:

$$\begin{aligned} 0 \cdots 0 \cdots 0 = f_{1\dots i\dots n}(x_{10}, \dots, x_{i0}, \dots, x_{n0}) = f_1(x_{10}) \cdots f_i(x_{i0}) \cdots f_n(x_{n0}); \\ c_{1\dots i\dots n}(x_{10}, \dots, x_{i0}, \dots, x_{n0}) = c_1(x_{10}) \cdots c_i(x_{i0}) \cdots c_n(x_{n0}), \end{aligned} \quad (2.7)$$

порядок p_1 :

$$\begin{aligned} p_1 \cdots p_1 \cdots p_1 = f_{1\dots i\dots n}(x_{1p_1}, \dots, x_{ip_1}, \dots, x_{np_1}) = f_1(x_{1p_1}) \cdots f_i(x_{ip_1}) \cdots f_n(x_{np_1}); \\ c_{1\dots i\dots n}(x_{1p_1}, \dots, x_{ip_1}, \dots, x_{np_1}) = c_1(x_{1p_1}) \cdots c_i(x_{ip_1}) \cdots c_n(x_{np_1}), \end{aligned} \quad (2.8)$$

порядок p_j :

$$\begin{aligned} p_j \cdots p_j \cdots p_j = f_{1\dots i\dots n}(x_{1p_j}, \dots, x_{ip_j}, \dots, x_{np_j}) = f_1(x_{1p_j}) \cdots f_i(x_{ip_j}) \cdots f_n(x_{np_j}); \\ c_{1\dots i\dots n}(x_{1p_j}, \dots, x_{ip_j}, \dots, x_{np_j}) = c_1(x_{1p_j}) \cdots c_i(x_{ip_j}) \cdots c_n(x_{np_j}), \end{aligned} \quad (2.9)$$

порядок 1:

$$\begin{aligned} 1 \cdots 1 \cdots 1 = f_{1\dots i\dots n}(x_{11}, \dots, x_{i1}, \dots, x_{n1}) = f_1(x_{11}) \cdots f_i(x_{i1}) \cdots f_n(x_{n1}); \\ c_{1\dots i\dots n}(x_{11}, \dots, x_{i1}, \dots, x_{n1}) = c_1(x_{11}) \cdots c_i(x_{i1}) \cdots c_n(x_{n1}), \end{aligned} \quad (2.10)$$

5. Формирование и перебор квантилей всех порядков независимых СА $X_1, \dots, X_i, \dots, X_n$ функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)$, вычисление значений ФЗ $\varphi(x_{1p_j}, \dots, x_{ik}, \dots, x_{nl})$, совместных ПРВ случайных аргументов, выбор и суммирование последних как составляющих ПРВ функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)$ по принципу равенства ФЗ.

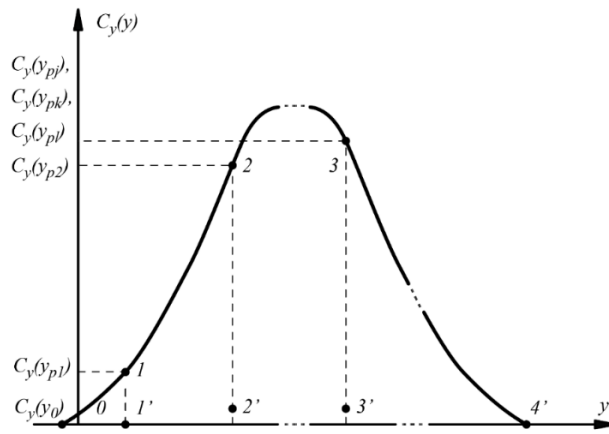


Рисунок 2.5 – Формирование ПРВ функциональной зависимости

Обозначения порядков квантилей (индексов) СА теперь разнообразны, а значения ФЗ от них те же самые, что и у базовых квантилей СА, т.е. $(j, \dots, k, \dots, l) = 0, p_1, \dots, p_j, \dots, k, \dots, l, \dots, 1$. Таким образом, осуществляется процедура:

- если значение ФЗ $y_{j, \dots, k, \dots, l} = y_0$, то вычисляются совместные ПРВ $c_{1 \dots i \dots n}(x_{1j}, \dots, x_{ik}, \dots, x_{nl}) = c_1(x_{1j}) \cdots c_i(x_{ik}) \cdots c_n(x_{nl})$, которые сначала занимают соответственно ячейку $c_{1 \dots i \dots n}(x_{10}, \dots, x_{i0}, \dots, x_{n0})$, а далее при переборе суммируются соответственно с содержимым данной ячейки;

- если значение ФЗ $y_{j, \dots, k, \dots, l} = y_{p_1}$, то вычисляются совместные ПРВ $c_{1 \dots i \dots n}(x_{1j}, \dots, x_{ik}, \dots, x_{nl}) = c_1(x_{1j}) \cdots c_i(x_{ik}) \cdots c_n(x_{nl})$, которые сначала занимают соответственно ячейку $c_{1 \dots i \dots n}(x_{1p_1}, \dots, x_{ip_1}, \dots, x_{np_1})$, а далее при переборе суммируются соответственно с содержимым данной ячейки;

- если значение ФЗ $y_{j, \dots, k, \dots, l} = y_1$, то вычисляются ПРВ $c_{1 \dots i \dots n}(x_{1j}, \dots, x_{ik}, \dots, x_{nl}) = c_1(x_{1j}) \cdots c_i(x_{ik}) \cdots c_n(x_{nl})$, которые сначала занимают соответственно ячейку $c_{1 \dots i \dots n}(x_{11}, \dots, x_{i1}, \dots, x_{n1})$, а далее при переборе суммируются соответственно с содержимым данной ячейки.

После перебора всех совмещенных значений СА и суммирования содержание ячеек будет конфигурацией искомой ПРВ функциональной

зависимости $Y = \varphi(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)$. Например, конфигурация значения y_{p_j} ПРВ $c_y(y_{p_j})$ функциональной зависимости равна содержимому соответствующей ячейки, т.е. сумме на конец перебора значений совместной ПРВ СА $c_{1,\dots,i,\dots,n}(x_{1p_j}, \dots, x_{ip_j}, \dots, x_{np_j}) + c_{1,\dots,i,\dots,n}^{\varphi(x_{1p_j}, \dots, x_{ip_j}, \dots, x_{np_j})}(x_{1p_j}, \dots, x_{ip_k}, \dots, x_{np_k})$, для которых имеет место одно и то же значение ФЗ $(x_{1p_j}, \dots, x_{ip_j}, \dots, x_{np_j})$.

2.3. Верификация методики

Для верификации методики было выполнено сравнение с аналитическим решением на примере задач малой размерности [44]. В среде Matlab была составлена программа и рассчитаны некоторые ПРВ трехмерных и других небольшой размерности ФЗ, характер которых схож с используемыми величинами задач надежности. Примеры некоторых ФЗ приведены ниже.

Пример 1. Функциональная зависимость $Y = \varphi(X_1 + X_2 + X_3)$.

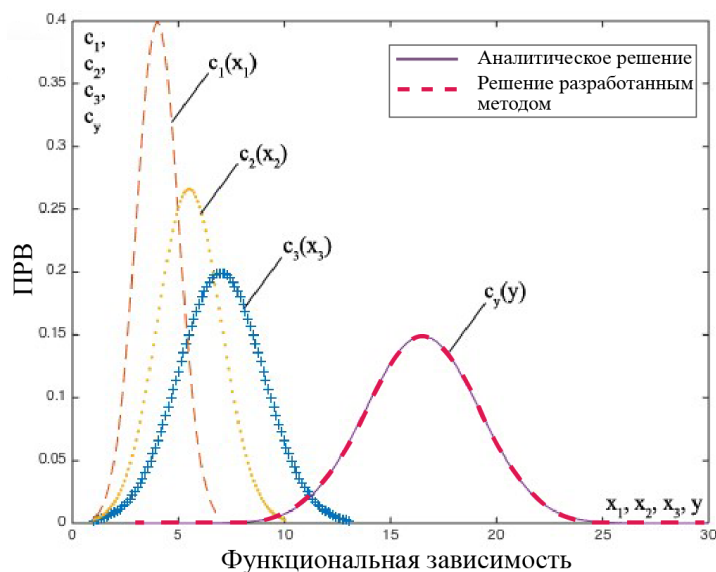


Рисунок 2.6 – ПРВ функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1 + X_2 + X_3)$,

где: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 4$ и $CKO = 1$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 5.5$ и $CKO = 1.5$; $c_3(x_3)$ – ПРВ случайного аргумента X_3 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 7$ и $CKO = 2$; $c_y(y)$ – ПРВ функциональной зависимости.

Пример 2. Функциональная зависимость $Y = \varphi(X_1 + X_2 - X_3)$.

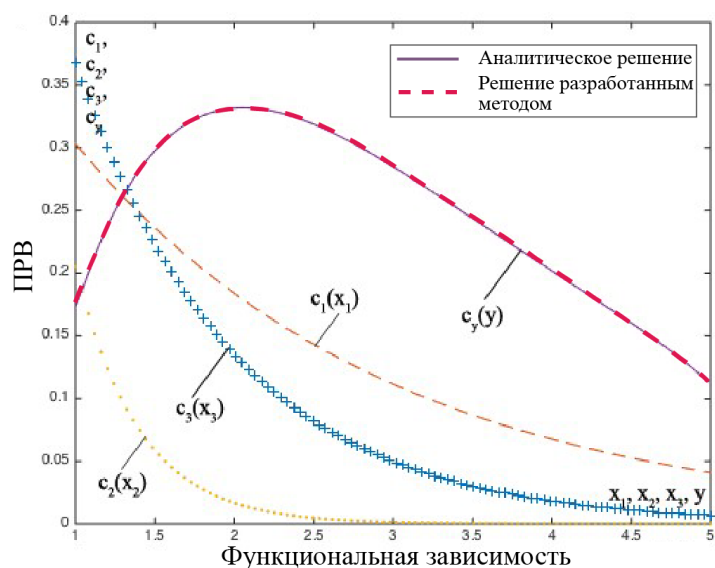


Рисунок 2.7 – ПРВ функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1 + X_2 - X_3)$,

где: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 1$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 2$; $c_3(x_3)$ – ПРВ случайного аргумента X_3 , экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 0.4$; $c_y(y)$ – ПРВ функциональной зависимости.

Пример 3. Функциональная зависимость $Y = \varphi(X_1 + X_2 - X_3 + X_4)$.

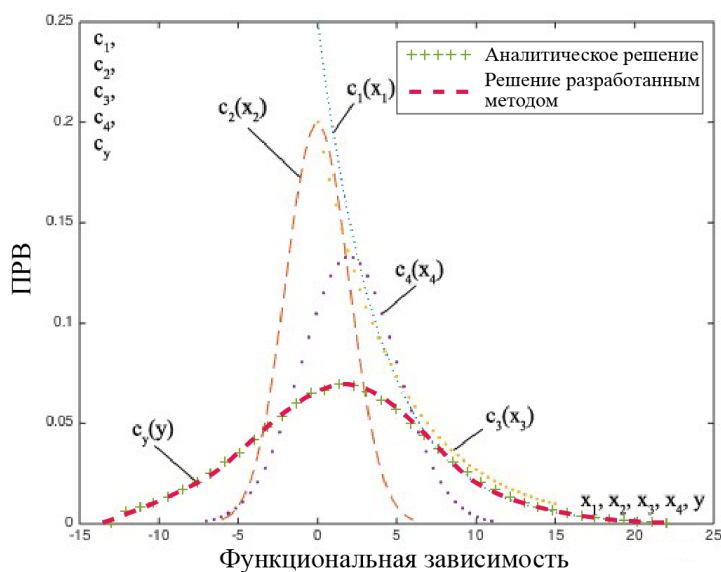


Рисунок 2.8 – ПРВ функциональной зависимости $Y = \varphi(X_1 + X_2 - X_3 + X_4)$,

где: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 4$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 0$; $CKO = 2$; $c_3(x_3)$ – ПРВ случайного аргумента X_3 , экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 5$; $c_4(x_4)$ – ПРВ случайного аргумента X_4 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 2$; $CKO = 3$; $c_y(y)$ – ПРВ функциональной зависимости.

Пример 4. Функциональная зависимость $Y = \varphi(X_1 + X_2)$.

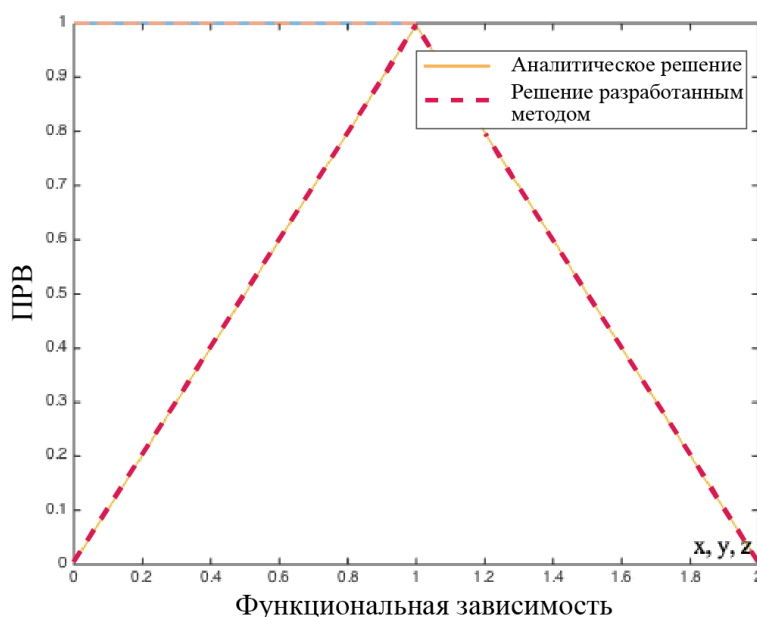


Рисунок 2.9 – ПРВ суммы двух независимых равномерных СА

Сумма двух независимых равномерных случайных величин. Два закона равномерной плотности приведены в одном и том же интервале (0,1):

$$f_1(x) = 0 < x < 1, f_2(y) = 0 < y < 1, \quad (2.11)$$

Для получения ПРВ выполняется интегрирование:

$$G(z) = \begin{cases} 0 & z < 0 \\ \frac{z^2}{2} & \text{если } 0 < z < 1 \\ 1 - \frac{(2-z)^2}{2} & \text{если } 1 < z < 2 \\ 2 & \text{если } z > 1 \end{cases} \quad (2.12)$$

Результатом будет распределение закона Симпсона [40].

Пример 5. Функциональная зависимость $Y = \varphi(X_1 + X_2)$.

Для двух независимых экспоненциальных СА, определенных на интервале $[0, \infty)$ с параметром, довольно легко найти плотность распределения уравнения $Z = \varphi(X + Y)$ [41]. Так как переменные X и Y независимы, то $f(x, y) = f_1(x) \cdot f_2(y)$.

$$f_1(x) = f_2(y) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{если } x \geq 0, \\ 0, & \text{иначе;} \end{cases} \quad (2.13)$$

Исходя из этого, дифференцируя выражение по переменной, получим ПРВ. Если $z > 0$,

$$\dots = \int_0^z \lambda e^{-\lambda(z-y)} \lambda e^{-\lambda y} dy = \int_0^z \lambda^2 e^{-\lambda z} dy = \lambda^2 z e^{-\lambda z}; \text{ если } z < 0, g(z) = 0. \text{ Получим:}$$

$$g(z) = \begin{cases} \lambda^2 z e^{-\lambda z}, & \text{if } z \geq 0, \\ 0, & \text{иначе;} \end{cases} \quad (2.14)$$

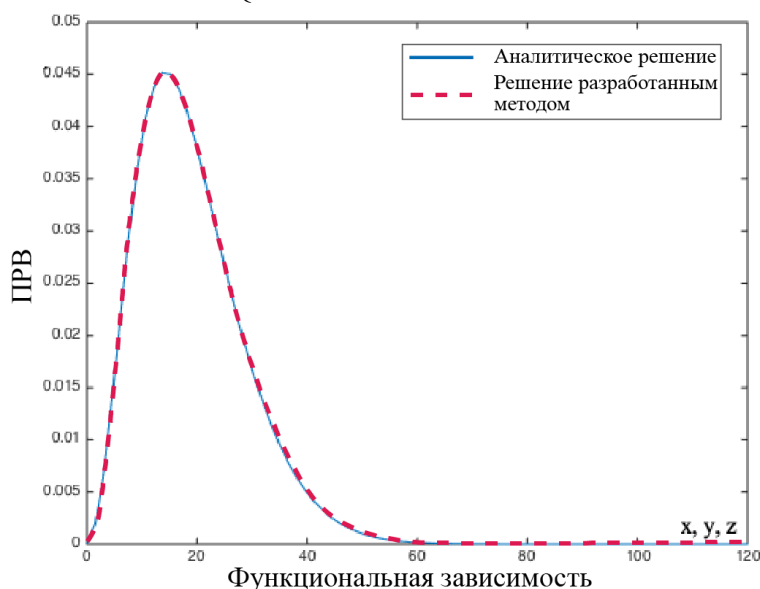


Рисунок 2.10 – ПРВ суммы двух независимых экспоненциальных СА

Пример 7.

В случае использования нормальных и равномерных СА

$$f_1(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \text{ и } f_2(y) = \frac{1}{\beta - \alpha} \alpha < y < \beta.$$

Используя формулу сходимости, имеем:

$$G(z) = \frac{1}{\beta - \alpha} \int_{\alpha}^{\beta} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(z-y-m)^2}{2\sigma^2}} dy = \frac{1}{\beta - \alpha} \int_{\alpha}^{\beta} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-(z-m))^2}{2\sigma^2}} dy. \quad (2.15)$$

Подынтегральное выражение в выражении - это вероятность того, что СА, подчиненный этому закону, попадает в сечение от α до β ., следовательно:

$$g(z) = \frac{1}{\beta - \alpha} \left[\Phi^* \left(\frac{\beta - (z - m)}{\sigma} \right) - \Phi^* \left(\frac{\alpha - (z - m)}{\sigma} \right) \right]. \quad (2.16)$$

Ниже представлена полученная плотность распределения вероятностей с параметрами $\alpha = -2$, $\beta = 2$, $m = 0$, $\sigma = 1$.

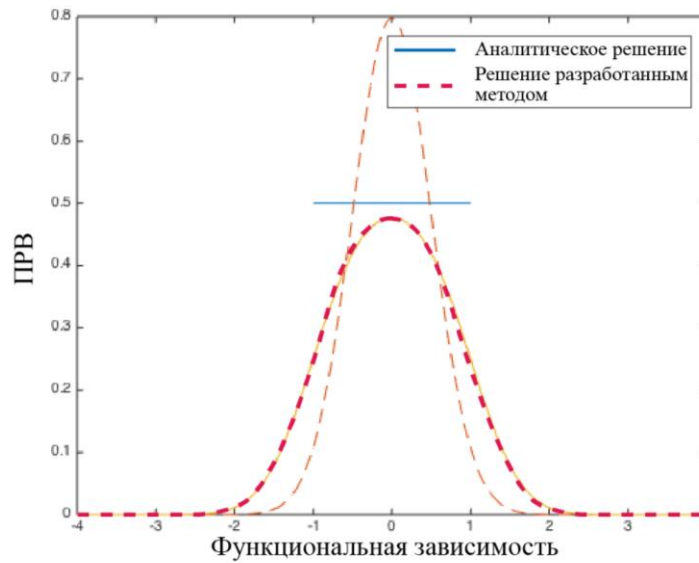


Рисунок 2.11 – ПРВ суммы равномерного и нормального законов СА

Пример 8. Функциональная зависимость $Y = \varphi(X_1 + X_2 + X_3 + X_4)$.

С увеличением числа СА с равномерным распределением, результирующая форма свертки ФЗ будет стремиться к формированию нормального закона [37, 38]. В данном случае проиллюстрирована работа методики для случая использования 2, 3, и 4 аргументов с равномерным распределением для $Z = \varphi(X + Y + V + W)$. Для аргументов, имеем:

$$f_1(x) = 0 < x < 1; f_2(y) = 0 < x < 1; f_1(v) = 0 < x < 1; f_1(w) = 0 < x < 1. \quad (2.17)$$

Так как переменные независимы, то $f(x, y, v, w) = f_1(x) \cdot f_2(y) \cdot f_2(v) \cdot f_2(w)$.

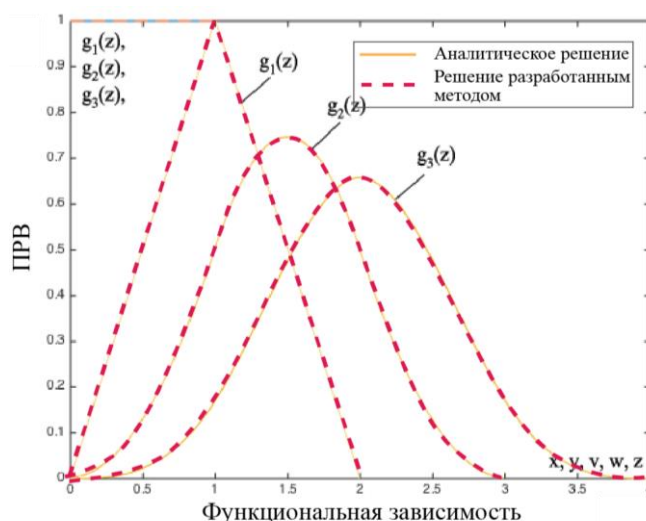


Рисунок 2.12 – ПРВ суммы n -равномерных распределений СА

Исходя из полученных результатов сравнений данных плотность, полученная аналитическим путем и плотность, полученная разработанной методикой, полностью совпадают. Таким образом, из этого можно сделать вывод об адекватности разработанной методики.

Дополнительно была проведена проверка и сравнение методики с численным методом формирования ПРВ Монте-Карло для задач малой размерности и тестовых схем из ряда стандартных схем, используемых для решения научных и инженерных задач – IEEE-4, IEEE-14, и IEEE-57.

Эксперименты проводились с целью оценки относительных погрешностей формируемых МО и СКО обоими методами при изменении общего количества проводимых расчетов, а также определения минимально необходимого количества экспериментов для обеспечения статистической представительности результатов. Дополнительно определялась погрешность полученных вероятностных характеристик к извлеченным.

Первая часть экспериментов относится к оценке вероятностных характеристик простых аддитивных ФЗ нормальных и равномерных законов. В данном случае опускается возможность нахождения требуемых решений путем свертки законов, разложения в ряды относительно МО.

Таблица 2.1 – Сумма двух нормальных законов

Метод	$\mu_{ФЗ}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{ФЗ}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	ΦZ_{abs}	$\delta_{МЕТ/МК}$	n	Время, с	χ^2
МК	-10.007	-	8.0552	-	72.7732	1.0000	198025	5.563	0.9938
СГИД	-9.9999	0.0709	10.8223	34.352	66.9423	1.0000		0.495	-
МК	-9.8667	1.4020	8.0883	0.4109	64.9339	0.8700	5625	0.094	0.9830
СГИД	-9.9999	0.0709	10.8223	34.352	66.9423	1.0000		0.008	-
МК	-10.166	1.5888	8.1540	1.2265	62.5480	0.4162	3025	0.094	0.9332
СГИД	-9.9999	0.0709	10.822	34.352	66.9423	0.9868		0.008	-
МК	-9.7772	2.2964	8.1671	1.3891	57.6263	0.2631	1225	0.038	0.8888
СГИД	-9.9999	0.0709	10.8223	34.352	66.9423	0.7955		0.004	-
МК	-10.564	5.5661	8.1036	0.6008	55.4232	0.1786	225	0.009	0.5187
СГИД	-9.9999	0.0709	10.8223	34.352	66.9423	0.4911		0.003	-

В эксперименте: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = 0$ и $СКО = 1$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = -10$ и $СКО = 8$.

Таблица 2.2 – Сумма четырех нормальных законов

Метод	$\mu_{ФЗ}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{ФЗ}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	ΦZ_{abs}	$\delta_{МЕТ/МК}$	n	Время, с	χ^2
МК	30.0070	-	16.2728	-	129.291	1.0000	52200625	4428.9	0.9948
СГИД	30.0000	0.0233	34.8719	114.296	215.703	0.9998		429.2	-
МК	30.1001	0.3102	16.3289	0.3447	127.908	0.7856	50000	2.72	0.9905
СГИД	30.0000	0.0233	34.8719	114.296	215.703	0.8611		0.055	-
МК	29.8831	0.4129	16.3539	0.4983	127.47	0.4938	14000	0.784	0.7889
СГИД	30.0000	0.0233	34.8719	114.296	215.703	0.6077		0.01	-
МК	29.3208	2.2867	15.4484	5.0661	96.3295	0.1632	625	0.04	0.4878
СГИД	30.0000	0.0233	34.8719	114.296	215.703	0.2719		0.003	-

В эксперименте: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = 0$ и $СКО = 1$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = -10$ и $СКО = 8$; $c_3(x_3)$ и $c_4(x_4)$ – ПРВ случайных аргументов X_3 и X_4 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = 20$ и $СКО = 10$.

Рисунок 2.13 показывает проблему формирования плотности распределения при значениях редкой повторяемости методом Монте-Карло, что является одной из особенностей его использования. Данная проблема относится к невозможности адекватно моделировать состояния крайне низкой или высокой вероятности наступления, в то время как предлагаемая методика использует оценку ПРВ на всем интервале исследуемой ФЗ.

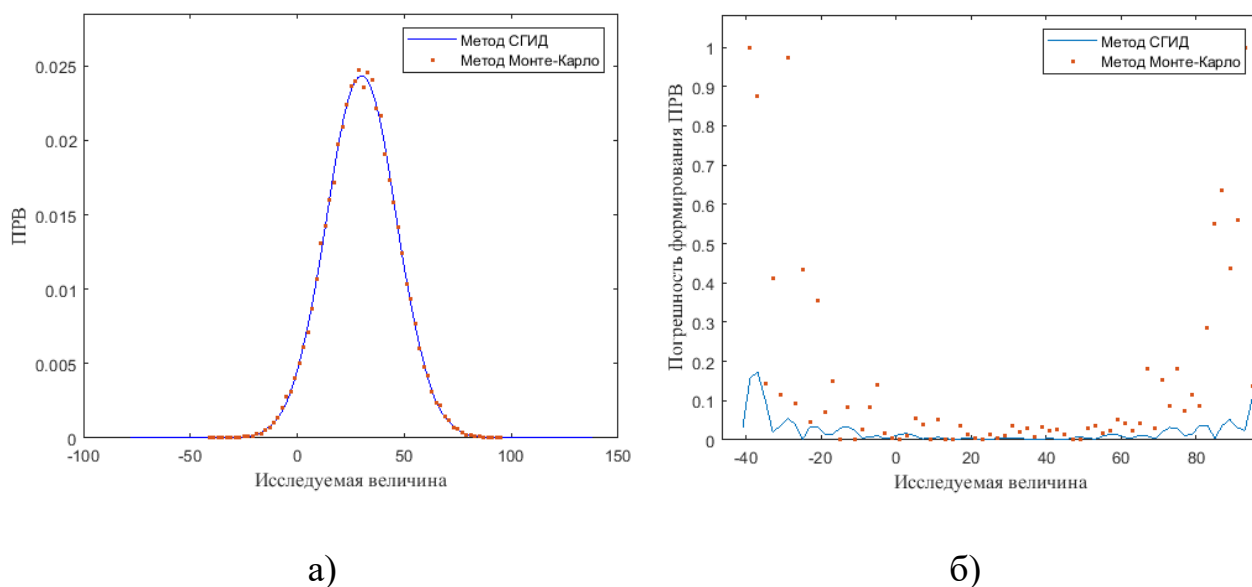


Рисунок 2.13 – ПРВ (а) и погрешность ее формирования (б)

Таблица 2.3 – Сумма шести нормальных законов

Метод	$\mu_{ФЗ}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{ФЗ}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	$\Phi_{З abs}$	$\delta_{МЕТ/МК}$	n	Время, с	χ^2
МК	69.9986	-	21.5662	-	228.924	1.0000	2985984	246.994	0.9955
СГИД	70.0000	0.0020	58.9216	173.21	364.464	0.9999		6.152	-
МК	69.9900	0.0123	21.5712	0.0231	213.659	0.7068	1771561	145.539	0.9873
СГИД	70.0000	0.0020	58.9216	173.21	364.463	0.9829		3.651	-
МК	70.2942	0.4223	21.9274	1.6748	151.145	0.5543	5000	0.402	0.7709
СГИД	70.0000	0.0020	58.9216	173.21	364.464	0.8166		0.006	-

В эксперименте: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = 0$ и $СКО = 1$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = -10$ и $СКО = 8$; $c_3(x_3)$, $c_4(x_4)$, $c_5(x_5)$, $c_6(x_6)$ – ПРВ случайных аргументов X_3 , X_4 , X_5 , X_6 , нормальный ЗРВ с параметрами $МО = 20$ и $СКО = 10$.

