

ISSN 0136-3541

0320-3541

TALLINNA
POLÜTEHNILISE INSTITUUDI
TOIMETISED

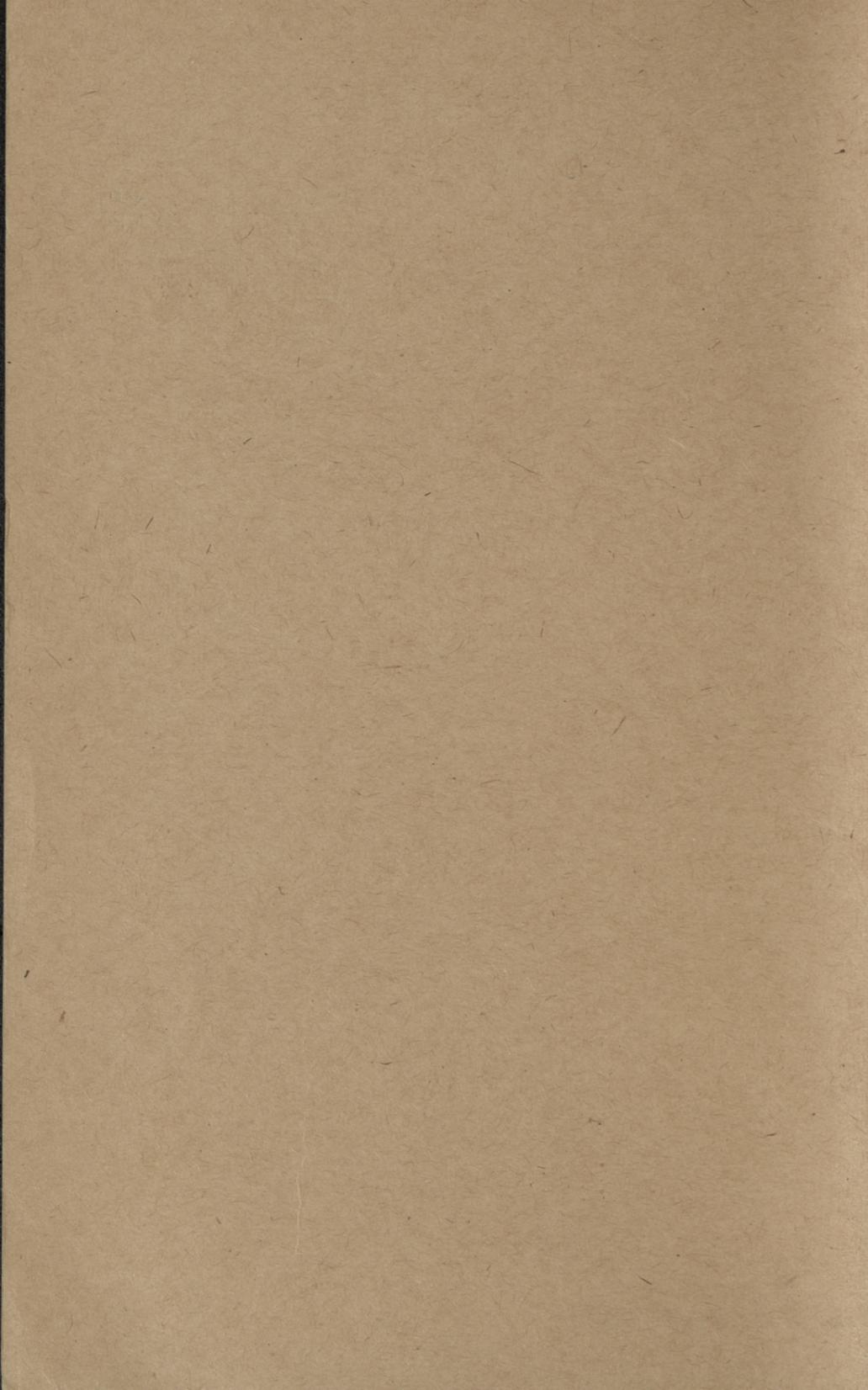
529

ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО
ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО
ИНСТИТУТА

ТПИ
'82

ВОПРОСЫ
СТОХАСТИЧЕСКОГО УПРАВЛЕНИЯ
РЕЖИМАМИ
ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ





529

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED

5р.6.7
**ТПИ
'82**

ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА

УДК 621.311

●
ВОПРОСЫ
СТОХАСТИЧЕСКОГО
УПРАВЛЕНИЯ
РЕЖИМАМИ
ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ
СИСТЕМ

Энергетические системы 1X

Таллин - 1982

Таллинский политехнический институт

Труды ТПИ № 529

ВОПРОСЫ СТОХАСТИЧЕСКОГО УПРАВЛЕНИЯ
РЕЖИМАМИ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Энергетические системы 1X

Редактор Т. Л. Метусала. Техн. редактор В. Ранник
Сборник утвержден коллегией Трудов ТПИ 17.02.82

Подписано к печати 04.10.82. Формат 60x 90/16

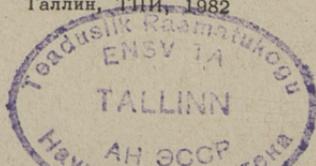
Печ. л. 9,25 + 0,5 приложение. Уч.-изд. л. 7,8

Тираж 400. МВ-08383

Ротапринт ТПИ, Таллин, ул. Коскла, 2/9. Зак. 453

Цена 1 руб. 20 коп.

© Таллин, ТПИ, 1982



РАБОТЫ КАФЕДРЫ ЭЛЕКТРИЧЕСКИХ СИСТЕМ ТПИ ПО
ПРОБЛЕМАМ УПРАВЛЕНИЯ РЕЖИМАМИ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ
СИСТЕМ (ИСТОРИЧЕСКИЙ ОБЗОР И БИБЛИОГРАФИЯ)

1. Введение

В 1982 году исполняется 25 лет с выхода в свет первых публикаций кафедры электрических систем Таллинского политехнического института, посвященных проблемам управления режимами энергетических систем (ЭС) [1-8]. В связи с этим ниже дается краткий исторический обзор хода выполнения работ в этом направлении за годы 1957-1981 и приводится библиография¹.

Результаты работы кафедры по проблемам управления режимами ЭС изложены в 50 отчетах и опубликованы в 156 печатных работах (в том числе две книги [115, 135]). На эту тему защищено 14 диссертаций на соискание ученой степени кандидата технических наук [8, 13, 15, 32, 34, 55, 65, 69, 74, 101, 117, 134, 136, 152].

С публикаций 1965 г. начинается использование вероятностных методов к решению исследуемых проблем. Разработанные на базе проведенных теоретических исследований системы программы ЦВМ внедрены в ЦДУ ЕЭС СССР, в Башкирской, Ленинградской, Татарской и Эстонской ЭС.

В 1980 г. группе сотрудников кафедры² присуждена премия Советской Эстонии за цикл работ по созданию методики

¹ В подготовке обзора принимали участие М.Х.Валдма, М.В.Мельдорф, Э.А.Тийгимяги.

² М.Х.Валдма (руководитель коллектива), М.Э.Кээл, Х.Э.Лелумес, М.В.Мельдорф, К.Ю.Мёллер, Х.Э.-И, Таммоя, Э.А.Тийгимяги, из ЦДУ ЕЭС СССР вошли в коллектив С.А.Совалов, Б.Д.Сюткин.

стохастической оптимизации режимов работы больших энергетических систем, разработке и внедрению соответствующих систем программ ЦВМ в ЭЭС СССР.

Работы кафедры по проблемам управления режимами ЭС можно разбить на следующие разделы: 1) оптимизация нормальных режимов ЭС и тепловых электростанций (ТЭС), 2) расчет и регулирование установившихся режимов электрических систем и сетей, 3) математическое моделирование и прогнозирование нагрузок в ЭС, 4) некоторые вопросы управления аварийными режимами ЭС.

2. Работы по оптимизации нормальных режимов ЭС и ТЭС

Центральное место в исследованиях кафедры за рассматриваемый период имели вопросы оптимизации нормальных режимов ЭС. Начало указанным исследованиям поставили работы О.Р. Терно в 1957-1963 гг. и Л.А. Крумма в 1957 г. Впервые в работах кафедры вопросы оптимизации режимов рассматривались в статье [7], в связи с усовершенствованием методов регулирования частоты. В этом же году вышла статья [3], где изложены основные принципы комплексной оптимизации режимов ЭС по активным и реактивным мощностям. Изложенные там идеи получили дальнейшее развитие в многочисленных работах автора и его сотрудников в Сибирском энергетическом институте (СЭИ).

В конце 50-х и в начале 60-х годов много внимания было уделено применению вычислительной техники для решения задач оптимизации режимов. Была разработана и внедрена специализированная аналоговая вычислительная машина (АВМ) на полупроводниковых триодах для оптимизации распределения активных мощностей в ЭС, состоящей из ТЭС [12]. Также были разработаны проекты АВМ для оптимизации суточных режимов гидротепловых ЭС [17] и внутростанционных режимов ТЭС [18].

В 1960 г. начались работы по применению ЦВМ. Были разработаны программы для решения различных задач оптимизации режимов [16] и программно-вычислительный комплекс для оптимизации краткосрочных режимов энергообъединения Северо-Запада [31]. Проводились исследования по усовершенствованию математических моделей оптимизации режимов [19-21, 30]. Од-

нако во всех вышеотмеченных работах применялся детерминистический подход к решению проблемы.

Исследование проблемы оптимизации нормальных режимов в вероятностной постановке началось в 1962 г. Уже первые результаты [22, 32] показывали перспективность вероятностного подхода и этот подход стал основой для многих исследований.

В 1965-1980 гг. проведен ряд теоретических исследований для разработки общих принципов, математических моделей и методов для оптимизации нормальных режимов ЭС и энергообъединений в условиях неполной информации, т.е. когда исходная информация может быть представлена в детерминированной, вероятностной, неопределенной или расплывчатой формах [61 - 63, 72, 73, 78, 115, 125, 135]. Разработан сравнительно простой метод - метод плановых характеристик для решения задач оптимизации режимов в условиях неполной информации.

В то же время проводились исследования для разработки математических моделей, методов и алгоритмов для различных конкретных задач оптимизации режимов: оптимизация краткосрочных режимов гидротепловых ЭС [41, 74, 80, 106, 138, 140, 131, 147, 150], оптимальное корректирование и регулирование режима [38, 79, 81, 105, 117], решение стохастических задач оптимизации режимов на АВМ [46, 65-67], оптимизация режимов и расчет вход-выход характеристик ТЭС [102, 108, 110, 139, 152], комплексная оптимизация режимов по активным и реактивным мощностям (совместно с СЭИ) [78, 142].

Для того, чтобы исследовать случайный характер параметров режима и получить необходимую вероятностную информацию для оптимизации режимов разработаны методика и серия программ ЦВМ под общим названием СТАТАН [132]. С помощью указанных программ проведен статистический анализ режимов различных объектов ЕЭС СССР [97, 100, 111, 117, 130, 146]. Исследовано влияние случайного характера параметров на вход-выход характеристики энергообъектов [126, 148, 151].

Разработаны и внедрены программно-вычислительные комплексы: ОПТЭС-1 - для оптимизации режимов и расчета вход-выход характеристик ТЭС [110], СТАТАН-1, ..., 6 - для ста-

статистического анализа режимов [132], ПЛАНХОП-1, ..., 6 - для расчета плановых характеристик энергообъектов [80, 106].

Большую помощь в развитии исследований по оптимизации нормальных режимов ЭС и ТЭС оказало многолетнее сотрудничество кафедры с ЦДУ ЕЭС СССР и СЭИ.

3. Работы по расчету и регулированию установившихся режимов электрических систем и сетей

Первые работы по этому разделу вышли в 1957 г. Они посвящены следующим проблемам: 1) разработка методов регулирования частоты в ЭС с учетом экономических характеристик станций [7, 8], 2) регулирование режима энергообъединения с межсистемным звеном постоянного тока и некоторые частные вопросы работы такого звена [1, 2, 9 (1958), 13 (1959)], 3) расчет установившихся режимов электрической системы с учетом статических характеристик нагрузок и генераторов при автоматическом регулировании частоты, напряжения и мощности [3-6].

Первые результаты использования вероятностных методов при расчете установившихся режимов электрических сетей опубликованы в 1969 г. В них рассматривались приближенный учет вероятностного характера нагрузки [58, 59] и статистический расчет относительных приростов потерь активной мощности в сети [56, 57]. Последняя тема завершилась в 1971 г. [69].

За 1972-1975 года опубликована серия работ, связанная с управлением нормального режима распределительной сети. Предложен принцип оптимального управления режимом распределительной сети локальными автоматическими регуляторами на основе статистического анализа оптимальных режимов [89, 90, 91, 93, 98, 99]. При этом рассматривались вопросы оптимизации централизованного регулирования напряжения, местного регулирования конденсаторных батарей и выбора ответвлений трансформаторов в распределительной сети [75, 76, 96, 101]. Для реализации такого метода управления были составлены экономические характеристики нагрузок распределительных сетей [69, 94].

4. Работы по математическому моделированию и прогнозированию нагрузок ЭС

Исследования электрических нагрузок с целью их прогнозирования в нормальных режимах ЭС начались в 1962 г. Первым результатом было предложенное в 1965 г. математическое описание суммарной нагрузки ЭС в виде нестационарного случайного процесса [29], которое в последующих работах усовершенствовалось [43, 68, 70, 84, 85]. С самого начала основное внимание уделялось учету физических свойств нагрузок, а не только применению формально-математических приемов прогнозирования случайных процессов.

С 1974 г. основное внимание уделялось исследованию узловых нагрузок [87, 103, 104, 109, 112, 134, 136], которые впервые рассматривались в публикациях 1971 г. [68, 70]. Продолжалось обобщение и уточнение математической модели [107, 118, 120, 124, 129, 131, 133] с включением в нее метеорологических факторов с учетом последствий их влияния на нагрузку [127], а также расширением применимости модели на условия неполных данных [128].

В последние годы работа ведется по математическому описанию характера различных нагрузок с учетом влияния режимных и метеорологических условий [137, 156], а также по математическому моделированию и прогнозированию суточного потребления энергии отдельных промышленных предприятий [143].

Необходимо отметить большое значение для работ этого раздела сотрудничество с Ленэнерго, а также с Главной геофизической обсерваторией.

5. Работы по вопросам управления аварийными режимами ЭС

В начальной стадии вероятностного подхода к проблемам управления режимами ЭС на кафедре электрических систем ТПИ исследовались и некоторые вопросы управления аварийными режимами ЭС (всего 18 публикаций за 1965-1970 гг.).

Первая группа работ посвящена методам вероятностной оптимизации системы релейной защиты [34]. При этом основное внимание обращалось на разработку статистических методов

расчета уставок устройств защиты [24, 26-28, 35, 37, 48-51, 60].

Вторая группа работ посвящена методам статистико-вероятностного исследования динамической устойчивости ЭС [55]. В этих работах предлагается методика определения вероятности нарушения динамической устойчивости ЭС с применением метода статических испытаний (Монте-Карло) [45, 52-54].

Л и т е р а т у р а

1957

1. Буачидзе С.Р. Регулирование активной и реактивной мощностей межсистемного звена постоянного тока. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1957, № 87. 56 с.
2. Буачидзе С.Р. Эквивалентные параметры на переменном токе системных звеньев постоянного тока. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А. 1957, № 127. 20 с.
3. Крумм Л.А. Использование, трудоемкость и автоматизация вычислительного процесса методов расчета стационарных режимов электрических систем с учетом статических характеристик нагрузок и генераторов при автоматическом регулировании частоты, напряжения и мощности. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1957, № 126. 28 с.
4. Крумм Л.М. Методы решения общих уравнений стационарного режима электрической системы с учетом статических характеристик нагрузок генераторов при автоматическом регулировании частоты, напряжения и мощности. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1957, № 125. 20 с.
5. Крумм Л.А. Уравнения стационарного режима электрической системы с учетом статических характеристик нагрузок и генераторов при автоматическом регулировании частоты, напряжения и мощности. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1957, № 123. 20 с.
6. Крумм Л.А. Усовершенствованный метод последовательных интервалов для определения изменения стационарного режима электрической системы при любых возмущениях симметричного характера нагрузок и генераторов и автоматизации регулирования частоты, напряжения и мощности. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1957, № 125. 20 с.

7. Терно О.Р. К вопросу о регулировании частоты в объединенных энергосистемах. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1957, № 79. 20 с.

8. Терно О.Р. Регулирование частоты в энергосистемах с учетом экономических характеристик станций: Автореферат дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Л., 1957. 21 с. (Ленинградский политехн. ин-т).

1958

9. Тийгимяги Э.А. Исследование и разработка методики расчета токов обратного зажигания в сложных одно- и много-мостовых выпрямительных схемах. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1958, № 134. 24 с.

10. Эсоп Х.Р. Анализ системы возбуждения синхронных генераторов с питанием на повышенной частоте и использованием магнитных усилителей и компаундирующего устройства. - Изв. вузов: Энергетика, 1958, № 5, с. 11-19.

11. Voichidzé S. Sur le réglage automatique d'une liaison à courant continu entre réseaux à courant alternatif. - Revue générale de l'Electricité, 1958, N 4, p. 203-214.

1959

12. Терно О.Р., Пикков О.М., Лелумезс Х.Э. Счетно-решающее устройство для экономичного распределения нагрузки. - Электричество, 1959, № 9, с. 5-8.

13. Тийгимяги Э.А. Исследование и разработка методики расчета токов обратного зажигания в сложных одно- и много-мостовых выпрямительных системах: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Таллин, 1959. 26 с. (Энергетический ин-т АН СССР).

1960

14. Эсоп Х.Р. Графический синтез системы регулирования возбуждения синхронного генератора с питанием на повышенной частоте и использованием магнитных усилителей и компаундирующего устройства. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1960, № 178. 24 с.

1961

15. Эсоп Х.Р. Анализ системы возбуждения синхронных генераторов с питанием на повышенной частоте и использованием магнитных усилителей и компаундирующего устройства: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Таллин, 1961. 12 с. (Ленинградский политехн. ин-т).

1963

16. Валдма М.Х. Программирование задачи экономического распределения для цифровой вычислительной машины. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1963, № 201, с. 25-39.

17. Мейстер А.Э., Терно О.Р. Счетно-решающее устройство для распределения активной нагрузки в энергосистеме с гидростанциями. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1963, № 201, с. 47-55.

18. Соонталу Ю.Ю., Терно О.Р. Счетно-решающее устройство для вычисления экономической характеристики тепловой электростанции. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1963, № 201, с. 57-75.

19. Терно О.Р. Распределение резерва в энергосистеме. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1963, № 201, с. 19-24.

20. Терно О.Р. Состояние исследования экономичных режимов энергетических систем. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1963, № 201, с. 3-17.

21. Тийгимяги Э.А. О расчете уровня нижнего бьефа гидростанций при экономичном распределении нагрузок в энергосистеме. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1963, № 201, с. 41-46.

1965

22. Валдма М.Х., Терно О.Р. Некоторые вопросы вероятностного оптимального планирования производственных процессов энергетических систем. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 29-50.

23. Валдма М.Х., Терно О.Р. О синтетическом методе вычисления оптимальных процессов энергетических систем. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, №225, с. 51-61.

24. Иьуду К.А., Мёллер К.Ю., Терно О.Р. Вероятностный подход к определению уставок релейной защиты. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 63-76.

25. Мёллер К.Ю. Об оптимизации системы релейной защиты и автоматики электроустановок. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 103-112.

26. Мёллер К.Ю. Оптимизация уставки релейной защиты по воздействующей величине. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 95-102.

27. Мёллер К.Ю. Оптимизация уставок релейной защиты по времени. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 89-93.

28. Мёллер К.Ю. Учет точности статистических характеристик при определении вероятности селективного срабатывания релейной защиты. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 77-87.

29. Мельдорф М.В., Тийгимяги Э.А. Прогнозирование графиков нагрузки энергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 3-13.

30. О результатах исследования влияния изменения напора гидростанций на экономичность режима энергетических систем / М.Х. Валдма, О.И. Гроссман, Х.Э. Лелумезс, М.В. Мельдорф, Э.А. Тийгимяги. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 21-28.

31. Программа оптимизации режима объединенной энергосистемы / М.Х. Валдма, О.И. Гроссман, О.Р. Терно, Э.А. Тийгимяги. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1965, № 225, с. 15-20.

1966

32. Валдма М.Х. Исследование вероятностного оптимального планирования производственных процессов энергетических систем: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - М., 1966. 20 с. (Энергетический ин-т АН СССР).

33. Валдма М.Х. О методике вероятностного оптимального планирования производственных процессов энергетических систем. - В кн.: Тезисы докладов симпозиума "Применение методов математического моделирования в энергетике". Иркутск, 1966, с. 97-98.

34. Мёллер К.Ю. Исследование и разработка методов вероятностной оптимизации системы релейной защиты: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. Рига, 1966. 28 с. (Рижский политехн. ин-т).

35. Мёллер К.Ю. О вероятностной оптимизации параметров срабатывания устройств аварийного управления электроустановок. - В кн.: Тезисы докладов симпозиума "Применение методов математического моделирования в энергетике". Иркутск, 1966, с. 150-152.

1968

36. Валдма М.Х. О возможностях вероятностного планирования суточных процессов энергетических систем. - В кн.: Применение математических методов и вычислительных машин в энергетике. Вып. I, Кишинев, 1968, с. 45-49.

37. Мёллер К.Ю. Об оптимизации надежности по параметру релейной защиты. - В кн.: Применение математических методов и вычислительных машин в энергетике. Вып. 4. Кишинев, 1968, с. 81-88.

1969

38. Валдма М.Х. К оптимальному регулированию распределения нагрузок. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 13-15.

39. Валдма М.Х. Об учете случайных факторов в характеристиках электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 7-12.

40. Валдма М.Х. О прямых и косвенных задачах распределения нагрузок. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 8-9.

41. Валдма М.Х. Учет случайного характера режима при оптимальном планировании распределения активных нагрузок в энергетической системе. - Изв. АН СССР: Энергетика и транспорт, 1969, № 6, с. 36-43.

42. Валдма М.Х., Вийра Т.А. Определение плановых характеристик электростанций на ЦВМ. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР, Таллин, 1969, с. 10-12.

43. Вероятностное моделирование нагрузок узлов энергосистемы / М.В. Мельдорф, П.Х. Раэсаар, Г.А. Сейер, Э.А. Тийгимяги. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 25-26.

44. Вийра Т.А. Об одной возможности воспроизведения функций двух переменных. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 23-30.

45. Левинштейн М.Л., Мельдорф М.В. Применение метода статистических испытаний к вероятностному анализу устойчивости энергетических систем. - В кн.: Доклады на 2-м Всесоюзном научно-техническом совещании по устойчивости и надежности энергосистем СССР. М., Энергия, 1969, с. 56-66.

46. Лелумезс Х.Э. Решение одной задачи стохастического распределения нагрузок в энергетической системе на аналоговой вычислительной машине. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 15-21.

47. Лелумезс Х.Э. Учет случайных факторов при оптимальном регулировании распределения нагрузок. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 16-18.

48. Мёллер К.Ю. Задача оптимизации уставок релейной защиты. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 38-39.

49. Мёллер К.Ю. О влиянии уставок на основные требования к релейной защите. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 47-50.

50. Мёллер К.Ю. Формула сложения расчетных погрешностей реле времени. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 55-61.

51. Мёллер К.Ю. Экспериментальное исследование распределения времени срабатывания реле типа ЭВ-100, ЭВ-200. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 51-54.

52. Мельдорф М.В. Аппроксимация границы области устойчивости сложной энергосистемы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 39-45.

53. Мельдорф М.В. Методика вероятностного анализа динамической устойчивости сложной энергетической системы. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 36-38.

54. Мельдорф М.В. Применение метода статистических испытаний к исследованию устойчивости энергетических систем. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А. 1969, № 275, с. 31-38.

55. Мельдорф М.В. Статистико-вероятностное исследование динамической устойчивости энергетических систем: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Таллин, 1969. 17 с. (Ленинградский политехн. ин-т).

56. Разсаар П.Х. Об упрощении формул расчета относительных приростов потерь. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 85-92.

57. Разсаар П.Х. О допустимой погрешности расчета относительных приростов потерь активной мощности. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 26-28.

58. Тийгимяги Э.А. О вероятностном подходе к расчету электрических сетей. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Республиканская конференция ЭССР. Таллин, 1969, с. 23-24.

59. Тийгимяги Э.А. Учет вероятностного характера нагрузок при расчете электрических сетей методом узловых напряжений. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1969, № 275, с. 3-6.

1970

60. Мёллер К.Ю. Статистический расчет выдержек времени релейной защиты. - Электричество, 1970, № 6, с. 27-29.

61. Валдма М.Х. Об оптимизации режима электроэнергетической системы по непрерывным переменным в условиях риска. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. 3-10.

62. Валдма М.Х. Основные свойства плановых характеристик элементов электроэнергетических систем. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. II-16.

63. Валдма М.Х., Вийра Т.А. О минимаксно-оптимальном режиме электроэнергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. 17-23.

64. Вийра Т.А., Таммоя Х.Э.-Й. Некоторые результаты статистического анализа отклонений нагрузок электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. 41-45.

65. Лелумезс Х.Э. Задача вероятностного оптимального распределения активной нагрузки в энергосистеме и ее решение на АВМ: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Таллин, 1971. 20 с. (Белорусский политехн. ин-т).

66. Лелумезс Х.Э., Терно О.Р. Оптимизация распределения активной нагрузки в энергосистеме по критерию минимаксного ущерба. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1971, № 305, с. 25-31.

67. Лелумезс Х.Э., Терно О.Р. Решение задач вероятностного оптимального распределения активной нагрузки энергосистемы на аналоговой вычислительной машине (АВМ) - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. 33-39.

68. Мельдорф М.В., Сейер Г.А. Вероятностный анализ нагрузки узлов энергосистемы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. 47-53.

69. Разсаар П.Х. Статистическое определение частных удельных потерь при оптимизации режима электрических систем: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Таллин, 1971. 20 с. (Ленинградский политехн. ин-т).

70. Разсаар П.Х., Тийгимяги Э.А. К вопросу вероятностного моделирования мощностей узлов энергосистемы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. 55-60.

71. Сиркель Р.А., Тийгимяги Э.А. Об эквивалентных экономических характеристиках узлов нагрузок. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та. Серия А, 1971, № 305, с. 61-66.

1972

72. Валдма М.Х. О многошаговом управлении режимом электроэнергетической системы. - В кн.: Электроэнергетика и автоматика. Вып. 14. Кишинев, 1972, с. 51-55.

73. Валдма М.Х., Вийра Т.А. Об оптимизации режима электроэнергетической системы по минимаксным критериям. - Изв. АН СССР: Энергетика и транспорт, 1972, № 5, с. 24-34.

74. Вийра Т.А. Оптимизация распределения активной нагрузки в электроэнергетической системе в условиях неполной информации: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Таллин, 1972. 22 с. (Энергетический ин-т АН СССР).

75. Сейер Г.А., Тийгимяги Э.А. О возможности оптимального регулирования конденсаторных батарей в распределительных сетях по местным параметрам. - В кн.: Материалы 22-й Литовской республиканской научно-технической конференции: Электротехника. Каунас, 1972, с. 227-228.

76. Сиркель Р.А., Тийгимяги Э.А. Об оптимизации централизованного регулирования напряжения в распределительных сетях по местным параметрам. - В кн.: Материалы 22-й Литовской республиканской научно-технической конференции: Электротехника. Каунас, 1972, с. 229-231.

1974

77. Валдма М.Х. Некоторые принципы оптимизации нормального режима ЭЭС в условиях неполной информации. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 48-50.

78. Валдма М.Х., Крумм Л.А., Охорзин Ю.А. Методы решения стохастических задач комплексной оптимизации режимов электроэнергетических систем. - В кн.: Фактор неопределенности при принятии оптимальных решений в больших системах энергетики. Т. 3. Иркутск, 1974, с. 96-III.

79. Валдма М.Х., Кээл М.Э. О постановке задач оптимального корректирования планов режима электроэнергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 3-12.

80. Валдма М.Х., Лелумезс Х.Э. Расчет и аппроксимация плановых характеристик элементов энергосистемы в вероятностно-определенных условиях. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 19-25.

81. Кээл М.Э. Алгоритм оптимального корректирования планов режима энергосистемы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 13-18.

82. Кээл М.Э. О приближенном корректировании планов режима ЭЭС. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 55-57.

83. Кээл М.Э. Результаты корреляционного анализа отклонений генерируемых мощностей элементов ЭЭС. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 53-55.

84. Мельдорф М.В. Прогнозирование графиков нагрузки энергетической системы. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 40-42.

85. Мельдорф М.В., Тийгимяги Э.А. Аппроксимация закона распределения нагрузки энергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 27-33.

86. Некоторые итоги исследования отклонений генерируемых мощностей от задаваемых и методов их учета при планировании режимов ЕЭС СССР / М.Х. Валдма, Т.А. Вийра, Х.Э.-Й Таммоя, М.Э. Кээл, Х.Э. Лелумезс, С.А. Совалов, Б.Д. Сюткин. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 51-53.

87. Прогнозирование графиков нагрузок узлов энергосистемы / Ю.Ю. Вальтин, Х.Ю. Луберг, М.В. Мельдорф, И.Э. Перкман, К.А. Сааренд, Э.А. Тийгимяги, Ю.Э. Треуфельд. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР, Таллин, 1974, с. 42-43.

88. Программы оптимизации конфигураций электрических сетей 35-330 кВ / М.В. Мельдорф, П.Х. Разсаар, Г.А. Сейер, Э.А. Тийгимяги, Т.Р. Юсс - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 71-76.

89. Разсаар П.Х., Сейер Г.А. К учету допустимых отклонений напряжения при оптимизации нормальных режимов распределительных сетей. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 65-69.

90. Сейер Г.А. Анализ оптимальных нормальных режимов распределительных сетей. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 53-58.

91. Сейер Г.А. Об определении оптимальных законов регулирования напряжения центра питания и реактивной мощности в распределительной сети. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы докладов 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 78-80.

92. Сейер Г.А., Разсаар П.Х. Программа расчета установленных режимов электрических сетей УРТПИ. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 33-34.

93. Сейер Г.А., Тийгимяги Э.А. Математическая модель оптимизации нормального режима распределительной сети. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 45-52.

94. Сиркель Р.А. Приближенное определение коэффициентов экономических характеристик электроприемников. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 59-63.

95. Сиркель Р.А., Тийгимяги Э.А. Исследование централизованного регулирования напряжения на основе статистического анализа оптимальных режимов распределительной сети. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 41-46.

96. Сиркель Р.А., Тийгимяги Э.А. Определение оптимальных ответвлений распределительных трансформаторов. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 76-78.

97. Случайные факторы и режимы ТЭС Эстонской энергосистемы / Э.А. Аман, М.Х. Валдма, Х.Э. Лелумеэс, Х.Ю. Луберг, К.Ю. Мёллер, Ю.Е. Муст, К.А. Сааренд, Х.Э.-Й. Там-

моя. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 46-48.

98. Тийгимяги Э.А. Об оптимальном управлении нормальным режимом распределительной сети на основе статистического анализа оптимальных режимов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1974, № 364, с. 35-39.

99. Тийгимяги Э.А. Об управлении нормальным режимом распределительной сети. - В кн.: Проблемы оптимизации в электроэнергетике: Тезисы 2-й Республиканской конференции ЭССР. Таллин, 1974, с. 71-72.

1975

100. Валдма М.Х., Совалов С.А. Вероятностное описание и учет отклонений фактических генерируемых мощностей от задаваемых при планировании режимов ЕЭС СССР. - Изв. АН СССР: Энергетика и транспорт, 1975, № 4, с. 31-38.

101. Сиркель Р.А. Исследование централизованного регулирования напряжения на основе статистического анализа оптимальных режимов распределительных сетей: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Каунас, 1975, 24 с. (Каунасский политехн. ин-т).

1976

102. Валдма М.Х., Таммоя Х.Э.-Й. Методика оптимизации распределения нагрузок между агрегатами и расчета вход-выход характеристик тепловой электростанции. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 29-44.

103. Вальтин Ю.Ю., Мельдорф М.В. Программа анализа и прогноза нагрузок узлов электроэнергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 85-88.

104. Вопросы прогнозирования нагрузок узлов электроэнергетической системы / Ю.Ю. Вальтин, М.В. Мельдорф, Э.А. Тийгимяги, Ю.Э. Треуфельдт. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 81-84.

