

Ep. 6.7
490

ISSN 0136-3549
0320-345X

TALLINNA
POLÜTEHNILISE INSTITUUDI
TOIMETISED
490
ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО
ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО
ИНСТИТУТА

ТРИ '80

МЕТОДЫ
УПРАВЛЕНИЯ
РЕЖИМАМИ
ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ
СИСТЕМ



490

**ТПИ
'80**

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED

ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА

УДК 621.311

●
**МЕТОДЫ
УПРАВЛЕНИЯ
РЕЖИМАМИ
ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ
СИСТЕМ**

Энергетические системы УШ

Таллин 1980



© Таллинский политехнический институт

АДАПТИВНАЯ МЕТОДИКА ОПТИМИЗАЦИИ КРАТКОСРОЧНЫХ
РЕЖИМОВ ЭНЕРГООБЪЕДИНЕНИЙ ПО АКТИВНЫМ МОЩНОСТЯМ
В УСЛОВИЯХ НЕПОЛНОЙ ИНФОРМАЦИИ

I. Введение. Проблема оптимизации режимов крупных электроэнергетических систем (ЭС) исключительно сложна [1]. Поэтому для каждой конкретной ЭС необходимо разработать оптимальные (наиболее эффективные) математические модели, методы и алгоритмы оптимизации режимов работы. При этом надо учитывать также затраты на получение необходимой исходной информации, на оптимизацию и на реализацию оптимальных планов режима.

Проблема оптимальной (рациональной) оптимизации или метаоптимизации режимов ЭС с каждым годом становится все более актуальной [2]. В общем аспекте она рассмотрена в [3, 4]. В этих же работах предлагаются некоторые пути для ее решения и указываются задачи для дальнейшего исследования.

Определение оптимальной методики оптимизации режимов работы ЭС, по нашему мнению, целесообразно осуществить в два этапа: 1) определение конкурентно-способных вариантов методики на основе типовых моделей ЭС, 2) определение оптимального варианта методики для конкретных условий конкретной ЭС. Оба этапа придется на практике решать в условиях неполной информации. Для задач обоих этапов целесообразно создать адаптивные методики и программы ЦВМ, то есть такие, которые на основе приобретенного опыта автоматически определяют оптимальный вариант методики и применяют его в процессе диспетчерского управления.

В данном сообщении описывается адаптивная методика оптимизации краткосрочных режимов энергообъединения (ЭО) (объединенных и единичных ЭС) по активным мощностям, позволяющая учитывать исходную информацию в детерминированной,

вероятностной и неопределенной формах. На основе этой методики в Таллинском политехническом институте производится разработка опытной адаптивной системы программ ЦВМ.

2. Описание адаптивной методики оптимизации. Адаптивная методика оптимизации режимов представляет собой многовариантную методику, в состав которой входят также: 1) методика планирования расчетов для оценки эффективности вариантов методики оптимизации режимов, 2) методика оценивания эффективности вариантов, 3) методика выбора оптимальной математической модели оптимизации, 4) методика выбора оптимального метода решения.

Отметим, что математической моделью оптимизации или математической моделью оптимальных режимов называется совокупность математических соотношений, определяющая в явном или неявном виде зависимость между оптимальным планом и исходной информацией. Математическая модель является основой для определения оптимального режима. Она может быть представлена: 1) в виде математической постановки оптимизационной задачи, 2) в виде условий оптимальности, 3) в виде т.н. решающих функций, где оптимальные планы режима выражены как явные функции исходной информации.

Методом решения называется способ нахождения оптимального режима или оптимального плана режима на основе математической модели оптимизации и исходной информации.

Адаптивные программы ЦВМ имеют два режима работы: 1) режим обучения, 2) режим оптимальной оптимизации. В режиме обучения планируются варианты и исходные данные расчетов и определяются оценки эффективности вариантов. Планирование вариантов производится методами планирования экспериментов. При малом количестве испытываемых вариантов применяются полные факторные планы, при большом количестве вариантов – насыщенные и сверхнасыщенные дробные факторные планы [5]. Обучение программы может быть произведено в процессе диспетчерского управления или отдельно.

В режиме оптимальной оптимизации проводится расчет оптимального плана режима на основе наиболее эффективной математической модели оптимизации и наиболее эффективным

методом решения. При этом эффективность модели и метода определяются по оценкам эффективности, определенным в режиме обучения.

Процесс формирования математической модели оптимизации состоит из 7 принятых решений. Варианты решений показаны на фиг. I. Всего имеется 128 разных вариантов-моделей.

Первые два решения связаны с неполнотой исходной информации. Учет вероятностной и неопределенной исходной информации производится методом плановых характеристик [6]. Он заключается в том, что на основе вероятностной и неопределенной информации о случайных факторах и на основе исходных характеристик объектов вычисляются т.н. плановые характеристики объектов. Затем решается детерминированная задача оптимизации режимов с плановыми характеристиками и параметрами. Расчеты плановых характеристик выполняются только несколько раз в год. Поэтому учет вероятностной и неопределенной исходной информации о случайных факторах данным методом не является сложным. При этом применение плановых характеристик и параметров в модели оптимизации позволяет более точно (в среднем или минимаксном смысле) определить оптимальные планы режима, чем это можно сделать на основе исходных характеристик объектов.

Третье решение заключается в следующем: формулировать задачу в виде задачи оптимального планирования или в виде задачи оптимального корректирования ранее определенных планов [7]. Существуют разные варианты постановки задач оптимального корректирования [8]. В данной методике оптимальное корректирование планов производится методами интерполяции процессов.

Затем выбирается вид процессов в модели оптимизации. Обычно применяются модели со ступенчатыми процессами [1]. В них все параметры режима в течение расчетных интервалов времени (в течение часа и нескольких часов) считаются неизменными. Модели с кусочно-линейными процессами позволяют более точно моделировать процессы ЭЭС, но при этом они являются и несколько более сложными, чем модели со ступенчатыми процессами [6].

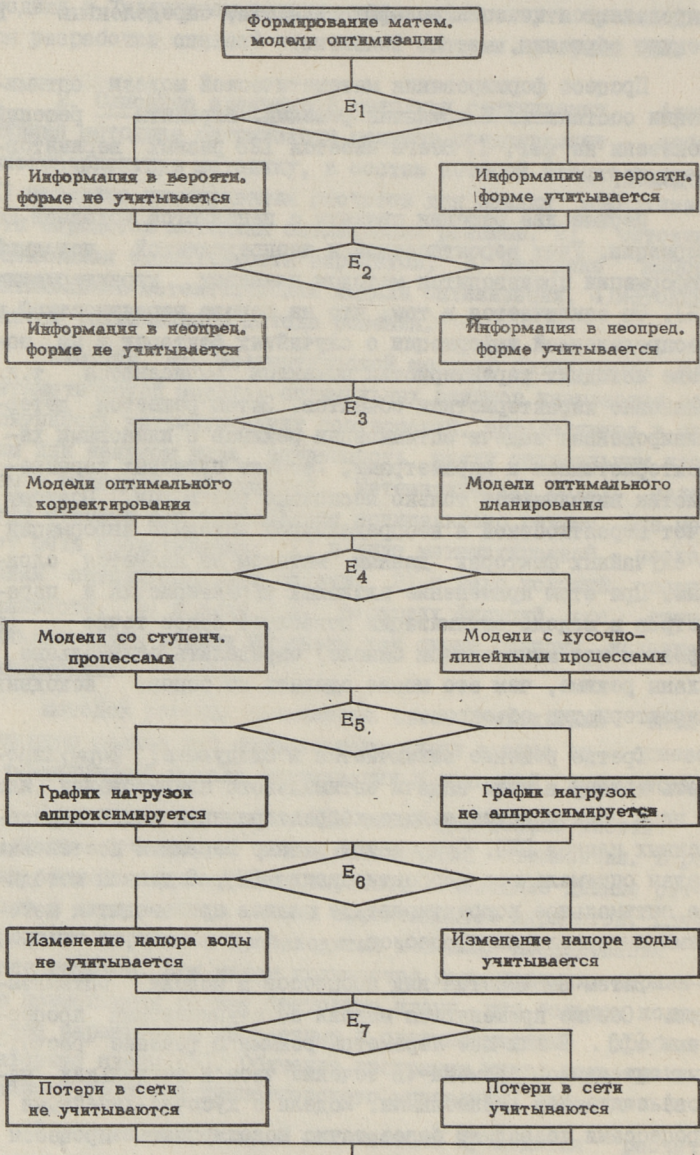


Рис. 1. Схема формирования математической модели оптимизации краткосрочных режимов.

Дальше решается вопрос об аппроксимации графиков нагрузок потребителей. С уменьшением числа точек графиков нагрузок уменьшается число расчетных интервалов или моментов времени. Это заметно упрощает решение задачи, но приносит и какую-то ошибку в результаты.

Последние два решения касаются вопроса об учете изменения пара воды ГЭС и потерь в сети. Учет изменения пара воды ГЭС основывается на методике, описанной в [9]. Потери мощности в сети учитываются с помощью формул потерь [10]. Потоки мощности в линиях электропередач определяются по линейным формулам.

В режиме обучения определяются для каждого принимаемого решения их относительные экономические эффекты E_1, \dots, E_7 . На фиг. 1 в левом столбце приведены приближенные, а в правом столбце более точные варианты моделей. Относительный экономический эффект E_i показывает экономию эксплуатационных затрат в год, которую можно получить, если перейти от приближенного варианта к более точному варианту. Например, E_1 показывает экономический эффект, который можно получить за счет учета вероятностной исходной информации о тех параметрах, о которых отсутствует точная детерминированная информация. При определении величины E_i учитывается изменение затрат на топливо, на получение исходной информации и на проведение расчетов оптимизации. Величина оценки E_i зависит от исходных данных и от вариантов методики. Обучение методики проводится для определенного вероятностного пространства исходных данных. При этом для нагрузки системы и внешних перетоков задаются гистограммы распределения и коэффициенты взаимной ковариации. Для характеристик станций задаются зоны их расположения. Эксперименты по определению эффективности вариантов методики проводятся с вариацией исходных данных. Исходные данные рассматриваются также как факторы, влияющие на эффективность того или иного варианта методики. Поэтому E_i рассматриваются как случайные величины и критерием выбора оптимального варианта методики является

$$\max \sum_{i=1}^7 M \tilde{E}_i, \quad (I)$$

где M — символ математического ожидания.

Максимум суммы математических ожиданий эффектов решений (I) находится методом перебора вариантов. При этом учитывается взаимодействие решений.

Для каждого решения определяются также вероятности $P(E_i > 0)$. В дальнейшем целесообразны те решения, для которых $P(E_i > 0) = 1$ или $P(E_i > 0) = 0$ зафиксировать.

После выбора оптимальной математической модели выбирается оптимальный метод решения. Основные варианты метода решения показаны на фиг. 2.

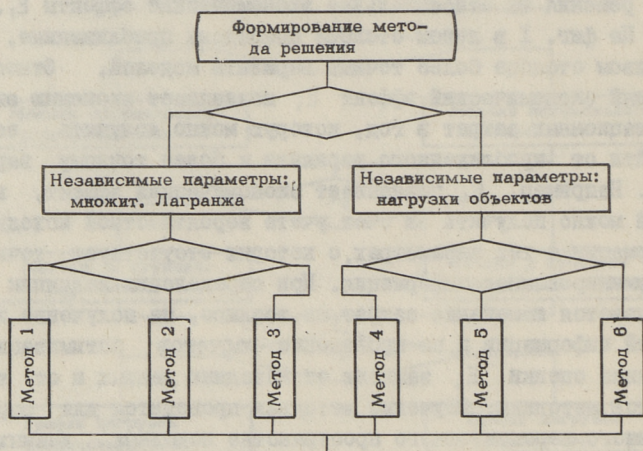


Рис. 2. Схема формирования метода решения задачи оптимизации краткосрочных режимов.

В данном комплексе применяется класс методов, в которых ограничения в виде уравнений учитываются с помощью функции Лагранжа, а ограничения в виде неравенств — штрафными функциями. Варьируемыми при этом являются независимые параметры и методы поиска оптимальных значений независимых параметров. Исследуются различные градиентные методы, методы линейной интерполяции и др. Эффективности вариантов метода оцениваются по затратам на проведение расчетов оптимального плана режима с учетом сложности алгоритма. Оп-

тимальным считается тот вариант метода, который имеет минимальное математическое ожидание указанных затрат.

Процесс обучения методике необходимо повторить тогда, когда существенно изменилось вероятностное пространство исходной информации или усовершенствовалась методика оптимизации.

Данная методика разработана для ЭО, в которых оптимизация краткосрочных режимов проводится на нескольких уровнях иерархии управления. Методика позволяет вести многоуровневую оптимизацию режимов ЭО без построения эквивалентных характеристик подсистем. При этом итерационный процесс решения охватывает несколько уровней управления. Из вышестоящей системы передаются вниз графики относительных приростов расхода топлива или графики суммарного перетока. Затем нижестоящие системы оптимизируют режим в своей подсистеме и передают вверх соответственно графики суммарного перетока или относительных приростов расхода топлива и т.д.

Заключение. В заключение надо отметить, что адаптивные модели и программы необходимо постоянно совершенствовать. Из их состава целесообразно исключить неэффективные варианты и включить новые конкурентно-способные варианты. Это обстоятельство надо учитывать при синтезе адаптивных систем оптимизации. Дальнейшего исследования требуют и многие другие вопросы, как например, вероятностное моделирование режимов ЭЭС, в частности исходных данных оптимизации, в длительном периоде времени, а также планирование процесса обучения, методика оценки эффективности вариантов и др.

Однако несмотря на то, что существует множество проблем, которые целесообразно исследовать дальше, создание адаптивных методик и программ ЦВМ для решения задач управления режимами ЭЭС вполне реально уже в настоящее время. Их надо развивать по принципу: от простого к совершенному.

Практическое значение адаптивных систем оптимизации режимов большое. Во-первых, они позволяют исследовать эффективность разных вариантов моделей и методов решения и

найти их конкурентно-способные варианты. Во-вторых, при их применении в процессе диспетчерского управления конкретных ЭЭС они могут осуществить оптимальную оптимизацию режимов работы.

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. Астахов Ю.Н., Веников В.А., Головицын Б.И., Горский Ю.М., Колпакова А.И., Мелентьев Л.А., Рокотян С.С., Руденко Ю.Н., Совалов С.А., Шлимович В.Д. О проблеме управления Единой электроэнергетической системой СССР - Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт, 1969, № 6, с. 7-16.

3. Беляев Л.А., Крумм Л.А., Макаров А.А., Меренков А.П. Основные требования и подходы к построению рациональных математических моделей для решения оптимизационных задач. - В кн.: Оптимизация и управление в больших системах энергетики. Т. I. Иркутск, 1970 (АН СССР СО СЭИ), с. 148-171.

4. Крумм Л.А. Основные подходы к методологии выбора рациональных методов и математических моделей для оптимизации и управления процессами в сложных электроэнергетических системах. Иркутск, СО АН СССР СЭИ, 1974, 46 с. № 954-76 Деп. (в ВИНТИ 18 февр. 1976).

5. Хартман К., Лецкий Э., Шефер В. и др. Планирование эксперимента в исследовании технологических процессов. (Пер. с нем.) М., Мир, 1977, 552 с.

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

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

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

9. Г о р н ш т е й н В.М. Наивыгоднейшие режимы работы гидростанций в энергетических системах. М., Госэнергоиздат, 1959, 248 с.

10. S h o u l t s, R.R., G r a d y, W.M., H e l m i c k, S. An efficient method for computing loss formula coefficients. - IEEE Trans. Power Apparatus and Systems, 1979, PAS-98, N 6, pp. 2144-2152.

M. Valdma

Adaptive Short-range Optimization of Inter-
connected Power Systems while Having In-
complete Information

Summary

An adaptive procedure for determining optimal scheduling of hydro-thermal power systems and interconnected power systems under risky and uncertain circumstances is described.

The adaptive procedure consists of two stages: the procedure of learning and the procedure of optimal optimization. The methods of experimental design are used in the solution of learning problem.

О КОМПЛЕКСНОЙ ОПТИМИЗАЦИИ МГНОВЕННЫХ РЕЖИМОВ
ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ ПО АКТИВНЫМ И
РЕАКТИВНЫМ МОЩНОСТЯМ В УСЛОВИЯХ НЕПОЛНОЙ
ИНФОРМАЦИИ

1. Введение. К настоящему времени разработаны весьма эффективные методы для комплексной оптимизации режимов электроэнергетических систем (ЭЭС) на основе детерминированной исходной информации [1, 2]. В действительности же оптимизация режимов ЭЭС проводится в условиях неполной информации. Поэтому необходимо разработать такие модели и методы комплексной оптимизации режимов, которые при отсутствии достаточно точной детерминированной исходной информации позволили бы найти оптимальный план режима на основе вероятностной, неопределенной или расплывчатой информации.

Для комплексной оптимизации режимов ЭЭС в условиях неполной информации предложено уже несколько различных подходов [3...6] и др. Однако все они требуют еще дальнейшего разъяснения и исследования.

В настоящей статье рассматриваются некоторые принципы комплексной оптимизации мгновенного режима ЭЭС на основе вероятностной и неопределенной исходной информации.

2. Оптимизация в детерминированных условиях. Оптимизация в детерминированных условиях заключается в определении оптимальных фактических значений управляемых параметров. Задачи комплексной оптимизации мгновенных режимов ЭЭС в детерминированных условиях относятся к классу задач нелинейного программирования. При этом наиболее точными являются те модели, которые содержат уравнения установившегося режима электрической сети. Рассмотрим следующую постановку задачи комплексной оптимизации мгновенного режима^I [1]:

^I В [1] рассматривается более сложная задача, где оптимизируются также комплексные коэффициенты трансформации.

$$\min_{P_g, Q_g, U, \delta} \sum_{i \in I_1} B_i(P_{gi}) \quad (2.1)$$

при ограничениях

$$P_{li}(U_i) + P_i(U, \delta) - P_{gi} = 0, \quad i \in I_0; \quad (2.2)$$

$$Q_{li}(U_i) + Q_i(U, \delta) - Q_{gi} = 0, \quad i \in I_0; \quad (2.3)$$

$$P_{gi}^- \leq P_{gi} \leq P_{gi}^+, \quad i \in I_1; \quad (2.4)$$

$$Q_{gi}^-(P_{gi}, U_i) \leq Q_{gi} \leq Q_{gi}^+(P_{gi}, U_i), \quad i \in I_2; \quad (2.5)$$

$$U_i^- \leq U_i \leq U_i^+, \quad i \in I_3; \quad (2.6)$$

$$P_{ij}^-(U_i, U_j) \leq P_{ij}(U_i, U_j, \delta_i, \delta_j) \leq P_{ij}^+(U_i, U_j), \quad (i, j) \in I_4, \quad (2.7)$$

где B_i, P_{gi} - расход топлива и активная генерируемая мощность i -й тепловой электростанции (ТЭС);

Q_{gi} - генерируемая реактивная мощность i -го источника;

P_{li}, Q_{li} - активные и реактивные нагрузки потребителей;

U_i, δ_i - модуль и аргумент напряжения;

$P_i(\cdot), Q_i(\cdot)$ - функции сетевых мощностей i -го узла;

P_{ij} - поток активной мощности из i -го узла в j -й узел;

I_0, I_1, I_2 - множества индексов узлов, ТЭС и источников реактивной энергии;

I_3 - множество индексов узлов, для которых имеются ограничения типа (2.6);

I_4 - множество индексов ветвей, для которых необходимо учитывать ограничения типа (2.7).

Такой вид задачи называется первой формой задачи комплексной оптимизации режимов [1]. При решении указанной задачи уравнения установившегося режима (2.2) и (2.3) заменяются явными или неявными зависимостями:

$$X = X(Y, W), \quad (2.8)$$

где X, Y - векторы зависимых и независимых управляемых параметров;

W - вектор неуправляемых параметров.

Тогда можно задачу (2.1)...(2.7) записать в следующем виде:

$$\min_Y \sum_{i \in I_1} B_i(P_{gi}) \quad (2.9)$$

при ограничениях (2.4)...(2.7), причем какие-либо $2N$ управляемых параметров (N - число узлов ЭЭС) определяются вектор-функцией (2.8) как зависимые параметры от остальных. Задача (2.9), (2.4)...(2.7) с учетом (2.8) называется второй формой задачи комплексной оптимизации режимов ЭЭС. Она решается обобщенным методом приведенного градиента [1,2].

Указанные задачи можно решить также в несколько этапов, например,

$$\min_{P_g, \delta} \min_{Q_g, U} \sum_{i \in I_1} B_i(P_{gi}) \quad (2.10)$$

при ограничениях (2.2)...(2.7). При этом на первом этапе оптимизируются режимы по векторам Q_g и U при заданных векторах P_g и δ . На втором этапе определяются оптимальные векторы P_g и δ с учетом первого этапа.

В условиях, когда не требуется учитывать ограничения типа (2.6) и (2.7), можно в задаче вместо уравнений установившегося режима учитывать только уравнения баланса мощностей во всей системе. Задачи указанного типа рассматриваются в [7]. Также можно влияние электрической сети учитывать комбинированно, применяя уравнения установившегося режима и уравнения баланса мощностей во всей системе [3].

Вышеприведенные и отмеченные модели оптимизации позволяют найти действительно оптимальные планы режима, если абсолютно точно известны все исходные данные и если оптимальные планы режима реализуются без отклонений.

3. Оптимизация в вероятностных условиях. Допустим, что к моменту определения оптимального плана режима отсутствует точная детерминированная информация: 1) о расходных характеристиках (РХ) и характеристиках относительных приростов (ХОП) ТЭС; 2) о статических характеристиках активных и реактивных нагрузок потребителей; 3) о минималь-

ных и максимальных допустимых значениях управляемых параметров; 4) об отклонениях фактических значений управляемых параметров от своих плановых значений. Указанные зависимости и параметры рассмотрим как случайные функции и величины, причем предположим, что о них можно получить необходимую вероятностную информацию. Для оптимизации в вероятностных условиях можно построить различные математические модели [8]. Из них сравнительно простыми и притом весьма эффективными для оптимизации режимов ЭЭС являются модели минимизации математического ожидания расхода топлива по математическим ожиданиям управляемых параметров режима [3, 9, 10]. При этом учитывается, что фактические значения управляемых параметров (Z) могут отличаться от своих математических ожиданий или плановых значений (\bar{Z})

$$\tilde{Z} = \bar{Z} + \Delta \tilde{Z}, \quad (3.1)$$

где $\Delta \tilde{Z}$ — вектор случайных отклонений, а \sim обозначает случайный характер соответствующего вектора.

С помощью вектора $\Delta \tilde{Z}$ учитывается влияние последующих этапов управления и случайных факторов.

Сложность решения задач оптимизации режимов в вероятностных условиях зависит от сложности моделей процессов отклонений управляемых параметров. Отклонения параметров являются исключительно сложными случайными процессами. Для их описания можно применять следующие упрощенные модели [11]:

$$\Delta \tilde{z}_i(t) = \Delta \tilde{z}_i[\bar{z}_i(t), t], \quad (3.2)$$

где $\Delta \tilde{z}_i(\cdot)$ при зафиксированном \bar{z}_i является стационарным случайным процессом.

Планы режима, обеспечивающие на основе вероятностной исходной информации минимум математического ожидания расхода топлива, называются в среднем оптимальными планами. Задачи определения в среднем оптимальных планов режима в исходной постановке относятся к классу задач стохастического программирования. Их можно решить прямыми или непрямыми методами [12]. Прямые методы могут оказаться эффективными при оперативном управлении режимами ЭЭС [6, 13]. Однако стохастические задачи оптимального планирования режимов обычно проще решаются непрямыми методами. В указанной статье рас-

считается непрямой метод решения, называемый методом плановых характеристик. При этом процесс решения стохастической задачи состоит из двух этапов [10]: 1) построение детерминированного эквивалента исходной задачи, 2) решение детерминированного эквивалента.