Таблица 2.4 – Сумма двух равномерных законов

Метод	$\mu_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	ΦZ_{abs}	$\delta_{\text{МЕТ/МК}}$	n	Время, с
МК	0.9997	-	0.4084	-	1.9982	1.0000	1000000	81.217
СГИД	1.0000	0.0300	0.4091	0.1714	1.9996	0.9998		13.282
МК	0.9977	0.2000	0.4083	0.0244	1.9938	0.5917	198025	7.546
СГИД	1.0000	0.0300	0.4091	0.1714	1.9996	0.7996		2.715
МК	1.0024	0.2701	0.4073	0.2693	1.9923	0.2759	11025	0.155
СГИД	1.0000	0.0300	0.4091	0.1714	1.9996	0.7153		0.11

В эксперименте: $c_1(x_1)$ и $c_2(x_2)$ – ПРВ случайных аргументов X_1 и X_2 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 0$ и $СКО = 1$.

Таблица 2.5 – Сумма четырех равномерных законов

Метод	$\mu_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	ΦZ_{abs}	$\delta_{\text{МЕТ/МК}}$	n	Время, с
МК	1.9996	-	0.5772	-	3.9994	1.0000	1500625	41.376
СГИД	2.0000	0.0200	0.5939	2.8932	3.9992	0.9999		5.295
МК	1.9981	0.0750	0.5773	0.0173	3.8923	0.6218	390625	10.518
СГИД	2.0000	0.0200	0.5939	2.8932	3.9992	0.9812		0.755
МК	2.0023	0.1350	0.5768	0.0693	3.6884	0.2652	50625	1.417
СГИД	2.0000	0.0200	0.5939	2.8932	3.9992	0.6028		0.078

В эксперименте: $c_1(x_1)$, $c_2(x_2)$, $c_3(x_3)$, $c_4(x_4)$ – ПРВ случайных аргументов X_1 , X_2 , X_3 , X_4 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 0$ и $СКО = 1$.

Таблица 2.6 – Сумма шести равномерных законов

Метод	$\mu_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	ΦZ_{abs}	$\delta_{\text{МЕТ/МК}}$	n	Время, с
МК	2.9891	-	0.7074	-	5.9999	1.0000	244140625	20562.32
СГИД	3.0000	0.3646	0.7358	4.0147	5.9994	1.0000		522.019
МК	2.9992	0.3378	0.7071	0.0424	5.7576	0.3881	1771561	72.567
СГИД	3.0000	0.3646	0.7358	4.0147	5.9994	0.7996		1.842
МК	3.0090	0.6657	0.7051	0.3251	5.3617	0.0753	15625	0.664
СГИД	3.0000	0.3646	0.7358	4.0147	5.9994	0.7154		0.007

В эксперименте: $c_1(x_1)$, $c_2(x_2)$, $c_3(x_3)$, $c_4(x_4)$, $c_5(x_5)$, $c_6(x_6)$ – ПРВ случайных аргументов $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$, нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 0$ и $CKO = 1$.

Вторая часть экспериментов относится к оценке вероятностных характеристик сложных ФЗ (разный вид входных законов) и схем ПЕЕЕ.

Таблица 2.7 – Сумма нормального и равномерного законов

Метод	$\mu_{ФЗ}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{ФЗ}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	ΦZ_{abs}	$\delta_{MET/MK}$	n	Время, с	χ^2
МК	0.5001	-	1.0398	-	9.1526	1.0000	198025	12.164	0.9502
СГИД	0.5000	0.0199	1.3641	31.1897	8.4378	1.0000		0.471	-
МК	0.5004	0.0599	1.0410	0.11540	7.5437	0.7338	3025	0.209	0.9229
СГИД	0.5000	0.0199	1.3641	31.1897	8.4378	0.9332		0.009	-
МК	0.5218	4.3391	1.0975	5.5491	5.8765	0.292	225	0.007	0.5187
СГИД	0.5000	0.0199	1.3641	31.1897	8.4378	0.7322		0.003	-

В эксперименте: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 0$ и $CKO = 1$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , равномерный ЗРВ с параметрами $MO = 0$ и $CKO = 1$.

Таблица 2.8 – Сумма четырех разных законов

Метод	$\mu_{ФЗ}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{ФЗ}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	ΦZ_{abs}	$\delta_{MET/MK}$	n	Время, с	χ^2
МК	-8.5000	-	8.1208	-	79.5053	1.0000	1500625	62.559	0.9996
СГИД	-8.4995	0.0058	12.4630	53.4696	79.5512	1.0000		4.219	-
МК	-8.5094	0.1105	8.1318	0.1354	72.2091	0.8790	390625	17.559	0.9994
СГИД	-8.4995	0.0058	12.4630	53.4696	79.5512	0.9695		0.823	-
МК	-8.5215	0.2529	8.1028	0.2216	69.9790	0.7471	50625	2.338	0.9156
СГИД	-8.4995	0.0058	12.4630	53.4696	79.5512	0.8698		0.069	-

В эксперименте: $c_1(x_1)$ – ПРВ случайного аргумента X_1 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = 0$ и $CKO = 1$; $c_2(x_2)$ – ПРВ случайного аргумента X_2 , нормальный ЗРВ с параметрами $MO = -10$ и $CKO = 8$; $c_3(x_3)$ – ПРВ случайного аргумента X_3 , равномерный ЗРВ с параметрами $MO = 0$ и $CKO = 1$; $c_4(x_4)$ – ПРВ случайного аргумента X_4 , экспоненциальный ЗРВ с параметром $\lambda = 1$.

Оценка пригодности использования предлагаемой методики в рамках описанной задачи проводилась на схемах разной размерности. Исследуемые ФЗ и их ЗРВ соответственно выбраны случайно. Полученные результаты также представлены в таблицах 2.9 – 2.11.

Таблица 2.9 – Потери мощности ветви №4 схемы IEEE-4

Метод	$\mu_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	$\Phi_{\text{Зabs}}$	$\delta_{\text{МЕТ/МК}}$	n	Время, с
МК	4.0646	-	1.5213	-	3.9987	1.0000	645000	1397.736
СГИД	4.0677	0.0590	1.8252	19.9763	5.9844	1.0000		819.252
МК	4.0689	0.1057	1.5443	1.5118	3.8913	0.9159	83521	170.947
СГИД	4.0677	0.0590	1.8398	20.9360	5.9844	0.9642		74.810
МК	4.0917	0.6667	1.5529	2.0771	3.5813	0.3869	6400	18.903
СГИД	4.0677	0.0590	1.8447	21.2581	5.9844	0.7856		11.513
МК	3.8975	1.6508	1.4736	3.1354	3.4011	0.0359	640	2.752
СГИД	4.0677	0.0590	1.8557	21.9812	5.9844	0.1857		2.328

Таблица 2.10 – Потери мощности ветви №1 схемы IEEE-14

Метод	$\mu_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	$\Phi_{\text{Зabs}}$	$\delta_{\text{МЕТ/МК}}$	n	Время, с
МК	5.6657	-	9.3321	-	22.9743	1.0000	3100450	6867.317
СГИД	5.6658	0.0017	13.6558	46.3314	33.4909	1.0000		4025.125
МК	5.6557	0.1765	9.1765	1.6673	22.8809	0.8052	300000	664.482
СГИД	5.6658	0.0017	13.6681	46.4632	33.4909	0.8740		389.471
МК	5.6874	0.3830	9.1889	1.5344	21.3552	0.5061	83521	176.075
СГИД	5.6658	0.0017	13.6737	46.5232	33.4909	0.6168		77.054
МК	5.4175	4.3807	9.1561	1.8859	15.1069	0.1672	6400	19.470
СГИД	5.6658	0.0017	13.7345	47.1748	33.4909	0.2759		11.858

Таблица 2.11 – Потери мощности ветви №27 схемы IEEE-57

Метод	$\mu_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\mu}(\%)$	$\sigma_{\text{ФЗ}}$	$\delta_{\sigma}(\%)$	$\Phi_{\text{Зabs}}$	$\delta_{\text{МЕТ/МК}}$	n	Время, с
МК	7.0236	-	12.6722	-	30.4784	1.0000	12140625	28504.22
СГИД	6.9695	0.7702	18.0344	42.3146	46.6717	1.0000		16707.12
МК	6.9777	0.6535	12.4525	1.7337	29.6517	0.7559	3100450	7279.356
СГИД	6.9695	0.7702	18.3440	44.7578	46.6717	0.8642		4266.633
МК	6.9876	0.5125	12.4693	1.6011	27.2895	0.3869	300000	704.351
СГИД	6.9695	0.7702	18.5552	46.4244	46.6717	0.7856		412.840
МК	6.9660	0.9055	12.4248	1.9523	25.9163	0.0359	83521	186.639
СГИД	6.9695	0.7702	19.0583	50.3945	46.6717	0.1857		81.677

По полученным данным была проведена оценка изменения относительной погрешности МО и СКО при уменьшении количества проводимых статистических испытаний для обоих методов. Определено минимально-требуемое количество испытаний для каждого из методов в зависимости от количества аргументов функции (рисунок 2.14), а также разница время затрат для достижения достоверного результата (рисунок 2.15).

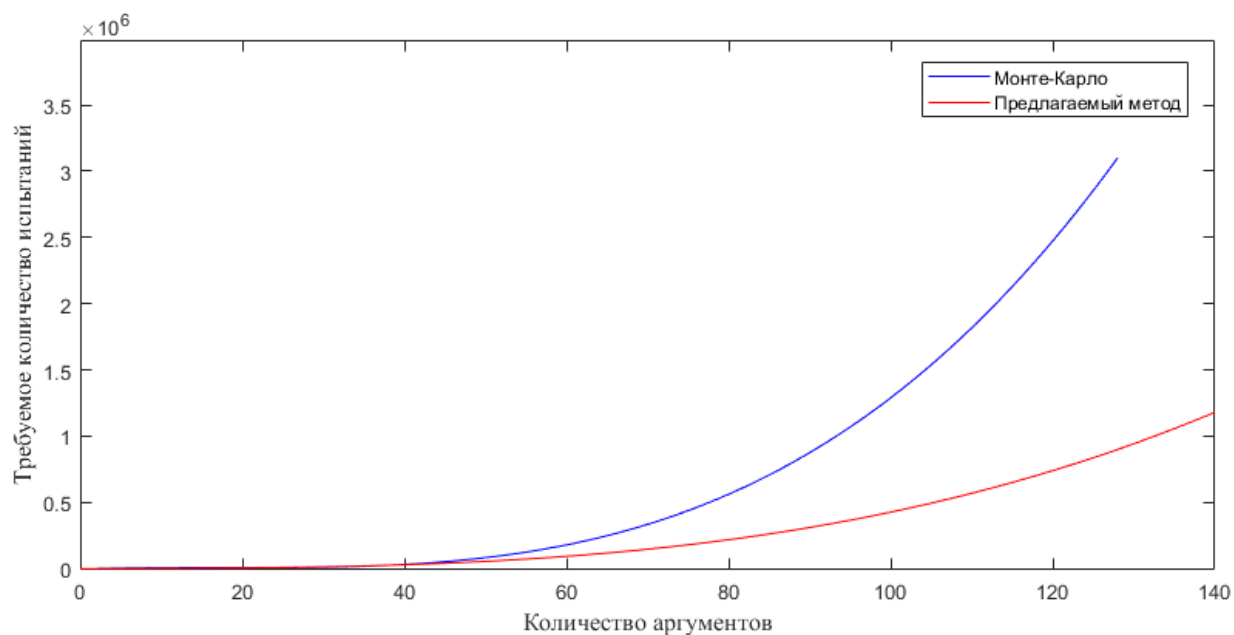


Рисунок 2.14 – Зависимость минимально-требуемого количества испытаний от количества аргументов функции

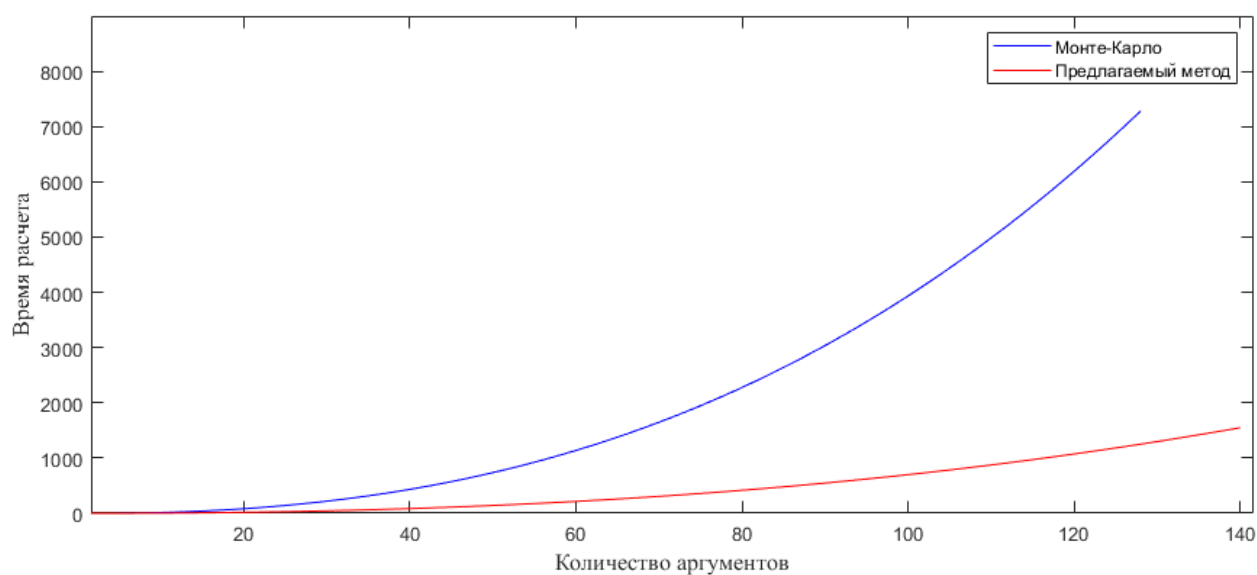


Рисунок 2.15 – Время затраты достижения достоверного результата

Эксперименты проводились с целью оценки относительных погрешностей формируемых МО и СКО обоими методами при изменении общего количества проводимых расчетов, а также определения минимально необходимого количества экспериментов для обеспечения статистической представительности результатов. Дополнительно определялась погрешность полученных вероятностных характеристик к извлеченным.

В большинстве случаев результат аналогичной (для Монте-Карло) точности предлагаемой методикой можно получить, проведя меньшее количество испытаний, при этом скорость вычисления для нормальных и смешанных законов гораздо выше (рисунок 2.16). Данный факт обусловлен использованием уже подготовленных квантилей и порядков квантилей, в то время как решение Монте-Карло подразумевает случайное создание значений аргументов каждую итерацию расчетов и время реализации зависит от МО и СКО аргументов.

Исключение составляет оценка формирования СКО, которая первоначально формируется методом Монте-Карло не в полном объеме. Тем не менее, реальные пределы изменений можно оценить исходя из предопределенных МО и СКО аргументов.

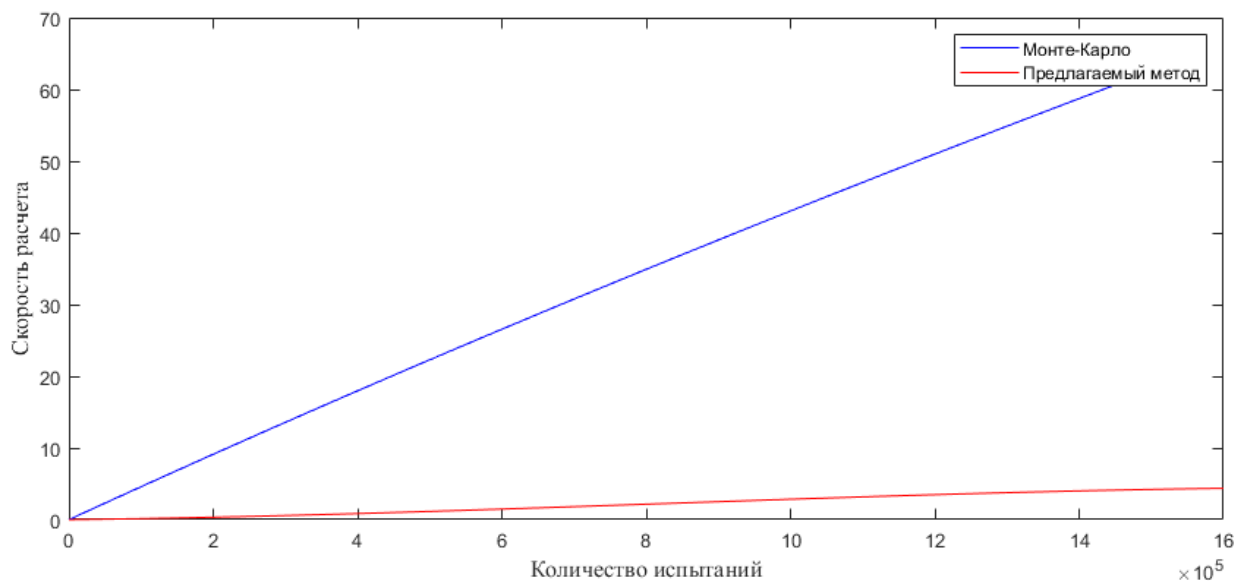


Рисунок 2.16 – Зависимость скорости вычисления методов от проводимого количества испытаний

2.4. Выводы по второй главе

1. В соответствии с представленной проблемой определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ по критерию минимизации потерь мощности в данной главе определен вероятностный подход к решению задачи посредством формирования выходных вероятностных данных ФЗ по входным вероятностным данным аргументов и последующей их оценки.

2. На основе представленного подхода разработана методика повышения достоверности формирования вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС путем расчета ПРВ ФЗ по входным вероятностно – определенным данным аргументов.

3. В соответствии с разработанной методикой реализован численный алгоритм формирования ЗРВ ФЗ, проведены исследования методики по восприимчивости к уменьшению порядка дискретизации входных данных.

4. Проведена верификация разработанной методики на примере задач малой и средней размерности. Достоверность результатов тестовых исследований подтверждается тестовым совпадением с аналогичными результатами, полученными путем аналитического и численного решений.

3. ФОРМИРОВАНИЕ ЗАКОНОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ПАРАМЕТРОВ УСТАНОВИВШЕГОСЯ РЕЖИМА ЭЭС С ВЭУ

В соответствии с верифицированной методикой разработан алгоритм его реализации для расчета установившегося режима (для определения возможных мест и объемов присоединения ВЭУ).

3.1. Постановка задачи расчета установившегося режима

На основе разработанной методики обработки входных вероятностных данных аргументов необходимо сформировать алгоритм определения ЗРВ многомерной функциональной зависимости для определения одномерных ПРВ и ФРВ параметров режимов (потоков активных и реактивных мощностей в ветвях и напряжений в узлах) электрических сетей энергосистем.

Детерминированное решение вопроса предопределяется логикой законов и методов электротехники и особенностями практического применения результатов расчетов для задач электроэнергетики [43, 46].

Данная процедура расчета УР в применении к формированию ЗРВ величин является ресурсозатратной. Это обусловлено тем, что параметры режимов после процедур обработки независимых случайных аргументов мощностей нагрузочных и генераторных узлов в функциональные зависимости (ФЗ) параметров режимов могут стать статистически зависимыми друг от друга и поэтому требующаяся для получения ЗРВ исследуемых величин совместная ПРВ параметров режимов как случайных аргументов может формироваться в виде произведения не безусловных, а условных ПРВ параметров режимов [45]. Получение же условных ЗРВ параметров режимов потребует дополнительный объем вычислений, существенно превышающий вычисления при независимых СА. Поэтому алгоритмы определения ЗРВ параметров режимов должны быть одноступенчатыми и исходить из одних и тех же независимых случайных аргументов [47, 49]: активных и реактивных мощностей нагрузочных узлов

$N_1, Q_1, \dots, N_i, Q_i, \dots$, активных мощностей и напряжений генераторных узлов $N_{r1}, U_{r1}, \dots, N_{rk}, U_{rk}, \dots$ величины и угла напряжения балансирующего узла U_ϕ, Φ_ϕ .

Между активными и реактивными мощностями нагрузочных узлов, активной мощностью и напряжением генераторных узлов электрической сети может быть вероятностная зависимость. Поскольку компоненты данных узлов обычно распределены по нормальным и равномерным ЗРВ, нормальными будут и совместные, и условные ЗРВ, а параметры последних выражаются через коэффициент корреляции. Внутриузловые зависимости между величинами никак не влияют на зависимости величин разных узлов. Зависимости между величинами разных узлов нет, поэтому алгоритм определения ЗРВ одноступенчатых функциональных зависимостей параметров режимов и электрических величин при повреждениях в сети по ЗРВ случайных аргументов принципиально остается одинаковым. В рамках же одного узла зависимость просто учитывается: при формировании совместной ПРВ случайных аргументов в произведении безусловных ПРВ в рамках каждого узла для одного аргумента используется безусловная ПРВ, а для другого аргумента условная ПРВ другого аргумента при условии, что первый аргумент принял определенное значение в своей безусловной ПРВ [77]. Например, алгоритм совместной ПРВ случайных аргументов для каждого нагрузочного узла формируется как произведение безусловной ПРВ активной мощности узла на условную ПРВ реактивной мощности этого же узла при заданном значении активной мощности или произведение безусловной ПРВ активной мощности для каждого генераторного узла на условную ПРВ напряжении этого же узла при заданном значении его активной мощности.

В соответствии со смыслом данного алгоритма ПРВ совмещений всех СА суммируются по критерию равенства каждой интересующей ФЗ некоторым ее значениям. Первоначально, формируются дискретные значения СА как квантили равновероятностных порядков из интервала $[0,1]$, которые однозначно управляются в основных его частях – формировании совместных ПРВ

случайных аргументов и интересующих функциональных зависимостей. Значения ФЗ в поставленной задаче определения ЗРВ параметров режимов формируется с одноступенчатым использованием исходных данных итеративным путем в однократном вычислительном процессе.

3.2. Расчет установившегося режима с использованием разработанной методики повышения достоверности формирования вероятностных характеристик

Изложенное далее иллюстрируется для обсуждаемой задачи ЗРВ параметров режимов [78-80]. После вычисления итеративным путем значений ФЗ параметров режимов для каждого совмещения квантилей всевозможных порядков всех СА производится расчет совместной ПРВ всех СА, которая суммируется с предыдущими аналогичными ПРВ всех СА других, ранее полученных совмещений, и таким образом формируется образ ПРВ каждой ФЗ параметров режимов (потоки активной и реактивной мощности в ветвях, величины и углы напряжений в узлах).

Суммирование совместных ПРВ случайных аргументов к ПРВ предыдущей суммы значения ПРВ случайных аргументов при формировании ПРВ функциональных зависимостей в начале реализации алгоритма и процесса суммирования невозможно осуществить, т.к. нет предыдущего заданного значения каждой ФЗ случайных аргументов. Чтобы устранить данную неопределенность, необходимо установить шкалы всех интересующих ФЗ в своем диапазоне. Делается это путем формирования базового ряда значений исследуемой ФЗ из общего числа расчётов режима равномерно, что гарантирует получение дискретных значений каждого ФЗ во всем диапазоне. Форма осуществления данной процедуры зависит от вида ФЗ. Для ряда случаев допустимо варьировать равномерно порядок квантилей всех СА от нуля до единицы и подставлять квантили одного порядка всех СА в выражения интересующих ФЗ, а для других – определять сначала границы диапазонов ФЗ, а

затем путем деления диапазонов на некоторое заданное число для всех СА, найти шаг формирования дискретных значений каждой ФЗ.

В связи с этим алгоритм формирования ПРВ всех ФЗ разделяется на две части, которые можно назвать базовой и основной. Базовая часть позволяет определить диапазон каждой ФЗ и ее дискретные значения и инициализировать все значения ФЗ и совместные ПРВ случайных аргументов как суммируемых составляющих одномерных безусловных ПРВ каждой ФЗ. Основная часть в рамках каждой ФЗ обеспечивает всевозможные совмещения всех СА и формирует при каждом совмещении значения ФЗ как квантилей разных порядков, которые сравнивают с базовой частью ФЗ. Если вычисленное значение ФЗ совпадет каким - либо ее базовым значением, то для каждого варианта совмещения квантилей СА, при котором имеет место совпадение, находятся ПРВ от квантилей каждого СА функциональной зависимости. Путем перемножения этих ПРВ находится совместное ПРВ всех СА, которое суммируется с предыдущим значением ПРВ функциональной зависимости.

Далее излагается алгоритм определения ПРВ параметров режимов и электрических величин при повреждениях.

1. Вероятностные исходные данные или ЗРВ случайных аргументов (активные и реактивные мощности нагрузочных узлов $N_1, Q_1, \dots, N_i, Q_i, \dots$, активные мощности и напряжения генераторных узлов, $N_{r1}, U_{r1}, \dots, N_{rk}, U_{rk}, \dots$ величина и угол напряжения балансирующего узла U_ϕ и Φ_ϕ) при отсутствии зависимости между активной и реактивной мощностями в нагрузочных узлах, активной мощностью и напряжением в генераторных узлах:

$$\begin{aligned} \text{ФРВ: } & f_1(n_1), f_{1q}(q_1), \dots, f_i(n_i), f_{iq}(q_i), \dots, f_{r1}(n_{r1}), f_{r1u}(u_{r1}), \dots, f_{rk}(n_{rk}), f_{rku}(u_{rk}), \dots \\ & \text{(3.1)} \\ \text{ПРВ: } & c_1(n_1), c_{1q}(q_1), \dots, c_i(n_i), c_{iq}(q_i), \dots, c_{r1}(n_{r1}), c_{r1u}(u_{r1}), \dots, c_{rk}(n_{rk}), c_{rku}(u_{rk}), \dots \end{aligned}$$

Для балансирующего узла напряжение и угол приняты неслучайными, т.е. $U_\phi = \text{const.}$ и $\Phi_\phi = 0$.

