

Ер.6.7
453

TALLINNA
POLÜTEHNILISE INSTITUUDI
TOIMETISED

453

ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО
ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО
ИНСТИТУТА

TALLINN

ТРИ
'78

МЕТОДЫ
УПРАВЛЕНИЯ
РЕЖИМАМИ
ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ
СИСТЕМ



Энергетические системы У11

Ер.6.7

453

**ТРИ
'78**

TALLINNA POLÜTEHNILISE INSTITUUDI TOIMETISED

ТРУДЫ ТАЛЛИНСКОГО ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА

УДК 621.311

● МЕТОДЫ
УПРАВЛЕНИЯ
РЕЖИМАМИ
ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ
СИСТЕМ

Энергетические системы У11

Таллин 1978



УДК 621.311.153

Ю. Д. Вальтин, М. В. Мельдорф

МОДЕЛИРОВАНИЕ НАГРУЗКИ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ
СИСТЕМЫ С УЧЕТОМ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ

При планировании режима электроэнергетической системы (ЭЭС) необходимо учитывать изменение нагрузки во времени и ее зависимость от режимных и метеорологических факторов. Математическое моделирование основных закономерностей изменения нагрузки во времени рассматривается в [1]. Автором получена модель для описания как активных, так и реактивных нагрузок узлов и подсистем ЭЭС.

Согласно [1] нагрузка $P(t)$, рассматриваемая как нестационарный случайный процесс, моделируется на основе некоторого стационарного случайного процесса $\theta(t)$ соотношением

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

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

Полученные в [1] выражения математического ожидания и дисперсии нагрузки можно представить в виде

$$M[P(t)] = E(t) \sum_{i=1}^m g_i(t) \{ [s_0(t) + \Delta s_i(t)] \varphi_i + \mu_i \}, \quad (2)$$

$$D[P(t)] = E^2(t) \left[\sum_{i=1}^m g_i(t) \sigma_i \right]^2, \quad (3)$$

где $E(t) = P_0 e^{\alpha t}$ — тренд нагрузки;
 m — количество рассматриваемых моментов времени недели;
 $g_i(t)$ — интерполирующие функции;

$s_0(t)$ - функция, выражающая сезонное изменение нагрузки;

$\Delta s_i(t)$ - коррекция сезонной цикличности для i -го момента времени недели;

μ_i, ρ_i, σ_i - коэффициенты.

По выражениям (2) и (3) непосредственно определяются значения математического ожидания и дисперсии при m заданных моментах времени недели. В остальные моменты времени искомые значения находятся интерполяцией, при помощи функций $g_i(t)$. Обычно целесообразно рассматривать все часы недели ($m = 168$). Функции $g_i(t)$ предназначены тогда только для внутрисуточной интерполяции.

Коэффициенты рассматриваемой математической модели допускают физическое истолкование. Так совокупность коэффициентов μ_i ($i = 1, \dots, m$) представляет среднегодовой недельный график нагрузки в относительных единицах. Коэффициент ρ_i выражает амплитуду сезонного изменения нагрузки для i -го момента времени недели. Поэтому значения ρ_i могут быть приняты мерой сезонного изменения нагрузки. Аналогично коэффициенты σ_i выражают среднеквадратичное отклонение нагрузки.

Коррекция сезонной цикличности $\Delta s_i(t)$, значение которой не превышает 3...4% от среднего значения нагрузки, аппроксимируется выражением

$$\Delta s_i(t) = \varepsilon_{1i} \sin\left(\frac{2\pi}{T}t\right) + \varepsilon_{2i} \sin\left(\frac{4\pi}{T}t\right), \quad (4)$$

где T - период времени, равный одному году;

ε_{1i} и ε_{2i} - коэффициенты.

Приведенная математическая модель позволяет непосредственно решать ряд практических задач, возникающих при планировании режима ЭЭС. В частности, прогноз нагрузки (условное математическое ожидание) согласно (1) примет вид

$$M_\tau[P(t)] = M[P(t)] + M_\tau[\theta(t)] \sqrt{D[P(t)]}, \quad (5)$$

где τ - время упреждения.

При долгосрочном прогнозировании (время упреждения выше 7...10 суток) прогноз $M_\tau[\theta(t)]$ процесса $\theta(t)$ практи-

чески равняется нулю и прогноз нагрузки совпадает с ее безусловным математическим ожиданием, т.е. вычисляется по выражению (2). Определение краткосрочного прогноза нагрузки предполагает вычисление также прогноза $M_{\tau}[\theta(t)]$. При этом необходимо учитывать влияние на нагрузку метеорологических факторов, прежде всего температуры воздуха.

Поставленная задача решается выбором подходящей математической модели для процесса $\theta(t)$. В [2] указывается, что широкий класс стационарных, а также ряд нестационарных случайных процессов эффективно могут быть представлены как процессы авторегрессии - проинтегрированного скользящего среднего (АРПСС). Применительно к рассматриваемой задаче процесс $\theta(t)$ сначала разбивается на основное составляющее $\theta_0(t)$ и составляющие $\theta_k(t)$, учитывающие влияние метеорологических факторов, т.е.

$$\theta(t) = \theta_0(t) + \sum_k \theta_k(t). \quad (6)$$

Согласно [2] основная составляющая $\theta_0(t)$ моделируется выражением

$$\Phi(B)\theta_{0t} = \Psi(B)a_t, \quad (7)$$

где θ_{0t} - последовательность значений составляющей $\theta_0(t)$ в дискретные моменты времени;
 B - оператор сдвига - $By_t = y_{t-1}$;
 a_t - последовательность некоррелированных случайных величин ("белый шум");
 $\Phi(B)$ и $\Psi(B)$ - линейные операторы:

$$\Phi(B) = 1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p,$$

$$\Psi(B) = 1 - \psi_1 B - \psi_2 B^2 - \dots - \psi_q B^q.$$

Составляющие $\theta_k(t)$ представляются аналогично (7), однако, вместо a_t подставляются соответствующие последовательности значений влияющих факторов. При прогнозировании нагрузки в качестве последних целесообразно принимать нормированные значения метеорологических факторов

$$y_{kt} = \frac{\Gamma_{kt} - M[\Gamma_{kt}]}{\sqrt{D[\Gamma_{kt}]}}$$

где Γ_{kt} - значения k -го метеорологического фактора;
 $M[\Gamma_{kt}]$ и $D[\Gamma_{kt}]$ - средние многолетние значения

математического ожидания и дисперсии рассматриваемого фактора в момент времени t .

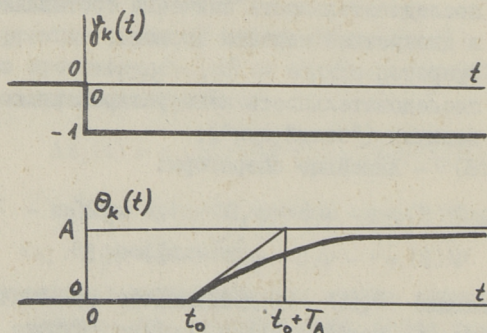
При практической реализации модели АРСС необходимо найти (идентифицировать) наиболее подходящие линейные операторы $\Phi(B)$ и $\Psi(B)$, соответствующие характеру исследуемого процесса. В результате идентификации по методике, изложенной в [2], для основной составляющей процесса $\theta(t)$ получена модель

$$(1 - \varphi_A)(1 - \varphi_B B^M) \theta_{0t} = (1 - \psi_A B - \psi_B B^2)(1 - \psi_C B^N)(1 - \psi_D B^N) a_t, \quad (8)$$

где M и N — количества интервалов времени, соответственно в суточном и недельном периоде.

В выражении (8) учитываются, таким образом, наряду с непосредственным последствием случайных отклонений нагрузок двух последних моментов времени и соответствующие суточные и недельные периодичности.

Значения коэффициентов выражения (8), определенные для суммарной нагрузки одной из энергосистем, следующие: $\varphi_A = 0,83$; $\varphi_B = 0,91$; $\psi_A = 0,64$; $\psi_B = 0,29$; $\psi_C = 0,72$; $\psi_D = 0,07$.



Фиг. 1. Функция отклика нормированного процесса нагрузки на единичный скачок нормированного процесса температуры.

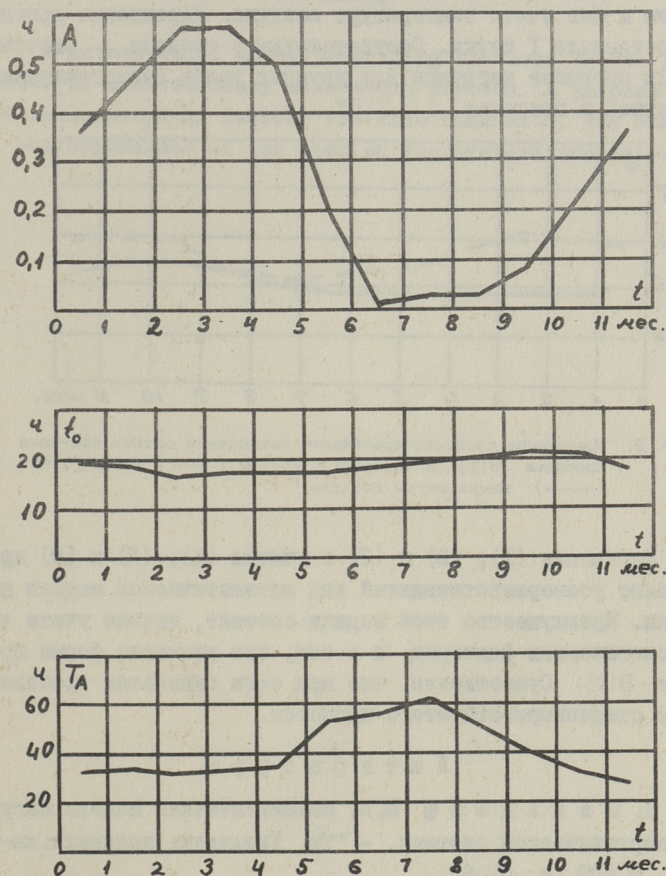
Выражение составляющей $\theta_1(t)$, учитывающее влияние температуры воздуха, получено в виде

$$(1 - \zeta B) \theta_{1t} = (1 - \eta B) B^N \gamma_{1t}, \quad (9)$$

где ζ, η и N — коэффициенты.

Коэффициент H выражает, в частности, запаздывание влияния температуры на нагрузку.

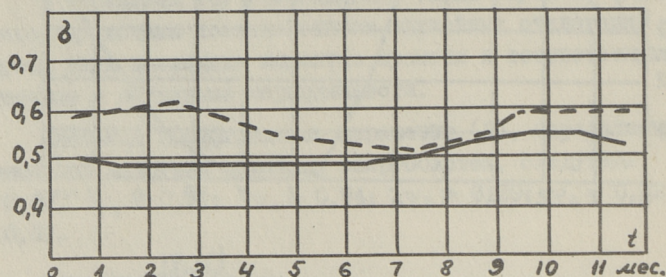
Значения коэффициентов ξ, η и H подвержены значительной сезонной периодичности. В целях наглядности, найдем на основе этих коэффициентов функцию отклика процесса $\Theta(t)$ на единичный скачок нормированного процесса $\gamma_1(t)$ температуры (фиг. 1), параметрами которой являются: t_0 - время запаздывания, T_A - постоянная времени, A - установившееся значение функции отклика. Изменение значений



Фиг. 2. Изменение параметров функции отклика во времени.

этих параметров во времени иллюстрирует фиг. 2.

Прогноз $M_{\tau}[\Theta(t)]$ процесса $\Theta(t)$ с упреждением τ находится по (7), (8) и (9) тривиальным образом — значения независимых случайных величин a_t на период упреждения приравняются нулю. Можно показать [2], что такой прогноз является наилучшим в смысле среднеквадратичного отклонения. Значения метеорологических факторов на период упреждения даются метеорологическим прогнозом. На фиг. 3, в качестве примера, приведено изменение среднеквадратического отклонения ошибки прогноза процесса $\Theta(t)$ в течение года с учетом и без учета температуры воздуха. Упреждение прогноза составляло 1 сутки. Соответствующее среднее значение ошибки прогноза нагрузки для крупных узлов (энергосистем) находится в пределах 1...1,5%.



Фиг. 3. Изменение среднеквадратического отклонения ошибки прогноза процесса $\Theta(t)$ во времени с учетом (—) и без учета (---) температуры воздуха.

Выражения (1), (2) и (3) с учетом (6), (8) и (9) представляют усовершенствованный вид математической модели нагрузки. Преимущество этой модели состоит, помимо учета метеорологических факторов, и в том, что уточнена форма процесса $\Theta(t)$. Существенно, что при этом снимается требование о стационарности этого процесса.