105. Кээл М.Э. О корректировании планов активной мощности электроэнергетических систем в вероятностно-опреде-

ленных условиях. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 3-10.

106. Лелумэс Х.Э. Программа расчета плановых характеристик энергообъектов в вероятностно-определенных условиях. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 45-48.

107. Мельдорф М.В. Математическая модель нагрузки энергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 57-64.

108. Об оценивании вход-выход характеристик агрегатов тепловой электростанции / М.Х. Валдма, Л.К. Вийлуп, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 17-27.

109. О математическом моделировании нагрузок узлов электроэнергетической системы / Ю.Д. Вальтин, М.В. Мельдорф, П.Х. Разсаар, Э.А. Тийгимяги, Ю.Э. Треуфельдт. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 71-79.

110. Программа оптимизации режима и расчета вход-выход характеристик тепловой электростанции с учетом случайных колебаний параметров режима / М.Х. Валдма, Л.К. Вийлуп, М.Э. Кээл, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 11-15.

111. Таммоя Х.Э.-Й. Некоторые результаты статистического анализа параметров режима тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 49-56.

112. Треуфельдт Ю.Э. К вопросу определения узловых нагрузок в электроэнергетических системах. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 67-70.

1977

113. Алгоритм оптимизации режима и расчета характеристик тепловых электростанций с учетом случайных факторов / М.Х. Валдма, Л.К. Вийлуп, М.Э. Кээл, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. - В кн.: Тезисы докладов на совещании по теме "Оптимизация режимов работы энергосистем". М., 1977, с. 118-121.

II4. Валдма М.Х. Об использовании вероятностной информации при оптимизации режима энергетической системы. - В кн.: Тезисы докладов на совещании по теме "Оптимизация режимов работы энергосистем". М., 1977, с. 63-66.

II5. Валдма М.Х. Одноэтапные задачи оптимизации режима энергетической системы в условиях неполной информации. М., АН СССР, 1977. 60 с.

II6. Валдма М.Х. Синтез математических моделей для оптимизации режимов энергетических систем в условиях неполной информации. - В кн.: Моделирование электроэнергетических систем: Тезисы 7-й Всесоюзной конференции. Таллин, 1977, с. 28.

II7. Кээл М.Э. Исследование задачи оптимального корректирования планов режима и процессов отклонений параметров режима электроэнергетических систем: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Таллин, 1977. 17 с. (Московский энергетич. ин-т).

II8. Мельдорф М.В. Вопросы математического моделирования нагрузки электроэнергетической системы. - В кн.: Моделирование электроэнергетических систем: Тезисы 7-й Всесоюзной конференции. Таллин, 1977, с. 151.

II9. Моделирование и учет случайного характера процессов при оптимизации режимов энергетических систем / М.Х. Валдма, Л.К. Вийлуп, М.Э. Кээл, Х.Э. Лелумез, К.Ю. Мёллер, С.А. Совалов, Д.Б. Сюткин, Х.Э.-Й. Таммоя. - В кн.: Моделирование электроэнергетических систем: Тезисы 7-й Всесоюзной конференции. Таллин, 1977, с. 134-135.

II10. О моделировании нагрузок узлов при управлении нормальным режимом электроэнергетической системы / Ю.Ю. Вальтин, М.В. Мельдорф, Э.А. Тийгимяги, Ю.Э. Треуфельдт. - В кн.: Моделирование электроэнергетических систем: Тезисы 7-й Всесоюзной конференции. Таллин, 1977, с. 152-153.

II11. Основные принципы методической концепции оптимизации процессов в электроэнергетических системах (ЭЭС) совместно в нормальных, аварийных и послеаварийных ситуациях и их применение / И.А. Александров, Л.А. Крумм, В.П. Кычаков, Ю.А. Охорзин, А.И. Тришечкин, А.А. Муралко, М.Х. Валдма, Ю.А. Куррел, Т.Ю. Тикк, В.Ф. Зупсман. - В кн.:

Моделирование электроэнергетических систем: Тезисы 7-й Всесоюзной конференции. Таллин, 1977, с. 131-132.

122. Разработка системы алгоритмов и программ для управления и проектирования электроэнергетических систем с учетом неполноты исходной информации для ЭВМ третьего поколения / Н.И. Воропай, Л.А. Крумм, В.П. Кычаков, Ю.А. Охорзин, А.М. Тришечкин, Е.И. Ушаков, Н.А. Муралко, М.Я. Ирлахман, В.М. Чебан, Т.Ю. Тикк, М.Х. Валдма, З.Г. Хвоцинская, А.Ю. Поздяков. — В кн.: Управление электрическими режимами энергосистем с помощью ЭВМ 3-го поколения. Т. 2, М., 1977, с. 10-15.

123. Таммоя Х.Э.-Й. Об алгоритме оптимизации режима тепловой электростанции в условиях неполной информации. — Статистические проблемы управления. Вып. 23: Идентификация динамических систем и процессов. Вильнюс, 1977, с. 67-72.

124. Треуфельдт Ю.Э. Обеспечение режимных задач исходными данными об узловых нагрузках. — Статистические проблемы управления. Вып. 23: Идентификация динамических систем и процессов. Вильнюс, 1977, с. 81-86.

1978

125. Валдма М.Х. Об оптимизации режима энергетической системы в условиях неполной информации. — Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 37-51.

126. Валдма М.Х., Лелумезс Х.Э. О чувствительности плановых характеристик энергообъектов. — Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 63-72.

127. Вальтин Ю.Ю., Мельдорф М.В. Моделирование нагрузки электроэнергетической системы с учетом метеорологических факторов. — Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 3-9.

128. Вальтин Ю.Ю., Мельдорф М.В. Прогнозирование нагрузки узлов электроэнергетической системы по экспертным данным. — Тр. Таллинск. политехн. ин-та 1978, № 453, с. 17-22.

129. Вальтин Ю.Ю., Мельдорф М.В., Треуфельдт Ю.Э. Моделирование нагрузок электроэнергетической системы и ее

узлов в особые дни. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. II-15.

I30. Вийлуп Л.К. Вероятностные характеристики параметров режима тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 73-80.

I31. Кээл Э.А., Раэсаар П.Х., Тийгимяги Э.А. Корреляционные зависимости нагрузок электроэнергетических систем и их узлов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 29-36.

I32. Методика статистического анализа процессов в энергетических системах / М.Х. Валдма, М.Э. Кээл, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 53-62.

I33. Обработка исходных данных и прогнозирование показателей электропотребления электроэнергетической системы / П.Х. Раэсаар, В.П. Сивакова, Э.А. Тийгимяги, Ю.Э. Треуфельдт - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 23-28.

I34. Треуфельдт Ю.Э. Обеспечение режимных задач электроэнергетических систем исходными данными об узловых нагрузках: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Ленинград, 1978. 20 с. (Ленинградский политехн. ин-т).

1979

I35. Валдма М.Х. Принципы многоэтапной оптимизации режимов энергетических систем в условиях неполной информации. - М., АН СССР, 1979. 52 с.

I36. Вальтин Ю.Ю. Математическое моделирование нагрузок узлов электроэнергетической системы: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Ленинград, 1979, 20 с. (Ленинградский политехн. ин-т).

I37. Вальтин Ю.Ю., Мельдорф М.В., Треуфельдт Ю.Э. Прогнозирование нагрузок узлов электроэнергетической системы. - В кн.: Тезисы докладов на семинаре "Оптимизация режимов работы энергосистем". М., 1979, с. 94-96.

138. Программа оптимизации краткосрочных режимов энергетических систем по активным мощностям с учетом случайных факторов / М.Х. Валдма, М.Э. Кээл, Х.Э. Лелумеэс, С.А. Совалов, Б.Д. Сюткин. - В кн.: Тезисы докладов на семинаре "Оптимизация режимов работы энергосистем". М., 1979, с. 47-48.

139. Программа оптимизации режимов ТЭС с учетом случайных факторов (ОПТЭС-2) / М.Х. Валдма, Л.К. Вийлуп, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя, Б.Д. Сюткин. - В кн.: Тезисы докладов на семинаре "Оптимизация режимов работы энергосистем". М., 1979, с. 79-81.

140. Consideration of random factors in optimal scheduling of power systems / M. Keel, H. Lelumees, K. Möller, H. Tammoja, M. Valdma. - Symp. IFAC. New Dehli, 1979.

1980

141. Валдма М.Х. Адаптивная методика оптимизации краткосрочных режимов энергообъединений по активным мощностям в условиях неполной информации. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 3-II.

142. Валдма М.Х. О комплексной оптимизации мгновенных режимов электроэнергетических систем по активным и реактивным мощностям в условиях неполной информации. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 13-25.

143. Валтин Ю.Ю., Лийк О.Н., Мельдорф М.Ф. Вопросы математического моделирования потребления электроэнергии промышленными предприятиями. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 97-105.

144. Вийлуп Л.К. Расчет и анализ плановых характеристик тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 57-65.

145. Кирсипуу Р.Я., Разсаар П.Х., Тийгимяги Э.А. Агрегирование нагрузок и граничных переменных подсистем электроэнергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 73-81.

146. Кээл М.Э. О результатах статистического анализа потоков активных мощностей в энергообъединениях. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 27-34.

147. Лелумезс Х.Э. Программа оптимизации краткосрочных режимов электроэнергетических систем по активным мощностям (ОПЭЭС-1). - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 35-41.

148. Мёллер К.Ю., Мёллер Л.В. О влиянии случайных факторов на технико-экономические показатели работы тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 51-56.

149. Мельдорф М.В. Текущее корригирование коэффициентов математической модели нагрузки. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 83-88.

150. О стохастической оптимизации режимов работы энергетических систем / М.Х. Валдма, М.Э. Кээл, Х.Э. Лелумезс, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. - В кн.: *Optimalizacja projektowania, eksploatacji systemon i urzadzen elektroenergetycznych: Matorialy konferencyjne*. Том 1. Warszawa, 1980, с. 191-198.

151. Таммоя Х.Э.-Й. Об экономии топлива из-за учета случайных факторов при оптимизации распределения нагрузок между агрегатами тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 43-50.

152. Таммоя Х.Э.-Й. Оптимизация распределения активных нагрузок между агрегатами тепловых электростанций: Автореф. дис. на соиск. учен. степени канд. техн. наук. - Новосибирск, 1980. 22 с. (Новосибирский электротехн. ин-т).

153. Треуфельдт Ю.Э. Моделирование некоторых дополнительных тенденций изменения нагрузок электроэнергетической системы и ее узлов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 89-95.

154. Юби Э.А.-Ю. Алгоритм нелинейной аппроксимации характеристик энергообъектов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 67-72.

1981

155. Валдма М.Х. Об учете вероятностной информации при оптимизации и анализе режимов энергетических систем. - В кн.: Тезисы докладов Всесоюзной научной конференции "Сни-

жение потерь в электроэнергетических системах", Баку, 1981, с. 218-219.

156. Мельдорф М.В., Вальтин Ю.Ю., Треуфельдт Ю.Э. О математическом моделировании узловых нагрузок электроэнергетической системы. - В кн.: Тезисы докладов Всесоюзной научной конференции "Снижение потерь в электроэнергетических системах". Баку, 1981, с. 239-240.

K. Möller

Papers of the Chair of Electric Systems
at the Tallinn Technical University Con-
cerning the Control of Electric Systems'
States

Summary

A brief historical survey is given here, showing the course of work having been carried out in this direction in the years of 1957-1981. The work was divided into the following parts: 1) optimization of normal states of electric systems and power stations, 2) calculation and adjustment of steady states of electric systems and networks, 3) a mathematical model and prognosis of loads of electric systems, 4) a few control problems of breakdown states of electric systems.

НЕКОТОРЫЕ ДЕТЕРМИНИРОВАННЫЕ И ВЕРОЯТНОСТНЫЕ
МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ДЛЯ ОПТИМИЗАЦИИ
КРАТКОСРОЧНЫХ РЕЖИМОВ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ
ПО АКТИВНЫМ МОЩНОСТЯМ

1. Введение

Одной из основных оптимизационных задач при управлении режимами энергетических систем (ЭС) является задача оптимизации их краткосрочных режимов по активным мощностям. Указанной задаче посвящено много работ. Однако в них основное внимание уделено методам и алгоритмам расчета оптимальных планов режима на основе детерминированной математической модели оптимизации (ММО) классического типа. При этом очень мало исследованы ММО другого типа.

Фактически одним из важнейших вопросов при решении оптимизационных задач является выбор ММО, т.е. выбор тех математических соотношений, на основе которых по определенным методам и алгоритмам определяются оптимальные планы режима. Основными формами ММО являются математические постановки задач оптимизации и условия оптимальности.

От ММО зависят точность и сложность решения задачи, а также объем и форма требуемой исходной информации. Поэтому для сложных оптимизационных задач целесообразно разработать оптимальные (наиболее эффективные) ММО. Для этого необходимо прежде всего разработать различные конкурирующие варианты ММО. Проблема разработки новых конкурирующих ММО чрезвычайно актуальна также для усовершенствования методики оптимизации краткосрочных режимов ЭС.

В настоящей статье приводятся различного типа ММО (математические постановки и условия оптимальности) и пока-

зываются возможности их применения. Рассматриваются 3 типа детерминированных ММО (с непрерывным временем, с дискретным временем со ступенчатыми процессами (классический тип моделей), с дискретным временем с кусочно-линейными (ломаными) процессами) и 2 типа вероятностных моделей (с дискретным временем со ступенчатыми процессами, с дискретным временем с кусочно-линейными процессами). Из них детерминированные модели с непрерывным временем и со ступенчатыми процессами ранее рассмотрены в ряде работ. Однако остальные ММО еще мало или совсем не освещены в литературе.

2. Детерминированные модели оптимизации

2.1. Общие замечания. Содержание и форма ММО зависят от содержания и формы исходной информации. Если к моменту времени оптимизации о всех исходных данных имеется абсолютно точная информация в детерминированной форме и если известно, что оптимальные планы режима реализуются точно, то говорят об оптимизации режимов в детерминированных условиях или в условиях полной информации. Соответствующие ММО называются детерминированными. Основные исходные положения оптимизации краткосрочных режимов гидротепловых ЭС по активным мощностям в детерминированных условиях изложены в [1, 2].

Задача заключается в определении таких процессов (графиков) изменения активных мощностей электростанций на предстоящий период времени T (на сутки или неделю), реализация которых обеспечивает минимум суммарного расхода условного топлива в целом по ЭС за период T и выполнение всех наложенных ограничивающих условий. Эта задача решается при заданных составе работающих агрегатов и схеме соединения элементов ЭС. Для решения указанной задачи могут быть применены различные ММО.

2.2. ММО с непрерывным временем. Наиболее точно позволяет учитывать изменение режима ЭС во времени ММО с непрерывным временем. Рассмотрим детерминированную ММО: найти процессы $P_T(t)$ и $P_H(t)$, обеспечивающие

$$\min \sum_{i \in I} \int_{t_0}^{t_0 + T} B_i [P_{Ti}(t), X_{Bi}(t), t] dt \quad (2.1)$$

при следующих ограничивающих условиях:

1) условие баланса активных мощностей по ЭС в целом:

$$P_{D\Sigma}(t) + P_{V\Sigma}(t) + \pi [P_T(t), P_H(t), X_\pi(t), t] - \sum_{i \in I_0 \cup I} P_{Ti}(t) - \sum_{j \in J} P_{Hj}(t) = 0, \quad t_0 \leq t \leq t_0 + T; \quad (2.2)$$

2) условия баланса воды для каждой гидроэлектростанции (ГЭС)

$$\int_{t_0}^{t_0 + T} G_j [P_{Hj}(t), X_{Gj}(t), t] dt - W_j = 0, \quad j \in J; \quad (2.3)$$

3) ограничения, наложенные на расход топлива некоторых тепловых электростанций (ТЭС)

$$\int_{t_0}^{t_0 + T} B_i [P_{Ti}(t), X_{Bi}(t)] dt - V_i \leq 0, \quad i \in I_1; \quad (2.4)$$

4) ограничения, наложенные на значения генерируемых активных мощностей ТЭС и ГЭС:

$$P_{Ti}^- [X_{P_{Ti}^-}(t), t] \leq P_{Ti}(t) \leq P_{Ti}^+ [X_{P_{Ti}^+}(t), t], \quad i \in I; \quad (2.5)$$

$$P_{Hj}^- [X_{P_{Hj}^-}(t), t] \leq P_{Hj}(t) \leq P_{Hj}^+ [X_{P_{Hj}^+}(t), t], \quad i \in J; \quad (2.6)$$

5) ограничения, наложенные на потоки активной мощности в линиях электропередач (ЛЭП):

$$P_{Le}^- [X_{P_{Le}^-}(t), t] \leq P_{Le}(t) \leq P_{Le}^+ [X_{P_{Le}^+}(t), t], \quad e \in E_1; \quad (2.7)$$

6) ограничения, наложенные на скорости изменения мощностей ТЭС:

$$\dot{P}_{Ti}^- [X_{\dot{P}_{Ti}^-}(t), t] \leq \dot{P}_{Ti}(t) \leq \dot{P}_{Ti}^+ [X_{\dot{P}_{Ti}^+}(t), t], \quad i \in I; \quad (2.8)$$

7) условие резерва

$$\sum_{i \in I_u \cup I_{ou}} P_{Ti}(t) + \sum_{j \in J_u} P_{Hj}(t) \leq \sum_{i \in I_u \cup I_{ou}} P_{Ti}^+(\cdot) + \sum_{j \in J_u} P_{Hj}^+(\cdot) - R_u, \quad (2.9)$$

$$u \in U.$$

- Здесь $P_{Ti}(t), P_{Hj}(t)$ – активные мощности i -й ТЭС и j -й ГЭС,
 $P_T(t), P_H(t)$ – векторы активных мощностей ТЭС и ГЭС,
 V_i – расход топлива за единицу времени,
 T – период времени оптимизации,
 $P_{D\Sigma}$ – суммарная нагрузка ЭС,
 $P_{V\Sigma}$ – суммарный переток мощности,
 π – потери активной мощности в сети,
 Q_j – расход воды j -й ГЭС,
 W_j – заданный на период T расход воды для j -й ГЭС,
 V_i – заданный на период T максимальный допустимый расход топлива i -й ТЭС,
 P_{Le} – поток активной мощности в e -й ЛЭП,
 $\dot{P}_{Ti} = \partial P_{Ti} / \partial t$;
 R_u – заданная минимально допустимая величина оперативного резерва в u -м районе,
 P^-, P^+ – минимальная и максимальная допустимые значения соответствующего параметра,
 I – множество индексов ТЭС с оптимизируемой мощностью,
 I_0 – множество индексов ТЭС с заданной мощностью,
 J – множество индексов ГЭС,
 I_1 – множество индексов ТЭС, для которых существуют ограничения по расходу топлива,
 E_1 – множество индексов ЛЭП, для которых учитываются ограничения (2.7),
 I_u, J_u – множества индексов ТЭС и ГЭС в u -м районе,
 U – множество районов в ЭС,
 X_ψ – обозначает вектор тех неуправляемых процессов или параметров, от которых еще зависит параметр ψ .

В модели (2.1)–(2.9) учтены основные ограничивающие условия, влияющие на распределение активных мощностей, без учета последействия режимов. Учет последействия режимов, обусловленного изменением напоров воды ГЭС и особенностью режимов атомных электростанций (АЭС) не всегда необходим. Поэтому в данной работе вопросы учета последействия режимов не рассматриваются.

Рассматриваемая ММО или оптимизационная задача относится к числу сложных вариационных задач. Для решения ука-

занных задач разработаны теория оптимальных процессов [3], основывающаяся на принципе максимума Понтрягина и метод динамического программирования [4]. Однако ввиду сложности и многомерности данной задачи в крупных ЭС, она практически не может быть решена указанными математическими методами. Поэтому ММО краткосрочных режимов с непрерывным временем в настоящее время не могут найти широкого практического применения. Для того, чтобы получить достаточно простые ММО, необходимо перейти от моделей с непрерывным временем к моделям с дискретным временем.

2.3. ММО со ступенчатыми процессами. Разбиваем период времени оптимизации T на s расчетных интервалов. При этом длительности интервалов могут быть разные. В течение каждого расчетного интервала времени считаем все процессы и функции неизменными. Тогда получим вместо (2.1)–(2.9) следующую задачу: найти $P_{Tik}, P_{Hjk}, i \in I, j \in J, k = 1, \dots, s$; обеспечивающие

$$\min \sum_{i \in I} \sum_{k=1}^s B_{ik}(P_{Tik}, X_{Bik}) \Delta t_k, \quad (2.10)$$

при ограничениях

$$P_{D\sigma k} + P_{V\sigma k} + \pi_k(P_{Tk}, P_{Hk}, X_{\pi k}) - \sum_{i \in I, UI} P_{Tik} - \sum_{j \in J} P_{Hjk} = 0, \quad (2.11)$$

$$k = 1, \dots, s;$$

$$\sum_{k=1}^s G_{jk}(P_{Hjk}, X_{Gjk}) \Delta t_k - W_j = 0, \quad j \in J; \quad (2.12)$$

$$\sum_{k=1}^s B_{ik}(P_{Tik}, X_{Bik}) \Delta t_k - V_i \leq 0, \quad i \in I_1; \quad (2.13)$$

$$P_{Tik}^-(X_{P_{Tik}}^-) \leq P_{Tik} \leq P_{Tik}^+(X_{P_{Tik}}^+), \quad i \in I, k = 1, \dots, s; \quad (2.14)$$

$$P_{Hjk}^-(X_{P_{Hjk}}^-) \leq P_{Hjk} \leq P_{Hjk}^+(X_{P_{Hjk}}^+), \quad j \in J, k = 1, \dots, s; \quad (2.15)$$

$$P_{Lek}^-(X_{P_{Lek}}^-) \leq P_{Lek}(P_{Tk}, P_{Hk}, X_{P_{Lek}}) \leq P_{Lek}^+(X_{P_{Lek}}^+), \quad (2.16)$$

$$e \in E_1, k = 1, \dots, s;$$

$$P_{Tik}^-(X_{P_{Tik}}^-) \leq \frac{P_{Tik+1} - P_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} \leq P_{Tik}^+(X_{P_{Tik}}^+), \quad (2.17)$$

$$i \in I, k = 1, \dots, s-1;$$

$$\sum_{i \in I_{ou} U I_u} P_{Tik} + \sum_{j \in J} P_{Hjk} \leq \sum_{i \in I_{ou} U I_u} P_{Tik}^+(X_{P_{Tik}}^+) + \sum_{j \in J} P_{Hjk}^+(X_{P_{Hjk}}^+) - R_u, \quad (2.18)$$

$$u \in U, \quad k = 1, \dots, s,$$

где k - индекс расчетного интервала времени;

Δt_k - длительность k -го интервала.

Здесь P_{Tik} , P_{Hjk} и другие параметры с индексом " k " могут быть интерпретированы либо как значения ступенчатых процессов в k -м интервале времени, либо как средние значения k -го интервала времени. Таким образом, модель (2.10) - (2.18) позволяет найти оптимальные среднеинтервальные значения мощностей или оптимальные фактические значения мощностей, если их изменение во времени имеет ступенчатый характер. В настоящее время в основном применяются модели указанного типа [5]. При этом модели, применяемые разными авторами, часто отличаются друг от друга только по числу учитываемых ограничивающих условий. Задачу, где учитываются только ограничения в виде уравнений (задачу (2.10) - (2.12) [1, 2] можно назвать классической ММО краткосрочных режимов [6].

Задача (2.10)-(2.18) является задачей нелинейного программирования. В общем случае она может иметь несколько локальных решений. Однако в определенных условиях указанная задача может иметь только единственное решение.

Рассмотрим далее модели, где функции $V_{ik}(\cdot)$ строго выпуклы вниз по P_{Tik} , все остальные функции в задаче выпуклы вниз, причем $P_{Lek}(\cdot)$ представляют собой линейные функции. Указанные предположения часто выполняются.

Теорема. При сделанных предположениях задача (2.10)-(2.18) может иметь только единственное оптимальное решение.

Доказательство. Заменим уравнения (2.11) и (2.12) неравенствами типа $\varphi \leq 0$. Тогда получим вместо исходной задачи задачу выпуклого программирования, имеющую единственное решение [7, 8]. Из-за монотонно возрастающего характера расходных характеристик (РХ) ТЭС оптимальное решение выпуклой задачи достигается в точке, где условия (2.11) и (2.12) выполняются как равенства. Следовательно,

если задача (2.10)–(2.18) имеет решение, то это будет единственное решение.

Составим для задачи (2.10)–(2.18) функцию Лагранжа:

$$\begin{aligned}
 \Phi = & \sum_{i \in I} \sum_{k=1}^s B_{ik}(\cdot) \Delta t_k + \sum_{k=1}^s \mu_k [P_{D\Sigma k} + P_{V\Sigma k} + \pi_k(\cdot) - \sum_{i \in I_0 \cup I} P_{Tik} - \sum_{j \in J} P_{Hjk}] + \\
 & + \sum_{j \in J} \lambda_j \left[\sum_{k=1}^s G_{jk}(\cdot) \Delta t_k - W_j \right] + \sum_{i \in I_1} \varepsilon_i \left[\sum_{k=1}^s B_{ik}(\cdot) \Delta t_k - V_i \right] + \\
 & + \sum_{e \in E_1} \sum_{k=1}^s \left\{ \alpha'_{ek} [P_{Lek}^-(\cdot) - P_{Lek}(\cdot)] + \alpha''_{ek} [P_{Lek}(\cdot) - P_{Lek}^+(\cdot)] \right\} + \\
 & + \sum_{i \in I} \sum_{k=1}^{s-1} \left\{ \beta'_{ik} \left[\dot{P}_{Tik}^-(\cdot) - \frac{P_{Tik+1} - P_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} \right] + \beta''_{ik} \left[\frac{P_{Tik+1} - P_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} - \dot{P}_{Tik}^+(\cdot) \right] \right\} + \\
 & + \sum_{k=1}^s \sum_{u \in U} \gamma_{uk} \left\{ \sum_{i \in I_0 \cup I} [P_{Tik} - P_{Tik}^+(\cdot)] + \sum_{j \in J} [P_{Hjk} - P_{Hjk}^+(\cdot)] + R_{uk} \right\}. \quad (2.19)
 \end{aligned}$$

где $\mu_k, \lambda_j, \varepsilon_i, \alpha'_{ek}, \alpha''_{ek}, \beta'_{ik}, \beta''_{ik}, \gamma_{uk}$ – множители Лагранжа.

Отметим, что ограничения указанной задачи удовлетворяют условиям регулярности нелинейного программирования. Поэтому, предполагая, что все функции в задаче дифференцируемы, можно выписать условия оптимальности (условия Куна–Таккера) задачи (2.10)–(2.18). План режима $P_{Tik}^{(0)}, P_{Hjk}^{(0)}, i \in I, j \in J, k = 1, \dots, s$ является оптимальным планом тогда и только тогда, если существуют такие значения множителей Лагранжа $\mu_k^{(0)}, \lambda_j^{(0)}, \varepsilon_i^{(0)}, \alpha'_{ek}{}^{(0)}, \alpha''_{ek}{}^{(0)}, \beta'_{ik}{}^{(0)}, \beta''_{ik}{}^{(0)}, \gamma_{uk}{}^{(0)}$ при которых выполняются следующие условия:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial P_{Tik}} \begin{cases} = 0 & \text{и } P_{Tik}^-(\cdot) < P_{Tik}^{(0)} < P_{Tik}^+(\cdot), \\ \geq 0 & \text{и } P_{Tik}^{(0)} = P_{Tik}^-(\cdot), \\ \leq 0 & \text{и } P_{Tik}^{(0)} = P_{Tik}^+(\cdot), \end{cases} \quad i \in I, k = 1, \dots, s; \quad (2.20)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial P_{Hjk}} \begin{cases} = 0 & \text{и } P_{Hjk}^-(\cdot) < P_{Hjk}^{(0)} < P_{Hjk}^+(\cdot), \\ \geq 0 & \text{и } P_{Hjk}^{(0)} = P_{Hjk}^-(\cdot), \\ \leq 0 & \text{и } P_{Hjk}^{(0)} = P_{Hjk}^+(\cdot), \end{cases} \quad j \in J, k = 1, \dots, s; \quad (2.21)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \mu_k} = 0, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.22)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \lambda_j} = 0, \quad j \in J; \quad (2.23)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \varepsilon_i} \leq 0, \quad i \in I_1; \quad (2.24)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \alpha'_{ek}} \leq 0, \quad e \in E_1, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.25)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \alpha''_{ek}} \leq 0, \quad e \in E_1, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.26)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \beta'_{ik}} \leq 0, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s-1; \quad (2.27)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \beta''_{ik}} \leq 0, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s-1; \quad (2.28)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \gamma_{uk}} \leq 0, \quad u \in U, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.29)$$

$$\varepsilon_i^{(0)} \left[\sum_{k=1}^s B_{ik}(\cdot) \Delta t_k - V_i \right] = 0, \quad i \in I_1; \quad (2.30)$$

$$\alpha'_{ek}{}^{(0)} [P_{Lek}^-(\cdot) - P_{Lek}(\cdot)] = 0, \quad e \in E_1, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.31)$$

$$\alpha''_{ek}{}^{(0)} [P_{Lek}(\cdot) - P_{Lek}^+(\cdot)] = 0, \quad e \in E_1, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.32)$$

$$\beta'_{ik}{}^{(0)} \left[\dot{P}_{Tik}^-(\cdot) - \frac{P_{Tik+1} - P_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} \right] = 0, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s-1; \quad (2.33)$$

$$\beta''_{ik}{}^{(0)} \left[\frac{P_{Tik+1} - P_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} - \dot{P}_{Tik}^+(\cdot) \right] = 0, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s-1; \quad (2.34)$$

$$\gamma_{uk}{}^{(0)} \left\{ \sum_{i \in I_{ou} \cup I_u} [P_{Tik} - P_{Tik}^+(\cdot)] + \sum_{j \in J} [P_{Hjk} - P_{Hjk}^+(\cdot)] + R_{uk} \right\} = 0, \quad (2.35)$$

$$u \in U, \quad k = 1, \dots, s;$$

$$P_{Tik}^- (\cdot) \leq P_{Tik}^{(0)} \leq P_{Tik}^+ (\cdot), \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.36)$$

$$P_{Hjk}^- (\cdot) \leq P_{Hjk}^{(0)} \leq P_{Hjk}^+ (\cdot), \quad j \in J, \quad k = 1, \dots, s. \quad (2.37)$$

Здесь условия (2.30)–(2.35) представляют собой т.н. условия дополняющей нежесткости.

При сделанных предположениях условия (2.20)–(2.37) являются общими необходимыми и достаточными условиями оптимальности детерминированной ММО со ступенчатыми процессами. Из них как частные случаи можно получить классические условия оптимальности режима и условия оптимальности для различных сочетаний активных (влияющих) ограничений. Приведем некоторые примеры в развернутом виде.

1. Условия оптимальности классической задачи (задачи (2.10)–(2.12)):

$$b_{ik} + \mu_k^{(0)} \sigma_{Tik} = \mu_k^{(0)}, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.38)$$

$$\lambda_j^{(0)} g_{jk} + \mu_k^{(0)} \sigma_{Hjk} = \mu_k^{(0)}, \quad j \in J, \quad k = 1, \dots, s \quad (2.39)$$

и (2.22)–(2.23) или, что одно и то же, условия (2.11) и (2.12).

Здесь $b_{ik} = \partial V_{ik} / \partial P_{Tik}$ – относительный прирост (ОП) расхода топлива i -й ТЭС,

$g_{jk} = \partial G_{jk} / \partial P_{Hjk}$ – ОП расхода воды j -й ГЭС,

$\sigma_{Tik} = \partial \pi / \partial P_{Tik}$, $\sigma_{Hjk} = \partial \pi / \partial P_{Hjk}$ – ОП потерь активной мощности в сети.

2. Условия оптимальности при учете ограничений на расход топлива некоторых ТЭС (задача (2.10)–(2.13)):

$$b_{ik} + \mu_k^{(0)} \sigma_{Tik} = \mu_k^{(0)}, \quad i \in I \text{ и } i \notin I_1, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.40)$$

$$(1 + \varepsilon_i) b_{ik} + \mu_k^{(0)} \sigma_{Tik} = \mu_k^{(0)}, \quad i \in I_1, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2.41)$$

$$\lambda_j^{(0)} g_{jk} + \mu_k^{(0)} \sigma_{Hjk} = \mu_k^{(0)}, \quad j \in J, \quad k = 1, \dots, s \quad (2.42)$$

и (2.22)–(2.24), (2.30).