При нормальных ЗРВ и корреляционной зависимости между активной и реактивной мощностями нагрузочных узлов, активной мощностью и напряжением генераторных узлов исходными данными являются безусловные и условные ФРВ и ПРВ обоих компонентов каждого узла, т.к. при формировании совместной ПРВ всех СА перемножаются безусловная ПРВ одного из компонентов каждого узла и условная ПРВ другого компонента этого узла [65]. Предпочтение обычно уделяется в качестве безусловного ЗРВ активной мощности узла, а условный ЗРВ достается реактивной мощности в нагрузочном узле, напряжению в генераторном узле, т.е.:

$$\begin{aligned}
 \text{ФРВ: } & f_1(n_1), f_{1q}^{n_1}(q_1/n_1), \dots, f_i(n_i), f_{iq}^{n_i}(q_i/n_i), \dots, \\
 & f_{r1}(n_{r1}), f_{r1u}^{n_{r1}}(u_{r1}/n_{r1}), \dots, f_{rk}(n_{rk}), f_{rku}^{n_{rk}}(q_{rk}/n_{rk}), \dots \\
 \text{ПРВ: } & c_1(n_1), c_{1q}^{n_1}(q_1/n_1), \dots, c_i(n_i), c_{iq}^{n_i}(q_i/n_i), \dots, \\
 & c_{r1}(n_{r1}), c_{r1u}^{n_{r1}}(u_{r1}/n_{r1}), \dots, c_{rk}(n_{rk}), c_{rku}^{n_{rk}}(q_{rk}/n_{rk}), \dots
 \end{aligned} \tag{3.2}$$

Чтобы сформировать нормальные условные ФРВ и ПРВ, необходимо задание парных коэффициентов корреляции между активной и реактивной мощностями каждого нагрузочного узла $r(N_1, Q_1), \dots, r(N_i, Q_i), \dots$ и каждого генераторного узла $r(N_{r1}, U_{r1}), \dots, r(N_{rk}, U_{rk}), \dots$. Также для этой же цели необходимы математические ожидания (МО): $m(N_1), m(Q_1), \dots, m(N_i), m(Q_i), \dots, m(N_{r1}), m(U_{r1}), \dots, m(N_{rk}), m(U_{rk}), \dots$ и среднеквадратические отклонения (СКО): $\sigma(N_1), \sigma(Q_1), \dots, \sigma(N_i), \sigma(Q_i), \dots, \sigma(N_{r1}), \sigma(U_{r1}), \dots, \sigma(N_{rk}), \sigma(U_{rk}), \dots$. По перечисленным моментным характеристикам (моментам): при нормальных ЗРВ вычисляются МО и СКО условных нормальных ЗРВ $m(Q_1/N_1), \dots, m(Q_i/N_i), \dots, m(U_{r1}/N_{r1}), \dots, m(U_{rk}/N_{rk}), \dots$, например, для i -го нагрузочного узла:

$$m(Q_i/n_i) = m(Q_i) + r(N_i, Q_i) \frac{\sigma(Q_i)}{\sigma(N_i)} [n_i - m(N_i)], \quad \sigma(Q_i/n_i) = \sigma(Q_i) \sqrt{1 - r^2(N_i, Q_i)} \tag{3.3}$$

2. Выбор количества и самих значений порядков квантилей ФРВ случайных аргументов из диапазона $[0,1]$: $0, p_1, \dots, p_j, \dots, 1$ с равномерным шагом.

3. Подготовка базовой системы квантилей СА и составляющих ПРВ функциональных зависимостей параметров режимов. Базовая система выделена для построения дискретной системы значений всех ФЗ, каждой в своем фактическом диапазоне, которые используются как критерии перебора. Эти значения ФЗ в процессе перебора всего континуума вариантов всех СА как квантилей заданных порядков не будут меняться, а по окончании процесса перебора с помощью нормирующего коэффициента для каждой ФЗ становятся квантилями известного порядка.

Решение разворачивается для всех вариантов квантилей СА для случаев отсутствия зависимостей между парами компонентов в узлах и при наличии между этими парами корреляционной зависимости.

Порядок 0

При отсутствии зависимости между компонентами в узлах сети

Квантили нулевого порядка СА:

$$\begin{aligned} n_{i0} = f_i^{-1}(0), q_{i0} = f_{iq}^{-1}(0), \dots, n_{i0} = f_{il}^{-1}(0), q_{i0} = f_{iq}^{-1}(0), \dots, \\ n_{r10} = f_{r1}^{-1}(0), u_{r10} = f_{r1u}^{-1}(0), \dots, n_{rk0} = f_{rk}^{-1}(0), u_{rk0} = f_{rku}^{-1}(0), \dots \end{aligned} \quad (3.4)$$

Значения ПРВ случайных аргументов от квантилей СА нулевого порядка:

$$c_1(n_{i0}), c_{iq}(q_{i0}), \dots, c_i(n_{i0}), c_{iq}(q_{i0}), \dots, c_{r1}(n_{r10}), c_{r1u}(u_{r10}), \dots, c_{rk}(n_{rk0}), c_{rku}(u_{rk0}), \dots \quad (3.5)$$

Значение совместной ПРВ случайных аргументов от квантилей СА нулевого порядка:

$$c_1(n_{i0}) \cdot c_{iq}(q_{i0}), \dots, c_i(n_{i0}) \cdot c_{iq}(q_{i0}), \dots, c_{r1}(n_{r10}) \cdot c_{r1u}(u_{r10}) \cdot \dots \cdot c_{rk}(n_{rk0}) \cdot c_{rku}(u_{rk0}), \quad (3.6)$$

При наличии между парами компонентов в узлах корреляционной зависимости:

Квантили нулевого порядка:

$$n_{i0} = f_i^{-1}(0), q_{i0} = (f_{iq}^{n_i})^{-1}(0), \dots, n_{i0} = f_{il}^{-1}(0), q_{i0} = (f_{iq}^{n_i})^{-1}(0), \dots, \quad (3.7)$$

$$n_{r10} = f_{r1}^{-1}(0), u_{r10} = (f_{r1u}^{r1})^{-1}(0), \dots, n_{rk0} = f_{rk}^{-1}(0), u_{rk0} = (f_{rku}^{rk})^{-1}(0), \dots$$

Значения ПРВ случайных аргументов от квантилей СА нулевого порядка:

$$\begin{aligned} c_1(n_{10}), c_{1q}^{n_1}(q_{10}/n_{10}), \dots, c_i(n_{i0}), c_{iq}^{n_i}(q_{i0}/n_{i0}), \dots, \\ c_{r1}(n_{r10}), c_{r1u}^{r1}(u_{r10}/n_{r10}), \dots, c_{rk}(n_{rk0}), c_{rku}^{rk}(u_{rk0}/n_{rk10}), \dots \end{aligned} \quad (3.8)$$

Значение совместной ПРВ случайных аргументов от квантилей СА нулевого порядка:

$$\begin{aligned} c_1(n_{10}) \cdot c_{1q}^{n_1}(q_{10}/n_{10}) \cdots c_i(n_{i0}) \cdot c_{iq}^{n_i}(q_{i0}/n_{i0}) \cdots \\ c_{r1}(n_{r10}) \cdot c_{r1u}^{r1}(u_{r10}/n_{r10}) \cdots c_{rk}(n_{rk0}) \cdot c_{rku}^{rk}(u_{rk0}/n_{rk10}) \end{aligned} \quad (3.9)$$

Выполняется программно-вычислительный итерационный процесс по расчету параметров режимов с вариантом исходных данных в виде квантилей нулевого порядка. В результате получаются первые значения ФЗ из их диапазонов как параметры режимов типа потоков активной и реактивной мощностей у внешних концов ветвей продольных элементов (головных ветвей линий), величин и углов напряжений узлов, активной и реактивной мощностей, величин и углов токов генераторных и двигательно-нагрузочных узлов.

Запускается другой программно-вычислительный итерационный процесс по расчету интересующих электрических величин и их отношений. В результате получаются значения других ФЗ, ассоциированных с квантилями СА порядка 0. Далее могут быть проведены расчеты еще некоторых интересующих дополнительных ФЗ на основе всех ранее полученных ФЗ, ассоциированных с квантилями всех СА нулевого порядка. Полученные значения всех ФЗ являются квантилями неизвестного порядка, а сумма совместных ПРВ случайных аргументов всевозможных порядков по критерию одного и того значения каждой ФЗ в последующем переборе квантилей СА всех вариантов порядков обеспечивает в случае дискретного континуума СА формирование значений ПРВ каждой ФЗ, ФРВ функциональных зависимостей будут приближаться к предельным значениям в условиях принятой дискретизации аргументов. Полученные же первые значения ФЗ при квантилях нулевого порядка СА являются истинными значениями каждой ФЗ, а совместные ПРВ являются

вероятностными составляющими, которые в идеальном случае (непрерывные) могли бы сформировать истинные значения ЗРВ функциональных зависимостей.

Порядок p_1

При отсутствии зависимости между компонентами в узлах:

Квантили порядка p_1 :

$$\begin{aligned} n_{1p_1} = f_1^{-1}(p_1), q_{1p_1} = f_{1q}^{-1}(p_1), \dots, n_{ip_1} = f_{ip_1}^{-1}(p_1), q_{ip_1} = f_{iq}^{-1}(p_1), \dots, \\ n_{r_1p_1} = f_{r_1}^{-1}(p_1), u_{r_1p_1} = f_{r_1u}^{-1}(p_1), \dots, n_{rkp_1} = f_{rk}^{-1}(p_1), u_{rkp_1} = f_{rku}^{-1}(p_1), \dots \end{aligned} \quad (3.10)$$

Значения ПРВ случайных аргументов от квантилей СА нулевого порядка

p_1 :

$$\begin{aligned} c_1(n_{1p_1}), c_{1q}(q_{1p_1}), \dots, c_i(n_{ip_1}), c_{iq}(q_{ip_1}), \dots, \\ c_{r_1}(n_{r_1p_1}), c_{r_1u}(u_{r_1p_1}), \dots, c_{rk}(n_{rkp_1}), c_{rku}(u_{rkp_1}), \dots \end{aligned} \quad (3.11)$$

Значение совместной ПРВ случайных аргументов от квантилей СА порядка p_1 :

$$\begin{aligned} c_1(n_{1p_1}) \cdot c_{1q}(q_{1p_1}), \dots, c_i(n_{ip_1}) \cdot c_{iq}(q_{ip_1}), \dots, \\ c_{r_1}(n_{r_1p_1}) \cdot c_{r_1u}(u_{r_1p_1}) \dots c_{rk}(n_{rkp_1}) \cdot c_{rku}(u_{rkp_1}), \dots \end{aligned} \quad (3.12)$$

При наличии между парами компонентов в узлах корреляционной зависимости:

Квантили порядка p_1 :

$$\begin{aligned} n_{1p_1} = f_1^{-1}(p_1), q_{1p_1} = (f_{1q}^{n_1})^{-1}(p_1), \dots, n_{ip_1} = f_{i1}^{-1}(p_1), q_{ip_1} = (f_{iq}^{n_i})^{-1}(p_1), \dots, \\ n_{r_1p_1} = f_{r_1}^{-1}(p_1), u_{r_1p_1} = (f_{r_1u}^{r_1})^{-1}(p_1), \dots, n_{rkp_1} = f_{rk}^{-1}(p_1), u_{rkp_1} = (f_{rku}^{rk})^{-1}(p_1), \dots \end{aligned} \quad (3.13)$$

Значения ПРВ случайных аргументов от квантилей СА порядка p_1 :

$$\begin{aligned} c_1(n_{1p_1}), c_{1q}^{n_1}(q_{1p_1}/n_{1p_1}), \dots, c_i(n_{ip_1}), c_{iq}^{n_i}(q_{ip_1}/n_{ip_1}), \dots, \\ c_{r_1}(n_{r_1p_1}), c_{r_1u}^{r_1}(u_{r_1p_1}/n_{r_1p_1}), \dots, c_{rk}(n_{rkp_1}), c_{rku}^{rk}(u_{rkp_1}/n_{rkp_1}), \dots \end{aligned} \quad (3.14)$$

Значение совместной ПРВ случайных аргументов от квантилей СА нулевого порядка p_1 :

$$c_1(n_{1p_1}) \cdot c_{1q}^{n_1}(q_{1p_1}/n_{1p_1}) \cdots c_i(n_{ip_1}) \cdot c_{1q}^{n_i}(q_{ip_1}/n_{ip_1}) \cdots$$

$$c_{r1}(n_{r1p_1}) \cdot c_{r1u}^{r1}(u_{r1p_1}/n_{r1p_1}) \cdots c_{rk}(n_{rkp_1}) \cdot c_{rku}^{rk}(u_{rkp_1}/n_{rkp_1}) \cdots \quad (3.15)$$

Выполняется программно-вычислительный итерационный процесс по расчету параметров режимов с вариантом исходных данных в виде квантилей порядка p_1 . В результате получают первые значения ФЗ из их диапазонов как параметры.

Перечень действий, преобразований, процедур с дальнейшими квантилями СА одинакового порядка $\dots, p_j, \dots, 1$ (базовая система СА) будет аналогичным как и при приведенных выше квантилях нулевого порядка и порядка p_1 . После осуществления вычислений с квантилями СА одинакового порядка по всему диапазону порядков $0, p_1, \dots, p_j, \dots, 1$ становятся известными все дискретные значения всех ФЗ, как квантилей неизвестных порядков. Эти порядки будут формироваться в алгоритме перебора вариантов СА. По окончании базовой процедуры при каждом значении каждой ФЗ имеет место инициализация в виде совместной ПРВ всех СА как квантилей одного порядка.

4. Далее начинается перебор всех вариантов квантилей СА разных порядков. При переборе всех вариантов квантилей СА по критерию равенства каждой ФЗ от значений этих квантилей первоначальному значению ФЗ при квантилях СА одного порядка, значения совместных ПРВ от значений этих же квантилей суммируются. Отличие только в том, что порядки квантилей разных СА не одинаковые, а всевозможные из значений ряда $0, p_1, \dots, p_j, \dots, 1$.

При отсутствии зависимости между компонентами в узлах:

Квантили СА порядков $0; \dots; 0,07; \dots; 0,12; \dots; 0,78; \dots; 0,19; \dots; 0,56; \dots; 0,15; \dots; 0,91; \dots$

$$n_{10} = f_1^{-1}(0), q_{10,07} = f_{1q}^{-1}(0,07), \dots, n_{i0,91} = f_i^{-1}(0,91), q_{i0,15} = f_{iq}^{-1}(0,15), \dots$$

$$n_{r10,78} = f_{r1}^{-1}(0,78), u_{r10,12} = f_{r1u}^{-1}(0,12), \dots, n_{rk0,56} = f_{rk}^{-1}(0,56), u_{rk0,91} = f_{rku}^{-1}(0,91), \dots \quad (3.16)$$

Значения ПРВ случайных аргументов от квантилей СА разных порядков:

$$\begin{aligned}
& c_1(n_{10}), c_{1q}(q_{10,07}), \dots, c_i(n_{i0,12}), c_{iq}(q_{i0,78}), \dots, \\
& c_{r1}(n_{r10,19}), c_{r1u}(u_{r10,56}), \dots, c_{rk}(n_{rk0,15}), c_{rku}(u_{rk0,91}), \dots
\end{aligned} \tag{3.17}$$

Значение совместной ПРВ случайных аргументов от квантилей СА разных порядков:

$$\begin{aligned}
& c_1(n_{10}) \cdot c_{1q}(q_{10,07}) \cdot \dots \cdot c_i(n_{i0,12}) \cdot c_{iq}(q_{i0,78}) \cdot \dots \\
& c_{r1}(n_{r10,19}) \cdot c_{r1u}(u_{r10,56}) \cdot \dots \cdot c_{rk}(n_{rk0,15}) \cdot c_{rku}(u_{rk0,91}) \cdot \dots
\end{aligned} \tag{3.18}$$

При наличии между парами компонентов в узлах корреляционной зависимости:

Квантили разных порядков:

$$\begin{aligned}
n_{10} &= f_1^{-1}(0), q_{10} = (f_{1q}^{n_1})^{-1}(0), \dots, n_{i0,12} = f_{il}^{-1}(0,12), q_{(i+1)0,78} = f_{(i+1)q}^{-1}(0,78), \\
n_{i0,12} &= f_{il}^{-1}(0,15), q_{i0,15} = (f_{iq}^{n_i})^{-1}(0,15), \dots, \\
n_{r10,19} &= f_{r1}^{-1}(0,19), u_{r1u0,56} = (f_{r1u}^{n_{r1}})^{-1}(0,56), \dots, \\
n_{rk0,78} &= f_{rk}^{-1}(0,78), u_{(rk+1)0,91} = f_{(rk+1)u}^{-1}(0,91), \dots
\end{aligned} \tag{3.19}$$

Значения ПРВ случайных аргументов от квантилей СА разных порядков:

$$\begin{aligned}
& c_1(n_{10}), c_{1q}^{n_1}(q_{10}/n_{10}), \dots, c_i(n_{i0,12}), c_{iq}^{n_i}(q_{i0,12}/n_{i0,12}), \dots, \\
& c_{r1}(n_{r10,19}), c_{r1u}^{n_{r1}}(u_{r10,19}/n_{r10,19}), \dots, c_{rk}(n_{rk0,78}), c_{(rk+1)u}(u_{(rk+1)0,91}), \dots
\end{aligned} \tag{3.20}$$

Значение совместной ПРВ случайных аргументов от квантилей СА разных порядков:

$$\begin{aligned}
& c_1(n_{10}) \cdot c_{1q}^{n_1}(q_{10}/n_{10}) \cdot \dots \cdot c_i(n_{i0,12}) \cdot c_{iq}^{n_i}(q_{i0,12}/n_{i0,12}) \cdot \dots \\
& c_{r1}(n_{r10,19}) \cdot c_{r1u}^{n_{r1}}(u_{r10,56}/n_{r10,19}) \cdot \dots \cdot c_{rk}(n_{rk0,78}) \cdot c_{(rk+1)u}(u_{(rk+1)0,91}), \dots
\end{aligned} \tag{3.21}$$

Выполняется программно-вычислительный итерационный процесс по расчету параметров режимов с вариантом исходных данных как квантилей разных порядков, аналогично предыдущим процессам.

Как было отмечено ранее в описании методики, по окончании перебора всех возможных порядков квантилей значения искомой одномерной ПРВ каждой функциональной зависимости не будет достигнута, т.к. в переборе значений ФЗ в системе дискретных СА формирование значений каждой ФЗ, а значит и ее

одномерной ПРВ принимают участие не все значения совместной ПРВ каждого многомерного интервала СА, определяемого дискретизацией, а только одно, как представитель этого интервала. Поэтому полученные значения ПРВ каждой ФЗ будут ниже истинных ее значений. Но соотношение между истинными и полученными значениями ПРВ каждой ФЗ будут одинаковы, т.к. достоверность формирования значений ПРВ определяется одними и теми же условиями дискретизации, и алгоритмом выбора. Поэтому соотношение между истинными и полученными после перебора значениями ПРВ каждой ФЗ будет одинаковым для любого значения ФЗ, в том числе и для максимального значения ФЗ, при котором значение ФРВ каждой ФЗ равно единице.

Полученные значения ПРВ и ФРВ каждой ФЗ при дискретных квантилях СА, определяемыми в рассматриваемом случае порядками типа ряда $0; \dots; 0,07; \dots; 0,12; \dots; 0,15; \dots; 0,19; \dots; 0,56; \dots; 0,78; \dots, 0,91; \dots$, являются истинными в рамках дискретизации законами распределения всевозможных вероятностей всех ФЗ.

В случае изменения части подготовки значений многочисленных ФЗ, а именно, обеспечения их формирования не через равновероятностные квантили всех СА, а через определение границ диапазонов ФЗ. При осуществлении такой процедуры отпадает необходимость выполнения всех базовых расчетов значений ФЗ по квантилям СА одного порядка, а перебор всех совмещений СА и соответствующих им значений ФЗ и совместных ПРВ всех СА, суммируемых по критерию равенства значениям каждой ФЗ, выполняется так же, как и при формировании значений ФЗ через квантили аргументов одного и того же порядка.

3.3. Подготовка исходных данных ВЭУ

Также, в рамках разработанного алгоритма, требуется определить входные данные ВЭУ [64, 66]. Для решения этого вопроса было решено дополнить основной алгоритм расчета установившегося режима использованием обоснованных вероятностных данных ветрогенераторов, что в совокупности с

вероятностными данными классической нагрузки и генерации ЭЭС позволит проводить недетерминированные вычисления установившихся режимов ЭЭС.

Для этого формируется соответствующая модель и вероятностные характеристики ветрогенератора, способного на базе реальных замеров временных законов ветра с использованием методов аппроксимации и критериев согласия Пирсона и Колмогорова-Смирнова функционировать должным образом [89, 90]. В связи с этим, формируемая модель ветротурбины должна отвечать следующим требованиям:

1) использование полных и верифицированных данных временных рядов ветра, не искусственно установленных законов или выбранных из заданного списка, а аппроксимированных по реальным замерам;

2) использование контролируемой дискретизации для учета ветров редкой повторяемости, применение единой шкалы выборки для всех аргументов ЭЭС (генерация, нагрузка, ветряная турбина);

3) возможность стохастического расчета ЭЭС и получения достоверных вероятностных характеристик параметров системы на всем интервале данных формирования плотности вероятности в соответствии с логикой разработанного.

Для приведения временных рядов ветра к конкретной высоте, будут использованы сведения о закономерности изменения скорости ветра с высотой, определяемые экспоненциальным законом Хелмана.

В рамках подключения ВЭУ большой мощности делается допущение, что моделируемый объект будет рассматриваться с теми же вероятностными характеристиками, что и единичный агрегат. В случае рассмотрения большого ветропарка часто встает вопрос взаимовлияния ветрогенераторов при разной схеме и дальности установки друг от друга. Это связано с природой извлекаемой мощности, т.к. в ходе прохождения ветром лопастей ветрогенератора его скорость снижается, тем самым на последующие ветрогенераторы попадает меньше ветра, что определяется как теневой эффект. Решение вопроса оптимальной компоновки ВЭУ в составе ветрофермы включает в себя

моделирование возможных положений (географического размещения) ВЭУ с использованием метода Монте-Карло в совокупности с генетическим алгоритмом, или другим многокритериальным оптимизационным, для достижения максимальной вырабатываемой мощности. Поставленная в работе задача определения оптимального объема и места подключения не предполагает формирования оптимальной выработки со стороны ВЭУ, а реализует алгоритм с учетом не превышения контролируемых параметров ЭЭС. Таким образом, в рамках поставленной задачи данный вопрос не рассматривался

После формирования вероятностной модели ветротурбины и заданных мест подключения необходимо задать ветрогенератор как P-Q или P-V узел [67]. В случае P-Q модели задается активная мощность как функция от кривой мощности ветротурбины, реактивная мощность как функция активной мощности, и напряжение на выводах генератора. Если первоначально определяется напряжение установки, а реактивная мощность регулируема, то узел можно рассматривать как P-V модель. На практике эти два типа моделей узлов взаимозаменяемы.

В случае моделирования ВЭУ в качестве узла P-Q предполагается, что ветротурбина работает в режиме регулирования коэффициента мощности, т. е. начальное значение реактивной мощности равно нулю. В случае моделирования ВЭУ в качестве P-V (регулирование напряжения) – применяются ограничения по реактивной мощности. Для диспетчеризуемых генераторов необходимо определить «тип» = 2 (P-V) и обозначить данные генератора. Для недиспетчируемых генераторов (таких как энергия ветра) необходимо установить узел как «тип» = 1 (P-Q) и определить мощность, вводимую в качестве отрицательной нагрузки.

Однако, в настоящее время одним из основных направлений развития и управления ЭЭС с ВЭУ является поддержание заданного уровня напряжения на шинах. В соответствии с этим, ветрогенератор будет подключен к сети в качестве P-V узла, чтобы иметь возможность задавать необходимое напряжение, в том числе в недетерминированной форме. Логика экспериментальных исследований

заключается в вероятностном анализе ветротурбины, который требует использования генератора ветротурбины в качестве управляемого объекта, в то время как моделирование типа P-Q лучше подходит для детерминированных единичных случаев расчета ЭЭС с ВЭУ. Причем, разрабатываемый алгоритм позволяет учитывать все четыре существующих типов ВЭУ.

3.4. Выводы по третьей главе

1. В соответствии с представленной в предыдущей главе методикой повышения достоверности формирования вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС сформирован алгоритм определения законов распределения вероятностей параметров установившегося режима ЭЭС с ВЭУ.

2. Для основного математически моделируемого оборудования ЭЭС разработаны соответствующие вероятностно-определенные модели.

3. Разработана вероятностно-определенная модель ВЭУ, основанная на аппроксимации входных временных рядов ветра с оценкой достоверности критериями согласия, учитывающая ветра редкой повторяемости.

4. РАЗРАБОТКА И ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ МЕТОДИКИ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОПТИМАЛЬНЫХ ОБЪЕМОВ И МЕСТ ПОДКЛЮЧЕНИЯ ВЭУ

4.1. Используемые программные средства моделирования

Для качественного моделирования поведения ЭЭС с ВЭУ в вероятностном формате требуется использование моделей с возможностью учета стохастических изменений. Основные программные средства расчета режимов ЭЭС на данный момент - Eurostag, PSS®E, APM CP3A и т.д. используют в своей основе детерминированные методы и мало приспособлены для стохастического моделирования ЭЭС. Для получения вероятностных характеристик используют единичные расчеты, либо запланированное количество расчетов с рандомно заданной мощностью ветротурбины и вероятностными характеристиками, соответственно.

В данном разрезе, актуальным программным средством является Matpower, представляющий собой надстройку пакета прикладных программ Matlab®. Matpower используется с целью расчета и анализа распределения потоков мощностей в ветвях ЭЭС и поиска оптимальных состояний системы [59]. Также, в функции программы заложены возможности расчета как простых детерминированных случаев, при рассмотрении ряда экономических вопросов, так и стохастических, связанных с решением проблем при включении непредвиденных объемов нагрузки и резерва мощности, в совокупности с обеспечением оптимальных денежных затрат. Программа обладает гибкостью в настройке и изменении параметров входных и выходных данных, имеет обширную базу данных тестовых IEEE систем.

К особенностям комплекса также можно отнести возможность обработки систем большой размерности. Кроме того, все исполняемые функции полностью доступны для редактирования и расположены в m-файлах, которые свободны к использованию и модернизации.

4.2. Описание используемых тестовых схем

В первую очередь, реализуется алгоритм определения вероятностных параметров установившихся режимов для предварительного определения возможных мест присоединения ВЭУ. Для данных целей были отобраны две тестовые схемы из ряда стандартных схем, используемых для решения научных и инженерных задач, а именно – IEEE-14 и IEEE-57. Данные схемы выбраны, чтобы показать, что методика и алгоритм реализации могут быть адаптированы к задачам более крупных ЭЭС.

Схема IEEE-14 (рисунок 4.1) отображает часть среднезападной системы США от февраля 1962 года и была составлена в качестве испытательной в 1993 году. Схема не модернизирована, включает в себя 14 узлов, из которых в 5 узлах действуют синхронные машины и в 11 сконцентрированы потребители электроэнергии. Базисная мощность системы – 100 МВА. Баланс мощностей обеспечивает наличие ШБМ. Подробная информация изложена в технической документации [9, 58]. Данная схема в отличие от многих других обладает широкими возможностями по регулированию напряжения, благодаря значительному числу компенсаторов и генераторов.