Методика построения детерминированных эквивалентов стохастических задач оптимизации режимов описана в [9,10]. Поэтому перейдем сразу к рассмотрению детерминированных эквивалентов задач комплексной оптимизации мгновенных режимов ЭЭС.

При комплексной оптимизации мгновенных режимов на основе вероятностной исходной информации необходимо вместо задачи (2.1)...(2.7) решить следующий детерминированный эквивалент стохастической задачи:

$$\text{при ограничениях } \min_{P_g, Q_g, U, \delta} \sum_{i \in I_1} \bar{B}_i(\bar{P}_{gi}) \quad (3.3)$$

$$\bar{P}_{li}(\bar{U}_i) + \bar{P}_i(\bar{U}, \bar{\delta}) - \bar{P}_{gi} = 0, \quad i \in I_0; \quad (3.4)$$

$$\bar{Q}_{li}(\bar{U}_i) + \bar{Q}_i(\bar{U}, \bar{\delta}) - \bar{Q}_{gi} = 0; \quad i \in I_0; \quad (3.5)$$

$$\bar{P}_{gi}^- \leq \bar{P}_{gi} \leq \bar{P}_{gi}^+, \quad i \in I_1; \quad (3.6)$$

$$\bar{Q}_{gi}^-(\bar{P}_{gi}, \bar{U}_i) \leq \bar{Q}_{gi}^+(\bar{P}_{gi}, \bar{U}_i), \quad i \in I_2; \quad (3.7)$$

$$\bar{U}_i^- \leq \bar{U}_i \leq \bar{U}_i^+, \quad i \in I_3; \quad (3.8)$$

$$\bar{P}_{ij}^-(\bar{U}_i, \bar{U}_j) \leq \bar{P}_{ij}(\bar{U}_i, \bar{U}_j, \bar{\delta}_i, \bar{\delta}_j) \leq \bar{P}_{ij}^+(\bar{U}_i, \bar{U}_j), \quad (i, j) \in I_4. \quad (3.9)$$

Здесь переменными являются математические ожидания управляемых и неуправляемых параметров режима. Кроме того указанная задача отличается от задачи (2.1)...(2.7) еще тем, что вместо фактических функций (характеристик) здесь имеются зависимости между математическими ожиданиями параметров. Последние называются плановыми функциями (характеристиками или функциями регрессии).

Плановые функции строятся при зафиксированной вероятностной информации об отклонениях случайных факторов от своих математических ожиданий.

Наиболее точные формулы требуются для расчета плановых РХ и ХОП электростанций:

$$\bar{B}_i(\bar{P}_{qi}) = M\tilde{B}_i(\bar{P}_{qi} + \Delta P_{qi}) = \int_{\Delta P_{qi}^-}^{\Delta P_{qi}^+} \hat{B}_i(\bar{P}_{qi} + \xi) \cdot f_{\Delta P_{qi}}(\xi | \bar{P}_{qi}) d\xi, \quad (3.10)$$

$$\bar{b}_i(\bar{P}_{qi}) = \frac{\partial \bar{B}_i}{\partial P_{qi}}, \quad (3.11)$$

где $\hat{B}_i(\cdot)$ — условная плановая РХ, она представляет собой зависимость математического ожидания расхода топлива от фактического значения генерируемой мощности,

$f_{\Delta P_{qi}}(\cdot)$ — условная плотность распределения ΔP_{qi} ;

$\bar{b}_i(\cdot)$ — плановая ХОП ТЭС.

Для расчета плановых характеристик электростанций разработаны соответствующие программы ЦВМ [14, 15]. Они позволяют вычислить плановые характеристики станций на основе информации об условных плановых ХОП $\hat{b}_i(P_{qi}) = \partial \hat{B}_i / \partial P_{qi}$ и условных плотностях распределения $f_{\Delta P_{qi}}(\cdot)$. При этом информация о $f_{\Delta P_{qi}}(\cdot)$ может быть задана значением среднеквадратического отклонения $\sigma_{\Delta P_{qi}}$ или следующими функциями: $\sigma_{\Delta P_{qi}}(\bar{P}_{qi})$, $\alpha_{\Delta P_{qi}}(\bar{P}_{qi})$, $\text{ex}_{\Delta P_{qi}}(\bar{P}_{qi})$, где α — коэффициент асимметрии, а ex — эксцесс.

Расчет остальных плановых функций можно провести по приближенным аналитическим формулам. Методика вывода формул будет следующей: 1) исходная функция разлагается в ряд Тейлора около плановых значений параметров, причем из ряда сохраняются только первые три члена, 2) определяется математическое ожидание ряда. Эта методика применима как для явных, так и для неявных функций.

Согласно указанной методике получим следующую формулу для определения плановых статических характеристик нагрузок:

$$\bar{P}_{Li}(\bar{U}_i) = P_{Li}(\bar{U}_i) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 P_{Li}}{\partial U_i^2} D_{U_i}(\bar{U}_i), \quad (3.12)$$

где D — символ дисперсии.

Плановая функция сетевых мощностей i -го узла может быть определена по следующему выражению

$$\bar{P}_i(\bar{U}, \bar{\delta}) = P_i(\bar{U}, \bar{\delta}) + \frac{1}{2} \left[\frac{\partial^2 P_i}{\partial U_i^2} D_{U_i}(\bar{U}_i) + \frac{\partial^2 P_i}{\partial \delta_i^2} D_{\delta_i}(\bar{\delta}_i) + \right.$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{j \in J} \left[\frac{\partial^2 P_i}{\partial \bar{\delta}_j^2} D_{\bar{\delta}_j}(\bar{\delta}_j) \right] + \sum_{j \in J} \left(\frac{\partial^2 P_i}{\partial U_i \partial \bar{\delta}_j} C_{\Delta U_i, \bar{\delta}_j} + \right. \\
& \left. + \frac{\partial^2 P_i}{\partial U_j \partial \bar{\delta}_i} C_{\Delta U_j, \Delta \bar{\delta}_i} + \frac{\partial^2 P_i}{\partial \bar{\delta}_j \partial \bar{\delta}_i} C_{\Delta \bar{\delta}_j, \Delta \bar{\delta}_i} \right), \quad (3.13)
\end{aligned}$$

где C — корреляционный момент,

J — множество индексов узлов, связанных с i -м узлом.

Аналогичные выражения можно получить для определения \bar{Q}_{i, \bar{U}_i} и $\bar{Q}_i(\bar{U}, \bar{\delta})$. Зная исходные функции можно также вывести соответствующие формулы для определения остальных плановых функций [9, 10]. Заметим, что если исходная функция является линейной или если дисперсии отклонений соответствующих параметров равны нулю, то исходная и плановая функции совпадают друг с другом.

Как видно из вышеприведенных формул, для приближенного расчета плановых функций необходимо знать только исходные функции, дисперсии и корреляционные моменты случайных отклонений параметров.

Требуемые вероятностные характеристики случайных факторов можно прогнозировать на основе статистического анализа режимов [17]. Вероятностные характеристики зависимых управляемых параметров можно вычислить также на основе функции (2.8).

Детерминированный эквивалент существует и для второй формы задачи комплексной оптимизации:

$$\min_{\bar{Y}} \sum_{i \in J_1} \bar{B}_i(\bar{P}_{g_i}) \quad (3.14)$$

при ограничениях (3.6)...(3.9), причем плановые значения $2N$ управляемых параметров рассматриваются зависимыми от плановых значений остальных параметров

$$\bar{X} = \bar{X}(\bar{Y}, \bar{W}). \quad (3.15)$$

Вектор-функция $\bar{X}(\cdot)$ может быть определена либо путем решения плановых уравнений (3.4), (3.5), либо на основе функции (2.8) по приближенным формулам. Вероятностные характеристики вектора $\Delta \bar{Z}$ могут быть определены на основе статистического анализа режимов или аналитическим путем на основе функции (2.8).

Таким образом, существуют следующие основные варианты методики оптимизации режимов в вероятностных условиях:

- 1) расчет плановых характеристик для задачи (3.3) ... (3.9) и решение указанной задачи, причем вероятностные характеристики отклонений всех параметров определяются методами статистического анализа и прогнозирования;
- 2) то же, но вероятностные характеристики отклонений зависимых параметров определяются аналитическим путем;
- 3) расчет плановых характеристик для задачи (3.14), (3.6)... (3.9), причем вероятностные характеристики отклонений параметров определяются методами статистического анализа и прогнозирования;
- 4) то же, но вероятностные характеристики отклонений зависимых параметров определяются аналитически. Возможны разные сочетания указанных вариантов.

Вопросы определения рациональной методики комплексной оптимизации режимов в условиях неполной информации исследуются совместно в СЭИ и ТПИ^I [5]. При этом в СЭИ разрабатываются главным образом аналитические методы расчета вероятностных характеристик зависимых параметров режима и методы решения детерминированных эквивалентов. В ТПИ разрабатываются методы расчета плановых характеристик, статистического анализа и прогнозирования вероятностных характеристик случайных факторов.

Аналогично можно учитывать случайные факторы в задачах комплексной оптимизации режимов с уравнениями баланса мощностей во всей системе. Детерминированные эквиваленты стохастических задач можно, также как и исходные детерминированные задачи оптимизации, решить в несколько этапов (см. 2.10).

4. Оптимизация в условиях неопределенности. Параметры (функции), для которых известны только зоны их возможных значений, принято называть неопределенными. Неопределенными могут быть как фактические значения параметров (функций), так и их вероятностные характеристики. Чаще всего неопределенными являются характеристики агрегатов и электро-

^I СЭИ - Сибирский энергет. ин-т СО АН СССР,

ТПИ - Таллинск. политехн. ин-т.

станций. Однако в зависимости от конкретных условий могут оказаться неопределенными также предельно допустимые значения управляемых параметров, нагрузки потребителей и др.

Проблема оптимизации в условиях неопределенности является еще более многогранной, чем проблема оптимизации в вероятностных условиях. Основным критерием оптимизации является критерий минимизации максимально возможного ущерба (риска) из-за неопределенности информации (критерий минимаксного ущерба) [18, 19, 6, 10]. Указанный критерий гарантирует оптимальность режима в минимаксном смысле: он гарантирует, что фактический ущерб будет меньше, чем минимаксный ущерб.

Минимаксные задачи оптимизации режимов сводятся к задачам поиска седловой точки при смешанной стратегии максимизирующего [19, 10].

Рассмотрим случай, когда неопределенными являются РХ и ХОП ТЭС. Неопределенность характеристик ТЭС описываем формально следующим образом:

$$B_i(P_{gi}, 0) \leq B_i(P_{gi}, \tilde{\beta}_i) \leq B_i(P_{gi}, 1), \quad (4.1)$$

$$b_i(P_{gi}, 0) \leq b_i(P_{gi}, \tilde{\beta}_i) \leq b_i(P_{gi}, 1), \quad (4.2)$$

где $\tilde{\beta}$ - неопределенный формальный параметр в интервале $0 \leq \beta \leq 1$.

При этом

$$b_i(P_{gi}, \beta_i) = \frac{\partial B_i(P_{gi}, \beta_i)}{\partial P_{gi}}. \quad (4.3)$$

Тогда для комплексной оптимизации режима ЭЭС необходимо решить следующую задачу: найти такие Z и ω , при которых

$$\min_{Z \in V} \max_{\omega} MR(\cdot) = \max_{\omega} \min_{Z \in V} MR(\cdot), \quad (4.4)$$

где $R(\cdot)$ - функция ущерба (риска)

$$R(\cdot) = \sum_{i \in J_1} B_i(P_{gi}, \beta_i) - \min_{Z \in V} \sum_{i \in I_1} B_i(P_{gi}, \beta_i), \quad (4.5)$$

причем $Z = (P_g, Q_g, U, \delta)$, а $\omega = (\omega_i, i \in I_1)$ - смешанная стратегия неопределенного фактора, ω_i - есть частота, с которой неопределенный параметр β_i принимает нулевое значение. Допустимое множество V вектора Z определяется условиями (2.2)...(2.7). Когда неопределенными являются также не-

которые параметры или функции в ограничивающих условиях (2.2)...(2.7), тогда неопределенными становятся также отклонения управляемых параметров и минимаксные задачи оптимизации режимов еще более усложняются.

Решение сложных задач поиска седловых точек оказывается весьма громоздким. Поэтому необходимо разработать упрощенные методы определения минимаксно оптимального режима. Исследования показали, что для решения сложных задач поиска седловой точки является эффективным также двухэтапный подход: на первом этапе определяется детерминированный эквивалент исходной задачи, а на втором этапе решается соответствующая детерминированная задача. При этом первый этап состоит из двух шагов: 1) определение оптимальной смешанной стратегии неопределенных факторов, 2) расчет плановых функций для детерминированного эквивалента минимаксной задачи. При этом оптимальные смешанные стратегии неопределенных факторов можно определить упрощенно, решая для этого упрощенные задачи поиска седловой точки.

Для комплексной оптимизации режимов в условиях неопределенности применимы также другие вышерассмотренные формы постановки задач.

5. Заключение. Для решения задач комплексной оптимизации режимов ЭЭС в вероятностных и неопределенных условиях существует единый двухэтапный подход (метод плановых характеристик). При указанном методе имеются широкие возможности для упрощения учета случайных факторов и притом применим весь существующий аппарат детерминированной оптимизации режимов ЭЭС.

Одной из основных задач дальнейшего исследования является разработка рациональных методов определения плановых характеристик для задач оптимизации режимов в вероятностных и неопределенных условиях.

Л и т е р а т у р а

Г. К р у м м Л.А. Методы приведенного градиента при управлении электроэнергетическими системами. Новосибирск, Наука, 1977. 368 с.

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

3. В а л д м а М.Х., Т е р н о О.Р. Некоторые вопросы вероятностного оптимального планирования производственных процессов энергетических систем. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, сер. А, № 225, 1965, с. 29-50.

4. Г а м м А.З., К р у м м Л.А. Методы оптимизации режима сложных электроэнергетических систем при случайном характере исходной информации. - Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт, 1972, № 1, с. 49-59.

5. В а л д м а М.Х., К р у м м Л.А., О х о р з и н Ю.А. Методы решения стохастических задач комплексной оптимизации режимов сложных электроэнергетических систем. - В кн.: Фактор неопределенности при принятии оптимальных решений в больших системах энергетики. Иркутск, Вост.-Сиб. кн. изд-во, 1974, с. 96-III.

6. К р у м м Л.А. Методы решения многоэтапных стохастических задач комплексной оптимизации режимов сложных электроэнергетических систем. Иркутск, СО АН СССР, СЭИ, 1974, с. 150. № 3668-75 Деп. (в ВИНТИ 17 дек. 1975).

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

8. Ю д и н Д.Б. Математические методы управления в условиях неполной информации. М., Советское радио, 1974, 400 с.

9. В а л д м а М.Х. Об оптимизации режима электроэнергетической системы по непрерывным переменным в условиях риска. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, сер. А, 1971, № 305, с. 3-10.

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

11. 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.

12. Ермольев Ю.М. Методы стохастического программирования. М., Наука, 1976. 240 с.

13. Каминская В., Немура А., Пукас В. Определение в среднем оптимального нормального режима электроэнергетической системы. - Труды семинара: Статистические проблемы управления. Вильнюс, 1973, вып. 3, с. 83-102.

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

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

16. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. М., Физматгиз, 1962, 564 с.

17. 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. 53-62.

18. Абрамов В.В., Атлас В.С., Крумм Л.А., Мурашко Н.А. О влиянии и учете неопределенности характеристик относительных приростов электростанций при оптимизации суточного режима энергосистем. - Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт, 1970, № 6, с. 24-33.

19. Валдма М.Х., Вийра Т.А. Об оптимизации режима электроэнергетической системы по минимаксным критериям. - Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт, 1972, № 3, с. 24-34.

On Complex Optimization of Real and Reactive
Generation in a Power System while Having
Incomplete Information

Summary

Some mathematical models are considered in the paper, as well as the planning characteristics method for optimizing power flow under risk and uncertainty. The formulas for calculating the planning characteristics (functions) are presented.

О РЕЗУЛЬТАТАХ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА ПОТОКОВ
АКТИВНЫХ МОЩНОСТЕЙ В ЭНЕРГООБЪЕДИНЕНИЯХ

Введение. Многие внешние воздействия и параметры энергетических систем (ЭС) имеют заметные случайные составляющие. Учет случайного характера параметров позволяет повысить эффективность оптимального управления режимами. Изменение потоков мощностей в ЭС носит также случайный, вероятностный характер. Их можно по существу различать как:

- 1) колебания мощностей, обусловленные разными изменениями мощностей потребления;
- 2) колебания мощностей, обусловленные техническими, организационными и экономическими факторами.

Используя методы статистического анализа можно получить обобщенную вероятностную информацию об энергообъединениях или их узлах, оценить роль организационных и экономических факторов в изменениях потоков мощностей в энергообъединениях и создать обобщенные математические модели ЭС (узлов ЭС).

Результаты анализа. Статистический анализ выполнен с помощью программы СТАТАН-5 [1] на ЦВМ ЕС-1020 и ЕС-1033^I. Исходными данными являлись фактические и плановые графики генерируемых и потребляемых активных мощностей Эстонской ЭС, а также графики перетоков мощности из Эстонской ЭС в соседние ЭС.

Исходные данные были получены из диспетчерских ведомостей за 1977...78 гг. Интервал дискретизации принят равным 1 часу.

^I В проведении анализа участвовали студент Кальмет Х.О. и инж. Лурье М.Э.

При анализе фактических значений потоков (P) выделялись три составляющие процесса:

$$P(t) = P_T(t) + P_n(t) + \overset{\circ}{P}(t), \quad (I)$$

где $P_T(t)$ - тренд,
 $P_n(t)$ - периодическая составляющая,
 $\overset{\circ}{P}(t)$ - случайная составляющая процесса.

Тренд P_T аппроксимировался полиномом 3 степени. Разница между минимальным и максимальным значениями тренда двухмесячного процесса изменения суммарной обменной мощности $P_A(t)$ колеблется в пределах 14...25 % от максимальной передаваемой мощности.

Для суммарной генерируемой (P_{gA}) и потребляемой (P_{lA}) мощностей указанная разница не превышала 4 % от максимальной генерируемой мощности. На фиг. 1 представлены тренды перетоков мощности из Эстонской ЭС в Ленинградскую (P_{AB}) и Латвийскую (P_{AC}) ЭС.

О годовом тренде хорошее представление дают и изменения средних значений перетоков за более короткие (например, двухнедельные) интервалы времени (фиг. 2).

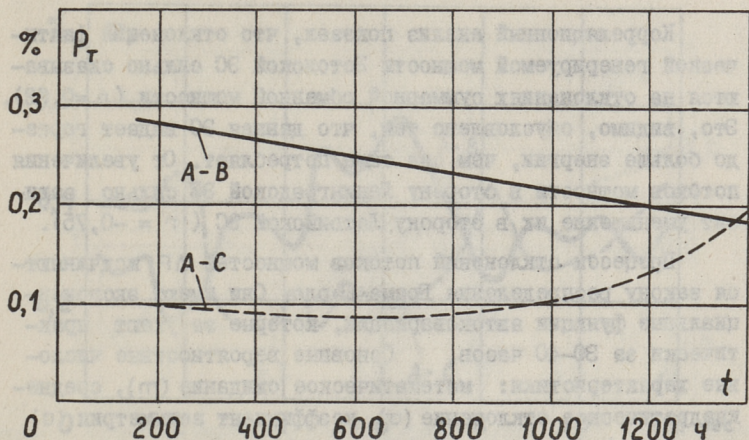
На основе тренда и периодического компонента определены среднесуточные графики $\overset{\circ}{P}(t)$ (фиг. 3).

Формы среднесуточных графиков потоков мощностей за различные периоды времени между собой весьма похожи. Они имеют как абсолютные (обычно утренние и ночные), так и локальные (обычно дневные и вечерние) минимумы и максимумы.

Тренд и среднесуточные графики потоков мощностей заметно изменяются во времени и, следовательно, являются труднопрогнозируемыми процессами.

В ходе анализа определены взаимные коэффициенты корреляции для суммарных обменных, генерируемых и потребляемых мощностей (P_A, P_{gA} и P_{lA}), для отклонений их от запланированных (прогнозируемых) значений ($\Delta P_A, \Delta P_{gA}$ и ΔP_{lA}), а также для отдельных перетоков (P_{AB}, P_{AC}) (см. табл. I).

Взаимные коэффициенты корреляции r_{ij} процессов $P(t)$ определены по следующей формуле:



Фиг. 1. Полиномиальные тренды перетока мощности $P_T(t)$ из ЭСА в соседние ЭС - В и С за январь - февраль 1978 г. в % от максимальной суммарной обменной мощности.

Т а б л и ц а I

Матрица коэффициентов корреляции

	P_A	P_{LA}	ΔP_A	ΔP_{gA}	ΔP_{LA}	P_{AB}	P_{AC}
P_A	I	0,20	0,06	0,13	0,19	0,65	-0,05
P_{LA}	0,20	I	-0,28	-0,13	0,38	0,55	-0,66
ΔP_A	0,06	-0,28	I	0,92	-0,23	-0,12	0,23
ΔP_{gA}	0,13	-0,13	0,92	I	0,16	-0,06	0,22
ΔP_{LA}	0,19	0,38	-0,23	0,16	I	0,15	-0,02
P_{AB}	0,65	0,55	-0,12	-0,06	0,15	I	-0,75
P_{AC}	-0,05	-0,66	0,23	0,22	-0,02	-0,75	I

$$r_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^n (P_i(t) - m_{P_i})(P_j(t) - m_{P_j})}{(n-1) \sigma_{P_i} \sigma_{P_j}}, \quad (2)$$

где t - номер элемента временного ряда процессов $P_i(t), P_j(t)$,
 n - длина временного ряда,
 m - математическое ожидание,
 σ - среднеквадратическое отклонение.

Корреляционный анализ показал, что отклонения фактической генерируемой мощности Эстонской ЭС сильно сказываются на отклонениях суммарной обменной мощности ($r = 0,92$). Это, видимо, обусловлено тем, что данная ЭС выдает гораздо больше энергии, чем она сама потребляет. От увеличения потоков мощности в сторону Ленинградской ЭС сильно зависит уменьшение их в сторону Латвийской ЭС ($r = -0,75$).

Процессы отклонений потоков мощностей ΔP подчиняются закону распределения Грама-Шарле. Они имеют экспоненциальные функции автоковариации, которые затухают практически за 30–40 часов. Основные вероятностные числовые характеристики: математическое ожидание (m), среднеквадратическое отклонение (σ), коэффициент асимметрии (α) и эксцесс (ϵ) – лежат обычно в пределах, приведенных в таблице 2.