3. Условия оптимальности при учете ограничений на активные мощности электростанций (задача (2.10)-(2.12), (2.14)-(2.15)):

$$b_{ik} + \mu_k \sigma_{Tik} \begin{cases} = \mu_k & \text{и } P_{Tik}^- < P_{Tik}^{(0)} < P_{Tik}^+, \\ \geq \mu_k & \text{и } P_{Tik}^{(0)} = P_{Tik}^-, \\ \leq \mu_k & \text{и } P_{Tik}^{(0)} = P_{Tik}^+, \end{cases} \quad i \in I, k=1, \dots, s; \quad (2.43)$$

$$\lambda_j g_{jk} + \mu_k \sigma_{Hjk} \begin{cases} = \mu_k & \text{и } P_{Hjk}^- < P_{Hjk}^{(0)} < P_{Hjk}^+, \\ \geq \mu_k & \text{и } P_{Hjk}^{(0)} = P_{Hjk}^-, \\ \leq \mu_k & \text{и } P_{Hjk}^{(0)} = P_{Hjk}^+, \end{cases} \quad j \in J, k=1, \dots, s \quad (2.44)$$

и условия (2.22), (2.23), (2.36), (2.37).

4. Условия оптимальности при учете ограничений, наложенных на потоки мощности ЛЭП (задача (2.10)-(2.12), (2.16)):

$$b_{ik} + \mu_k \sigma_{Tik} + \sum_{e \in E_1} \left[\alpha_{ek}''^{(0)} \frac{\partial P_{Lek}}{\partial P_{Tik}} - \alpha_{ek}'^{(0)} \frac{\partial P_{Lek}}{\partial P_{Tik}} \right] = \mu_k, \quad (2.45)$$

$$i \in I, k=1, \dots, s;$$

$$\lambda_j g_{jk} + \mu_k \sigma_{Hjk} + \sum_{e \in E_1} \left[\alpha_{ek}''^{(0)} \frac{\partial P_{Lek}}{\partial P_{Hjk}} - \alpha_{ek}'^{(0)} \frac{\partial P_{Lek}}{\partial P_{Hjk}} \right] = \mu_k, \quad (2.46)$$

$$j \in J, k=1, \dots, s$$

и условия (2.22), (2.23), (2.25), (2.26), (2.31), (2.32).

5. Условия оптимальности при учете ограничений, наложенных на скорости изменения мощностей ТЭС (задача (2.10)-(2.12), (2.17)):

$$b_{ik} + \mu_k \sigma_{Tik} + (\beta_{ik-1}''^{(0)} - \beta_{ik-1}'^{(0)}) \frac{1}{t_k - t_{k-1}} + (\beta_{ik}''^{(0)} - \beta_{ik}'^{(0)}) \frac{1}{t_{k+1} - t_k} = \mu_k, \quad (2.47)$$

$$i \in I, k=1, \dots, s;$$

$$\lambda_j g_{jk} + \mu_k \sigma_{Hjk} = \mu_k, \quad j \in J, k=1, \dots, s \quad (2.48)$$

и условия (2.22), (2.23), (2.27), (2.28), (2.33), (2.34).

6. Условия оптимальности при учете условия резерва (задача (2.10)-(2.12), (2.18)):

$$b_{ik} + \mu_k^{(0)} \sigma_{Tik} + \gamma_{uk}^{(0)} = \mu_k^{(0)}, \text{ если } i \in I_u \quad (2.49)$$

и условие (2.38) в остальных случаях $i \in I, k=1, \dots, s$;

$$\lambda_j q_{jk} + \mu_k^{(0)} \sigma_{Hjk} + \gamma_{uk}^{(0)} = \mu_k^{(0)}, \text{ если } j \in J_u \quad (2.50)$$

и условие (2.39) в остальных случаях $j \in J, k=1, \dots, s$;

кроме того должны выполняться условия (2.22), (2.23), (2.29) и (2.35).

Чтобы задачу оптимизации режимов можно было решить, необходимо знать условия оптимальности, по которым можно было бы идентифицировать оптимальный план режима. Вышеприведенные условия оптимальности были получены на основе функции Лагранжа. Они весьма простые и наглядные. Например, для того, чтобы проверить, является ли заданный режим оптимальным независимо от того, по какому методу он определен, необходимо проверить, существуют ли такие множители Лагранжа, при которых выполняются условия оптимальности. Для этого необходимо решить линейную систему уравнений и неравенств (2.20)–(2.35) относительно множителей Лагранжа. По этим условиям удобно анализировать также влияние отдельных ограничений.

Однако условия оптимальности можно представить в различной форме. Поэтому в зависимости от метода решения могут быть применены также условия в другой форме.

Основным недостатком ММО со ступенчатыми процессами является то, что в этих моделях не учитывается изменение режима ЭС в течение расчетного интервала времени. Поэтому для того, чтобы указанные модели аппроксимировали реальные условия с достаточной точностью, необходимо выбирать достаточно короткие интервалы времени. Однако укорочение интервалов времени увеличивает размерность задачи и усложняет ее решение. Обычно длительностью интервалов времени принимается 1 час. В связи с указанным недостатком ММО со ступенчатыми процессами представляют практический интерес также модели с кусочно-линейными процессами.

2.4. ММО с кусочно-линейными процессами. Рассмотрим теперь модели, где процессы изменения активных мощностей

представляются в виде кусочно-линейных (ломаных) процессов. Модели указанного типа в общем виде рассматривались в [9, 10].

Выбираем в период времени T $s-1$ расчетных моментов времени t_1, \dots, t_{s-1} . Определяем оптимальные значения мощностей только для этих моментов времени. Предполагаем, что между расчетными моментами времени активные мощности электростанций изменяются линейно, а функции задачи могут изменяться только в расчетные моменты времени.

Тогда получим вместо ММО с непрерывным временем (2.1) - (2.9) следующую модель: найти параметры P_{Tik} , $i \in I$, $k=1, \dots, s-1$ и P_{Hjk} , $j \in J$, $k=1, \dots, s-1$, обеспечивающие

$$\min \sum_{i \in I} \sum_{k=0}^{s-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} B_{ik} [P_{Tik}(t), X_{B_{ik}}] dt \quad (2.51)$$

при ограничениях

$$\sum_{k=0}^{s-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} G_{jk} [P_{Hjk}(t), X_{G_{jk}}] dt - W_j = 0, \quad j \in J; \quad (2.52)$$

$$\sum_{k=0}^{s-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} B_{ik} [P_{Tik}(t), X_{B_{ik}}] dt - V_i \leq 0, \quad i \in I, \quad (2.53)$$

и (2.11), (2.14)–(2.18) при $k=1, \dots, s-1$.

Здесь

$$P_{Tik}(t) = P_{Tik} + \frac{P_{Tik+1} - P_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} (t - t_k), \quad (2.54)$$

$$P_{Hjk}(t) = P_{Hjk} + \frac{P_{Hjk+1} - P_{Hjk}}{t_{k+1} - t_k} (t - t_k). \quad (2.55)$$

При этом выполнение ограничивающих условий (2.11), (2.14)–(2.18) обеспечивается только в выбранные расчетные моменты времени t_1, \dots, t_{s-1} . Значения мощностей в моменты времени t_0 и t_s считаем заданными. Таким образом, формально модели с кусочно-линейными процессами отличаются от моделей со ступенчатыми процессами только в части целевой функции и интегральных ограничений.

Для указанной задачи можно также составить функцию Лагранжа и на ее основе выписать условия оптимальности. При

этом условия оптимальности будут иметь также некоторые особенности.

Пусть $V_{i\Sigma}$ суммарный расход топлива i -й ТЭС. В моделях со ступенчатыми процессами $V_{i\Sigma}$ равен

$$V_{i\Sigma} = \sum_{k=1}^s V_{ik}(P_{Tik}, X_{Bik}) \Delta t_k. \quad (2.56)$$

Тогда относительный прирост суммарного расхода топлива i -й ТЭС по P_{Tik} определяется по формуле

$$b_{ik} = \frac{\partial V_{ik}}{\partial P_{Tik}} \Delta t_k. \quad (2.57)$$

В данной модели

$$V_{ik} = \sum_{k=0}^{s-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} V_{ik} [P_{Tik}(t), X_{Bik}] dt. \quad (2.58)$$

Дифференцируя выражение (2.58) с учетом формулы (2.54), получим, что относительный прирост суммарного расхода топлива по P_{Tik} в моделях с кусочно-линейными процессами выражается в виде

$$\begin{aligned} \hat{b}_{ik} = & \int_{t_{k-1}}^{t_k} b_{ik-1} [P_{Tik-1}(t), X_{Bik-1}] \frac{t - t_{k-1}}{t_k - t_{k-1}} dt + \\ & + \int_{t_k}^{t_{k+1}} b_{ik} [P_{Tik}(t), X_{Bik}] \left[1 - \frac{t - t_k}{t_{k+1} - t_k} \right] dt, \end{aligned} \quad (2.59)$$

где $P_{Tik-1}(t)$ и $P_{Tik}(t)$ определяются по (2.54).

Аналогичным путем получим, что относительный прирост суммарного расхода воды j -й ГЭС определяется в моделях со ступенчатыми процессами по формуле

$$g_{jk} = \frac{\partial G_{jk}}{\partial P_{Hjk}} \Delta t_k, \quad (2.60)$$

а в моделях с кусочно-линейными процессами формулой

$$\hat{g}_{jk} = \int_{t_{k-1}}^{t_k} g_{jk-1} [P_{Hjk-1}(t), X_{gjk-1}] \frac{t - t_{k-1}}{t_k - t_{k-1}} dt + \int_{t_k}^{t_{k+1}} g_{jk} [P_{Hjk}(t), X_{gjk}] \left[1 - \frac{t - t_k}{t_{k+1} - t_k} \right] dt, \quad (2.61)$$

где $P_{Hjk-1}(t)$ и $P_{Hjk}(t)$ определяются по (2.55).

Таким образом, условия оптимальности ММО с кусочно-линейными процессами отличаются от соответствующих условий оптимальности моделей со ступенчатыми процессами лишь тем, что вместо относительных приростов b_{ik} и g_{jk} необходимо в ММО с кусочно-линейными процессами использовать относительные приросты \hat{b}_{ik} и \hat{g}_{jk} , а вместо (2.23), (2.24) — условия (2.52), (2.53).

Например, классические условия оптимальности (2.38), (2.39), (2.22), (2.23) приобретают при учете кусочно-линейного характера процессов следующий вид:

$$\hat{b}_{ik} + \mu_k^{(0)} \sigma_{tik} = \mu_k^{(0)}, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s-1; \quad (2.62)$$

$$\lambda_j^{(0)} \hat{g}_{jk} + \mu_k^{(0)} \sigma_{njc} = \mu_k^{(0)}, \quad j \in J, \quad k = 1, \dots, s-1 \quad (2.63)$$

и условия (2.22), (2.52).

Относительные приросты \hat{b}_{ik} и \hat{g}_{jk} определяются с учетом нелинейности РХ ТЭС и ГЭС. Их значения зависят от мощностей станций в моменты времени t_{k-1} , t_k и t_{k+1} . При этом значения \hat{b}_{ik} и \hat{g}_{jk} часто значительно (20–30 % и более) отличаются от соответствующих значений b_{ik} и g_{jk} . Расчеты показали, что учет кусочно-линейного характера в ряде случаев оказывает существенное влияние на оптимальное распределение активных мощностей. Только в том случае, когда РХ ТЭС и ГЭС являются линейными функциями или когда электростанции работают по равному графику ММО со ступенчатыми и кусочно-линейными процессами дают одинаковые результаты.

Очевидно, что ММО с кусочно-линейными процессами более адекватны к реальным условиям, чем модели со ступенчатыми процессами. Поэтому переход к моделям с кусочно-линейными процессами позволяет при одной и той же размерности задачи повышать точность оптимизации или при одной и той же точности оптимизации уменьшить размерность и сложность решения задачи. При этом сам учет кусочно-линейного характера процессов незначительно усложняет решение задачи оптимизации.

2.5. Заключение. Из вышерассмотренных детерминированных ММО практический интерес представляют как модели со

ступенчатыми процессами, так и модели с кусочно-линейными процессами. Их можно использовать, например, следующим образом. Сначала определить приближенно-оптимальный план режима на основе модели со ступенчатыми процессами, затем при необходимости уточнить этот план на основе модели с кусочно-линейными процессами.

Однако вышерассмотренные ММО позволяют найти действительно оптимальный план только для детерминированно заданных исходных данных.

При этом предполагается, что оптимальный план режима реализуется точно (без отклонений).

Иначе говоря, детерминированные ММО предназначены для оптимизации режимов в условиях полной информации. В этих условиях указанные модели гарантируют оптимальность плана. В действительности оптимизация режимов ЭС проводится в условиях неполной информации. При этом далеко не вся информация может быть представлена в детерминированной форме. Часто весьма важная информация имеется только в вероятностной или неопределенной формах. Недостатком детерминированных ММО является то, что они не позволяют учитывать исходную информацию в вероятностной и неопределенной формах. Поэтому при применении детерминированных ММО в условиях неполной информации не в полной мере учитывается располагаемая исходная информация. Это снижает эффективность их применения.

3. Вероятностные модели оптимизации

3.1. Общие замечания. Рассмотрим теперь ММО более общего типа, позволяющие при оптимизации краткосрочных режимов ЭС учитывать не только детерминированную, а также вероятностную исходную информацию. Назовем их вероятностными ММО, хотя в литературе они часто называются также стохастическими моделями.

Проблема оптимизации режимов ЭС на основе вероятностной исходной информации очень многогранна и при этом могут быть использованы различные ММО [6, 9, 10, 11]. В настоящей работе на основе вышерассмотренных детерминированных ММО выводятся т.н. вероятностные М-модели, где мини-

мизируются математическое ожидание суммарного расхода топлива по математическим ожиданиям мощностей ТЭС и ГЭС. Исследования показали, что именно эти модели представляют, в первую очередь, большой практический интерес. Нижеизлагаемое основывается на общих принципах, изложенных в работах [9, 10].

3.2. ММО со ступенчатыми процессами. Допустим, что о всех исходных данных модели (2.10)–(2.18) отсутствует достаточно точная детерминированная информация, а имеется только вероятностная информация о них. Это значит, что все эти параметры и функции, которые для детерминированной оптимизации должны быть заданы в детерминированном виде, теперь являются для нас случайными. Кроме того, будем учитывать случайные отклонения фактических значений параметров режима от их запланированных значений. Для этого представим фактические значения мощностей ТЭС и ГЭС P_{tik} , P_{hjk} в виде суммы двух слагаемых:

$$\tilde{P}_{tik} = \bar{P}_{tik} + \Delta \tilde{P}_{tik}(\bar{P}_{tik}), \quad (3.1)$$

$$\tilde{P}_{hjk} = \bar{P}_{hjk} + \Delta \tilde{P}_{hjk}(\bar{P}_{hjk}), \quad (3.2)$$

где \bar{P}_{tik} , \bar{P}_{hjk} – плановые значения мощностей;
 $\Delta \tilde{P}_{tik}(\bar{P}_{tik})$, $\Delta \tilde{P}_{hjk}(\bar{P}_{hjk})$ – случайные отклонения фактических значений мощностей ТЭС и ГЭС, рассматриваемые как случайные функции плановых значений мощностей, \sim обозначает случайный характер параметра.

Отклонение фактических значений мощностей имеют различное происхождение [12]. Они могут быть обусловлены корректированием режимов после определения краткосрочных планов режима, воздействием автоматических регуляторов, влиянием различных непредвиденных факторов на режимы электростанций, погрешностями реализации планов режима и другими факторами. При этом они имеют устойчивые вероятностные характеристики, что позволяет их учитывать при оптимизации режимов.

В указанных условиях невозможно обеспечить минимум суммарного расхода топлива и выполнение ограничивающих условий для конкретных реальных условий, поскольку последние из-

вестны только вероятностно. Поэтому здесь минимизируется математическое ожидание суммарного расхода топлива по математическим ожиданиям или т.н. плановым значениям мощностей ТЭС и ГЭС. Ограничивающие условия для этой задачи вытекают из ограничивающих условий (2.11)-(2.18). Мы учитываем здесь только ограничения на математические ожидания мощностей, поскольку именно эти величины подлежат к определению. При этом предполагаем, что выполнение условий (2.11)-(2.18) обеспечивается последующими этапами управления, которые мы учитываем в виде отклонений мощностей.

На основе указанных соображений получим вместо модели (2.10)-(2.18) следующую вероятностную модель: найти $\bar{P}_{Tik}, \bar{P}_{Hjk}, i \in I, j \in J, k=1, \dots, S$, обеспечивающие

$$\min \sum_{i \in I} \sum_{k=1}^S M \tilde{B}_{ik} (\tilde{P}_{Tik}, \tilde{X}_{Bik}) \Delta t_k \quad (3.3)$$

при ограничениях

$$\bar{P}_{D\Delta k} + \bar{P}_{V\Delta k} + M \pi_k (\tilde{P}_{Tk}, \tilde{P}_{Hk}, \tilde{X}_{\pi k}) - \sum_{i \in I \cup U} \bar{P}_{Tik} - \sum_{j \in J} \bar{P}_{Hjk} = 0, k=1, \dots, S; \quad (3.4)$$

$$\sum_{k=1}^S M \tilde{G}_{jk} (\tilde{P}_{Hjk}, \tilde{X}_{Gjk}) \Delta t_k - \bar{W}_j = 0, j \in J; \quad (3.5)$$

$$\sum_{k=1}^S M \tilde{B}_{ik} (\tilde{P}_{Tik}, \tilde{X}_{Bik}) \Delta t_k - \bar{V}_i \leq 0, i \in I; \quad (3.6)$$

$$M \tilde{P}_{Tik}^-(\tilde{X}_{P_{Tik}}^-) \leq \bar{P}_{Tik} \leq M \tilde{P}_{Tik}^+(\tilde{X}_{P_{Tik}}^+), i \in I, k=1, \dots, S; \quad (3.7)$$

$$M \tilde{P}_{Hjk}^-(\tilde{X}_{P_{Hjk}}^-) \leq \bar{P}_{Hjk} \leq M \tilde{P}_{Hjk}^+(\tilde{X}_{P_{Hjk}}^+), j \in J, k=1, \dots, S; \quad (3.8)$$

$$M \tilde{P}_{Lek}^-(\tilde{X}_{P_{Lek}}^-) \leq M \tilde{P}_{Lek}(\tilde{P}_{Tk}, \tilde{P}_{Hk}, \tilde{X}_{P_{Lek}}) \leq M \tilde{P}_{Lek}^+(\tilde{X}_{P_{Lek}}^+), e \in E_1, k=1, \dots, S; \quad (3.9)$$

$$M \tilde{P}_{Tik}^-(\tilde{X}_{P_{Tik}}^-) \leq \frac{\bar{P}_{Tik+1} - \bar{P}_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} \leq M \tilde{P}_{Tik}^+(\tilde{X}_{P_{Tik}}^+), i \in I, k=1, \dots, S; \quad (3.10)$$

$$\sum_{i \in I_{0u} \cup U} \bar{P}_{Tik} + \sum_{j \in J_u} \bar{P}_{Hjk} \leq \sum_{i \in I_{0u} \cup U} M \tilde{P}_{Tik}^+ + \sum_{j \in J_u} M \tilde{P}_{Hjk}^+ - \bar{R}_u, u \in U, k=1, \dots, S, \quad (3.11)$$

где \tilde{P}_{Tik} , \tilde{P}_{Hjk} определяются по формулам (3.1) и (3.2).
 Здесь M – оператор математического ожидания;
 \bar{P} – математическое ожидание или плановое значение параметра P .

При этом в некоторых случаях целесообразно ограничение в виде неравенств задавать в вероятностной форме [9].

Это есть вероятностная ММО, позволяющая учитывать вероятностную информацию о любых исходных параметрах и функциях и, кроме того, учитывать вероятностную информацию об отклонениях мощностей электростанций. При заданной вероятностной информации о случайных факторах задача (3.3)–(3.II) может быть представлена в следующем виде:

$$\min \sum_{i \in I} \sum_{k=1}^s \bar{B}_{ik}(\bar{P}_{Tik}) \Delta t_k \quad (3.I2)$$

при ограничениях

$$\bar{P}_{D\Sigma k} + \bar{P}_{V\Sigma k} + \bar{\pi}(\bar{P}_{TK}, \bar{P}_{HK}) - \sum_{i \in I_0 \cup I} \bar{P}_{Tik} - \sum_{j \in J} \bar{P}_{Hjk} = 0, \quad k = 1, \dots, s; \quad (3.I3)$$

$$\sum_{k=1}^s \bar{G}_{jk}(\bar{P}_{Hjk}) \Delta t_k - \bar{W}_j = 0, \quad j \in J; \quad (3.I4)$$

$$\sum_{k=1}^s \bar{B}_{ik}(\bar{P}_{Tik}) \Delta t_k - \bar{V}_i \leq 0, \quad i \in I_1; \quad (3.I5)$$

$$\bar{P}_{Tik}^- \leq \bar{P}_{Tik} \leq \bar{P}_{Tik}^+, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s; \quad (3.I6)$$

$$\bar{P}_{Hjk}^- \leq \bar{P}_{Hjk} \leq \bar{P}_{Hjk}^+, \quad j \in J, \quad k = 1, \dots, s; \quad (3.I7)$$

$$\bar{P}_{Lek} \leq \bar{P}_{Lek}(\bar{P}_{TK}, \bar{P}_{HK}) \leq \bar{P}_{Lek}^+, \quad e \in E_1, \quad k = 1, \dots, s; \quad (3.I8)$$

$$\bar{P}_{Tik}^- \leq \frac{\bar{P}_{Tik+1} - \bar{P}_{Tik}}{t_{k+1} - t_k} \leq \bar{P}_{Tik}^+, \quad i \in I, \quad k = 1, \dots, s; \quad (3.I9)$$

$$\sum_{i \in I_{0u}} \bar{P}_{Tik} + \sum_{j \in J_u} \bar{P}_{Hjk} \leq \sum_{i \in I_{0u}} \bar{P}_{Tik}^+ + \sum_{j \in J_u} \bar{P}_{Hjk}^+ - \bar{R}_u, \quad u \in U, \quad k = 1, \dots, s. \quad (3.20)$$

где $\bar{B}_{ik}(\bar{P}_{Tik})$, $\bar{\pi}(\bar{P}_{TK}, \bar{P}_{HK})$, $\bar{G}_{jk}(\bar{P}_{Hjk})$, $\bar{P}_{Lek}(\bar{P}_{TK}, \bar{P}_{HK})$ – т.н. плановые функции или характеристики, представляющие собой

зависимости между математическими ожиданиями значений функций и математическими ожиданиями или плановыми значениями аргументов при заданной вероятностной информации о случайных факторах. Модель (3.12)–(3.20) является детерминированным эквивалентом стохастической задачи (3.3)–(3.11). Она отличается от детерминированной модели (2.10)–(2.18) лишь тем, что здесь имеются не фактические, а плановые функции и плановые значения параметров. Упрощенный вариант указанной модели ранее рассмотрен в [13].

Для данной вероятностной ММО могут быть выведены аналогичные (2.20)–(2.37) условия оптимальности. Например, для задачи (3.3)–(3.5) получим следующие условия оптимальности:

$$\bar{b}_{ik} + \mu_k^{(0)} \bar{\sigma}_{tik} = \mu_k^{(0)}, \quad i \in I, k=1, \dots, s; \quad (3.21)$$

$$\lambda_j^{(0)} \bar{q}_{jk} + \mu_k^{(0)} \bar{\sigma}_{Hjk} = \mu_k^{(0)}, \quad j \in J, k=1, \dots, s \quad (3.22)$$

и (3.13), (3.14),

где \bar{b}_{ik} , \bar{q}_{jk} , $\bar{\sigma}_{tik}$ – т.н. плановые ОП расхода топлива, воды и потерь в сети

$$\bar{b}_{ik} = \partial \bar{B}_{ik} / \partial \bar{P}_{tik}, \quad \bar{q}_{jk} = \partial \bar{G}_{jk} / \partial \bar{P}_{Hjk}, \quad \bar{\sigma}_{tik} = \partial \bar{\pi} / \partial \bar{P}_{tik}.$$

3.3. ММО с кусочно-линейными процессами. Аналогичным путем можно на основе детерминированной модели (2.51) – (2.53), (2.11), (2.14)–(2.18) вывести вероятностную модель с кусочно-линейными процессами и найти ее детерминированный эквивалент. Выпишем только детерминированный эквивалент вероятностной ММО с кусочно-линейными процессами: найти \bar{P}_{tik} , \bar{P}_{Hjk} , $i \in I, j \in J, k=1, \dots, s$, обеспечивающие

$$\min \sum_{i \in I} \sum_{k=0}^{s-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} \bar{B}_{ik} [\bar{P}_{tik}(t)] dt \quad (3.23)$$

при ограничениях

$$\sum_{k=0}^{s-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} \bar{G}_{jk} [\bar{P}_{Hjk}(t)] dt - \bar{W}_j = 0, \quad j \in J; \quad (3.24)$$

$$\sum_{k=0}^{s-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} \bar{B}_{i,k} [\bar{P}_{Tik}(t)] dt - \bar{V}_i \leq 0, \quad i \in I_1 \quad (3.25)$$

и (3.13), (3.16)–(3.20), где везде индекс „k“ обозначает k-й момент времени, причем $k=1, \dots, s-1$. Здесь предполагается, что процесс изменения плановых значений мощностей ТЭС и ГЭС является кусочно-линейным (ломаным).

Условия оптимальности имеют также аналогичный соответствующим детерминированным условиям вид. Выпишем их только для задачи (3.23), (3.13), (3.24):

$$\bar{b}_{i,k} + \mu_k^{(0)} \bar{\sigma}_{Tik} = \mu_k^{(0)}, \quad i \in I, \quad k=0, \dots, s-1; \quad (3.26)$$

$$\lambda_j^{(0)} \bar{q}_{jk} + \mu_k^{(0)} \bar{\sigma}_{Hjk} = \mu_k^{(0)}, \quad j \in J, \quad k=0, \dots, s-1 \quad (3.27)$$

и (3.13), (3.24),

где

$$\bar{b}_{i,k} = \int_{t_{k-1}}^{t_k} \bar{b}_{i,k-1}(\bar{P}_{Tik-1}(t)) \left[\frac{t-t_{k-1}}{t_k-t_{k-1}} \right] dt + \int_{t_k}^{t_{k+1}} \bar{b}_{i,k}(\bar{P}_{Tik}(t)) \left[1 - \frac{t-t_k}{t_{k+1}-t_k} \right] dt, \quad (3.28)$$

$$\bar{q}_{jk} = \int_{t_{k-1}}^{t_k} \bar{q}_{jk-1}(\bar{P}_{Hjk-1}(t)) \left[\frac{t-t_{k-1}}{t_k-t_{k-1}} \right] dt + \int_{t_k}^{t_{k+1}} \bar{q}_{jk}(\bar{P}_{Hjk}(t)) \left[1 - \frac{t-t_k}{t_{k+1}-t_k} \right] dt. \quad (3.29)$$

3.4. Заключение. Вероятностные ММО позволяют кроме имеющейся детерминированной информации использовать также вероятностную информацию для оптимизации режимов. Поэтому они являются более совершенными, чем соответствующие детерминированные ММО. В данной статье мы рассмотрели вероятностные модели, предназначенные для оптимизации режимов ЭС в среднем, т.е. по математическим ожиданиям. При этом эффективность вероятностных моделей в основном выявляется при их многократном применении.

Предложенные вероятностные модели достаточно простые. Для определения оптимальных планов режима с учетом вероятностной исходной информации целесообразно сначала вычис-

лить необходимые плановые характеристики электростанций, ЛЭП и потерь в сети, а затем решить обычную детерминированную задачу оптимизации режимов. Это т.н. метод плановых характеристик [9, 10] оказывается для данной задачи очень эффективным. Также несложно учитывать вероятностную исходную информацию в моделях с кусочно-линейными процессами.

4. Заключение

В данной статье рассматривались две возможности усовершенствования методики оптимизации краткосрочных режимов ЭС: 1) учет кусочно-линейного характера изменения мощностей электростанций, 2) учет вероятностной информации о не точно известных исходных данных, в том числе об отклонениях фактических значений мощностей от краткосрочных планов. Обе возможности позволяют повысить точность оптимизации краткосрочных режимов и открывают новые возможности для упрощения процесса расчета оптимальных планов.

Поэтому методики оптимизации краткосрочных режимов, применяемые в ЭС, должны позволять учитывать указанные факторы. В Таллинском политехническом институте создаются необходимые программы и модули программ ЦВМ для перехода к оптимизации по усовершенствованной методике. К сожалению, ограниченный объем статьи не позволяет на них останавливаться.

Л и т е р а т у р а

1. Г о р н ш т е й н В.М. Наивыгоднейшие режимы работы гидроэлектростанций в энергетических системах. М.-Л., Госэнергоиздат, 1959. 248 с.

2. М а р к о в и ч И.М. Режимы энергетических систем. 4-е изд. М., Энергия, 1969. 352 с.

3. Математическая теория оптимальных процессов / Л.С. Понтрягин, В.Г. Болтянский, Р.В. Гамкрелидзе, Е.Ф. Мищенко. 2-е изд. М., Наука, 1969. 384 с.

4. Б е л л м а н Р. Динамическое программирование. Пер. с англ. М., Изд-во иностранной литературы, 1960. 400 с.

5. Автоматизация управления энергообъединениями / Под ред. С.А. Савалова. М., Энергия, 1979. 432 с.

6. К р у м м Л.А. Методы оптимизации при управлении электроэнергетическими системами. Новосибирск, Наука, 1981. 318 с.
7. Х е д л и Дж. Нелинейное и динамическое программирование. Пер. с англ. М., Мир, 1967. 507 с.
8. В а с и л ь е в Ф.П. Численные методы решения экстремальных задач. М., Наука, 1980. 520 с.
9. В а л д м а М.Х. Одноэтапные задачи оптимизации режима энергетической системы в условиях неполной информации. М., АН СССР, 1977. 60 с.
10. В а л д м а М.Х. Принципы многоэтапной оптимизации режимов энергетических систем в условиях неполной информации. М., АН СССР, 1979. 52 с.
11. Ю д и н Д.Б. Математические методы управления в условиях неполной информации. М., Советское радио, 1974. 400 с.
12. В а л д м а М.Х., С о в а л о в С.А. Вероятностное описание и учет отклонений фактических генерируемых мощностей от задаваемых при планировании режимов ЕЭС СССР. - Изв. АН СССР: Энергетика и транспорт, 1975, № 4, с. 31-38.
13. В а л д м а М.Х. Учет случайного характера режима при оптимальном планировании распределения активных нагрузок в энергетической системе. - Изв. АН СССР: Энергетика и транспорт, 1969, № 6, с. 36-43.

M. Valdma

Some Deterministic and Probabilistic
Mathematical Models for Short-range
Optimization of Power Systems by
Real Power

Summary

The paper is devoted to improving the mathematical models of short-range states' optimization of hydro-thermal power systems. Three deterministic models (continuous time model, model with stepped processes and model with piecewise linear processes) and two probabilistic models (model with stepped processes and model with piecewise linear processes) are presented in the paper. Mathematical resolutions and necessary conditions for optimality taking into consideration various constraints are established.

УДК 621.311.001

П.Х. Раазаар, Э.А. Тийгимяги

О ЛИНЕАРИЗАЦИИ УЗЛОВЫХ МОЩНОСТЕЙ ЭЛЕКТРИЧЕСКИХ СЕТЕЙ

Как известно, расчет установившихся режимов – наиболее часто решаемая задача в эксплуатации и проектировании электроэнергетических систем (ЭЭС). Практика показывает, что расчеты данного типа составляют порядка 50 % всех расчетов, проводимых ЦДУ, ОДУ и РЭУ. Поэтому, несмотря на значительные успехи в развитии теории и методов расчета установившихся режимов, актуальной остается разработка новых, более эффективных методов и программ, удовлетворяющих повышенным требованиям по надежности, быстродействию и объему решаемых задач. Наряду с точными и универсальными программами несомненно должны разрабатываться программы, основанные на упрощенном математическом описании режима. Отличающиеся простотой и высоким быстродействием, они эффективны для предварительных оценочных расчетов в процессе проектирования и эксплуатации ЭЭС, особенно при создании АСДУ.