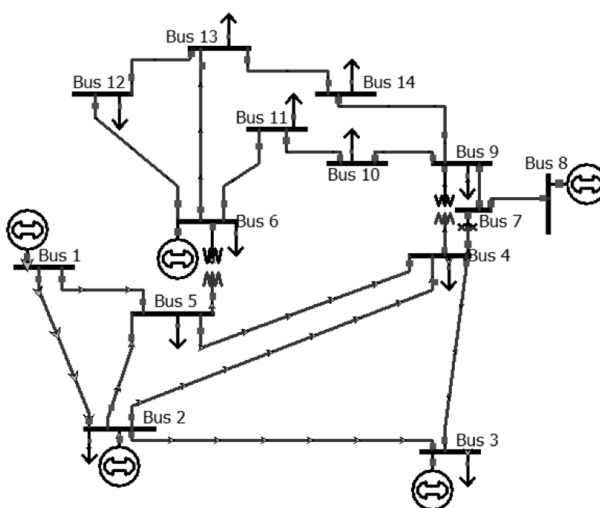


Рисунок 4.1 – Тестовая схема IEEE-14

Схема IEEE-57 (рисунок 4.2) отображает часть среднезападной системы США от первой половины 60-х годов и была составлена в качестве испытательной в 1993 году. Схема не модернизирована, включает в себя 57

узлов, из которых в 7 расположены генераторы и в 42-х сконцентрированы потребители. Базисная мощность системы также 100 МВА, баланс мощностей также обеспечивает ШБМ. Подробные данные представлены в документации [74]. Для линий этой схемы не заданы пределы передаваемой мощности.

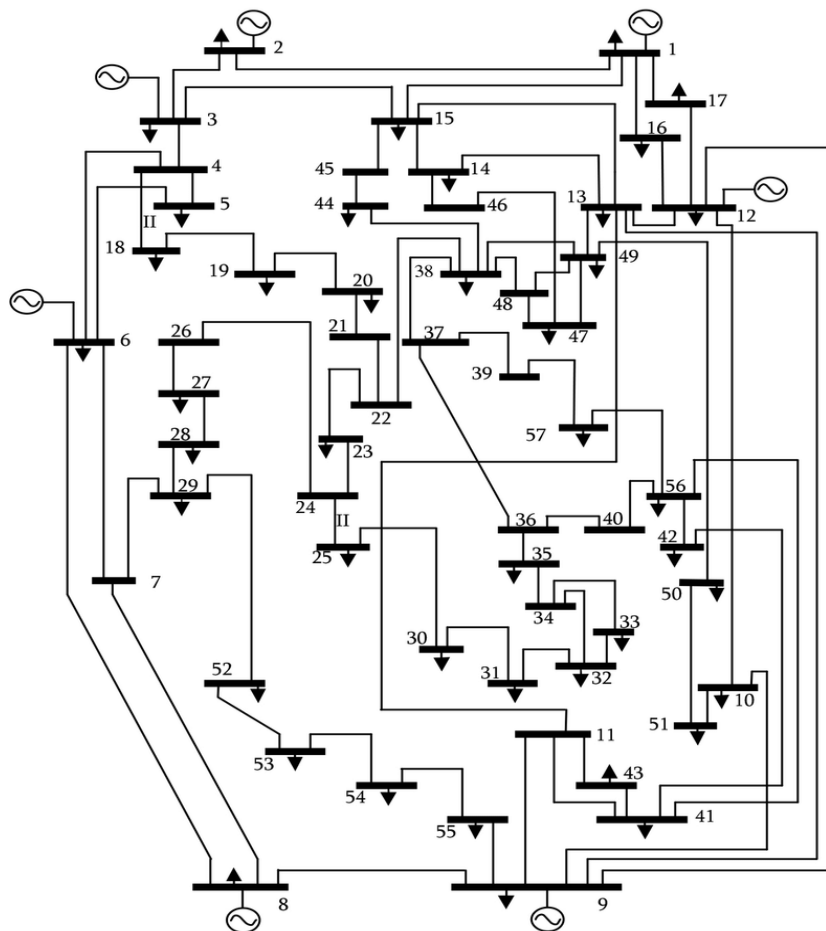


Рисунок 4.2 – Тестовая схема IEEE-57

4.3. Формирование ЗРВ входных параметров ЭЭС

Входные данные, а именно активная и реактивная мощность нагрузок, активная мощность и напряжение на генераторах, устанавливаются в соответствии со статистическими данными по средним зимним максимумам и летним минимумам, согласно замерам органов ОИК, и определенной во второй главе методикой формирования исходных данных. Фактически, в рамках методики нет практических ограничений на пределы регулирования параметров. Сначала определяются порядки квантилей, МО и СКО для каждой варьируемой величины, а затем формируются массивы исходных данных в соответствии с рассчитанными ЗРВ узлов, загружаемые в общий алгоритм (рисунок 4.3).

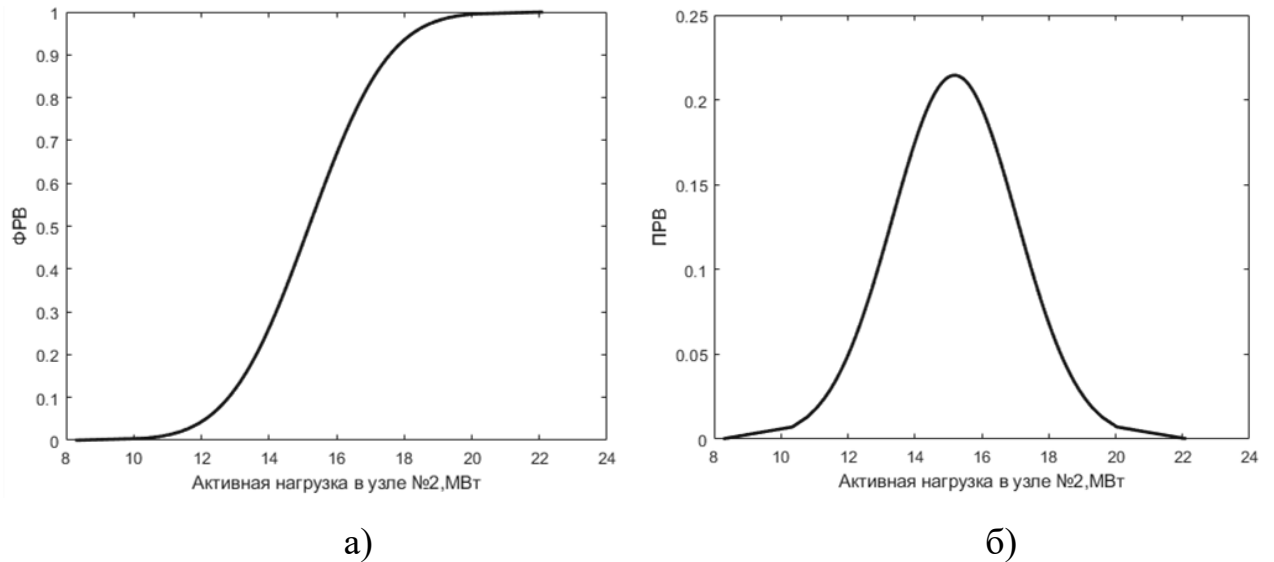


Рисунок 4.3 – ФРВ (а) и ПРВ (б) активной нагрузки на шине №4

Таблица 4.1 – ЗРВ активной мощности нагрузки №2 IEEE-14.

№ квантиля	Квантили нагрузки №2	МО	СКО	ФРВ	ПРВ
1	8,272629	15,19	1,86	0,0001	0,00021
2	11,971016			0,0418	0,04797
3	12,618641			0,0834	0,08248
4	13,051027			0,1251	0,11072
...
n	22,107370			0,9999	0,00021

Таблица 4.2 – ЗРВ реактивной мощности нагрузки №2 IEEE-14.

№ квантиля	Квантили нагрузки №2	МО	СКО	ФРВ	ПРВ
1	4,841584	8,89	1,08	0,0001	0,00036
2	7,006078			0,0418	0,08197
3	7,385103			0,0834	0,14094
4	7,638159			0,1251	0,18918
...
n	12,938415			0,9999	0,00036

После формирования всех СА системы требуется сконфигурировать систему расчетов Matpower, установив требуемые настройки сети, метод решения и отслеживаемые выходные данные.

4.4. Расчет установившегося режима

Решение системы уравнений ЭЭС будет осуществляться посредством обобщенного метода Ньютона для расчета установившихся режимов электрических систем [60], поскольку при прочих равных условиях он обеспечивает наиболее быстрое решение системы уравнений.

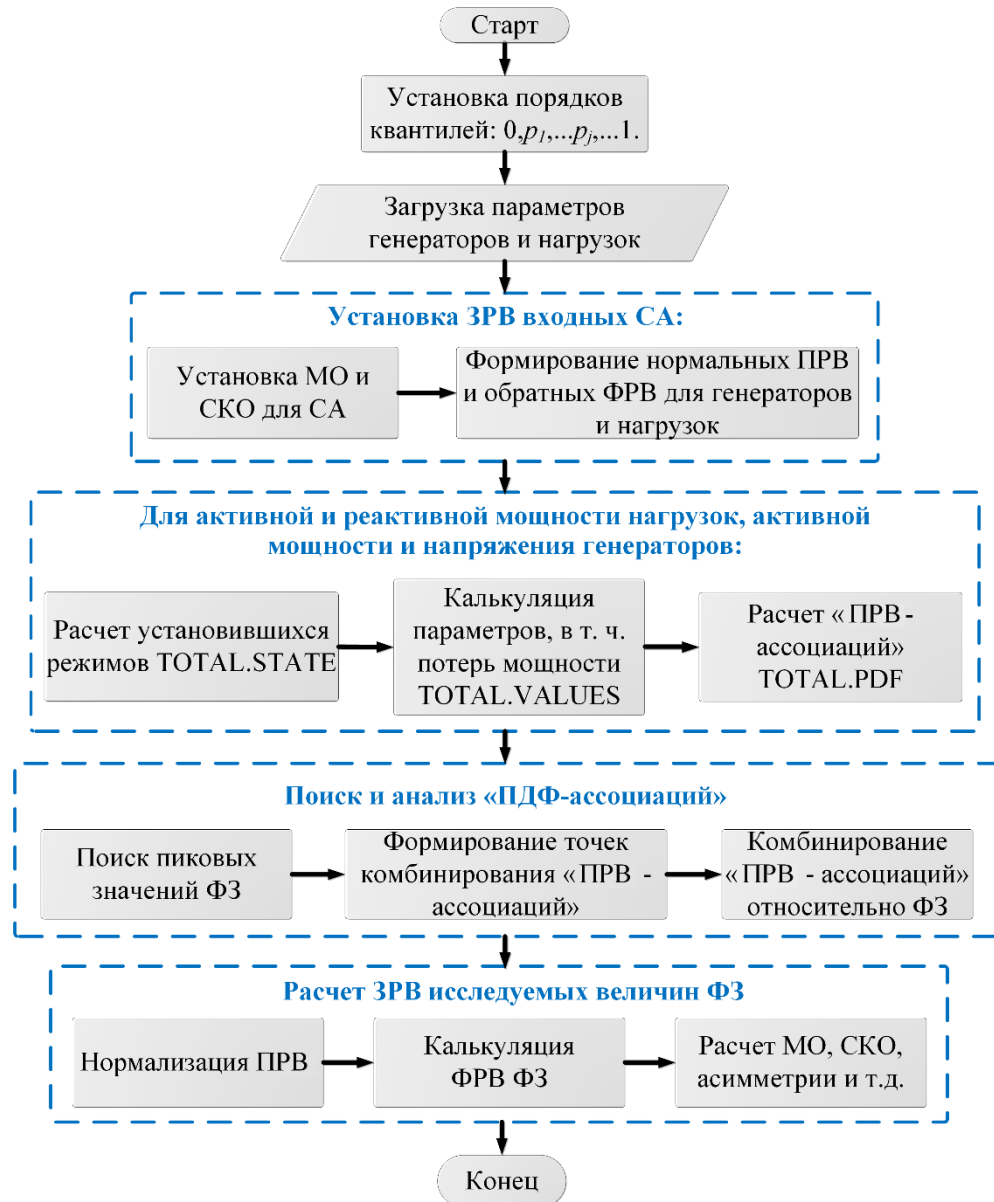


Рисунок 4.4 – Алгоритм вероятностного расчета УР

Формирование перечня контролируемых параметров и заданных нормально допустимых значений проводилось согласно регламентирующим нормативно-техническим документам. Согласно исследованиям недетерминированных расчётов ЭЭС [48, 52, 53, 75] основными

отслеживаемыми параметрами задаются потери мощности в ветвях (МО, СКО, мода, медиана, асимметрия и эксцесс) и изменения уровней напряжений в узлах ЭЭС, учитывающие выполнение нормальных значений по напряжению и току. Планируемый учет значимости ПРВ параметров – 95-99%. Ограничение тока каждой ветви линии или трансформатора также устанавливается в 95% случаев. По результатам их оценки будет делаться заключение о пригодности узла для присоединения ВЭУ.

После проведения расчетов с использованием всех порядков квантилей в их различных комбинациях формируются все возможные значения в узлах и ветвях схемы, а также ПРВ квантилей вероятностных характеристик. Далее, для выбранного исследуемого значения берутся отдельные массивы, содержащие данные обо всех возможных значениях функциональных зависимостей и соответствующих им плотностям, формируется отдельный ряд равномерно распределенных значений. При заданной допустимой дельте полученные ПРВ суммируются, когда соответствующее значение ФЗ равно значению из ряда. Это происходит для каждого значения ФЗ из серии. В конце расчетов ПРВ нормализуется.

В рамках каждой итерации расчета установившегося режима, согласно алгоритму, дополнительно выполняется расчет потерь мощности. После полного расчета всех состояний режима происходит процесс расчета совместных ПРВ, а также калькуляция и нормализация итоговых ПРВ и ФРВ характеристик.

4.5. Расчет установившегося режима схемы IEEE-14

В первую очередь, рассматривается схема IEEE-14. Первым этапом происходит определение вероятностных характеристик узлов и ветвей. На рисунке 4.5 приведены результаты расчета установившегося режима. В качестве примера представлены вероятностные характеристики величины напряжения $U_{ш4}$ и угла $\varphi_{ш4}$ активной мощности на шине №4. Зеленым цветом показаны допустимые значения в рамках установленных ранее ограничений. В таблицу 4.3 сведены примеры результатов данных по параметрам сети [8].

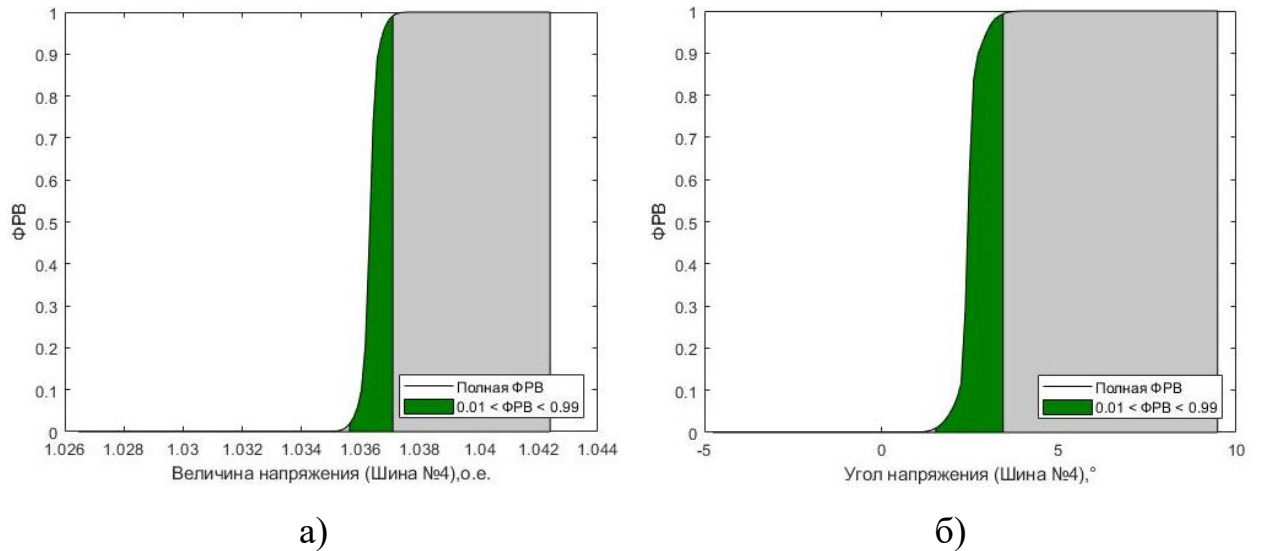


Рисунок 4.5 – ФРВ величины напряжения (а) и его угла (г) на шине №4

Согласно полученным результатам, величина напряжения $U_{ш4}$ в узле может варьироваться от 1,0265 до 1,0424 о.е. Однако, в рамках полученного распределения, значения, находящиеся за гранью 0,99 ФРВ события, имеют наибольший разброс с минимальной вероятностью наступления. Согласно основной сути логики ФРВ, $U_{ш4}$ с 99% вероятностью не превысит значение на отметке 1,037, что составляет 68,75% от максимума $U_{ш4}$. В случае угла напряжения, ФЗ с 99% вероятностью не превысит 57,49 % своей величины. Для активной и реактивной мощности можно наблюдать схожие результаты.

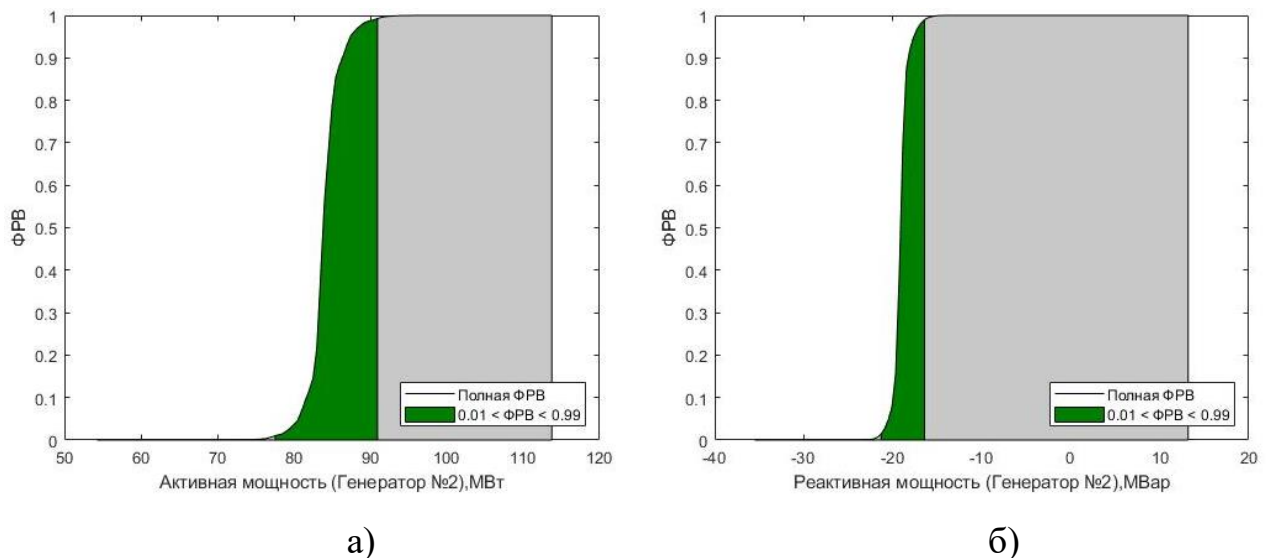


Рисунок 4.6 – ФРВ активной (а) и реактивной (б) мощности генератора №2

В каждом отдельно рассматриваемом случае вид закона стремится к нормальному, однако, имеет разный характер и степень нарастания, зависящий

от вероятностных данных СА, характеристик самого моделируемого агрегата, и от влияния топологии сети. Тем не менее, можно произвести точную оценку вероятностных характеристик ФЗ для их дальнейшего изучения. Сводные данные по ряду рассчитанных величин также представлены в таблице 4.3.

Таблица 4.3 – Вероятностные данные выборки узлов

Величина	Минимум ФЗ	Максимум ФЗ	ФЗ (ФРВ > 0,99)	ФЗ (%) от максимума ФЗ
$U_{ш4}$, о.е.	1,026	1,042	1,037	68,75 %
$\varphi_{ш4}$, Град.	-4,756	9,472	3,425	57,49 %
P_{22} , МВт	54,25	113,8	90,94	61,61 %
Q_{22} , МВар	-35,5	13,9	-16,43	38,6 %

Вторым этапом происходит определение вероятностных характеристик потерь мощности в ветвях схемы [10]. Наибольшие потери наблюдаются в линиях 1, 2, 8, 10, 14 (рисунок 4.7). В других линиях также наблюдались потери мощности, однако, в соответствии с топологией ЭЭС и местами подключения генераторов, их потери на порядок меньше. Согласно расчетам, общие потери мощности в энергосистеме могут достигать 78,168 МВА (таблица. 4.4).

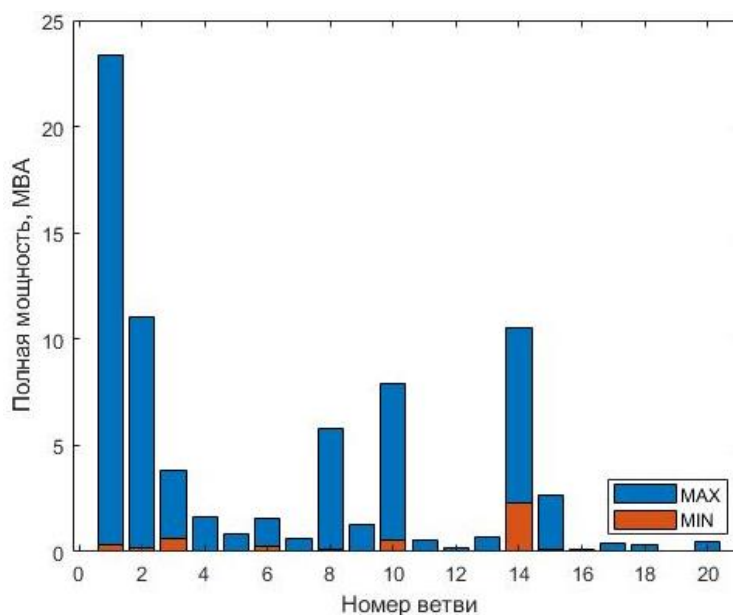


Рисунок 4.7 – Потери полной мощности в ЭЭС

Таблица 4.4 – Основные вероятностные параметры полных потерь мощности IEEE-14.

	μ	M_0	σ	Максимум ФЗ	ФРВ > 0,99
Данные установившегося режима	16.949	16.619	1.621	78.168	18,543
Данные с учетом нормально допустимых требований	20,348	19,462	1,945	82,076	22,251

На рисунке 4.8 приведен пример результатов расчета потерь в ветвях. В таблице 4.5 представлены данные по выбранным для контроля ветвям.

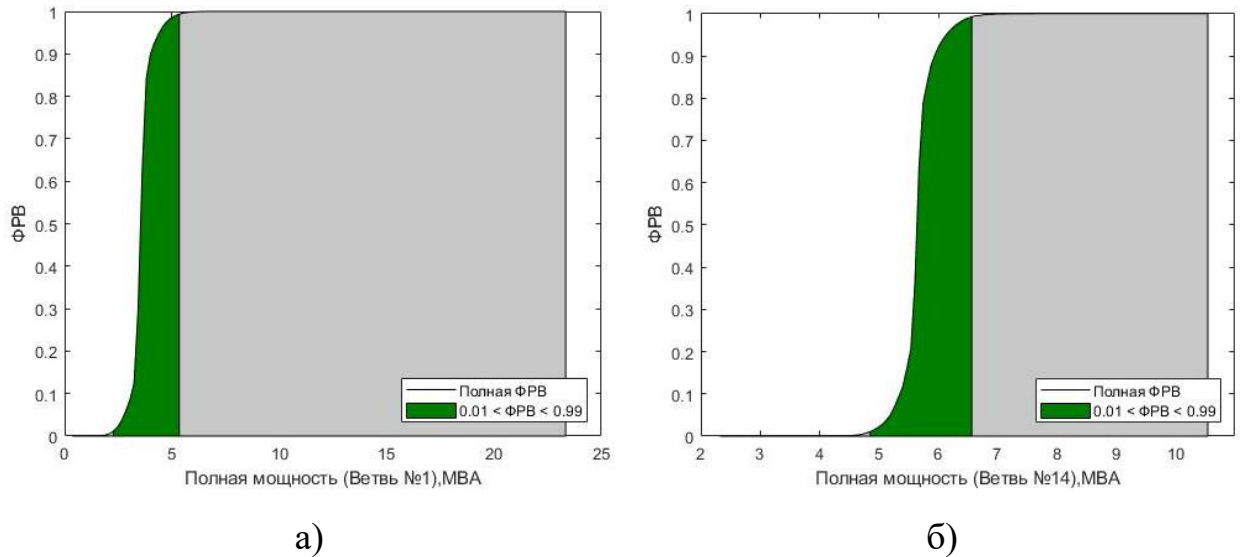


Рисунок 4.8 – ФРВ потерь мощности в ветвях №1 (а) и №14 (б)

Для рассмотрения дальнейшего подключения ВЭУ выделены ветви 1, 2, и 14. Согласно финальной оценке вероятностных характеристик напряжений полученных данных, для присоединения выбраны узлы №2, 5, и 8.

Таблица 4.5 – Вероятностные данные потерь мощности выборки ветвей

Величина	Минимум ФЗ	Максимум ФЗ	ФЗ (ФРВ > 0,99)	ФЗ (%) от максимума ФЗ
$S_{л1}$, МВА	0,3617	23,3366	5,34	23,24
$S_{л2}$, МВА	0,203	11,035	5,168	47,71
$S_{л14}$, МВА	2,317	10,534	6,563	53,93

4.6. Расчет установившегося режима схемы IEEE-57

Аналогичная программа формируется и для расчетов IEEE-57. Вначале происходит определение вероятностных характеристик узлов и ветвей, далее формируются полные вероятностные характеристики, и определяются полные потери в ветвях. Максимально допустимые потери представлены на рисунке 4.9.

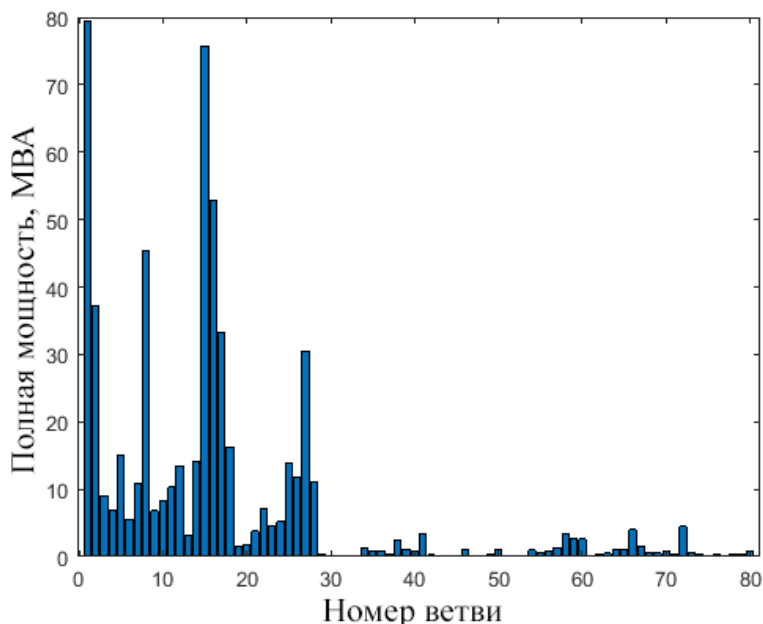


Рисунок 4.9 – Потери полной мощности в ЭЭС

К ветвям с максимальными потерями можно отнести три условные группы: ветви 2, 17, и 27 с потерями порядка 30 МВА, ветви 8 и 16 с потерями порядка 47 МВА, и ветви 1 и 15 с потерями порядка 76 МВА. Для 1 и 8 ветвей ФРВ характеристики потерь представлены на рисунке 4.10.