Т а б л и ц а 2

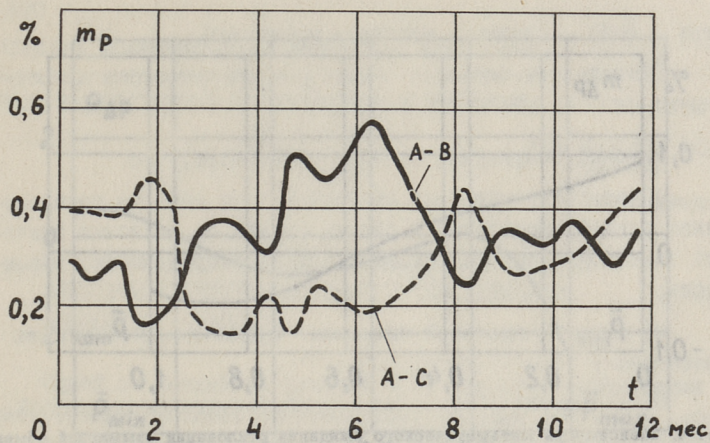
Числовые характеристики процессов

Наименование процесса	$m, \%$	$\sigma, \%$	$ \alpha $	ϵ
ΔP_A	2,0...4,0	14...20	$\leq 1,0$	2,0...4,0
ΔP_{qA}	-4...1,6	15...25	$\leq 1,5$	2,8...6,4
ΔP_{LA}	-1,5...0,5	5...8	$\leq 1,9$	0,1...14,4

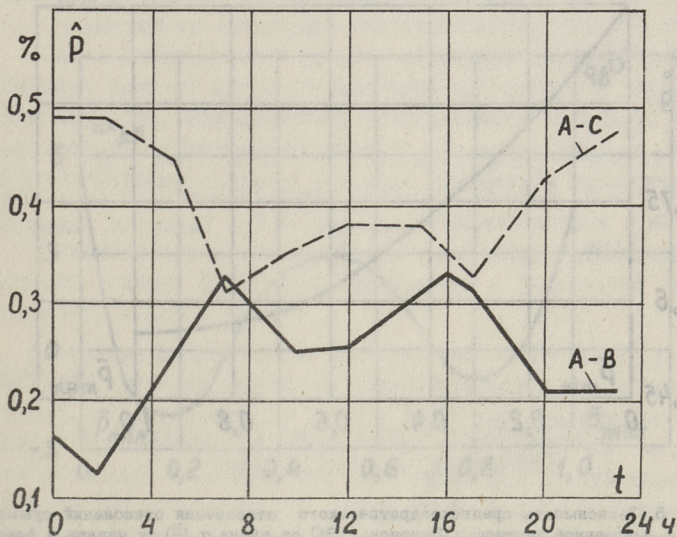
Из таблицы 2 видно, что отклонения суммарной мощности потребления от прогнозируемых значений (ΔP_{LA}) имеют относительно маленькие математические ожидания и среднеквадратические отклонения. Это говорит о довольно хорошей точности прогнозирования мощностей потребления в Эстонской ЭС.

Исследованные процессы $\Delta P(t)$ представляют собой нестационарные случайные процессы. Путем их нормирования получают т.н. стационаризованные процессы $\Delta \dot{P}(t)$. Процессы нормируются с помощью математических ожиданий и среднеквадратических отклонений, зависящих от плановой мощности, по следующей формуле:

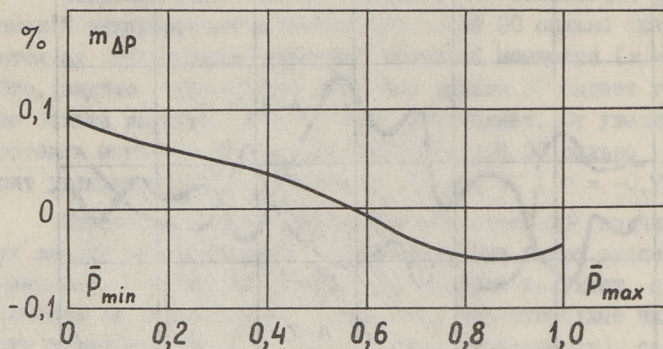
$$\Delta \dot{P}(t) = \frac{\Delta P(t) - m_{\Delta P} [\bar{P}(t)]}{\sigma_{\Delta P} [\bar{P}(t)]}, \quad t = 1, \dots, n, \quad (3)$$



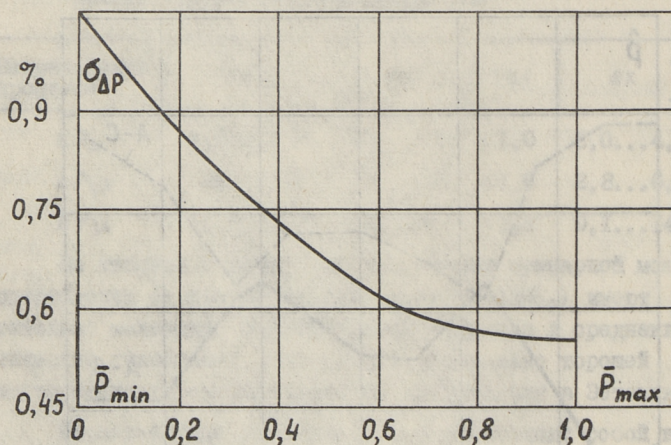
Фиг. 2. Изменения средних значений перетоков мощности $m_p(t)$ из ЭС А в соседние ЭС В и С в течение 1978 г. в % от максимальной суммарной обменной мощности.



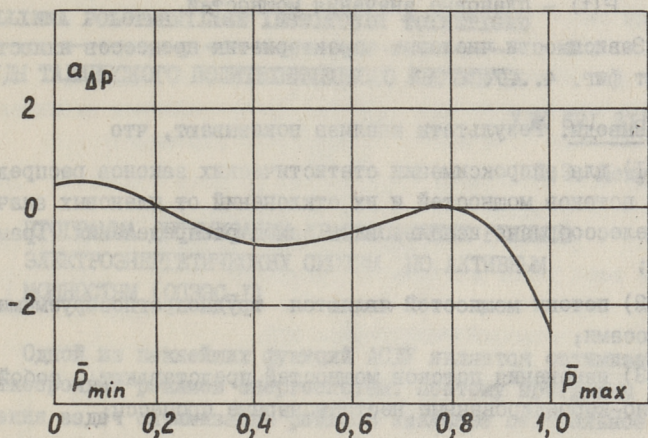
Фиг. 3. Среднесуточные графики перетоков мощности $\hat{p}(t)$ из ЭС А в ЭС В и С за январь - февраль 1978 г. в % от максимальной суммарной обменной мощности.



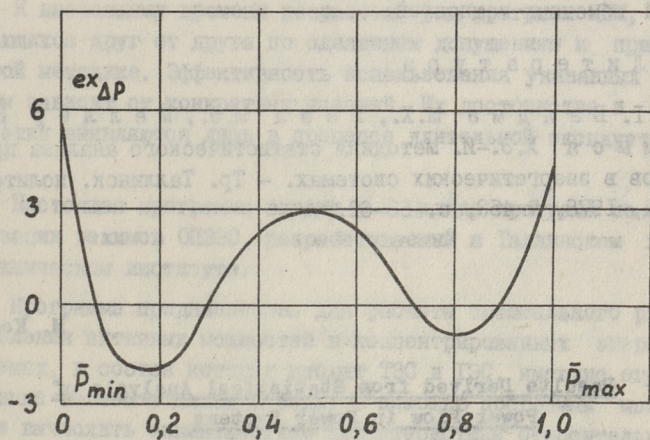
Фиг. 4. Зависимость математического ожидания отклонений суммарной обменной мощности Эстонской ЭС от плана $m_{\Delta P}(\bar{P})$ за январь - февраль 1978 г. в % от максимальной суммарной обменной мощности.



Фиг. 5. Зависимость среднеквадратического отклонения отклонений суммарной обменной мощности Эстонской ЭС от плана $\sigma_{\Delta P}(\bar{P})$ за январь - февраль 1978 г. в % от максимальной суммарной обменной мощности.



Фиг. 6. Зависимость коэффициента асимметрии отклонений суммарной обменной мощности Эстонской ЭС от плана $\bar{P}_{\Delta P}$ за январь - февраль 1978 г.



Фиг. 7. Зависимость эксцесса отклонений суммарной обменной мощности Эстонской ЭС от плана $ex_{\Delta P}(\bar{P})$ за январь - февраль 1978 г.

где $\bar{P}(t)$ – плановые значения мощностей.

Зависимости числовых характеристик процессов иллюстрируют фиг. 4...7.

Выводы. Результаты анализа показывают, что

- 1) для аппроксимации статистических законов распределения потоков мощностей и их отклонений от плановых значений целесообразно использовать закон распределения Грама-Шарле;
- 2) потоки мощностей являются труднопрогнозируемыми процессами;
- 3) изменения потоков мощностей представляют собой взаимно-коррелированные нестационарные процессы;
- 4) нестационарные процессы потоков отклонений мощностей можно преобразовать в стационарные путем нормирования, при этом следует учитывать зависимость математического ожидания и среднеквадратического отклонения от плановых значений обменных мощностей.

Л и т е р а т у р а

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

M. Keel

Results Derived from Statistical Analysis of Power Flow in Power Systems

Summary

The results derived from a statistical analysis of power flow data and their deviation from their planned values in the Estonian power system are shown in the paper.

The calculations were carried out in the computers ES-1020 and ES-1033 by program STATAN-5.

ПРОГРАММА ОПТИМИЗАЦИИ КРАТКОСРОЧНЫХ РЕЖИМОВ
ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ ПО АКТИВНЫМ
МОЩНОСТЯМ (ОПЭЭС-1)

Одной из важнейших функций АСДУ является оптимизация краткосрочных режимов энергосистем. Поэтому программы для решения задач оптимизации режимов занимают центральное место в специальном математическом обеспечении АСДУ. Разработкой этих программ занимаются во многих организациях [1...4], в том числе и в Таллинском политехническом институте.

К настоящему времени разработан ряд программ ЦВМ, отличающихся друг от друга по сделанным допущениям и применяемой методике. Эффективность использования указанных программ зависит от конкретных условий. Их достоинства и недостатки выявляются лишь в процессе длительной эксплуатации.

Настоящая программа входит в комплекс программ по оптимизации режимов ОПЭЭС, разрабатываемый в Таллинском политехническом институте.

Программа предназначена для расчета оптимального распределения активных мощностей в концентрированных энергосистемах, в состав которых входят ТЭС и ГЭС, имеющие ограниченные запасы топлива и воды. С помощью программы можно также вычислить эквивалентные характеристики относительных приростов ХОП энергосистемы. Кроме того, в программе можно учитывать вероятностный характер режима энергосистемы. Для этого достаточно заменить исходные характеристики элементов системы соответствующими плановыми характеристиками. Например, плановые ХОП, учитывающие случайные отклонения нагрузки электростанций (элементов системы), могут быть вычислены с помощью ПЛАНХОП-6 [5].

Основное внимание при составлении программы было уделено на скорость решения задачи. Целевой функцией является минимум суммарного расхода условного топлива при соблюдении балансов мощностей и расходов воды или топлива. Для решения задачи применяется метод неопределенных множителей Лагранжа. При этом делаются следующие упрощения:

- 1) не учитываются ограничения потоков мощностей ЛЭП,
- 2) не учитываются изменения напоров ГЭС,
- 3) в задаче эквивалентирования предполагается, что нагрузки всех узлов изменяются одинаково,
- 4) ограничения по минимальным и максимальным мощностям электростанций учитываются ХОП.

Оптимальный режим определяется на основе решения условий оптимальности, имеющих следующий вид:

$$\frac{\lambda_{Ti} \cdot b_{ik}}{1 - \sigma_{Tik}} = \dots = \frac{\lambda_{Hj} \cdot q_{jk}}{1 - \sigma_{Hjk}} = \dots = \mu_k, \quad \begin{cases} i=1, \dots, n_1, \\ j=1, \dots, n_2, \\ k=1, \dots, n_k; \end{cases} \quad (1)$$

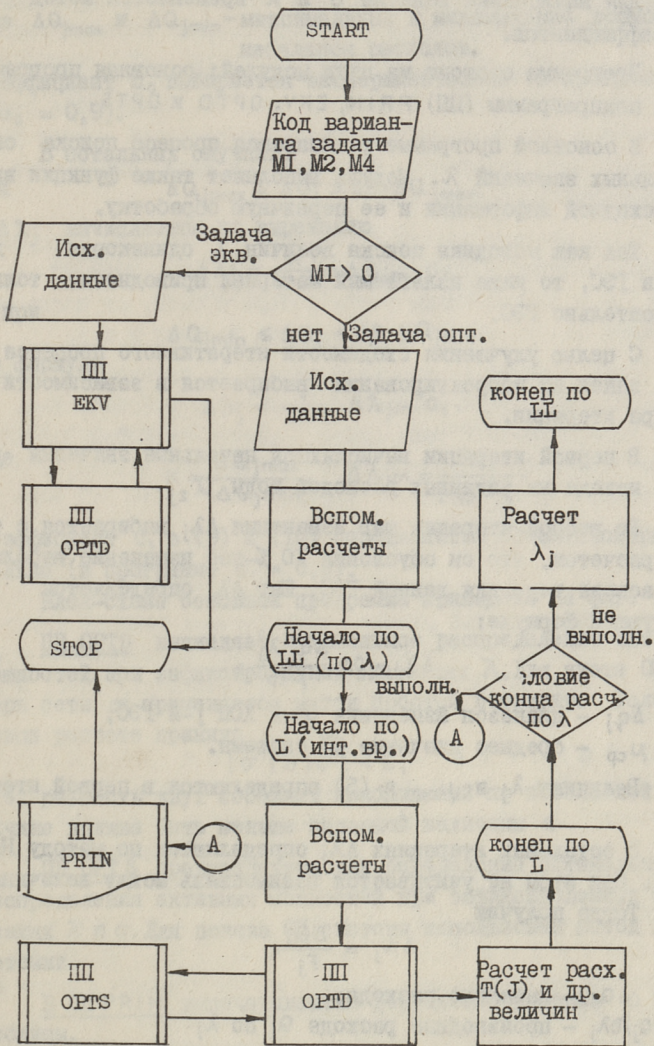
$$P_{Lk} + \pi_k - \sum_{i=1}^{n_1} P_{Tik} + \sum_{j=1}^{n_2} P_{Hjk} = 0, \quad k=1, \dots, n_k; \quad (2)$$

$$\sum_{k=1}^{n_k} Q_{jk}(P_{Hjk}) - Q_{\Sigma j} = 0, \quad j=1, \dots, n_2; \quad (3)$$

$$\sum_{k=1}^{n_k} B_{ik}(P_{Tik}) - B_{\Sigma i} = 0, \quad i=1, \dots, n_1, \quad (4)$$

где i, j, k - индексы ТЭС, ГЭС и интервала времени;
 b, q - относительные приросты (ОП) ТЭС и ГЭС;
 λ_T, λ_H - коэффициенты эффективности ТЭС и ГЭС;
 μ, P_L - ОП и нагрузка энергосистемы;
 σ - ОП потерь в сети;
 π - суммарные потери активной мощности в сети;
 P_T, P_H - мощности ТЭС и ГЭС;
 Q, Q_{Σ} - действительные и заданные расходы ГЭС;
 B, B_{Σ} - то же, топлива для ТЭС; имеющих ограниченные запасы топлива.

Для ТЭС, имеющих неограниченные запасы топлива, применяются зафиксированные значения $\lambda_T = 1$.



Фиг. 1. Блок-схема программы ОПЭЭС-1.

Для вычисления величин σ и π применяется метод В-коэффициентов.

Программа состоит из пяти модулей: основная программа и подпрограммы (ПП) PRIN, EKV, OPTD и OPTS.

В основной программе реализуется процесс поиска оптимальных значений λ . Модуль выполняет также функции ввода исходной информации и ее первичную обработку.

Так как методика поиска величин λ одинаковая для ТЭС и ГЭС, то ниже излагаемый материал приводится только относительно ГЭС.

С целью улучшения сходимости итеративного процесса по λ_j , закон их корректирования выбирается в зависимости от номера итерации.

В первой итерации вычисляются начальные значения для λ_j , исходя из заданных расходов воды $Q_{\Sigma j}$.

Во второй итерации шаг изменения $\Delta\lambda_j$ выбирается с таким расчетом, что он обусловил 10 %-ное изменение небаланса расхода воды для данной ГЭС. Шаг $\Delta\lambda_j$ определяется по следующей формуле:

$$\Delta\lambda_j = 0,1 \cdot \frac{\Delta q_j \cdot \lambda_j^2}{\mu_{\text{ср}}} \quad (5)$$

где Δq_j - диапазон изменения ОП в ХОП j -й ГЭС;
 $\mu_{\text{ср}}$ - среднее значение ОП системы.

Величины λ_j и $\mu_{\text{ср}}$ в (5) определяются в первой итерации.

В остальных итерациях $\Delta\lambda_j$ определяются по методу Ньютона. При этом не учитывается взаимосвязь между величинами λ_j . Тогда получим

$$\Delta\lambda_j = \frac{\Delta Q_j}{F_j} \quad (6)$$

где ΔQ_j - небаланс расхода;
 $F_j = \partial Q_j / \partial \lambda_j$ - производные расхода Q_j по λ_j .

Производные F_j вычисляются по формуле

$$F_j = \frac{\Delta Q_j'' - \Delta Q_j'}{\lambda_j'' - \lambda_j'} \quad (7)$$

где одним штрихом обозначены величины предыдущей, а двумя - текущей итерации.

Шаги $\Delta\lambda_j$ вычисляются по (6) только в том случае, если выполняется условие

$$a \cdot \Delta Q_{j\min} \leq \Delta Q_j \leq a_0 \cdot \Delta Q_{j\max}, \quad (8)$$

где $\Delta Q_{j\max}$ и $\Delta Q_{j\min}$ — максимальные и минимальные возможные небалансы расходов.

Коэффициент a_0 выбирается экспериментально (в программе — $a_0 = 0,9$).

В остальных случаях:

при $\Delta Q_{j\max} \geq \Delta Q_j > 0,9 \cdot \Delta Q_{j\max}$

$\Delta \lambda_j$ вычисляется по выражению

$$\Delta \lambda_j = \frac{\kappa}{\kappa + 1} \cdot \Delta \lambda_{jm} \cdot a_1 \quad (9)$$

и при

$$\Delta Q_{j\min} \leq \Delta Q_j < 0,9 \cdot \Delta Q_{j\min}$$

по формуле

$$\Delta \lambda_j = \frac{1}{\kappa + 1} \cdot \Delta \lambda_{jm} \cdot a_1, \quad (10)$$

где

$$\kappa = \frac{\Delta Q_{j\max}}{\Delta Q_{j\min}}, \quad \Delta \lambda_{jm} = \frac{\Delta q_j}{\mu_{\text{ср}} \cdot \lambda_j^2}.$$

Коэффициент a_1 в (9) и (10) определяется также экспериментально (в программе $a_1 = 0,6$).

Блок-схема основной программы приведена на фиг. I.

III OPTD вычисляет оптимальное распределение активных мощностей при зафиксированных значениях λ . Для учета ОП потерь сети σ применяется метод простой итерации. Условием конца расчета принято

$$|\sigma''| - |\sigma'| < \varepsilon, \quad (11)$$

т.е. разность двух соседних приближений по абсолютной величине должна быть меньше заданной величины ε .

III OPTS предназначена для определения оптимального распределения активных мощностей при зафиксированных значениях λ и σ . Для поиска ОП системы использован метод дихотомии.

В III PRIN вы печатаются результаты решения в виде таблицы.

С помощью III EKV вычисляется и печатается в виде таблицы эквивалентная ХОП энергосистемы. В III EKV используется подпрограммой OPTD, эквивалентная ХОП вычисляется как функция ОП системы от суммарной нагрузки $\mu(P_L)$ в 10 точках.

Программа написана на ФОРТРАН-4. Все подпрограммы оформлены в виде подпрограмм типа SUBROUTINE. Программа содержит 526 операторов.

Максимальное число нагрузочных узлов (в том числе узлы с электростанциями) выбрано равным 30. Однако при необходимости и при достаточном объеме оперативной памяти ЭВМ оно может быть увеличено. Максимальное число интервалов времени выбрано равным 168.

Время решения задачи оптимизации с помощью программы ОПЭЭС-I зависит от характера задачи: от вида задачи, от числа ГЭС и ТЭС, от вида учета потерь в сети, от числа нагрузочных узлов, от числа интервалов времени и т.д.

Время решения контрольной задачи по оптимизации режима (5 ТЭС, 5 ГЭС, 24 интервала времени, с учетом потерь в сети) на ЭВМ ЕС-1033 было около 1 минуты, а время расчета эквивалентной ХОП энергосистемы (10 электростанций, с учетом потерь в сети) около 10 секунд.

Л и т е р а т у р а

1. Крумм Л.А., Мурашко Н.А., Мурашко Н.Г. Комплексный расчет краткосрочных режимов электроэнергетических систем на основе метода приведенного градиента. - Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт, 1971, № 1, с. 3-15.

2. Фазылов Х.Ф., Юлдашев Х.Ю., Шариков З., Сытдыков Р.А. Комплексная программа оптимизации суточных режимов энергосистем для целей АСДУ. - В кн.: Сб. тезисов докладов на семинаре "Оптимизация режимов работы энергосистем" М., 1979, с. 44-47.

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

4. Горнштейн В.М., Юровский А.Г., Совалов С.А., Лебедева О.И., Чепига В.Я. Методика расчета оптимального суточного режима объединенной энергосистемы. - Тр. ВНИИЭ, 1970, № 38, с. 4-25.

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

H. Lelumees

Program for Calculating Short-time Optimal Load
Dispatching in a Power System

Summary

This article deals with the algorithm and calculation method for optimal load dispatching. The program named OPEES-1 is written in FORTRAN-4. Here the Lagrange method is used for calculating the optimal load dispatching.

ОБ ЭКОНОМИИ ТОПЛИВА ИЗ-ЗА УЧЕТА СЛУЧАЙНЫХ
ФАКТОРОВ ПРИ ОПТИМИЗАЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ
НАГРУЗОК МЕЖДУ АГРЕГАТАМИ ТЕПЛОВЫХ ЭЛЕКТРОСТАНЦИЙ

I. Введение

В настоящее время оптимизация распределения нагрузок между агрегатами тепловых электростанций (ТЭС) производится детерминистическими методами, при которых исходная информация предполагается полной. Однако в действительности многие переменные и зависимости (характеристики агрегатов, нагрузки, режимные параметры состояния и др.) точно не известны к моменту решения задачи. Поэтому информация фактически является неполной.

Неполнота информации, обусловленная воздействием ряда случайных факторов и сложностью протекающих физических процессов, вызывает перерасход топлива по сравнению с действительно оптимальными режимами ТЭС. Это снижает эффективность оптимизации режимов ТЭС, а также энергосистемы. Для определения величины перерасхода топлива от неполноты исходной информации можно вывести соответствующие аналитические зависимости [1] или применить методы статистических испытаний [2, 3 и др.].

2. О влиянии случайных факторов на вход-выход
характеристики агрегатов

Оптимальное распределение нагрузки между агрегатами ТЭС базируется на использовании характеристик относительных приростов (ХОП) агрегатов ТЭС. Указанные характеристики изменяются в зависимости от значений параметров состояния агрегатов, а также от степени изменения состояния агрегатов в процессе эксплуатации и в результате ремонтов. При этом ряд параметров состояний режима, а также нагрузки агрегатов имеют случайные колебания [4, 5].

Эти обстоятельства надо учитывать и при расчете вход-выход характеристик агрегатов и электростанции.

Расходная характеристика котлоагрегата представляет собой функцию нагрузки котла и параметров состояния

$$B_k(\bar{Q}_k + \Delta\tilde{Q}_k, \tilde{W}_k), \quad (1)$$

где \bar{Q}_k — средняя или плановая нагрузка котлоагрегата,
 $\Delta\tilde{Q}_k$ — случайное отклонение нагрузки агрегата,
 \tilde{W}_k — вектор режимных параметров состояния, влияющих на характеристику агрегата.

Расходная характеристика турбоагрегата может быть представлена в виде:

$$Q_T(\bar{P}_T + \Delta\tilde{P}_T, \tilde{W}_T) = \bar{Q}_{T0} + q_T^k \tilde{P}_T - \sum_{i=0}^{k-1} (q_T^{i+1} - q_T^i) \bar{P}_{Ti}^3(\tilde{W}_T, \Delta\tilde{P}_T), \quad (2)$$

где $\bar{P}_{Tk-1}^3 \leq \tilde{P}_T \leq \bar{P}_{Tk}^3$.