Распространенным приемом упрощения является линеаризация мощностей узлов ЭЭС, позволяющая увеличить скорость расчетов и осуществить линейное эквивалентирование ЭЭС и ее участков в целях сокращения размеров задачи и повышения надежности получения решения.

Наиболее часто используемыми способами линеаризации являются замена узловых нагрузок неизменными задающими токами $\dot{J}_0 = \text{const}$ или неизменными проводимостями $\dot{Y}_0 = \text{const}$, определенными по значениям мощности нагрузки \dot{S}_0 и напряжения \dot{U}_0 в некотором исходном режиме. Пер-

вым способом достигается определенное соответствие с действительной статической характеристикой в виде линейной зависимости. При предварительном эквивалентировании участков ЭЭС представлением нагрузок исключаемых узлов неизменными токами достигается независимость параметров эквивалентной схемы от режима. Однако в расчетах питающих и районных распределительных сетей такое представление может причинять неприемлемо большие погрешности в узловых мощностях.

Представление нагрузок неизменными проводимостями соответствует статическим характеристикам в виде квадратичных парабол. Способ положен в основу ряда алгоритмов, хотя при предварительном эквивалентировании пассивные параметры эквивалента получаются зависимыми от режима нагрузок.

Более точным способом линеаризации является сочетание представления узловых мощностей неизменными задающими токами \dot{J}_0 и проводимостями \dot{Y}_0 . [1...3]

$$\dot{S} = \sqrt{3} \dot{U} \dot{J}_0^* + U^2 \dot{Y}_0^* . \quad (1)$$

Подбор тока \dot{J}_0 и проводимости \dot{Y}_0 может быть осуществлен методом наименьших квадратов или разложением зависимости

$$\dot{J} = \frac{\dot{S}^*}{\sqrt{3} \dot{U}^*} \quad (2)$$

в ряд Тейлора в точке исходного режима при допущении о равенстве нулю аргументов напряжений. Анализ показывает практическое совпадение по точности указанных методов подбора.

Подходящим подбором параметров \dot{J}_0 и \dot{Y}_0 получается достаточно хорошее соответствие действительным статическим характеристикам нагрузки. При этом рассматриваемый способ линеаризации успешно применим также для представления неизменных мощностей узлов. Этот факт имеет большое практическое значение, ибо на большинстве понижающих подстанциях современных питающих сетей установлены трансфор-

маторы с устройствами РПН. Соотношением (1) можно представить и заданные генерирующие мощности.

Поскольку при данном способе линеаризации матрица Y_{Σ} пассивных параметров электрической сети получается несимметричной, то соответствующая схема не обладает свойством взаимности и, следовательно, в традиционном комплексном виде представлена и решена быть не может [2, 3]. Этим недостатком очевидно объясняется сравнительно ограниченное распространение рассматриваемого способа. Тем не менее указанный недостаток практически не затрудняет выполнение расчетов на ЦВМ, обеспечивая в то же время сравнительно высокую точность линеаризации. Повышается также точность предварительного эквивалентирования. Поэтому данный принцип линеаризации заслуживает большего внимания и дальнейшего развития.

Анализ показывает, что точность представления узловой мощности неизменными задающим током и проводимостью чувствительна к отклонениям аргументов напряжения от исходного значения δ_0 , особенно при линеаризации неизменных мощностей.

Существенно можно повысить точность линеаризации и уменьшить чувствительность результатов к указанным отклонениям, сняв при разложении выражения (2) в ряд Тейлора допущение о равенстве нулю аргументов δ_0 .

Узловая мощность может быть представлена ее статическими характеристиками в виде

$$\dot{S} = P_n + jQ_n + (\alpha P_n + j\beta Q_n) \left(\frac{U}{U_n} - 1\right) + (\gamma P_n + j\delta Q_n) \left(\frac{U}{U_n} - 1\right)^2, \quad (3)$$

где U_n - номинальное напряжение узла;

P_n, Q_n - соответственно активная и реактивная мощность узла при номинальном напряжении;

$\alpha, \beta, \gamma, \delta$ - регулирующие эффекты активной и реактивной мощности узла.

Поскольку комплексная функция (2) не является аналитической, т.е. дифференцируемой по комплексной переменной \dot{U} , то раз-

ложение ее возможно только по отдельным составляющим напряжения в виде

$$\dot{j} \approx \dot{j}(U'_0, U''_0) + \frac{\partial \dot{j}(U'_0, U''_0)}{\partial U'} (U' - U'_0) + \frac{\partial \dot{j}(U'_0, U''_0)}{\partial U''} (U'' - U''_0), \quad (4)$$

где $\dot{U} = U' + j U''$.

Для определения частных производных $\frac{\partial \dot{j}}{\partial U'}$ и $\frac{\partial \dot{j}}{\partial U''}$ выражение (2) представляется в виде

$$\dot{j} = \frac{P_H - j Q_H + (\alpha P_H - j \beta Q_H) \left(\frac{\sqrt{(U')^2 + (U'')^2}}{U_H} - 1 \right) + (\gamma P_H - j \delta Q_H) \left(\frac{\sqrt{(U')^2 + (U'')^2}}{U_H} - 1 \right)^2}{\sqrt{3} (U' - j U'')} \quad (5)$$

Тогда согласно (4) можно окончательно написать

$$\dot{j} = \dot{j}_0 + \dot{Y}_I U' + \dot{Y}_{II} U'', \quad (6)$$

где $\dot{j}_0, \dot{Y}_I, \dot{Y}_{II}$ - параметры линеаризованной мощности узла:

$$\left. \begin{aligned} \dot{j}_0 &= \frac{\dot{A} + \dot{C} \Delta U_{0*}}{\sqrt{3} \dot{U}_0^*} \\ \dot{Y}_I &= \frac{B U'_0 - j \dot{S}_0^* U''_0 + \dot{D} U'_0 \Delta U_{0*}}{\sqrt{3} U_0^2 \dot{U}_0^*} \\ \dot{Y}_{II} &= \frac{\dot{B} U''_0 + j \dot{S}_0^* U'_0 + \dot{D} U''_0 \Delta U_{0*}}{\sqrt{3} U_0^2 \dot{U}_0^*} \end{aligned} \right\}, \quad (7)$$

причем

$$\left. \begin{aligned} \dot{A} &= (2 - \alpha) P_H - j (2 - \beta) Q_H \\ \dot{B} &= (\alpha - 1) P_H - j (\beta - 1) Q_H \\ \dot{C} &= (\alpha - 2\gamma) P_H - j (\beta - 2\delta) Q_H \\ \dot{D} &= 2(\gamma P_H - j \delta Q_H) \end{aligned} \right\}, \quad (8)$$

ΔU_{0*} - относительное отклонение исходного напряжения U_0 от номинального U_H .

В частном случае неизменных мощностей

$$\dot{j}_0 = \frac{2\dot{S}_H^*}{\sqrt{3}U_0^*}, \quad \dot{Y}_I = -\frac{\dot{S}_H^*}{\sqrt{3}U_0^2}, \quad \dot{Y}_{II} = \frac{j\dot{S}_H^*}{\sqrt{3}U_0^2}.$$

Предложенный способ в дальнейшем условно будет называться точной линеаризацией.

Был проведен анализ точности линеаризации различными способами нагрузок сети 110 кВ, представленных типовыми статическими характеристиками [3], и неизменных мощностей узлов. Сводные результаты анализа при отклонениях модуля напряжения в пределах $(0,8-1,1)U_0$ и аргумента в пределах $0 \pm 10^\circ$ от исходных значений при коэффициентах мощности в диапазоне $\cos\varphi = 0,9-1$ приведены в таблице I.

Т а б л и ц а I

Максимальные погрешности линеаризации
узловых мощностей различными способами

Характер изменения мощности	Способ представления	Максимальная погрешность в % в определении		
		P	Q	S
По типовым статическим характеристикам 110 кВ	Неизменным током	30	31	28
	Неизменной проводимостью	28	6	28
	Неизменным током и проводимостью	11	25	18
	Точной линеаризацией	3	15	7
Неизменная мощность	Неизменным током	32	40	35
	Неизменной проводимостью	36	21	36
	Неизменным током и проводимостью	33	55	40
	Точной линеаризацией	7	10	8

Как видно из таблицы, точность предложенного способа линеаризации заметно превышает точность других способов, особенно в случае неизменных мощностей. При этом точность представления полных мощностей повышается с ростом коэффициента мощности.

Обстоятельство, что точная линеаризация не позволяет представить узловые мощности соответствующим схемным эк-

вивалентом, во многих случаях не вызывает существенных затруднений в вычислительном аспекте.

Матричное уравнение узловых напряжений электрической сети при точной линеаризации будет иметь вид

$$Y_{\Sigma} U = J_0, \quad (9)$$

где в блочном виде

$$U = \begin{Bmatrix} U' \\ U'' \end{Bmatrix}; \quad J_0 = \begin{Bmatrix} J_0' \\ J_0'' \end{Bmatrix};$$

$$Y_{\Sigma} = \begin{Bmatrix} Y' - Y'_{Iq} & Y'' - Y''_{Iq} \\ -Y'' + Y''_{Iq} & Y' + Y''_{Iq} \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} Y' & Y'' \\ Y''' & Y'''' \end{Bmatrix}, \quad (10)$$

причем индексом q обозначены диагональные матрицы.

При этом могут быть линеаризованы либо все узловые мощности, либо часть из них (например, только нагрузочные мощности).

Линеаризованное уравнение (9) может быть успешно решено итерационным методом Гаусса-Зейделя или методом исключения Гаусса.

При решении методом Гаусса-Зейделя получают для каждого узла выражения расчета напряжения, аналогичные выражениям, полученным при решении матричного уравнения узловых напряжений в традиционной комплексной форме [4]:

$$\left. \begin{aligned} U_i' &= \frac{J_i' + A_i}{L_i'} - \frac{J_i'' + B_i}{L_i''} \\ U_i'' &= \frac{J_i' + A_i}{L_i'''} + \frac{J_i'' + B_i}{L_i''''} \end{aligned} \right\} \quad (11)$$

где

$$\left. \begin{aligned} A_i &= \sum_j (Y_{ij}' U_j' + Y_{ij}'' U_j'') \\ B_i &= \sum_j (Y_{ij}' U_j'' - Y_{ij}'' U_j') \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

$$\left. \begin{aligned} \frac{1}{L_i^I} &= \frac{Y_{ii}^I - Y_{\pi i}^{\prime\prime}}{K}; & \frac{1}{L_i^{\prime\prime}} &= \frac{Y_{ii}^{\prime\prime} - Y_{\pi i}^I}{K} \\ \frac{1}{L_i^{\prime\prime\prime}} &= \frac{Y_{ii}^{\prime\prime} + Y_{\pi i}^{\prime\prime}}{K}; & \frac{1}{L_i^{\prime\prime\prime\prime}} &= \frac{Y_{ii}^I - Y_{\pi i}^I}{K} \end{aligned} \right\}, \quad (13)$$

причем

$$K = (Y_{ii}^I - Y_{\pi i}^I)(Y_{ii}^I - Y_{\pi i}^{\prime\prime}) + (Y_{ii}^{\prime\prime} - Y_{\pi i}^I)(Y_{ii}^{\prime\prime} + Y_{\pi i}^{\prime\prime}). \quad (14)$$

Таким образом, сохраняется полностью структура решения традиционной формы. Требуемый дополнительный объем памяти при этом является несущественным.

В случае решения системы (9) методом Гаусса применимы те же способы учета слабой заполненности матрицы Y_{Σ} , что и при решении в традиционном виде. Правда, ввиду отсутствия свойства взаимности требуется в два раза больший объем оперативной памяти ЦВМ. Однако быстрота сходимости и надежность получения решения методом Гаусса неоспоримо лучше, чем методом Гаусса-Зейделя [5]. Кроме того, широко распространенное линейное эквивалентирование электрической сети методом исключения узлов хорошо вписывается в общую схему счета. Для уменьшения накопления погрешностей от неизбежных округлений следует на каждом шаге совместно исключать два уравнения, соответствующих одному и тому же узлу.

Для линеаризации уравнения узла с заданным модулем напряжения следует вычислить по исходному приближению напряжения реактивную мощность Q узла. Если Q оказывается в допустимых пределах, то она линеаризуется. В противном случае значение Q фиксируется на пределе и затем линеаризуется.

Благодаря сравнительно высокой точности полученные решением системы (9) напряжения дают в ряде случаев достаточно качественные оценки их действительных значений (часто даже при $U_0 = U_n$). Однако для повышения точности можно линеаризацию выполнить повторно. Очевидно, что в таком случае получается итеративный метод ньютоновского типа. Такой линеаризацией всех уравнений системы (9) происходит по существу решение по методу Ньютона системы уравнений баланса

узловых токов, обеспечивающее сокращение расхода объема оперативной памяти ЦВМ и объема вычислений по сравнению с решением системы уравнений баланса узловых мощностей.

Немаловажным достоинством предложенного способа линеаризации является повышение точности линейного эквивалентирования электрической сети или ее участков, широко применяемого при расчетах установившихся режимов ЭЭС в целях сокращения размеров задачи, увеличения скорости расчетов, повышения надежности получения решения. Получаемый линейный эквивалент сети является в большой степени инвариантным относительно потерь мощности [3].

Для эквивалентирования применимы общеизвестные матричные соотношения [1, 3]. При последовательном исключении узлов следует совместно исключать две строки матриц Y_{Σ} и J_0 , соответствующих одному и тому же узлу. Из-за отсутствия свойства взаимности матрица параметров $Y_{\Sigma S}$ эквивалентной сети будет занимать в два раза больше памяти ЦВМ, нежели обыкновенная комплексная матрица Y_{Σ} , однако на общий расход памяти это обстоятельство сказывается только при расчете режима сети методами Гаусса-Зейделя или Гаусса.

Точный способ линеаризации, как и способы представления узловых мощностей неизменными проводимостями или неизменными проводимостями и задающими токами, обладает при эквивалентировании тем недостатком, что параметры эквивалента получаются зависимыми от мощностей узлов. Для преодоления этого недостатка определяются линейные эквиваленты для нескольких базовых режимов, каждый из которых применяется в определенном диапазоне режимов.

В целях повышения точности предварительного эквивалентирования можно задающие токи исключаемых узлов вместо (6) представить в виде

$$\dot{j} = \dot{j}_0 + \dot{Y}_I U' + \dot{Y}_{II} U'' + \Delta \dot{j}_0 = \dot{j}_0^a + \dot{Y}_I U' + \dot{Y}_{II} U'', \quad (15)$$

где параметры \dot{j}_0^a , \dot{Y}_I , \dot{Y}_{II} определяются соотношениями (7) по переменным S_0^{δ} и U_0^{δ} некоторого базового режима и принимаются постоянными в рассматриваемом диапазоне режимов, а дополнительные задающие токи $\Delta \dot{j}_0$ вычисляются в каждом режиме заново как

$$\Delta \dot{J}_0 = \frac{\dot{S}_0^* - \dot{S}_0^{\delta}}{\sqrt{3} \dot{U}_0^*}, \quad (16)$$

где \dot{S}_0 - текущее значение мощности узла при исходном напряжении \dot{U}_0 .

Проведен анализ точности соотношения (15) при тех же условиях, что и при анализе точности способов линеаризации. Некоторые результаты анализа приведены в таблице 2.

Т а б л и ц а 2
Максимальные погрешности соотношения (15)

Характерные изменения мощности	$\frac{\dot{S}_0}{\dot{S}_0^{\delta}}$	Максимальная погрешность в % в определении		
		P	Q	S
По типовым статическим характеристикам ИЮ кВ	0,8	9,2	20,3	8,7
	1,5	9,0	17	11,6
Неизменные мощности	0,8	9,8	18,3	14,4
	1,5	13,0	20,2	16,7

Анализ показал, что базовый режим с мощностью \dot{S}_0^{δ} следует выбрать не в середине диапазона изменений мощности, а ближе к ее нижней границе.

Как видно из таблиц 1 и 2, соотношение (15) обладает во всем диапазоне мощностей (0,8-1,5) \dot{S}_0^{δ} большей точностью, чем ранее перечисленные способы линеаризации в базовом режиме. Таким образом, представление узловых мощностей соотношением (15) вполне оправдано.

В итоге вышеизложенного можно сделать следующие выводы:

1. Среди актуальных вопросов современной электроэнергетики представляет большой интерес разработка упрощенных скоростных методов расчета установившихся режимов ЭЭС на базе линеаризации и эквивалентирования электрической сети.

2. Применяемые в настоящее время способы линеаризации обладают сравнительно низкой точностью и высокой чувствительностью к отклонениям параметров режима от исходных.

3. Предложен более точный и менее чувствительный к указанным отклонениям способ линеаризации узловых мощностей, применимый для представления как генерирующих, так и нагрузочных, как неизменных, так и изменяющихся по статическим характеристикам мощностей.

4. Отсутствие у предложенного способа соответствующего схемного эквивалента не вызывает особых затруднений в вычислительном аспекте.

5. Сочетание предложенного способа линеаризации с линейным эквивалентированием повышает точность последнего.

6. Предложен способ уточнения линеаризации при эквивалентировании, позволяющий принимать пассивные параметры эквивалента неизменными в определенном диапазоне режима нагрузок.

Л и т е р а т у р а

1. М е л ь н и к о в Н.А. Расчеты режимов работы сетей электрических систем. М., Госэнергоиздат, 1950. 176 с.

2. Электрические системы. Электрические расчеты, программирование и оптимизация режимов. Под ред. В.А. Веникова. М., Высшая школа, 1973. 320 с.

3. Ж у к о в Л.А., С т р а т а н К.П. Установившиеся режимы сложных электрических сетей и систем. М., Энергия, 1979. 416 с.

4. К а ч а н о в а Н.А. Электрический расчет сложных энергосистем на ЦВМ. Киев, Техника, 1966. 274 с.

5. Г о р н ш т е й н В.М. и др. Развитие методов расчета потокораспределения в электрической сети. - Труды ВНИИЭ, вып. 38, 1971, с. 39-50.

P. Raesaar,
E. Tiiginägi

Linearization of Nodal Powers
of Electrical Networks

Summary

Linearization methods concerning nodal powers have been tackled in the paper. An exact method has been proposed that will guarantee the presentation of nodal powers of any kind with relatively high precision.

М.Х. Валдма, М.Э. Кээл, Х.Э. Лелумеэс,
О.Н. Лийк, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя

МЕТОДИКА И ПРОГРАММА СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА РЕЖИМОВ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ

1. Введение

При управлении функционированием и развитием энергетических систем (ЭС) и их подсистем необходимо часто проводить анализ отдельных процессов и зависимостей, а также режимов ЭС в целом по эксплуатационным измерениям. Для анализа данных существуют детерминистические и статистические методы. Детерминистические методы предназначены для анализа конкретных ситуаций и детерминированных зависимостей. Приложением этих методов можно провести детальный анализ простых детерминированных систем. Однако они оказываются малоэффективными в сложных стохастических системах.

Статистические методы анализа предназначены для определения закономерностей в массовых данных или ситуациях и для принятия статистических решений. Статистические методы являются основными при анализе сложных и стохастических систем.

ЭС и их подсистемы являются исключительно сложными стохастическими системами. В них практически все внешние воздействия и параметры режима наряду с детерминированными компонентами имеют заметные случайные составляющие. Поэтому при управлении ЭС и их подсистемами статистические методы анализа должны найти широкое применение.

Статистический анализ режимов ЭС необходимо провести в различных целях: для определения основных тенденций изменения режимов, для получения исходной информации в вероятностной форме для задач управления, для прогнозирования процессов и т.д. При этом в одних случаях необходимо опре-

делить только тренды процессов, а в других случаях – провести весьма полный статистический анализ информации о процессах. Проведение такого статистического анализа оказывается весьма сложным потому, что процессы в ЭС, как правило, являются нестационарными и их необходимо анализировать по одной реализации. Поэтому обычные стандартные пакеты программ статистического анализа здесь не применимы и для статистического анализа режимов ЭС целесообразно разработать специальные методики и программу для АСДУ ЭС и энергообъектов.

К настоящему времени разработан широкий арсенал методов статистического анализа данных [1-6 и др.]. Эти методы необходимо рационально использовать при управлении.

Исследования по разработке универсальной методики, алгоритмов и программ ЦВМ для статистического анализа режимов ЭС начались в Таллинском политехническом институте в сотрудничестве с ЦДУ ЕЭС СССР в 1971 году. Всего разработано 5 вариантов программ [7].

В данной статье описываются новый вариант методики и программы статистического анализа режимов ЭС STATAN-6.

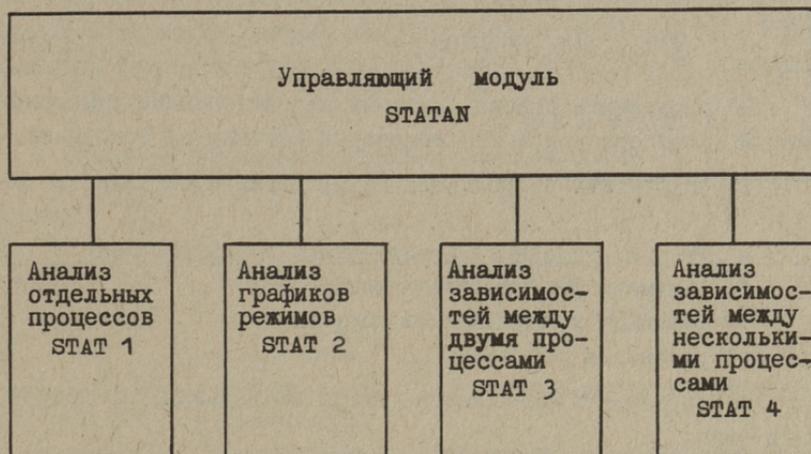
Предлагаемая методика универсальная. Она предназначена в основном для макро- (не очень детального) анализа режимов. Для отдельных процессов режима, как, например, для нагрузок потребителей разрабатываются методики и программы более детального т.н. микроанализа [8].

2. Общее описание методики и программы

Программа STATAN-6 представляет собой сложный программно-вычислительный комплекс, разработанный для проведения статистического анализа режимов агрегатов, энергообъектов и ЭС на основе регулярных эксплуатационных измерений. Она предназначена:

- 1) для анализа динамики режимов,
- 2) для определения исходной информации в вероятностной форме для задач оптимизации, анализа, прогнозирования и для различных других задач, в том числе и для задач проектирования,

- 3) для сжатия и агрегирования информации о режимах,
- 4) для построения вероятностных математических моделей функционирования энергообъектов и систем,
- 5) для различных исследовательских целей.



Фиг. 2.1.

С помощью указанной программы можно анализировать любые стационарные или нестационарные количественные процессы, для которых известна только одна реализация, в виде временного ряда. Она может быть применена на любых уровнях территориальной иерархии управления ЕЭС СССР (в составе АСДУ или отдельно), а также в проектных организациях и в научно-исследовательских институтах.

Программа STATAN-6 состоит из следующих основных модулей (фиг. 2.1):

- 1) управляющий модуль STATAN,
- 2) модуль анализа отдельных процессов СТАТ1,
- 3) модуль анализа графиков режимов СТАТ2,
- 4) модуль анализа зависимостей между двумя процессами СТАТ3,
- 5) модуль анализа зависимостей между несколькими процессами СТАТ4.

Программа позволяет:

- 1) найти основные составляющие процессов и представить процессы в виде одной из следующих моделей:

$$\tilde{x}(t) = x^T(t) + x^P(t) + \tilde{x}^o(t), \quad t = 1, \dots, T \quad (2.1)$$

или ⁴

$$\tilde{x}(t) = x^A(t) + \tilde{x}^o(t), \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.2)$$

где

$$\tilde{x}^o(t) = \sqrt{D_x(t)} \tilde{x}^{oo}(t); \quad (2.3)$$

- 2) определить оценки основных вероятностных характеристик процессов и принять некоторые решения на основе их,
- 3) определить зависимости между двумя процессами в виде:
 - а) функций условных вероятностных характеристик,
 - б) взаимной функции ковариации,
 - в) взаимных коэффициентов корреляции,
 - г) уравнения регрессии,
- 4) определить зависимости между несколькими процессами в виде:
 - а) взаимных функций ковариации,
 - б) взаимных коэффициентов корреляции,
 - в) эффективных уравнений регрессии.

Здесь $x^T(t)$ – аperiodический детерминированный компонент или тренд процесса,
 $x^P(t)$ – периодический детерминированный компонент,
 $x^A(t)$ – детерминированный компонент, включающий в себя тренд и периодический компонент,
 $\tilde{x}^o(t)$ – случайный компонент (центрированный случайный процесс),
 $D_x(t)$ – дисперсия процесса,
 $\tilde{x}^{oo}(t)$ – нормированный случайный компонент процесса.

Перечень основных операций анализа приведен в таблице 2.1. Объем и последовательность операции анализа пользователь программы выбирает по своему желанию, задавая соответствующие коды операции, которые тоже указаны в табл.2.1. Операции анализа можно выполнить как для исходного временного ряда (реализации процесса), так и для обработанного

⁴ Модели типа $\tilde{x}(t) = M[\tilde{x}(t)] + D[\tilde{x}(t)] x^o(t)$ первым начал использовать при анализе режимных параметров ЭС М. Мельдорф [8].

временного ряда. Таким образом, методика анализа управляема в довольно широких пределах.

Программа составлена на языке ФОРТРАН-4 для операционной системы ОС ЕС. Требуемый объем оперативной памяти 256 килобайтов. Для сбора исходных данных и сохранения выходной информации разработан банк данных INFOS [10]. Результаты расчетов могут быть выполнены в табличной и графической формах.

Т а б л и ц а 2.1

Основные операции статистического анализа

Модуль	Код операции	О п е р а ц и я
STAT1	12	Аппроксимация и исключение тренда
	13	Аппроксимация и исключение периодического компонента
	14	Оценка числовых характеристик стационарного процесса
	15	Тест закона распределения стационарного процесса
	16	Оценка автоковариационной функции стационарного процесса
	17	Оценка спектральной плотности стационарного процесса
	18	Тест стационарности процесса
	19	Аппроксимация дисперсии нестационарного процесса и нормирование реализации
	STAT2	22
23		Вычисление дисперсии и нормирование реализации
24		Оценка автоковариационной функции по нескольким реализациям
STAT3	32	Аппроксимация зависимостей между двумя процессами
STAT4	42	Оценка взаимных функций ковариации
	43	Оценка взаимных коэффициентов корреляции
	44	Пошаговый множественный регрессионный анализ

Ниже описываются основные особенности методики статистического анализа по модулям и операциям, указанным в табл. 2.1.

3. Анализ отдельных процессов (модуль STAT 1).

Настоящий модуль позволяет определить основные составляющие процессов на основе модели (2.1) и оценивать их вероятностные характеристики. Одновременно можно анализировать до 85 реализаций процессов, причем каждая реализация может содержать до 9000 элементов (чисел). Длина реализации выбрана несколько больше годового количества часов (8760).

1. Аппроксимация тренда производится полиномом до пятой степени по критерию наименьших квадратов.

Тренд исключается вычитанием из значений всех элементов реализации соответствующих значений аппроксимирующего полинома.

2. Аппроксимация периодического компонента может производиться двумя методами: 1) в виде дискретного графика, 2) в виде тригонометрического полинома. Длительности периодов компонентов выбираются пользователем модуля.

При первом методе периодический компонент процесса определяется в виде определенного графика [7]:

$$x_j^n, \quad j = 1, \dots, s,$$

где s - число элементов реализации в периоде времени периодического компонента (длина периодического компонента).

Точки графика определяются по формуле:

$$x_j^n = \frac{\sum_{i=0}^{m-1} x(j+i s)}{m}, \quad j = 1, \dots, s, \quad (3.1)$$

где m - число периодов времени периодического компонента в реализации процесса. При этом

$$x^n(t) = x_j^n, \quad (3.2)$$

где $j = \eta + 1$, причем η - остаток деления числа элементов реализации T на число элементов в период времени периодического компонента s .

Второй метод аппроксимации периодического компонента предусматривается для случая, когда периоды гармоник являются делителями длины (T) анализируемых реализаций процессов [1, 3].

Периодический компонент реализации аппроксимируется методом наименьших квадратов тригонометрическим полиномом:

а) в случае нечетного T

$$x^n(t) = a_0 + \sum_{k=k_1}^{k_q} (A_k \cos(\frac{k}{T} 2\pi t - \varphi_k)), \quad (3.3)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad k_1, \dots, k_q \in 1, \dots, (T-1)/2,$$

б) в случае четного T (с учетом гармоники с периодом 2)

$$x(t) = a_0 + \sum_{k=k_1}^{k_q} (A_k \cos(\frac{k}{T} 2\pi t - \varphi_k)) + a_{T/2} (-1)^t,$$

$$t = 1, \dots, T, \quad k_1, \dots, k_q \in 1, \dots, T/2 - 1. \quad (3.4)$$

Здесь q - количество оцениваемых гармоник,

A_k и φ_k - амплитуда и фаза k -й гармоники,

$$A_k = \sqrt{a_k^2 + b_k^2}, \quad (3.5)$$

$$\varphi_k = \text{arctg} \frac{b_k}{a_k}, \quad (3.6)$$

где коэффициенты

$$a_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x(t) = \bar{x}, \quad (3.7)$$

$$a_k = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T x(t) \cos \frac{t}{T} 2\pi k, \quad (3.8)$$

$$b_k = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T x(t) \sin \frac{t}{T} 2\pi k, \quad (3.9)$$

$$a_{T/2} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x(t) (-1)^t. \quad (3.10)$$

При этом k является порядковым номером гармоники, аппроксимирующей периодический компонент реализации (2.1). Он показывает, какую часть составляет период k -й гармоники от длины реализации

$$T_k = \frac{T}{k}. \quad (3.11)$$

Программная реализация методики позволяет оценить одновременно до 5 задаваемых гармоник.

В случае $k = k_0 = 0$ вычисляется константа a_0 (нулевая гармоника) в (3.3) и (3.4), которая представляет собой, как видно из (3.7), среднее значение (оценку математического ожидания) анализируемой реализации.

Для четного T возможно определение и гармоники с периодом 2 (с порядковым номером $T/2$). В этом случае $k_{q+1} = T/2$ и в сумме (3.4) только последнее слагаемое (определяется по (3.10)) отличается от нуля. Оно полностью представляет $(T/2)$ -ю гармонику (т.е. поочередное изменение между двумя фиксированными значениями).

В случае нечетного T k_{q+1} -я гармоника отсутствует.

После определения периодического компонента он исключается из реализации процесса на основе модели (2.1).

3. Оценка числовых характеристик стационарных процессов включает определение оценок математических ожиданий, дисперсий, среднеквадратичных отклонений, коэффициентов асимметрии и эксцессов для реализации процессов в целом. При этом применяются общеизвестные формулы, предназначенные для стационарных процессов [2]. Для математических ожиданий, дисперсий и среднеквадратичных отклонений определяются также доверительные интервалы.

4. Тест закона распределения стационарного процесса выполняется по 12-разрядной гистограмме, рассчитанной по всей реализации. Гистограмма аппроксимируется методом моментов [5] одним из следующих законов распределения: нормальный, равномерный, Грама-Шарлье, экспоненциальный. Гипотеза о соответствии выбранного закона гистограмме проверяется по критерию Колмогорова.

5. Оценка автоковариационной функции и спектральной плотности стационарных процессов производится классическими методами [2]: первая - путем непосредственного вычисления

среднего значения произведения центрированных значений^I элементов реализации процесса, вторая – преобразованием Фурье автокорреляционной функции с последующим сглаживанием первичных оценок по частоте спектральной функцией Ханна.

Для стационарного случайного процесса спектральная плотность и автокорреляционная функция представляют собой пару статистических характеристик, связанных преобразованием Фурье. Первая из них определяется в частотной области, вторая – во временной. Поэтому определение другого из них при наличии первого не дает никакой дополнительной информации. Однако каждая из этих характеристик может быть полезной при анализе случайных процессов.

6. Тест стационарности производится по непараметрическому критерию серий [4] по отношению к изменению среднего значения квадрата элементов реализации процесса относительно его среднего значения.

7. Аппроксимация дисперсий нестационарных процессов производится путем аппроксимации квадратов отклонений реализации от детерминированных компонентов (математических ожиданий) полиномом до 3-й степени. После определения дисперсий в виде функций времени $D_x(t)$ производится нормирование случайного компонента:

$$x^{oo}(t) = \frac{x^o(t)}{\sqrt{D_x(t)}}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (3.12)$$

4. Анализ графиков режимов (модуль STAT2)

Этот модуль разработан специально для анализа суточных и недельных графиков параметров режима в течение одного года, а также сжатия режимной информации.