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. Б о к с Дж., Д ж е н к и н с Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. М., "Мир", 1974, 406 с.

J. Valtin, M. Meldorf

Simulation of the Load of the Power System
Considering the Meteorological Factors

Summary

A mathematical model describing the load of the power system as nonstationary stochastic process is proposed here. The meteorological factors are also simulated. The results of the dependence of the load on temperature are calculated.

УДК 621.311.153

Ю. Д. Вальтин, М. В. Мельдорф
 Ю. Э. Треуфельдт

МОДЕЛИРОВАНИЕ НАГРУЗОК ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ
 СИСТЕМЫ И ЕЕ УЗЛОВ В ОСОБЫЕ ДНИ

Современные математические модели нагрузки разработаны в основном для описания нагрузок обычных дней недели — от понедельника до воскресенья. Известно, однако, что ряд дней в году отличается по характеру потребления электроэнергии от обычных дней. Сюда относятся, например, праздничные, пред- и послепраздничные дни, рабочие субботы и некоторые другие. Назовем такие дни особыми. Поскольку количество особых дней в году немалое (около 10% от общего количества дней), то надлежащий учет характера нагрузок этих дней весьма существенен.

В основу моделирования нагрузок особых дней выберем приведенную в [1] математическую модель

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

где математическое ожидание $M [P(t)]$ и дисперсия $D [P(t)]$ выражаются как

$$M [P(t)] = E(t) \sum_{i=1}^m g_i(t) \delta_i(t), \quad (2)$$

$$D [P(t)] = E^2(t) \left[\sum_{i=1}^m g_i(t) \sigma_i \right]^2. \quad (3)$$

Здесь через $\delta_i(t)$ обозначено

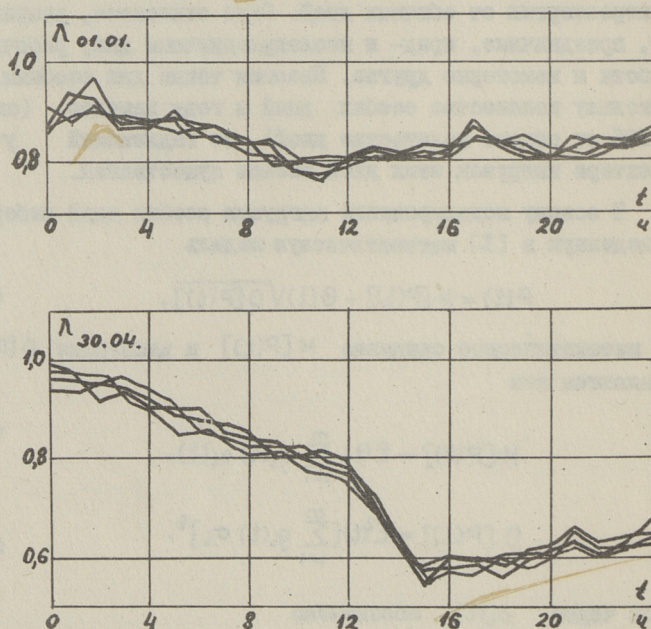
$$\delta_i(t) = [\delta_0(t) + \Delta \delta_i(t)] \varphi_i + \mu_i.$$

Нагрузка особых дней по приведенной модели прямым об-

разом не выражается. В качестве первого приближения можно эти дни заменить обычными днями, наиболее близкими по характеру нагрузки к особым дням. Назовем такие дни базисными по отношению к рассматриваемым особым дням. В качестве базисного дня может быть принято, например, воскресенье для праздничных дней, пятница для предпраздничных дней, понедельник для послепраздничных дней и т.п.

Математическое ожидание нагрузки базисных дней в некоторых случаях достаточно точно соответствует особым дням, однако обычно наблюдаются систематические отклонения фактических значений нагрузок особых дней от указанных математических ожиданий. Обозначим отношение математического ожидания $M[P_{oc}(t)]$ нагрузки особого дня к математическому ожиданию $M[P_{\delta}(t)]$ нагрузки соответствующего базисного дня через $\Lambda(t)$, т.е.

$$M[P_{oc}(t)] = \Lambda(t) M[P_{\delta}(t)]. \quad (4)$$



Фиг. 1. Графики функции отношения $\Lambda(t)$ активной нагрузки за 1971 - 1974 годы.

Целесообразность такого представления математического ожидания особых дней подтверждается высокой устойчивостью отношения $\Lambda(t)$ при различных особых днях в течение ряда лет (фиг. I).

Поскольку данные о нагрузках представляются в дискретном виде (обычно с шагом, равным одному часу), то функция $\Lambda(t)$ получается также в виде совокупности дискретных значений λ_i . С использованием интерполирующей функции $g_i(t)$ можем функцию отношения $\Lambda(t)$ представить в виде

$$\Lambda(t) = \sum_{i \in J} g_i(t) \lambda_i, \quad (5)$$

где J - множество рассматриваемых моментов времени j -го базисного дня.

Коэффициенты λ_i вычисляются отдельно для каждого особого дня года. В целях повышения достоверности их значения усредняются как по отдельным особым дням года, так и по данным различных лет.

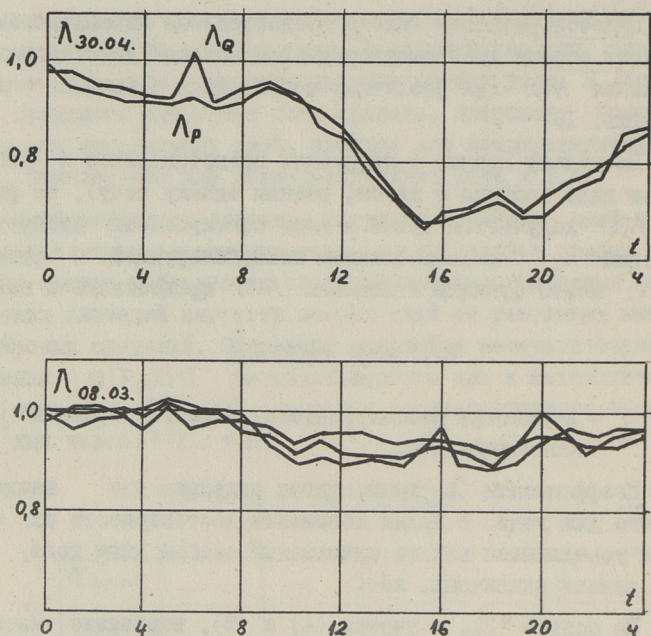
На основе (2), с учетом (4) и (5), выражение математического ожидания особых дней примет вид

$$M[P_{oc}(t)] = E(t) \sum_{i \in J} g_i(t) \lambda_i s_i(t). \quad (6)$$

Дисперсия нагрузки особых дней в принципе выражается аналогично математическому ожиданию. Однако, ввиду недостаточного количества статистических данных, оценки соответствующих функций отношения получаются недостоверными. Поэтому в порядке приближения дисперсия нагрузок особых дней принимаются равными дисперсиям базисных дней. С учетом сказанного, получим на основе (1), (3) и (6) математическую модель особых дней в виде.

$$P_{oc}(t) = E(t) \sum_{i \in J} g_i(t) [\lambda_i s_i(t) + \sigma_i \theta(t)]. \quad (7)$$

При моделировании нагрузок узлов электроэнергетических систем часто возникают затруднения из-за недостаточного объема статистических данных. Коэффициенты математической модели оцениваются в таких случаях на основе подобия графиков нагрузок различных узлов [1], т.е. часть из коэффициентов модели (коэффициенты формы) для рассматриваемого



Фиг. 2. Графики функции отношения $\lambda(t)$ нагрузок разных узлов.

узла заимствуется у некоторого другого узла с аналогичным составом потребителей. В число указанных коэффициентов необходимо включить и коэффициенты λ_i функции отношения. Возможность заимствования коэффициентов λ_i подтверждается близостью их значений для узлов с одинаковым составом потребителей. В качестве примера на фиг. 2 приведены графики функции отношения для различных нагрузок в некоторые характерные особые дни.

Устойчивость коэффициентов функции отношения создает благоприятные условия для прогнозирования нагрузок особых дней. Контрольное прогнозирование показывает, что среднеквадратическая ошибка прогноза для праздничных дней и рабочих суббот имеет такой же порядок, что и для обычных дней, т.е. составляет в случае больших узлов и энергосистем 2...3% при долгосрочном и 1...2% при краткосрочном прогнозировании. Для пред- и послепраздничных дней ошибка прогноза немного выше, составляя 3...4% и 2...3%, соответственно

при долгосрочном и краткосрочном прогнозировании.

Л и т е р а т у р а

І. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В. Моде-
лирование нагрузки электроэнергетической системы с учетом
метеорологических факторов. См. наст. сб., с. 3.

J. Valtin, M. Meldorf, U. Treufeldt

Simulation of the Load and Bus-load of the Power
System in Exceptional Days

Summary

A simulation of the load and bus-load of the power system in exceptional days (holidays, pre-holidays etc.) is described here. A form of mathematical model for exceptional days is proposed.

Ю. Ю. Вальтин, М. В. Мельдорф

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ НАГРУЗОК УЗЛОВ ЭЛЕКТРО-
 ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ ПО ЭКСПЕРТНЫМ ДАННЫМ

В настоящее время, наряду со статистическими методами прогнозирования нагрузок узлов электроэнергетической системы (ЭЭС), находят применение и экспертные (интуитивные) методы. Применение экспертного прогнозирования неизбежно при отсутствии достоверных статистических данных. В данной статье рассматривается применение экспертных оценок для прогнозирования нагрузок узлов ЭЭС с применением аналитической математической модели.

При наличии математической модели прогноз нагрузки согласно [1] определяется по выражению

$$M_{\tau}[P(t)] = P_0 e^{\alpha t} \sum_{i=1}^m g_i(t) \{ [s_0(t) + \Delta s_i(t)] \varphi_i + \mu_i + \sigma_i M_{\tau}[\theta(t)] \}. \quad (I)$$

Прогноз $M_{\tau}[\theta(t)]$ нормированного процесса нагрузки $\theta(t)$ находится по реализации этого процесса с учетом метеорологических факторов [1]. При времени упреждения свыше 7-10 суток $M_{\tau}[\theta(t)]$ практически равняется нулю.

Для практического вычисления прогноза нагрузки по формуле (I) необходимо предварительно оценивать коэффициенты математической модели. При наличии необходимых статистических данных указанное оценивание выполнимо без затруднений. Однако во многих случаях объем имеющейся информации недостаточен для прямой оценки коэффициентов математической модели. В настоящее время в практике эксплуатации ЭЭС лишь нагрузки наиболее крупных узлов регистрируются ежечасно. Нагрузки остальных узлов измеряются либо 4 раза в сутки, либо

только в некоторые сутки года. В некоторых случаях статистическая информация отсутствует вообще. В то же время планирование режима ведется с интервалом дискретизации, равным одному часу, т.е. коэффициенты математической модели необходимо определять для каждого часа недели ($m = 168$).

При недостаточном объеме статистических данных оценивание коэффициентов математической модели осуществимо на основе подобия графиков нагрузок различных узлов. Указанное подобие количественно выражается в близости значений соответствующих коэффициентов математической модели для узловых нагрузок.

Исследования показывают, что основные отклонения коэффициентов μ_i , ρ_i и σ_i ($i = 1, \dots, m$) для различных узлов сводятся к различиям их средних значений и пределов изменения. Поэтому целесообразно выделить в математической модели средние и среднеквадратические значения этих коэффициентов. Иначе говоря, заменим в математической модели исходные коэффициенты a_i соответствующими нормированными значениями a_i^* по формуле

$$a_i = a_0 + \alpha_a a_i^*, \quad (2)$$

где

$$a_0 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m a_i,$$

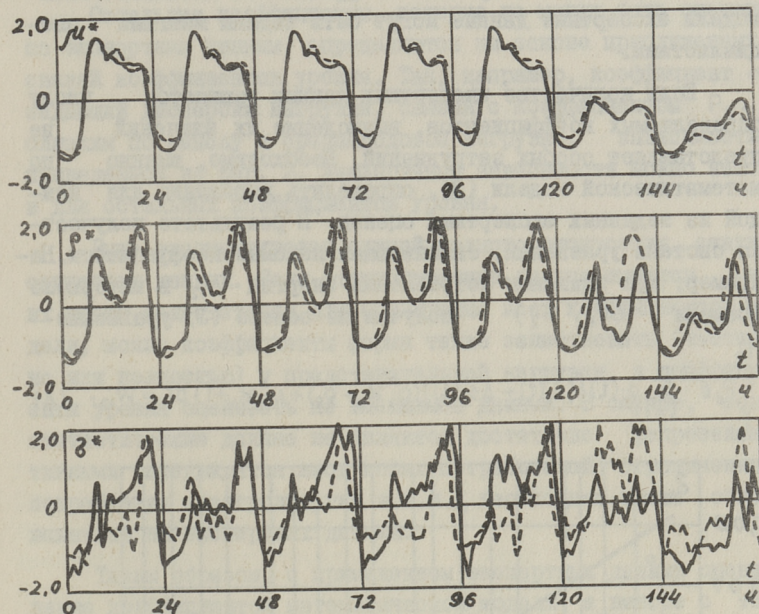
$$\alpha_a = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (a_i - a_0)^2}.$$

Принимая во внимание, что согласно принципам составления математической модели [2], всегда $\mu_0 = 1$, получим на основе (1) с учетом (2) преобразованную форму математической модели в виде

$$P(t) = P_0 e^{\alpha t} \sum_{i=1}^m g_i(t) \{ [z_0(t) + \Delta z_i(t)] (\rho_i^* \alpha_\rho + \rho_0) + \mu_i^* \alpha_\mu + 1 + (\sigma_i^* \alpha_\sigma + \sigma_0) \theta(t) \}. \quad (3)$$

Коэффициенты P_0 , α , α_ρ , ρ_0 , α_μ , α_σ и σ_0 являются основными количественными показателями нагрузки, поэтому назовем их коэффициентами уровня. Качественный характер изменения нагрузки во времени (форма графика нагрузки) выра-

жается коэффициентами ρ_i^* , μ_i^* и σ_i^* , а также параметрами функций $s_0(t)$ и $\Delta s_i(t)$. Соответственно назовем их коэффициентами формы.