Здесь \bar{Q}_{T0} — средний расход тепла на холостой ход турбоагрегата, q_T — относительный прирост расхода тепла, $\bar{P}_T^3(\tilde{W}_T, \Delta\tilde{P}_T)$ — экономическая нагрузка турбоагрегата, \tilde{P}_T — действительная нагрузка агрегата и k — количество регулирующих клапанов турбоагрегата.

Анализ влияния случайных факторов на РХ и ХОП агрегатов выполнен с помощью программы ОПТЭС/76 [6].

Результаты по котлам ТП-17, ТП-67 и ТП-101 приведены в таблице I.

Из результатов анализа следует, что при оптимизации распределения нагрузки между котлоагрегатами важно учитывать отклонения следующих параметров режима: температура уходящих газов, коэффициент избытка воздуха в уходящих газах и температура питательной воды. Результаты статистического анализа показывают, что указанные параметры имеют также существенные случайные отклонения. Среднеквадратическое отклонение их отклонений доходит до 10 %, а математическое ожидание до 25 % от их нормативных значений.

Случайные отклонения режимных параметров котлоагрегатов можно учитывать при оптимизации режимов ТЭС методом плановых характеристик [7]. Результаты анализа влияния слу-

чайных колебаний режимных параметров котлоагрегата на ХОП приведены в таблице 2^х.

Т а б л и ц а 1

Влияние отклонений режимных параметров состояния котлоагрегатов на их расходную характеристику и характеристику относительного прироста (ХОП)

Параметр	Отклонение параметра, %	Изменение расходной характеристики, %	Изменение ХОП %
1. Зольность топлива	±5	0,46...1,32	0
2. Влажность топлива	±5	0,12...0,23	0
3. Температура топлива	±25	0,18...0,35	0
4. Температура холодного воздуха	±300	2,64...3,12	0
5. Температура уходящих газов	±10	1,25...1,78	17,4...18,2
6. Температура питательной воды	±20	0,78...3,16	7,6...32,1
7. Коэффициент избытка воздуха в уходящих газах	±10	1,12...1,25	11,7...12,6

Т а б л и ц а 2

Влияние случайных отклонений параметров режима котлоагрегатов ТП-17, ТП-67 и ТП-101

Параметр	Увеличение расхода топлива % ^{хх}	Изменение ХОП %
1. Режимные параметры состояния	0,005...0,05	5,5...23,7
2. Нагрузка	0,01...0,05	0,4...7,5

При существенных отклонениях параметров топлива (влажности и зольности на 5...10 %) надо их учитывать при определении эквивалентных характеристик ТЭС.

^х В выполнении расчетов принимали участие студенты ТПИ Л. Кудряшова и Р. Полякова.

^{хх} Увеличение расхода топлива определено при распределении нагрузки между двумя агрегатами.

Анализ чувствительности экономических нагрузок турбоагрегата к отклонениям различных режимных параметров (температура свежего пара, температура пара после промперегрева, температура питательной воды и давление свежего пара) выполнен методом планирования экспериментов. Выяснилось, что экономические нагрузки турбоагрегатов наиболее сильно зависят от давления свежего пара и от температуры питательной воды.

По результатам анализа влияния отклонений режимных параметров турбоагрегатов установлено, что сдвиг экономических нагрузок от точек излома расходных характеристик составляет 1,5...3,5 % от максимальной нагрузки турбоагрегата.

3. Методика оценки экономической эффективности учета случайных факторов при оптимизации

Важным вопросом при оценке эффективности математических методов и алгоритмов оптимизации режимов ТЭС является определение перерасхода топлива из-за неоптимального распределения нагрузок между агрегатами [1, 2, 3, 8, 9 и др.]. В настоящее время отсутствует единая методика решения этой задачи. Широкое применение нашла методика, разработанная во ВНИИЭ [10].

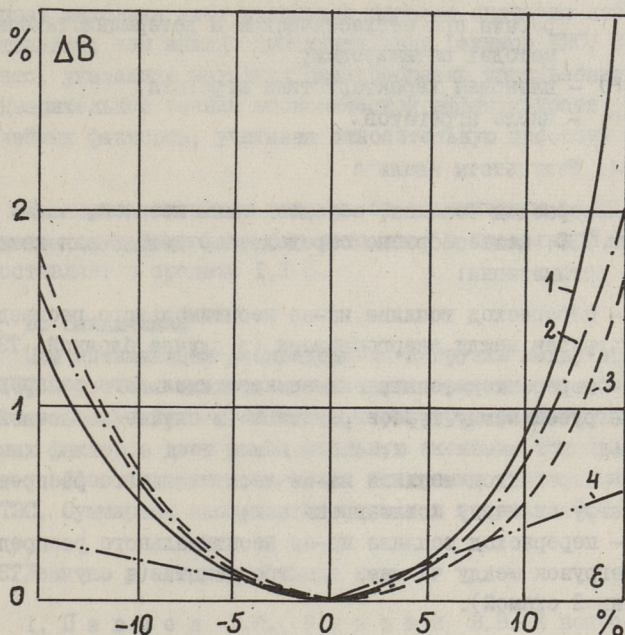
В настоящей работе применены три методики оценивания экономической эффективности оптимизации режимов ТЭС.

Первая методика основана на определении зависимостей перерасхода топлива от величины отклонений нагрузок агрегата от своих действительно оптимальных значений для агрегатов ТЭС. Указанные зависимости можно определить на основе расчетов оптимального распределения нагрузок между двумя агрегатами. На основе таких зависимостей можно определить математические ожидания перерасхода топлива из-за неполноты исходной информации. Средний перерасход топлива из-за неполноты информации

$$M \Delta T = \int_{\Delta P^-}^{\Delta P^+} \Delta B(\epsilon) f(\epsilon) d\epsilon, \quad (3)$$

где $\Delta B(\epsilon)$ - зависимость перерасхода топлива от величины отклонения нагрузки агрегата от действительного оптимального значения;

$f(\epsilon)$ - плотность распределения отклонений нагрузки.



Фиг. 1. Зависимость перерасхода топлива (ΔB) от величины отклонений нагрузки (ϵ): 1 - электростанции, 2 - котлоагрегата, 3 - энергоблока, 4 - турбоагрегата.

Характерные зависимости $\Delta B(\epsilon)$ приведены на фиг. 1.

Во втором случае перерасход топлива из-за неполноты информации и неточности ведения режима ТЭС можно определить на основе эксплуатационных данных электростанций. Исходными данными такого анализа являются фактические нагрузки агрегатов, измеряемые с помощью самопишущих приборов. Оптимальные нагрузки можно определить на основе какой-то программы оптимизации режимов ТЭС. В настоящей работе была применена программа ОПТЭС-76.

Третья методика позволяет оценить перерасход топлива из-за отклонения режима ТЭС от ее среднеоптимального режима. Тогда перерасход топлива можно оценить на основе формулы:

$$\Delta B = \sum_{i=1}^n \int_{P_i^0}^{P_i^*} \bar{b}_i(\bar{P}_i) dP_i, \quad (4)$$

где P_i^0, P_i^* - соответственно оптимальные нагрузки i -го аг-

регата при стохастическом и детерминистическом методах оптимизации;

$\bar{b}(\bar{P})$ – плановая характеристика агрегата,

n – число агрегатов.

4. Результаты анализа

Перерасход топлива, обусловленный неоптимальными режимами ТЭС, целесообразно определить отдельно для каждого этапа оптимизации:

– перерасход топлива из-за неоптимального распределения нагрузок между энергоблоками (в случае блочной ТЭС);

– перерасход топлива из-за неоптимального распределения нагрузок между турбоагрегатами (в случае неблочной ТЭС);

– перерасход топлива из-за неоптимального распределения нагрузок между котлоагрегатами;

– перерасход топлива из-за неоптимального распределения нагрузок между частями электростанции (в случае ТЭС со смешанной схемой).

Перерасходы топлива от неоптимального распределения нагрузок между агрегатами и частями ТЭС были определены на основе всех приведенных методик. Сводка результатов анализа приведена в таблице 3.

Т а б л и ц а 3

Перерасход топлива из-за неоптимальных режимов агрегатов и ТЭС

Этапы оптимизации	Перерасход топлива, %		
	по 1-й методике	по 2-й методике	по 3-й методике
1. Электростанции	0,5...0,8	0,1...0,5	0,2...0,3
2. Энергоблоки и турбоагрегаты	0,1...0,3	0,1...0,7	0,2...0,3
3. Котлоагрегаты	0,3...1,4	0,1...0,7	0,1...0,4

При определении перерасхода топлива на основе второй методики исходными данными являлись действительные нагрузки агрегатов Прибалтийской и Эстонской ГРЭС.

Значения перерасходов топлива, из-за случайных факторов определенные различными методами, в общем совпадают.

Первая методика дает несколько большие значения перерасхода топлива, чем анализ действительных режимов ТЭС. Несмотря на это, указанную методику целесообразно использовать для предварительной оценки экономической эффективности учета случайных факторов, учитывая относительную простоту методики.

Суммарная экономия топлива от оптимизации режима ТЭС с учетом случайных факторов находится в пределах 0,3...1,9% и составляет в среднем 1,1%.

5. Заключение

При оптимизации распределения нагрузки между агрегатами ТЭС и расчете эквивалентных характеристик целесообразно учитывать случайные отклонения параметров режима. Учет случайных факторов дает дополнительную экономию топлива и повышает эффективность применения программы оптимизации режима ТЭС. Суммарная экономия находится в пределах 0,3...1,9%.

Л и т е р а т у р а

1. П а в л о в Г.М., К а н т а н В.В. К вопросу о точности решения задачи наивыгоднейшего распределения активных нагрузок. - Электричество, 1964, № 1, с. 10-17.

2. К у т л е р П.П. Оценка перерасхода топлива на ТЭС методом Монте-Карло. - Теплоэнергетика, 1968, № 8, с. 71-73.

3. Д е р з с к и й В.Т., Ц у к е р н и к Л.В. Применение метода статистического моделирования на ЦВМ для оценки влияния погрешности характеристик относительного прироста. - Электрические станции, 1970, № 7, с. 15-19.

4. В и й л у п Л.К. Вероятностные характеристики параметров режима тепловых электростанций. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 70-73.

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

6. В а л д м а М.Х., В и й л у п Л.К., К э э л М.Э. и др. Программа оптимизации режима и расчета вход-выход характеристик тепловой электростанции с учетом случайных колебаний параметров режима. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 11-17.

7. В а л д м а М.Х., Т а м м о я Х.Э.-И. Методика оптимизации распределения нагрузок между агрегатами и расчета вход-выход характеристик тепловой электростанции. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 29-44.

8. П а в л о в Г.М., П е т р о в а С.С. О точности информации при оптимизации режима энергосистем. - Электричество, 1976, № I, с. 30-33.

9. Я х ъ я е в Р.М. О точности наиболее выгодного распределения активных нагрузок энергосистем. - Тр. ин-та Энергосетьпроект, 1978, вып. II, с. 128-135.

10. А л б е г о в а Л.И. Некоторые вопросы совершенствования планирования основного производства и оценки эксплуатационной деятельности тепловых электростанций на основе применения ЦВМ. Автореф. дис. на соиск. уч. степени канд. техн. наук. М., 1967, 23 с.

Н. Таммоја

About Economy of Fuel while Taking into Account
Random Factors under Optimal Load Planning
between Units of a Thermal Plant

Summary

Some results about random factors influence on input-output characteristics of boilers and turbines of a thermal power plant are presented in the paper. The method of planned characteristics is used.

Several different methods for estimating the economy of fuel while taking into account random factors under optimal load planning between units of a thermal plant are described.

К.Ю. Мёллер, Л.В. Мёллер

О ВЛИЯНИИ СЛУЧАЙНЫХ ФАКТОРОВ НА ТЕХНИКО-
ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ РАБОТЫ ТЕПЛОВЫХ
ЭЛЕКТРОСТАНЦИЙ

Эффективность эксплуатации энергетических систем, в т.ч. и тепловых электростанций (ТЭС), характеризуется рядом технико-экономических показателей. Их значения определяются в соответствии с действующими инструкциями и методическими указаниями.

Одним из основных экономических показателей, характеризующих абсолютные затраты ресурсов для выполнения целевых функций энергосистемы, является себестоимость энергии. По своей структуре себестоимость энергии включает затраты, зависящие и не зависящие от объема выполняемых функций. В переменной части затрат основная доля приходится на топливную составляющую.

Затраты на топливо являются главным элементом себестоимости энергии, составляющим в среднем около 68 % себестоимости электроэнергии и 85 % себестоимости теплоэнергии. Их размер зависит от значения удельного расхода и цены топлива. При постоянной цене топлива стоимость топлива в себестоимости энергии пропорциональна его расходу, который определяется удельным расходом топлива на отпущенную энергию. Поэтому удельный расход топлива на отпущенную энергию используется и в качестве самостоятельного показателя, характеризующего эффективность эксплуатации энергетических систем. Удельный расход топлива планируется в составе показателей государственного плана и утверждается вышестоящей организацией как для энергосистемы, так и для электростанций.

Плановое значение удельных расходов топлива по электростанции на опускаемую энергию определяется в соответст-

вии с [1 и др.]. При этом подсчеты производятся по характеристикам котельного и турбинного оборудования и электростанции в целом. В окончательные значения удельных расходов топлива вводится технически обоснованный допуск на эксплуатационные условия. Указанный допуск должен учитывать ухудшение экономичности работающего оборудования против нормативных показателей из-за неучтенных эксплуатационных условий, не зависящих от персонала (нестационарные режимы работы, переменный состав топлива, изменение состояния оборудования в межремонтный период и др.).

Приведенная в [1 и др.] методика определения удельных расходов топлива предполагает, что исходная информация является полной, т.е. абсолютно точной и детерминированной.

В действительности на процесс производства энергии и на величину удельных расходов топлива влияют многие случайные факторы, такие, как случайные отклонения нагрузки электростанции и ее агрегатов от запланированных значений, случайные отклонения режимных параметров состояния агрегатов от их нормативных значений и т.д. К последним относятся, например, температура холодного воздуха и охлаждающей воды, параметры топлива, температура питательной воды, параметры пара перед турбиной и др. Поэтому фактически исходная информация неполная.

Неполнота исходной информации из-за влияния на энергетические процессы и показатели случайных факторов может учитываться вероятностным методом планирования вместо используемого в настоящее время детерминистического [2]. Использование последнего в условиях фактической неполноты исходной информации снижает эффективность управления процессами в энергетических системах, обуславливая перерасход топлива.

Оптимальное планирование с учетом случайных факторов нашло использование при планировании режима в энергосистемах по активным нагрузкам. Это осуществляется методом плановых характеристик [3]. Не менее важным является использование этих методов при планировании основных технико-экономических показателей работы энергосистем и, в первую очередь, при планировании удельных расходов условного топлива.

Рассмотрим влияние случайных отклонений отпускаемой мощности ТЭС на характеристику удельного расхода топлива, которая представляет собой следующую зависимость:

$$b_3^{OT} = b_3^{CT}(P_c), \quad (1)$$

где P_c - отпускаемая мощность ТЭС.

Метод плановых характеристик рассматривает мощность P_c , состоящую из двух слагаемых:

$$P_c = \bar{P}_c + \Delta P_c, \quad (2)$$

где \bar{P}_c - плановое значение мощности;

ΔP_c - случайные отклонения мощности, образующиеся на этапах корректирования и реализации плана.

В формуле (2)

$$\bar{P}_c = M P_c.$$

Здесь M - оператор математического ожидания.

Плановая характеристика удельного расхода

$$\bar{b}_3^{OT}(\bar{P}_c) = M b_3^{OT}(\bar{P}_c + \Delta P_c). \quad (3)$$

Если исходная характеристика удельного расхода (1) представляется полиномом до третьей степени, то плановая характеристика удельного расхода топлива вычисляется по следующей формуле:

$$\begin{aligned} \bar{b}_3^{CT}(\bar{P}_c) &= b_3^{OT}(\bar{P}_c) + \frac{1}{2} \frac{d^2 b_3^{OT}(\bar{P}_c)}{dP_c^2} \sigma_{\Delta P_c}^2 + \\ &+ \frac{1}{6} \frac{d^3 b_3^{OT}(\bar{P}_c)}{dP_c^3} \sigma_{\Delta P_c}^3 a_{\Delta P_c}, \end{aligned} \quad (4)$$

где $\sigma_{\Delta P_c}$, $a_{\Delta P_c}$ - среднеквадратическое отклонение и коэффициент асимметрии случайных отклонений мощности ТЭС.

Если в формуле (4)

$$b_3^{OT}(\bar{P}_c) = a_0 + a_1 \bar{P}_c + a_2 \bar{P}_c^2 + a_3 \bar{P}_c^3, \quad (5)$$

получим

$$\bar{b}_3^{OT}(\bar{P}_c) = a_0 + a_1 \bar{P}_c + a_2 \bar{P}_c^2 + a_3 \bar{P}_c^3 + \delta b_3^{OT}. \quad (6)$$

Как видно из формулы (6), плановая характеристика отличается от исходной характеристики (4) на определенную поправку

$$\delta b_3^{CT} = (a_2 + 3a_3 \bar{P}_c) \sigma_{\Delta P_c}^2 + a_3 \sigma_{\Delta P_c}^3 a_{\Delta P_c}, \quad (7)$$

которая учитывает случайные отклонения мощности ТЭС.

Аналогично определяются плановые характеристики и по другим показателям (при одном случайном аргументе).

Из результатов статистического анализа параметров режима [4] известно, что среднеквадратические отклонения мощности ТЭС имеют значения в пределах 4,5...8,0 %, а нагрузки котлов теплоэлектроцентралей 2,5...12,0 % и конденсационных электростанций 5,3...18,0 % от максимальных значений их нагрузки. Коэффициенты асимметрии имеют значения в пределах -0,1...3,5, 1,0...1,5 и -2,0...1,5 соответственно.

Для примера произведен пересчет следующих исходных характеристик, приведенных в [1], в плановые.

1. Две (1.1 и 1.2) характеристики удельного расхода условного топлива на отпущенную электроэнергию $b_3^{OT}(P_c)$, аппроксимированные полиномами второй степени.

2. Характеристика удельного расхода условного топлива на отпуск тепла с паром $b_{TЭ}^{OT(n)}(Q_{кУ})$, где $Q_{кУ}$ — тепловая нагрузка котельной установки. Характеристика аппроксимирована полиномом третьей степени.

3. Характеристика расхода тепла на выработку электроэнергии для собственных нужд котельной установки $q_{топ}^э(Q_{кУ})$, аппроксимированная отрезками двух прямых. Пересчет выполнен непосредственным расчетом математического ожидания точек исходной характеристики, предполагая нормальное распределение отклонений тепловой нагрузки котельной установки.

В таблице I приведены результаты пересчета исходных характеристик в плановые (значения поправок) при принятых неизменных значениях среднеквадратического отклонения σ и коэффициента асимметрии (a) и при предельных значениях аргументов.

Данные таблицы I показывают, что учет даже одного случайного фактора (случайные отклонения нагрузки) оказывает заметное влияние на рассмотренные характеристики оборудования (за исключением характеристики (3) при мини-

мальной нагрузке). Удельный расход условного топлива на отпущенную электроэнергию ТЭС увеличивается на 0,26... 0,33 %, удельный расход условного топлива на отпущенную теплоэнергию с паром на 0,13...0,42 % и расход электроэнергии на собственные нужды котельной установки на 0,01 ... 0,23 %. Указанные поправки на удельный расход топлива составляют из себестоимости отпускаемой электроэнергии 0,18 ...0,22 % и теплоэнергии 0,11...0,36 %.

Т а б л и ц а I

Результаты расчета плановых характеристик

№ характеристики	Принятые значения		Поправки к исходным характеристикам, %	
	σ	α	при минимальной нагрузке	при максимальной нагрузке
I.1	0,08 $P_{c\max}$	-	0,26	0,28
I.2	0,08 $P_{c\max}$	-	0,28	0,33
2	0,1 $Q_{кy\max}$	0,3	0,13	0,42
3	0,1 $Q_{кy\max}$	-	0,01	0,23 ^x

^x В точке пересечения прямых.

Разумеется, при исходных характеристиках другого вида, при других значениях числовых характеристик случайных отклонений нагрузки (в первую очередь среднеквадратического отклонения) значительно расширяются пределы поправки, полученные в приведенном примере.

Из изложенного вытекает целесообразность учета влияния случайных факторов на удельный расход топлива, а также на расход электроэнергии на собственные нужды. При этом наряду со случайными отклонениями нагрузки несомненный интерес представляет и учет случайного характера режимных параметров состояния агрегатов ТЭС.

Установление влияния случайных факторов позволяет, в первую очередь, более обоснованно подойти к определению эксплуатационного допуска на удельный расход топлива и тем самым более точно планировать расход топлива на производство

электро- и теплоэнергии. Также увеличивается точность планирования расхода электроэнергии на собственные нужды.

В конечном итоге повышается точность планирования себестоимости энергии.

Л и т е р а т у р а

1. Методические указания по расчету норм удельных расходов топлива / Министерство энергетики и электрификации СССР. М., Спец. центр научно-техн. информации, 1971, 39 с.

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

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

К. Möller, L. Möller

About Random Factors Influence on Economical Indices of a Thermal Power Plant

Summary

The influence of random deviations at a thermal power plant and thermal power output on the maintenance expenses and cost price of energy is examined in the paper. For that reason the method of planned characteristics is used.

РАСЧЕТ И АНАЛИЗ ПЛАНОВЫХ ХАРАКТЕРИСТИК
ЭНЕРГОАГРЕГАТОВ ТЕПЛОВЫХ ЭЛЕКТРОСТАНЦИЙ

I. Введение

На режимы тепловых электростанций (ТЭС) влияют различные случайные факторы. Поэтому оптимизация режимов ТЭС проводится в условиях неполной информации. Для оптимизации режимов в условиях неполной информации вместо фактических вход-выход характеристик агрегатов необходимо использовать их плановые характеристики [1, 2]. Последние представляют собой зависимости между математическим ожиданием значений входа и математическими ожиданиями значений выходов.

В данной статье рассматриваются алгоритмы расчета плановых расходных характеристик (РХ) и характеристик относительных приростов (ХОП) агрегатов ТЭС. Излагаются также некоторые результаты анализа чувствительности плановых характеристик агрегатов.

2. Статистические характеристики режимных параметров

Результаты статистического анализа режимных параметров нескольких ТЭС представлены в [3, 4, 5]. Из них в [3, 4] рассматриваются статистические характеристики параметров состояния независимыми, а в [5] зависящими от нагрузки котлоагрегата. Оказывается, что статистические характеристики параметров довольно устойчивы во времени и притом изменяются в зависимости от нагрузки котлоагрегата в относительно больших пределах [5]. Характерные формы указанных зависимостей представлены на фиг. 1. Как видно, наименьшие отклонения математических ожиданий режимных параметров от их нормативных значений и минимальные среднеквадратические отклонения наблюдаются при паровых нагрузках котлоагрегата, близких к максимальным значениям к.п.д. котлоагрегата. Коэффициен-

ты асимметрии и эксцессы имеют при этих же нагрузках свои экстремальные значения. По своей форме зависимости коэффициентов асимметрии и эксцессов являются зеркальными изображениями относительно друг от друга.