Анализ основывается на модели (2.2). Здесь периодический компонент процесса определяется в виде дискретного графика, причем для каждой точки графика определяется полиномиальный тренд до 5-й степени. Такой принцип определения детерминированного компонента успешно применяется при анализе нагрузок потребителей [8].

^I В случае усреднения произведения нецентрированных значений получается автокорреляционная функция.

Для применения данного модуля анализируемая реализация процесса должна быть представлена по массивам точек периодического компонента:

$$A_i = (x(i), x(i+s), \dots, x(i+(n-1)s)), \quad i = 1, \dots, s, \quad (4.1)$$

где i - индекс точки периодического компонента;
 s - число точек графика периодического компонента;
 n - число периодов периодического компонента в анализируемой реализации процесса.

Например, если желаем анализировать недельные графики нагрузок в течение года, тогда s - число часов в неделю ($s = 7 \times 24 = 168$), а n - число недель в году ($n = 52$). При этом i - индекс часа в недельном цикле. С помощью указанного модуля можно анализировать различные выборки суточных графиков параметров режима - графики рабочих дней, графики часов максимума и т.д., а также различные числовые показатели суточных графиков, как среднесуточные значения графика, коэффициенты заполнения и др.

Результаты анализа могут быть использованы для сжатия сохраняемой информации о процессах и для прогнозирования этих процессов. Идея сжатия информации заключается в том, что полученные детерминированные компоненты и важнейшие вероятностные характеристики реализаций сохраняются в базе информации энергообъекта вместо исходных реализаций процессов. Это позволяет уменьшать объем сохраняемой информации в несколько (иногда в десятки) раз.

Ниже характеризуются коротко операции статистического анализа, проводимые модулем STAT 2.

1. Аппроксимация тренда производится методом наименьших квадратов полиномом до пятой степени для каждой из s массивов периодического компонента. Этот полиномиальный тренд представляет собой вместе с тем и оценку математического ожидания в соответствующие моменты времени. Исключение тренда центрирует реализации процесса.

2. Вычисление дисперсии производится для каждой из s реализаций. Исключение дисперсии производится нормированием всех реализаций.

3. Оценка автоковариационной функции производится на основе нормированных массивов точек графика периодического компонента по формуле:

$$C_x(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{s-\tau} \sum_{j=1}^n x_{ij}^{\circ\circ} x_{i+\tau j}^{\circ\circ}}{n(s-\tau)-1}, \quad (4.2)$$

где $x_{ij}^{\circ\circ}$ - j -й элемент массива i -й точки периодического компонента.

5. Анализ зависимостей между двумя процессами (модуль STAT3)

Пусть $x(1), \dots, x(T)$ - реализация процесса $x(t)$, а $y(1), \dots, y(T)$ - реализация процесса $y(t)$. Модуль STAT3 позволяет найти условные вероятностные характеристики процесса $x(t)$ в виде функций от значений процесса $y(t)$ и выполняет некоторые другие операции анализа реализации процесса $x(t)$.

Указанный модуль может быть применен прежде всего для определения числовых характеристик отклонений управляемых или прогнозируемых процессов режима ЭС в виде функций от их запланированных или прогнозированных значений.

Анализ отклонений процессов может использоваться в двух основных целях.

Во-первых, получаемая вероятностная информация об отклонениях управляемых и прогнозируемых процессов характеризует управляемость и прогнозируемость, а также качество управления и прогнозирования режимов ЭС. Она позволяет выявить недостатки в системе управления и систематические ошибки в исходных данных, в методах управления и прогнозирования.

Во-вторых, результаты анализа отклонений управляемых и прогнозируемых процессов необходимы для получения вероятностной исходной информации для стохастических задач оптимизации режима.

Анализ выполняется для процесса $x(t)$ в следующем объеме: 1) оценка числовых характеристик для всей реализации, 2) тест закона распределения, 3) расчет числовых характе-

ристик процесса $x(t)$ в виде функций от значений процесса $y(t)$, 4) исключение этих функций из исходной реализации процесса $x(t)$, 5) тест стационарности.

Оцениваются следующие числовые характеристики процесса $x(t)$: математическое ожидание (m_x), среднеквадратичное отклонение (σ_x), коэффициент асимметрии (a_x) и эксцесс (e_{x_x}) с вычислением доверительных интервалов для первых двух характеристик.

Тест закона распределения производится аналогично описанному в § 3.

Функциональные зависимости всех четырех числовых характеристик процесса $x(t)$ от значений процесса $y(t)$ ($m_x(y)$, $\sigma_x(y)$, $a_x(y)$, $e_{x_x}(y)$) вычисляются в табличной форме для 10 равных интервалов изменения значений y . Полученные табличные зависимости аппроксимируются полиномами до четвертой степени методом наименьших квадратов.

Из исходной реализации $x(t)$ исключаются зависимости $m_x(y)$ и $\sigma_x(y)$ путем ее нормирования:

$$x_t^{\circ} = \frac{x_t - m_x(\bar{y})}{\sigma_x(\bar{y})}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (5.1)$$

Если нормированная реализация (5.1) окажется по результатам теста стационарности более близкой к стационарной, чем исходная, то зависимости $m_x(y)$ и $\sigma_x(y)$ можно считать значимыми.

В дополнение описанной выше зависимости между двумя процессами можно еще определить три вида зависимостей между двумя процессами при помощи модуля STAT4.

6. Анализ зависимостей между несколькими процессами (модуль STAT4)

Этот модуль статистического анализа предназначен для установления и количественной оценки статистических зависимостей между различными процессами режимов ЭС. Одновременно могут анализироваться n реализаций длиной T_j :

$$x_j(t) = x_{jt}, \quad t = 1, \dots, T, \quad j = 1, \dots, n. \quad (6.1)$$

Задаваемые реализации процессов могут иметь различную длину (в этом случае методика обеспечивает одинаковую длину совместно анализируемых реализаций путем сокращения более длинных) и различные интервалы времени между элементами реализаций.

Многомерный анализ процессов может проводиться в объеме, указанном в табл. 2.1.

1. Оценка взаимных функций ковариации производится для пары реализаций процессов как для отставания, так и для опережения реализации одного процесса по отношению к реализации другого процесса [4]. Каждая функция ковариации представляет собой последовательность дискретных значений нормированных ковариаций, соответствующих временному сдвигу на $\dots, -2, -1, 0, +1, +2, \dots$ элементов пары реализаций.

Программная реализация методики налагает следующие ограничения на эту процедуру анализа: $T \leq 3000$, $n \leq 85$.

2. Оценка взаимных коэффициентов корреляции производится вычислением их нормированных значений в виде матрицы по матрице сумм взаимных произведений отклонений от средних значений соответствующих пар реализаций [4] и их среднеквадратичным отклонениям. Программные ограничения: $n \leq 50$, T не ограничивается.

3. Пошаговый множественный регрессионный анализ проводится с целью определения линейной связи между задаваемой реализацией зависимого процесса $x_i(t)$ и реализациями независимых процессов ($x_l(t)$, $l = 1, \dots, m$, $l \neq i$). На каждом шаге анализа в уравнение регрессии вводится одна независимая реализация, которая имеет наибольшее значение дисперсии между ней и зависимой реализацией. Такая реализация имеет наибольшую частную корреляцию с зависимой реализацией.

Уравнение множественной линейной регрессии на w -м шаге имеет вид [4]:

$$\hat{x}_i(t) = b_{i0} + \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i}}^w b_{il} x_l(t), \quad t = 1, \dots, T, \quad (62)$$

где \hat{x}_i - условное математическое ожидание i -го процесса в t -м моменте времени,
 b - коэффициенты регрессии.

На каждом шаге регрессионного анализа вычисляется ряд величин, как коэффициент детерминации, коэффициент множественной корреляции, коэффициенты регрессии, а также показатели для оценки достоверности этих величин.

Программные ограничения пошагового регрессионного анализа совпадают с ограничениями оценки взаимных коэффициентов корреляции.

Л и т е р а т у р а

1. А н д е р с о н Т. Статистический анализ временных рядов. Перев. с англ. М., Мир, 1976. 756 с.
2. Б е н д а т Дж., П и р с о л А. Измерение и анализ случайных процессов. Перев. с англ. М., Мир, 1974. 464 с.
3. Б р и л л и н ж е р Д. Временные ряды: Обработка данных и теория. Перев. с англ. М., Мир, 1980. 536 с.
4. Сборник научных программ на ФОРТРАНе. Вып. I: Статистика. Перев. с англ. М., Статистика, 1974. 316 с.
5. Х а н Г., Ш а п и р о С. Статистические модели в инженерных задачах. Перев. с англ. М., Мир, 1969. 395 с.
6. О т н е з Р.К. Е n o c h s o n L. Digital time series analysis. - New York a.o., John Wiley a. Sons, 1972. - 467 p.
7. Методика статистического анализа процессов в энергетических системах / М.Х. Валдма, М.Э. Кээл, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 53-62.
8. М е л ь д о р ф М.В. Математическая модель нагрузки энергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 57-65.
9. Х ь ю з Дж., М и ч т о м Дж. Структурный подход к программированию. Перев. с англ. М., Мир, 1980. 278 с.
10. К э э л М.Э. О создании буфербанков данных для программ управления режимами энергетических систем. - См. наст. сб., с. 79.

M. Valdma,
M. Keel,
H. Lelumees,
O. Liik,
K. Möller,
H. Tammoja

A Method and a Program for Statistical
Analysis for the States of Electric
Systems

Summary

The program enables us to carry out the statistical analysis of stationary and nonstationary continuous random processes. The few processes, which characterize electric systems, the state schedules, the dependence on two processes and the dependence on some processes (up to 50), may be analysed by this program. The method includes polynomial approximations and separation of the trend, estimation and separation of periodical components and calculation of a number of statistical parameters of the processes.

The method of analysis is modified within ample limits.

О СОЗДАНИИ БУФФЕРБАНКОВ ДАННЫХ ДЛЯ ПРОГРАММ УПРАВЛЕНИЯ РЕЖИМАМИ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ

В настоящее время управление режимами энергетических систем (ЭС) тесно связано с АСУ [1]. Одной важнейшей частью АСУ является система информационного обеспечения. Выдаваемая ей информация для различных программ управления должна быть своевременной и достоверной. В состав системы информационного обеспечения входят банки данных. Они должны обеспечивать допуск к данным со стороны разных программ, вести до минимума дублирование информации и найти необходимые данные с минимальной затратой времени.

Банк данных состоит из базы данных (БД) и системы управления базой данных (СУБД). БД обычно предназначена для хранения большого объема информации. Это заставляет размещать их на внешних запоминающих устройствах ЦВМ - на магнитных лентах (МЛ) и дисках (МД).

Объем работы по составлению систем программ управления режимами ЭС можно в принципе существенно уменьшить за счет применения уже существующих пакетов прикладных программ создания универсальных БД [2]. Такие БД особенно удобны для размещения данных, поиск которых будет производиться по различным признакам.

К сожалению, во многих задачах использование универсальных БД оказывается довольно трудоемким или нерациональным. Хотя, с одной стороны, экономят время на выработку программ информационного обеспечения, то с другой стороны, приходится заниматься трудоемким описанием данных, входящих в БД. Например, для сбора и временного сохранения больших совокупностей исходных данных и результатов их обработки видимо целесообразно использовать более простые БД.

Такие БД предназначены прежде всего для выполнения роли буфера, а во вторую очередь, для поиска из них данных по характерным признакам.

Одним из примеров буфербанков данных служит ниже-рассматриваемый специальный банк данных INFOS, разработанный на кафедре электрических систем Таллинского политехнического института.

Банк данных INFOS предназначен для хранения временных рядов случайных процессов режима ЭС и результатов их обработки программой STATAN-6 [3].

БД INFOS занимает на МД один файл прямого доступа. Данные, служащие основными элементами БД, расположены в файле отдельными массивами. В зависимости от длины массив может занимать одну или более записей. Длина записи 300 слов, то есть 1200 байтов.

Опознавание данных производится с помощью идентификаторов: каждый массив в БД имеет свой номер. Первая запись файла БД отделена для размещения каталога, а остальные записи - для самих массивов. С помощью каталога, в первую очередь, определяются координаты массивов. Массив данных разделен на две части:

- 1) рубрика, имеющая показывающий характер информации,
- 2) значения, отражающие количественный характер информации [4].

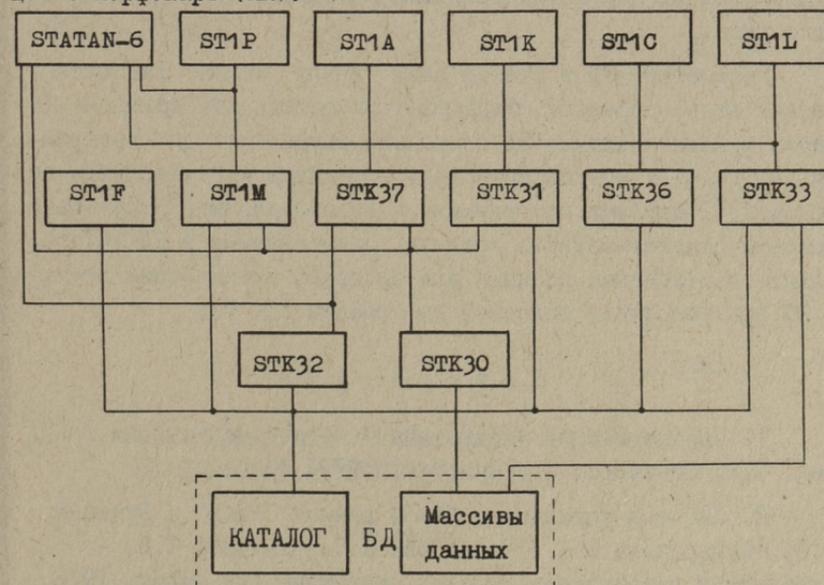
В первой части массива размером 30 слов размещены название массива в виде текста и, при необходимости, некоторые дополнительные данные. Таким образом, например, временной ряд часовых графиков нагрузки некоторого объекта ЭС за год имеет длину $30 + 8760$ слов, то есть он занимает в БД тридцать записей.

Каждому массиву соответствует в каталоге БД одна строка (слово). Максимальный объем БД ограничивается объемом каталога. В БД можно хранить до 298 массивов данных.

Система управления базой данных INFOS выработана на языке ФОРТРАН-4 ОС ЕС, имея при этом в виду цель сократить роль субъективного фактора при манипуляции исходными данными и результатами расчета STATAN-6 [5]. СУБД представля-

ет собой совокупность программ (П) и подпрограмм (ПП) (фиг. 1), которые позволяют создавать БД (П ST1F), модифицировать массивы данных (ПП ST1M), формировать новые массивы в БД на основе имеющихся в БД массивов путем сложения или вычитания двух массивов (ПП STK31), копировать массивы (ПП STK31), исключать из БД отдельные массивы (ПП STK33), выпечатывать содержание каталога БД (ПП STK36), выпечатывать содержание отдельных массивов или их частей, находящихся в БД (ПП STK37).

Ведущими программами для указанных подпрограмм являются самостоятельные программы ST1P, ST1K, ST1L, ST1C и ST1A. Они организуют ввод необходимой исходной информации с перфокарт (ПК).



Фиг. 1. Иерархическая схема системы управления базой данных INFO5.

Работая в системе с другими БД используются аналогичные ведущие программы для подачи информации, получаемой и с других носителей информации и баз данных.

Подпрограммы STK32 и STK30 (фиг. 1) используются для получения данных из каталога БД и ввода-вывода массивов из оперативной памяти ЦВМ в БД.

Проверка достоверности информации производится в программах, читающих данные с ПК. Автоматическое исправление

ошибок и выдача соответствующих сообщений предвидены при вводе с ПК временных рядов случайных процессов. Используемый способ исправления на практике в большинстве случаев позволял отказываться от последующих исправлений массивов, а также своевременно обнаружить путаницу в пакетах исходных данных.

Для чтения массива из БД необходимо знать лишь его номер, т.е. идентификатор. При желании получить из БД, например, части из какого-нибудь временного ряда необходимо еще задавать начало и длину этой части и коэффициент разрежения временного ряда. Указанный коэффициент представляет собой шаг, через который выбираются элементы из исходного ряда.

Рассмотренный в статье банк данных INFOS оказался весьма целесообразным буфербанком данных для программ из серии STATAN. Наличие БД позволило выработать для программы STATAN-6 независимые модули расчета и осуществить ее привязку с другими программами и базами данных. Результаты расчета статистического анализа, записываемые в БД INFOS, являются исходными данными для программ оптимизации режимов в ЭС при неполноте исходной информации [6, 7].

Л и т е р а т у р а

1. Автоматизация управления энергообъединениями / Под ред. С.А. Совалова. М., Энергия, 1979. 432 с.

2. Система управления базой данных "Банк" / Дудкина Л.В., Сумарокова Т.Н., Черкасова А.С., Шкляева Т.В. - Алгоритм и организация решения экономических задач, 1976, вып. 8, с. 34-52.

3. Методика и программа статистического анализа режимов энергетических систем / Валдма М.Х., Кээл М.Э., Лелумэс Х.Э., Лийк О.Н., Мёллер К.Ю., Таммоя Х.Э.-Й. - См. наст. сб. с. 63.

4. Ш о м ь е Ж. Банки данных: Использование электронной вычислительной техники / Пер. с франц. под ред. Б.А. Шукина. М., Энергоиздат, 1981. 72 с.

5. П о п о в а Н.М. Об одном подходе к алгоритмизации проектирования баз данных. - В кн.: Банки данных и информационно-поисковые системы. Киев: ИК АН УССР, 1980, с. 19-32.

6. Л е л у м е э с Х.Э. Программа оптимизации краткосрочных режимов электроэнергетических систем по активным мощностям (ОПЭЭС-1). - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 35-41.

7. Программа оптимизации режимов ТЭС с учетом случайных факторов (ОПТЭС-2) / Валдма М.Х., Вийлуп Л.К., Мёллер К.Ю., Таммоя Х.Э.-Й., Сюткин Б.Д. - В кн.: Тезисы докладов на семинаре "Оптимизация режимов работы энергосистем". М., 1979, с. 79-81.

M. Keel

Construction of Buffer Banks for Control
Programs of Electric Systems

Summary

The article deals with the construction of data banks, which would be suitable for accumulating and temporary storing great data blocks and their processing. A number of data banks like these will be used as buffers, when solving various problems on computers. The buffer bank called INFOS, which was worked out at the Tallinn Technical University, is described here.

НЕКОТОРЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА
РЕЖИМОВ ТЕПЛОВЫХ ЭЛЕКТРОСТАНЦИЙ ЭСТОНСКОЙ
ЭНЕРГОСИСТЕМЫ

1. Введение. В настоящее время все большее применение в процессе диспетчерского управления энергосистемами находят статистические методы анализа. Указанные методы применяются для оценки качества энергии, прогнозирования процессов, получения исходной информации в вероятностной форме и для решения различных других задач.

В данной статье приводятся некоторые результаты статистического анализа режимов двух крупных тепловых электростанций (ТЭС) Эстонской энергосистемы (ЭС) — Прибалтийской ГРЭС (ПГ) и Эстонской ГРЭС (ЭГ). Анализ выполнен для следующих процессов:

- 1) фактические нагрузки ТЭС $P_F(t)$,
- 2) плановые нагрузки ТЭС $\bar{P}(t)$,
- 3) оперативные резервы в направлении увеличения нагрузки

$$\Delta P_1(t) = P^+(t) - P_F(t). \quad (1)$$

- 4) то же в направлении уменьшения нагрузки

$$\Delta P_2(t) = P_F(t) - \bar{P}(t), \quad (2)$$

- 5) суммарные фактические генерируемые мощности электростанций $P_{\Sigma F}(t)$,

- 6) суммарная нагрузка ЭС $P_H(t)$.

Здесь P^+ , P^- — нормативные максимальная и минимальная допустимые нагрузки станции при данном составе работающих агрегатов.

2. Методика анализа. Исходные данные получены из диспетчерских ведомостей за 1980 г. Минимальные и максимальные допустимые значения нагрузок станции определены по фактическому составу работающих агрегатов. Статистический анализ реализации процессов выполнен с помощью программы STATAN-5 на IBM EC-1033 [1]. Интервалом дискретизации процессов по времени принят 1 час.

Анализ проведен в следующем объеме для каждого процесса:

1) определены три составляющих процессов: аperiodический тренд $x_T(t)$, в виде полинома до третьей степени, периодический тренд $x_n(t)$, и случайная составляющая процессов $x_c(t)$.

2) вычислены основные числовые характеристики процессов, математическое ожидание m_x и его доверительный интервал, среднеквадратичное отклонение σ_x и его доверительный интервал, коэффициент асимметрии a_x и эксцесс e_{x_x} ,

3) определена гистограмма распределения вероятностей P_x ,

4) определены функции автоковариации R_x и спектральной плотности,

5) определены коэффициенты взаимной корреляции процессов Γ_{xy} ,

6) вычислены разности максимальных и минимальных значений аperiodических трендов Δx_T .

Анализ выполнялся для года в целом и для двухмесячных периодов (январь-февраль, март-апрель и т.д.). Все значения в процентах вычислены по отношению к максимальным нормативным мощностям ТЭС или ЭС соответственно.

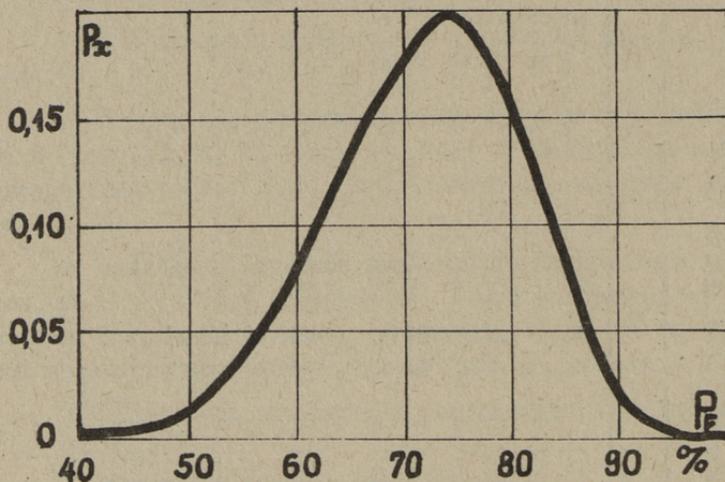
3. Статистические характеристики фактических и плановых нагрузок ТЭС. Для рассматриваемых круглых ТЭС планы нагрузок составляются с таким расчетом, чтобы станции большинство года работали вблизи своих максимальных допустимых мощностей.

Анализ показал (табл. 1), что плановые нагрузки ТЭС обычно на 10-33 % ниже их максимальных нормативных мощностей. Математические ожидания и среднеквадратичные откло-

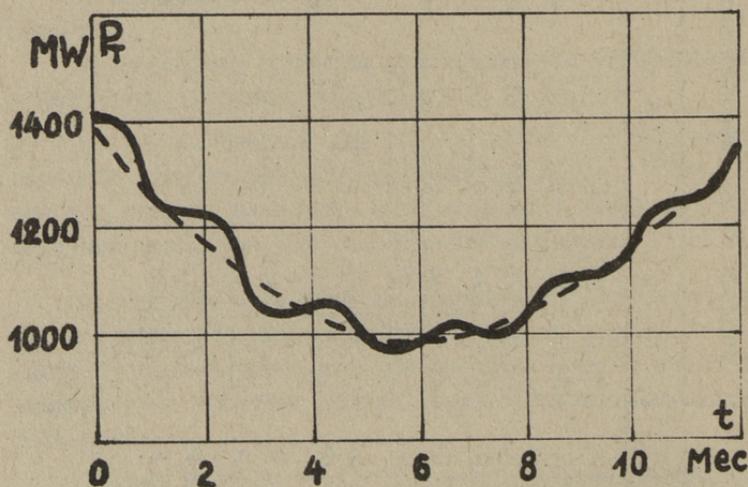
Основные статистические характеристики процессов на ТЭС

ТЭС	Пара-метр	$m_x, \%$	$\sigma_x, \%$	d_x	e_{x_x}	$\Delta x_T, \%$
ЭГ	P ^F	68,0...86,0	9,4...12,8	-1,2...0,8	0,1...3,3	18,4...27,8
	\bar{P}	66,7...87,5	9,6...13,9	-0,3...-1,4	0,2...2,4	17,3...32,9
Ш	P ^F	68,0...75,0	8,5...13,6	-0,7...-1,3	-0,1...1,9	0...21,7
	\bar{P}	67,5...74,1	9,4...14,5	-0,9...-1,3	0,3...4,0	10,2...20,9
ЭГ	P ⁺	71,0...89,3	8,2...11,8	-0,1...-1,4	-0,3...2,4	0...25
	P ⁻	38,1...47,5	4,1...6,3	0...-1,6	0,3...4,0	0...18,7
Ш	P ⁺	70,6...81,5	7,7...10,5	0...-1,1	-0,3...2,2	0...30
	P ⁻	47,0...50,8	4,5...7,0	-0,3...-1,8	-0,1...6,1	0...16,8
ЭГ	ΔP_1	2,4...4,9	2,3...6,1	3,3...4,3	12,3...24,1	0,7...9,7
	ΔP_2	28,3...36,8	5,2...8,8	-0,3...-1,9	0,6...6,3	8,2...12,7
Ш	ΔP_1	1,7...5,7	2,9...7,2	2,0...4,3	3,5...15,7	1,8...7,1
	ΔP_2	21,3...23,6	4,6...8,3	-1,2...-1,8	0,9...4,3	3,7...10,2

нения плановых нагрузок ТЭС, как правило, на 0,5–1,5 % больше, чем для фактических нагрузок ТЭС. Корреляционная связь между P_F и \bar{P} на ЭГ несколько сильнее ($r_{xy} = 0,85$), чем на ШГ ($r_{xy} = 0,80$). По критерию Колмогорова подтверждалась гипотеза о том, что эти процессы подчиняются закону распределения Грама-Шарлье. Плотность распределения вероятностей показана на фиг. 1.



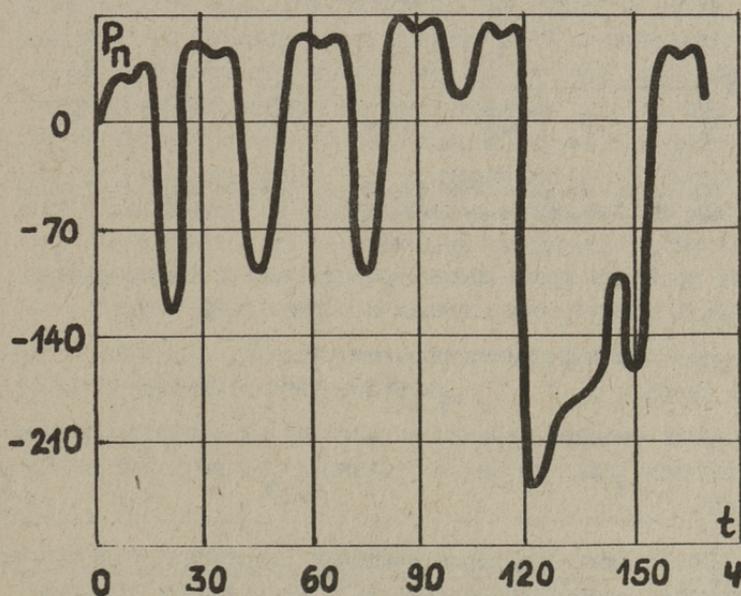
Фиг. 1. Оценка плотности распределения вероятностей фактической нагрузки Эстонской ГРЭС.



Фиг. 2. Оценка аperiodического тренда фактической нагрузки Эстонской ГРЭС годового --- и двухмесячного — периода.

Фактические и плановые нагрузки ТЭС имеют нелинейные годовые аperiodические тренды описываемые полиномом второго порядка. Тренды двухмесячных процессов представляют собой полиномы третьей степени (фиг. 2).

Периодические тренды явно выражены. Это обусловлено регулярным изменением режимов станций. Графики нагрузки имеют в суточном интервале ночные и дневные минимумы, утренние и вечерние максимумы. Ярко отличаются в недельном промежутке минимумы выходных дней от минимумов рабочих дней (фиг. 3).

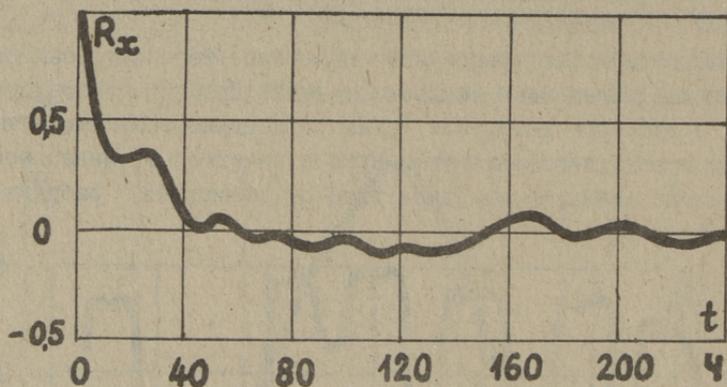


Фиг. 3. Оценка периодического тренда фактической нагрузки Эстонской ГРЭС в недельном промежутке.

Функции автоковариации нагрузок R_x имеют заметные пики с периодами 24 и 168 часов (неделя). Графики R_x затухают в течение 50–270 часов (фиг. 4).

4. Статистические характеристики минимальных и максимальных допустимых нагрузок ТЭС. Анализ показал (см. табл. I), что предельные допустимые значения нагрузок P^+ и P^- изменяются из-за изменения состава работающих агрегатов в пределах 0–30 %. При этом регулируемая зона нагрузок стан-

ций составляет 24–42 % от максимальной нормативной мощности ТЭС.



Фиг. 4. Оценка автоковариационной функции фактической нагрузки Эстонской ГРЭС двухмесячного периода.

Эти процессы кроме закона распределения Грама-Шарлье подчинялись в некоторых случаях и нормальному закону.

Корреляционный анализ показал, что P^+ и P^- на ЭГ сильнее связаны с P_F ($r_{xy} = 0,9$), чем на ПГ ($r_{xy} = 0,75$).

Графики трендов практически совпадают с соответствующими графиками для P_F и \bar{P} . Функции R_x затухают за 60–350 часов.

5. Статистические характеристики оперативного резерва ТЭС. Значения оперативного резерва в направлении увеличения нагрузки ΔP_1 на один порядок меньше оперативного резерва в направлении уменьшения нагрузки ΔP_2 (см. табл. I). Это говорит о том, что обе ГРЭС загружены вблизи верхнего предела своей мощности и возможности оптимального управления ими весьма ограничены.

На основе значений d_x и e_{x_x} выбирается гипотеза о законах распределения. По критерию Колмогорова подтвердился в основном при ΔP_2 закон распределения Грама-Шарлье, а для процесса ΔP_1 закон распределения оказался неопределенным.

Величины ΔP_1 и ΔP_2 коррелированы между собой отрицательно.

По форме графики аperiodических трендов резервов практически совпадают с трендами ранее рассмотренных процессов. График периодического тренда ΔP_1 является зеркальным изображением периодического тренда ΔP_2 .

Функции R_x имеют заметные пики с периодами 24 и 168 часов. Они затухают в течение 30–280 часов.

6. Статистические характеристики суммарной генерируемой мощности и нагрузки ЭС. Анализ показал, что энергосистема в среднем загружена порядка 75 % от максимальной генерируемой мощности. При этом для покрытия нагрузки Эстонской ЭС потребуется в среднем 35 % от максимальной генерируемой мощности энергосистемы. Большие значения среднеквадратичных отклонений указывают на то, что эти процессы труднопрогнозируемые. Процесс суммарной фактической генерируемой мощности $P_{\Sigma F}$ подчиняется закону распределения Грама-Шарлье, а распределение суммарной нагрузки ЭС P_H нормальному закону. Значения основных статистических характеристик приведены в табл. 2.