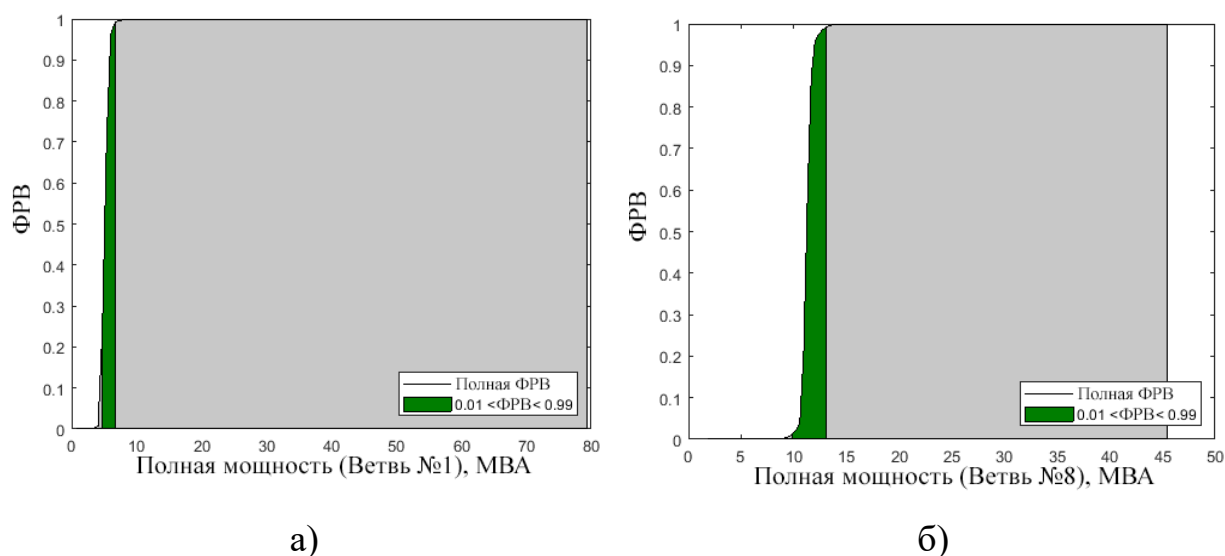


Рисунок 4.10 – ФРВ потерь мощности в ветвях №1 (а) и №8 (б)

Сводные данные по ряду максимальных рассчитанных потерь в ветвях представлены в таблице 4.6.

Таблица 4.6 – Вероятностные данные выборки ветвей

	Величина	Минимум ФЗ	Максимум ФЗ	ФЗ (ФРВ > 0,99)	ФЗ (%) от максимума ФЗ	Мода
1	$S_{л1}$, МВА	0,7959	75,671	3,218	4,25	2,5884
	$S_{л15}$, МВА	0,0685	79,4	6,691	8,65	5,3812
2	$S_{л8}$, МВА	1,860	45,431	13,122	30,11	11,301
	$S_{л16}$, МВА	0,0156	52,752	2,213	4,19	0,8945
3	$S_{л2}$, МВА	0,0005	37,289	1,554	4,16	0,9327
	$S_{л17}$, МВА	0,0090	33,232	1,671	5,03	1,1165
	$S_{л27}$, МВА	0,0036	30,482	1,508	4,62	2,2541

В случае примерного равенства наблюдаемых потерь в ряде узлов дополнительно вычисляются моды распределений – самые часто повторяемые значения. По принципу максимального значения моды потерь мощности выбираются ветви для дальнейшего присоединения ветрогенераторов. Для ветвей 2, 17, и 27 выбирается ветвь 27, для ветвей 8 и 16 выбирается ветвь 8, а для ветвей 1 и 15 выбирается 15 (выделены жирным). Согласно финальной оценке вероятностных характеристик напряжений полученных данных, узлами подключения выбираются №9, 12, и 15. Дальнейшим пунктом следует подготовить вероятностные данные ВЭУ [85, 88].

Для этого требуется сформировать соответствующую модель и вероятностные характеристики ветрогенератора, способного на базе реальных замеров ветров с использованием методов аппроксимации и критериев согласия функционировать должным образом в программе Matpower [24].

4.7. Входные временные ряды ветра

После этого, в рассматриваемые схемы планируется подключать ветроэнергетическую установку. Для этого требуется задать ветрогенератор.

Средства Matpower позволяют задать ветрогенератор и как P-Q или P-V узел [67]. В настоящее время одним из основных направлений развития и управления ЭЭС с ВЭУ является поддержание заданного уровня напряжения на шинах. В соответствии с этим, ветрогенератор будет присоединяться к сети в качестве P-V узла, чтобы иметь возможность устанавливать необходимое напряжение, в том числе в недетерминированной форме [87]. Логика экспериментальных исследований заключается в вероятностном анализе ветротурбины, который требует использования генератора ветротурбины в качестве управляемого объекта, в то время как моделирование типа P-Q лучше подходит для единичных детерминированных случаев расчета ЭЭС с ВЭУ.

Для экспериментов были взяты три временных ряда ветра с неизвестными законами распределения. Объем выборки составляет от 9000 до 200000 измерений, в зависимости от примера. Первая выборка (рисунок 4.11 (а)) была взята из экспериментальных данных проверки графического метода аппроксимации ветра предположительно законом Вейбулла, имеет искусственный характер и задана случайным образом. Второй временной ряд взят из исследования кривой мощности ветротурбины малой мощности (рисунок 4.11 (б)). Третий образец (рисунок 4.11 (в)) взят из массива временных рядов FRHO NUTS.

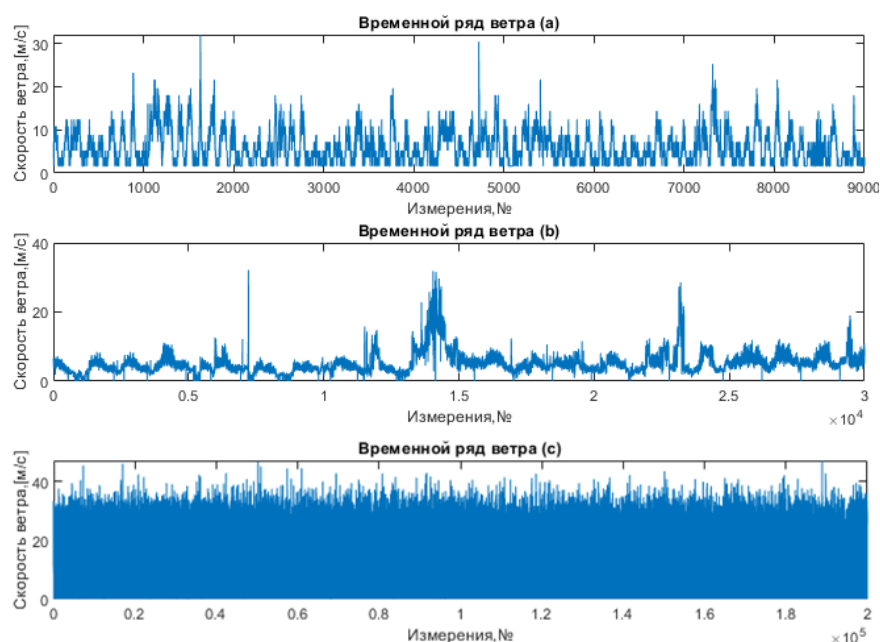


Рисунок 4.11 – Данные временных рядов ветра

На основе предоставленной информации можно сделать предварительные выводы о повторяемости значений ветра, максимальных наблюдаемых и средних (медианных) значениях (таблица 4.7). Следует отметить, что выборки не привязаны к конкретным месяцам, а представляют собой полный набор входных данных за все время измерений.

Таблица 4.7 – Вероятностные параметры данных выборок ветвей

Временной ряд ветра	МО	Дисперсия	СКО	Несмещенная асимметрия
1	5.9053	15.0921	3.8848	0.9878
2	5.2206	9.5596	3.0918	2.5946
3	7.2107	50.9686	7.1392	0.9766

Перед процессом поиска подходящего ЗРВ и проверки его на соответствие критериям согласия необходимо обработать входные данные о ветре. Предварительно, с целью извлечения кумулятивной функции производится выборка уникальных значений замеров, встречающихся во временном ряду, находится количество появлений каждого уникального значения скорости ветра, и получается не оцененная функция распределения (рисунок 4.12) [70, 84].

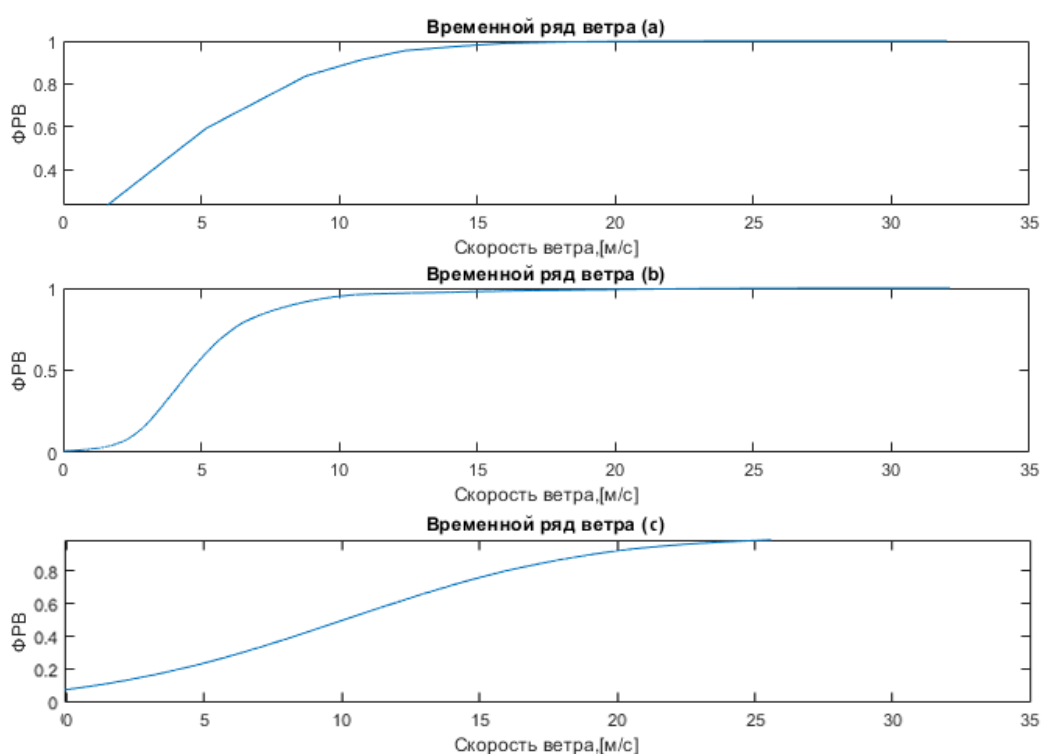


Рисунок 4.12 – Извлеченные данные временных рядов ветра

4.8. Аппроксимация временных рядов ветра

Далее, для определения оптимального ЗРВ необходимо оценить параметры формы и масштаба кривых функции распределения [27]. Используя извлеченные данные о ветре генерируются соответствующие плотности. По полученным данным, используя графический метод в сочетании с дополнительными (при недостаточности первого), определяются все возможные ЗРВ, к которым может принадлежать исследуемый временной ряд скорости ветра [4]. На рисунке 4.13 показан пример для первого массива данных (а). Все параметры возможных распределений всех трех выборок приведены в таблице 4.8.

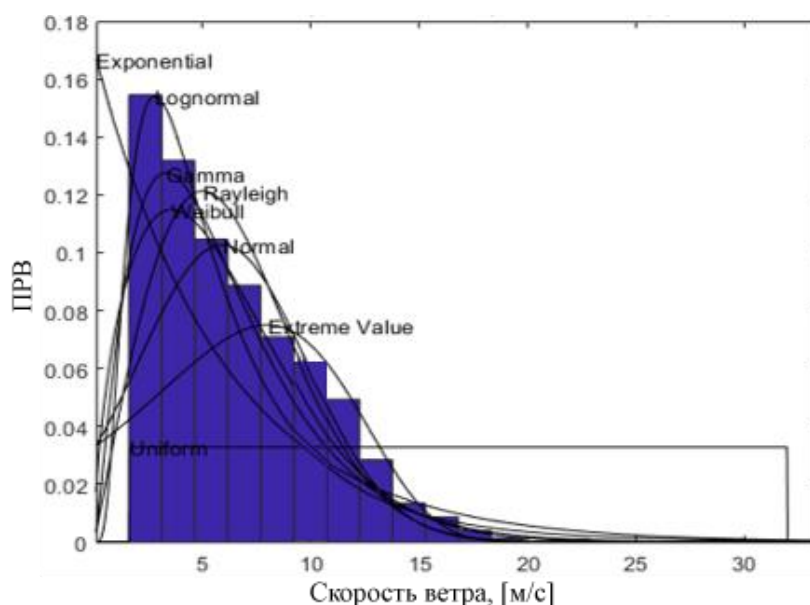


Рисунок 4.13 – Аппроксимация временного ряда ветра №1

На рисунке 4.13 представлены восемь законов, а именно: Гумбеля, экспоненциальный, гамма, логнормальный, нормальный, Рэлеевский, равномерный и Вейбулла, соответствующие значениям скорости ветра. Графически, логнормальный закон дает лучшее совпадение. Распределения Гамма, Рэля и Вейбулла в большей степени соответствуют гистограмме, а остальные распределения обеспечивают наихудшее соответствие.

Аналогичным образом, эти восемь ПРВ были также сопоставлены с двумя другими данными массивами данных ветра, и было отмечено, что логнормальное, гамма, Вейбулла и Рэля распределения являются лучшими для дальнейшего анализа.

Таблица 4.8 – Вероятностные параметры предлагаемых ЗРВ

Распределение	Выборка ветра, №	СКО (В)	МО (А)
Гумбеля	1	7.978	4.903
	2	7.0614	5.2948
	3	11.0754	8.0000
Экспоненциальное	1	5.9053	-
	2	5.2206	-
	3	7.2106	-
Гамма	1	2.2785	2.5916
	2	1.8737	2.7861
	3	0.5602	12.8710
Логонормальное	1	1.5406	0.7177
	2	1.3626	2.0063
	3	0.8613	3.1708
Нормальное	1	5.9053	3.8846
	2	5.2206	3.0918
	3	7.2106	7.1392
Рэля	1	4.9981	-
	2	4.2903	-
	3	7.1750	-
Равномерный	1	1.600	32.000
	2	0.0000	32.1200
	3	0.0000	24.0000
Вейбулла	1	6.615	1.596
	2	5.7086	1.6067
	3	6.1555	0.7125

Наиболее широко используемым распределением выбранных законов является распределение Вейбулла. Он прост в использовании и точен для большинства ветровых данных, которые могут возникнуть в ходе исследований. Распределение Рэля представляет собой упрощенный вариант распределения Вейбулла, отличающийся своей простотой за счет использования только одного параметра вместо двух, но может негативно сказаться на качестве получаемых характеристик, и оно не так часто подходит к исходным данным. Гамма и

логнормальное распределения также являются двухпараметрическими, они менее распространены в описаниях ветра, но могут гораздо больше подходить для некоторых временных рядов ветра [5, 17] (в зависимости от повторяемости конкретных значений).

После этого временной ряд ветра проверяется с помощью критериев Пирсона и Колмогорова-Смирнова, в соответствии с выбранными выше законами. Для первых данных максимально соответствует распределение Вейбулла (рисунок 4.14 (а)). Второй массив соответствует распределению Рэля (рисунок 4.14 (б)). Для третьей выборки распределение Гумбеля и нормальное распределение были наиболее близкими, но согласно проверке критериями согласия был выбран нормальный ЗРВ. Это может быть связано с небольшим количеством рассмотренных законов распределения, которые были предложены в работе, или со сложностью исходного закона (многопараметрическое, мультимодальное распределение).

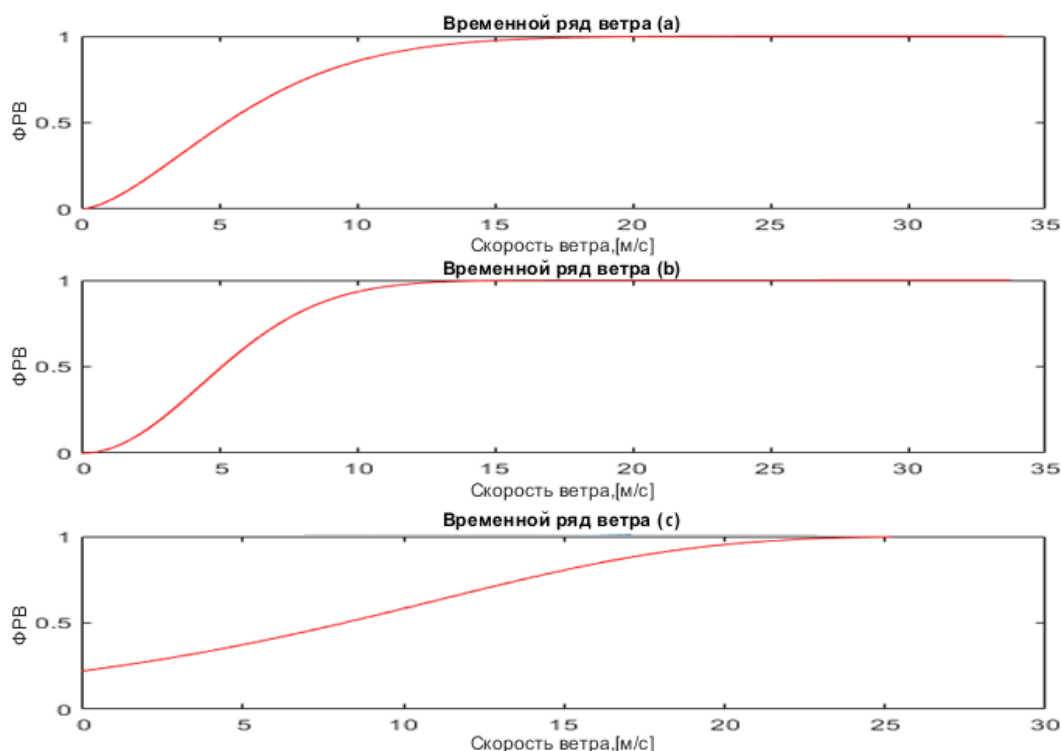


Рисунок 4.14 – Сформированные ФРВ временных рядов ветра

Пригодность выбранного теоретического распределения для описания эмпирической вероятности данного метеорологического аргумента была проверена с использованием критериев соответствия (таблица 4.9):

Таблица 4.9 – Критерии согласия

Номер выборки	Критерий согласия	Подобранное распределение	Уровень значимости	Хи-квадрат	Критическое значение
1	Колмогоров	Вейбулл	0.962	-	-
	Пирсон	Вейбулл	-	502.400	537.808
2	Колмогоров	Рэля	0.903	-	-
	Пирсон	Рэля	-	132794.4	3097.65
3	Колмогоров	Нормальный	0.823	-	-
	Пирсон	Нормальный	-	231914.2	1055.66

В соответствии с критериями согласия, применяя оба критерия, выбранные теоретические функции распределения могут быть использованы для расчетов.

4.9. Подготовка исходных данных ВЭУ

Кривая мощности ветротурбины отображает соотношение между входной скоростью ветра и выходной механической мощностью и является основной характеристикой турбины. Точность модели кривой мощности имеет непосредственную важность при проведении экспериментальных исследований ЭЭС с ВЭУ, или ВЭУ отдельно. Возможные модели кривой мощности можно найти в статье [26, 71, 72].

Модель кривой мощности была выбрана параметрическая кубическая (тип 2). Имеет достаточно низкую относительную погрешность с возможностью моделирования изменяемого угла тангажа. Технические характеристики для моделирования ВЭУ взяты из данных об оригинальной NREL 5.0 МВт турбине [73].

Механическими потерями и моделированием механической части преобразования в редукторе было решено пренебречь. При необходимости, имеет смысл использовать четырехмассную модель для случая изучения влияния

переходных процессов на внутренние процессы, или двухмассную в случае учета механических потерь.

По полученным ранее законам ветра находятся кривые мощности и вероятностные характеристики. Генерируемая мощность ветротурбины определяется посредством скорости ветра и модели кривой мощности следующим образом:

$$P_i^w = \begin{cases} 0 & \text{если } v \leq v_{\text{трог.}} \text{ или } v \geq v_{\text{срыва.}} \\ \frac{v^3 - v_{\text{трог.}}^3}{v_{\text{ном.}}^3 - v_{\text{трог.}}^3} P_{i,r}^w & \text{если } v_{\text{трог.}} \leq v \leq v_{\text{ном.}} \\ P_{i,r}^w & \text{иначе} \end{cases} \quad (4.1)$$

Где $P_{i,\text{ном.}}^w$ - номинальная мощность ветротурбины, установленной в i -ой шине, P_i^w - генерируемая мощность ветротурбины в i -ой шине, $v_{\text{срыва.}}$ - скорость срыва, $v_{\text{трог.}}$ - скорость трогания, $v_{\text{ном.}}$ - номинальная скорость ветротурбины.

Данные турбины представлены в таблицах 4.10 и 4.11:

Таблица 4.10 – Электрические параметры ВЭУ

Параметр	Ед. измерения	Значение
Номинальная мощность генератора	МВт	5.29
Число пар полюсов	Шт.	100
Е _{ПМ} фазное	кВ	2.31
Номинальное напряжение обмотки статора	кВ	4
Механический момент	МН*м	4.18
Инерция ротора генератора	Кг*м ²	3,79*10 ⁵
Постоянная времени	сек	4,6
Номинальное напряжение высшей обмотки трансформатора	кВ	35
Номинальное напряжение низшей обмотки трансформатора	кВ	4

Таблица 4.11 – Технические характеристики ВЭУ

Параметр	Ед. измерения	Значение
Скорость трогания	м/с	3
Номинальная скорость	м/с	10.4
Предельная скорость	м/с	25
Ср тах	-	0.482
Радиус ветроколеса $R_{ВК}$	м	126
Номинальная мощность ВТ	МВт	5
Высота оси ВК	м	90

Согласно техническим характеристикам ВЭУ, с учетом входных данных ветра формируются кривые мощности и соответствующие плотности вероятности (рисунок 4.15 (а), (б), (в), и (г)).

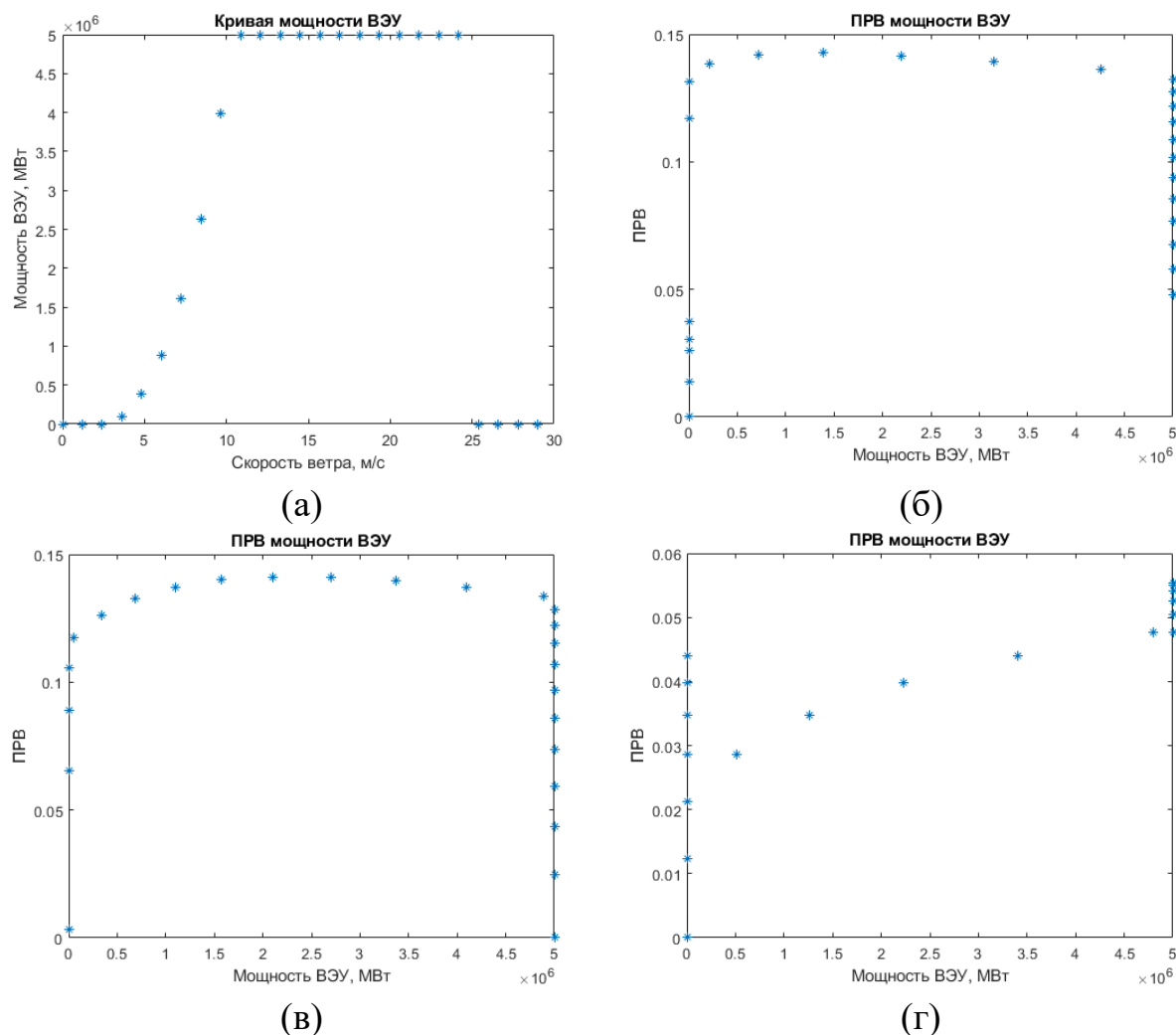


Рисунок 4.15 – Кривая мощности (а) и соответствующие ПРВ для законов Вейбулла (б), Рэля (в), и нормального (г)

4.10. Расчет установившегося режима с ВЭУ

В данном разделе будет рассмотрено изменение вероятностных характеристик параметров установившегося режима при подключении ВЭУ. Исходными данными также будут являться ЗРВ параметров режима из предыдущего эксперимента и параметры ветрогенератора с тремя ЗРВ различных временных рядов ветра. Алгоритм расчета установившегося режима ЭЭС с ВЭУ включает в себя общий алгоритм вероятностного расчета параметров ЭЭС, с включением процессов верификации данных по временным рядам ветра и последующей проверкой обеспечения не превышения нормально допустимых значений по заданным параметрам.

Условия выбора оптимального объема мощности ВЭУ, узла присоединения, а также закона распределения сформированы исходя из общих положений теории вероятностей и свойств случайных аргументов, в соответствии с чем, выбраны:

- полные возможные потери мощности увеличиваются не более чем на 5%;
- превышение ФРВ полных потерь мощности сети 99% (не более 20%);
- минимальное смещение моды потерь мощности (до 20%);
- ограничение предельного тока каждой ветви устанавливается в 95% случаев;
- смещение СКО относительно МО (до 20%).