Фиг. 1. Коэффициенты формы нагрузок двух узлов, близких по составу потребителей.

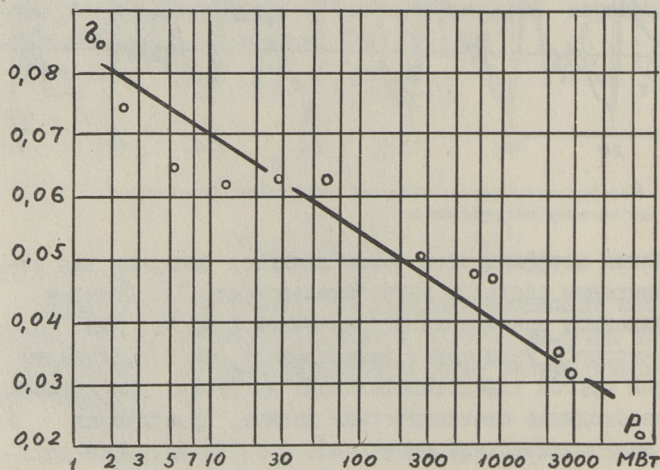
Значения коэффициентов формы являются близкими для узлов с одинаковым составом потребителей (фиг. 1). Поэтому при приближенном оценивании математической модели для нагрузки некоторого узла можно заимствовать эти коэффициенты у некоторой другой (представительной) нагрузки, для которой имеются необходимые статистические данные. Практически в качестве представительной могут быть приняты нагрузки крупных узлов или подсистем ЭЭС.

Коэффициенты уровня при отсутствии статистической информации оцениваются по данным, заданным экспертами. В качестве экспертных данных задаются характерные значения нагрузки, годовое и месячное потребление энергии, коэффициенты заполнения графика нагрузки и др. Могут быть использованы

ны и качественные сведения, как оценки о подобии графиков различных нагрузок, о тенденциях изменения нагрузки в будущем (например, наличие ограничения максимумов) и т.п. Для повышения достоверности коэффициентов математической модели экспертные данные могут быть заданы многими специалистами.

Если количество экспертных данных равняется числу определяемых коэффициентов, вычисление их значений не представляет особых затруднений. Необходимо, именно по математической модели (3), определить выражения для каждой из заданных экспертных оценок. В результате получается система уравнений, связывающая искомые коэффициенты. Например, при заданном потреблении энергии W_{12} в интервале времени (t_1, t_2) получим на основе (3) уравнение

$$\int_{t_1}^{t_2} P_0 e^{at} \sum_{i=1}^m g_i(t) \{ [\sigma_0(t) + \Delta \sigma_i(t)] (\rho_i^* \alpha_{\rho} + \rho_0) + \mu_i^* \alpha_{\mu} + 1 \} dt = W_{12}. \quad (4)$$



Фиг. 2. Зависимость коэффициента σ_0 от среднегодовой нагрузки узла.

Обычно, однако, количество данных, оцениваемых экспертами, небольшое. Поэтому необходимо установить значимости коэффициентов уровня и соответственно установить очередность оценивания этих коэффициентов. На основе чув-

ствительности математической модели (3) к различным коэффициентам уровня установлен следующий порядок их значимостей (по мере убывания): $P_0, \kappa_\mu, \varphi_0, \kappa_\varphi, \alpha, \sigma_0, \kappa_\sigma$.

Остальные коэффициенты, которые не могут быть оценены по экспертным данным, определяются на основе приближенных связей коэффициентов уровня. Так, например, коэффициент σ_0 , задающий дисперсию нагрузки, связан с коэффициентом P_0 , близким по смыслу к среднегодовой нагрузке, зависимостью, приведенной на фиг. 2. Аналогичные зависимости можно найти и для остальных коэффициентов уровня.

Выше рассматривался случай полного отсутствия статистических данных. Если статистические данные имеются, но их объем недостаточен для оценивания всех коэффициентов модели, можно коэффициенты формы также заимствовать (частично или полностью) у представительной нагрузки, а коэффициенты уровня оценивать по имеющимся данным. В случае, если статистические данные не являются достаточно репрезентативными (предвидится ввод новых потребителей, ограничения потребления электроэнергии и т.п.), необходимо также основываться на экспертных данных.

Таким образом, с применением экспертных данных оценивание коэффициентов математической модели, а вместе с тем и прогнозирование нагрузки узлов ЭЭС на заданный момент времени, осуществимо при любых объемах статистической информации. Погрешность прогноза, определенного на основе экспертных данных, вызвана погрешностью коэффициентов уровня и формы. Выполненное по данным Эстонской энергосистемы долгосрочное (с временным упреждением порядка одного года) прогнозирование нагрузок узлов со средней мощностью от 2 до 60 МВт показало, что различия в коэффициентах формы для узлов, близких по составу потребителей, не превышает 5...10 процентов. Ошибки коэффициентов уровня, зависящие от точности экспертных оценок, обычно не превышают 10...15%. Максимальная ошибка прогноза часовых нагрузок оценивается, следовательно, порядка 20 процентов.

Л и т е р а т у р а

И. 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. См. наст. сб., с. 3.

2. 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.

J. Valtin, M. Meldorf

Forecasting the Bus-load of a Power System
on the Expert Data

Summary

A method of forecasting the bus-load on the expert data is described here. A variation mathematical model of the bus-load of the power system is proposed.

УДК 621.311.153

П.Х. Раасаар, В.П. Сивакова
Э.А. Тийгмяги, Ю.Э. Треуфельдт

ОБРАБОТКА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ
ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЭЛЕКТРОПОТРЕБЛЕНИЯ
ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ

В ежедневной практике управления режимами электроэнергетической системы (ЭЭС) требуется информация о суммарной активной нагрузке системы. Для персонала диспетчерских служб эти сведения чаще всего представляются в виде характерных показателей потребления, таких как совмещенные графики нагрузки в характерные дни недели, их максимумы, минимумы, коэффициенты неравномерности и заполнения, потребление электроэнергии за различные периоды времени и др. Эти данные обычно являются исходными как при анализе, так и при планировании режимов работы ЭЭС.

При анализе режимов характерные показатели вычисляются по фактическим данным о нагрузках и потребляемой электроэнергии, при этом иногда встречаются и ошибочные или неточные данные. Источником ошибок являются, прежде всего, неточности измерительных приборов. Кроме того, суммарная нагрузка ЭЭС, как правило, вычисляется по данным измерений, полученным в разных точках системы. Неодновременность измерений в таком случае вызывает значительные ошибки, особенно при быстро изменяющихся транзитных перетоках мощностей. Ошибки могут возникать также при передаче и перфорировании данных.

Ошибочные данные, в первую очередь, вызывают ошибки в показателях, вычисляемых по отдельным значениям нагрузки системы (например максимальные и минимальные нагрузки, коэффициенты неравномерности и заполнения и др.), а также

понижают достоверность интегральных показателей (средние нагрузки, энергия и т.п.). Поэтому для получения достоверных показателей электропотребления ошибочные данные необходимо исключать.

В настоящее время в энергосистемах обычно фиксируются еже часно нагрузки, а также суточные потребляемые энергии. Учитывая, что характерные показатели потребления вычисляются, как правило, для декады, месяца, квартала или года, объемы необходимых исходных данных получаются весьма значительные. В таких условиях "ручное" выявление и исключение ошибочных данных трудоемкое и практически неэффективное. Поэтому подавление ошибочных данных приходится осуществлять на ЦВМ. Для этой цели можно пользоваться методами теории оценивания. Но необходимая для оценивания избыточность измерительных данных обычно отсутствует. В некоторой степени избыточность информации возникает лишь при наличии данных потребления электроэнергии по показаниям счетчиков. Однако прямое применение такого рода избыточной информации для оценивания часовых нагрузок невозможно.

В целях создания "искусственной" избыточности исходной информации исходим из математической модели нагрузки [1]:

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

где математическое ожидание $M[P(t)]$ и дисперсия $D[P(t)]$ нагрузки выражаются в виде

$$M[P(t)] = E(t) \sum_{i=1}^m g_i(t) s_i(t), \quad (2)$$

$$D[P(t)] = E^2(t) \left[\sum_{i=1}^m g_i(t) \sigma_i \right]^2. \quad (3)$$

Аналитичность модели позволяет вычислить математическое ожидание и дисперсию нагрузки в принципе для любого момента времени. Имея для некоторого момента времени t_i исходную (измеренную) нагрузку P_i и исходя из теории оценивания, оценка нагрузки P'_i получается в виде

$$P'_i = \frac{D[P_i]M[P(t_i)] + D[P(t_i)]P_i}{D[P_i] + D[P(t_i)]}. \quad (4)$$

Здесь дисперсию исходных значений нагрузок $D[P_i]$ можно в первом приближении вычислить как

$$D[P_i] = \left(\frac{\delta P P_i}{100 c} \right)^2, \quad (5)$$

где δP – погрешность измерительного прибора (ваттметра) в процентах;

c – коэффициент достоверности (обычно $c = 2,5 \dots 3,0$).

Оценку нагрузки можно признать достоверной, если выполнено условие

$$|P_i - M[P(t_i)]| < c \sqrt{D[P(t_i)]}. \quad (6)$$

Исходные данные P_i , для которых не выполнено неравенство (6), считаются ошибочными и исключаются. Соответствующие значения нагрузки приравниваются математическим ожиданиям нагрузки ($P_i = M[P(t_i)]$).

Оценивание суточной потребляемой энергии за k -тые сутки производится по показаниям счетчиков W_{ck} и по математическим ожиданиям энергии $M[W_{nk}]$, которые вычисляются по площади суточного графика математического ожидания нагрузки. Тогда оценка энергии W'_k вычисляется как

$$W'_k = \frac{D[W_{ck}]M[W_{nk}] + D[W_{nk}] \cdot W_{ck}}{D[W_{ck}] + D[W_{nk}]}. \quad (7)$$

Дисперсия исходных значений энергии $D[W_{ck}]$ получается аналогично формуле (5)

$$D[W_{ck}] = \left(\frac{\delta W \cdot W_{ck}}{100 \cdot c} \right)^2, \quad (8)$$

где δW – погрешность счетчика в процентах.

Дисперсия $D[W_{nk}]$ вычисляется как

$$D[W_{nk}] = c_D \sum_{i=1}^{24} D[P(t_i)], \quad (9)$$

где c_D – коэффициент, учитывающий взаимную корреляцию часовых нагрузок внутри суток (обычно $c_D = 15 \dots 20$).

Оценка энергии получается достоверной, если выполнено неравенство

$$|W_{ck} - M[W_{nk}]| < c \sqrt{D[W_{nk}]}. \quad (10)$$

Как показали расчеты, оценка суточной энергии обычно в некоторой степени отличается от суточной энергии, вычисленной по оценкам часовых нагрузок. Предполагая, что эти отклонения являются следствиями систематических ошибок систем измерения нагрузок, можно ввести поправки в значения нагрузок и получить окончательную оценку нагрузки P_i'' в виде

$$P_i'' = P_i' - \frac{W_{nk} - W_k^i}{24}, \quad i = 1, 2, \dots, 24, \quad (11)$$

где W_{nk} — суточная энергия, вычисляемая по площади суточного графика уточненной нагрузки.