Т а б л и ц а 2

Основные статистические характеристики процессов в энергосистеме

Параметры	$m_x, \%$	$\sigma_x, \%$	a_x	ex_x	$\Delta x_T, \%$
$P_{\Sigma F}$	72,5...84,6	7,6...9,9	-0,7...-1,9	0,5...5,1	0...14,6
P_H	29,2...39,2	4,7...6,6	-0,2...0,1	-0,3...-1,1	2,7...13,1

Корреляционная связь между $P_{\Sigma F}$ и P_H не сильная ($r_{xy} = 0,67$). Процесс $P_{\Sigma F}$ с процессом P_F на ЭГ коррелирован сильнее ($r_{xy} = 0,83$), чем на ПГ ($r_{xy} = 0,68$). Процесс P_H с процессом P_F на обоих ТЭС коррелирован одинаково ($r_{xy} = 0,50$).

Форма аperiodических трендов процессов $P_{\Sigma F}$, P_H более пологая по сравнению с трендами ранее рассмотренных процессов. Периодические тренды более ярко выражаются у P_H .

Графики R_x этих процессов имеют колебательный характер и затухают медленно.

7. 0 применении результатов. Полученные статистические характеристики режимных параметров на много сокращают и концентрируют информацию от исследуемых объектов. Основные статистические характеристики можно применять при краткосрочном и долгосрочном планировании режимов в вероятностных условиях, когда к моменту определения оптимального плана режима отсутствует точная детерминированная информация и для решения задачи применяется метод плановых характеристик. Для вычисления условных плановых характеристик электростанций требуется информация об условных плотностях распределения мощностей, которые, в свою очередь, могут быть заданы значениями m_x , σ_x , a_x и e_{x_x} [2].

Автоковариационные зависимости можно учитывать при уточнении прогнозов режимов. На основе тренда и периодического компонента можно определять графики нагрузок объектов.

8. Выводы. Результаты данного анализа показывают, что:

1) для аппроксимации статистических законов распределения рассматриваемых процессов, кроме оперативного резерва в направлении увеличения нагрузки, целесообразно использовать закон распределения Грама-Шарлье, а для нагрузки энергосистемы нормальный закон,

2) автоковариационные функции затухают медленно и имеют колебательный характер с устойчивым периодом, что позволяет их использовать при кратковременном планировании режимов, учитывая при этом и функции спектральной плотности,

3) периодические тренды явно выражены кроме оперативного резерва ТЭС,

4) аperiodические тренды всех процессов двухмесячного периода можно аппроксимировать полиномом третьей степени, а годовые тренды полиномами второй степени.

С точки зрения управляемости режимов ТЭС и ЭС можно отметить следующее:

1) все рассматриваемые процессы являются труднопрогнозируемыми, так как параметры имеют большую рассеянность и их тренды изменяются заметно во времени,

2) планы генерируемых нагрузок ТЭС реализуются довольно точно,

3) действительные возможности оптимального регулирования режимов ТЭС незначительные.

Л и т е р а т у р а

1. Валдма М.Х., Кээл М.Э., Мёллер К.Ю., Таммоя Х.Э.-Й. Методика статистического анализа процессов в энергетических системах. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 53-63.

2. Валдма М.Х. О комплексной оптимизации мгновенных режимов электроэнергетических систем по активным и реактивным мощностям в условиях неполной информации. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 13-25.

K. Vanamõlder

The Outcome of a Statistical Analysis
Concerning the States at the Thermal
Power Plants of the Estonian Power System

Summary

The actually generated power data of the two largest thermal power plants in the Estonian power system, their planned values, operative reserve and limit powers, as well as the system's summary generated power and consumed power data are presented in this paper.

The issues can be used in the short-range optimization of the actual generation, and for the prognoses in the case of probability information.

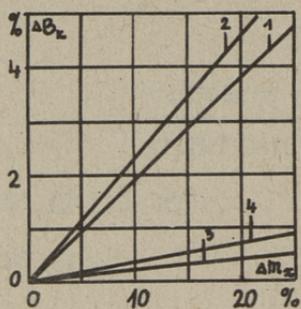
The calculations were carried out on the computer ES-1033 by program STATAN-5.

УЧЕТ И ЭКОНОМИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ СЛУЧАЙНЫХ
ФАКТОРОВ НА ВХОД-ВЫХОД ХАРАКТЕРИСТИКИ
ЭНЕРГОАГРЕГАТОВ ТЭС

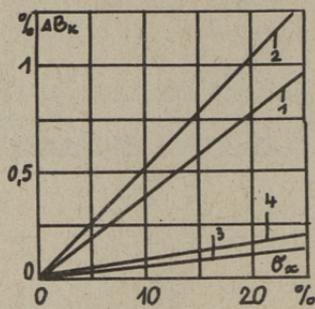
I. Введение

Оптимизация режимов ТЭС проводится из-за воздействия различных случайных факторов в условиях неполной информации [1, 2]. Поэтому при оптимизации режимов целесообразно использовать вместо фактических вход-выход характеристик энергоагрегатов их плановые характеристики (ПХ) [1, 2]. Для расчета ПХ необходимо заранее провести статистический анализ параметров режима, так как ПХ в общем случае определяются на основе законов распределения параметров режима [1, 2, 3]. Однако в [4] предлагается упрощенная методика для расчета ПХ энергоагрегатов. По этой методике характеристики соответствующих агрегатов разлагаются в ряд Тейлора в окрестности математических ожиданий параметров режима с сохранением в разложении членов не выше четвертого порядка. Определение ПХ является двухэтапным. Во-первых, определяются условные плановые характеристики (УПХ), которые учитывают случайный характер параметра состояния. На втором этапе вычисляются ПХ, которые учитывают случайный характер выходных параметров.

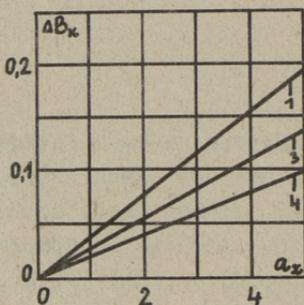
В данной статье рассматривается влияние вероятностных характеристик параметров режима на УПХ и ПХ котло- и турбоагрегатов. Кроме того, приводятся возможные перерасходы топлива от неучета влияния случайных факторов в процессе оптимизации внутростанционных режимов.



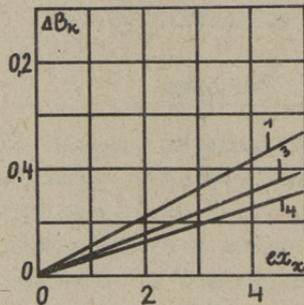
а



б

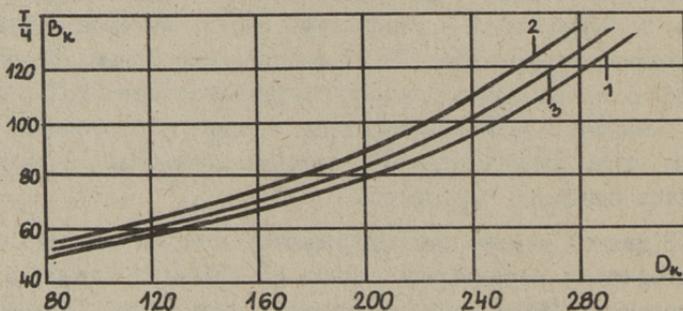


в



г

Фиг. 1. Отклонение условных плановых РХ от соответствующих нормативных РХ в зависимости от отклонений математических ожиданий (а), среднеквадратических отклонений (б), коэффициентов асимметрии (в) и эксцессов (г): 1 – зависимость от коэффициента избытка воздуха в дымовых газах; 2 – зависимость от температуры уходящих газов; 3 – зависимость от содержания горючих в уносе; 4 – зависимость от влажности топлива.



Фиг. 2. Плановые РХ в зависимости от нагрузки котлоагрегата ТП-101 при различных значениях вероятностных характеристик нагрузки: 1 – $\sigma_{Dк} = 0$, $\alpha_{Dк} = 0$, $\epsilon_{хDк} = 0$; 2 – $\sigma_{Dк} = 20\%$, $\alpha_{Dк} = 0$, $\epsilon_{хDк} = 0$; 3 – $\sigma_{Dк} = 10\%$, $\alpha_{Dк} = 2$, $\epsilon_{хDк} = 2$.

2. Котлоагрегаты

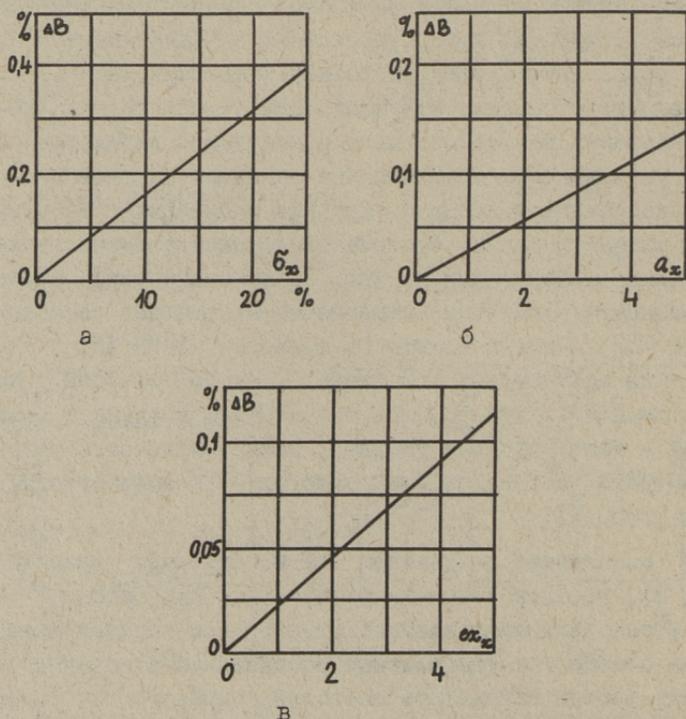
В данном случае рассматриваются котлоагрегаты, вход-выход характеристики которых определяются методом обратного баланса. Поэтому необходимо для расчета УПХ и ПХ котлоагрегатов заранее определить УПХ потерь тепла q_2, \dots, q_6 , где q_2 - потери с уходящими газами; q_3 - потери от химического недожога; q_4 - потери от механического недожога; q_5 - потери в окружающую среду; q_6 - потери с физическим теплом шлака.

Для расчета УПХ потерь тепла разработаны, согласно требованиям методики, представленной в [4], специальные соотношения в виде полиномов до четвертой степени. На основе отмеченных соотношений построены зависимости, по которым определены значения отклонений УПХ от нормативных характеристик в зависимости от значений вероятностных характеристик параметров режима. На фиг. I представлены зависимости отклонений условных плановых расходных характеристик (УПРХ) котлоагрегатов от соответствующих нормативных РХ при различных значениях вероятностных характеристик параметров состояния, учитывая при этом влияние основных параметров состояния (коэффициент избытка воздуха в дымовых газах, температура уходящих газов, содержание горючих в уносе, влажность топлива). Как видно из фиг. I, математические ожидания и среднеквадратические отклонения параметров состояния влияют на УПРХ заметно больше (в пределах 60-75 %), чем коэффициенты асимметрии и эксцессы. С другой стороны, необходимо отметить, что коэффициент избытка воздуха в дымовых газах и температура в уходящих газах являются основными параметрами состояния, влияющими на УПРХ котлоагрегатов (их доля 70-80 %).

Как показывают результаты статистического анализа [5, 6, 7, 8], вероятностные характеристики параметров состояния котла нелинейно зависят от нагрузки котлоагрегатов. На основе отмеченных специальных соотношений и вероятностных характеристик параметров состояния определяются условные плановые характеристики относительных приростов (УПХОП) котлоагрегатов, которые отличаются от соответствующих нормативных ХОП в пределах 8-35 %.

На основе УПРХ определяется ПРХ котлоагрегатов и на фиг. 2 представлены ПРХ котлоагрегатов при различных значениях вероятностных характеристик нагрузки.

Для оценки перерасхода топлива котлоагрегатов, в данной статье используется методика, предлагаемая в [9]. По этой методике сравниваются режимы работы двух котлоагрегатов при нормативных ХОП и в случае, если для одного котлоагрегата известна ПХОП. Отличие ПХОП от нормативной ХОП котлоагрегата определено непосредственно значениями вероятностных параметров режима. После определения расходов топлива при различных значениях вероятностных характеристик можно построить зависимости для оценивания перерасхода топлива от значений вероятностных характеристик параметров режима. На фиг. 3 представлены некоторые из этих зависимостей.



Фиг. 3. Зоны зависимости перерасхода топлива от среднеквадратических ожиданий (а), коэффициентов асимметрии (б) и эксцессов (в).

На основе проведенных расчетов можно отметить, что экономия топлива ввиду учета случайного характера параметров состояния находится в пределах 0,2-2,1 %, ввиду учета случайного характера нагрузки котлоагрегата экономия топлива составляет 0,15-1,5 %. Таким образом, суммарная экономия топлива составляет 0,35-3,6 %.

3. Турбоагрегаты

РХ турбоагрегата представляется обычно в виде кусочно-линейной функции, точками излома в местах предоткрытия клапанов регулирования [10]. Также непосредственно в составе отмеченной функции не имеется параметров состояния. Это значит, что на основе РХ, представленных в виде кусочно-линейной функции, аналитическое определение УПРХ невозможно. Но с другой стороны, параметры состояния имеют ярко выраженный случайный характер [5-8] и даже неучет отклонений параметров состояния от нормальных вызывает уже довольно большие изменения ХОП (до 30 %) [11]. Поэтому необходимо произвести корректирование характеристик турбоагрегатов в зависимости от отклонений параметров состояния. При этом целесообразно использовать эмпирические функции корректирования [12], которые содержат ряд параметров состояния. В этом случае РХ турбоагрегата можно представить в следующем виде [10]:

$$Q_T = Q_{T0} + K_T^n (D_T^n) \cdot D_T^n + K_T^T \cdot D_T^T + q_T^r \cdot P_T - \sum_{k=0}^{n-1} (q_T^{k+1} - q_T^k) \cdot P_T^{ЭК} \quad (I)$$

при ограничениях:

$$\left. \begin{aligned} Q_{Tmin} &\leq Q_T \leq Q_{Tmax}, \\ P_{Tmin} &\leq P_T \leq P_{Tmax}, \\ 0 &\leq D_T^n \leq D_{Tmax}^n, \\ 0 &\leq D_T^T \leq D_{Tmax}^T. \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

где Q_{T0} - расход тепла на холостой ход при отсутствии нагрузки отборов;

$K_T^n (D_T^n), K_T^T, D_T^n, D_T^T$ - коэффициенты и паровые нагрузки производственного и теплофикационного отборов;

$Q_T^k = Q_T^1, \dots, Q_T^r$ - относительные приросты расхода тепла;
 $P_T^{\text{ЭК}} = P_T^{\text{Э}1}, \dots, P_T^{\text{Э}r-1}$ - электрические нагрузки турбоагрегатов;
 соответствующие точкам излома РХ,
 r - определяется из условия:

$$P_T^{\text{Э}r-1} < P_T \leq P_T^{\text{Э}r}. \quad (3)$$

Электрические нагрузки турбоагрегатов, соответствующие точкам излома по РХ, а также минимальные и максимальные нагрузки турбоагрегатов определяются по формулам [10]:

$$P_T^{\text{ЭК}} = P_{T0}^{\text{ЭК}} + \alpha^k D_T^n + \beta^k D_T^T, \quad k = 1, \dots, r-1, \quad (4)$$

$$P_{T\text{min}} = P_{T\text{min}}^0 + \alpha^0 D_T^n + \beta^0 D_T^T, \quad (5)$$

$$P_{T\text{max}} = P_{T\text{max}}^0 + \alpha^s D_T^n + \beta^s D_T^T, \quad (6)$$

где $P_{T0}^{\text{ЭК}} = P_{T0}^{\text{Э}1}, \dots, P_{T0}^{\text{Э}r-1}$ - электрические нагрузки турбоагрегатов, соответствующие точкам излома РХ при нулевых отборах;

$\alpha^k = \alpha^1, \dots, \alpha^{r-1}, \beta^k = \beta^1, \dots, \beta^{r-1}, \alpha^0, \alpha^s, \beta^0, \beta^s$ - коэффициенты;
 $P_{T\text{min}}^0, P_{T\text{max}}^0$ - минимальные и максимальные нагрузки турбоагрегата при нулевых отборах.

Как видно, корректирование характеристик турбоагрегатов, представленных формулами (I)-(6), сводится к корректированию минимальных, экономических и максимальных нагрузок и расхода тепла на холостой ход при отсутствии нагрузки отборов. В этом случае получим:

$$Q_{T0}^* = Q_{T0} + \sum_{i=1}^l f_i(x_1, \dots, x_k) \cdot \Delta x_i, \quad (7)$$

$$P_{T\text{min}}^* = P_{T\text{min}}^0 + \sum_{i=1}^m g_i(x_1, \dots, x_n) \cdot \Delta x_i, \quad (8)$$

$$P_T^{*\text{ЭК}} = P_T^{\text{ЭК}} + \sum_{i=1}^m g_i(x_1, \dots, x_n) \cdot \Delta x_i, \quad (9)$$

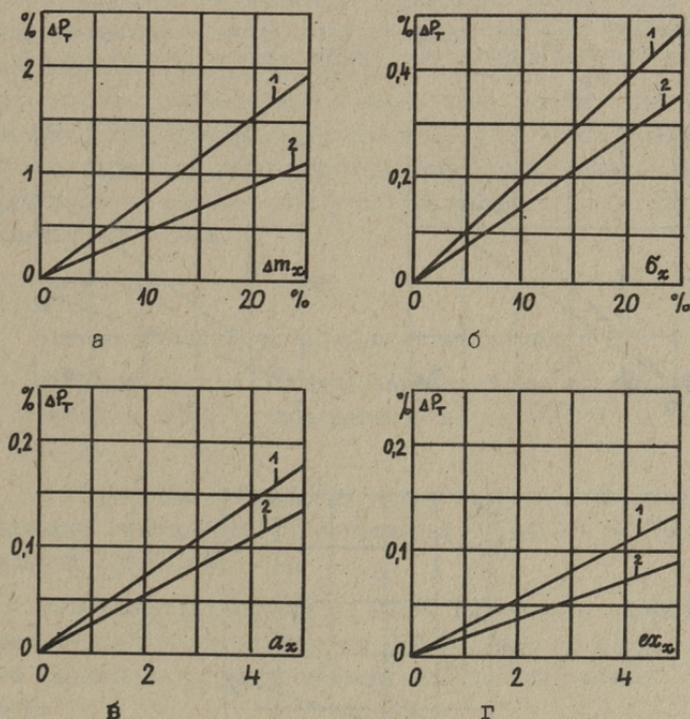
$$P_{T\text{max}}^* = P_{T\text{max}}^0 + \sum_{i=1}^m g_i(x_1, \dots, x_n) \cdot \Delta x_i, \quad (10)$$

где знак * обозначает скорректированные величины;

$f_i(\cdot)$ ($i=1, \dots, l$), $g_i(\cdot)$ ($i=1, \dots, m$) - функции корректирования соответственно расхода тепла и электрических нагрузок по отклонениям i -го параметра;

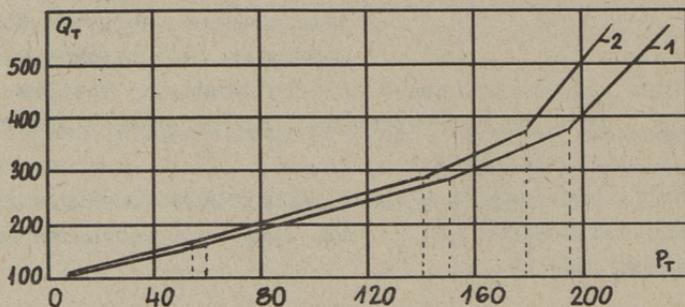
l, m - количество параметров состояния, по которым корректируют соответственно расход тепла и электрических нагрузок.

На основе функции (7)-(10) определены специальные, нелинейные соотношения для расчета УПРХ по вышестоящему упрощенному методу.

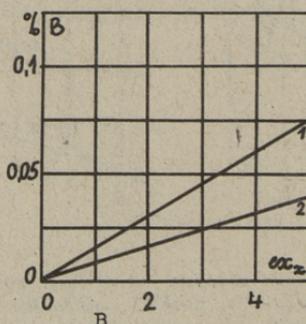
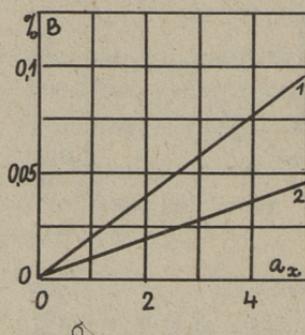
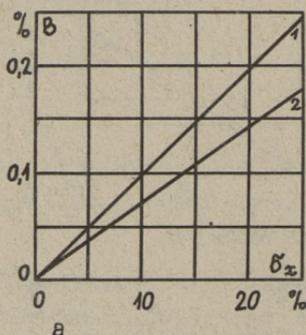


Фиг. 4. Отклонения условных плановых РХ от соответствующих нормативных РХ турбоагрегата К-200-130ЛМЗ в зависимости от отклонений математических ожиданий (а), среднеквадратических отклонений (б), коэффициентов асимметрии (в), эксцессов (г): 1 - зависимость от энтальпии протеперегретого пара (i_{02}); 2 - зависимость питательной воды (j_m).

На фиг. 4 представлены отклонения УПРХ в зависимости от соответствующих нормативных РХ при различных значениях вероятностных характеристик параметров состояния.



Фиг. 5. Плановые РХ в зависимости турбоагрегата К-200-130ЛМЗ при различных значениях вероятностных характеристик нагрузки: 1 - $\sigma_{P_T} = 0$, $\alpha_{P_T} = 0$, $\epsilon_{P_T} = 0$; 2 - $\sigma_{P_T} = 15\%$, $\alpha_{P_T} = 2$, $\epsilon_{P_T} = 2$.



Фиг. 6. Перерасход топлива в зависимости от среднеквадратических отклонений (а), коэффициентов асимметрии (б) и эксцессов (в); 1 - зависимость от энтальпии промперегретого пара; 2 - зависимость от нагрузки.

Так как функции корректирования содержат параметры состояния, зависящие нелинейно от нагрузки турбоагрегата, то перед расчетом ПХ необходимо указанные функции представить в виде полиномов. Затем определяются ПХ по вышеотмеченной упрощенной методике. На фиг. 5 представлены отклонения ПХ в зависимости от вероятностных характеристик нагрузки турбоагрегата. Как видно, влияние параметров состояния на УПРХ является в некоторой степени более существенным, чем влияние нагрузки турбоагрегата на ПХ.

Для расчета перерасхода тепла используется методика, аналогичная методике расчета перерасхода топлива котлоагрегатов. По этой методике определен перерасход тепла из-за неучета случайного характера параметров режима и на основе перерасхода тепла перерасход топлива. На фиг. 6 представлена получаемая экономия топлива в зависимости от значений вероятностных характеристик параметров режима. Необходимо отметить, что суммарная экономия топлива из-за учета случайного характера параметров режима турбоагрегатов в некоторой степени меньше, чем у котлоагрегатов и находится в пределах 0,1-1,5 %.

4. Выводы

Анализ УПХ и ПХ котлоагрегатов показал:

1. Случайные отклонения параметров состояния вызывают отклонения УПРХ котлоагрегатов на 0,6-6,8 % и УПХОП на 8-35 %.

2. Случайные отклонения нагрузки котлоагрегатов обуславливают отклонения ПРХ в пределах 1,1-4,3 % и ПХОП в пределах 1,8-8,3 %.

Экономический эффект от учета случайного характера параметров состояния составляет 0,2-2,1 % и от учета случайного характера нагрузки котлоагрегатов составляет 0,15-1,5 %.

На основе анализа УПХ и ПХ турбоагрегатов можно утверждать:

1. Случайные отклонения параметров состояния турбоагрегатов вызывают отклонения УПРХ турбоагрегатов на 0,4-3,1 % и УПХОП на 0,6-14,5 %.

2. Случайные отклонения нагрузки турбоагрегатов обуславливают отклонения ПРХ в пределах 0,1-2,8 % и ПХОП в пределах 0,3-4,8 %.

Экономический эффект от учета случайного характера параметров состояния составляет 0,08-0,8 % и от учета случайного характера нагрузки турбоагрегата 0,1-0,6 %.

Таким образом, суммарный экономический эффект составляет 0,53-5,0 %. Однако учитывая, что фактически удается оптимизировать режимы ТЭС только в течение 20-40 % от общего рабочего времени, средний экономический эффект составляет 0,5-0,9 %.

Л и т е р а т у р а

1. В а л д м а М.Х. Об учете случайных факторов в характеристиках электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1969, № 275. Сер. А, с. 7-13.

2. В а л д м а М.Х. Одноэтапные задачи оптимизации режима энергетической системы в условиях неполной информации. М., АН СССР, 1977. 60 с.

3. В а л д м а М.Х. Учет случайного характера режима при оптимальном планировании распределения активных нагрузок в энергетической системе. - Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт, 1969, № 6, с. 36-43.

4. Об оценивании вход-выход характеристик агрегатов тепловой электростанции / М.Х. Валдма, Л.К. Вийлуп, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. Тр.-Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 17-27.

5. Т а м м о я Х.Э.-Й. Некоторые результаты статистического анализа параметров режима тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 49-56.

6. В и й р а Т.А., Т а м м о я Х.Э.-Й. Некоторые результаты статистического анализа отклонений нагрузок электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1971, № 305, Сер. А, с. 41-45.

7. В и й л у п Л.К. Вероятностные характеристики параметров режима тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 73-80.

8. В и й л у п Л.К. Расчет и анализ плановых характеристик энергоагрегатов тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 57-65.

9. А т л а с Р.С. Перерасход топлива на ТЭС, вызываемый изменением характеристик относительных приростов котлоагрегатов. - Изв. вузов СССР, Энергетика, 1964, № 12, с. 49-55.

10. З л а т о п о л ь с к и й А.И. Специальные диаграммы и характеристики турбин для расчетов наиболее выгодного распределения активных нагрузок в объединенной энергосистеме. - Электрические станции, 1959, № 12, с. 44-48.

11. Т а м м о я Х.Э.-Й. Об экономии топлива из-за учета случайных факторов при оптимизации распределения нагрузок между агрегатами тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 43-50.

12. Щ е г л я е в А.В. Паровые турбины. Изд. 4-е, переработ., М., Энергия, 1967. 367 с.

L. Viilup

Counting the Effect of Random Factors and an
Economic Analysis for the Power Aggregates'
Input-Output Characteristics at Thermal
Power Plants

Summary

Special functions and characteristics of regime parameters are advised to be used for calculating the planned characteristics of boilers and turbines. The outcome of the analysis of planned characteristics is presented, as well as the economic effect obtained from the calculation of random factors.

М.В. Мельдорф, Т.К. Тякт

ИНТЕРПОЛИРОВАНИЕ И ЭКСТРАПОЛИРОВАНИЕ НОРМИРОВАННОГО ПРОЦЕССА ИЗМЕНЕНИЯ НАГРУЗОК ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ

Краткосрочное прогнозирование нагрузок энергетической системы (ЭС) выполняется на основе реализаций нагрузок за некоторый прошедший период времени. Соответствующие статистические данные могут, однако, включать неподходящие значения ввиду ошибок при сборе и передаче данных или вследствие ненормальных режимов ЭС. Поэтому наряду с непосредственным экстраполированием процесса изменения нагрузок во времени, необходимо осуществить контроль и, при необходимости, интерполирование исходных данных. Интерполирование требуется также в случае недостаточной частоты регистрации данных.

Процесс изменения нагрузки во времени описывается математической моделью вида [1]

$$P(t) = S(t) + R(t)\Theta(t), \quad (1)$$

где $S(t)$ и $R(t)$ - детерминированные функции - математическое ожидание и среднеквадратичное отклонение нагрузки;

$\Theta(t)$ - стационарный случайный процесс.

При известных значениях функций $S(t)$ и $R(t)$ поставленная выше задача сводится к проверке, интерполированию и экстраполированию процесса $\Theta(t)$, выполняемых в соответствии с математической моделью последнего.

Общее выражение процесса $\Theta(t)$ состоит из основной составляющей $\Theta_0(t)$ и составляющих $\Theta_k(t)$, учитывающих влияние метеорологических факторов [2]

$$\Theta(t) = \Theta_0(t) + \sum_k \Theta_k(t). \quad (2)$$

Переходя от непрерывного времени к дискретному, можем отдельные слагаемые описать моделью Бокса-Дженкинса [2] в виде

$$\Phi_0(B)\theta_{0t} = \Psi_0(B)\alpha_t; \quad (3)$$

$$\Phi_k(B)\theta_{kt} = \Psi_k(B)\gamma_{kt}, \quad (4)$$

где θ_{it} - последовательность значений составляющей $\theta_i(t)$ в дискретные моменты времени;

$\Phi_i(B)$ и $\Psi_i(B)$ - операторы сдвига во времени (B определяется через $Bx_t = x_{t-1}$);

α_t - последовательность некоррелированных случайных величин;

γ_{kt} - последовательность нормированных значений k -го метеорологического фактора.

Операторы $\Phi_0(B)$ и $\Psi_0(B)$ примут в результате идентификации вид [2]

$$\Phi_0(B) = (1 - \varphi_1 B)(1 - \varphi_M B^M); \quad (5)$$

$$\Psi_0(B) = (1 - \psi_1 B - \psi_2 B^2)(1 - \psi_M B^M)(1 - \psi_N B^N), \quad (6)$$

где M и N - количество интервалов времени в суточном и недельном периоде;

$\varphi_1, \varphi_M, \psi_1, \psi_2, \psi_M$ и ψ_N - коэффициенты.

Аналогично нагрузкам обрабатываются данные о суточном потреблении энергии. В частности, основная составляющая $\theta_{w0}(t)$ нормированного процесса $\theta_w(t)$ изменения потребления энергии во времени описывается выражением

$$(1 - \varphi_1 B)(1 - \varphi_7 B^7)\theta_{w0t} = (1 - \psi_1 B)(1 - \psi_7 B^7)\alpha_{wt}, \quad (7)$$

где θ_{w0t} и α_{wt} - последовательности значений составляющей $\theta_{w0}(t)$ и некоррелированных случайных величин, соответственно;

$\varphi_1, \varphi_7, \psi_1$ и ψ_7 - коэффициенты.

Экстраполирование процесса $\theta_0(t)$ (или $\theta_{w0}(t)$) легко осуществляется по разностному уравнению (3). Именно: зная значения θ_{0t} и α_t до момента t (включительно) и полагая, что $\alpha_{t+1} = 0$, найдем из (3) значение θ_{0t+1} . Последнее является наилучшим прогнозом в среднеквадратичном смысле для

процесса $\Theta_0(t)$ в момент $t+1$ [3] и совпадает с условным математическим ожиданием $M_1[\Theta_{0t+1}]$. В самом деле, если обозначить

$$\begin{aligned}\Phi'_0(B) &= \varphi_1 B + \varphi_2 B^2 + \dots + \varphi_{NP} B^{NP}; \\ \Psi'_0(B) &= \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots + \psi_{mQ} B^{mQ},\end{aligned}$$

так, что

$$\begin{aligned}\Phi_0(B) &= 1 - \Phi'_0(B); \\ \Psi_0(B) &= 1 - \Psi'_0(B),\end{aligned}$$

то (3) превращается в равенство

$$[1 - \Phi'_0(B)] \Theta_{0t} = [1 - \Psi'_0(B)] a_t. \quad (8)$$

Теперь, заменяя в (8) t на $t+1$ и учитывая, что $M[a_{t+1}] = 0$, получим

$$M_1[\Theta_{0t+1}] = \Phi'_0(B) \Theta_{0t+1} - \Psi'_0(B) a_{t+1}. \quad (9)$$

Заметим, что правая сторона последнего равенства содержит известные значения Θ_{0t} , Θ_{0t-1} , ..., Θ_{0t-NP} и a_t , a_{t-1} , ..., a_{t-mQ} .

После нахождения прогноза для момента $t+1$ аналогично может быть вычислен прогноз для момента $t+2$, приняв за значение процесса $\Theta_0(t)$ в момент $t+1$ соответствующий прогноз $M_1[\Theta_{0t+1}]$.

Вычисление составляющих $\Theta_k(t)$ производится непосредственно по формуле (4) на основе фактических значений и прогнозов метеорологических факторов.