Максимальные отклонения величин определены на основе установленных показателей и норм качества обеспечения электрической энергии, а также теоретических результатов изучения статической и динамической устойчивости при подключении различных объемов ВЭУ и носят обобщающий характер [15, 29, 83, 86, 91].

Планируемая мощность подключения - 5, 10, 20 и 50 МВт для схемы IEEE 14 и 10, 20 и 50 для схемы IEEE 57. При увеличении мощности ВЭУ будет рассматриваться с теми же вероятностными характеристиками, что и единичный агрегат.

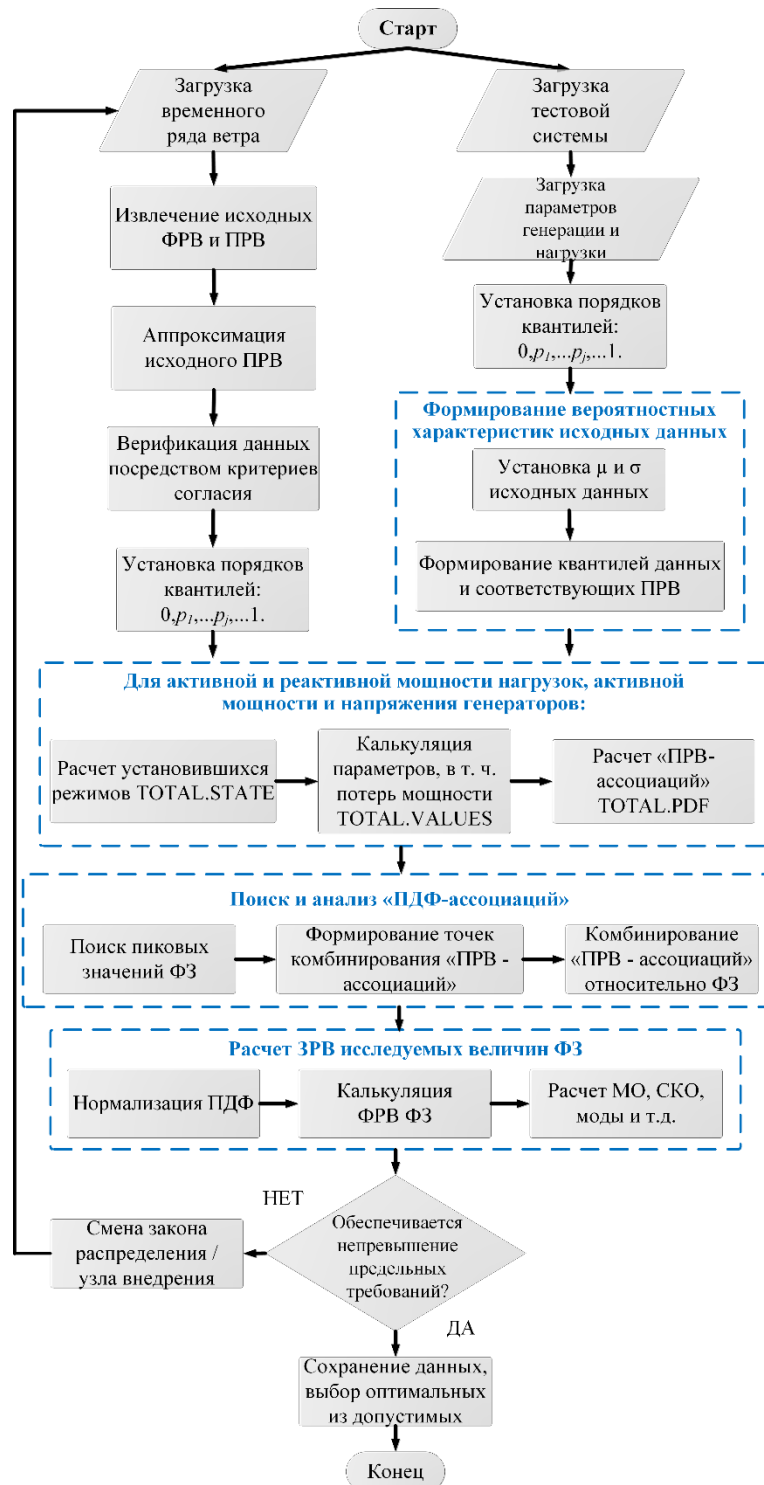


Рисунок 4.16 – Алгоритм вероятностного расчета УР с ВЭУ

4.11. Расчет установившегося режима IEEE-14 с ВЭУ

Далее, проводятся эксперименты по подключению ВЭУ. В ходе основного эксперимента, согласно алгоритму, в ряд заранее определенных узлов подключались ВЭУ с заданным законом распределения и мощностью.

Пример изменения вероятностных характеристик потерь мощности в 14 ветви схемы IEEE 14 без ВЭУ (рисунок 4.17 (а)) и с ВЭУ (закон Вейбулла), объемом 50 МВт (рисунок 4.17 (б)). С увеличением мощности ВЭУ наблюдается сдвиг МО и снижение повторяемости низких значений [21, 93].

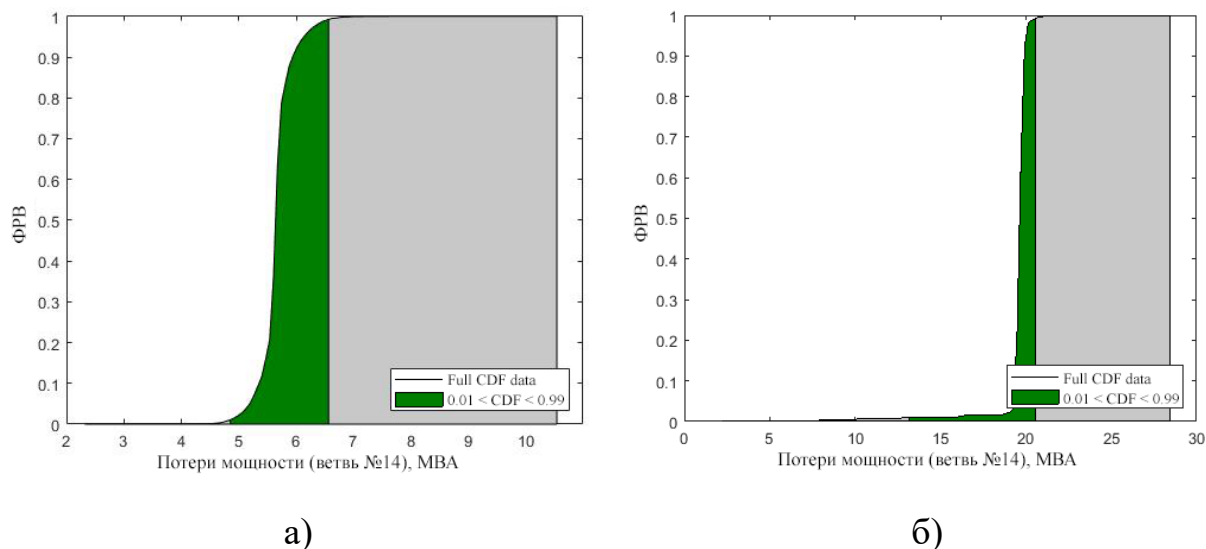


Рисунок 4.17 – ФРВ потерь мощности в 14 ветви ЭЭС без ВЭУ (а) и с ВЭУ (б)

На рисунке 4.18 показаны минимальные и максимальные возможные колебания значения напряжения (а) и угла (б) для случая проникновения 50 МВА для каждой шины, сформированные в процессе основных расчетов ЗРВ.

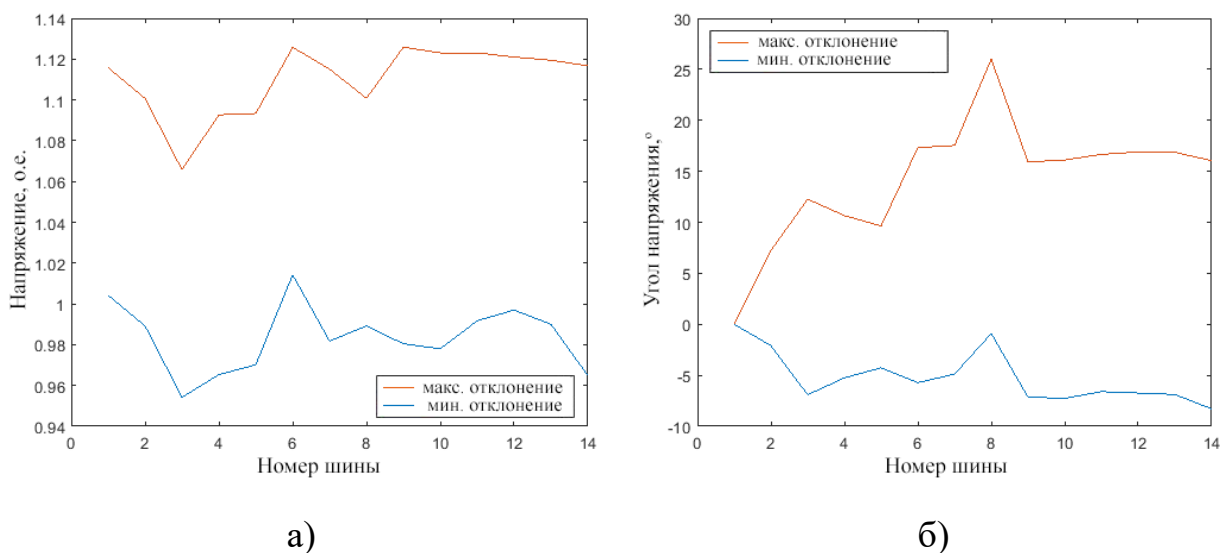


Рисунок 4.18 – Минимальные и максимально возможные отклонения напряжения и угла

По завершению, была сформирована таблица полных результатов, включающая в себя данные по изменениям потерь мощности в основных исследуемых ветвях, полных потерь, и соответствующие вероятностные характеристики, и их параметры (Приложение А). В таблице 4.12 приведена краткая выдержка основных вероятностных параметров для полных потерь мощности схемы IEEE-14.

Таблица 4.12 – Выдержка основных вероятностных параметров полных потерь мощности

Узел подключения	Мощность ВЭУ, МВт	ЗРВ ветра	μ	M_0	σ	Максимум ФЗ	ФРВ > 0,99
Данные установившегося режима			16.949	16.619	1.621	78.168	18,543
Данные с учетом нормально допустимых требований			20,348	19,462	1,945	82,076	22,251
2	5	Вейбулл	17.277	17.191	0.647	75.602	19.483
		Рэля	17.280	17.386	0.652	76.902	19.721
		Нормальный	17.090	16.806	0.611	76.943	19.725
	10	Вейбулл	17.755	17.764	0.674	75.602	20.055
		Рэля	17.744	17.585	0.682	78.228	19.964
		Нормальный	17.320	17.592	0.624	78.311	19.974
	20	Вейбулл	18.779	18.909	0.722	75.602	21.200
		Рэля	18.734	18.612	0.767	80.959	21.082
		Нормальный	17.788	18.010	0.658	81.133	20.485
	50	Вейбулл	19.364	19.364	0.783	90.271	22.145
		Рэля	22.244	22.082	1.104	89.785	25.537
		Нормальный	21.342	21.031	1.223	92.166	23.451
5	5	Вейбулл	17.314	17.194	0.645	77.218	19.795
		Рэля	17.303	17.443	0.652	77.165	19.786
		Нормальный	17.104	16.864	0.616	77.218	19.795
	10	Вейбулл	17.363	17.127	0.634	75.415	20.061
		Рэля	17.818	17.712	0.694	78.781	20.108
		Нормальный	17.363	17.127	0.634	78.889	20.126
	20	Вейбулл	18.971	18.929	0.740	75.377	21.211
		Рэля	18.919	18.881	0.796	82.275	21.392
		Нормальный	17.885	17.655	0.670	82.502	20.803
	50	Вейбулл	23.825	23.923	1.004	75.216	26.742
		Рэля	23.600	24.050	1.208	93.525	26.916
		Нормальный	20.198	19.837	0.775	94.165	23.445

Узел подключения	Мощность ВЭУ, МВт	ЗРВ ветра	μ	M_0	σ	Максимум ФЗ	ФРВ > 0,99
8	5	Вейбулл	19.050	18.959	0.726	76.602	21.288
		Рэля	18.997	19.159	0.774	81.294	21.645
		Нормальный	18.035	17.917	0.682	81.445	20.409
	10	Вейбулл	21.302	21.288	0.848	76.602	23.617
		Рэля	21.187	21.303	0.965	86.210	23.952
		Нормальный	19.085	19.324	0.715	86.525	21.985
	20	Вейбулл	26.374	26.528	1.151	76.602	28.858
		Рэля	26.114	26.229	1.438	96.721	29.229
		Нормальный	21.369	21.006	0.828	97.409	24.788
50	Вейбулл	46.181	46.638	2.551	90.745	50.139	
	Рэля	45.152	45.950	3.591	133.928	50.191	
	Нормальный	45.152	45.950	3.590	133.902	47.188	

По этим данным определена разница в изменении потерь мощности при подключении ВЭУ в рамках одного узла с разными законами ветра (рисунок 4.19) и в рамках всех узлов с одним законом (рисунок 4.20).

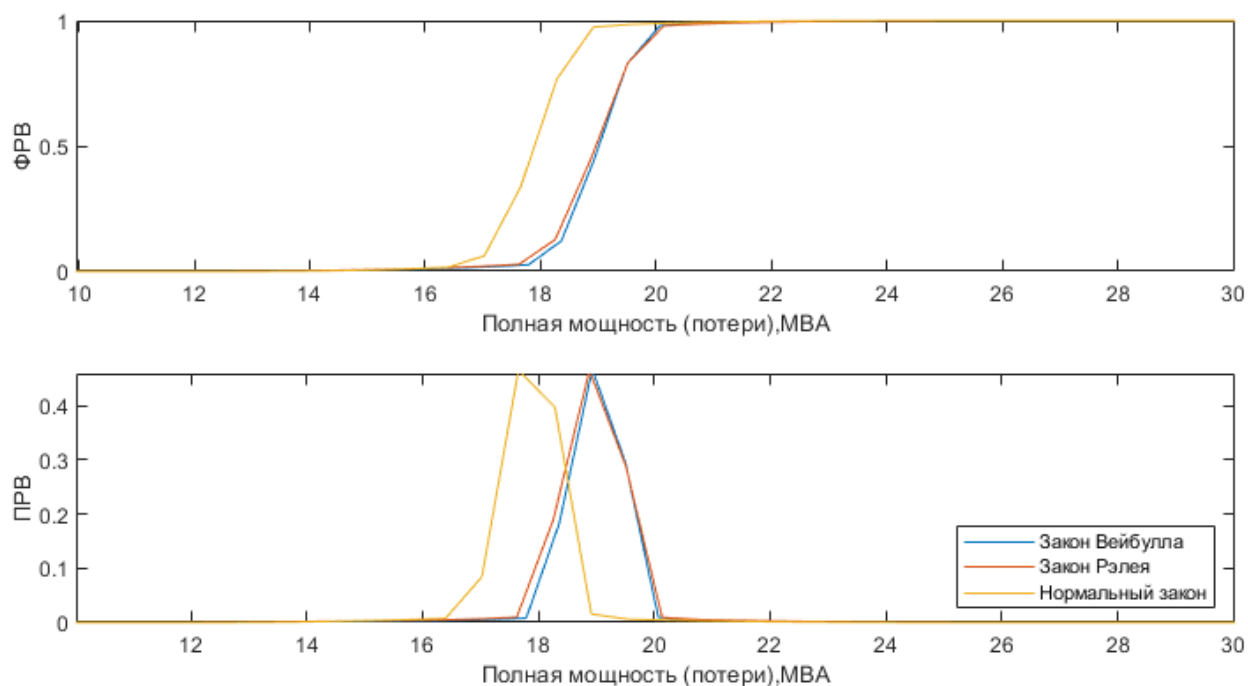


Рисунок 4.19 – Изменение ПРВ потерь мощности при подключении ВЭУ с разным ЗРВ ветра мощностью 20 МВт в узел 5

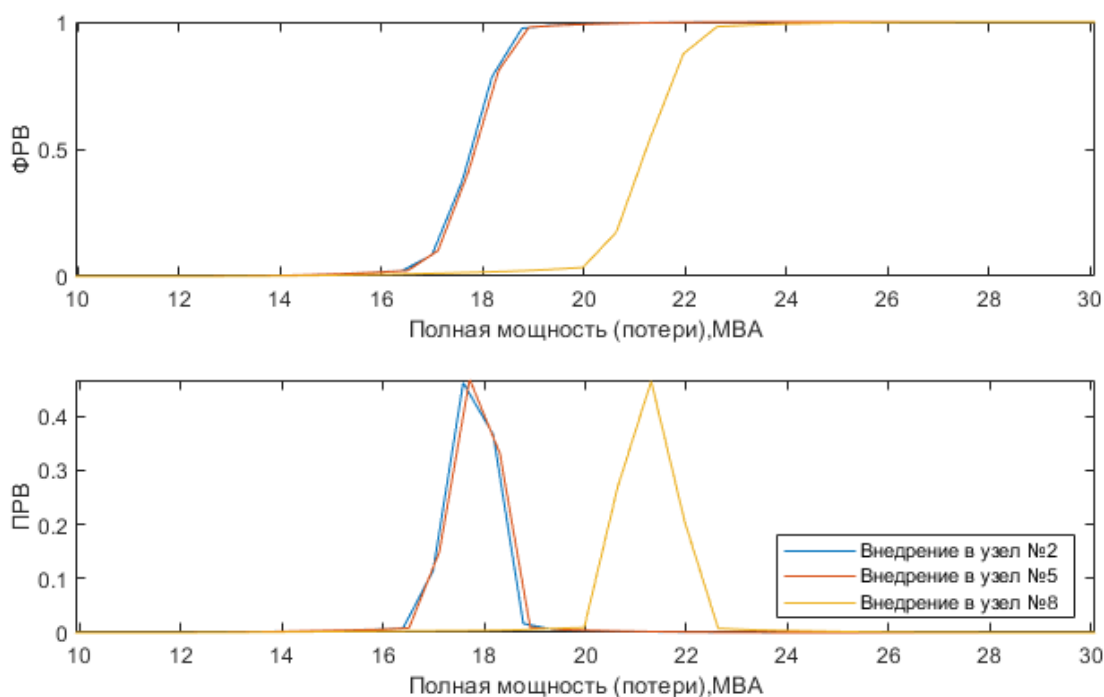
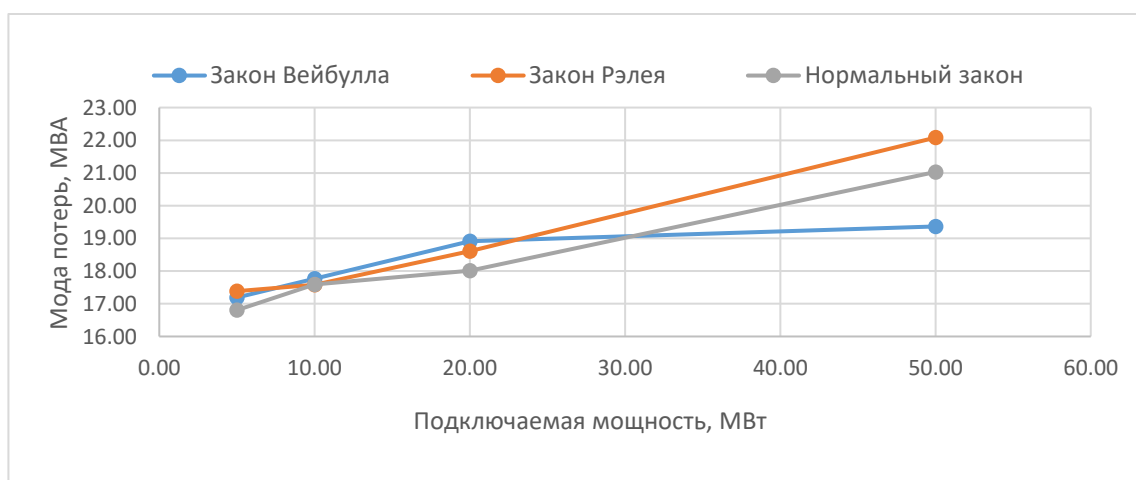
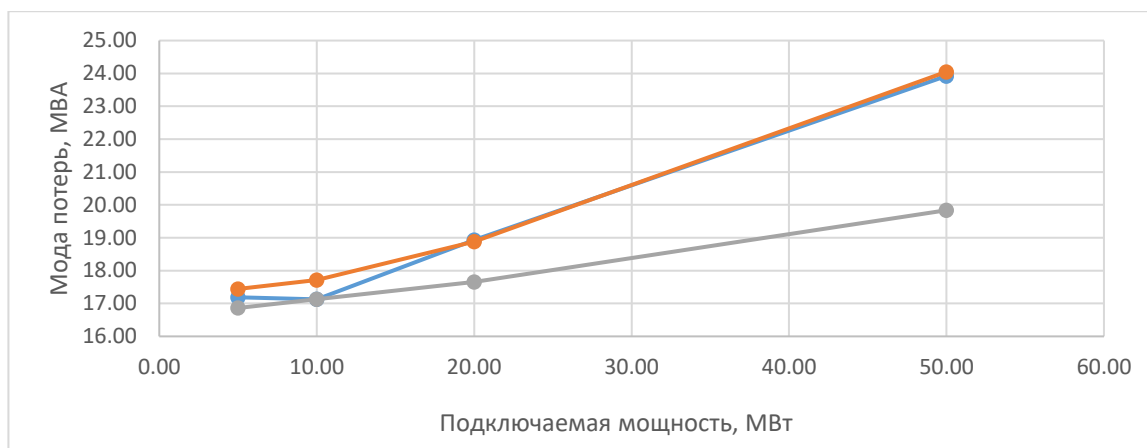


Рисунок 4.20 – Изменение ПРВ потерь мощности при подключении ВЭУ с ЗРВ
Рэля мощностью 10 МВт в перечень узлов

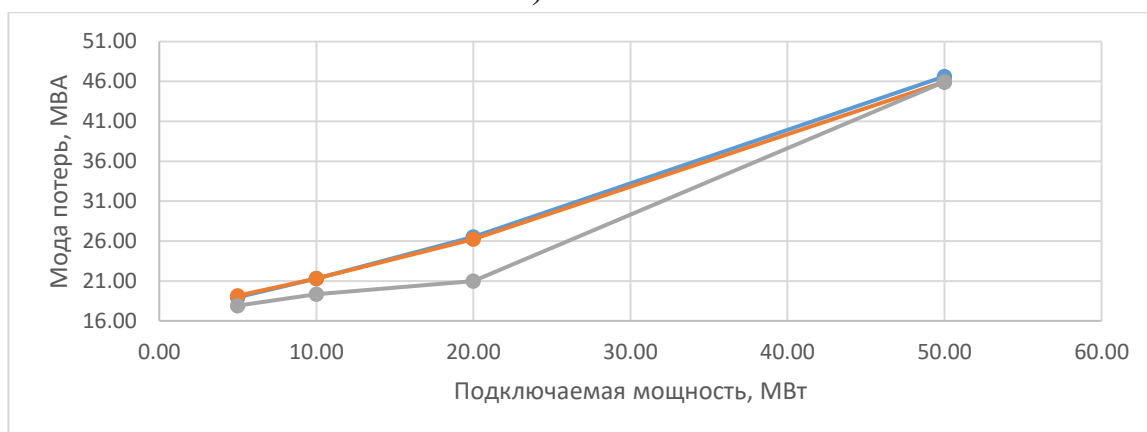
Рисунок 4.21 (а), (б) и (в) отображают то, какие самые частые потери мощности будут наблюдаться при разном узле, объеме, и законе подключения. Например, присоединение ВЭУ мощностью 20 МВт во второй узел с законом Вейбулла даст самые большие потери, в сравнении с другими законами, но если мощность увеличить до 50 МВт, то данный закон будет самым наилучшим, и потери мощности не сильно при этом возрастут.



а) Узел 2



б) Узел 5



в) Узел 8

Рисунок 4.21 – Изменение мод потерь мощности при подключении ВЭУ с ЗРВ
Рэля мощностью 10 МВт в перечень узлов

Согласно полученным данным:

- для объема подключения 5 МВт допустимо присоединение ко всем рассмотренным узлам, однако оптимальными вариантами будут: № 2 (нормальный закон), № 5 (нормальный закон) и № 2 (закон Вейбулла);
- для объема подключения 10 МВт допустимо присоединение ко всем рассмотренным узлам, но в узле № 8 возможно использование только нормального закона. Оптимальными вариантами будут: № 5 (закон Вейбулла) и № 2 (закон Рэля);
- для объема подключения 20 МВт допустимо присоединение к узлам №2 и № 5. Оптимальные варианты: № 5 (нормальный закон) и № 2 (нормальный закон, закон Вейбулла);
- объем подключения 50 МВт допустим в узел № 2 (закон Вейбулла).

4.12. Расчет установившегося режима IEEE-57 с ВЭУ

В соответствии с логикой методики расчета, нет практической проблемы с адаптацией алгоритма к более крупным ЭЭС. Аналогично, проводятся эксперименты по подключению ВЭУ в 57 узловую схему. В данном случае рассмотрен ВЭУ только с законом Вейбулла. Общий порядок расчета также соответствует алгоритму.

Согласно полученным ранее результатам, максимально возможные потери мощности могут иметься в ветвях 1, 8 и 15. Пример ФРВ потерь мощности представлен на рисунке 4.22 (а). Ветрогенератор был подключен к узлу 9, который относится к ветви 8. Как и в предыдущем эксперименте схемы IEEE-14 наблюдается изменение интенсивности нарастания характеристики и сдвиг математического ожидания (рисунок 4.22 (б)).

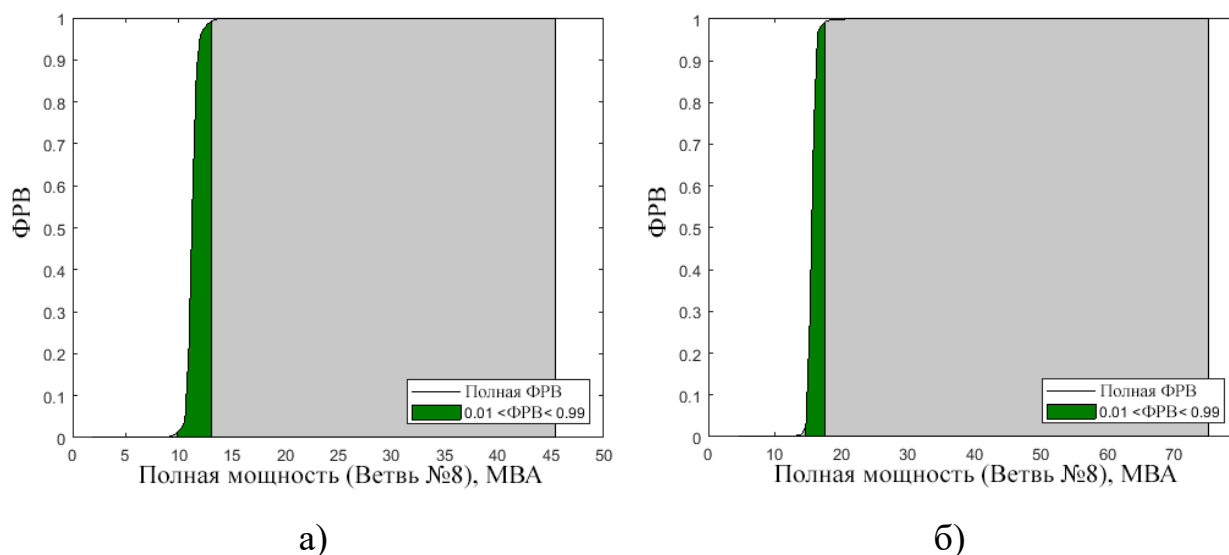


Рисунок 4.22 – ФРВ потерь мощности в 8 ветви ЭЭС без ВЭУ (а) и с ВЭУ (б)

Несмотря на схожесть эксперимента с IEEE-14, в ряде случаев исследуемых ветвей наблюдается снижение значений потерь в рамках не превышения порогового значения. В зависимости от исследуемой ветви, эффект подключения ВЭУ индивидуален. Например, для ветви №15 системы ВЭУ не оказывает значительного влияния на полные потери мощности, даже при подключении мощности 50 МВт.