На основе полученных оценок значений нагрузок и энергии можно вычислить достоверные оценки различных характерных показателей электропотребления для анализа прошлых режимов работы ЭЭС.

Основой вычисления прогнозов характерных показателей электропотребления является прогноз нагрузки на соответствующий предстоящий период времени. Исходя из модели нагрузки (I), прогноз нагрузки с упреждением τ вычисляется в общем виде как условное математическое ожидание нагрузки

$$M_\tau[P(t)] = E(t) \sum_{i=1}^m g_i(t) \{ \delta_i(t) + \sigma_i M_\tau[\theta(t)] \}, \quad (12)$$

где $M_\tau[\theta(t)]$ — прогноз процесса $\theta(t)$ с временем упреждения.

При краткосрочном прогнозировании с упреждением до двух недель, математическое ожидание процесса $\theta(t)$ вычисляется с учетом текущей реализации самого процесса $\theta(t)$ и влияющих на нагрузку метеорологических факторов. При долгосрочном прогнозировании, с упреждением от двух недель до 1...2 лет, математическое ожидание процесса $\theta(t)$ принимается равным нулю. По выражению (12) можно получить прогнозы нагрузок в принципе для любого момента времени, в том числе и часовые нагрузки с упреждением от нескольких часов до 1...2 лет. На основе часовых нагрузок нетрудно вычислить различные характерные показатели электропотребления для

любого желаемого периода в циклах краткосрочного и долгосрочного планирования режимов. Достоверность показателей подтверждается достаточно высокой точностью прогнозов.

На основе вышеизложенной методики обработки исходных данных и прогнозирования показателей электропотребления разработаны расчетные алгоритмы и составлены программы для ЦВМ М-222. В настоящее время данная методика используется в Ленэнерго при корригировании исходных данных и при вычислении характерных показателей (как фактических, так и прогнозных) для декадного, месячного, квартального и годового периода потребления. Согласно принятому в настоящее время порядку планирования режимов и отчетности, результаты расчетов выводятся на печать по специальным формам печати. Так например, в т.н. форме корригирования данных представляются исходные и корригированные суммарные графики нагрузки, а также соответствующие значения энергии. При этом отдельно отмечаются недостоверные исходные данные, которые в ходе корригирования исключаются.

В формах печати характерных показателей потребления представляются графики нагрузки и потребляемые энергии как отдельных суток, так и соответствующие совмещенные показатели по однотипным дням недели. Кроме того приводятся характерные показатели графиков нагрузки, такие как максимумы, минимумы, коэффициенты заполнения и неравномерности, время использования наибольших нагрузок и др. Специальные формы печати разработаны для представления годовых приростов потребления электроэнергии и некоторых показателей совмещенных графиков нагрузки за различные периоды.

При всех формах печати дополнительно приводятся календарные данные, такие как год, месяц, число, день недели, тип дня (обычный или особый) и время, а также некоторые показатели температуры воздуха.

Л и т е р а т у р а

Г. 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. См. наст. сб., с.3.

P. Raesaar, V. Sivakova,
E. Tiigimägi, Ü. Treufeldt

Data Handling and Exponents Prediction
for the Consumers Load of the Power System

Summary

Load and energy estimation along with short-time and long-time prediction of power consuming exponents on the grounds of previously prepared mathematical models of load are described here.

УДК 621.311.153

Э.А.Кээл, П.Х.Раэсаар
Э.А.ТийгмягиКОРРЕЛЯЦИОННЫЕ ЗАВИСИМОСТИ НАГРУЗОК
ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМ И ИХ УЗЛОВ

При краткосрочном и оперативном прогнозировании нагрузок электроэнергетических систем (ЭЭС) и их узлов уточнение прогнозов можно получить учетом статистических зависимостей между значениями нагрузки в разные моменты времени, а также между разными нагрузками [1]. Такими зависимостями являются соответствующие функции авто- и взаимной корреляции.

Следует отметить, что корреляционные моменты в значительной степени зависят от определения соответствующих математических ожиданий, т.е. от принятой математической модели нагрузки. Во многих опубликованных к настоящему времени работах, затрагивающих статистический анализ нагрузок ЭЭС, их узлов и потребителей, нагрузки рассматриваются как случайные величины или стационарные случайные процессы в определенных интервалах времени. Очевидно, что количественные показатели вероятностных характеристик, в том числе и корреляции, при разных интервалах усреднения не сравнимы между собой. Достоверные результаты могут быть получены лишь в случае, если интервалы дискретизации математического ожидания не больше интервала дискретизации параметров при планировании режима. Ниже изложены основные результаты анализа корреляционных зависимостей нагрузок на основе математической модели, описанной в [2,3], согласно которой нагрузка $P(t)$ выражается как нестационарный случайный процесс

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

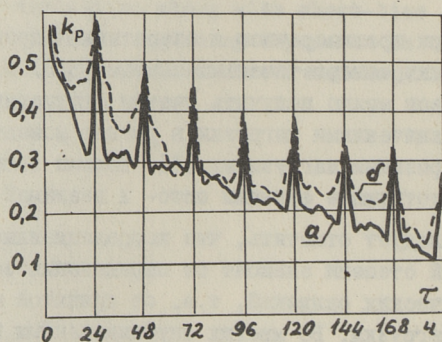
где $M[P(t)]$ и $D[P(t)]$ - соответственно математическое

ожидание и дисперсия нагрузки;

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

Предметами корреляционного анализа являются процессы $\theta(t)$. Если интервал дискретизации модели (I) принят равным одному часу, то и получаемые оценки корреляционных функций могут быть использованы при планировании режимов ЭЭС с часовым интервалом дискретизации.

Статистический анализ был проведен с помощью программы анализа и прогнозирования нагрузок, разработанной на кафедре электрических систем Таллинского политехнического института [4].



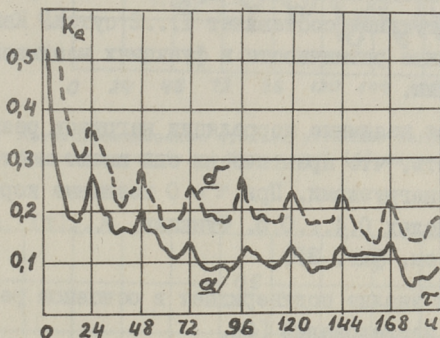
Фиг. 1. Типичные примеры автокорреляционных функций активных нагрузок узлов (а – узел с мощностью 60 МВт, б – узел с мощностью 10 МВт).

Для получения представлений о корреляционных зависимостях нагрузок узлов ЭЭС были анализированы нагрузки ряда узлов Эстонской энергосистемы с мощностями 5...60 МВт.

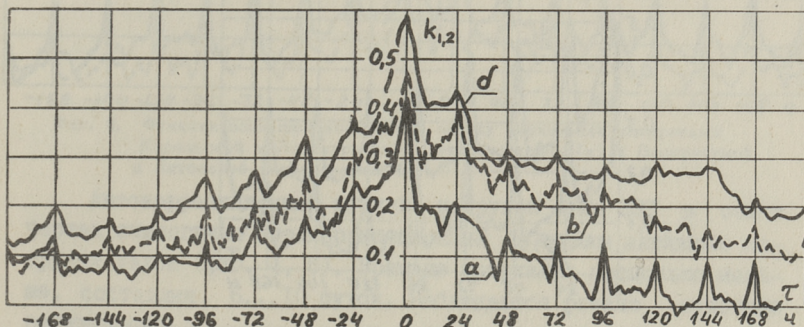
Более сильные автокорреляционные связи имеют место при активных нагрузках. Значения автокорреляционных функций $k_p(\tau)$ снижаются до значения 0,5 за 3...4 часа, а затем колеблются в пределах 0,15...0,6. При этом наблюдаются резкие пики функций $k_p(\tau)$ с суточной периодичностью (фиг. 1). Этот факт свидетельствует о наличии в процессе $k_p(\tau)$ определенной суточной ритмичности, обусловленной последствием метеорологических факторов, а также временными изменениями технологических процессов, структуры нагрузок и т.п. Автокорреляционные функции активных нагрузок затухают в

среднем за две недели.

Автокорреляционные функции реактивных нагрузок снижаются до значения 0,5 за 1...2 часа, колеблются затем в диапазоне 0,1...0,4 и практически затухают за 6...10 суток. При этом также наблюдаются суточные ритмичности, хотя они во многих случаях менее выражены, чем в случае активных нагрузок (фиг. 2).



Фиг. 2. Типичные примеры автокорреляционных функций реактивных нагрузок узлов (а - узел с мощностью 60 МВт, б - узел с мощностью 10 МВт).



Фиг. 3. Типичные примеры функций взаимных корреляций нагрузок узлов (а - между активной и реактивной нагрузками узла 1 типа, б - между активной и реактивной нагрузками 11 типа, между активными нагрузками разных узлов).

При рассмотрении взаимных корреляций между активной и реактивной нагрузками одного и того же узла следует различать узлы с заданным графиком напряжения (в дальнейшем уз-

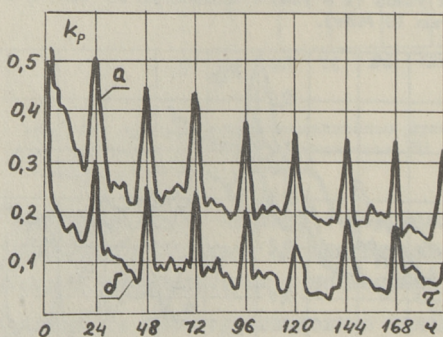
лы I типа) и без него (узлы II типа).

Более заметно взаимные корреляции имеют место для узлов II типа. Значения корреляционных функций $k_{p,q}(\tau)$ при $\tau = 0$ лежат в пределах 0,5...0,7, за 1...2 часа снижаются до значения 0,5 и практически затухают за 3...10 суток (фиг. 3).

При узлах первого типа более заметны корреляции порядка 0,3...0,5 имеют место лишь при $\tau = 0...1$, а время практического затухания составляет 1...2 суток. Как видно из фиг. 3, суточные ритмичности в функциях взаимной корреляции мало заметны.

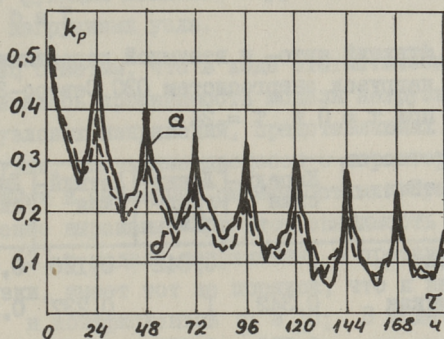
Рассматривая взаимные корреляции нагрузок разных узлов, можно сказать, что практически они имеют место лишь между активными нагрузками. При $\tau = 0$ взаимные корреляции находятся в пределах 0,4...0,5. Функции $k_{p,p}(\tau)$ затухают за 1...2 суток (см. фиг. 3).

Проведенный анализ подтверждает в основном результаты предварительных исследований [5].

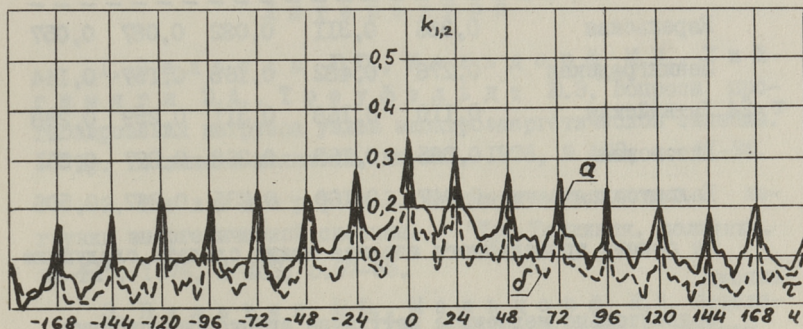


Фиг. 4. Автокорреляционные функции активных нагрузок Белорусской (а) и Латвийской (б) энергосистем.

Для решения задач управления и планирования процессов объединенных энергосистем (ОЭС) целесообразно иметь сведения о вероятностных характеристиках нагрузок отдельных ЭЭС, входящих в состав ОЭС. В целях получения таких сведений был проведен анализ активных нагрузок некоторых энергосистем ОЭС Северо-Запада.



Фиг. 5. Автокорреляционные функции активных нагрузок Ленинградской (а) и Карельской (б) энергосистем.



Фиг. 6. Функции взаимной корреляции между активными нагрузками Карельской и Ленинградской энергосистем (а) и Белорусской и Литовской энергосистем (б).

Автокорреляционные функции нагрузок этих ЭЭС в общих чертах аналогичны автокорреляционным функциям активных нагрузок узлов (фиг. 4, 5). Времена затухания несколько меньше, составляя 6...10 суток. Наблюдаются резкие суточные ритмичности.