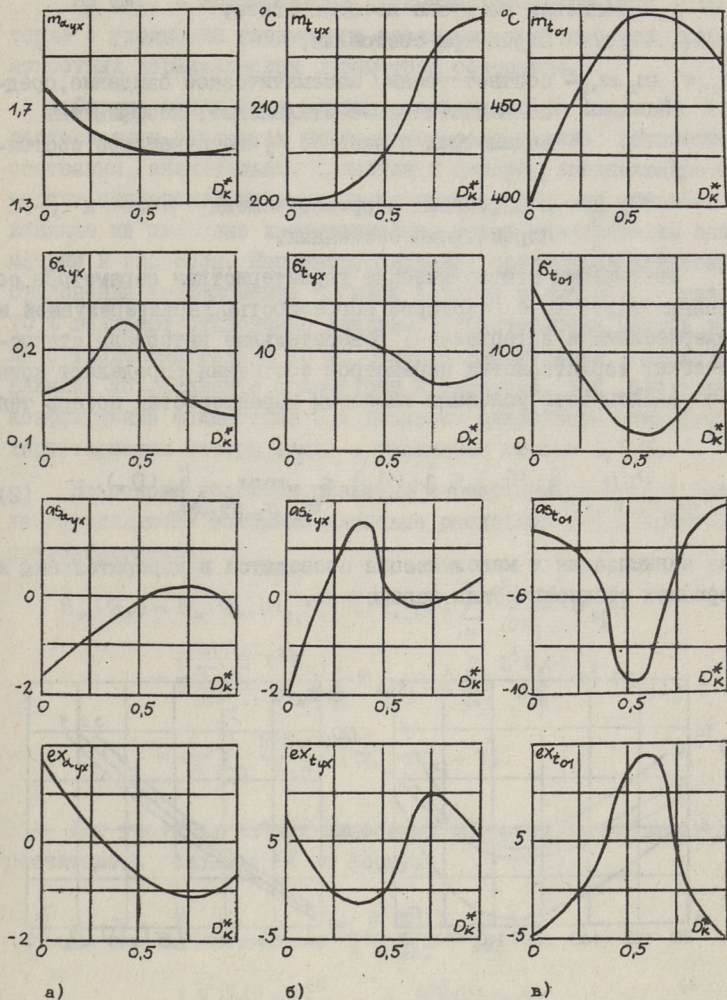
3. Характеристики котлоагрегатов

В данной статье определяются вход-выход характеристики методом обратного баланса. В этом случае задача сводится к определению плановых характеристик потерь тепла q_2, \dots, q_6 , где q_2 - потери тепла с уходящими газами, q_3 - потери тепла от химической неполноты сгорания, q_4 - потери тепла от механической неполноты сгорания, q_5 - потери тепла в окружающую среду, q_6 - потери тепла с физическим теплом шлака.

Определение плановых характеристик является в общем случае двухэтапным. Во-первых, определяются плановые характеристики, учитывающие случайный характер или зоны неопределенности параметров состояния, т.е. определяются т.н. условные плановые характеристики. Вторым этапом является учет случайного характера или зоны неопределенности нагрузок.

Для расчета плановых характеристик потерь тепла можно применять упрощенную методику. Она заключается в разложении характеристик потерь тепла в ряд Тейлора в окрестности математических ожиданий параметров состояния с сохранением в разложении членов не выше четвертого порядка [6, 7]. При этом должны быть известны зависимости вероятностных характеристик параметров состояния от паровой нагрузки котлоагрегата. Формула вычисления условных плановых характеристик потерь тепла имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} \hat{q}_i(Q_k) = & q_i(Q_k, m_{x_1}, \dots, m_{x_n}) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 q_i(\cdot)}{\partial x_j^2} \cdot \sigma_{x_j}^2 + \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ k \neq j}}^n \frac{\partial^2 q_i(\cdot)}{\partial x_k \partial x_j} \cdot K_{x_k x_j} + \frac{1}{6} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^3 q_i(\cdot)}{\partial x_j^3} \cdot \sigma_{x_j}^3 \cdot a_{S_{x_j}} + \\ & + \frac{1}{24} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^4 q_i(\cdot)}{\partial x_j^4} \cdot (\sigma_{x_j}^4 \cdot e_{x_j} + 3), \quad i = 2, \dots, 6, \end{aligned} \quad (I)$$



Фиг. 1. Зависимости статистических характеристик от паровой нагрузки котлоагрегата: а - коэффициент избытка воздуха в дымовых газах; б - температура уходящих газов; в-температура свежего пара.
 На фигуре $D_k^* = \frac{D_k - D_{k\min}}{D_{k\max} - D_{k\min}}$. Здесь D_k , $D_{k\min}$, $D_{k\max}$ соответственно текущая, минимальная и максимальная нагрузки котлоагрегата.

где Q_k — тепловая нагрузка котлоагрегата;

x_1, \dots, x_n — параметры состояния;

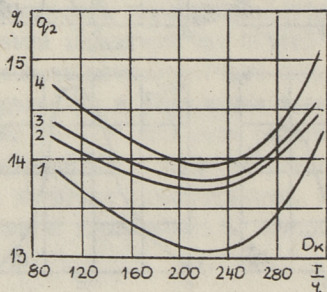
$m_{x_j}, \sigma_{x_j}, ds_{x_j}, ex_{x_j}$ — соответственно математическое ожидание, среднеквадратическое отклонение, коэффициент асимметрии и эксцесс j -го параметра состояния;

$K_{x_k x_j}$ — коэффициент корреляции между k -го и j -го параметрами состояния.

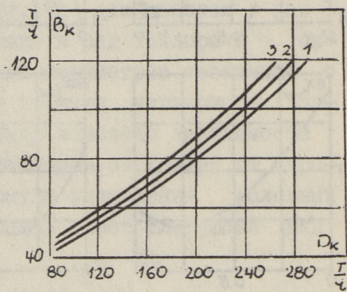
Фактически статистические характеристики параметров состояния известны с некоторой погрешностью, характеризуемой их доверительными интервалами. Доверительные интервалы статистических характеристик параметров состояния определяют зоны неопределенности условных плановых характеристик потерь тепла:

$$\min_{m_x, \sigma_x, ds_x, ex_x} \hat{q}_i(Q_k) \leq \hat{q}_i(Q_k) \leq \max_{m_x, \sigma_x, ds_x, ex_x} \hat{q}_i(Q_k), \quad (2)$$

где минимизация и максимизация проводятся в доверительных интервалах статистических параметров.



а)



б)

Фиг. 2. Плановые характеристики потерь тепла с уходящими газами (а): 1 — нормативная характеристика; 2 — характеристика при учете зависимости $\sigma_{\alpha, \chi}(D_k^*)$ (см. фиг. 1); 3 — характеристика при учете зависимости $\sigma_{t, \chi}(D_k^*)$ (см. фиг. 1); 4 — характеристика при неучете среднеквадратических отклонений и плановые расходные характеристики котлоагрегата (б): 1 — нормативная расходная характеристика; 2 — характеристика при $\sigma_{\Delta Q_k} = 2,5\%$; 3 — то же при $\sigma_{\Delta Q_k} = 5\%$.

На фиг. 2 представлены плановые характеристики потерь тепла с уходящими газами при различных зависимостях вероятностных характеристик параметров состояния.

Отсюда видно, что наибольшее влияние на плановые характеристики оказывает математическое ожидание параметров состояния, значительным является и влияние среднеквадратических отклонений параметров состояния. Гораздо меньшее влияние на плановые характеристики имеют коэффициенты асимметрии и эксцессы. Например, значения среднеквадратических отклонений коэффициента избытка воздуха в дымовых газах 10 % вызывают отклонения плановых характеристик потерь тепла с уходящими газами 15 %. Значительно меньшим является влияние коэффициента асимметрии и эксцесса, так значение коэффициента асимметрии 2,5 вызывает отклонения плановых характеристик потерь тепла с уходящими газами 1,5 %.

На основе условных плановых характеристик потерь тепла определяются условные плановые расходные характеристики котлоагрегатов:

$$\begin{aligned} \hat{B}_k(Q_k) = & B_k(Q_k, m_{x_1}, \dots, m_{x_n}) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 B_k(\cdot)}{\partial x_j^2} \cdot \sigma_{x_j}^2 + \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 B_k(\cdot)}{\partial x_k \partial x_j} \cdot K_{x_k x_j} + \frac{1}{6} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^3 B_k(\cdot)}{\partial x_j^3} \cdot \sigma_{x_j}^3 \cdot as_{x_j} + \\ & + \frac{1}{24} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^4 B_k(\cdot)}{\partial x_j^4} (\sigma_{x_j}^4 \cdot ex_{x_j} + 3). \end{aligned} \quad (3)$$

Для учета случайных колебаний нагрузки необходимо пересчитывать условные РХ по формуле:

$$\begin{aligned} \bar{B}_k(\bar{Q}_k) = & \hat{B}_k(\bar{Q}_k, \Delta Q_k) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 B_k(\cdot)}{\partial \Delta Q_k^2} \cdot \sigma_{\Delta Q_k}^2 + \\ & + \frac{1}{6} \frac{\partial^3 B_k(\cdot)}{\partial \Delta Q_k^3} \sigma_{\Delta Q_k}^3 as_{\Delta Q_k} + \frac{1}{24} \frac{\partial^4 B_k(\cdot)}{\partial \Delta Q_k^4} (\sigma_{\Delta Q_k}^4 \cdot ex_{\Delta Q_k} + 3). \end{aligned} \quad (4)$$

Здесь $\bar{B}_k(\bar{Q}_k)$ называются плановыми характеристиками агрегата. Их применение при оптимизации режимов позволяет найти средние оптимальные режимы с учетом случайных колебаний [2].

Зоны неопределенности условных плановых РХ определяются зонами неопределенности потерь тепла q_2, \dots, q_6 (см. (2)).

На фиг. 2,б представлены плановые расходные характеристики котлоагрегата. Как видно, основным фактором, влияющим на плановые РХ, является среднеквадратическое отклонение отклонений нагрузок. Например, неучет среднеквадратического отклонения, находящегося в пределах 5...10 %, может вызывать перерасходы топлива на 1,1...2,3 %.

4. Характеристики турбоагрегатов

РХ турбоагрегата целесообразно представить в виде кусочно-линейной функции [8]:

$$Q_T = Q_{T0} + K_T^n (D_T^n) \cdot D_T^n + K_T^T \cdot D_T^T + q_{VT}^r \cdot P_T - \sum_{k=0}^{r-1} (q_{VT}^{k+1} - q_{VT}^k) \cdot P_T^{\text{ЭК}} (D_T^n, D_T^T), \quad (5)$$

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;

$q_{VT}^k = q_{VT}^1, \dots, q_{VT}^r$ - относительные приросты расхода тепла;
 $P_T^{\text{ЭК}} = P_T^{\text{Э1}}, \dots, P_T^{\text{Э}r-1}$ - электрические нагрузки турбоагрегатов, соответствующие точкам излома РХ;

r - определяется из условия:

$$P_T^{\text{Э}r-1} < P_T \leq P_T^{\text{Э}r}. \quad (6)$$

Как видно из формулы (5), непосредственное определение условных плановых РХ невозможно, так как в отмеченной формуле отсутствуют параметры состояния. Однако учитывая, что минимальная, максимальная и экономические мощности РХ, а также расход тепла на холостом ходу зависят от параметров состояния, то для определения условных плановых РХ можно использовать соотношения корректирования РХ. В этом случае определение условных плановых РХ сводится к определению условных плановых значений $P_{T\text{min}}$, $P_T^{\text{ЭК}}$; $k = 1, \dots, r-1$, $P_{T\text{max}}$ и Q_{T0} . Тогда получаем:

$$\hat{P}_{T\text{min}}(D_T^n, D_T^T) = P_{T\text{min}}(D_T^n, D_T^T) + \sum_{i=1}^l \Delta x_i \cdot f_{i\text{min}}(m_{x_1}, \dots, m_{x_n}) + \\ + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 \Delta x_i f_{i\text{min}}(\cdot)}{\partial x_j^2} \cdot \sigma_{x_j}^2 + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2 \Delta x_i f_{i\text{min}}(\cdot)}{\partial x_k \partial x_j} K_{x_k x_j} + \quad (7)$$

$$+ \frac{1}{6} \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^3 \Delta x_i f_{i \min}(\cdot)}{\partial x_j^3} \sigma_{x_j}^3 \alpha_{x_j} + \frac{1}{24} \sum_{j=1}^n \frac{\partial^4 \Delta x_i f_{i \min}(\cdot)}{\partial x_j^4} (\sigma_{x_j}^4 \cdot \text{ex}_{x_j} + 3) \right], \quad (7)$$

где l – количество параметров, по которым корректируют характеристики.

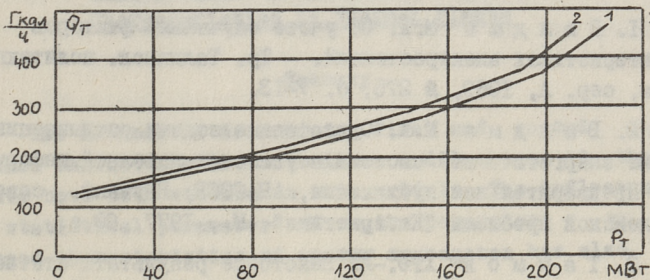
Плановые значения $\hat{P}_T^{\text{эк}} = \hat{P}_T^{\text{э}1}, \dots, \hat{P}_T^{\text{э}l}, \hat{P}_{T \max}$ вычисляются аналогично вычислению $\hat{P}_{T \min}$.

Для учета случайных колебаний нагрузки турбоагрегатов необходимо корректировать плановые значения нагрузок $\hat{P}_{T \min}$. $\hat{P}_T^{\text{эк}} = \hat{P}_T^{\text{э}1}, \dots, \hat{P}_T^{\text{э}l-1}, \hat{P}_{T \max}$. Их целесообразно вычислять по эмпирической формуле [9]:

$$\bar{P}_{T \min}(\bar{D}_T^n, \bar{D}_T^T) = \hat{P}_{T \min}(D_T^n, D_T^T) - f_u(\sigma_{P_T}, \sigma_{Q_T^n}, \sigma_{Q_T^T}), \quad (8)$$

где $f_u(\cdot)$ – эмпирическая формула;

$\sigma_{P_T}, \sigma_{Q_T^n}, \sigma_{Q_T^T}$ – соответственно среднеквадратические отклонения параметров P_T, Q_T^n, Q_T^T .



Фиг. 3. Плановые расходные характеристики турбоагрегата:

1 – нормативная расходная характеристика; 2 – характеристика при учете зависимости $\sigma_{T_0} (D_K^*)$ (см. фиг. 1).

Плановые значения нагрузок $\bar{P}_T^{\text{эк}} = \bar{P}_T^{\text{э}1}, \dots, \bar{P}_T^{\text{э}l-1}, \bar{P}_{T \max}$ вычисляются аналогично вычислению $\bar{P}_{T \min}$. Плановые РХ турбоагрегатов представлены на фиг. 3. Отметим, что учет изменения статистических характеристик параметров состояния от нагрузки значительно изменяет тепловые и электрические относительные приросты расхода тепла турбоагрегата. Например, изменение температуры свежего пара в пределах 5% вызывает изменения электрических относительных приростов в пределах 2...6%.

Зоны неопределенности плановых характеристик определяются зонами неопределенности характеристик нагрузок ($P_{T\min}^-$, $P_{T\min}^+$, $P_T^{\text{эк}^-} = P_T^{\text{э}1^-}, \dots, P_T^{\text{э}r-1^-}$, $P_T^{\text{эк}^+} = P_T^{\text{э}1^+}, \dots, P_T^{\text{э}r-1^+}$, $P_{T\max}^-$, $P_{T\max}^+$) и расходов тепла (Q_{T0}^- , Q_{T0}^+).

Расчет целесообразно произвести двухэтапно, учитывая на первом этапе зоны неопределенности статистических характеристик параметров состояния, а на втором — зоны неопределенности статистических характеристик нагрузок.

Анализ показал, что зоны неопределенности плановых расходных характеристик турбоагрегатов находятся в пределах 12...27 %.

В заключение можно отметить, что по аналогичной методике можно определить и плановые характеристики энергоблоков и ТЭС.

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, сер. А, 1969, № 275, с. 7-13.

2. В а л д м а М.Х. Одноэтапные задачи оптимизации режима энергетической системы в условиях неполной информации. Предварительная публикация, АН СССР, Научный совет комплексной проблемы "Кибернетика", М., 1977. 60 с.

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

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

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

6. В е н т ц е л ь Е.С. Теория вероятностей. М., Наука, 1969. 576 с.

7. Валдма М.Х., Вийлуп Л.К., Мёллер К.Ю., Таммоя Х.Э.-Й. Об оценивании вход-выход характеристик агрегатов тепловой электростанции. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 303, с. 17-27.

8. Златопольский А.И. Специальные диаграммы и характеристики турбин для расчетов наиболее выгодного распределения активной нагрузки в объединенной энергосистеме. - Электрические станции, 1959, № 12, с. 44-48.

9. 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, № 303, с. 29-44.

L. Viilup

Calculation and Analysis of Planned
Characteristics in Thermal Plants

Summary

The methods of determining first and second degree planned characteristics of boilers and turbines at thermal plants have been studied in this article. The influence of the statistical parameters of regime parameters on the planned characteristics of energy aggregates has also been investigated.

АЛГОРИТМ НЕЛИНЕЙНОЙ АППРОКСИМАЦИИ ХАРАКТЕРИСТИК ЭНЕРГООБЪЕКТОВ

1. Введение

В настоящей работе^х рассматривается аппроксимация характеристик электроэнергетических систем (ЭЭС).

При оптимизации и управлении ЭЭС часто возникает необходимость аппроксимации вход-выход характеристик энергообъектов, заданных в табличной форме, непрерывными функциями. При этом аппроксимирующая функция должна правильно отражать физические свойства характеристик.

Для аппроксимации характеристик энергообъектов непрерывными функциями разработано уже несколько алгоритмов [1-3]. Особенностью алгоритмов, описываемых в данной статье, является использование в качестве аппроксимирующих функций квадратичного полинома и нецелочисленной степенной функции.

2. Математическая постановка задачи и метод ее решения

2.1. В одномерном случае задача формулируется следующим образом: заданы n значений аргумента x , равные x_1, \dots, x_n и n значений функции $y_1 = y(x_1), \dots, y_n = y(x_n)$. Требуется построить непрерывно-дифференцируемую функцию $y = f(x)$, аппроксимирующую заданную зависимость $y_i = y(x_i)$ наилучшим образом в смысле наименьших квадратов. Весь промежуток $[x_1, x_n]$ делится на две части, $A = [x_1, x_t]$ и $B = [x_t, x_n]$, где x_t равняется некоторому x_i . В промежутке A искомая зависимость считается квадратичной,

^х Работа выполнена совместно с М.Х. Валдма.

$$y = a_1 + a_2x + a_3x^2,$$

в В она имеет вид

$$y = a_1 + a_2x + a_3x^2 + a_4(x - x_t)^{a_5},$$

где a_1, a_2, a_3 - найденные для А наилучшие коэффициенты. Для промежутка А решается стандартная задача

$$\sum_{i=1}^t (y_i - a_1 - a_2x_i - a_3x_i^2)^2 \rightarrow \min_{a_1, a_2, a_3}, \quad (I)$$

которая сводится к системе линейных алгебраических уравнений третьего порядка относительно неизвестных a_1, a_2, a_3 .

Для промежутка В решается задача

$$\sum_{i=t+1}^n [y_i - a_1^* - a_2^*x_i - a_3^*x_i^2 - a_4(x_i - x_t)^{a_5}]^2 \rightarrow \min_{a_4, a_5}, \quad (2)$$

где a_1^*, a_2^*, a_3^* - найденное на предыдущем этапе оптимальное решение задачи (I). Точка x_t определяется наилучшим образом из точек x_3, x_4, \dots, x_n . Точке x_t соответствует минимум по τ ($3 \leq \tau \leq n$) суммы квадратов отклонений

$$\sum_{i=1}^{\tau} (y_i - a_1^* - a_2^*x_i - a_3^*x_i^2)^2 + \sum_{i=\tau+1}^n [y_i - a_1^* - a_2^*x_i - a_3^*x_i^2 - a_4^*(x_i - x_{\tau})^{a_5^*}]^2, \quad (3)$$

где a_1^*, a_2^*, a_3^* - оптимальное решение задачи (I),
 a_4^*, a_5^* - задачи (3).

На первом шаге общего цикла $x_{\tau} = x_3$, на втором $x_{\tau} = x_4$ и т.д.

Опишем коротко метод решения задачи (2). Заданы точки $x_{\tau}, x_{\tau+1}, \dots, x_n$ (точка x_{τ} фиксирована) и значения функции $\tilde{y}_i = y_i - a_1^* - a_2^*x_i - a_3^*x_i^2$ в них. Найти a_4 и a_5 , такие, что функция

$$\tilde{y} = a_4(x - x_{\tau})^{a_5} \quad (4)$$

наилучшим образом аппроксимирует в смысле наименьших квадратов заданную зависимость между x_i и \tilde{y}_i , $i = \tau, \dots, n$. Продолгируя (4) получим

$$\ln|\tilde{y}| = \ln|a_4| + a_5 \ln(x - x_{\tau}). \quad (5)$$

Используя обычный метод наименьших квадратов найдем $\ln|\hat{a}_4|$ и \hat{a}_5 . Эти \hat{a}_4 и \hat{a}_5 берем в качестве первого приближения решения задачи (2). Затем уточняем a_4 и a_5 , придавая им значения на некоторой сетке $a_4(i) = \hat{a}_4 \pm ih_4$, $a_5(j) = \hat{a}_5 \pm jh_5$, и вычисляя для каждой пары сумму квадратов отклонений

$$S_{kj} = \sum_{i=\tau+1}^n [y_i - a_1^* - a_2^* x_i - a_4(k)(x_i - x_\tau)^{a_5(j)}]^2,$$

из которых находится минимальная.

При $\tau = n$ решается только задача (I).

Условие $a_5 > 1$ гарантирует непрерывную дифференцируемость построенной функции.

Рассматривается решение поставленной задачи в пяти случаях:

1) на построенную функцию $y = f(x)$ не налагается дополнительных условий (кроме $a_5 > 1$),

2) на $y = f(x)$ налагается условие монотонного возрастания,

3) на $y = f(x)$ налагается условие выпуклости вниз,

4) на $y = f(x)$ налагается условие строгой выпуклости вниз,

5) на $y = f(x)$ налагаются условия монотонного возрастания и выпуклости вниз.

Условие монотонного возрастания $y = f(x)$ в промежутке В проверяется в некоторых точках, в которых вычисляются значения ее производной $y' = f'(x)$.

Выпуклость вниз $y = f(x)$ в В достаточно проверить по монотонности $f''(x)$ только в двух точках — x_{t+1} и x_n .

2.2. Двумерный случай. Заданы m значений аргумента x , равные x_1, \dots, x_m , n значений аргумента y , y_1, \dots, y_n и mn значений функций $z = z(x, y)$, z_{11}, \dots, z_{mn} , где $z_{ij} = z(x_i, y_j)$, $i = 1, \dots, m$, $j = 1, \dots, n$. Задача заключается в построении непрерывно-дифференцируемой функции $z = f(x, y)$, аппроксимирующей заданную зависимость $z_{ij} = z(x_i, y_j)$ наилучшим образом в смысле наименьших квадратов. Так как предполагается, что число точек x_i невелико, весь прямоугольник $[x_1, x_m; y_1, y_n]$ делится только на две части. Прямоугольник А имеет вид $[x_1, x_m; y_1, y_t]$, В — $[x_1, x_m; y_t, y_n]$. В А искомая зависимость считается квадратичной

$$z = a_1 + a_2 x + b_1 x^2 + a_3 y + b_2 y^2 + c_2 xy,$$

в В — имеющей вид

$$z = a_1 + a_2 x + b_1 x^2 + a_3 y + b_2 y^2 + c_2 xy + a_4 (y - y_t)^{a_5},$$

причем $a_1, a_2, a_3, b_1, b_2, c_2$ — найденные для А наилучшие коэффициенты.

Все пять видов ограничений на построенную функцию налагаются только по переменной y . Поэтому метод решения задачи и все подпрограммы аналогичны одномерному случаю.