Согласно проведенному вероятностному моделированию ЭЭС с ВЭУ, по данным, представленным в таблице 4.13, можно сделать вывод о

неоднозначности влияния ВЭУ на вероятностные характеристики контролируемых параметров потерь мощности.

Таблица 4.13 – Вероятностные данные потерь мощности выборки ветвей

Мощность ВЭУ, МВт	Ветвь, №	Минимум ФЗ	Максимум ФЗ	ФЗ (ФРВ > 0,99)	ФЗ (%) от максимума ФЗ
—	1	2.106	79.4	6.691	8.65
	8	1.860	45.431	13.12	30.11
	15	0.0685	75.671	3.218	4.25
20	1	2.175	79.89	6.785	8.73
	8	5.043	76.86	18.81	26.19
	15	0.0384	76.31	2.546	3.34
50	1	2.8641	80.76	7.522	9.65
	8	4.677	75.29	17.62	24.95
	15	0.0025	76.31	3.182	4.17

В таблице 4.14 приведена краткая выдержка основных вероятностных параметров для полных потерь мощности схемы IEEE-57 (Приложение Б):

Таблица 4.14 – Выдержка основных вероятностных параметров полных потерь мощности

Узел подключения	Мощность ВЭУ, МВт	μ	M_0	σ	Максимум ФЗ	ФРВ > 0,99
Данные установившегося режима		52.307	53.5920	1.939	354.914	55.1
Данные с учетом нормально допустимых требований		62.768	58.591	2.327	372,659	66,120
9	10	55.793	54.577	1.960	360.838	63.007
	20	55.928	54.577	2.024	360.838	63.007
	50	58.641	59.264	2.654	379.614	68.163
12	10	57.208	58.348	1.934	359.703	63.929
	20	57.013	55.558	1.884	359.703	63.929
	50	55.700	56.669	2.201	371.823	65.343
15	10	52.112	50.644	1.877	353.228	58.972
	20	52.102	50.628	1.906	352.979	58.949
	50	53.061	51.796	2.118	371.823	65.344

В зависимости от исследуемой схемы, ветви, и рассматриваемого параметра, а также объема подключения ВЭУ их вероятностные данные изменяются индивидуально. Соответственно, это подтверждает логику предлагаемой методики определения оптимальных мест и объемов подключения ВЭУ, который направлен на исследование и учет вероятностных характеристик всех контролируемых параметров в совокупности.

В соответствии с полученными данными:

- для подключения 10 МВт оптимальными узлами являются: № 15, 9, 12;
- для подключения 20 МВт оптимальными узлами являются: № 15, 9, 12;
- для подключения 50 МВт оптимальными узлами являются: № 15 и 12. По

контролируемым параметрам не проходит подключение 50 МВт в узел №9.

По этим данным также определены разницы в изменении потерь мощности при подключении ВЭУ в рамках всех узлов с одним законом (рисунок 4.23)

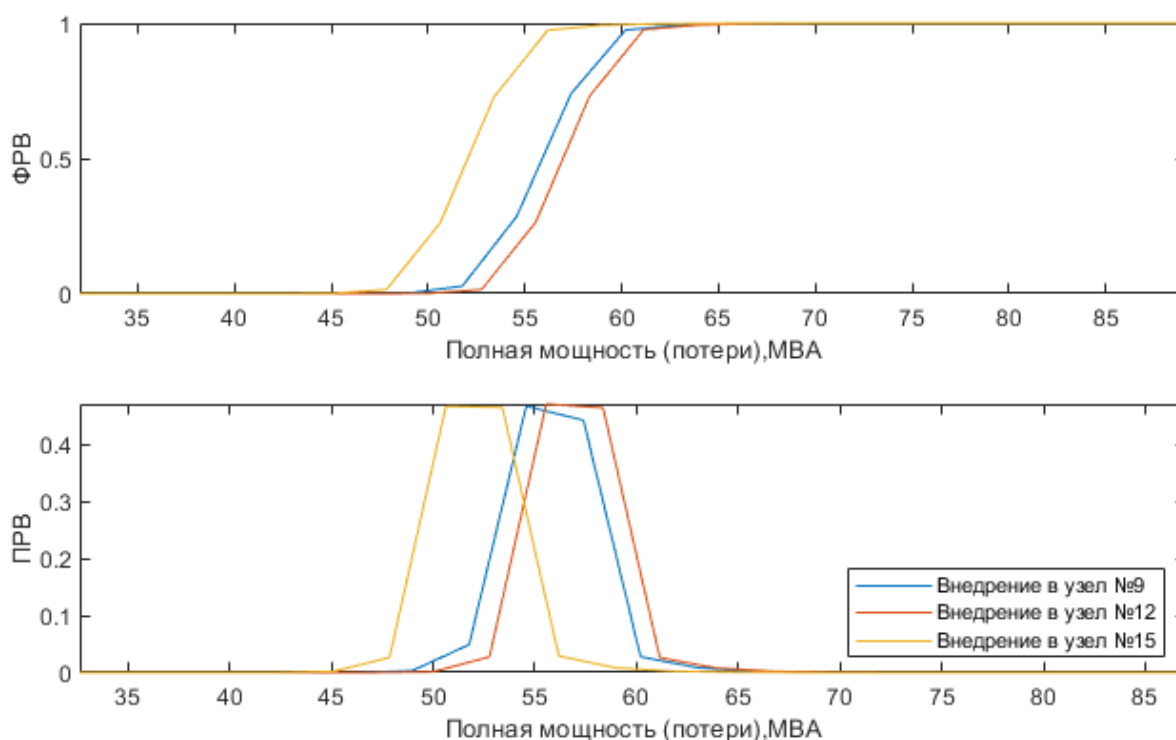


Рисунок 4.23 – Изменение ПРВ потерь мощности при подключении ВЭУ с ЗРВ Вейбулла мощностью 20 МВт в перечень узлов

Рисунок 2.24 отображает, какие самые частые потери мощности будут наблюдаться при разном узле и объеме присоединения. Наиболее благоприятный узел для подключения - это узел № 15, так как наблюдаются минимальные потери

мощности. Возможность подключения в узлы №9 и №12 зависит от планируемой мощности присоединения.

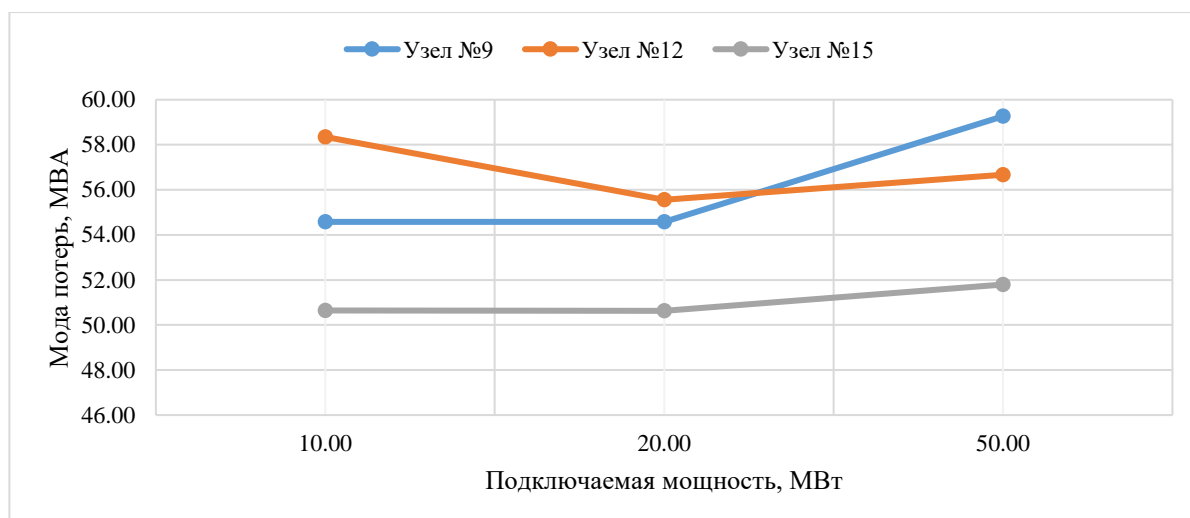


Рисунок 4.24 – Изменение мод потерь мощности при подключении ВЭУ с ЗРВ Рэля мощностью 10 МВт в перечень узлов

4.13. Выводы по четвертой главе

В данной главе сформулированы и апробированы методика и алгоритм вероятностного расчета оптимального потокораспределения по критерию минимизации потерь мощности в ЭЭС для выбора объемов и мест подключения ВЭУ к ЭЭС. Из представленных результатов экспериментальных исследований следует, что разработанные методика и алгоритм его реализации позволяют определять оптимальные узлы и объемы подключения ВЭУ с минимально возможными потерями мощности, посредством формирования и анализа законов распределения вероятностей параметров установившегося режима.

Универсальность методики позволяет использовать ее в расчетах систем различной размерности; не только для всех четырех типов ВЭУ, но и также расширить на другие типы ВИЭ, в частности солнечную генерацию. Адаптивность разработанного метода позволяет сформировать алгоритм определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ с добавлением дополнительных индикаторов, наращивая тем самым целевую функцию задачи.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В результате выполнения диссертационной работы получены теоретически обоснованные и экспериментально подтвержденные результаты, актуальные для исследования оптимальных сценариев подключения ВЭУ:

1. Разработана методика расчета вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС, повышающая достоверность и скорость их формирования за счет учета значений редкой повторяемости путем обработки вероятностных характеристик по принципу несовместных независимых событий установившегося режима.

2. Предложена методика определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ на основе законов распределения вероятностей параметров установившегося режима ЭЭС, задающая контролируемую дискретизацию аргументов для учета влияния вида закона распределения вероятностей входных параметров (напряжение в узлах, мощность генерации и нагрузки) на закон распределения вероятностей выходных параметров (потери мощности) и контроля заданных предельно допустимых параметров режима.

3. Разработан алгоритм определения оптимальных объемов и мест подключения ВЭУ в ЭЭС, основанный на формировании и оценке вероятностных характеристик параметров режима, обеспечивающий минимизацию возможных потерь мощности путем оценки изменения числовых характеристик вероятностных параметров потерь мощности.

4. Выполнен комплекс тестовых и экспериментальных исследований, подтверждающий свойства и возможности созданных средств повышения достоверности оценки параметров установившегося режима ЭЭС с ВЭУ, основанных на формировании и оценке вероятностных характеристик параметров режима, для минимизации потерь мощности. Определены оптимальные узлы и объемы подключения ВЭУ.

5. Разработанные методики и средства позволяют:

- повысить достоверность формирования вероятностных характеристик параметров установившегося режима ЭЭС;

- осуществить моделирование ЭЭС с ВЭУ разной размерности в вероятностной форме, получая полные и достоверные вероятностные характеристики параметров ЭЭС, что позволяет также в вероятностной форме произвести контроль и оценку потерь мощности;

- определить объемы и места подключения ВЭУ любого типа для обеспечения работы сети с минимально возможными потерями мощности.

СПИСОК СОКРАЩЕНИЙ

ПРВ – плотность распределения вероятностей;

ФРВ – функция распределения вероятностей;

ЭЭС – электроэнергетическая система;

ЗРВ – закон распределения вероятностей;

СА – случайный аргумент;

ФЗ – функциональная зависимость;

МО – математическое ожидание;

СКО – среднее квадратическое отклонение;

ВПР – вероятностное потокораспределение;

ВИЭ – возобновляемые источники энергии

ВЭУ – ветроэнергетическая установка

ВК – ветроколесо;

ТП – трансформатор присоединения;

ОИК – оперативно-информационный комплекс;

ПВК – программно-вычислительный комплекс;

АРМ – автоматизированное рабочее место;

РЗ – релейная защита.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Suvorov, A. Potential Application of HRTSim for Comprehensive Simulation of Large-Scale Power Systems with Distributed Generation / A. Suvorov, A. Gusev, N. Ruban, M. Andreev, A. Askarov, R. Ufa, I. Razzhivin, A. Kievets, J. Bay // *International Journal of Emerging Electric Power Systems*. – 2019. – V. 20. – № 5. – P. 1–13.
2. Karimishad, A. Probabilistic Transient Stability Assessment Using Two-Point Estimate Method / A. Karimishad, T. Nguyen // *8th International Conference on Advances in Power System Control, Operation and Management (APSCOM 2009)*. – 2009. – P. 1–6.
3. Sohoni, V. Comparative Analysis of Wind Speed Probability Distributions for Wind Power Assessment of Four Sites / V. Sohoni, S. Gupta., R.A. Nema // *Turkish Journal of Electrical Engineering and Computer Sciences*. – 2016. – V. 24. – № 6. – P. 4724–4735.
4. Wang, J. Wind Speed Probability Distribution Estimation and Wind Energy Assessment / J. Wang, J. Hu, K. Ma // *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. – 2016. – V. 60. – P. 881–899.
5. Akyuz, H. Statistical Analysis of Wind Speed Data with Weibull, Lognormal and Gamma Distributions / H. Akyuz, H. Gamgam // *Cumhuriyet Science Journal*. – 2016. – V. 38. – № 4. – P. 68–76.
6. Преобразование глобальной энергетической системы: дорожная карта до 2050 г [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.irena.org/>.
7. Akdag, A. A New Method to Estimate Weibull Parameters for Wind Energy Applications / A. Akdag, A. Dilner // *Energy Conversion and Management*. – 2009. – V. 50. – № 7. – P. 1761–1766.
8. Bay, Y. Obtaining Probabilistic Characteristics of Electrical Quantities and Their Imbalances / Y. Bay, I. Razzhivin, A. Kievets, A. Askarov, V. Rudnik // *Electrotehnica, Electronica, Automatica: EEA*. – 2019. – V. 67. – № 3. – P. 73–80.
9. Boudreaux, J. Design, Simulation, and Construction of an IEEE 14-Bus Power System / J. Boudreaux – Louisiana: Louisiana State University, 2009. – 42p.

10. Bay, Y. Obtaining Full Probabilistic Characteristics of Power Losses in the Electrical Power System Branches / Y. Bay, I. Razzhivin, A. Kievets, A. Askarov, V. Rudnik // *Electrotehnica, Electronica, Automatica: EEA*. – 2020. – V. 68. – № 3. – P. 32–40.
11. Вентцель, Е.С. Теория вероятностей: Учеб. для вузов / Е.С. Вентцель – М.: Высш. шк., 1999. – 576 с.
12. Гафарова, Л.М. Об особенностях применения критерия согласия Пирсона χ^2 / Л. М. Гафарова, И. Г. Завьялова, Н. Н. Мустафин // *ЭСГИ*. – 2015. – №4 (8). – С. 63–67.
13. Елистратов В.В. Оценка ветроэнергетических ресурсов в условиях ограниченной природно-климатической информации / Дюльдин М.В., Елистратов В.В. // *Труды Кубанского государственного аграрного университета*. – 2017. – №. 64. – С. 227–233.
14. Karaki, S.H. Probabilistic Performance Assessment of Autonomous Solar – Wind Energy Conversion Systems / Karaki, S.H., Chedid, R.B., Ramadan R. // *IEEE Trans Energy Conversion*. – 1999. – Vol. 14. – № 3. – P. 766–772.
15. Kruangpradit, P. Hybrid Renewable Energy System Development in Thailand / P. Kruangpradit, W. Tayati // *Renewable Energy*. – 1996. – Vol. 8. – № 1-4. – Pp. 514–517.
16. Манусов, В. З. Моделирование законов распределений мощности ветроэнергетических и солнечных станций / В. З. Манусов, Б. Ю. Лемешко, Ш. К. Халдаров // *Известия Томского политехнического университета. Инжиниринг георесурсов*. — 2020. — Т. 331. — № 9. — С. 84–95.
17. Рыхлов, А. Б. Анализ применения различных законов распределения для выравнивания скоростей ветра на юго-востоке европейской территории России / А. Б. Рыхлов // *Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: Науки о Земле*. – 2010. – Т. 10. – №. 2. – С. 25–30.
18. Ufa, R. Development of hybrid model of STATCOM / Ufa, R., A. Vasilev, A. Gusev, A. Suvorov // *Proceedings - 2016 11th International Forum on Strategic Technology*. – 2016. – P. 113–117.

19. Tran-Quoc, T. Stability analysis for the distribution networks with distributed generation / T. Tran-Quoc, L. Le-Thanh, C. Andrieu, N. HadjSaid, Ch Kieny, J. Sabonnadiere, K. Le, O. Devaux, O. Chilard // Proceedings of the 2005/2006 IEEE/PES Transmission and Distribution Conference and Exhibition, Dallas, Texas. – 2006. P. 289–294.
20. Giraldo, J. Stochastic AC Optimal Power Flow Considering the Probabilistic Behavior of the Wind, Loads and Line Parameters / J. Giraldo, J. Castrillon, M. Granada-Echeverri // Ingeniería e Investigación. – 2014. – Vol. 15. – P. 529–538.
21. Soroudi, A. A Probabilistic Modeling of Photo Voltaic Modules and Wind Power Generation Impact on Distribution Networks / A. Soroudi, M. Aien, M. Ehsan // IEEE Systems Journal. – 2012. – Vol. 6. – №. 2. – P. 254–259.
22. Ross, R. Graphical Methods for Plotting and Evaluating Weibull Distributed Data / R. Ross // Proceedings of the 4th International Conference: Properties and Applications of Dielectric Materials. – 1994. – Vol.1. – P. 250–253.
23. Cousineau, D. Fitting distributions using maximum likelihood: Methods and packages / D. Cousineau, S. Brown, A. Heathcote // Behavior Research Methods, Instruments, & Computers. – 2004. – №. 36. – P. 742–756.
24. Prem, Ch. Study of different parameters estimation methods of Weibull distribution to determine wind power density using ground based Doppler SODAR instrument / Ch. Prem, A. Siraj, W. Vilas // Alexandria Engineering Journal. – 2018. – Vol. 57. – №. 4. – P. 2299–2311.
25. Dongbum, K. Comparative Study of Different Methods for Estimating Weibull Parameters: A Case Study on Jeju Island, South Korea / K. Dongbum, K. Kyungnam, H. Jongchul // Energies. – 2018. – Vol. 11. – №. 2. – P. 1–19.
26. Loic, Q. Measuring the Power Curve of a Small-scale Wind Turbine: A Practical Example / Q. Loic, J. Clement, E. Christian // Conference Proceedings Paper “Whither Energy Conversion? Present Trends, Current Problems and Realistic Future Solutions”. – 2014. – P. 1–11.
27. González-Aparicio, I. Simulating European Wind Power Generation Applying Statistical Downscaling to Reanalysis Data / I. González-Aparicio, F.

Monforti, P. Volker, A. Zucker, F. Careri, T. Huld, J. Badger // *Applied Energy*. – 2017. – Vol. 199. – P. 155–168.

28. Rosas, P. A. C. Dynamic Influences of Wind Power on The Power System / P. A. C. Rosas, A. H. Nielsen, H. W. Bindner, P. E. Sørensen, S. O. R. Lindahl, J. E. Nielsen, J. K. Pedersen – Technical University of Denmark, Denmark, Forskningscenter Risoe, 2004. – 150 p.

29. Lingfeng, W. Wind Power Systems: Applications of Computational Intelligence / W. Lingfeng, S. Chanan, K. Andrew – Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010.

30. Ju, P. Analytical Assessment for Transient Stability Under Stochastic Continuous Disturbances / P. Ju, H. Li, Ch. Gan, Yo. Liu, Y. Yu, Yi. Liu // *IEEE Transactions on Power Systems*. – 2018. – Vol. 33. – №. 2. – P. 2004–2014.

31. Бай, Ю.Д. Полные вероятностные характеристики многомерных функциональных зависимостей задач электроэнергетики / Ю.Д. Бай, А.В. Шмойлов // Сборник научных трудов I международной научной конференции молодых ученых «Электротехника. Энергетика. Машиностроение», Новосибирск. – 2014. – С. 66–69.

32. Шмойлов, А.В. Вероятностный метод селекции границ интервалов данных для задач электроэнергетики / А.В. Шмойлов, Л.В. Кривова, Е.И. Стоянов, К.В. Игнатъев // *Известия ВУЗов «Проблемы энергетики»*. – 2008. – Т. 7. – №. 1/8. – С. 146–157.

33. Прутик, А.Ф. Метод селекции границ интервалов данных для определения законов распределения функциональных зависимостей / А.Ф. Прутик, М. Чан, А.В. Шмойлов // *Электроэнергия: от получения и распределения до эффективного использования: Материалы всероссийской научно-технической конференции*, Томск. – 2010. – С. 190–192.

34. Gusev, A. S. Development Concept of Guaranteed Verification Electric Power System Simulation Tools and Its Realization / A. S. Gusev, A. A. Suvorov, A. O. Sulaymanov // *MATEC Web of Conferences*. – 2015. – Vol. 37. – P. 1–4.

35. Бай, Ю.Д. Определение законов распределения вероятностей параметров режимов энергосистем» / Ю.Д. Бай, А.В. Шмойлов // *Материалы*

докладов двадцатой всероссийской научно-технической конференции «Энергетика: эффективность, надежность, безопасность», Томск. – 2014. – Т. 1. – С. 5–6.

36. Бай, Ю.Д. Анализ возможностей предлагаемого метода селекции границ интервалов входных и выходных данных для получения вероятностных характеристик функциональных зависимостей задач электроэнергетики / Ю.Д. Бай, А.В. Шмойлов // Материалы VII международной научно-технической конференции «Электротехнические преобразователи энергии», Томск. – 2015. – С.147–153.

37. Genz, A. Numerical computation of rectangular bivariate and trivariate normal and t probabilities / A. Genz // Journal of Statistics and Computing. – 2003. – Vol. 14. – P. 251–260.

38. Genz, A. Numerical Computation of the Multivariate Normal Probabilities/ A. Genz // Journal of Computational and Graphical Statistics. . – 1992. – Vol. 1. – P. 141–150.

39. Hsu, J. C. Multiple Comparisons. / J. C.Hsu – London: Chapman and Hall, 1996. – 277 p.

40. Олейникова, С. А. Вычислительный эксперимент для анализа закона распределения случайной величины, описывающей длительность проекта в задачах сетевого планирования и управления / С.А. Олейникова // Экономика и менеджмент систем управления. – 2013. – Т. 3. – №. 9. – С. 91–97.

41. Олейникова, С. А. Аппроксимация закона распределения суммы случайных величин, распределенных по закону бета/ С.А. Олейникова // Кибернетика и программирование. – 2016. – №. 6. – С. 35–54.

42. Андронов, А.М. Теория вероятностей и математическая статистика / А.М. Андронов, Е.А. Копытов, Л.Я. Гринглаз. – М.: Питер, 2004. – 460 с.

43. Обоскалов, В. П. Применение вероятностно-статистических методов и теории графов в электроэнергетике: учеб. пособие / В. П. Обоскалов, С. Е. Кокин, И. Л. Кирпикова. – Екатеринбург: УрФУ, 2016. – 276 с.

44. Bay, Y.D. The Selection of Interval Boundaries of Input and Output Data Method for Obtaining Complete Probabilistic Characteristics / Y.D. Bay // MATEC Web of Conferences. – 2017. – Vol. 141. – P.1–4.
45. Rodgers, J. L. Thirteen Ways to Look at the Correlation Coefficient / J. L. Rodgers, W. A. Nicewander // The American Statistician. – 1988. – Vol. 42. – P.59–66.
46. Веников, В.А. Электроэнергетические системы в примерах и задачах / В.А. Веников и др. – М.: Энергоатомиздат, 1983.– 504с.
47. Ульянов, С.А. Электромагнитные переходные процессы в электрических системах. Учебник для электротехнических и энергетических ВУЗов и факультетов / С.А. Ульянов. – М., «Энергия», 1970. – 520 с.
48. Воропай, Н.И. Надежность систем электроснабжения. Конспект лекций / Н.И. Воропай. – Новосибирск: Наука, 2006. – 205с.
49. Седов, Л. И. Механика сплошной среды / Л. И. Седов.– М.: Наука, 1973. – Т. 1. – 492 с.
50. Прогноз развития энергетики мира и России до 2040 года [Электронный ресурс]. – ИНЭИ РАН, АЦ. – 2014. – 110 с. Режим доступа: <https://www.eriras.ru/files/prognoz-2040.pdf>.
51. Azmy, A. Impact of distributed generation on the stability of electrical power system / A. Azmy, I. Erlich // IEEE Power Engineering Society General Meeting. – 2005. – Vol. 2. – P. 1056–1063.
52. Воропай, Н.И. Требования к противоаварийному управлению ЭЭС с учетом изменения условия их развития и функционирования / Н. И. Воропай, Д.Н. Ефимов // Надежность либерализованных систем энергетики. Новосибирск: Наука. – 2004. – С. 74–84.
53. Milanović, J. Probabilistic stability analysis: The way forward for stability analysis of sustainable power systems / J. Milanović // Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences. – 2017. – Vol. 2100, P.1–22.
54. Huang, H. Quasi-Monte Carlo based probabilistic small signal stability analysis for power systems with plug-in electric vehicle and wind power integration /

H. Huang, C. Y. Chung, K. W. Chan, H. Chen // IEEE Transactions on Power Systems. – 2013. – Vol. 28. – P. 3335–3343.

55. Hong, HP. An efficient point estimate method for probabilistic analysis / HP. Hong // Reliability Engineering & System Safety. – 1998. – Vol. 59. – P. 261 – 267.

56. LI, W., Risk assessment of power systems: models, methods, and applications / W. Li // Wiley-IEEE Press. – 2005.

57. Шведов А.С. Теория вероятностей и математическая статистика / А.С. Шведов. – М.: Изд. дом ГУ-ВШЭ, 2005. – 254 с.

58. IEEE 14 Bus Power Flow Test Case [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://eGRIDdata.org/dataset/ieee-14-bus-power-flow-test-case>.

59. Matpower Documentation [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://matpower.org/doc>.

60. Suresh, V. Comparison of solvers performance for load flow analysis / V. Suresh // Transactions on Environment and Electrical Engineering. – 2019. – Vol. 1. – P. 363 – 378.

61. Ehsan, M. A probabilistic modeling of photovoltaic modules and wind power generation impact on distribution networks / M. Ehsan, M. Aien, A. Soroudi // IEEE Systems Journal. – 2012. – Vol. 6. – P. 254 – 259.

62. Feijoo, E. Wind Speed Simulation in Wind Farms for Steady-State Security Assessment of Electrical Power Systems / E. Feijoo, J. Cidras, J. L. G. Dornelas // IEEE Transactions on Energy Conversion. – 1999. – Vol. 14. – №. 4. – P. 1582-1588.