Максимальные значения функций взаимной корреляции (при $\tau = 0$) достигли 0,35. При этом взаимная корреляция сильно зависит от расстояния между энергосистемами, уменьшаясь с увеличением последнего. Это положение иллюстрирует таблица I. Функции $k_{p,p}(\tau)$ имеют также суточные ритмичности (см. фиг. 6).

Т а б л и ц а I

Значения функций авто- и взаимной корреляции
активных нагрузок энергосистем ОЭС Северо-Запада
при $\tau = 0$ и $\tau = 24$

Энергосистема	Карель- ская	Ленин- град- ская	Латвий- ская	Литов- ская	Бело- рус- ская
Карельская	I	0,342	0,126	0,092	0,079
Ленинградская	0,342	I	0,237	0,212	0,212
$\tau = 0$ Латвийская	0,126	0,237	I	0,271	0,315
Литовская	0,092	0,212	0,271	I	0,341
Белорусская	0,079	0,212	0,315	0,341	I

Карельская	0,386	0,311	0,082	0,087	0,057
Ленинградская	0,276	0,482	0,168	0,157	0,144
$\tau = 24$ Латвийская	0,110	0,168	0,311	0,259	0,238
Литовская	0,085	0,153	0,268	0,397	0,261
Белорусская	0,047	0,160	0,235	0,267	0,506

На основе проведенного анализа можно сделать следующие выводы.

Сравнительно медленное затухание автокорреляционных функций нагрузок позволяет применять их для уточнения краткосрочных прогнозов с упреждением до 5...10 суток.

Краткосрочные прогнозы активных нагрузок узла с неполной информацией [6] могут быть уточнены с помощью функции взаимной корреляции между активной нагрузкой данного узла и некоторого т.н. представительного узла с полной информацией. Время упреждения прогноза в таком случае ограничено 1...2 сутками.

С большим весом, особенно при прогнозировании активных нагрузок, должны учитываться нагрузки соответствующих часов предыдущих суток.

Для уточнения краткосрочных прогнозов реактивных нагрузок узлов могут быть применены (особенно в случае уз-

лов II типа) функции взаимной корреляции между активной и реактивной нагрузками узла.

Наконец отметим, что в ходе статистических исследований проверялась применимость модели нагрузки вида (I) к анализу узловых напряжений, представляющих из себя, как и нагрузки, случайные процессы с характерными суточными, недельными и сезонными ритмичностями. Правда, эти ритмичности менее выражены. При этом значимость коррекций $\Delta s_i(t)$ [3] в модели напряжения, в противоположность модели нагрузки, имеет тот же порядок, что и значимости функции $s_0(t)$ и коэффициентов q_i и μ_i . В модели напряжения практически отсутствует тренд. Однако эти различия носят в основном количественный характер и не исключают возможность применения указанной модели.

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

2. 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.

3. 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. См. наст. сб., с. 3.

4. В а л ь т и н Ю.Ю., М е л ь д о р ф М.В. Программа анализа и прогноза нагрузок узлов электроэнергетической системы. "Тр. Таллинск. политехн. ин-та", 1976, № 403, с. 85-88.

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

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

E. Keel, P. Raesaar,
E. Tiigimägi

Correlation Dependences of Loads of
Power Systems and their Buses

Summary

Results of statistical analyses of correlation dependences of loads of power systems and their buses are given here. The fitness of autocorrelation and cross-correlation functions of loads for precisizing short-time forecasts of loads is proved.

М.Х. Валдма

ОБ ОПТИМИЗАЦИИ РЕЖИМА ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ В УСЛОВИЯХ НЕПОЛНОЙ ИНФОРМАЦИИ

I. Введение. Для оптимального управления режимом энергетической системы (ЭС) необходимо на каждый текущий момент времени определить её оптимальный режим работы. Нахождение оптимального режима называется его оптимизацией.

В решении указанной задачи принимают участие все уровни иерархии системы диспетчерского управления ЭС. При этом оптимизация текущего режима тесно связана с оптимальным планированием режима на различные предстоящие периоды времени (на год, неделю, сутки, час). Поэтому нахождение оптимального режима представляет собой исключительно сложный информационный процесс, протекающий в современных крупных ЭС в пространстве и во времени. Синтез рациональных алгоритмов указанного процесса является одной из актуальных задач в кибернетике энергетических систем.

Сущность задач оптимизации и принципы их решения зависят от характера входной информации и точности реализации оптимального плана режима (рассчитанного оптимального режима).

Информация для оптимизации называется полной, если все входные параметры и зависимости абсолютно точно (в детерминированной форме) известны и если оптимальные планы реализуются точно. В противном случае информация является неполной. Для представления неполной информации о каком-либо параметре или функции существуют следующие основные формы: 1) вероятностная форма – задаются их необходимые вероятностные характеристики, 2) неопределенно-вероятностная форма – вероятностные характеристики параметра или функции точно не известны, но указаны зоны их возможных значений, 3) не-

определенная форма — о параметре или функции известны лишь зоны возможных значений, 4) расплывчатая форма — зоны возможных значений параметра или функции нечетко определены и заданы в виде расплывчатых (нечетко определенных) множеств.

К настоящему времени значительно развиты методы оптимизации режимов ЭС в условиях полной информации [1]. Однако в действительности полная информация не бывает доступна.

Для оптимизации режима требуется информация о нагрузках подстанций, характеристиках агрегатов, авариях, речных стоках и о многих других процессах в предстоящий период времени. Указанные процессы имеют случайный характер и априорная информация о них в принципе не может являться полной.

Кроме того, оптимальные планы режима реализуются в ЭС с некоторыми, имеющими случайный характер, отклонениями. Отклонения фактических значений управляемых параметров от их плановых значений существуют на всех уровнях иерархии управления. Они заметны не только при оптимизации долгосрочных и краткосрочных режимов, но и при оперативной оптимизации текущего режима через короткие интервалы времени. Отклонения управляемых параметров представляют собой сложные случайные процессы, априорная информация о которых является неполной.

Неполнота входной информации и отклонения управляемых параметров (погрешности реализации оптимальных планов) снижают эффективность оптимизации режима, вызывая в системе ущерб из-за неполноты информации. В этих условиях те математические модели¹, которые разработаны для оптимизации режима в строго детерминированных условиях, часто оказывают-

¹ Под математической моделью здесь понимается абстрактная система, описывающая на языке математики зависимости между оптимальным планом и входной информацией в явном или неявном виде. Математическими моделями оптимизации режима являются математические постановки задач, необходимые и достаточные условия оптимальности, а также выведенные из них формы.

ся малоэффективными. Чтобы свести к минимуму ущерб из-за неполноты информации, необходимо создать такие математические модели, методы и алгоритмы оптимизации, которые позволяли бы учитывать также информацию в вероятностной, неопределенной и расплывчатой формах о входных данных и погрешностях реализации оптимальных планов. По предварительным результатам исследования использование информации, представленной в вероятностной и неопределенной формах, позволяет повысить эффективность методов оптимизации примерно на 30...50%. Проблема оптимизации режима в условиях неполной информации чрезвычайно многогранна и еще мало исследована [1...3].

2. Детерминированные задачи оптимизации режима. Существуют различные постановки детерминированных задач оптимизации режима. Мы исходим из следующей общей формы:

$$\min_{y_1, \dots, y_s} \sum_{k=1}^s \varphi_k(x_k, y_k, w_k) \quad (I)$$

при условии, что

$$g_k(x_k, y_k, w_k) = 0, \quad k = 1, \dots, s; \quad (2)$$

$$x_k = \hat{x}_k(x_{k-1}, y_k, w_k), \quad k = 1, \dots, s; \quad (3)$$

$$\sum_{k=1}^s h_k(x_k, y_k, w_k) = 0; \quad (4)$$

$$x_k^- \leq x_k \leq x_k^+, \quad k = 1, \dots, s; \quad (5)$$

$$y_k^- \leq y_k \leq y_k^+, \quad k = 1, \dots, s. \quad (6)$$

где x_k, y_k - векторы зависимых и независимых управляемых параметров в k -м интервале времени;

w_k - вектор неуправляемых параметров в k -м интервале времени;

s - число расчетных интервалов времени в оптимизируемый период;

$\sum_{k=1}^s \varphi_k$ - целевой функционал;

g_k - вектор-функция ограничений, накладываемых

на параметры k -го интервала, и которые не учтены в зависимостях (3);

\hat{x}_k - явная или неявная вектор-функция;

$\sum_{k=1}^s h_k$ - вектор-функция ограничений;

$x_k^-, x_k^+, y_k^-, y_k^+$ - векторы минимальных и максимальных допустимых значений.

Оптимальный план режима может быть определен: 1) в числовой форме - выдаются оптимальные значения векторов x_k ,

y_k или только оптимальные значения векторов y_k , $k = 1, \dots, s$; 2) в виде функций оптимальных значений независимых управляемых параметров - $y_k^0(x_0, w_1, \dots, w_s)$, $k = 1, \dots, s$; 3) в виде различных сочетаний указанных форм.

Для решения задачи (1)...(6) требуется информация в детерминированной форме о векторах w_k , x_k^-, x_k^+ , y_k^-, y_k^+ и функциях φ_k , q_k , \hat{x}_k , h_k при $k = 1, \dots, s$. Также должен быть задан вектор x_0 .

Задачи указанного типа позволяют точно оптимизировать режим только в условиях полной информации. При использовании детерминированных задач в вероятностных условиях все случайные параметры и функции заменяются их математическими ожиданиями. Однако при этом оптимальные планы определяются с систематической ошибкой и поэтому такой подход часто недопустим.

3. Оптимизация в вероятностных условиях. Рассмотрим сначала одноэтапные задачи при случайных управляемых (\hat{y}_k) и неуправляемых (\tilde{w}_k) параметрах. Величина ущерба из-за неполноты информации определяется формулой:

$$R_s(y_1^*, \dots, y_s^*, w_1, \dots, w_s) = \sum_{k=1}^s \{ \varphi_k(x_k, y_k^*, w_k) - \varphi_k[x_k^0, y_k^0(w_1, \dots, w_s), w_k] \}, \quad (7)$$

где $y_k^0(w_1, y_k^0(w_1, \dots, w_s))$ - детерминированно-определенный оптимальный план (решение задачи (1)...(6)) при заданных

w_1, \dots, w_s ; y_1^*, \dots, y_s^* - некоторые допустимые по условиям (2)...(6) значения векторов y_1, \dots, y_s .

При случайных векторах $\tilde{w}_1, \dots, \tilde{w}_5, \tilde{y}_1, \dots, \tilde{y}_5$ величина ущерба также будет случайной. Тогда эффективным критерием оптимизации режима является минимум математического ожидания ущерба (7) или минимум математического ожидания целевого функционала (I):

$$\min MR_5(\cdot) \text{ или } \min \sum_{k=1}^5 M\varphi_k(\cdot), \quad (8)$$

где M — символ математического ожидания.

Оптимизация режима по критерию (8) смещает плотность распределения величин R_5 и $\sum \varphi_k$ в сторону уменьшения. В результате этого, как правило, уменьшаются их максимальное возможное значение, мода и все квантили. При этом гарантируется (с вероятностью, близкой единице) минимум суммарного ущерба и в достаточно длительный период. Критерий (8) применяется во многих работах [2...9 и др.].

Вторым критерием, представляющим в некоторых случаях практический интерес, является

$$\min P\left(\sum_{k=1}^5 \tilde{\varphi}_k \geq \Phi_0\right), \quad (9)$$

где P — символ вероятности;

Φ_0 — некоторый заданный уровень.

Он может оказаться эффективным при выборе оптимального состава работающих агрегатов на основе вероятностной входной информации.

В качестве плана режима можно выбирать различные вероятностные характеристики векторов $\tilde{y}_1, \dots, \tilde{y}_5$. Практический интерес представляют задачи определения оптимальных математических ожиданий независимых управляемых параметров. Тогда \tilde{y}_k будет состоять из двух слагаемых:

$$\tilde{y}_k = \bar{y}_k + \Delta \tilde{y}_k, \quad (10)$$

где \bar{y}_k — вектор плановых (оптимизируемых) значений, $\bar{y}_k = M\tilde{y}_k$;

$\Delta \tilde{y}_k$ — вектор случайных отклонений.

Здесь вектор \tilde{y}_k определяется в двух этапах: на первом этапе выбирается оптимальный \bar{y}_k , а на втором — вектор $\Delta \tilde{y}_k$. При этом $\Delta \tilde{y}_k$ имеет различное происхождение

и состоит из нескольких слагаемых [9]. Одна из составляющих обусловлена последующими управляющими воздействиями, например, корректированием плана в процессе его реализации и автоматическим регулированием параметров режима. Другую составляющую представляют собой отклонения, вызванные прямым воздействием случайных факторов на режим ЭС (отклонениями потребляемой мощности от прогноза, изменением состояния оборудования и т.д.). Наконец третья составляющая — это погрешности в реализации задания вследствие помех в системе управления.