3. Программа решения задачи составлена на алгоритмическом языке ФОРТРАН-4 для ЦВМ ЕС-1022. В ней имеется семь подпрограмм. МРА используется для решения задачи (I). MSI находит наилучшую прямую $y = a_1 + a_2x$ в смысле наименьших квадратов для промежутка A . Эта подпрограмма требуется в случае, когда в оптимальном решении задачи (I) $a_3^* < 0$ и налагается требование выпуклости вниз функции $y = f(x)$. Подпрограмма PER вычисляет элементы массива \tilde{y}_i . MLN находит оценки \hat{a}_4 и \hat{a}_5 для a_4^* и a_5^* - решения системы (4). Подпрограмма PARE уточняет оценки для a_4^* и a_5^* на некоторой сетке. MON находит в промежутке A наилучшую в смысле наименьших квадратов монотонно возрастающую параболу. Если парабола, найденная подпрограммой МРА, не удовлетворяет условию $y'(x) \geq 0, x \in [x_1, x_n]$, то MON выбирает наилучшую из функций $y = a_1, y = a_1 + a_2x + a_3x^2$. Так как для последней параболы требуется, чтобы $y'(x) \geq 0, x \in [x_1, x_n]$, то либо $y'(x_1) = 0$, либо $y'(x_n) = 0$. Уравнение $a_2 = -2a_3x_l$ эквивалентно этим равенствам, $l=1$ и $l=n$ (рассматриваются две монотонно возрастающие параболы, вершина одной из которых находится в точке x_1 и для нее $a_3 > 0$, а у второй вершина в x_n и $a_3 < 0$). Коэффициенты a_1 и a_3 находятся по методу наименьших квадратов для функции $y = a_1 - 2a_3x_lx + a_3x^2$ из системы второго порядка. Подпрограмма LEI используется для нахождения суммы квадратов отклонений по формуле (3) при нахождении наилучшей точки x_t .

Условие монотонного возрастания $y = f(x)$ в промежутке A учитывается вышеописанным образом подпрограммой MON, в промежутке B $y'(x) = a_2 + 2a_3x + a_4a_5(x - x_t)^{a_5 - 1}$ и условие $y'(x) \geq 0$ проверяется на некоторой сетке точек $a_4(i), a_5(j)$ подпрограммой PARE. Если на этой сетке условие $y'(x) \geq 0$ не выполняется ни для одной пары $a_4(i), a_5(j)$, то полагается $a_4 = 0$ и такая точка x_t исключается из рассмотрения при нахождении x_t .

Если в промежутке A наилучшая парабола, найденная МРА, не является выпуклой вниз, то полагается $a_3 = 0$ и находится наилучшая прямая $y = a_1 + a_2x$. В промежутке B $y'' = 2a_3 +$

$+ a_4 a_5 (a_5 - 1)(x - x_\tau)^{a_5 - 2}$. Эта функция монотонна и подпрограмма PARE проверяет условия $y''(x_{\tau+1}) \geq 0$, $y''(x_n) \geq 0$ на некоторой сетке $a_4(i)$, $a_5(j)$. Находится наилучшая пара $a_4(\cdot)$, $a_5(\cdot)$, для которой выполняются оба неравенства. Если нет ни одной пары $a_4(i)$, $a_5(j)$ такой, что одновременно выполняются оба неравенства $y''(x_{\tau+1}) \geq 0$, $y''(x_n) \geq 0$, то полагается $a_4 = 0$ и эта точка x_τ не может быть наилучшей.

Отметим, что с целью экономии машинного времени общий цикл по x_τ можно проводить не во всем промежутке $[x_3, x_n]$, а только в некоторой ее части $[x_{n_2}, x_n]$. Программа для ЦВМ составлена с таким расчетом, что она позволяет ограничиться случаем квадратичной аппроксимации. Тогда полагается $x_{n_2} = x_n$ и решается только задача (I).

4. Пример. Заданы значения x_i и y_i :

x_i	1	2	3	4	5	6	7	8
y_i	0	15	32	40	50	58	64	62

На построенную функцию налагалось условие монотонного возрастания. В первом случае $N_2 = 3$ (т.е. поиск точки x_t начался с x_3). Тогда получилось $x_t = x_4$, в промежутке $A = [1, 4]$ искомая зависимость имеет вид $y = -21,25 + 22,45x - 1,75x^2$, $B = [4, 8]$, $y = -21,25 + 22,45x - 1,75x^2 + 2,83(x-4)^{1,33}$.

Во втором случае проводилась только квадратичная аппроксимация, $N_2 = 8$, $y = -18,59 + 19,62x - 1,16x^2$.

Сумма квадратов отклонения, вычисленная по формуле (3), в первом случае - 6,4, во втором случае - 8,2.

Машинного времени потребовалось соответственно 75 и 20 с.

5. Заключение

С помощью подпрограмм APR02 и APR03 можно аппроксимировать характеристики котлов, собственных нужд и других энергообъектов. Выполненные сравнительные расчеты показывают, что вышеописанные алгоритмы позволяют более точно аппроксимировать вход-выход характеристики энергообъектов чем алгоритмы полиномиальной аппроксимации.

Л и т е р а т у р а

1. Журавлев В.Г., Гродецкий М.В., Гольдштейн Р.Я. Алгоритмы и программы аппроксимации в задачах энергетики. Кишинев, Штиинца, 1973, 46 с.

2. Гродецкий М.В. Алгоритм аппроксимации энергетической характеристики выпуклой функцией. - Электроэнергетика и автоматика, 1972, вып. 14, Кишинев; Штиинца.

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

4. Линник Ю.В., Способ наименьших квадратов и основы теории обработки наблюдений. М., Физматгиз, 1958.

Е. Ёби

Non-linear Approximation Algorithm for Input-output Characteristics of Power Units

Summary

An approximation method for input-output characteristics for power units is described in the paper.

Р.Я. Кирсицуу, П.Х. Раасаар, Э.А. Тийгимаги

АГРЕГИРОВАНИЕ НАГРУЗОК И ГРАНИЧНЫХ ПЕРЕМЕННЫХ
ПОДСИСТЕМ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ

В настоящее время актуальна разработка методов комплексной оптимизации краткосрочных нормальных режимов электроэнергетических систем (ЭЭС). Для преодоления трудностей, связанных с высокой размерностью указанной задачи, применяется энергетическое эквивалентирование, заключающееся в выделении из состава ЭЭС определенных территориальных подсистем и в представлении каждой подсистемы их эквивалентными характеристиками [1]:

- эквивалентной расходной характеристикой

$$И = И_э(Y_Г, Y_Н), \quad (1)$$

где $И$ - затраты на функционирование рассматриваемой подсистемы;

$Y_Г = \{y_{Гi}; i \in I_Г\}$ - вектор параметров режима граничных узлов подсистемы;

$Y_Н = \{y_{Hi}; i \in I_Н\}$ - вектор внешних по отношению к рассматриваемой подсистеме возмущений;

- эквивалентной характеристикой допустимой области

$$G = G_э(Y_Г, Y_Н), \quad (2)$$

где G - векторное уравнение граничной поверхности допустимой области подсистемы.

В общем случае G включает в себя ограничения по суммарной активной $P_{о\delta\Sigma}$ и реактивной $Q_{о\delta\Sigma}$ обменным мощностям подсистемы:

$$P_{о\delta\Sigma \min}(Y_Г, Y_Н) \leq P_{о\delta\Sigma} \leq P_{о\delta\Sigma \max}(Y_Г, Y_Н), \quad (3)$$

$$Q_{о\delta\Sigma \min}(Y_Г, Y_Н) \leq Q_{о\delta\Sigma} \leq Q_{о\delta\Sigma \max}(Y_Г, Y_Н), \quad (4)$$

причем минимальные и максимальные допустимые значения обменных мощностей могут при отсутствии ограничений по про-

пускной способности элементов подсистемы быть представленны, как

$$\left. \begin{aligned} P_{\text{об}\Sigma\text{min}} &= -P_{\text{н}\Sigma}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}), \\ P_{\text{об}\Sigma\text{max}} &= P_{\Gamma\Sigma}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}) - P_{\text{н}\Sigma}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}), \\ Q_{\text{об}\Sigma\text{min}} &= -Q_{\text{н}\Sigma}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}), \\ Q_{\text{об}\Sigma\text{max}} &= Q_{\Gamma\Sigma}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}) - Q_{\text{н}\Sigma}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}), \end{aligned} \right\} (5)$$

где $P_{\Gamma\Sigma}$, $P_{\text{н}\Sigma}$, $Q_{\Gamma\Sigma}$, $Q_{\text{н}\Sigma}$ — соответственно суммарные активные и реактивные генерирующие и нагрузочные мощности подсистемы с учетом потерь мощности.

Отсюда видно, что при отсутствии в подсистеме электростанций верхняя и нижняя границы суммарной активной обменной мощности совпадают и ограничение (3) по существу отпадает из состава G и превращается в эквивалентную статическую характеристику суммарной активной нагрузки подсистемы:

$$P_{\text{н}\Sigma} = P_{\text{н}\Sigma\text{э}}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}). \quad (6)$$

Аналогично, в случае отсутствия в подсистеме источников реактивной энергии ограничение (4) превращается в эквивалентную статическую характеристику суммарной реактивной нагрузки подсистемы

$$Q_{\text{н}\Sigma} = Q_{\text{н}\Sigma\text{э}}(Y_{\Gamma}, Y_{\text{н}}). \quad (7)$$

В указанных случаях эквивалентная расходная характеристика превращается в характеристику ущерба от отклонения напряжения. Если этот ущерб не учитывается, то расходная характеристика для такой подсистемы отсутствует.

Характеристики (1), (2), (6), (7) устанавливают зависимости от т.н. вектора параметров эквивалента $Y_{\text{э}} = \{y_{\text{э}i}, i \in I_{\text{э}} = I_{\Gamma} \cup I_{\text{н}}\}$, составляющими которого являются активные и реактивные обменные мощности и модули и углы напряжений граничных узлов, а также параметры, характеризующие внешние условия работы подсистемы (прежде всего активные и реактивные нагрузки ее узлов). Размерность вектора $Y_{\text{э}}$ в общем является значительной. Эквивалентные характеристики не могут быть построены аналитически, а путем многократных оптимизационных расчетов подсистемы при различных зна-

чениях вектора Y_3 с последующей аппроксимацией полученных зависимостей [2]. Эквивалентные статические характеристики (6) и (7) составляются при наличии в подсистеме регулируемых элементов аналогично эквивалентной расходной характеристике с применением принципа оптимальности по внутрисистемному режиму. В противном случае определение характеристик (6) и (7) сводится к повторным расчетам установившихся режимов подсистемы. Следовательно, построение эквивалентных характеристик в случае высокой размерности вектора Y_3 является весьма затруднительным или даже практически невыполнимым. В целях упрощения энергетического эквивалентирования подсистемы необходимо выполнить агрегирование вектора параметров эквивалента Y_3 , т.е. переход к некоторому вектору $Y_a = \{y_{ai}; i \in I_a\}$, т.н. агрегированных параметров с меньшей размерностью. Тогда вместо характеристик (1), (2), (6), (7) построению подлежат агрегированные эквивалентные характеристики

$$I = I_a(Y_a), \quad (8)$$

$$G = G_a(Y_a), \quad (9)$$

$$P_{н\sigma} = P_{н\sigma a}(Y_a), \quad (10)$$

$$Q_{н\sigma} = Q_{н\sigma a}(Y_a). \quad (11)$$

На необходимость такого агрегирования указывается в работе СЭИ СО АН СССР, однако практические приемы его мало изучены. В настоящее время отсутствуют критерии и приемы обоснованного выбора состава вектора Y_a .

Для разработки критериев агрегирования следует учитывать влияние на оптимальный режим составляющих вектора Y_3 и стохастические зависимости между ними. Последние устанавливаются обобщением статистической информации о прошлых режимах подсистемы.

Для агрегирования необходимо сперва изучением особенностей ЭЭС, ее структуры и значимости отдельных факторов, системы сбора, передачи и обработки информации выделить эквивалентируемые подсистемы. Эффективность разбивки больше, если подсистемы имеют минимальное число связей между собой, являются максимально концентрированными, имеют минимальное число существенно различных составов работающего оборудования, характеризуются максимально сходными режимами электропотребления узлов.

Эффективное агрегирование основывается на обработке статистической информации о прошлых оптимальных режимах подсистемы. На необходимость сбора и обработки статистической информации при построении эквивалентных характеристик указывается в ряде работ [1, 2 и др.]. Разумеется, целью сбора статистических данных должно быть комплексное решение всего круга подзадач, возникающих при планировании и управлении режимами сложных ЭЭС. При этом актуальным является создание информационных хранилищ с применением современных цифровых информационных машин при рациональной локализации их.

Агрегирование вносит в характеристики (8) - (II) погрешность, причиняющую отклонение рассчитанного оптимального режима ЭЭС от действительного оптимума и вызывает таким образом увеличение затрат на функционирование ЭЭС. С другой стороны, агрегирование позволяет сокращать затраты на эксплуатацию и усовершенствование системы управления. Также возможно получать определенную экономию затрат на функционирование ЭЭС за счет сокращения времени оптимизационных расчетов и увеличения частоты их выполнения. Очевидно, что чем больше степень агрегирования вектора Y_3 , тем большей получается погрешность, однако тем большими являются и положительные эффекты агрегирования. Следовательно, важным вопросом является установление рациональной степени агрегирования. Известно [1 и др.], что при рассмотрении задач оптимизации режимов ЭЭС существует некоторая область равноэкономичных режимов, характеризуемая допустимым отклонением

$\Delta I_{\text{гор}}$ значения I от его оптимального значения $I^{\text{оп}}$. Агрегирование можно считать рациональным, если погрешность агрегирования не превышает значения $\Delta I_{\text{гор}}$. Определение области равноэкономичности является сложной задачей, решению которой посвящено много работ. В данной работе считается

$\Delta I_{\text{гор}}$ заданным.

Рассмотрим Y_3 формально, как случайный вектор, о котором имеется статистическая информация. Обработкой последней устанавливаются регрессионные зависимости между составляющими Y_3 , а также между составляющими его и некоторыми заранее выбранными обобщенными параметрами. Тогда при любом составе вектора Y_0 агрегированных параметров можно устано-

вить область рассеивания S_{Δ} вектора Y_3 , определяемому по остаточной дисперсии $D(Y_3|Y_a)$ относительно векторного регрессионного уравнения

$$Y_3 = Y_3(Y_a). \quad (I2)$$

С другой стороны, существует некоторая область S_{Δ}^{gon} , в пределах которой отклонения вектора Y_3 от поверхности (I2) не вызывают погрешности эквивалентных характеристик больше допустимых. Тогда агрегирование сводится к отысканию минимального состава вектора Y_a такого, что выполнено условие

$$S_{\Delta} \subseteq S_{\Delta}^{gon}. \quad (I3)$$

При этом в общем $I_a \neq I_3$, ибо в состав Y_a могут быть включены некоторые составляющие вектора $Y_{об} = \{y_{обi}; i \in I_{об}\}$ обобщенных параметров, т.е. $Y_a = (Y'_{об}, Y'_3)$, где $Y'_{об} = \{y_{обi}; i \in I'_{об} \subseteq I_{об}\}$ и $Y'_3 = \{y_{3i}; i \in I'_3 \subseteq I_3\}$. Соответственно можно написать $Y_3 = (Y'_3, Y''_3)$, где $Y''_3 = \{y_{3i}; i \in I''_3 = I_3 \setminus I'_3\}$ - вектор невключенных параметров.

При составлении характеристик (8) - (II) вычисляются их значения при разных значениях вектора Y_a из области его изменения S_{Y_a} . Вектор Y_3'' при этом устанавливается на значениях его условных математических ожиданий (у.м.о.) $M(Y_3''|Y_a)$. Однако при использовании эквивалентных характеристик возможны при одном и том же значении вектора Y_a отклонения вектора Y_3'' от его у.м.о. в пределах области S_{Δ} . Этими отклонениями и обусловлена погрешность агрегирования, которая в случае разных эквивалентных характеристик проявляется по-разному.

В случае эквивалентной расходной характеристики получается отклонение рассчитанного по (8) значения затрат $I_a(Y_a)$ от действительного оптимального значения $I^{on}(Y_3)$. Условие (I3) принимает тогда вид

$$|I_a(Y_a) - I^{on}[M(Y_3|Y_a) \pm \Delta(Y_3|Y_a)]| \leq \Delta I_{gon}. \quad (I4)$$

при любом $Y_a \in S_{Y_a}$, где $\Delta(Y_3|Y_a)$ - максимальное остаточное отклонение вектора Y_3 от поверхности регрессии (I2).

Составление эквивалентной характеристики допустимой области сводится к определению граничных поверхностей $Y_{a\min}(Y'_a)$ и $Y_{a\max}(Y'_a)$ области S_{Y_a} , где $Y'_a = \{y_{ai}; i \in I'_a \subseteq I_a\}$.

При отклонении вектора Y_3'' от его у.м.а. в пределах области S_Δ эти граничные поверхности могут не соответствовать действительным. Тогда, если при оптимизации режима глобальной подсистемы оптимальное значение вектора Y_a подсистемы оказалось на границе допустимой области S_{Y_a} , получается определенный перерасход затрат. Условие (I3) можно представить тогда, как:

$$\left. \begin{aligned} |Y_{a\min}(Y_a') - Y_{a\min}^g [M(Y_3|Y_{a\min}) \pm \Delta(Y_3|Y_{a\min})]| &\leq \Delta Y_{a\text{гон}}, \\ |Y_{a\max}(Y_a') - Y_{a\max}^g [M(Y_3|Y_{a\min}) \pm \Delta(Y_3|Y_{a\max})]| &\leq \Delta Y_{a\text{гон}}. \end{aligned} \right\} \quad (\text{I5})$$

Для статических характеристик (I0) и (II) можно аналогично получить условия агрегирования в виде

$$|P_{\text{н}\Sigma a}(Y_a) - P_{\text{н}\Sigma} [M(Y_3|Y_a) \pm \Delta(Y_3|Y_a)]| \leq \Delta P_{\text{н}\Sigma \text{гон}}, \quad (\text{I6})$$

$$|Q_{\text{н}\Sigma a}(Y_a) - Q_{\text{н}\Sigma} [M(Y_3|Y_a) \pm \Delta(Y_3|Y_a)]| \leq \Delta Q_{\text{н}\Sigma \text{гон}}. \quad (\text{I7})$$

Таким образом, агрегирование вектора Y_3 в принципе заключается в выборе некоторого минимального состава вектора Y_a , при котором совместно выполнены условия (I4) и (I5) (в случае подсистем с электростанциями) или (I4) - (I6) (в случае отсутствия электростанций в подсистеме) или (I4) - (I7) (в случае отсутствия в подсистеме и источников реактивной энергии). При неучете ущербов от отклонения напряжений в последних двух случаях отпадает условие (I4). Однако, поскольку учет условий (15) весьма сложный, можно их опускать, учитывая, что при выполнении условий (I4), (I6) и (I7) перерасход затрат из-за возможного невыполнения условий (I5) относительно мал и имеет место в случаях попадания оптимального режима глобальной системы на границу допустимой области S_{Y_a} . Поэтому при практической реализации изложенного подхода достаточно ограничиваться агрегированием по условиям (I4), (I6), (I7). При этом допустимые погрешности $\Delta Y_{\text{гон}}$, $\Delta P_{\text{н}\Sigma \text{гон}}$ и $Q_{\text{н}\Sigma \text{гон}}$ устанавливаются исследованием влияния неопределенности эквивалентных характеристик и нагрузок подсистем на оптимальный режим глобальной системы.

Вектор агрегированных параметров Y_a можно составить путем последовательного включения в его состав наиболее значимых обобщенных параметров и параметров эквивалента так, чтобы совместные отклонения остальных, исключенных параметров от их у.м.о. не вызвали недопустимой погрешности. Зна-

чимность i -го параметра y_i в случае эквивалентной расходной характеристики характеризуется величиной

$$\xi_i = \frac{\partial I}{\partial y_i} \Delta(y_i | Y_a), \quad (I8)$$

где частное производное $\partial I / \partial y_i$ характеризует чувствительность затрат I к изменениям параметра y_i .

В случае эквивалентных статистических характеристик следует использовать в (I8) показатели чувствительности $\partial P_{H\Sigma} / \partial y_i$ или $\partial Q_{H\Sigma} / \partial y_i$.

Максимальное отклонение параметра y_i от поверхности регрессии определяется как

$$\Delta(y_i | Y_a) = \varepsilon \sqrt{D(y_j | Y_a)}, \quad (I9)$$

где ε - множитель, выбираемый в пределах 2...3.

Исходя из вышеуказанного, предлагается следующий алгоритм агрегирования при предположении наличия статистической информации о векторе Y_a :

1. Выбирается набор обобщенных параметров $\{y_{ob}; i \in I_{ob}\}$.

2. В состав вектора Y_a вводятся наиболее значимые обобщенные параметры - суммарная нагрузочная и обменная мощности подсистемы.

3. Определяется матрица чувствительности $\partial I / \partial Y_n$ (или $\partial P_{H\Sigma} / \partial Y_n$ или $\partial Q_{H\Sigma} / \partial Y_n$), где $Y_n = (Y_{ob}, Y_a)$ $\{y_{ni}; i \in I_n = I_{ob} \cup I_a\}$.

4. Составляются уравнения регрессии невведенных в состав Y_a параметров $Y_n'' = \{y_{ni}; i \in J_n'' \subset J_n\}$:

$$Y_n'' = Y_n''(Y_a). \quad (20)$$

5. Вычисляются остаточные дисперсии $D(Y_n'' | Y_a)$ и отклонения $\Delta(Y_n'' | Y_a)$ согласно (I9).

6. Проверяется выполнение условия

$$\sum_{i \in J_n''} \xi_i \leq \Delta_{гон}, \quad (2I)$$

где $\Delta_{гон}$ в зависимости от рассматриваемой характеристики может быть $\Delta I_{гон}$ или $\Delta P_{H\Sigma гон}$ или $\Delta Q_{H\Sigma гон}$.

Если условие (2I) выполнено, то агрегирование для данной характеристики закончено. В противном случае переходят к п. 7.

7. В состав вектора Y_{α} вводится параметр $y_i (i \in I_n'')$ с максимальным значением показателя (18) и возвращаются к п. 4.

Данный алгоритм применяется сперва для одной из характеристик (8), (10), (11). Затем для остальных характеристик проверяется при полученном составе Y_{α} выполнение условия (21). При невыполнении его применяется повторно приведенный алгоритм, начиная с п. 3. Окончательно полученный состав вектора Y_{α} является множеством агрегированных параметров для рассматриваемой подсистемы.

В качестве обобщенных следует предварительным анализом статистической информации выбрать параметры, имеющие наиболее тесную вероятностную связь с максимальным количеством параметров эквивалента. Прежде всего в состав Y_{α} следует ввести суммарные активные нагрузочную и обменную мощности подсистемы. Кроме их в Y_{α} можно включить соответствующие реактивные мощности, среднее напряжение граничных узлов и т.п.

Определение матриц чувствительности сводится к решению векторно-матричных уравнений, получаемых дифференцированием уравнений установившегося режима подсистемы по Y_n . Хотя значения элементов матриц чувствительности зависят от вектора Y_{α} , можно ограничиваться их определением при некотором среднем значении Y_{α}^{cp} из своей области изменения.

Ценой некоторого снижения эффективности агрегирования можно снизить трудоемкость предложенного алгоритма, предполагая линейную регрессию между параметрами. Тогда вместо регрессионного анализа можно ограничиться корреляционным анализом и в алгоритме опускать п. 4. Достаточно вначале вычислить корреляционную матрицу вектора Y_n и на каждом шаге вычислить остаточные (или условные) дисперсии [4].

Для дальнейшего сокращения объема расчетов можно (например, по физическим соображениям) составляющие вектора Y_n сгруппировать так, чтобы параметры разных групп можно априорно считать некоррелированными.