63. Xia, S. Impacts of Integration of Wind Farms on Power System Transient Stability / S. Xia, Q. Zhang, S.T. Hussain, B. Hong // Applied Sciences. – 2018. – Vol. 8. – №. 8. – 1–16.

64. Miao, L. Transient Stability Risk Assessment of Power Systems Incorporating Wind Farms / L. Miao, J. Fang, J. Wen and W. Luo // Journal of Modern Power Systems and Clean Energy. – 2013. – Vol.1. – P. 134–141.

65. Ebeed, M. Overview of uncertainties in modern power systems: Uncertainty models and methods / M. Ebeed, H. E. Shady, A. Aleem. – Uncertainties in Modern Power Systems, 1st ed. Sohag, Egypt: Academic Press, 2021, 686 p.
66. Lamaina, P. A Model for Wind Turbines Placement Within a Distribution Network Acquisition Market / P. Lamaina, D. Sarno, P. Siano, A. Zakariazadeh, R. Romano // IEEE Transactions on Industrial Informatics. – 2015. – Vol. 11. – №. 1. – P. 210-219.
67. Chen, Y. C. Analysis of Power Flow in Wind Farm with Matpower / Y. C. Chen, P. Dong, Z. D. Wu // 2017 7th International Conference on Power Electronics Systems and Applications - Smart Mobility, Power Transfer & Security (PESA). – 2017. – P. 1-6.
68. Baried, S. O. Probabilistic Evaluation of Transient Stability of a Power System Incorporating Wind Farms / S. O. Baried, R. Billinton, S. Aboreshaid // IET Renewable Power Generation. – 2010. – Vol. 4. – №. 4. – P. 299–307.
69. Kumar, H. Wind Energy Potential Assessment by Weibull Parameter Estimation Using Multiverse Optimization Method: A Case Study of Tirumala Region in India / H. Kumar, S. Balasubramanian, S. Padmanaban, J. Holm-Nielsen // Energies. – 2019. – Vol. 12. – №. 11. – P. 1-21.
70. Seguro, J. V. Modern Estimation of the Parameters of the Weibull Wind Speed Distribution for Wind Energy Analysis / J. V. Seguro, T. W. Lambert // Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics. – 2000. – Vol. 85. – P. 75–84.
71. Teyabeen, A. Power Curve Modelling for Wind Turbines / A. Teyabeen, F. R. Akkari, A. E. Jwaid // 2017 UKSim-AMSS 19th International Conference on Computer Modelling & Simulation (UKSim). – 2017. – P. 179-184.
72. Vaishali, S. A Critical Review on Wind Turbine Power Curve Modelling Techniques and Their Applications in Wind Based Energy Systems / S. Vaishali, S. C. Gupta, N. Rajesh // Journal of Energy. – 2016. – Vol. 10. – P. 1–18.
73. Jonkman, J. Definition of a 5-MW reference wind turbine for offshore system development [Электронный ресурс] / J. Jonkman, S. Butterfield, W. Musial, G. Scott // NREL, Colorado, USA, Tech. Rep. NREL/TP-500-38060. – 2009. – 75 p.
Режим доступа: <https://www.nrel.gov/docs/fy09osti/38060.pdf>.

74. Anand, R. Power Flow Analysis of Simulink IEEE 57 Bus Test System Model using PSAT / R. Anand, V. Balaji // Indian Journal of Science and Technology. – 2015. Vol. 8. – №. 23. – P. 1–9.
75. Tajdinian, M. An Enhanced Approach for Probabilistic Evaluation of Transient Stability / M. Tajdinian, M. Allahbakhshi, Ali R. Seifi, H. R. Chamorro, M. Z., V. K. Sood // International Journal of Electrical Power & Energy Systems. – 2020. – Vol. 120. – Article number 106055.
76. Grinstead, Ch. M. Introduction to Probability / Ch. M. Grinstead, J. Laurie Snell. – American Mathematical Society, 2006. – 518 p.
77. Probability and Statistical Applications Correlation – Regression [Электронный ресурс]. – 2014. – 78 с. Режим доступа: https://www.researchgate.net/publication/268870534_Probability_and_Statistical_Applications_Correlation_-_Regression.
78. Бай, Ю.Д. Получение законов распределения вероятностей параметров установившегося режима электроэнергетических систем / Ю.Д. Бай, А.В. Шмойлов, Н.Ю. Рубан, Р.А. Уфа, В.Е. Рудник, А.В. Киевец // Вестник Южно-Уральского государственного университета. Серия: Энергетика. – 2020. – Т. 20. – № 3. – С. 41-51.
79. Бай, Ю.Д. Получение полных вероятностных характеристик параметров режимов задач электроэнергетики / Ю.Д. Бай, М.В. Андреев, А.В. Шмойлов, А.А. Суворов, А.В. Киевец, И.А. Разживин // Вестник Воронежского государственного технического университета. – 2018. – Т. 14. – № 5. – С. 64-74.
80. Бай, Ю.Д. Алгоритм определения законов распределения вероятностей параметров режимов и электрических величин при повреждениях в электрических сетях энергосистем // Ю.Д. Бай, М.В. Андреев, А.В. Шмойлов, А.А. Суворов, А.В. Киевец, И.А. Разживин // Вестник Южно-Уральского государственного университета. Серия: Энергетика. – 2018. – Т. 18. – № 4. – С. 13-21.
81. Mengshoel, J. Probabilistic Model-Based Diagnosis: An Electrical Power System Case Study / J. Mengshoel, M. Chavira, K. Cascio, S. Poll, A. Darwiche, S.

Uckun // IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics - Part A: Systems and Humans. – 2010. – Vol. 40. – №. 5. – P. 874-885.

82. Carbone, P. Measuring the Noise Cumulative Distribution Function Using Quantized Data / P. Carbone, J. Schoukens, I. Kollar, A. Moschitta // IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement. – 2016. – Vol. 65. – №. 7. P. 1540-1546.

83. Sultana, U. A review of optimum DG placement based on minimization of power losses and voltage stability enhancement of distribution system / U. Sultana, A.B. Khairuddin, M.M. Aman, A.S. Mokhtar, N. Zareen // Renewable and Sustainable Energy Reviews. – 2016. – Vol. 63. – P. 363-378.

84. Рыхлов, А. Б. Оценка параметров законов изменения средней скорости ветра с высотой в приземном слое атмосферы на юг о-востоке европейской части России для решения задач ветроэнергетики / А. Б. Рыхлов // Известия Саратовского университета. – 2011. – Т. 11. – № 2. – С. 28–34.

85. Feijóo, A. On PQ Models for Asynchronous Wind Turbines / A. Feijóo // IEEE Transactions on Power Systems. – 2009. – Vol. 24. – P. 1890-1891.

86. Stability analysis of transmission systems with high penetration of distributed generation Muhamad REZA [Электронный ресурс]. – Delft University of Technology. – 2006. – 176 с. Режим доступа: <https://repository.tudelft.nl/islandora/object/uuid:eb91654e-87d8-4a3f-957e-93b8b94452ea/datastream/OBJ/download>.

87. Yang, K. The impact of the wind generation on reactive power requirement and voltage profile / K. Yang, A. Garba, Ch. S. Tan, K. L. Lo // Electric Utility Deregulation and Restructuring and Power Technologies, 2008. DRPT 2008. Third International Conference. – 2008. – P. 866–871.

88. Dhople, S.V. A Framework to Determine the Probability Density Function for the Output Power of Wind Farms / S. V. Dhople, A. D. Domínguez-García // 2012 North American Power Symposium (NAPS). – 2012. – Article number 27518832.

89. Sohoni V. A comparative analysis of wind speed probability distributions for wind power assessment of four sites / V. Sohoni, Sh. Gupta, R. Nema // Turkish

Journal of Electrical Engineering and Computer Sciences. – 2016. – Vol. 24. – P. 4724–4735.

90. Wang, J. Wind speed probability distribution estimation and wind energy assessment / J. Wang, J. Hu, K. Ma // Renewable and Sustainable Energy Reviews. – 2016. – Vol 60. – P. 881–899.

91. Sattarpour, T. Probabilistic Placement of Wind Turbines in Distribution Networks / T. Sattarpour, M. Sheikhi, S. Golshannavaz, D. Nazarpour // Electrica. – 2018. – Vol. 18. – № 2. – P. 234–241.

92. Шмойлов, А.В. Патент на изобретение RU 2711472 С1, 17.01.2020 / А.В. Шмойлов, Ю.Д. Бай – Заявка № 2019125018 от 07.08.2019.

93. Bay, Y.D. Stochastic Modeling of a DFIG Wind Turbine in Matpower / Y.D. Bay, A.S. Gusev, A.A. Suvorov, I.A. Razzhivin, A.B. Askarov // IEEE Access. – 2021. – Vol. 9. – P.76005–76014.

94. Safari, B. New Analytical Model for Optimal Placement of Wind Turbines in Power Network under Pool and Reserve Markets Conditions / B. Safari, A. Ashouri, M. Khalilsaraei, Y. Moghadam // Energy and Power Engineering. – 2016. – Vol 8. – P. 313-325.

95. Prakornchai, Ph. Optimal Placement of Wind Farm on the Power System Using Multiobjective Bees Algorithm / Ph. Prakornchai // Proceedings of the World Congress on Engineering. WCE 2011. – 2011. – P. 1–5.

96. Khan, B. Optimal Power Flow Techniques under Characterization of Conventional and Renewable Energy Sources: A Comprehensive Analysis. / B. Khan, P. Singh // Journal of Engineering. – 2017. – Vol 2017. – P. 1-17.

Приложение А. Вероятностные параметры потерь мощности (IEEE-14)

Узел подкл.	Мощность ВЭУ, МВт	ЗРВ ветра	ΔS	μ	Mo	Me	D	σ	As	Ek
2	5	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	17.277	17.191	17.764	0.418	0.647	-0.31	15.065
			ΔS_1	3.919	3.991	3.991	0.109	0.330	-0.10	6.837
			ΔS_2	1.187	1.192	1.192	0.011	0.105	0.227	11.747
			ΔS_{14}	5.630	5.648	5.648	0.016	0.127	-0.66	23.168
		Рэля	$\Delta S_{общ}$	17.280	17.386	17.386	0.425	0.652	0.260	15.326
			ΔS_1	3.917	4.060	4.060	0.111	0.333	0.040	6.977
			ΔS_2	1.188	1.216	1.216	0.011	0.106	0.553	12.353
			ΔS_{14}	5.632	5.649	5.649	0.015	0.124	0.114	23.846
		Нормальный	$\Delta S_{общ}$	17.090	16.806	17.390	0.374	0.611	0.974	18.202
			ΔS_1	3.743	3.753	3.753	0.103	0.321	0.536	6.488
			ΔS_2	1.154	1.114	1.216	0.010	0.103	1.027	13.306
			ΔS_{14}	5.634	5.649	5.649	0.015	0.123	0.689	24.289
	10	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	17.755	17.764	18.337	0.454	0.674	-0.59	15.778
			ΔS_1	4.324	4.294	4.597	0.120	0.347	-0.49	8.442
			ΔS_2	1.266	1.292	1.292	0.011	0.109	0.012	12.916
			ΔS_{14}	5.630	5.648	5.648	0.016	0.127	-0.66	23.173
		Рэля	$\Delta S_{общ}$	17.744	17.585	18.180	0.465	0.682	-0.20	16.346
			ΔS_1	4.301	4.444	4.444	0.127	0.357	-0.36	8.408
			ΔS_2	1.263	1.239	1.344	0.012	0.112	0.251	12.988
			ΔS_{14}	5.633	5.649	5.649	0.015	0.124	0.104	23.791
		Нормальный	$\Delta S_{общ}$	17.320	17.592	17.592	0.390	0.624	1.005	18.495
			ΔS_1	3.938	3.820	4.134	0.108	0.329	0.537	7.111
			ΔS_2	1.192	1.240	1.240	0.011	0.105	1.086	13.591
			ΔS_{14}	5.634	5.649	5.649	0.015	0.123	0.694	24.323
20	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	18.779	18.909	18.909	0.521	0.722	-1.25	19.598	
		ΔS_1	5.174	5.202	5.202	0.154	0.393	-1.28	12.954	
		ΔS_2	1.429	1.392	1.492	0.013	0.118	-0.51	15.216	
		ΔS_{14}	5.630	5.648	5.648	0.016	0.127	-0.66	23.176	
	Рэля	$\Delta S_{общ}$	18.734	18.612	19.230	0.589	0.767	-0.91	17.047	
		ΔS_1	5.124	5.254	5.254	0.181	0.425	-1.18	11.239	
		ΔS_2	1.421	1.397	1.506	0.015	0.125	-0.30	13.642	
		ΔS_{14}	5.634	5.649	5.649	0.015	0.124	0.087	23.704	
	Нормальный	$\Delta S_{общ}$	17.788	18.010	18.010	0.433	0.658	1.048	18.209	
		ΔS_1	4.339	4.285	4.612	0.123	0.351	0.564	7.668	
		ΔS_2	1.270	1.288	1.288	0.012	0.112	1.039	13.323	
		ΔS_{14}	5.634	5.649	5.649	0.015	0.123	0.692	24.321	
50	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	19.364	19.364	19.364	0.614	0.783	0.897	15.959	
		ΔS_1	5.657	5.527	5.896	0.178	0.422	0.652	10.275	
		ΔS_2	1.521	1.566	1.566	0.016	0.128	1.148	15.644	
		ΔS_{14}	5.633	5.650	5.650	0.015	0.123	0.730	24.582	
	Рэля	$\Delta S_{общ}$	22.244	22.082	22.773	1.219	1.104	-2.64	21.309	
		ΔS_1	8.071	8.063	8.430	0.508	0.712	-3.19	20.484	
		ΔS_2	1.961	1.935	2.059	0.030	0.175	-1.86	17.860	
		ΔS_{14}	5.636	5.650	5.650	0.015	0.125	0.081	23.678	
	Нормальный	$\Delta S_{общ}$	21.342	21.031	21.031	0.667	0.850	0.974	17.332	
		ΔS_1	6.235	6.002	6.403	0.193	0.458	0.708	11.159	
		ΔS_2	1.676	1.700	1.701	0.017	0.139	1.246	16.990	
		ΔS_{14}	6.208	6.136	6.136	0.016	0.133	0.792	26.698	

5	5	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	17.314	17.194	17.765	0.416	0.645	-0.37	15.675
			ΔS_1	3.817	3.689	3.991	0.104	0.322	-0.06	6.569
			ΔS_2	1.231	1.255	1.255	0.011	0.108	0.008	13.632
			ΔS_{14}	5.602	5.637	5.637	0.015	0.123	-0.45	25.728
		Рэля	$\Delta S_{общ}$	17.303	17.443	17.443	0.425	0.652	0.271	15.734
			ΔS_1	3.818	3.732	4.039	0.107	0.327	0.129	6.614
			ΔS_2	1.229	1.210	1.315	0.012	0.112	0.214	13.051
			ΔS_{14}	5.613	5.634	5.634	0.015	0.123	0.229	24.623
		Нормальный	$\Delta S_{общ}$	17.104	16.864	17.450	0.380	0.616	0.925	17.836
			ΔS_1	3.687	3.734	3.734	0.100	0.317	0.542	6.545
			ΔS_2	1.151	1.106	1.211	0.011	0.1051	1.067	14.163
			ΔS_{14}	5.622	5.634	5.634	0.015	0.123	0.648	24.065
	10	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	17.363	17.127	17.727	0.402	0.634	0.914	17.869
			ΔS_1	3.835	3.780	4.090	0.106	0.325	0.515	6.631
			ΔS_2	1.189	1.234	1.234	0.012	0.109	1.180	15.265
			ΔS_{14}	5.609	5.621	5.621	0.015	0.123	0.658	24.141
		Рэля	$\Delta S_{общ}$	17.818	17.712	18.311	0.482	0.694	-0.20	16.004
			ΔS_1	4.086	4.087	4.398	0.118	0.344	-0.12	7.453
			ΔS_2	1.358	1.342	1.452	0.015	0.126	-0.41	14.318
			ΔS_{14}	5.594	5.621	5.621	0.014	0.122	0.339	25.630
		Нормальный	$\Delta S_{общ}$	17.363	17.127	17.727	0.406	0.640	0.923	18.047
			ΔS_1	3.873	3.817	4.131	0.107	0.328	0.520	6.697
			ΔS_2	1.200	1.246	1.246	0.011	0.110	1.191	15.417
			ΔS_{14}	5.665	5.677	5.677	0.015	0.124	0.665	24.382
	20	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	18.971	18.929	19.499	0.548	0.740	-1.35	20.047
			ΔS_1	4.678	4.596	4.899	0.132	0.363	-0.83	10.308
			ΔS_2	1.754	1.796	1.796	0.020	0.143	-1.94	23.672
			ΔS_{14}	5.576	5.539	5.620	0.014	0.120	-0.48	28.397
		Рэля	$\Delta S_{общ}$	18.919	18.881	19.509	0.634	0.796	-0.90	16.603
			ΔS_1	4.648	4.506	4.825	0.147	0.384	-0.71	9.445
			ΔS_2	1.732	1.695	1.816	0.026	0.163	-1.60	17.399
			ΔS_{14}	5.576	5.611	5.611	0.014	0.119	0.518	27.741
		Нормальный	$\Delta S_{общ}$	17.885	17.655	18.284	0.449	0.670	0.911	18.218
			ΔS_1	4.104	4.193	4.193	0.114	0.338	0.555	7.294
			ΔS_2	1.350	1.337	1.458	0.016	0.126	1.031	14.073
			ΔS_{14}	5.602	5.610	5.610	0.015	0.123	0.608	23.874
50	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	23.825	23.923	23.923	1.009	1.004	-3.74	36.075	
		ΔS_1	6.661	6.710	6.710	0.228	0.478	-2.71	23.264	
		ΔS_2	3.032	3.051	3.146	0.061	0.247	-5.40	49.797	
		ΔS_{14}	5.500	5.465	5.545	0.014	0.120	-0.72	28.047	
	Рэля	$\Delta S_{общ}$	23.600	24.050	24.050	1.459	1.208	-2.76	21.189	
		ΔS_1	6.570	6.576	6.921	0.306	0.553	-2.45	16.979	
		ΔS_2	2.947	2.931	3.085	0.103	0.322	-3.62	23.634	
		ΔS_{14}	5.487	5.446	5.525	0.013	0.116	0.597	29.263	
	Нормальный	$\Delta S_{общ}$	20.198	19.837	20.558	0.601	0.775	1.051	20.410	
		ΔS_1	5.010	4.869	5.215	0.146	0.383	0.603	9.200	
		ΔS_2	1.691	1.720	1.720	0.027	0.165	1.262	16.861	
		ΔS_{14}	5.523	5.524	5.524	0.014	0.122	0.490	23.719	
8	5	Вейбулл	$\Delta S_{общ}$	19.050	18.959	19.541	0.528	0.726	-1.44	20.417
			ΔS_1	3.838	3.991	3.991	0.104	0.323	-0.07	6.667
			ΔS_2	1.365	1.363	1.464	0.012	0.111	-0.07	12.450
			ΔS_{14}	6.786	6.752	6.843	0.031	0.178	-4.21	45.470

		Рэля	$\Delta S_{обц}$	18.997	19.159	19.159	0.599	0.774	-0.96	17.785
			ΔS_1	3.835	3.737	4.043	0.107	0.328	0.114	6.691
			ΔS_2	1.361	1.311	1.417	0.013	0.114	0.242	12.515
			ΔS_{14}	6.780	6.826	6.826	0.043	0.208	-3.47	29.445
		Нормальный	$\Delta S_{обц}$	18.035	17.917	18.540	0.466	0.682	0.823	16.131
			ΔS_1	3.696	3.738	3.738	0.101	0.317	0.543	6.576
			ΔS_2	1.288	1.312	1.312	0.011	0.109	1.004	12.695
			ΔS_{14}	6.298	6.314	6.314	0.023	0.153	0.539	22.068
	10	Вейбулл	$\Delta S_{обц}$	21.302	21.288	21.870	0.719	0.848	-2.78	28.884
			ΔS_1	4.138	4.294	4.294	0.113	0.336	-0.33	7.862
			ΔS_2	1.533	1.565	1.565	0.014	0.120	-0.59	14.953
			ΔS_{14}	7.884	7.888	7.983	0.061	0.247	-6.10	59.593
		Рэля	$\Delta S_{обц}$	21.187	21.303	21.303	0.932	0.965	-2.25	20.812
			ΔS_1	4.130	4.097	4.408	0.120	0.347	-0.17	7.616
			ΔS_2	1.525	1.473	1.585	0.016	0.128	-0.31	13.644
			ΔS_{14}	7.836	7.853	7.968	0.094	0.307	-4.71	33.861
Нормальный		$\Delta S_{обц}$	19.085	19.324	19.324	0.511	0.715	1.058	19.352	
		ΔS_1	3.853	3.788	4.100	0.106	0.326	0.523	6.785	
		ΔS_2	1.368	1.364	1.476	0.013	0.115	1.023	12.979	
		ΔS_{14}	6.814	6.820	6.820	0.031	0.176	0.514	21.534	
20	Вейбулл	$\Delta S_{обц}$	26.374	26.528	26.528	1.325	1.151	-5.11	48.537	
		ΔS_1	4.777	4.899	4.899	0.136	0.369	-0.89	10.837	
		ΔS_2	1.911	1.969	1.969	0.020	0.144	-1.65	21.057	
		ΔS_{14}	10.311	10.329	10.451	0.166	0.408	-7.89	78.596	
	Рэля	$\Delta S_{обц}$	26.114	26.229	26.979	2.068	1.438	-3.85	27.101	
		ΔS_1	4.738	4.847	4.847	0.154	0.393	-0.79	9.752	
		ΔS_2	1.891	1.955	1.955	0.026	0.162	-1.39	16.489	
		ΔS_{14}	10.156	10.330	10.330	0.313	0.559	-4.88	31.987	
	Нормальный	$\Delta S_{обц}$	21.369	21.006	21.762	0.685	0.828	0.971	20.739	
		ΔS_1	4.148	4.213	4.213	0.116	0.341	0.565	7.424	
		ΔS_2	1.539	1.594	1.594	0.015	0.126	1.052	14.811	
		ΔS_{14}	7.918	7.926	7.926	0.050	0.225	0.428	21.827	
50	Вейбулл	$\Delta S_{обц}$	46.181	46.638	46.638	6.511	2.551	-8.05	78.592	
		ΔS_1	6.960	7.017	7.017	0.246	0.496	-2.98	25.519	
		ΔS_2	3.366	3.382	3.483	0.060	0.245	-4.89	44.717	
		ΔS_{14}	19.538	19.711	19.711	1.142	1.069	-9.17	94.116	
	Рэля	$\Delta S_{обц}$	45.152	45.950	45.951	12.895	3.591	-4.75	29.605	
		ΔS_1	6.863	7.010	7.010	0.343	0.585	-2.61	17.647	
		ΔS_2	3.290	3.377	3.377	0.099	0.315	-3.39	22.261	
		ΔS_{14}	19.054	19.680	19.680	2.407	1.551	-5.18	32.696	
	Нормальный	$\Delta S_{обц}$	45.152	45.950	45.950	12.895	3.590	-4.75	29.605	
		ΔS_1	6.863	7.010	7.010	0.343	0.585	-2.61	17.647	
		ΔS_2	3.290	3.377	3.377	0.099	0.315	-3.39	22.261	
		ΔS_{14}	19.054	19.680	19.680	2.406	1.551	-5.18	32.696	

Приложение Б. Вероятностные параметры потерь мощности (IEEE-57)

Узел подкл.	Мощность ВЭУ, МВт	ΔS	μ	Mo	Me	D	σ	As	Ek
9	10	$\Delta S_{общ}$	55.793	54.577	57.387	3.844	1.960	0.266	2.443
		ΔS_8	16.838	16.542	17.144	0.369	0.608	0.800	15.870
		ΔS_{15}	1.597	1.910	1.910	0.109	0.027	219.755	-1.115
		ΔS_{27}	0.253	0.250	0.501	0.769	0.027	11.390	157.963
	20	$\Delta S_{общ}$	55.928	54.577	57.387	4.098	2.024	0.607	3.608
		ΔS_8	16.528	16.414	17.013	0.380	0.616	0.692	13.446
		ΔS_{15}	1.598	1.910	1.910	0.110	0.038	94.81	-1.044
		ΔS_{27}	0.255	0.250	0.501	0.001	0.038	8.822	95.824
	50	$\Delta S_{общ}$	58.641	59.264	59.264	7.044	2.654	0.495	2.855
		ΔS_8	15.571	15.268	15.857	0.273	0.522	1.336	24.174
		ΔS_{15}	1.617	1.910	1.910	0.123	0.090	24.602	0.101
		ΔS_{27}	0.278	0.255	0.505	0.008	0.090	4.862	29.278
12	10	$\Delta S_{общ}$	57.208	58.348	58.348	3.740	1.934	0.860	3.389
		ΔS_8	11.208	11.300	11.300	0.207	0.455	0.433	11.480
		ΔS_{15}	1.602	1.868	1.868	0.126	0.023	1699.021	0.0601
		ΔS_{27}	0.265	0.263	0.527	0.001	0.023	14.935	277.509
	20	$\Delta S_{общ}$	57.013	55.558	58.348	3.551	1.884	0.782	4.160
		ΔS_8	11.094	10.911	11.273	0.181	0.426	0.596	14.596
		ΔS_{15}	1.603	1.868	1.868	0.127	0.031	735.980	0.120
		ΔS_{27}	0.267	0.264	0.527	0.001	0.031	11.165	151.254
	50	$\Delta S_{общ}$	55.700	56.669	56.669	4.846	2.201	1.307	5.124
		ΔS_8	10.728	10.795	10.795	0.171	0.414	0.943	13.554
		ΔS_{15}	2.105	1.861	2.481	0.143	0.091	-19.788	-0.205
		ΔS_{27}	0.301	0.278	0.542	0.008	0.0913	5.043	31.374
15	10	$\Delta S_{общ}$	52.112	50.644	53.420	3.526	1.877	0.757	3.998
		ΔS_8	11.229	11.298	11.298	0.205	0.453	0.476	12.083
		ΔS_{15}	2.237	2.550	2.550	0.107	0.0264	79.063	-0.835
		ΔS_{27}	0.255	0.252	0.505	0.001	0.0264	11.857	170.932
	20	$\Delta S_{общ}$	52.102	50.628	53.401	3.636	1.906	0.842	4.496
		ΔS_8	11.227	11.298	11.298	0.205	0.453	0.466	12.104
		ΔS_{15}	2.218	2.532	2.532	0.108	0.029	25.754	-0.814
		ΔS_{27}	0.255	0.252	0.505	0.001	0.029	10.788	141.631
	50	$\Delta S_{общ}$	53.061	51.796	54.644	4.489	2.118	0.486	4.189
		ΔS_8	11.219	11.293	11.293	0.204	0.452	0.443	12.135
		ΔS_{15}	1.601	1.889	1.889	0.124	0.052	166.619	0.765
		ΔS_{27}	0.258	0.249	0.499	0.003	0.052	6.996	61.203

Приложение В. Патенты на изобретения





Авторы: *Уфа Руслан Александрович (RU), Гусев Александр Сергеевич (RU), Андреев Михаил Владимирович (RU), Рубан Николай Юрьевич (RU), Суворов Алексей Александрович (RU), Аскарров Алишер Бахрамжонович (RU), Разживин Игорь Андреевич (RU), Киевец Антон Владимирович (RU), Бай Юлий Дмитриевич (RU)*