В общем случае вектор $\Delta \tilde{y}_k$ зависит от плана режима и неуправляемых параметров:

$$\Delta \tilde{y}_k = \Delta \tilde{y}_k(\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s, \tilde{w}_1, \dots, \tilde{w}_s), \quad (II)$$

причем эта зависимость является стохастической. В качестве упрощенной модели $\Delta \tilde{y}_k$ можно использовать представление его компонентов в виде стохастической функции только от планового значения данного параметра [9]:

$$\Delta \tilde{y}_{ki} = \Delta \tilde{y}_{ki}(\bar{y}_{ki}), \quad (I2)$$

где i — индекс компонента вектора.

Зависимости (I2) могут быть определены на основе статистического анализа процессов отклонений управляемых параметров.

Выбором векторов $\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s$ невозможно обеспечить выполнение ограничений (2)...(6) при всех возможных реализациях случайных факторов. Равномерное выполнение указанных ограничений обеспечивается векторами $\Delta \tilde{y}_1, \dots, \Delta \tilde{y}_s$. Поэтому допустимыми при оптимизации режима являются такие векторы $\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s$, которые при заданных вероятностных характеристиках $\Delta \tilde{y}_1, \dots, \Delta \tilde{y}_s$ обеспечивают выполнение условий (2)...(6) в среднем или с заданной вероятностью. Тогда задачу оптимизации режима в вероятностных условиях можно свести к следующему виду [I0]:

$$\min_{\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s} \sum_{k=1}^s \bar{\varphi}_k(\bar{x}_k, \bar{y}_k) \quad (I3)$$

при условии, что

$$\bar{g}_k(\bar{x}_k, \bar{y}_k) = 0, \quad k = 1, \dots, s; \quad (I4)$$

$$\sum_{k=1}^s \bar{h}_k(\bar{x}_k, \bar{y}_k) = 0; \quad (I5)$$

$$\bar{x}_k^- \leq \bar{x}_k \leq \bar{x}_k^+, \quad k=1, \dots, s; \quad (I6)$$

$$\bar{y}_k^- \leq \bar{y}_k \leq \bar{y}_k^+, \quad k=1, \dots, s, \quad (I7)$$

где $\bar{\varphi}_k, \bar{g}_k, \bar{h}_k$ - т.н. плановые функции

$$\bar{\varphi}_k(\bar{x}_k, \bar{y}_k) = M \varphi_k(\bar{x}_k + \Delta \tilde{x}_k, \bar{y}_k + \Delta \tilde{y}_k, \tilde{w}_k). \quad (I8)$$

Указанная модель оптимизации позволяет определить такие значения математических ожиданий управляемых параметров, при которых математические ожидания первичного целевого функционала (I) и ущерба из-за неполноты информации будут минимальными. При этом учитывается вероятностная информация о неуправляемых параметрах и отклонениях управляемых параметров.

Необходимые вероятностные характеристики векторов x_k могут быть в принципе определены аналитическим путем на основе зависимости (3) [3] или можно вычислить их математические ожидания по выражению:

$$\bar{x}_k = M \hat{x}(\bar{x}_{k-1} + \Delta \tilde{x}_{k-1}, \bar{y}_k + \Delta \tilde{y}_k, \tilde{w}_k), \quad (I9)$$

а вероятностные характеристики отклонений $\Delta \tilde{x}_k$ определить на основе статистического анализа прошлых режимов.

Задача (I3)...(I7) представляет собой модифицированную задачу. Формально она отличается от исходной задачи (I)...(6) лишь тем, что вместо фактических функций здесь фигурируют плановые функции.

Заметим, что модифицированная задача будет иметь такой же вид и тогда, когда случайными являются функции $\varphi_k, g_k, \hat{x}_k$ и h_k .

Таким образом, одноэтапная оптимизация режима в вероятностных условиях может быть выполнена в двух этапах: 1) составляется модифицированная задача оптимизации, 2) решается модифицированная задача. Из-за аддитивности функций расчет плановых функций на ЦВМ несложен. Второй шаг - решение модифицированной задачи, может быть выполнен существующими методами.

циями программами оптимизации режима. В Таллинском политехническом институте разработаны программы для определения необходимой вероятностной информации об отклонениях параметров и расчета плановых функций. Внедрение и дальнейшее развитие этого, т.н. метода плановых функций (характеристик) происходит в содружестве с ЦДУ ЕЭС СССР и СЭИ.

В некоторых конкретных обстановках могут оказаться эффективными другие постановки задач. Например, задача определения оптимальных математических ожиданий и дисперсий управляемых параметров, однако эти задачи еще мало исследованы [II].

Фактически точность входной информации зависит от времени упреждения и, как правило, увеличивается с уменьшением последнего. Поэтому необходимо корректировать ранее определенные планы. Вследствие этого оптимизация режима превращается в многоэтапный процесс, где принятие решений чередуется с получением дополнительной информации.

Если получение дополнительной информации происходит через каждый расчетный интервал времени, то процесс оптимизации режима становится s -этапным:

$$\min_{\bar{y}_1} \{ M_1 \{ \varphi_1 + \min_{\bar{y}_2} \{ M_2 \{ \varphi_2 + \dots + \min_{\bar{y}_{s-1}} \{ M_{s-1} \{ \varphi_{s-1} + \min_{\bar{y}_s} M_s \varphi_s \} \dots \} \} \} \} \}, \quad (20)$$

где M_k - обозначает математическое ожидание, определенное на основе вероятностной информации, имеющейся к началу k -го интервала времени.

Здесь каждый этап имеет свои ограничивающие условия.

Решение многоэтапных стохастических задач в общем случае очень сложно [II]. Многоэтапный подход разработан к оптимизации долгосрочных режимов гидростанций [4]. Двухэтапная постановка задачи оптимизации режима в краткосрочном цикле рассматривается в [6, 7, 12]. Разные методы решения многоэтапных задач анализируются в [3], где, в частности, предлагается применять эквивалентирование целевых функций и ограничивающих условий предстоящих этапов. Однако все эти методы оказываются сложными в крупных ЭС.

Весьма простым способом решения многоэтапных стохастических задач оптимизации режима является учет влияния по-

следующих этапов оптимизации с помощью функций отклонений управляемых параметров (I2) [I3]. Тогда решение s -этапной задачи сводится к s -кратному построению и решению задачи (I3)...(I8). При этом на первом этапе определяются оптимальные $\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s$ с учетом отклонений управляемых параметров, на втором этапе — оптимальные $\bar{y}_2, \dots, \bar{y}_s$ и т.д. Расчеты на каждом этапе выполняются на основе уточненной вероятностной информации о входных данных и об отклонениях параметров режима. Указанный подход позволяет использовать существующие программы детерминированной оптимизации для многоэтапной оптимизации режима.

4. Оптимизация в неопределенно-вероятностных условиях.

Часто некоторые вероятностные характеристики случайных параметров или функций с достаточной точностью не известны, а заданными можно считать лишь их доверительные области. Тогда условия оптимизации являются неопределенно-вероятностными.

Если вероятностные характеристики входных данных или отклонений управляемых параметров неопределенны, то следствие этого, неопределенными, в определенных зонах, являются также плановые функции. Поэтому задача оптимизации в неопределенно-вероятностных условиях сводится к задачам оптимизации в условиях неопределенности. При этом неопределенными могут оказаться в общем случае как целевой функционал, так и ограничивающие условия.

5. Оптимизация в условиях неопределенности.

На практике не редки такие случаи, когда вероятностная информация о каком-либо параметре или о какой-то функции отсутствует. Тогда эти параметры и функции рассматриваются неопределенными в некоторых зонах. Неопределенными при оптимизации режима ЭС часто являются вход-выход характеристики агрегатов, минимальные и максимальные допустимые значения некоторых параметров и др.

Для принятия оптимальных решений в условиях неопределенности существует ряд принципов [I4]. Из них в первую очередь представляют практический интерес минимаксные принципы оптимизации, позволяющие принять гарантирующие реше-

ния [3, 15...17].

Существует два основных минимаксных критерия:

$$\min_{\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s} \max_{z_1, \dots, z_s} \sum_{k=1}^s \varphi_k, \quad (21)$$

$$\min_{\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s} \max_{z_1, \dots, z_s} R_s, \quad (22)$$

где z_1, \dots, z_s — векторы неопределенных параметров.

Заметим, что неопределенность функций может быть описана с помощью неопределенных параметров [16].

Указанные критерии эквивалентны, если неопределенными являются только отклонения независимых управляемых параметров. В остальных случаях оптимальные решения задач (21) и (22), как правило, не совпадают.

Зависимость функционала $\sum \varphi_k$ от неопределенных параметров, за исключением отклонений управляемых параметров, является обычно монотонной. Из этого следует, что задача (21) сводится к решению обычной детерминированной задачи оптимизации режима при наилучших значениях неопределенных параметров.

Максимумы R_s достигаются при предельных значениях неопределенных параметров. При этом существует следующее равенство [16]:

$$\max_{z_1, \dots, z_s} R_s = \max_{F(z_1, \dots, z_s)} MR_s, \quad (23)$$

где $F(z_1, \dots, z_s)$ — функция распределения вероятностей векторов z_1, \dots, z_s .

Учитывая, что максимумы по неопределенным параметрам достигаются только при их предельных значениях, имеем:

$$\max_{F(z_1, \dots, z_s)} MR_s = \max_{\omega^1, \dots, \omega^q} \sum_{j=1}^q R_s^j \omega^j, \quad (24)$$

где ω^j - вероятность, с которой неопределенные параметры принимают j -ое сочетание их предельных значений;

q - число возможных сочетаний предельных значений векторов z_1, \dots, z_s .

Таким образом, задача (22) сводится к задаче [16, 17]:

$$\min_{\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s} \max_{\omega^1, \dots, \omega^q} \sum_{j=1}^q R_s^j \omega^j. \quad (25)$$

При этом функционал $\sum R_s^j \omega^j$ имеет седловую точку. Поэтому вместо прямого решения двухэтапной минимаксной задачи (22), что исключительно сложно, можно решить задачу поиска седловой точки (25). При этом стратегия максимизирующего является смешанной. Из всевозможных сочетаний предельных значений неопределенных параметров в состав оптимальной смешанной стратегии входит не более чем $n + 1$, где n - число независимых управляемых параметров.

Отыскание седловой точки является значительно менее трудоемким, чем прямое решение минимаксной задачи (22). Оно может быть выполнено различными методами математического программирования. При этом основной трудностью является выбор наилучших сочетаний предельных значений неопределенных параметров.

Выполнение ограничивающих условий планируется в среднем как и при вероятностном подходе. При этом интересно отметить, что при выбранном сочетании наилучших значений векторов z_1, \dots, z_s задача (25) сводится к вероятностной задаче (13)...(17), где плановые функции определяются на основе равномерного закона распределения смешанной стратегии максимизирующего. Поэтому задачи минимаксного ущерба (риска) могут быть решены следующим образом: 1) выбор до $n + 1$ (наилучших) сочетаний предельных значений неопределенных параметров, 2) расчет плановых функций и синтез модифицированной задачи оптимизации, 3) решение модифицированной задачи оптимизации режима. Выбор наилучших сочетаний предельных значений производится в общем случае итеративным путем.

Существуют различные возможности упрощения минимаксных задач. Также возможно применять разные менее консервативные, чем минимаксные, критерии. Например, критерий пессимизма-оптимизма Гурвица:

$$\min_{\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_s} [\alpha \min_{z_1, \dots, z_s} R_s + (1-\alpha) \max_{z_1, \dots, z_s} R_s], \quad (26)$$

где α - показатель оптимизма, $0 \leq \alpha \leq 1$.

Выбором показателя $\alpha (\alpha > 0)$ можно получить различные менее пессимистические постановки задач, однако они не гарантируют оптимальности решения.

Неопределенная информация с уменьшением времени упреждения уточняется. Поэтому процесс оптимизации режима в условиях неопределенности должен быть также многоэтапным.

6. Оптимизация в расплывчатых условиях. В ряде случаев невозможно точно указать резкую границу между возможными и невозможными значениями неопределенных параметров и функций. Тогда информация об этих данных может быть задана в виде расплывчатых множеств [18]. Расплывчатое множество A в X есть совокупность упорядоченных пар $A = \{x, \mu_A(x)\}$, $x \in X$,

где $\mu_A(x)$ - функция принадлежности, $0 \leq \mu_A(x) \leq 1$. Если $\mu_A(x)$ имеет только два значения 0 и 1, то A является нерасплывчатым.