Наряду с условным математическим ожиданием требуется найти также условную дисперсию. Для составляющей $\Theta_0(t)$ условная дисперсия с упреждением τ находится по формуле [3]

$$D_\tau[\Theta_{0t+\tau}] = (1 + \omega_1^2 + \omega_2^2 + \dots + \omega_{\tau-1}^2) \sigma_a^2, \quad (10)$$

где σ_a^2 - дисперсия процесса $a(t)$;

ω_i - коэффициенты, получаемые делением операторов $\Phi_0(B)$ и $\Psi_0(B)$:

$$\Phi_0(B) / \Psi_0(B) = 1 + \omega_1 B + \omega_2 B^2 + \omega_3 B^3 + \dots$$

Дисперсия $D_\tau[\Theta_{kt+\tau}]$ находится на основе дисперсии метеорологических прогнозов. Учитывая, что в особой точности

оценки дисперсии нет необходимости, оправдано предположение о статистической независимости метеорологических факторов. Тогда дисперсия $D_{\tau}[\Theta_{t+\tau}]$ получается в виде суммы дисперсий, составляющих $\Theta_0(t)$ и $\Theta_k(t)$.

Контроль значений последовательности $\Theta_1, \Theta_2, \Theta_3, \dots$, вычисленных по исходным статистическим данным, осуществляется с учетом корреляционных свойств процесса $\Theta(t)$. Здесь следует различать два случая. В первом случае математическая модель процесса $\Theta(t)$ известна. Во втором случае конкретный вид и параметры модели (3) и (4) требуется определить на основе проверяемой последовательности.

Во втором случае критерий годности значения Θ_t записывается в виде

$$|\Theta_t - \rho\Theta_{t-1}| < c_s \sqrt{1 - \rho^2}, \quad (II)$$

где ρ - коэффициент корреляции между соседними значениями последовательности;

c_s - коэффициент доверительности.

Критерий (II) обоснован тем, что дисперсия отклонения $\Theta_t - \rho\Theta_{t-1}$ равняется $1 - \rho^2$. Значения последовательности, которые не удовлетворяют критерию (II), считаются неверными и отбрасываются. Новые значения в этом случае находятся интерполированием.

Описанная процедура эффективна, когда неверные значения встречаются раздельно. В общем случае неверные данные могут образовать достаточно гладкие отрезки. Пусть имеется отрезок данных $\{\Theta_t, \Theta_{t-1}, \dots, \Theta_{t+n}\}$, причем значения $\Theta_{t+1}, \dots, \Theta_{t+n-1}$ удовлетворяют условию (II) (т.е. их взаимные отклонения небольшие), а Θ_t и Θ_{t+n} - нет. В таком случае необходимо решить, являются ли значения $\Theta_t, \dots, \Theta_{t+n-1}$ ошибочными или же отражают какие-то нерегулярности в процессе $\Theta(t)$, подлежащие моделированию. Наиболее простым решением этого вопроса является постулирование минимальной длины n_s гладкого отрезка. Если $n < n_s$, то значения отрезка считаются неверными и отбрасываются.

Интерполирование отброшенного или недостающего значения Θ_t выполняется на основе ближайших известных значений Θ_{t-a} и Θ_{t+b}

$$\Theta_t = A\Theta_{t-a} + B\Theta_{t+b}.$$

Предполагая, что $\Theta(t)$ процесс авторегрессии первого порядка, имеем

$$A = \rho^a \frac{1 - \rho^{2b}}{1 - \rho^{2(a+b)}};$$

$$B = \rho^b \frac{1 - \rho^{2a}}{1 - \rho^{2(a+b)}}.$$

Рассмотрим, наконец, контроль и интерполирование данных в случае, когда известна модель (2)...(4) процесса $\Theta(t)$. Проверка значений основной составляющей Θ_{ot} сводится тогда к сравнению их с прогнозом, определенным по предшествующим значениям, т.е. с условным математическим ожиданием $M_1[\Theta_{ot}]$. Зная условную дисперсию $\sigma_t^2 = D_1[\Theta_{ot}]$ (10), получим вместо (II) более точный критерий

$$|a_t| < c_s \sigma_t, \quad (12)$$

поскольку $\Theta_{ot} - M_1[\Theta_{ot}] = a_t$. Если условие (12) не выполняется, то значение Θ_{ot} считается неверным и отбрасывается, а вместо него подставляется прогноз $M_1[\Theta_{ot}]$.

Составляющие $\Theta_k(t)$ вычисляются по формуле (4) с предположением, что нормирование значения метеорологических факторов предварительно проверены и интерполированы. Последнее осуществляется аналогично нагрузкам.

Л и т е р а т у р а

1. М е л ь д о р ф М.В. Математическая модель нагрузки энергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 57-65.

2. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В. Моделирование нагрузки электроэнергетической системы с учетом метеорологических факторов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 3-9.

3. Б о к с Дж., Д ж е н к и н с Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. Вып. I. Перев. с англ. М., Мир, 1974. 406 с.

M. Meldorf,
T. Täht

Interpolation and Extrapolation of a Power
System's Reduced Load Variation Processes

Summary

A method of processing the realization of the load variation is described, having been reduced in respect to its mathematical expectation and standard deviation. The method is based on the Box-Jenkins model, having taken into consideration meteorological factors.

ТЕКУЩАЯ ОБРАБОТКА СТАТИСТИЧЕСКИХ ДАННЫХ
О НАГРУЗКАХ ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫI. Постановка задачи

В целях анализа и прогнозирования нагрузок энергетической системы (ЭС) необходимо организовать сбор и обработку соответствующих статистических данных. Фиксируются, прежде всего, реализации самих нагрузок, а также показатели метеорологических и режимных условий, влияющих на нагрузки. Кроме того, рассматриваются суточные значения потребления энергии, измеренные при помощи счетчиков.

Основной целью текущей обработки является подготовка данных к краткосрочному (с упреждением до одной недели) прогнозированию нагрузок. При этом выполняется контроль и, при необходимости, интерполирование значений как нагрузок, так и дополнительных (режимных и метеорологических) факторов. Отдельно обрабатываются данные о потреблении энергии, что вызвано необходимостью в их автономном прогнозировании. Последнее связано с тем, что при существующей системе измерения параметров режима ЭС значения энергии, полученные непосредственными измерениями, отличаются от соответствующих интегральных показателей нагрузки. Устранение же такого несоответствия путем переоценки результатов измерений не допускается установленным порядком технико-экономического учета параметров режима ЭС.

В ходе текущей обработки данных возможно также некоторое корректирование (адаптация) параметров математической модели нагрузки. В нормальных условиях уточнение параметров модели не требуется чаще, чем один раз в год. Необходимость в текущем корректировании параметров возникает при быстром изменении характера нагрузок, например,

при изменениях лимитов потребления электроэнергии или состава потребителей.

Совокупность вышеуказанных операций, выполняемых при текущей обработке данных, будем ниже условно называть обучением.

2. Математическая модель нагрузки

В основе анализа и прогнозирования нагрузки лежит ее математическая модель. Модель составляется путем всестороннего (не только статистического) анализа характера изменения нагрузки во времени и зависимости ее от режимных и метеорологических факторов. Вид модели принимается общим для всех нагрузок (активных, реактивных, суммарных, узловых и т.д.). Специфика каждой из нагрузок учитывается надлежащим выбором параметров модели.

Общее выражение математической модели нагрузки, как нестационарного случайного процесса, записывается в виде [1]

$$P(t) = S(t) + R(t)\theta(t), \quad (I)$$

где $S(t)$ и $R(t)$ - детерминированные функции, представляющие математическое ожидание и среднеквадратичное отклонение нагрузки;

$\theta(t)$ - стационарный случайный процесс.

Выделив в модели общий рост (тренд) нагрузки и влияние режимных факторов, можем, приняв в целях наглядности двумерное представление времени, переписать (I) в виде

$$P(t,h) = P_0 e^{\alpha t} f(U) g(\omega) [s(t,h) + r(t,h)\theta(t)], \quad (2)$$

где P_0 и α - параметры тренда;

$f(U)$ и $g(\omega)$ - статические характеристики нагрузки по напряжению и частоте;

$s(t,h)$ и $r(t,h)$ - приведенные значения функций $S(t)$ и $R(t)$;

t и h - время, отсчитываемое с начала года и с начала недели, соответственно.

Конкретный вид функций $s(t,h)$ и $r(t,h)$ (при некотором приближении) дается выражениями [2]

$$s(t,h) = \mu(h)\delta(t) + \rho(h)s_0(t), \quad (3)$$

$$r(t, h) = \sigma(h) r_0(t). \quad (4)$$

Составляющие модели $\mu(h)$ и $\rho(h)$ представляют средне-годовой недельный график математического ожидания и среднеквадратичного отклонения нагрузки в относительных единицах, а $s_0(t)$ и $r_0(t)$ — соответствующие сезонные изменения. Функция $\rho(h)$ определяет размер сезонного изменения нагрузки для различных моментов времени недели. Посредством функции $\delta(t)$ вводится уточнение в математическое ожидание путем учета внутримесячных и некоторых других тенденций изменения нагрузки во времени.

В процессе $\Theta(t)$ проявляются корреляционные свойства нагрузки, в том числе ее зависимость от метеорологических факторов. Математически $\Theta(t)$ рассматривается состоящим из основной составляющей $\Theta_0(t)$ и составляющих $\Theta_k(t)$, учитывающих влияние метеорологических факторов [2]

$$\Theta(t) = \Theta_0(t) + \sum_k \Theta_k(t). \quad (5)$$

Для описания отдельных слагаемых принимается модель Бокса-Дженкинса [2, 4].

3. Интерполирование и экстраполирование процесса $\Theta(t)$

Одной из целей обучения является подготовка данных к краткосрочному прогнозированию. Под прогнозом нагрузки понимаются ее условные математическое ожидание и дисперсия, определенные при известной реализации нагрузки за некоторый прошедший период времени.

Согласно общему виду математической модели (I), прогноз нагрузки с упреждением τ записывается в виде

$$M_\tau [P(t)] = S(t) + R(t) M_\tau [\Theta(t)], \quad (6)$$

$$D_\tau [P(t)] = R^2(t) D_\tau [\Theta(t)]. \quad (7)$$

Выражения (6) и (7) включают, наряду с безусловными математическим ожиданием $S(t)$ и среднеквадратичным отклонением $R(t)$ нагрузки, соответствующие условные показатели процесса $\Theta(t)$. Поскольку значения функций $S(t)$ и $R(t)$ вычисляются непосредственно по формулам (2)..(4) для любого момента времени, задача краткосрочного про-

гнозирования сводится к определению математического ожидания $M_{\tau}[\Theta(t)]$ и дисперсии $D_{\tau}[\Theta(t)]$, т.е. к экстраполированию процесса $\Theta(t)$.

Статистические данные, поступающие для обработки в ЦВМ, могут включать значения, неподходящие для прогнозирования. Такие значения возникают либо из-за ошибок при сборе и передаче данных, либо вследствие аварийных ситуаций в ЭС. Для обеспечения непрерывности процесса прогнозирования и достоверности результатов необходимо выявить неподходящие данные и заменить их на наиболее вероятные значения путем интерполирования реализаций процесса $\Theta(t)$. Интерполирование требуется также при неполноте исходных данных, наблюдаемой при недостаточной частоте регистрации значений нагрузок или дополнительных факторов.

Контроль, интегрирование и экстраполирование выполняются в соответствии с математической моделью процесса $\Theta(t)$. Более подробно эти вопросы рассматриваются в [4].

4. Учет влияния дополнительных факторов

Анализ и прогнозирование нагрузок выполняются с учетом влияния режимных (частота, напряжение) и метеорологических (температура воздуха, естественная радиация) факторов. Для этого необходимо, прежде всего, иметь достоверные фактические и прогнозируемые значения дополнительных факторов с требуемой (обычно почасовой) частотой фиксирования.

Достоверность и необходимый объем фактических значений достигается сбором и обработкой текущих статистических данных о дополнительных факторах аналогично нагрузкам. Таким образом, дополнительные факторы также подлежат моделированию аналогично (I) как в части их математического ожидания $S(t)$ и среднеквадратичного отклонения $R(t)$, так и в части соответствующего нормированного процесса $\Theta(t)$, а при поступлении данных в ЦВМ выполняется их контроль и интерполирование.

Практически модель режимных факторов можно заметно упростить по сравнению с моделью нагрузок, принимая во внимание, что их диапазон изменения относительно небольшой.

Кроме того, режимные факторы являются регулируемыми величинами, вследствие чего их долгосрочные прогнозы менее достоверны по сравнению с прогнозами нагрузок или метеорологических факторов. Сказанное позволяет пренебречь сезонными изменениями режимных факторов, вследствие чего выражение их математического ожидания будет состоять только из функции $\mu(h)$. Можно также упростить учет последствия при прогнозировании, принимая вместо модели Бокса-Дженкинса, например, экспоненциальное предсказание. Практически это сводится к корригированию функции $\mu(h)$ в процессе обучения. Нетрудно, однако, убедиться, что такой учет режимных факторов эквивалентен корригированию функций $\mu(h)$ для нагрузки, причем влияние режимных факторов предварительно не исключается из исходных данных. Приходим, таким образом, к выводу, что при применении корригирования математической модели нагрузки нет необходимости в прямом учете режимных факторов. Это не означает, конечно, что вовсе не имеет смысла собирать и обрабатывать данные о режимных факторах. Результаты их текущей обработки могут быть использованы, например, в целях пересчета прогнозов к нормальным или послеаварийным уровням режимных факторов.

Математическая модель метеорологических факторов также несколько упрощается (не нужно различать дни недели, отсутствуют внутримесячные изменения). Результаты текущей обработки метеорологических факторов могут применяться для пересчета значений нагрузок к нормальным или, наоборот, в каком-либо особым метеорологическим условиям. Непосредственный учет метеорологических факторов при текущей обработке нагрузок имеет смысл лишь в случае наличия достоверных нестатистических (т.е. метеорологических) прогнозов.

5. Обработка данных об энергии

Математическое ожидание и прогнозирование суточного потребления энергии могут быть выполнены аналогично нагрузкам, принимая, что значения энергии принадлежат некоторому непрерывному случайному процессу $W(t)$, описываемому моделью

$$W(t) = M[W(t)] + \sigma[W(t)]\theta_w(t). \quad (8)$$

Математическое ожидание $M[W(t)]$ и среднее квадратичное отклонение $\sigma[W(t)]$ могут быть представлены аналогично соответствующим показателям нагрузки. Учитывая, однако, что отклонение показаний счетчиков от соответствующих интегралов нагрузки умеренное, то без особого ущерба для точности можно принимать математическое ожидание и среднее квадратичное отклонение энергии пропорциональными указанным интегралам

$$M[W(t)] = (1 + \delta_w) \int_t^{t+T} S(x) dx, \quad (9)$$

$$\sigma[W(t)] = c_w \sqrt{\int_t^{t+T} R^2(x) dx}, \quad (10)$$

где δ_w и c_w - коэффициенты пропорциональности;
 T - период, равный одним суткам.

Принятое допущение значительно упрощает обработку значений энергии, поскольку отпадает необходимость в составлении соответствующей математической модели. Возможные систематические отклонения показаний счетчиков и расчетных значений энергии анализируются и прогнозируются посредством процесса $\Theta_w(t)$ независимо от обработки нагрузок. Для этого, аналогично нагрузкам, разделим процесс $\Theta_w(t)$ на основную составляющую $\Theta_{w0}(t)$ и составляющие $\Theta_{wk}(t)$, учитывающие влияние метеорологических факторов

$$\Theta_w(t) = \Theta_{w0}(t) + \sum_k \Theta_{wk}(t). \quad (II)$$

Основная составляющая $\Theta_{w0}(t)$ описывается моделью Бокса-Дженкинса [4]. Составляющие $\Theta_{wk}(t)$ находим интегрированием влияния метеорологических факторов на нагрузку. Подставив (5) в (I) и выполнив интегрирование, с учетом (8), (9) и (II), имеем

$$\Theta_{wk}(t) = \frac{1 + \delta_w}{\sigma[W(t)]} \int_t^{t+T} R(x) \Theta_k(x) dx. \quad (12)$$

6. Текущее корректирование параметров математической модели

В условиях относительно быстрого изменения характера нагрузки или режимным условий может потребоваться срочное уточнение параметров математической модели нагрузки. При

этом нецелесообразно переоценивать все параметры моделей, поскольку это, с одной стороны, требует большого объема расчетов, с другой — малоэффективно, так как параметры оцениваются по данным текущего года. Поэтому необходимо ограничиваться уточнением (корректированием) лишь отдельных параметров модели, наиболее чувствительных к быстрым изменениям свойств нагрузки.

Принимая во внимание физическую сущность составляющих математической модели, приходим к выбору, что по текущим данным могут быть переоценены лишь параметр P_0 и функция $\mu(h)$. Поскольку P_0 , согласно принципам составления математической модели [1], является зависимым от функции $\mu(h)$ параметром, задача сводится к уточнению только указанной функции.

Подробно корректирование параметров математической модели нагрузки описывается в [3]. Ниже рассмотрим уточнение параметра δ_w модели энергии.

Обозначим через δ'_w значение параметра δ_w после корректирования. Тогда, согласно (9), уточненное математическое ожидание выражается в виде

$$M'[W(t)] = (1 + \delta'_w) \int_0^{t+\tau} S(x) dx, \quad (I3)$$

а соответствующий прирост параметра δ_w составляет

$$\Delta \delta_w = \delta'_w - \delta_w = \frac{\Delta M[W(t)]}{\int_t^{t+\tau} S(x) dx}, \quad (I4)$$

где

$$\Delta M[W(t)] = M'[W(t)] - M[W(t)].$$

С другой стороны, отклонение $\Delta M[W(t)]$ равняется

$$M[W(t)] = M[\Delta W(t)] = M[W(t)] - M[W(t)].$$

Таким образом, с учетом (8), имеем

$$\Delta M[W(t)] = \sigma[W(t)] M[\Theta_w(t)]. \quad (I5)$$

Примем для оценивания математического ожидания $M[\Theta_w(t)]$ операцию экспоненциального сглаживания. Тогда, подставив (I5) в (I4), с учетом (I0), имеем

$$\Delta \delta_w = \beta c_w (1 - \delta_w) \frac{\sqrt{\int_t^{t+T} R^2(x) dx}}{\int_t^{t+T} S(x) dx} \Theta_w(t), \quad (I6)$$

где β - коэффициент сглаживания.

7. Алгоритм обучения

Подводя итог к вышеприведенным рассуждениям, приходим к выводу, что при текущей обработке данных о нагрузке необходимо выполнять следующие операции:

- Вычисление приведенных значений нагрузки $\Theta(t)$ и энергии $\Theta_w(t)$ за период, на который имеются очередные фактические данные - период обучения.

- Контроль и интерполирование фактических реализаций процессов $\Theta(t)$ и $\Theta_w(t)$ за период обучения и их экстраполирование на заданный период прогнозирования.

- Корректирование составляющей $\mu(h)$ математической модели нагрузки и параметра δ_w модели энергии.

Аналогично нагрузке обрабатываются данные о режимных и метеорологических факторах. Практически обработку дополнительных факторов необходимо выполнить заблаговременно, с тем, чтобы использовать полученные результаты при обработке нагрузок.

Основными результатами обучения являются откорректированные (проверенные и при необходимости интерполированные) значения процесса $\Theta_0(t)$ для каждого фактора до конца периода обучения. На интервал времени, следующего за периодом обучения, получается прогноз процесса $\Theta_0(t)$. Кроме того, в результате обучения определяется влияние на нагрузку метеорологических факторов в виде суммы сглаживаемых $\sum_k \Theta_k(t)$ процесса $\Theta(t)$.

На основе результатов обучения, согласно (6) и (7), легко вычисляются прогнозы нагрузок с любым упреждением (учитывая, что при долгосрочном прогнозе $M_\tau[\Theta(t)] = 0$ и $D_\tau[\Theta(t)] = 1$). Практическое применение имеют также откорректированные фактические значения процесса $\Theta(t)$.

Л и т е р а т у р а

1. М е л ь д о р ф М.В. Математическая модель нагрузки энергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 57-65.

2. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В. Моделирование нагрузки электроэнергетической системы с учетом метеорологических факторов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 3-9.

3. М е л ь д о р ф М.В. Текущее корригирование коэффициентов математической модели нагрузки. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 83-88.

4. М е л ь д о р ф М.В., Т я х т Т.К. Интерполирование и экстраполирование нормированного процесса изменения нагрузок энергетической системы. См. наст. сб., с. 107.

M. Meldorf

Continuous Statistical Analysis of Power System Loads

Summary

Problems concerning loads, energy consumption data, as well as meteorological and conditional factors, interpolation and extrapolation, have been tackled from short range forecast aspect. An algorithm for data processing is given here.

ВЛИЯНИЕ ЕСТЕСТВЕННОЙ ОСВЕЩЕННОСТИ НА НАГРУЗКУ
ЭНЕРГОСИСТЕМЫ

Качество управления и экономичность работы энергосистемы во многом зависит от точности прогнозов нагрузок. Как известно, изменение нагрузки во времени обуславливается многими факторами, такими, как например, ритмичностью человеческой деятельности, календарными особыми днями, климатическими условиями, а также метеорологическими факторами. Разработанные к настоящему времени математические модели нагрузки часто весьма подробно описывают разные характерные свойства нагрузки, однако на учет метеофакторов при этом позволяет вычислить прогнозы лишь для приблизительно средних погодных условий.

В случае отклонений значений метеофакторов от нормальных (средних) такие методы дадут определенные погрешности в прогнозах. Поэтому естественно, что в настоящее время при разработках математических моделей нагрузок большое внимание уделяется на учет влияния метеофакторов [1, 2, 3]. Нужно отметить, что среди метеофакторов, прежде всего на нагрузку, влияют температура воздуха, освещенность и ветер. Более основательно к настоящему времени исследовано влияние температуры.

Рядом с температурой воздуха значительное влияние на нагрузку имеет освещенность. Для исследования влияния освещенности исходим из математической модели нагрузки, разработанной на кафедре электрических систем Таллинского политехнического института [3]. Согласно этой модели нагрузка $P(t)$ рассматривается как нестационарный случайный процесс.

$$P(t) = M[P(t)] + \theta(t) \sqrt{D[P(t)]}, \quad (1)$$

где $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$ — детерминированные функции, представляющие математическое ожидание и дисперсию нагрузки;

$\Theta(t)$ — нормированный случайный процесс.

Детерминированные функции $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$ описывают регулярные тенденции изменения нагрузки (суточные, недельные, сезонные изменения, естественный прирост и др.). Процесс $\Theta(t)$ сформируется вследствие влияния на нагрузку ряда случайных факторов и соответственно может быть рассмотрен в виде суммы ряда составляющих

$$\Theta(t) = \Theta_0(t) + \sum_{k=1}^n \Theta_k(t), \quad (2)$$

где $\Theta_k(t)$ — случайный процесс, сформированный в результате влияния k -го фактора;
 $\Theta_0(t)$ — остаточный процесс, сформированный совокупностью случайных факторов, влияние которых отдельно не рассматривается.

Исходя из влияющих факторов (метеорологические, режимные и др.), идентификация процессов $\Theta_k(t)$ должна производиться методами множественной регрессии. Однако учитывая, что учет процесса $\Theta(t)$ уточняет прогнозы нагрузок лишь в пределах нескольких процентов, можно без практической потери точности рассматривать влияющие факторы раздельно.

Исходным при исследовании освещенности считаем, что на основе модели влияния температуры определен случайный процесс $\Theta_1(t)$ [3]. Тогда остаточный процесс $\Theta_0(t)$, в котором содержится и влияние освещенности, вычисляется как

$$\Theta_0(t) = \Theta(t) - \Theta_1(t). \quad (3)$$

Нужно отметить, что детерминированные функции $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$ математической модели нагрузки практически соответствуют средним метеорологическим условиям, а на процесс $\Theta(t)$ влияют отклонения погодных параметров от их средних значений. Поэтому для вычисления отклонений процесса освещенности необходимо создать математическую модель освещенности. Исходя из соображений, что освещенность представляет из себя нестационарный случайный процесс $V(t)$, в

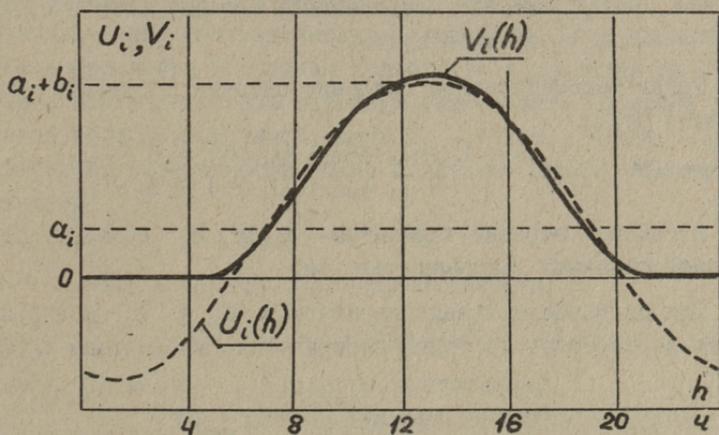
основу моделирования принимаем общий вид математической модели нагрузки (I)

$$V(t) = M[V(t)] + \gamma(t) \sqrt{D[V(t)]}, \quad (4)$$

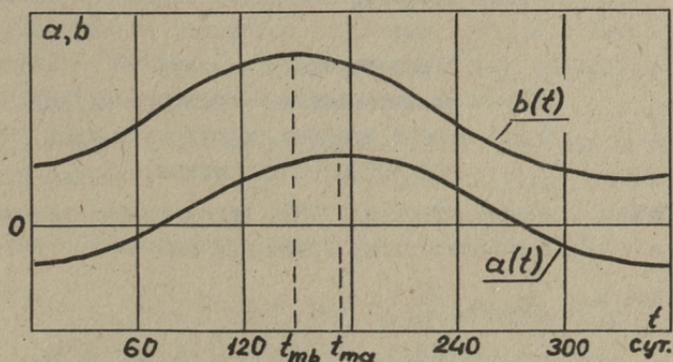
где $M[V(t)]$ и $D[V(t)]$ - соответственно математическое ожидание и дисперсия освещенности;

$\gamma(t)$ - нормированный случайный процесс.

Математическое ожидание освещенности тесно связано с продолжительностью дня и высоты солнца по горизонту. В ночное время математическое ожидание освещенности равняется



Фиг. 1. Аппроксимирование среднегогодового суточного графика освещенности.



Фиг. 2. Сезонное изменение параметров α_i и b_i .

нулю. Для получения аналитического выражения математического ожидания $M[V(t)]$ исходим из суточных средне-многолетних графиков освещенности.

На фиг. 1 представлен один такой график для некоторого i -го дня года.

Без большой погрешности можно ненулевой отрезок графика аппроксимировать тригонометрическим многочленом первой степени

$$U_i(h) = a_i + b_i \cos \left[\frac{2\pi}{24} (h - h_m) \right], \quad (5)$$

где a_i и b_i - параметры многочлена;
 h_m - момент максимальной освещенности в сутки;
 h - время в сутки.

Тогда математическое ожидание суточного графика освещенности будет

$$M[V_i(h)] = \begin{cases} U_i(h), & \text{если } U_i(h) > 0 \\ 0, & \text{если } U_i(h) \leq 0. \end{cases} \quad (6)$$

В годовом отрезке параметры a_i и b_i обладают существенной сезонной цикличностью (фиг. 2).

Для аппроксимирования параметров a_i и b_i можно применить соответственно тригонометрические многочлены $a(t)$ и $b(t)$

$$a(t) = c_1 + c_2 \cos \left[\frac{2\pi}{T} (t - t_{ma}) \right], \quad (7)$$

$$b(t) = c_3 + c_4 \cos \left[\frac{2\pi}{T} (t - t_{mb}) \right], \quad (8)$$

где c_1, c_2, c_3, c_4 - параметры многочленов;
 t_{ma} - момент времени максимума кривой $a(t)$;
 t_{mb} - момент времени максимума кривой $b(t)$;
 T - годовой период времени.

В таком случае, функция $U(t)$, определяющая математическое ожидание освещенности, принимает вид

$$U(t) = c_1 + c_2 \cos \left[\frac{2\pi}{T} (t - t_{ma}) \right] + \left\{ c_3 + c_4 \cos \left[\frac{2\pi}{T} (t - t_{mb}) \right] \right\} \left\{ \cos \left[\frac{2\pi}{24} (h - h_m) \right] \right\}, \quad (9)$$

а математическое ожидание освещенности вычисляется как

$$M[V(t)] = \begin{cases} U(t), & \text{если } U(t) > 0 \\ 0, & \text{если } U(t) \leq 0. \end{cases} \quad (10)$$

Параметры c_1, c_2, c_3, c_4 и моменты времени t_{mq}, t_{mb} и h_m вычисляются на основе часовых данных освещенности одного календарного года методом наименьших квадратов.

При моделировании дисперсии $D[V(t)]$ исходными являются отклонения освещенности от ее математического ожидания. В отличие от нагрузки, эти отклонения весьма значительные (иногда больше 100%). Исследования показали, что отклонения освещенности приблизительно пропорциональны квадратным значениям математического ожидания. Коэффициенты пропорциональности в среднем колеблются в пределах от 0,4 до 0,6 и имеют некоторую сезонную ритмичность (большие значения наблюдаются зимой, меньшие — летом). Таким образом, дисперсию освещенности можно выразить через математическое ожидание

$$D[V(t)] = d(t) \{M[V(t)]\}^2, \quad (11)$$

где $d(t)$ — функция пропорциональности:

$$d(t) = d_1 + d_2 \cos \left[\frac{2\pi}{T} (t - t_m) \right]. \quad (12)$$

Здесь d_1 и d_2 — параметры многочлена;

t_m — момент времени минимума дисперсии.

Параметры d_1 и d_2 оцениваются методом наименьших квадратов на основе годовой реализации освещенности.

Для примера параметры некоторых моделей освещенности приведены в таблице I. Параметры вычислены на основе часовых данных о суммарной радиации, кал/см²ч.

Имея аналитические выражения (9)...(12) для математического ожидания $M[V(t)]$ и дисперсии $D[V(t)]$ можно, исходя из модели (4), для любого момента времени вычислить значение нормированного случайного процесса $v(t)$

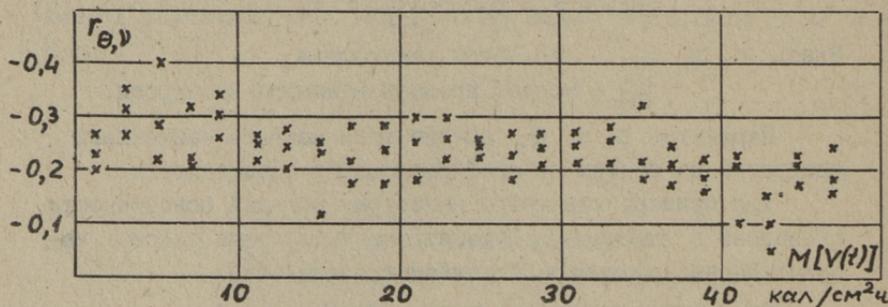
$$v(t) = \begin{cases} \frac{V(t) - M[V(t)]}{M[V(t)]\sqrt{d(t)}}, & \text{если } M[V(t)] > 0 \\ 0, & \text{если } M[V(t)] = 0. \end{cases} \quad (13)$$

Для определения характера и степени влияния освещенности на нагрузку необходимо исследовать статистические связи между случайными процессами $\Theta_0(t)$ и $v(t)$. Имея в

виду, что освещенность в отличие от температуры воздуха не имеет последствий на нагрузку, статистические связи между $\Theta_0(t)$ и $\nu(t)$ могут быть выражены через коэффициенты корреляции.

Т а б л и ц а I
 Параметры математической модели освещенности
 Ленинградской энергосистемы

Параметры	Единицы измерения	1974 г.	1977 г.	Среднемного-летняя норма
c_1	кал/см ² ч	2,78	2,96	2,49
c_2	кал/см ² ч	12,69	10,89	10,63
c_3	кал/см ² ч	20,77	19,27	20,59
c_4	кал/см ² ч	10,08	10,92	11,36
d_1	-	0,42	0,58	0,051
d_2	-	-0,15	-0,18	-0,0079
h_m	ч	13,5	13,5	13,5
t_{ma}	сут.	173,5	171,2	172,5
t_{mb}	сут.	151,6	148,9	152,7
t_m	сут.	167,1	158,2	166,0



Фиг. 3. Коэффициенты корреляции $r_{\theta, \nu}$ при разных уровнях освещенности в разные (1974, 1976, 1977) годы Ленинградской энергосистемы.

Исследования показали, что коэффициенты корреляции находятся примерно в пределах от $-0,1$ до $-0,4$. В качестве примера на фиг. 3 приведены значения коэффициентов корреляции $r_{\theta, \nu}$ при разных уровнях освещенности в разные годы для Ленинградской энергосистемы.