В случае нехватки статистической информации о некоторых параметрах для определения достаточно достоверных уравнений регрессии или коэффициентов корреляции можно их раз-

махи принять постоянными на всех шагах агрегирования и равными их безусловным размахам. Последние оцениваются по ограниченной статистике или по физическим соображениям. В таких случаях можно допускать несколько увеличенные погрешности до накопления достаточного объема статистической информации.

Наконец, можно отметить, что приведенная методика не требует в обязательном порядке задания допустимых погрешностей. Возможен также подход, где состав агрегированных параметров задается (например, по соображениям трудоемкости расчетов, объема обмениваемой между уровнями иерархии ЭЭС информации и т.п.). Тогда по условию (2I) может быть оценена погрешность агрегирования.

Л и т е р а т у р а

1. Оптимизация и управление в больших системах энергетики / Л.А. Меленчиков, Л.С. Беляев. Иркутск, 1970, т. I. 450 с.

2. Методы математического моделирования в энергетике / Л.А. Меленчиков, Л.С. Беляев. Иркутск, Вост.-сиб. кн. изд-во, 1966. 432 с.

3. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М., Статистика, 1973. 392 с.

4. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. М., Физматгиз, 1963. 500 с.

R. Kirsipuu, P. Raesaar, E. Tiigimägi

Load Aggregation and Boundary Variables of Subsystems in a Power System

Summary

Aggregation of node loads and boundary node variables of subsystems in a power system, while taking into account stochastic relationships, is described in the paper. A method for selecting aggregated parameters is recommended. The method may also be used for estimating aggregation errors.

ТЕКУЩЕЕ КОРРИГИРОВАНИЕ КОЭФФИЦИЕНТОВ
МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ НАГРУЗКИ

Нагрузка электроэнергетической системы или ее узлов, как нестационарный случайный процесс, может быть представлена математической моделью вида [1]

$$P(t) = M[P(t)] + \Theta(t)\sqrt{D[P(t)]}, \quad (1)$$

где $\Theta(t)$ — стационарный случайный процесс.

Применение модели (1) в целях прогнозирования нагрузки предполагает предварительное оценивание коэффициентов функций $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$. Исследования показывают [2], что при надлежащем выборе вида функций $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$, их коэффициенты весьма устойчивы во времени. Практически уточнение коэффициентов необходимо провести не чаще, чем один раз в год.

В условиях относительно быстрого изменения характера нагрузки, наблюдаемое, например, при временных ограничениях (лимитировании) мощности и потребления электроэнергии, могут, однако, возникать систематические отклонения фактической реализации нагрузки от математического ожидания. Для устранения указанных отклонений, обуславливающих увеличение ошибки прогнозов, необходимо, очевидно, соответствующим образом корригировать коэффициенты математической модели нагрузки.

Рассмотрим выражение математического ожидания нагрузки [1], переписанное в виде

$$M[P(t)] = P_0 e^{\alpha t} \sum_{i=1}^m g_i(t) [\mu_i + \rho_i s(t)], \quad (2)$$

где P_0 — базовая нагрузка,

α — коэффициент тренда,

m – количество рассматриваемых моментов времени недели,
 $g_i(t)$ – интерполирующие функции;
 μ_i, ρ_i – коэффициенты, определяющие, соответственно, внутри-
 недельное изменение (среднегодовой недельный гра-
 фик) и размах сезонного изменения нагрузки,
 $s(t)$ – функция, описывающая сезонное изменение нагрузки.

Изменения математического ожидания нагрузки, прояв-
 ляющиеся во временном интервале порядка недели, могут быть
 учтены как приросты $\Delta \mu_i$ коэффициентов μ_i , поскольку для
 переоценивания коэффициентов ρ_i и функций $s(t)$, описывающих
 сезонное изменение математического ожидания, требуются
 статистические данные (реализация нагрузки) не менее чем
 за один год.

Значения приростов $\Delta \mu_i$ могут быть оценены усреднени-
 ем соответствующих случайных отклонений $\Delta \tilde{\mu}_i$, определенных
 по отклонениям фактических значений нагрузки P_i от мате-
 матического ожидания. Переходя от непрерывного времени к
 дискретному (вследствие чего исчезает необходимость в ин-
 терполировании) получим на основе (2) соотношение

$$P_i - M[P(t_i)] = P_0 e^{\alpha t_i} \Delta \tilde{\mu}_i. \quad (3)$$

Поскольку при текущем корректировании на каждый момент
 времени недели насчитывается лишь одно значение случайного
 отклонения $\Delta \tilde{\mu}_i$, их прямое усреднение неосуществимо. Испол-
 зуем поэтому скользящее усреднение для смежных значений
 $\Delta \tilde{\mu}_i$, соответствующих смежным моментам времени недели. До-
 полнительно целесообразно применять экспоненциальное ус-
 реднение, сводящее в данном случае к перемножению опреде-
 ляемых оценок на коэффициент усреднения β , принимающий
 значения в пределах $0 < \beta < 1$. Приросты $\Delta \mu_i$ оцениваются, та-
 ким образом, по формуле

$$\Delta \mu_i = \beta L_\tau [\Delta \tilde{\mu}_i], \quad (4)$$

где L_τ – оператор скользящего усреднения с интервалом τ .

Уточнение математического ожидания, достигаемое уче-
 том усредненных приростов коэффициентов μ_i , очевидно также
 получается усредненным во времени недели и проявляется,
 следовательно, как уточнение средней мощности (потребления
 энергии). В то же время значения математического ожидания
 в фиксированные моменты времени (в том числе и при макси-

мальных нагрузках) изменяются мало. Более заметное уточнение математической модели в части предельных нагрузок достигается корригированием текущего среднеквадратического значения ε_i коэффициентов μ_i .

Используя скользящее усреднение, выражение для определения ε_i записывается в виде

$$\varepsilon_i = \sqrt{L_\tau [(\mu_i - L_\tau [\mu_i])^2]}. \quad (5)$$

Среднеквадратическое значение после корригирования ε_i может быть оценено при учете случайного отклонения $\Delta \tilde{\mu}_i$, коэффициентов μ_i , т.е.

$$\varepsilon'_i = \sqrt{L_\tau [(\mu_i + \Delta \tilde{\mu}_i - L_\tau [\mu_i])^2]}. \quad (6)$$

Приросты $\Delta \mu_i$ коэффициентов μ_i , соответствующие корригированным среднеквадратическим значениям ε'_i , находятся по соотношению

$$(\mu_i + \Delta \mu_i - L_\tau [\mu_i]) = (\mu_i - L_\tau [\mu_i]) \frac{\varepsilon'_i}{\varepsilon_i}. \quad (7)$$

Отсюда, при добавлении экспоненциального сглаживания, имеем

$$\Delta \mu_i = \beta (\mu_i - L_\tau [\mu_i]) \left(\frac{\varepsilon'_i}{\varepsilon_i} - 1 \right). \quad (8)$$

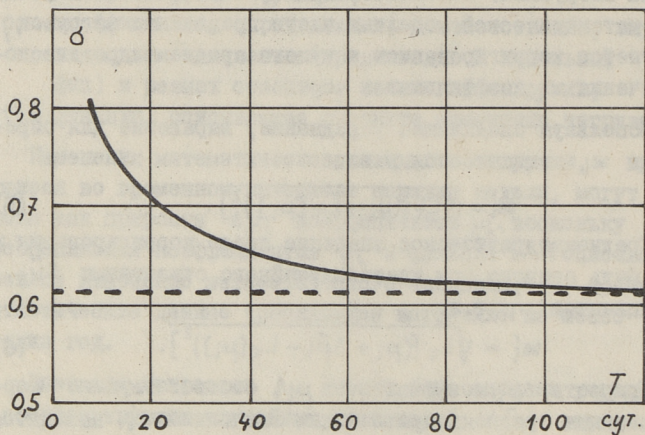
Последовательным корригированием среднего и среднеквадратического значения коэффициентов μ_i достигается уточнение как средней, так и предельных значений математического ожидания. При определении среднеквадратических значений ε_i и ε'_i необходимо учитывать прирост средних значений (4). Практически такое уточнение, однако, незначительное. Поэтому получим общее выражение прироста коэффициентов μ_i путем объединения (4) и (8) в виде

$$\Delta \mu_i = \beta \left\{ L_\tau [\Delta \tilde{\mu}_i] + (\mu_i - L_\tau [\mu_i]) \left(\frac{\varepsilon'_i}{\varepsilon_i} - 1 \right) \right\}. \quad (9)$$

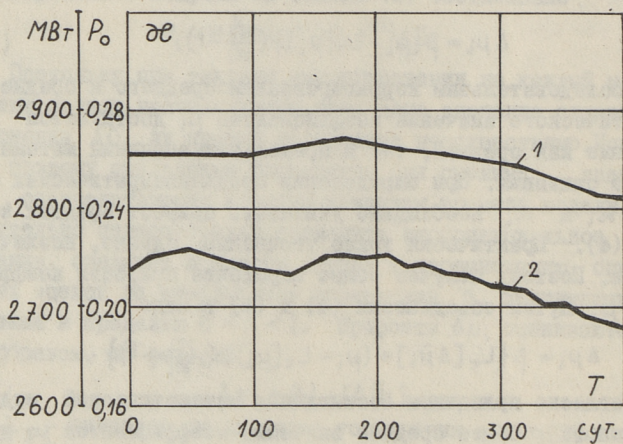
Согласно принципам составления математической модели нагрузки [1], общее среднее значение коэффициентов μ_i должно равняться единице. Следовательно, после добавления приростов $\Delta \mu_i$ к коэффициентам μ_i необходимо полученные значения делить на их фактическое среднее значение

$$\bar{\mu} = 1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \Delta \mu_i. \quad (10)$$

Внося $\bar{\mu}$ в выражении математического ожидания (2) из скобок, получим окончательно корригированные значения коэффициентов математической модели в виде



Фиг. 1. Зависимость ошибки прогноза нагрузки от постоянной времени экспоненциального сглаживания.



Фиг. 2. Изменение коэффициентов P_0 (кривая 1) и ζ (кривая 2) по времени.

$$\mu'_i = \frac{1}{\bar{\mu}} (\mu_i + \Delta \mu_i),$$

$$\rho'_i = \frac{1}{\bar{\mu}} \rho_i,$$

$$P'_0 = \bar{\mu} P_0.$$

Достоверность корректирования, т.е. степень подавления случайных отклонений коэффициентов μ_i определяется интервалом τ и коэффициентом усреднения β . При увеличении этих величин уменьшаются случайные отклонения оцениваемых коэффициентов, однако уменьшается также и эффективность корректирования. Так при больших значениях интервалов τ происходит значительное усреднение отклонений $\Delta \tilde{\mu}_i$ для выходных и смежных рабочих дней, что принципиально неправильно. Практически наибольшим допустимым значением τ можно считать 24 часа.

Коэффициент β в целях наглядности целесообразно заменить постоянным временем T , которое при единице измерения равно одним суткам, связано с β соотношением

$$\beta = 1 - e^{-\frac{\tau}{T}}.$$

При увеличении T уменьшается скорость (эффективность) корректирования коэффициентов. Поэтому необходимо принимать минимальные значения T , не обуславливающие, однако, чрезмерной ошибки модели из-за случайности оценок коэффициентов. Минимальное допустимое значение постоянного времени можно оценить по величине ошибки прогнозирования в условиях постоянства характера нагрузки. В этих условиях проявляется лишь влияние случайности коэффициентов, поскольку в их корректировании нет необходимости. Пример зависимости ошибки прогноза σ от постоянного времени приведен на фиг. 1. Можно заметить, что при $T < 30$ суток ошибка прогноза резко повышается. Поэтому в условиях, когда корректирование необходимо, можно рекомендовать значение постоянной времени $T = 30 \dots 50$ суток.

Уровень потребления электроэнергии выражается, очевидно, базовой нагрузкой P_0 . Заполнение графика нагрузки целесообразно оценить по общему среднеквадратическому значению ε коэффициентов μ_i , определяемому по формуле

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\mu_i - 1)^2}.$$

Уменьшение κ свидетельствует об уплотнении недельного графика нагрузки. На фиг. 2 приведен пример изменения коэффициентов P_0 и κ за один год.

По результатам исследований можно сделать вывод, что в период быстрого изменения характера нагрузки целесообразно применять текущее корригирование коэффициентов математической модели нагрузки. Необходимо, однако, принимать во внимание, что при небольших изменениях корригирование может привести к дополнительным ошибкам.

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. О математическом моделировании нагрузок узлов электроэнергетической системы / Ю.Ю. В а л ь т и н, М.В. М е л ь д о р ф, П.Х. Р а э с а а р, Э.А. Т и й г и м я г и, Ю.Э. Т р е у ф е л ь д т - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 71-79.

M. Meldorf

Continuous Correction of Load's Mathematical Model

Summary

If the load qualities change, it will be necessary to correct the parameters of the mathematical model. The parameters estimation method, using few data, is described in the paper. Correction results are also presented.

МОДЕЛИРОВАНИЕ НЕКОТОРЫХ ДОПОЛНИТЕЛЬНЫХ ТЕНДЕНЦИЙ ИЗМЕНЕНИЯ НАГРУЗОК ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ И ЕЕ УЗЛОВ

К настоящему времени создан целый ряд математических моделей для прогнозирования нагрузок электроэнергетических систем (ЭЭС) и их узлов. Модели различаются как по сложности, так и по потребности исходной статистической информации. В ряде случаев (особенно для нагрузок узлов ЭЭС) объем имеющихся статистических данных недостаточный для оценивания всех коэффициентов сложной модели. Это требует от математической модели весьма большой гибкости. Необходимая гибкость достигается, как правило, при хорошей согласованности модели с физической природой нагрузки.

На кафедре электрических систем Таллинского политехнического института разработана универсальная математическая модель нагрузки [1,2,3], которая ряд лет применяется в Эстонской и Ленинградской ЭЭС. Согласно этой модели, нагрузка $P(t)$ рассматривается как нестационарный случайный процесс и моделируется в виде

$$P(t) = M[P(t)] + \Theta(t) \sqrt{D[P(t)]}, \quad (I)$$

где $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$ — детерминированные функции, представляющие математическое ожидание и дисперсию нагрузки;

$\Theta(t)$ — нормированный случайный процесс.

Функции $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$, представленные в аналитическом виде, выражают основные закономерности изменения нагрузки во времени. Процесс $\Theta(t)$ идентифицируется методом Бокса-Дженкинса с учетом метеорологических факторов [1].

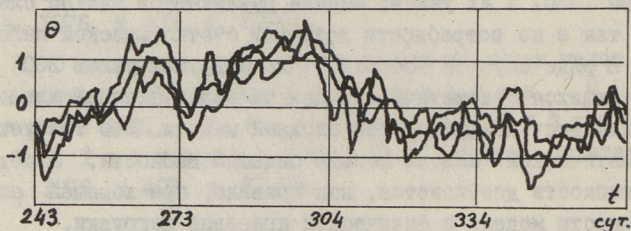
Применение модели (I) при различных нагрузках подтвердило, что точность прогнозов получается приемлемой для

управления и планирования режимов ЭЭС [4]. Тем не менее, в некоторые периоды наблюдаются систематические отклонения прогнозов от фактической нагрузки. Это свидетельствует о том, что процесс $\Theta(t)$ не является чисто стационарным, а содержит некоторую неслучайную составляющую $\delta(t)$, т.е.

$$\Theta(t) = \delta(t) + \dot{\Theta}(t), \quad (2)$$

где $\dot{\Theta}(t)$ — центрированный случайный процесс.

В целях идентификации функции $\delta(t)$ исследовались многолетние реализации процесса $\Theta(t)$ при разных нагрузках Объединенной энергетической системы северо-запада. В качестве примера на фиг. 1 представлена часть годичной реализации процесса $\Theta(t)$ для суммарной нагрузки Ленинградской ЭЭС за 1974...1976 гг.



Фиг. 1. Реализация процесса $\Theta(t)$ суммарной нагрузки Ленинградской ЭЭС в 9...12 месяцев за 1974...1976 гг.

Гармонический анализ реализации процесса $\Theta(t)$ показал, что наиболее значимыми являются месячные периодичности, что хорошо согласуется с месячным циклом планирования народного хозяйства. Другие периодичности (квартальные, полугодовые) практически отсутствуют.

Кроме месячных периодичностей наблюдаются временные непериодические отклонения нагрузки от математического ожидания. В дальнейшем такие отклонения назовем экстренными изменениями нагрузки. Последние наблюдаются в начале года, в мае, в октябре и в декабре, а также во время летних отпусков. Экстренные изменения наблюдаются регулярно как в разные годы, так и при различных нагрузках.

Обозначая месячные ритмичности через $\delta_m(t)$, а экстренные изменения через $\delta_e(t)$, можно функцию $\delta(t)$ разделить на две составляющие

$$\delta(t) = \delta_m(t) + \delta_e(t). \quad (3)$$

Составляющая $\delta_m(t)$ аппроксимируется тригонометрическим многочленом вида

$$\delta_m(t) = d_1 \sin\left(\frac{2\pi}{T_m} t_m\right) + d_2 \sin\left(\frac{4\pi}{T_m} t_m\right) + d_3 \cos\left(\frac{2\pi}{T_m} t_m\right) + d_4 \cos\left(\frac{4\pi}{T_m} t_m\right), \quad (4)$$

где T_m — длительность рассматриваемого месяца;
 t_m — время, отсчетом с начала месяца;
 d_1, d_2, d_3, d_4 — коэффициенты.

Для аппроксимации каждого из экстремных изменений целесообразно применять экспоненциальную функцию вида

$$\delta_{Ek}(t) = c_k e^{-\omega_k(t-t_k)^2}, \quad (5)$$

где c_k и ω_k — коэффициенты;
 t_k — момент максимума k -го экстремного изменения.

Учитывая, что при возрастании разности $|t-t_k|$ значение функции $\delta_{Ek}(t)$ быстро стремится к нулю, можно общее выражение для экстремных изменений записать в виде

$$\delta_E(t) = \sum_{k=1}^n c_k e^{-\omega_k(t-t_k)^2}, \quad (6)$$

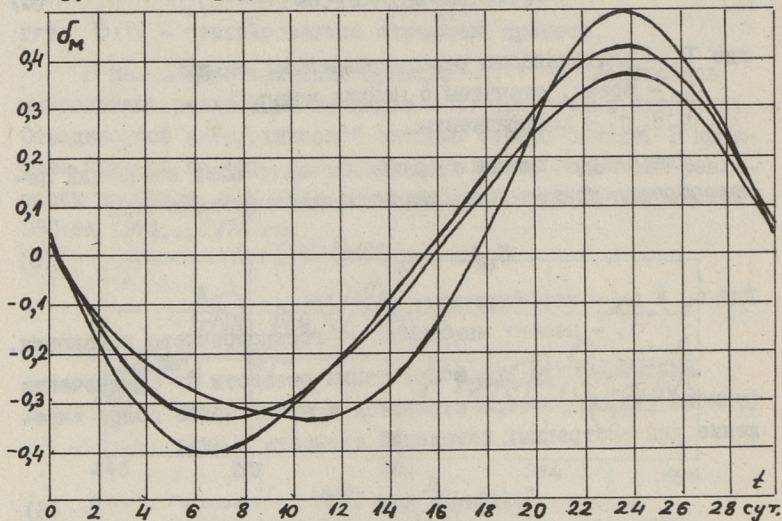
где n — общее количество экстремных изменений за рассматриваемый год.

Функция $\delta(t)$ содержит, таким образом, коэффициенты $d_1, d_2, d_3, d_4, c_k, \omega_k, t_k$ ($k=1 \dots n$), для оценивания которых прием метод наименьших квадратов. Целевая функция имеет тогда вид

$$S = [\theta(t) - \delta(t)]^2 \rightarrow \min. \quad (7)$$

Минимизацию функции (7) можно выполнить методом поординатного спуска. Исходные приближения искомым коэффициентов находятся на основе графо-аналитического исследования процесса $\theta(t)$. Исследование составляющей $\delta(t)$, выражающей дополнительные тенденции изменения нагрузок, проводилось, в основном, на базе суммарных нагрузок Ленинградской, Латвийской, Литовской, Белорусской и Карельской ЭЭС. Были также рассмотрены некоторые крупные узлы Эстонской энергосистемы. Выяснилось, что стабильность коэффициентов дополнительных тен-

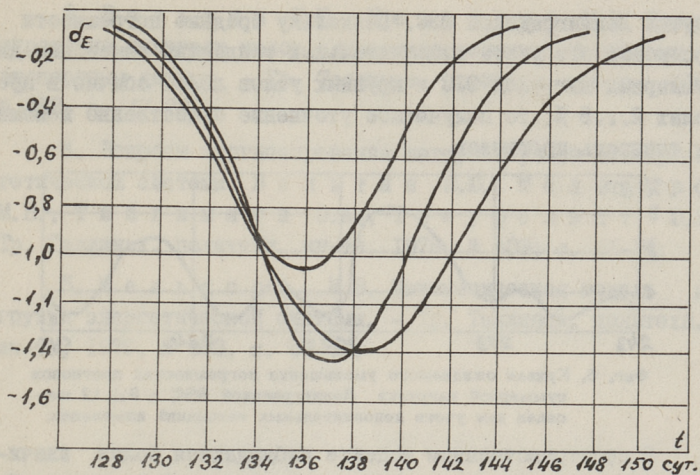
денций изменения ниже, чем коэффициентов основных тенденций изменения. Более устойчивыми дополнительные изменения являются во времени (в разные годы), чем в пространстве (при различных нагрузках). В качестве примера удовлетворительной устойчивости месячного изменения во времени на фиг. 2 представлены соответствующие кривые для суммарной нагрузки Ленинградской ЭЭС за 1975...77 гг.



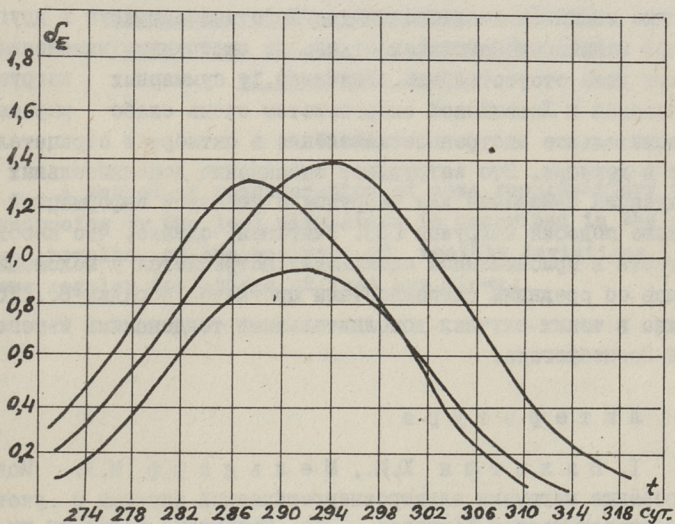
Фиг. 2. Месячные изменения суммарной нагрузки Ленинградской ЭЭС за 1975...1977 гг.

Типичными экстренными изменениями следует считать положительные отклонения нагрузки в октябре и отрицательные отклонения в начале года, в мае, во время летних отпусков и в декабре. На фиг. 3 и 4 приведены некоторые кривые экстренных изменений в разные годы.

Временная устойчивость функций дополнительных изменений создает благоприятные условия для уточнения прогнозов нагрузок. По контролю и расчетам среднее уменьшение погрешности прогнозов получается порядка 0,5...2%. При этом среднее уточнение прогноза практически не зависит от мощности узла или ЭЭС. Текущее значение уточнения изменяется во времени в довольно широких пределах. В качестве примера на фиг. 5 представлена кривая уточнений для суммарной на-

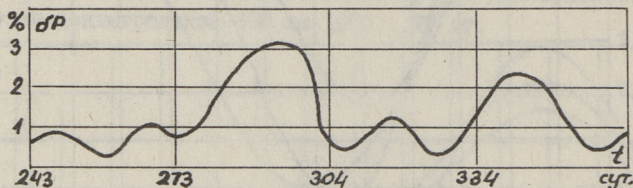


Фиг. 3. Экстремные изменения суммарной нагрузки
Белорусской ЭЭС в мае за 1974...1976 гг.