Примерами расплывчатой информации являются следующие выражения: характеристика агрегата находится приблизительно в заданном интервале; нагрузка агрегата приблизительно равна 100 МВт; параметр x должен быть существенно больше 1 и др.

Расплывчатыми при оптимизации режима ЭС могут являться - область допустимых режимов, вход-выход характеристики энергообъектов, а также отклонения управляемых параметров. Расплывчатая форма информации позволяет в ряде случаев более правильно описывать действительные условия ЭС. Поэтому необходимо разработать также модели для оптимизации режима в расплывчатых условиях.

Некоторые положения принятия решений в расплывчатых условиях изложены в [18]. Однако в целом эта проблема находится еще в постановочной стадии.

В [18] определяется решение расплывчатой задачи как слияние цели и ограничений задачи. Указанный подход может быть применен также при оптимизации режима ЭС. Наряду с указанным подходом большой практический интерес представляет сведение расплывчатых задач к вероятностным. Для этого функция принадлежности преобразуется к ряду или плотности распределения вероятностей.

В связи с оптимизацией в расплывчатых условиях возникает много трудных проблем, которые требуют дальнейшего исследования.

7. Заключение. Оптимизация режима ЭС – это сложный многоуровневый в пространстве и многоэтапный во времени процесс, где оптимальные решения принимаются на основе вероятностной, неопределенно-вероятностной, неопределенной и расплывчатой информации.

Методы оптимизации режима в условиях неполной информации еще мало разработаны. Одним общим принципом решения задачи оптимизации режима при неполной информации является построение модифицированных, с учетом неполноты информации, детерминированных задач и решение последних методами математического программирования.

Л и т е р а т у р а

1. В е н и к о в В.А., И д е л ь ч и к В.И. Методы оптимизации управления и планирования больших систем энергетики (оптимизация развития и функционирования). Итоги науки и техники. Сер. Электрические станции, сети и системы, т. 7. ВИНТИ, М., 1974, 207 с.

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

3. К р у м м Л.А. Методы решения многоэтапных стохастических задач комплексной оптимизации режимов сложных электро-

энергетических систем. Иркутск, 1975, 151 с. - 366875.Деп. в ВИНТИ - 27 ноября 1975 (АН СССР СО СЭИ).

4. Ц в е т к о в Е.В. Вероятностная методика назначения оптимальных режимов энергосистем с гидростанциями длительного регулирования. Тр. ВНИИЭ, 1961, вып. 13, с. 30-88.

5. 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. политех. ин-та", Сер. А, 1965, № 225, с. 29-50.

6. Г у р с к и й С.К. Стохастическая модель распределения активных нагрузок в электроэнергетической системе. - "Изв. АН БССР, сер. физико-энергетических наук", 1968, № 2, с. II3-II9.

7. К а м и н с к а с В.А., Н е м у р а А.А. Адаптивная оптимизация режимов энергетических систем и их объединений. - В кн.: "Техническая кибернетика", т. 2, Каунас, 1970, с. 54-57.

8. 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.

9. 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.

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

11. Ю д и н Д.Б. Математические методы управления в условиях неполной информации. М., "Сов. радио", 1974, 399 с.

12. К а м и н с к а с В.А., Н е м у р а А.А., П у к а с В.А. Определение в среднем оптимального нормального режима электроэнергетической системы. - Труды семинара "Статистические проблемы управления", 1973, вып. 3, с. 83-102.

13. В а л д м а М.Х. О многошаговом управлении режимом энергетической системы. - В кн.: "Электроэнергетика и автоматика: Вып. 14, Кшишнев. "Штинца", 1972, с. 51-55.

14. Л ь в с Р.Д., Р а й ф а Х. Игры и решения. М., ИЛ, 1961, 642 с.

15. А б р а м о в В.В., А т л а с Р.С., К р у м м Л.А., М у р а ш к о Н.А. О влиянии и учете неопределенности характеристик относительных приростов электростанций при оптимизации режимов энергосистем. - "Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт", 1970, № 6, с. 24-33.

16. В а л д м а М.Х., В и й р а Т.А. О минимаксно-оптимальном режиме электроэнергетической системы. - "Тр. Таллинск. политехн. ин-та", Сер. А, 1971, № 305, с.17-23.

17. В а л д м а М.Х., В и й р а Т.А. Об оптимизации режима электроэнергетической системы по минимаксным критериям. - "Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт", 1972, №3, с. 24-34.

18. Б е л л м а н Р., З а д е Л. Принятие решений в распылчатых условиях. М., "Мир", 1976, с. 172-215.

M. Valdma

On Optimization of Power Systems
under the Incomplete Information

Summary

There are considered some stochastic mathematical models for optimizing power flow under risk and uncertainty. The indirect two steps method for solving probability and minimax problems is recommended.

УДК 621.311.001

М. Х. Валдма, М. Э. Кээл, К. Ю. Мёллер
Х. Э. - Й. Таммоя

МЕТОДИКА СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА ПРОЦЕССОВ
В ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ

Введение

Как известно, многие внешние воздействия и параметры режима энергетических систем (ЭС) имеют случайный характер изменения. Поэтому анализ режимов должен базироваться на методах математической статистики.

Статистическим анализом определяются детерминированные составляющие и вероятностные характеристики анализируемых процессов. Проведение статистического анализа требуется в очень различных случаях: при анализе эксплуатационных режимов, при идентификации элементов ЭС, при прогнозировании процессов, при оптимизации режимов и при решении других различных задач, в том числе при анализе результатов эксперимента.

Необходимо проанализировать как неуправляемые, так и управляемые и прогнозируемые процессы на всех уровнях иерархии управления. Поэтому в состав АСДУ должны входить программы статистического анализа процессов.

Предлагаемая методика разработана с учетом комплексной цели статистического анализа. Процесс анализа состоит из трех частей: 1) одномерный статистический анализ, 2) статистический анализ отклонений процессов от планированных или прогнозированных значений, 3) многомерный статистический анализ. Методика реализована в программе СТАТАН-5, составленной на языке ФОРТРАН-4 для ЦВМ единой серии.

I. Одномерный статистический анализ

Методика пригодна для анализа дискретных реализаций нестационарных случайных процессов (временных рядов). При этом предполагается, что реализация процесса (x_j) может иметь наряду со случайной составляющей (\tilde{x}_j) , также тренд (x_j^T) и периодическую составляющую (x_j^n) :

$$x_j = \tilde{x}_j + x_j^T + x_j^n, \quad j = 1, \dots, n. \quad (I.I)$$

Анализ выполняется в следующем объеме: 1) оценка числовых характеристик, 2) тест стационарности, 3) аппроксимация и исключение тренда, 4) тест закона распределения, 5) оценка автоковариационной функции, 6) оценка спектральной плотности, 7) определение и исключение периодической составляющей.

Методические особенности анализа описываются ниже.

Из числовых характеристик оцениваются (по общеизвестной методике [1]) математическое ожидание (m_x) , дисперсия (D_x) , среднее квадратическое отклонение (s_x) , коэффициент асимметрии (d_x) и эксцесс (ex_x) и доверительные интервалы (при задаваемой доверительной вероятности) для трех первых характеристик. Анализ подвергается совокупность элементов реализации.

Тест закона распределения предусматривает деление диапазона изменения значений элементов реализации на 12 разрядов равной ширины в интервале $[m_x \pm 3s_x]$. Для выбора типа аппроксимирующего закона распределения используется диаграмма, предложенная Пирсоном [2], на которой указаны области значений d_x и ex_x , соответствующих нормальному, равномерному, гамма-логарифмически нормальному, бета- или экспоненциальному распределению. Гипотеза о соответствующем законе распределения проверяется по критерию согласия Колмогорова.

Тест стационарности производится по критерию, позволяющему выявлять нестационарные свойства реализации по возможности полно, далеко не ограничиваясь случаем (I.I).

За показатель нестационарности принято изменение во времени автокорреляционной функции реализации при нулевом

временном сдвиге [3]. При этом не учитывается маловероятный случай, когда нестационарный случайный процесс обладает автокорреляционной функцией, зависящей от времени при всех сдвигах, кроме нулевого.

Тест стационарности производится по непараметрическому критерию серий [1, 4] по отношению к изменению среднего значения квадрата реализации относительно его среднего значения. При этом критерию не требуется знания закона распределения реализации. Кроме того, нет надобности исключать из исследуемого временного ряда периодические компоненты, если только период основной гармоник мал по сравнению со временем усреднения при расчете выборочных значений.

В качестве результата теста стационарности вычисляется уровень значимости гипотезы о стационарности реализации.

Наиболее вероятной причиной нестационарности исследуемой реализации является наличие тренда. При этом тренд представляет собой непериодическую детерминистическую составляющую реализации (включает и периодические составляющие с периодами больше длины реализации).

Аппроксимация тренда производится полиномом до третьей степени по методу Фишера [5, 6]. Веским преимуществом этого метода является значительное упрощение использования метода наименьших квадратов для оценки коэффициентов полинома. Эти оценки обладают минимальными дисперсиями, совместно эффективны и нормально распределены.

Тренд исключается вычитанием из значений всех членов реализации соответствующих значений аппроксимирующего тренд полинома.

Кроме того, предусматривается и возможность исключения задаваемого полиномиального тренда.

Оценка автоковариационной функции производится [3] по выбору или 1) стандартным методом (т.е. путем непосредственного вычисления среднего значения произведения центрированных^I значений реализации) или 2) методом быстрого преобра-

^I В случае усреднения произведения нецентрированных значений получим автокорреляционную функцию.

зования Фурье (БФ) [7].

Оценка спектральной плотности производится [3] по выбору или 1) стандартным методом (т.е. через преобразование Фурье автокорреляционной функции) или 2) методом БФ.

Метод БФ в обоих случаях можно использовать только в случае, если реализацию можно считать стационарной (т.е. имевшийся тренд исключен). При этом анализ может выполняться только для 2^p элементов (p — целое число) реализации. Для выполнения этого требования предусмотрено в описываемой методике две возможности: 1) дополнение реализации нужным числом нулей (если дополненная реализация не длиннее допустимой длины) или 2) анализ выполняется для первых $2^p \leq n$ (n — длина исследуемой реализации) элементов реализации (в противном случае).

Использование метода БФ дает, по сравнению со стандартными методами, многократную экономию машинного времени при оценке автокорреляционной функции (коэффициент ускорения вычислений $k_y = 1/8p$, где 1 — максимальный временной сдвиг) и спектральной плотности ($k_y = 1/4p$), при значительных длинах (точнее при больших \ln) анализируемых реализаций.

При стандартном методе оценки спектральной плотности в описываемой методике первичные оценки сглаживаются по частоте спектральной весовой функции Ханна.

При расчете спектральной плотности методом БФ анализируемая реализация сглаживается косинусоидальной функцией. В целях уменьшения случайной ошибки предусматривается возможность усреднения первичных оценок по частотам.

Установление периодических составляющих должно производиться в сочетании результатов статистического анализа с априорными данными и физическими соображениями.

Теоретически периодические составляющие проявляются в виде дельта-функции в спектральной плотности реализации. Однако острые пики в последнем могут быть обусловлены и узкополосным случайным шумом.

Более обоснованное решение о наличии периодических составляющих позволяет принимать визуальный анализ не только

оценок спектральной плотности, но и автоковариационной функции и плотности распределения реализации.

Периодическую и случайную часть процесса можно анализировать совместно, учитывая присутствие периодических составляющих при интерпретации результатов.

Так как процессы в энергетических системах могут иметь периодическую составляющую с заранее известным периодом (например, сутки или неделя), предусматривается возможность ее определения и исключения из реализации (после исключения тренда). Для этого определяются и вычитаются из всех элементов реализации средние значения элементов реализации, отстоящих от этого элемента на k -кратный заданный период в обоих направлениях ($k = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots$).

Методика одномерного статистического анализа весьма гибкая. Оценка числовых характеристик, тесты стационарности и закона распределения могут производиться как до, так и после исключения тренда и периодической слагающей. Оценка автоковариационной функции и спектральной плотности – после исключения тренда и до исключения и после исключения периодической слагающей.

2. Статистический анализ отклонений управляемых или прогнозируемых процессов

При анализе управляемых или прогнозируемых процессов основной интерес представляют вероятностные характеристики отклонений фактических значений процессов от их запланированных или прогнозированных значений:

$$\Delta x(t) = x(t) - \bar{x}(t), \quad (2.1)$$

где $\Delta x(t)$ – процесс отклонений;
 $x(t)$, $\bar{x}(t)$ – фактический и запланированный процессы.