Для уточнения прогнозов с учетом освещенности необходимо определить светочувствительную составляющую $\Theta_2(t)$ случайного процесса $\Theta(t)$. Процесс $\Theta_2(t)$ вычисляется по соответствующим уравнениям регрессии, исходя из отклонений освещенности $\gamma(t)$. Для аппроксимирования выбраны линейные уравнения вида

$$\Theta_2(t) = \alpha + \beta \gamma(t),$$

где α и β - коэффициенты.

Коэффициенты α и β оцениваются по реализациям процессов $\Theta_0(t)$ и $\gamma(t)$ методом наименьших квадратов. Согласно результатам анализа коэффициенты α и β являются весьма стабильными в разные годы, однако в некоторой степени зависят от уровня освещенности. В таблице 2 приведены средние значения коэффициентов α и β .

Т а б л и ц а 2

Средние значения коэффициентов уравнений регрессии при разных уровнях освещенности Ленинградской энергосистемы

Коэф- фици- енты	Интервалы освещенности, кал/см ² ч						
	0-3,9	4-7,9	8-11,9	12-15,9	16-19,9	20-29,9	30 и свыше
α	-0,23	-0,14	-0,11	0,02	0,13	0,19	0,15
β	-0,13	-0,35	-0,41	-0,40	-0,34	-0,33	-0,39

Как показали расчеты, учет освещенности уменьшает погрешности прогнозов в среднем на 0,1-0,3 %. Однако при значительном отклонении условий естественной освещенности от нормальных учет влияния освещенности существенно повышает точность прогнозов нагрузки.

Так, например, изменение освещенности в два раза вызывает отклонение нагрузки приблизительно на 1 %. С учетом, что точность прогнозирования суммарной нагрузки энергосистемы обычно лежит в пределах 2-4 %, такое уточнение следует считать весьма существенным.

Л и т е р а т у р а

И. С ю т к и н Б.Д., Бордюгов В.М. Влияние метеофакторов на режим потребления электроэнергии. - Тезисы докладов на совещании по теме "Оптимизация режимов работ энергосистем". М., 1977, с. 95-96.

2. Бордюгов В.М., Денисенко Э.В. Комплекс программ статистической обработки и долгосрочного прогнозирования суточных графиков электропотребления с учетом метеофакторов. - Тезисы докладов на совещании по теме "Оптимизация режимов работы энергосистем". М., 1977, с. 97-99.

3. Вальтин Ю.Ю., Мельдорф М.В. Моделирование нагрузки электроэнергетической системы с учетом метеорологических факторов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 3-9.

Ü. Treufeldt

Influence of Natural Lighting on the
Power System Load

Summary

A mathematical model describing natural lighting is proposed here. Simulation results and an analysis of natural lighting are presented. Load dependence on natural lighting has been calculated.

УДК 621.311.031

Ю.Ю. Вальтин

О ПРОГНОЗИРОВАНИИ ПОТРЕБЛЕНИЯ ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ
ПРОМЫШЛЕННЫМИ ПРЕДПРИЯТИЯМИ

Важной проблемой электроэнергетики в настоящее время является экономичность использования электрической энергии промышленными предприятиями. Эффективность потребления во многом зависит от качества планирования производства, которое тесно связано с прогнозированием потребления.

Основой обеспечения необходимой точности прогнозов является наличие адекватной математической модели. В самом общем виде процесс потребления можно рассматривать как нестационарный случайный процесс. Исходя из такого положения, на кафедре электрических систем Таллинского политехнического института разработана математическая модель электропотребления промышленных предприятий [1]. Общий вид модели следующий:

$$W(t) = M[W(t)] + \sqrt{D[W(t)]} \Theta(t), \quad (1)$$

где $M[W(t)]$ и $D[W(t)]$ – детерминированные функции, представляющие соответственно математическое ожидание и дисперсию энергии;

$\Theta(t)$ – нормированный стационарный случайный процесс.

Согласно характерным свойствам потребления в [1] разработаны аналитические выражения для математического ожидания и дисперсии в виде

$$M[W(t)] = W_0 e^{\alpha t} \Lambda(t) \psi(t), \quad (2)$$

$$D[W(t)] = W_0 e^{\alpha t} \sigma(t), \quad (3)$$

где W_0 – базисная энергия;

- α - параметр тренда;
- $\Lambda(t)$ - функция, учитывающая характер потребления в особые дни;
- $\delta(t)$ - функция, учитывающая недельные и сезонные ритмичности электропотребления;
- $\sigma(t)$ - функция среднеквадратичных отклонений.

Имея аналитические выражения для математического ожидания и дисперсии электропотребления можно для любого момента времени t с упреждением τ вычислить необходимые прогнозы в виде условного математического ожидания

$$M_{\tau}[W(t)] = M[W(t)] + \sqrt{D[W(t)]} M_{\tau}[\Theta(t)], \quad (4)$$

где $M_{\tau}[\Theta(t)]$ - прогноз случайного процесса $\Theta(t)$ с временем упреждения τ .

Исходя из процесса $\Theta(t)$ можно прогнозы условно разделить на предварительные и уточненные. Предварительные прогнозы вычисляются как безусловные математические ожидания $M[W(t)]$. При этом прогноз процесса $\Theta(t)$ приравнивается к нулю. Предварительные прогнозы вычисляются в случае отсутствия текущих данных о потреблении, а также при времени упреждения больше одной недели.

При наличии текущих данных для уточнения краткосрочных прогнозов необходимо идентифицировать и прогнозировать процесс $\Theta(t)$, например, методом Бокса-Дженкинса [2]. Помимо прогнозирования случайного процесса $\Theta(t)$, при наличии текущих данных можно корректировать некоторые параметры математической модели, в первую очередь, базисную энергию W_0 . Необходимость такого корректирования возникает при изменениях характера потребления, например, при вводе новых мощностей, при реконструкции электрических сетей и т.п. В таком случае уточненный параметр W_0 вычисляется по формуле

$$W_0 = W_0' \beta + W_0'' (1 - \beta), \quad (5)$$

где W_0 - уточненный параметр;

W_0' - фактический параметр;
 W_0'' - исходный параметр;
 β - коэффициент уточнения.

Коэффициент уточнения выбирается в пределах от 0 до 1 в зависимости от значимости новых статистических данных.

Фактическая базисная энергия W_0' вычисляется на основе текущих данных об энергии $W(t_i)$, измеряемых за сутки t_i ($i=1, 2, \dots, n$)

$$W_0' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{W(t_i)}{e^{\alpha t_i} \Lambda(t_i) \delta(t_i)}. \quad (6)$$

В случае отсутствия текущих данных после изменения характера электропотребления прогнозы уточняются с помощью т.н. экспертных оценок, на основе которых к статистическому прогнозу (4) прибавляется некоторая экспертная поправка $K(t)$ и прогноз вычисляется как

$$M_{\tau}[W(t)] = M[W(t)] + \sqrt{D[W(t)]} M_{\tau}[\Theta(t)] + K(t). \quad (7)$$

Важным вопросом при планировании производства является лимитирование потребления энергии. Обычно для промышленных предприятий заранее определяются суточные лимиты $L(t)$, которые несомненно влияют на режим электропотребления. Учет лимитов при прогнозировании производится с помощью т.н. коэффициента учета лимитов γ и прогнозы нагрузок вычисляются по следующей формуле:

$$M_{\tau}[W(t)] = (1-\gamma)M[W(t)] + \gamma L(t) + \sqrt{D[W(t)]} M_{\tau}[\Theta(t)] + K(t). \quad (8)$$

В зависимости от степени учета лимитов коэффициент γ выбирается в пределах от 0 до 1. Как показали расчеты, в обычных условиях можно принимать $\gamma = 0,8$.

Согласно математической модели, разработанной в [1], прямыми результатами прогнозирования являются суточные энергии с упреждением от одних суток до 1-2 лет. Прогнозы на другие интервалы времени (недельные, декадные, месячные, квартальные и годовые) складываются из суточных прогнозов.

В целях проверки практической применимости разработанной методики прогнозирования были проведены контрольные расчеты на основе данных разных предприятий. Как показали

расчеты, относительные ошибки в нормальных условиях обычно не превышали 10 %. В качестве примера в таблицах 1 и 2 приведены некоторые результаты прогнозирования.

Т а б л и ц а 1
 Результаты прогноза суточного электропотребления
 предприятия металлургической промышленности
 за январь 1978 г.

Дата	День недели	Фактически МВт.ч	Прогноз МВт.ч	Относительная ошибка, %
10	2	1968,0	1960,4	0,4
11	3	2027,0	1985,6	2,0
12	4	1978,0	1962,3	0,8
13	5	2005,0	1981,1	1,2
14	6	2008,0	1994,0	0,6
15	7	2001,0	1989,9	0,6
16	1	1996,0	1996,0	0,0
17	2	1981,0	1961,1	1,0
18	3	2034,0	1987,3	2,3
19	4	2016,0	1963,2	3,1
20	5	2042,0	1982,2	2,9

Для иллюстрации влияния корректирования базисной энергии на точность прогнозов, на фиг. 1 приведены погрешности прогнозов месячных энергий, с учетом и без учета текущих статистических данных.

Для практической реализации разработанной методики моделирования [1] и прогнозирования потребления электроэнергии промышленными предприятиями составлены комплекс программ "ПРОГЭН ТПИ" и необходимая база данных для ЦВМ ЕС-1033. Комплекс программ выполнен на языке ФОРТРАН-4 и состоит из управляющей программы и четырех модулей:

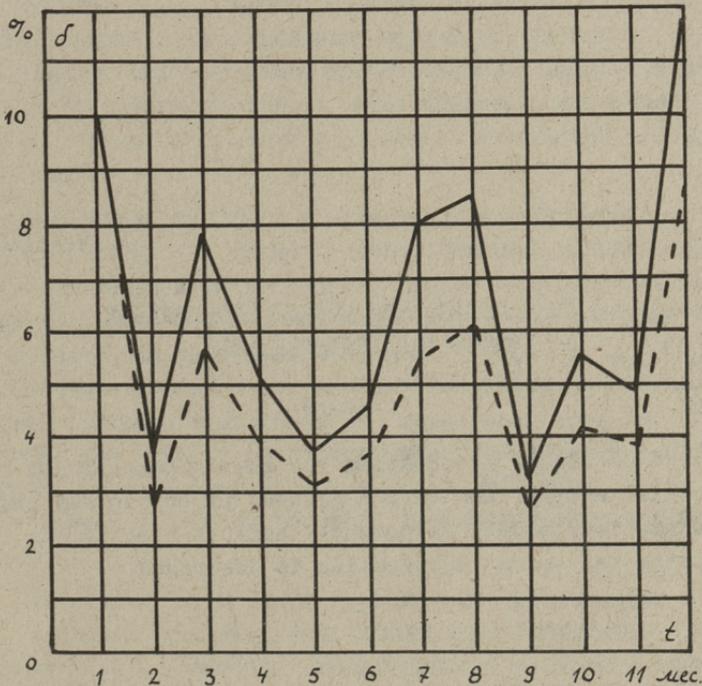
- модуль обмена данных;
- модуль моделирования;
- модуль прогнозирования;
- модуль стыковки с другими программами.

Управление программой производится с помощью т.н. управляющих директив.

Т а б л и ц а 2

Результаты прогноза суточного электропотребления
предприятия легкой промышленности за апрель 1978 г.

Дата	День недели	Фактически МВт.ч	Прогноз МВт.ч	Относительная ошибка, %
3	I	234,4	255,6	9,0
4	2	332,8	336,7	1,2
5	3	337,8	337,9	0,0
6	4	336,9	339,4	0,7
7	5	334,3	338,5	1,2
8	6	246,8	270,9	9,8
9	7	35,8	39,0	8,9
10	I	257,1	255,2	0,7
11	2	334,5	336,1	0,4
12	3	333,9	337,1	1,0
13	4	335,2	338,4	1,0



Фиг. 1. Значение погрешностей долгосрочных прогнозов потребления электроэнергии с текущим уточнением (—) и без уточнения (-) математической модели.

Для создания информационной базы предназначены специальные файлы на магнитном диске. Для каждого предприятия предусмотрено хранение суточных энергий одного года и параметров математической модели. Максимально допустимое количество рассматриваемых предприятий - 890.

Л и т е р а т у р а

1. В а л ь т и н Ю.Ю., Л и й к О.Н., М е л ь - д о р ф М.В. Вопросы математического моделирования потребления электроэнергии промышленными предприятиями. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1980, № 490, с. 97-105.

2. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В. Моделирование нагрузки электроэнергетической системы с учетом метеорологических факторов. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 3-9.

J. Valtin

Forecasting the Energy Consumption in Industrial Enterprises

Summary

A method of forecasting the energy consumption in industrial enterprises on the grounds of previously prepared mathematical models is proposed here. A program for forecasting the energy consumption is described.

УДК 621.311(474.2) (091)

В.В. Мяги, Т.Л. Метусала

ПЕРВЫЕ ПЛАНЫ ВСЕОБЩЕЙ ЭЛЕКТРИФИКАЦИИ ЭСТОНИИ
И ПРОБЛЕМЫ ИХ РЕАЛИЗАЦИИ

Первые коммерческие электростанции в городах Эстонии были построены в начале XX века. Основную нагрузку этих электростанций составляли коммунальные потребители, а также мелкие промышленные предприятия. В 1907 году начала работу Пярнуская городская электростанция, в 1910 году Тартуская городская электростанция, в 1911 году электростанция Карлова в г. Тарту. К шинам Таллинской городской электростанции были подключены первые потребители в 1913 году. Первая мировая война препятствовала дальнейшему развитию электрификации страны, были пущены в ход только некоторые мелкие генераторы в поселках и сельской местности (до 5 кВт).

Дальнейший прогресс в области электрификации не возможен без постройки крупных электростанций. Эстония обладала энергетическими ресурсами: кроме гидроэнергии (запасы которой были оценены около 195 МВт) на территории Эстонии имелись заметные запасы сланца и торфа [1, с. 186]. Так как применение сланца как топлива находилось в начальной стадии, основным топливом в это время был торф. На торфе работали две крупные электростанции того времени — Элламаа и Улила, которые были пущены в ход в 1923 году. В это же время велись работы по переводу Таллинской электростанции на сланец.

Элламаа и Улила стали первыми электростанциями в Эстонии, которые были построены вблизи местонахождения топлива. Следовательно, возникла необходимость постройки длинных линий для передачи электроэнергии к потребителям. Возникли первые электрические сети.

Роль электроэнергии в общем энергетическом балансе все время возрастает, в 1929 году электроэнергия составляет уже 45,2 % от суммарной продукции энергии. Препятствием дальнейшему развитию электроэнергетики стало отсутствие общего центра руководства и планирования. Владельцами электростанций и сетей были города, промышленные предприятия и различные организации, отсутствовало взаимодействие между отдельными станциями, развитие их было стихийное.

Первая попытка создания единого центра энергохозяйства была осуществлена в 1926 году. Эстонское общество инженеров внесло соответствующее предложение в министерство промышленности и торговли [2, с. 13]. К сожалению, это предложение осталось без должного внимания. В 1928 году группа инженеров-энергетиков и экономистов создала Национальный силовой комитет, председателем которого был избран инженер А. Кинк. Основными задачами силового комитета были всестороннее исследование энергетических ресурсов Эстонии, экономическое обоснование использования местного топлива, исследование возможностей финансирования новых строений и практические работы в области энергетики. В первое время государство не поддерживало работу комитета, хотя в мае 1929 года министр экономики заявил, что, учитывая огромную важность работы комитета, целесообразно финансировать комитет из государственного бюджета [3, с. 46]. Несмотря на отсутствие субсидии, комитет предпринял огромную работу — начал разрабатывать всеобщий план электрификации Эстонии. Для этой цели была создана специальная комиссия. В связи со скромным финансированием почти всю работу выполняли в общественном порядке. На первой стадии работы дали оценку энергетическим ресурсам Эстонии. По расчетам было определено, что сланец составляет 39,5 %, торф 24,5 % и древесина 13,0 % от всех энергетических ресурсов страны. Следовательно, доля гидроэнергии была оценена сравнительно высоко — 23 % [4, с. 195].

Основу плана электрификации составляло прогнозирование нагрузки потребителей. План был разделен на две части: 1) ближайшие 10 лет и 2) перспективный план электрификации.

При разработке 10-летнего плана были зарегистрированы в Эстонском обществе технического надзора энергетические установки. Результаты прогноза развития необходимой установ-

ленной мощности и потребления были следующие:

	Мощность кВт	Потребление $\times 10^6$ кВт.ч
Промышленные и коммуналь- ные потребители	53000	I58
Сельское хозяйство	2000	I
Железная дорога	-	II
	<hr/>	
Итого	55000	I70

В первую очередь имелись ввиду добыча и переработка сланца. Необходимая установленная мощность 6 МВт. В сельском хозяйстве предвиделась частичная электрификация крестьянских усадеб вблизи подстанции, а также электрификация 17 маслозаводов.

Для покрытия нагрузки планировали построить гидроэлектростанцию на реке Нарва с мощностью 50 МВт, а для покрытия пиков нагрузки предусматривалась тепловая электростанция. Для обеспечения гидростанции постоянной нагрузкой внесли предложение построить в Нарве целлюлозный комбинат. Расчеты показали, что установленная мощность комбината должна быть не менее 20 МВт. Затем возникла проблема сырья. Необходимое количество древесины в год составляло 300 тыс. м³. Имеющиеся в Эстонии запасы леса могли дать только треть от этого количества [5, с. 17]. Мощность планируемой тепловой электростанции (с местонахождением в поселке Кохтла) была 20...30 МВт. Протяженность новых линий электропередачи при напряжении 110 кВ составляла 330 км (линии Нарва - Таллин и Раквере - Тарту), при напряжении 35 кВ - 100 км и при 6 кВ - 173 км. Суммарные расходы при реализации плана достигли бы 30 миллионов эстонских крон, большую долю из этой суммы (19 миллионов) составляла постройка Нарвской гидроэлектростанции вместе с регулированием уровня воды в Чудском озере.

План всеобщей электрификации был перспективным, в нем содержались только общие черты развития энергохозяйства Эстонии. Особое внимание было уделено развитию электрических сетей. Планировались новые высоковольтные линии Тарту-Пука-Выру-Петсери-Паниковичи, Пука-Валга-Тырва-Мыйзакула-Пярну,

Мыйзакула-Вильянди, Түри-Пайде-Тапа, Түри-Кохила-Таллин и Вильянди-Пылтсамаа-Йыгева-Муствеэ-Кохтла. После завершения этих работ общая длина линии электропередачи была бы следующая: при напряжении 110 кВ - 400 км (8 подстанций), при напряжении 35 кВ - 1030 км (36 подстанций), при 6 кВ - 6750 км (1700 подстанций) и при 220 В - 459000 км. Сетью было бы охвачено 63 % территории Эстонии.

План не был реализован, но составление такого обширного плана показало готовность эстонских инженеров-энергетиков к модернизации энергохозяйства страны.

Использование электроэнергии все расширялось. Если в начале века преобладали по установленной мощности промышленные электростанции, то в 1931 году произошел перелом - общая мощность коммерческих электростанций превосходит мощность промышленных электростанций. Производство электроэнергии в коммерческих электростанциях также растет, приближаясь к производству электроэнергии на промышленных электростанциях. Коммерческие электростанции дали в 1929 году 23,3 ГВт.ч или 31 % и в 1931 году уже 45,1 ГВт.ч или 44,7 % от общей продукции электроэнергии [5, с. 113]. Рост продукции электроэнергии характеризуется следующими цифрами:

Год	Суммарная продукция энергии $\times 10^6$ кВт.ч	Продукция электроэнергии $\times 10^6$ кВт.ч	Доля электроэнергии, %
1936	207	111,6	54
1937	229	132,9	58
1938	252	154,7	61

В 1936 году использовали в промышленности 82,4 ГВт.ч электроэнергии, в 1938 году уже 115,6 ГВт.ч. На первом месте в потреблении стояла бумажно-целлюлозная промышленность (30,8 %), на последующих местах шахты и переработка ископаемых (29,1 %) и текстильная промышленность (21,1 %) [7, с. 40]. В общем плане основным потребителем электроэнергии была промышленность - 75 % от общей продукции в 1938 году, коммунальные потребители использовали 11,5 %, транспорт 2,5 % и сельское хозяйство 0,3 %.

В конце 1935 года вступил в силу закон об Эстонском национальном силовом комитете (ЭНСК). Юридически началось действие комитета 21 июля 1936 года, практическая научно-исследовательская работа и работы по техническому надзору начались 15 сентября того же года.

Силовой комитет находился в подчинении министерства экономики. Руководящими органами комитета были предусмотрены общее собрание, правление и директор. Директором назначили инженера Ю. Вээрус. ЭНСК был прямым наследником Эстонского общества технического надзора. Основной целью комитета были: во-первых, учет всех источников энергии и экономическое обоснование их использования и, во-вторых, создание плана электрификации страны.

На первом общем собрании ЭНСК приняли следующие основные направления работы:

- 1) развитие добычи и переработки сланца и торфа,
- 2) плановое развитие электрификации в городах и в деревне,
- 3) внедрение горючего газа в промышленности и в быту,
- 4) дальнейшее развитие гидроэнергетики, особенно для нужд сельского хозяйства,
- 5) обоснование использования двигателей внутреннего сгорания,
- 6) сбор и публикация информации в области энергетики,
- 7) связь с бюро Мировой энергетической конференции.

Основное внимание комитета концентрировалось на вопросы электрификации страны. Была создана специальная комиссия для создания общего плана электрификации Эстонии. В течение 1936 года были разработаны эскизный проект плана с крупными электростанциями и магистральными линиями, основы для технико-экономического расчета тепловых (на сланце и торфе) и гидроэлектростанций, а также высоковольтных и низковольтных линий. После этих предварительных работ приступили к созданию плана электрификации всей страны.

Основными принципами при создании плана были:

- 1) электрификацию страны провести на основе единой электрической системы, при этом маленькие местные электро-

станции построить только в тех местах, где сооружение длинных линий питания экономически не целесообразно (например, на острове Сааремаа),

2) нагрузку распределить между электростанциями оптимально, т.е. производить электроэнергию там, где это в данный момент выгодно. При максимальном стоке воды работают в основном гидроэлектростанции, при минимальных стоках основную нагрузку ведут тепловые электростанции,

3) соединить крупные электростанции между собой магистральными линиями так, чтобы при аварии одной или нескольких электростанций остальные могли питать всех потребителей,

4) распределительную сеть сооружать так, чтобы были охвачены все города (кроме островов), промышленные центры и основные сельскохозяйственные районы,

5) стоимость электроэнергии в общей электрической системе должна быть ниже по сравнению со стоимостью электроэнергии при раздельной работе электростанций. Использование электроэнергии в сельском хозяйстве должно быть выгоднее, чем использование двигателей внутреннего сгорания.

План всеобщей электрификации страны был завершен в 1938 году. Руководителем работы был директор ЭНСК Ю. Вээрус, основными исполнителями являлись К. Пуйдак, В. Сепханс, Э. Канасаар, Я. Отс, Р. Сепп и К. Хирв [8]. План охватывал 10-летний период до 1947 года. Прирост выработки энергии в Эстонии в 1929-1936 годах составлял в среднем 3,5 % в году, но этот период вошел в годы экономического кризиса. В связи с этим, а также учитывая то обстоятельство, что прирост в 1937 и 1938 гг. составлял 10,3 %, планировали средний годовой прирост выработки электроэнергии на годы 1938...1942 6,3 % и на годы 1942...1947 - 5,7 % [9, с. 118]. При создании плана учитывали, что взамен механической энергии вступит электроэнергия, следовательно, план был одновременно также планом рационализации энергохозяйства. Исходными данными для создания плана являлись прогнозы энергопотребления городов на 1942 и 1947 годы, учитывая планы развития городов, а также переход промышленности на электрическую энергию. В сельском хозяйстве приняли нагрузкой одной питательной подстанции (питала в среднем 30 крестьянских усадеб) 7 МВт.ч в году, в том

числе 2,25 МВт.ч на освещение. Общий план электрификации был составлен в форме двух пятилетних планов на годы 1938...1942 и 1943...1947.

Электросистема Эстонии по этому плану была разделена на две части: западную и восточную. Обе части должны были иметь свои электростанции, но имелась также возможность соединения обеих частей. Для этой цели предусматривалась линия Тапа - Тюри с номинальным напряжением 60 кВ. Сложной задачей являлось проектирование распределительной сети в сельскохозяйственных районах. В связи с ограниченными финансовыми ресурсами планировали электроснабжение сельского хозяйства только в районах Тартумаа, Вильяндимаа, Вырумаа, Валгамаа, западной части Вирумаа и восточной части Ярвамаа. Общая длина новых линий электропередачи составляла 2800 км. Напряжения распределительной сети были выбраны 20 кВ и 15 кВ. Предполагалось, что отдельные короткие линии будут работать на 6 кВ.

Разрабатывались три варианта постройки и эксплуатации электростанций.

I вариант. Основным источником электроэнергии является новая Нарвская гидроэлектростанция с мощностью 52,5 МВт. Для покрытия пиков нагрузки планируется в поселке Кохтла также тепловая электростанция на сланце с мощностью 15 МВт. Третьей новой электростанцией планировалась гидроэлектростанция Тори - Лээви (1700 кВт) на реке Пярну. Продолжают работу также старые тепловые электростанции в Таллине (19,2 МВт) и в Пюсси (3,8 МВт) на сланце, в Элламаа (8,5 МВт) и Улила (8,55 МВт) на торфе.

II вариант. Нарвская гидроэлектростанция не строится, а в поселке Кохтла сооружается большая тепловая электростанция с мощностью 64 МВт. Мощность гидроэлектростанции Тори-Лээви как в I варианте 1700 кВт.

III вариант. Расширение работающих тепловых электростанций города Таллина и Улила до 40 МВт и 15 МВт соответственно. В Кохтла необходимо построить тепловую электростанцию с мощностью 30 МВт и в Тори-Лээви гидроэлектростанцию с мощностью 1700 кВт.

Суммарная установленная мощность по всем трем вариантам мало отличается. При первом варианте суммарная мощность

составляет 110,25 МВт (из этого на новых электростанциях 73,3 МВт), при втором варианте 106,45 МВт (новые мощности 69,7 МВт) и при третьем варианте - 99,5 МВт (новые мощности 68,2 МВт).

Эти три варианта показали различные возможности развития энергохозяйства страны. Реализация первого или второго варианта обеспечивала питание потребителей от системы параллельно с работающими электростанциями, т.е. была бы создана единая энергосистема Эстонии. Первый вариант требовал сооружений магистральных линий Нарва-Таллин и Тапа-Тарту, второй вариант Кохтла-Таллин и Тапа-Тарту. При обоих вариантах эффективно использовались местные ресурсы энергии, при первом варианте гидроэнергия Нарвского водопада и при втором варианте местное топливо (сланец). Третий вариант был скромнее, в нем отказались от постройки новых крупных электростанций, но зато увеличились расходы на транспорт топлива.

Высоковольтные и низковольтные распределительные сети при всех вариантах были одинаковые. План предусматривал соединение всех городов и промышленных центров общей сетью. Основной проблемой при проектировании было неравномерное распределение промышленности. Наибольшая часть предприятий была сконцентрирована на севере, в основном на линии Таллин - Кехра - Кунда - сланцевый бассейн - Нарва, на юге Эстонии были только мелкие предприятия. После выполнения плана, т.е. в 1947 году оказалась бы электрифицированной 25 % от всей территории страны. Если в 1937 году электроэнергию использовало около 37 % от всего населения, то к 1947 году увеличение составляло бы до 56 %. План электрификации прогнозировал рост энергопроизводства к 1947 году до 387 ГВт.ч в год, в том числе производство электроэнергии до 336 ГВт.ч [10].

Стоимость вариантов была нижеследующая:

I вариант - 39,5 млн. крон

II вариант - 36,2 млн. крон

III вариант - 33,4 млн. крон [11].

Хотя капиталовложения при первом варианте несколько больше, но эксплуатационные расходы были на 30 % ниже по сравнению с другими вариантами. Учитывая последнее обстоятельство, а также другие преимущества создания единой энергосистемы,

правление и общее собрание ЭНСК решили реализовать первый вариант.

2 мая 1939 года Государственное Собрание Эстонии приняло закон о создании а/о "Электроцентр". Ведущую роль в новом акционерном обществе играло государство. Целью а/о "Электроцентр" было осуществление плана электрификации страны. Акционерное общество имело право строить и владеть электростанциями, высоковольтными и низковольтными линиями, подстанциями и другими установками, необходимыми при производстве, распределении и использовании электроэнергии.

Денежные возможности общества оказались довольно скромными. Основной капитал составил только 1 млн. крон.

А/о "Электроцентр" не успело осуществить практическую работу, началась вторая мировая война, и эти планы электрификации Эстонии не были реализованы.

Л и т е р а т у р а

1. Kogerman, P. Eesti maarduevarad ja energiaallikad. - Varamu, 1939, nr. 2, lk. 181-186.
2. Radik, A. Eesti Rahvuslik Jõukomitee. - Tehnika Ajakiri, 1936, nr. 1, lk. 13-14.
3. Kala, K. Eesti NSV elektrifitseerimise ajalugu. Tln., 1974. 268 lk.
4. Kokkuvõtte Eesti elektrofitseerimise kavast. - Tehnika Ajakiri, 1930, nr. 12, lk. 194-196.
5. Kink, A. Narva kose kontsessioneerimise võimalused. - Tehnika Ajakiri, 1930, nr. 2, lk. 17-19.
6. Veerus, J. Elektrimajandus. - Rmt.: Eesti tootmisreservide rakendamise võimalusi, Tln., 1937, lk. 106-120.
7. I majandusloendus Eestis. Tln., Riigi Statistika Keskbüroo, 1939. Vihk 1. Tõöstus. 1937. a. majandusloenduse andmed. 96 lk.
8. ЦГАОР ЭССР фонд IOII оп. 3, ед. хр. II, л. 478.
9. Veerus, J. Eesti elektrifitseerimise sihtjooni. - Tehnika Ajakiri, 1939, nr. 5/6, lk. 114-123.
10. ЦГАОР ЭССР фонд IOII оп. 3, ед. хр. I7, л. I3.
- II. ЦГАОР ЭССР фонд IOII оп. 3, ед. хр. I7, л. 30, 32.

V. Mägi,
T. Metusala

Die ersten Pläne der allgemeinen Elektrifizierung
Estlands und die Probleme ihrer Verwirklichung

Zusammenfassung

In diesem Artikel werden die Grundsätze der Zusammenstellung der von dem Estländischen Nationalen Kraftkomitee ausgearbeiteten Pläne über die allgemeine Elektrifizierung Estlands behandelt und ebenso werden ihre Variante verglichen.

С о д е р ж а н и е

1.	К.Ю. Мёллер. Работы кафедры электрических систем ТПИ по проблемам управления режимами энергетических систем (исторический обзор и библиография).	3
2.	М.Х. Валдма. Некоторые детерминированные и вероятностные математические модели для оптимизации краткосрочных режимов энергетических систем по активным мощностям.....	27
3.	П.Х. Разсаар, Э.А. Тийгимяги. О линеаризации узловых мощностей электрических сетей	51
4.	М.Х. Валдма, М.Э. Кээл, Х.Э. Лелумэс, О.Н. Лийк, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммося. Методика и программа статистического анализа режимов энергетических систем.....	63
5.	М.Э. Кээл. О создании буффербанков данных для программ управления режимами энергетических систем.....	79
6.	К.У. Ванамельдер. Некоторые результаты статистического анализа режимов тепловых электростанций Эстонской энергосистемы.....	85
7.	Л.К. Вийлуп. Учет и экономический анализ влияния случайных факторов на вход-выход характеристики энергоагрегатов ТЭС.....	95
8.	М.В. Мельдорф, Т.К. Тяхт. Интерполирование и экстраполирование нормированного процесса изменения нагрузок энергетической системы.....	107
9.	М.В. Мельдорф. Текущая обработка статистических данных о нагрузках энергетической системы.....	113
10.	Ю.Э. Треуфельдт. Влияние естественной освещенности на нагрузку энергосистемы.....	123
11.	Ю.Ю. Вальтин. О прогнозировании потребления электроэнергии промышленными предприятиями.....	131
12.	В.В. Мяги, Т.Л. Метусала. Первые планы всеобщей электрификации Эстонии и проблемы их реализации	137



руб. 1.20