Фиг. 4. Экстремные изменения суммарной нагрузки
Ленинградской ЭЭС в октябре за 1975...1977 гг.

грузки Ленинградской ЭЭС. Поскольку средние погрешности прогнозов без учета дополнительных тенденций изменения для суммарных нагрузок ЭЭС и крупных узлов лежат обычно в пределах 2...6 %, то получаемое уточнение существенно повышает точность прогнозов.



Фиг. 5. Кривая ожидаемого уменьшения погрешностей прогнозов суммарной нагрузки Ленинградской ЭЭС в 9...12 месяцев при учете дополнительных тенденций изменения.

В пространственном аспекте наблюдаются более значительные расхождения дополнительных тенденций изменения. Так, месячные изменения нагрузок различных узлов часто имеют разный характер, особенно в первой половине месяца. Экстренные изменения часто сдвинуты по отношению друг к другу, а при некоторых нагрузках отдельные экстренные изменения могут даже отсутствовать. Например, у суммарных нагрузок Литовской и Латвийской энергосистем очень слабо выражены положительное экстренное изменение в октябре и отрицательное в декабре. Это затрудняет оценивание дополнительных тенденций изменения для нагрузок с неполной информацией на основе подобия нагрузок [3]. Учитывая, однако, что необходимость в приближенном оценивании встречается у маломощных узлов со средними погрешностями прогнозов порядка 6...10 % можно в таких случаях дополнительными тенденциями изменений пренебрегать.

Л и т е р а т у р а

1. 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.

2. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В., Т р е у ф е л ь д т Ю.Э. Моделирование нагрузок электроэнергетической системы и ее узлов в особые дни. — Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 11-15.

3. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В. Прогнозирование нагрузок узлов электроэнергетической системы по экспертным данным. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1978, № 453, с. 17-22.

4. Вопросы прогнозирования нагрузок узлов электроэнергетической системы. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В., Т и й г и м я г и Э.А., Т р е у ф е л ь д т Ю.Э. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 81-84.

5. 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.

Ü. Treufeldt

Simulation of Some Supplementary Change
Tendencies of the Load and Bus-load
of the Power System

Summary

A method of consideration of some supplementary change tendencies by the load simulation is described in the paper. The results of the analysis of monthly deviations and some regular deviations of load are given.

Ю.Ю. Вальтин, О.Н. Лийк, М.В. Мельдорф

ВОПРОСЫ МАТЕМАТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ ПОТРЕБЛЕНИЯ
ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ ПРОМЫШЛЕННЫМИ ПРЕДПРИЯТИЯМИ

1. Постановка задачи

Обеспечение надежного и экономичного электроснабжения промышленных предприятий неосуществимо без достоверного прогнозирования уровней электропотребления в годовых, месячных и суточных разрезах. Точность долгосрочных прогнозов определяется экономичность проектируемых систем электроснабжения, точностью краткосрочных прогнозов – оптимальность режима электрических сетей и, например, эффективность использования финансов при уплачивании за электроэнергию.

Существующие методы прогнозирования можно разделить на структурные и статистические. При структурных методах ожидаемое потребление вычисляется на основе планируемого количества продукции и удельного расхода электроэнергии на единицу продукции. Статистические методы основываются на экстраполяции потребления во времени. Для учета изменения закономерностей электропотребления в будущем принимаются различные характерные коэффициенты. Структурные и статистические методы прогнозирования в годовых и месячных разрезах рассматриваются, например, в [1]. В данной работе предлагается методика исследования и аналитического моделирования суточного потребления электроэнергии.

2. Математическая модель суточного потребления
электроэнергии

Закономерности изменения во времени и стохастический характер суточного потребления электроэнергии, очевидно, близкие к соответствующим закономерностям нагрузки. Поэтому, в основу математического описания потребления электро-

энергии выберем аналитическую модель, составленную для нагрузки электроэнергетической системы (ЭЭС) и ее узлов [2].

Рассмотрим временной статистический ряд суточных потреблений электроэнергии как дискретную реализацию соответствующего нестационарного случайного процесса $W(t)$, моделируемый выражением

$$W(t) = M [W(t)] + \Theta(t)\sqrt{D [W(t)]}, \quad (1)$$

где $M [W(t)]$ и $D [W(t)]$ – детерминированные функции, представляющие математическое ожидание и дисперсию энергии;

$\Theta(t)$ – нормированный стационарный случайный процесс.

Основными закономерностями изменения математического ожидания и дисперсии во времени являются тренд (общий прирост), сезонная и недельная периодичности. В целях наглядности исходим из двумерного представления времени, откладывая по оси t значения энергии при фиксированных днях недели за один год, а по оси h – значения энергии, соответствующие разным суткам фиксированной недели года. Математическая модель суточного потребления энергии, следуя [2], примет тогда вид

$$W(t, h) = W_0 e^{\alpha t} \{ \Lambda(t) [\mu(h) + \rho(h) \zeta_0(t) + \Delta \zeta(t, h)] + \sigma(h) \Theta(t) \}, \quad (2)$$

где W_0 – базисная энергия;

α – параметр тренда;

$\Lambda(t)$ – функция, учитывающая отклонение потребления энергии в особые дни;

$\mu(h)$ – среднегодовой недельный график потребления энергии;

$\rho(h)$ – размах (амплитуда) сезонного изменения потребления энергии;

$\zeta_0(t)$ – базисная функция сезонного изменения потребления энергии;

$\Delta \zeta(t, h)$ – функция^I, уточняющая сезонное изменение;

$\sigma(h)$ – относительное среднеквадратичное отклонение.

^I Ниже эта функция, имеющая уточняющее значение, более подробно не рассматривается.

На основе (2) математическое ожидание и среднеквадратичное отклонение энергии выражаются в виде

$$M[w(t,h)] = w_0 e^{\alpha t} \Lambda(t) [\mu(h) + \rho(h)(s_0(t) + \Delta s(t,h))], \quad (3)$$

$$\sqrt{D[w(t,h)]} = w_0 e^{\alpha t} \sigma(h). \quad (4)$$

3. Результаты исследований

В целях выявления применимости математической модели (2) были проведены исследования потребления энергии 17 предприятий различных отраслей промышленности со средней нагрузкой 2...80 МВт. Расчеты выполнялись по статистическим данным за 1974...1978 гг.

Анализ результатов показал, что функции, входящие в модель (2), для предприятий различных отраслей промышленности, как и следовало ожидать, различны. На фиг. 1 приведен пример среднегодового недельного графика (функция $\mu(h)$) для четырех предприятий, представляющие легкую, лесопромышленную и целлюлозно-бумажную промышленность. Отличаются также соответствующие базисные функции $s_0(t)$ сезонного изменения потребления энергии (фиг. 2).

Составляющим математической модели для одних и тех же предприятий за различные годы свойственна значительная стабильность. В качестве примера на фиг. 3 приведены функции $\mu(h)$ одного предприятия лесной промышленности за 1974...1978 гг. Высокая стабильность составляющих свидетельствует о применимости модели и создает хорошие предпосылки для прогнозирования.

О применимости предлагаемой модели можно судить также проверкой стационарности реализации процесса $\Theta(t)$, определяемой на основе (1), при двумерном представлении времени формулой

$$\Theta(t) = \frac{w(t,h) - M[w(t,h)]}{\sqrt{D[w(t,h)]}}.$$

Исследования показывают, что процесс $\Theta(t)$ может быть признан стационарным с достаточной точностью за исключением некоторых суток, где наблюдаются большие отклонения от нормального уровня потребления. На фиг. 4 приведен пример реализации $\Theta(t)$ для одного из предприятий за апрель, май, июнь и июль месяцы. Можно заметить резкое уменьшение потребления энергии в течение четырех суток мая. Подобные

отклонения объясняются проведением ремонтов, авариями, коллективными отпусками и прочими неритмичностями работы предприятий. Назовем такие дни нерегулярными особыми днями. Их количество обычно не превышает 20...30 суток в году.

Наряду с описанными специфическими для каждого потребителя особыми днями наблюдаются еще регулярные особые дни, являющиеся общими для всех потребителей (государственные праздники, перед- и послепраздничные дни, рабочие субботы и т.п.). Учет отклонения математического ожидания в такие дни, как и для нагрузок ЭЭС [3], может быть осуществлен функцией $\Lambda(t)$, представляющей отношение ожидаемого значения потребления к математическому ожиданию, вычисленного для некоторого обычного дня. Реализация процесса $\theta(t)$, приведенная на фиг. 4, найдена с учетом функции отношения $\Lambda(t)$ для майских праздников и соответствующих пред- и послепраздничных дней. В табл. I указаны фактические значения функции $\Lambda(t)$ для некоторых особых дней в условиях одного предприятия лесной промышленности.

Т а б л и ц а I

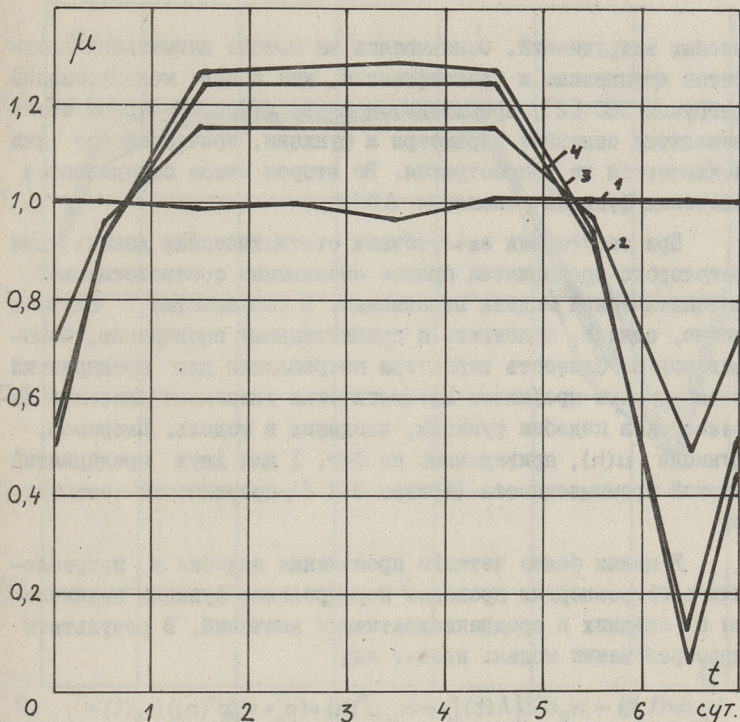
Значения функции отношения

Особый день	1974	1975	1976	1977	1978
1 мая	0,40	0,41	0,43	0,51	0,41
9 мая	0,30	0,32	0,35	0,32	0,33
7 ноября	0,44	0,48	0,51	0,39	0,43
Рабочий день после праздников	0,81	0,83	0,89	0,90	0,88

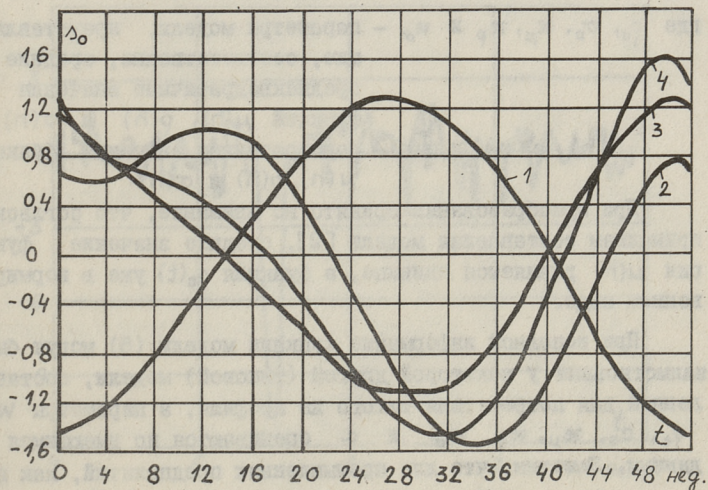
Если определить надлежащие значения функции $\Lambda(t)$ также для нерегулярных особых дней, то математическая модель (2) может быть признана адекватным в любом интервале времени.

4. Методика оценивания параметров и идентификация функций математической модели

При наличии статистического ряда за достаточно длительный период (по меньшей мере за один год) оценивание параметров и идентификация функций модели не представляет



Фиг. 1. Среднегодовой недельный график потребления электроэнергии для предприятий целлюлозно-бумажной (1), лесной (2) и легкой (3, 4) промышленности.



Фиг. 2. Базисные функции сезонного изменения потребления энергии для предприятий целлюлозно-бумажной (1), лесной (2) и легкой (3, 4) промышленности.

особых затруднений. Основываясь на методе наименьших квадратов оценивание и идентификация, как и при моделировании нагрузок ЭЭС [2], производится в два этапа. В первом этапе находятся основные параметры и функции, причем особые дни исключаются из рассмотрения. Во втором этапе определяются значения функций отношения $\Lambda(t)$.

При отсутствии ежесуточных статистических данных для некоторого предприятия прямое оценивание соответствующей математической модели невозможно. В большинстве случаев можно, однако, прибегать к приближенному оцениванию, основываясь на близость характера потребления для предприятий с одинаковым профилем. Математически указанная близость выражается в подобии функций, входящих в модель. Например, функции $\mu(h)$, приведенные на фиг. 1 для двух предприятий легкой промышленности (кривые 3 и 4), практически совпадают.

В целях более четкого проявления подобия в потреблении электроэнергии проведем нормирование функции выделением их средних и среднеквадратичных значений. В результате преобразования модель примет вид

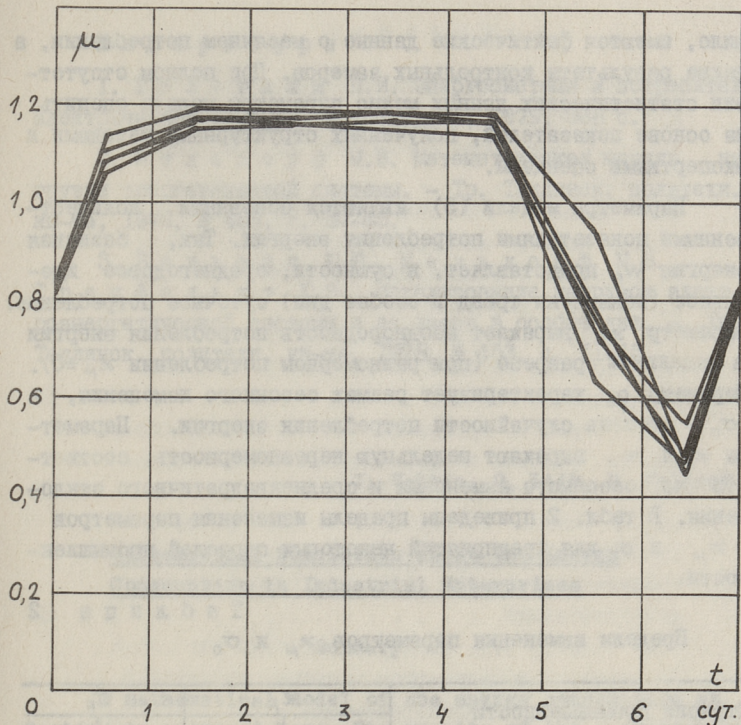
$$W(t, h) = W_0 e^{\alpha t} \{ \Lambda(t) [1 + \kappa_\mu \mu^*(h) + (\rho_0 + \kappa_\rho \rho^*(h)) (\delta_0(t) + \Delta s(t, h))] + (\sigma_0 + \kappa_\sigma \sigma^*(h)) \theta(t) \}, \quad (5)$$

где ρ_0 , σ_0 , κ_μ , κ_ρ и κ_σ — параметры модели, представляющие, соответственно, средние и среднеквадратичные значения функций $\mu(h)$, $\rho(h)$ и $\sigma(h)$;

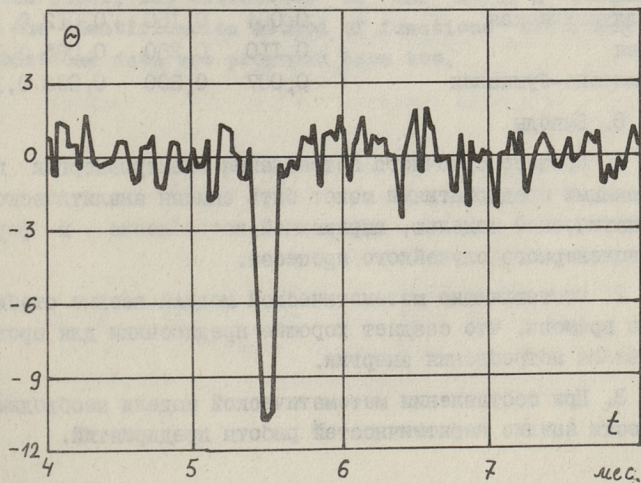
$\mu^*(h)$, $\rho^*(h)$ и $\sigma^*(h)$ — нормированные значения функций $\mu(h)$, $\rho(h)$ и $\sigma(h)$.

При преобразовании принято во внимание, что согласно принципам составления модели [2], среднее значение функции $\mu(h)$ равняется единице, а функция $\delta_0(t)$ уже в нормированном виде.

При неполной информации функции модели (5) могут быть заимствованы у некоторой другой (типовой) модели, составленной для потребителя такого же профиля, а параметры W_0 , ρ_0 , σ_0 , κ_μ , κ_ρ , κ_σ и α оцениваются по имеющимся данным. Заметим, что для промышленных предприятий, как пра-



Фиг. 3. Среднегодовые недельные графики потребления электроэнергии за 1974...1978 гг. для предприятия лесной промышленности.



Фиг. 4. Реализация процесса $\theta(t)$.

вило, имеются фактические данные о месячном потреблении, а также результаты контрольных замеров. При полном отсутствии статистических данных можно параметры модели оценить на основе показателей, полученных структурными методами и экспертными оценками.

Параметры модели (5) являются основными количественными показателями потребления энергии. Так, базисная энергия W_0 представляет, в сущности, среднегодовое идеальное (исключены тренд и особые дни) суточное потребление. Параметр \varkappa_μ выражает неоднородность потребления энергии в недельном разрезе (при равномерном потреблении $\varkappa_\mu=0$). Параметр ρ_0 характеризует размах сезонного изменения, а σ_0 — степень случайности потребления энергии. Параметры \varkappa_ρ и \varkappa_σ выражают недельную неравномерность, соответственно, сезонного изменения и среднеквадратичного отклонения. В табл. 2 приведены пределы изменения параметров \varkappa_μ и σ_0 для предприятий некоторых отраслей промышленности.

Т а б л и ц а 2

Пределы изменения параметров \varkappa_μ и σ_0

Отрасли промышленности	\varkappa_μ		σ_0	
	мин.	макс.	мин.	макс.
Легкая	0,410	0,470	0,024	0,080
Металлургическая	0,004	0,150	0,012	0,120
Лесная	0,110	0,250	0,065	0,145
Целлюлозно-бумажная	0,007	0,300	0,038	0,170

5. Выводы

1. Процесс суточного потребления электроэнергии промышленными предприятиями может быть описан аналитической математической моделью, выражающей потребление в форме нестационарного случайного процесса.

2. Составляющие математической модели весьма стабильны во времени, что создает хорошие предпосылки для прогнозирования потребления энергии.

3. При составлении математической модели необходимо провести анализ неритмичностей работы предприятий.

Л и т е р а т у р а

1. Головкин П.И. Энергосистема и потребители электрической энергии. М.; Энергия, 1979, 368 с.

2. Мельдорф М.В. Математическая модель нагрузки энергетической системы. - Тр. Таллинск. политехн. ин-та, 1976, № 403, с. 57-65.

3. 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.

J. Valtin, O. Liik, M. Meldorf

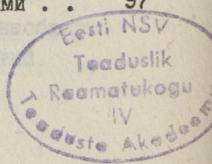
Mathematical Simulation about the Energy Consumption in Industrial Enterprises

Summary

A mathematical model of the energy consumption at a factory is proposed here. The results of the statistical analysis, concerning energy consumption, are presented in the paper. The estimation of the model's parameters and the identification method of functions according to statistical data are proposed here too.

О г л а в л е н и е

I. М.Х. Валдма. Адаптивная методика оптимизации краткосрочных режимов энергообъединений по активным мощностям в условиях неполной информации.	3
2. М.Х. Валдма. О комплексной оптимизации мгновенных режимов электроэнергетических систем по активным и реактивным мощностям в условиях неполной информации.	13
3. М.Э. Кээл. О результатах статистического анализа потоков активных мощностей в энергообъединениях.	27
4. Х.Э. Лелумээс. Программа оптимизации краткосрочных режимов электроэнергетических систем по активным мощностям (ОПЭС-1).	35
5. Х.Э.-И Таммоя. Об экономии топлива из-за учета случайных факторов при оптимизации распределения нагрузок между агрегатами тепловых электростанций.	43
6. К.Ю. Мёллер, Л.В. Мёллер. О влиянии случайных факторов на технико-экономические показатели работы тепловых электростанций.	51
7. Л.К. Вийлуп. Расчет и анализ плановых характеристик агрегатов тепловых электростанций.	57
8. Э.А.-Ю. Юби. Алгоритм нелинейной аппроксимации характеристик энергообъектов.	67
9. Р.Я. Кирспуу, П.Х. Разсаар, Э.А. Тийгимаги. Агрегирование нагрузок и граничных переменных подсистем электроэнергетической системы.	73
10. М.В. Мельдорф. Текущее корректирование коэффициентов математической модели нагрузки.	83
11. Ю.Э. Треуфельдт. Моделирование некоторых дополнительных тенденций изменения нагрузок электроэнергетической системы и ее узлов.	89
12. Ю.Ю. Вальтин, О.Н. Лийк, М.В. Мельдорф. Вопросы математического моделирования потребления электроэнергии промышленными предприятиями.	97



Содержание

1. М.И. Пятко. Автоматизация режимов энергетических систем при изменении нагрузки и температуры окружающей среды.
2. М.И. Пятко. Об автоматизации режимов энергетических систем при изменении температуры окружающей среды и температуры теплоносителя.
3. М.И. Пятко. Об автоматизации режимов энергетических систем при изменении температуры окружающей среды и температуры теплоносителя.
4. Л.З. Зайцев. Автоматизация режимов энергетических систем при изменении нагрузки и температуры окружающей среды.
5. Л.З. Зайцев. Об автоматизации режимов энергетических систем при изменении нагрузки и температуры окружающей среды.
6. Л.З. Зайцев. Об автоматизации режимов энергетических систем при изменении нагрузки и температуры окружающей среды.
7. Л.З. Зайцев. Об автоматизации режимов энергетических систем при изменении нагрузки и температуры окружающей среды.
8. Л.З. Зайцев. Об автоматизации режимов энергетических систем при изменении нагрузки и температуры окружающей среды.

ТАЛЛИНСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ
Труды № 490
МЕТОДЫ УПРАВЛЕНИЯ РЕЖИМАМИ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Энергетические системы УШ
Редактор Т. Мегусала. Техн. ред. М. Тамме
Сборник утвержден коллегией ТПИ 28.03.80
Подписано к печати 13.11.80
Бумага 80x90/16. Печ. л. 6,75 + 0,5 приложение
Уч.-изд. л. 5,3. Тираж 350. МВ-09029
Ротапринт ТПИ, Таллин, ул. Коскла 2/9. Зак. № 602
Цена 80 коп.

12. Л.З. Зайцев, С.А. Зайцев, А.В. Зайцев. Вопросы автоматизации режимов энергетических систем при изменении нагрузки и температуры окружающей среды.



Цена 80 коп.