Отклонения параметров зависят от многих параметров, но наиболее существенной является стохастическая зависимость отклонений от планового значения данного параметра. Поэтому упрощенно процессы отклонений представляются в виде следующей модели:

$$\Delta x(t) = \Delta x[\bar{x}(t), t]. \quad (2.2)$$

При фиксированном \bar{x} процесс $\Delta x(t)$ обычно является стационарным и эргодическим [8]. Статистический анализ отклонений основывается на указанной модели. В основном методика анализа предназначена для определения вероятностной информации об отклонениях, требуемой для расчета плановых характеристик энергообъектов [9, 10]. Однако вероятностные характеристики отклонений дают существенную информацию об управляемости системы.

Для определения зависимости числовых характеристик отклонений процессов от планового или прогнозируемого значения процессов диапазон изменения планового значения процесса разделяется на равные по длине интервалы и для каждого интервала вычисляются статистические характеристики и коэффициенты веса. Полученные графики зависимостей сглаживаются полиномами до четвертой степени методом наименьших квадратов с учетом коэффициента веса. Таким образом определяют зависимости $m_{\Delta x}(\bar{x})$, $s_{\Delta x}(\bar{x})$, $\sigma_{\Delta x}(\bar{x})$ и $ex_{\Delta x}(\bar{x})$. Аппроксимация этих зависимостей может производиться или 1) с фиксацией крайних точек зависимости, или 2) без фиксации указанных точек.

Плановые значения параметра по существу представляют собой плановые математические ожидания параметров. Следовательно, если плановые значения будут равны предельным значениям параметра, то объект должен работать в чисто детерминированном режиме. Поэтому в этом случае крайние точки зависимостей следует фиксировать при заданных значениях.

Для проверки значимости зависимостей числовых характеристик распределения отклонений от планового значения найденные зависимости исключаются из реализации процесса $\Delta x(t)$ и проводится общий одномерный статистический анализ модифицированной реализации. Исключение зависимостей выполняется по формуле:

$$\Delta x' = \frac{\Delta x - m_{\Delta x}(\bar{x})}{s_{\Delta x}(\bar{x})}, \quad (2.3)$$

где $\Delta x'$ — элемент модифицированной реализации.

Если статистический анализ покажет, что модифицированная

реализация является стационарной, то можно считать эти зависимости $(m_{\Delta x}(\bar{x}), s_{\Delta x}(\bar{x}))$ значимыми. В противном случае модель (2.2) является приближенной.

Предусматривается возможность задания зависимостей $m_{\Delta x}(\bar{x}), s_{\Delta x}(\bar{x}), \sigma_{\Delta x}(\bar{x})$ и $e_{x_{\Delta x}}(\bar{x})$ извне.

Методика анализа отклонений параметров может быть применена для определения детерминированных или вероятностных зависимостей между любыми двумя параметрами.

3. Многомерный статистический анализ

В части многомерного статистического анализа предусмотрена возможность определения взаимных функций ковариации и коэффициентов корреляции, а также пошагового регрессионного анализа исследуемых реализаций процессов.

Функции ковариации вычисляются как с отставанием, так и с опережением реализации процесса относительно другого [4]. Каждая функция представляет собой последовательность дискретных значений нормированных ковариаций, соответствующих значениям отставания (или опережения), равным 0, 1, 2, Длина функции не должна превышать 20 % длины временных рядов соответствующих переменных.

Взаимные коэффициенты корреляции определяются с помощью вычисляемой матрицы сумм взаимных произведений отклонений от среднего [4] и представляются в нормированном виде. Математические ожидания реализаций процессов и вышеуказанные суммы являются исходными данными и для регрессионного анализа.

Пошаговая множественная регрессия определяется с целью анализа линейной связи между задаваемой зависимой переменной и независимыми переменными [4]. Определяется порядок ввода в регрессию независимых переменных по их значимости. Последняя определяется величиной дисперсии между соответствующей независимой и зависимой переменными. На каждом шаге регрессионного анализа при выборе последующей независимой переменной вычисляется и ряд характерных величин, как множественный коэффициент корреляции, коэффициенты регрес-

сии, а также показатели для оценивания статистической достоверности этих величин.

Особое значение для процессов с сильной автоковариацией имеет авторегрессионный или смешанный регрессионный анализ. Для этого некоторые независимые переменные представляются сдвинутыми (с шагом 0, 1, 2, ...) временными рядами зависимой переменной.

4. Программа СТАТАН-5

На основе разработанной методики статистического анализа составлена программа СТАТАН-5. Программа составлена на языке ФОРТРАН-4 для ЦМ ЭС с оперативной памятью (ОП) емкости 256 или 128 килобайтов. Программа работает под управлением дисковой операционной системы (ДОС ЭС) версии 2.0. Многомерный анализ возможен для 7 процессов.

Программа работает одновременно с двумя дисковыми пакетами (МД) – общесистемный МД и личный МД и одной магнитной лентой (МЛ). Исходные временные ряды до начала их статистического анализа должны быть заранее записаны в банк данных (БД) на МЛ. В БД они вводятся с пятидорожковой перфоленты (ПЛ). Перфорирующие временных рядов производится на телеграфном аппарате. Остальная часть информации является директивной и вводится с перфокарт.

Предвидены автоматический контроль и выдача на печать пропущенных (при подготовке исходной информации) ошибок. Некоторые ошибки и несовместимые директивы управления по возможности исправляются автоматически.

Объем и последовательность разных этапов анализа варьируемы в широких пределах. При этом программа позволяет также анализировать устойчивость вероятностных характеристик процессов во времени.

Результаты анализа печатаются на АЦПУ (алфавитно-цифровое печатающее устройство) в виде списков параметров и таблиц.

Имеется возможность дополнительно печатать на АЦПУ графические изображения тренда, периодической составляющей,

зависимостей числовых характеристик $m_{\Delta x}(\bar{x})$, $s_{\Delta x}(\bar{x})$, $\sigma_{\Delta x}(\bar{x})$, $e_{x_{\Delta x}}(\bar{x})$, функций взаимной и автоковариации, спектральной плотности.

Опыт использования программы для анализа процессов изменения различных параметров режима электростанций, энергосистем, объединенных энергосистем и Единой энергосистемы (ЕЭС) СССР показал целесообразность описанной выше методики при определении и анализе весьма разнообразных статистических характеристик.

Описанные выше методика и программа СТАТАН-5 могут найти широкое применение в АСДУ всех уровней ЕЭС СССР.

Л и т е р а т у р а

1. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. М., "Наука", 1965, 512 с.

2. Хан Г., Шапиро С. Статистические модели в инженерных задачах. Перев. с англ., М., 1969, 395 с.

3. Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. Перев. с англ., М., "Мир", 1974, 464 с.

4. Сборник научных программ на ФОРТРАНе. Вып. I. Статистика. Перев. с англ., М., "Статистика", 1974, 316 с.

5. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов. Перев. с англ., М., "Мир", 1976, 756 с.

6. Кендалл М., Стьюарт А. Статистические выводы и связи. Перев. с англ., М., "Наука", 1973, 890 с.

7. Соoley J.W., Tukey J.W. An algorithm for the machine Calculation of complex Fourier series.- "Mathematics of Computation", vol. 19 (April 1965), p.297 - 301.

8. Валдма М.Х., Савалов 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. 31-33.

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

10. Л е л у м е э с Х.Э. Программа расчета плановых характеристик энергообъектов в вероятностно-определенных условиях. - "Тр. Таллинск. политехн. ин-та", 1976, № 403, с. 45-48.

M. Valdma, M. Keel,
K. Möller, H. Tammoja

A Method of Statistical Analysis of Processes in
Electrical Power Systems

Summary

A method of statistical analysis of controlled and uncontrolled stochastic processes is described here. The method includes calculation of the average, of the standard deviation and other statistical parameters, tests of distribution function and stationarity, polynomial approximations and separation of the trend, estimation and separation of periodical components, step-wise multiple regression, etc.

The computer program STATAN-5 is developed for the computer EC.

УДК 621.311.001

М. Х. Валдма, Х. Э. Лелумеэс

О ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ ПЛАНОВЫХ ХАРАКТЕРИСТИК
 ЭНЕРГООБЪЕКТОВ

1. Постановка задачи

Для учета случайных факторов при оптимизации режима энергетической системы (ЭС) в Таллинском ИИ разработан метод плановых характеристик [1, 2]. Он заключается в том, что стохастические задачи оптимизации режима преобразуются к детерминированному виду путем введения плановых характеристик (функций) энергообъектов и затем решается детерминированный эквивалент стохастической задачи обычными методами нелинейного программирования. Существенным моментом в методе плановых характеристик является учет случайных отклонений управляемых параметров.

Пусть $B(P)$ - исходная расходная характеристика тепловой электростанции (ТЭС). Тогда плановой расходной характеристикой является функция

$$\bar{B}(\bar{P}) = MB(\bar{P} + \tilde{P}), \quad (1.1)$$

где M - символ математического ожидания;

\bar{P} - плановое значение мощности (математическое ожидание);

\tilde{P} - случайное отклонение фактического значения мощности от запланированного значения.

Соответственно, функция

$$\bar{b}(\bar{P}) = \partial MB / \partial \bar{P} \quad (1.2)$$

называется плановой характеристикой относительных приростов расхода топлива (плановой ХОП). Аналогично определяются также плановые характеристики гидроэлектростанций (ГЭС),

потерь в сети, уравнение стационарного режима электрической сети и других объектов.

Плановые характеристики энергообъектов вычисляются на основе исходных характеристик и вероятностных характеристик отклонений параметров. При этом вероятностные характеристики отклонений параметров рассматриваются зависимыми от плановых значений параметра и в окрестностях минимальных и максимальных плановых значений учитывается деформация закона распределения отклонений. Для расчета плановых характеристик разработаны алгоритмы и программы серии ПЛАНХОП [2]. В указанных программах законы распределения отклонений параметров описываются распределением Грама-Шарле. Распределение Грама-Шарле определяется четырьмя числовыми параметрами: математическим ожиданием ($m_{\Delta P}$), среднеквадратичным отклонением ($\sigma_{\Delta P}$), коэффициентом асимметрии ($As_{\Delta P}$) и эксцессом ($Ex_{\Delta P}$). Все указанные параметры могут рассматриваться зависимыми от планового значения \bar{P} . При этом $m_{\Delta P}$ принимается равным нулю.

В связи с тем, что вероятностные параметры распределения ΔP всегда определяются с некоторыми погрешностями, возникает важная проблема исследования влияния погрешностей на плановые характеристики. Ниже приводятся некоторые оценки экономического эффекта, получаемого от применения плановых ХОП при оптимизации режима и результаты экспериментального исследования чувствительности плановых характеристик к погрешностям определения $\sigma_{\Delta P}$, $As_{\Delta P}$ и $Ex_{\Delta P}$.

2. Методика исследования

Для оценивания величины экономического эффекта вычислены для различного типа конкретных тепловых электростанций их плановые расходные характеристики и плановые ХОП. Плановые характеристики вычислялись при разных вероятностных характеристиках отклонений мощностей. Оценка экономического эффекта определялась на основе сравнения режимов, определенных по исходным ХОП и по плановым ХОП. Для расчета величины экономии топлива на каждой ТЭС применялась упрощенная формула [4]:

$$\Delta B_{\text{эк}} = \int_{\bar{P}^0}^{P^*} \bar{b}(P) dP - (\bar{P}^0 - P^*) \cdot b^0, \quad (2.1)$$

где \bar{P}^0, P^* - оптимальные мощности, определенные соответственно на основе плановой и исходной ХОП;
 b^0 - относительный прирост ЭС.

Формула (2.1) дает несколько увеличенные значения величины экономии, но зато она позволяет анализировать экономические эффекты для каждой ТЭС отдельно. Оценка экономического эффекта проводилась при разных нагрузочных режимах от минимальных до максимальных.

Для анализа чувствительности плановых ХОП к погрешностям определения вероятностных характеристик отклонений мощностей применялись методы планирования экспериментов [5]. При этом варьировались в реальных пределах изменения формы исходных ХОП и значения вероятностных параметров отклонений $\sigma_{\Delta P}, A_{S_{\Delta P}}, E_{x_{\Delta P}}$.

3. Результаты исследования

В таблице I приведены усредненные и максимально возможные величины экономии расхода топлива для различного типа конкретных ТЭС, работающих в Единой энергетической системе СССР.

Величина получаемой экономии будет тем больше, чем больше нелинейность исходной ХОП. Поэтому особенно большая экономия получается в небольших ТЭС и процент экономии будет меньше на современных мощных ТЭС, имеющих сравнительно пологие исходные ХОП.

На основе выполненных расчетов можно заключить, что в среднем получаемый экономический эффект от применения плановых ХОП вместо исходных, приведенный на 1000 МВт установленной мощности, находится в пределах 10...20 тыс.руб/год при $\sigma_{\Delta P} = 5\%$ и 30...50 тыс.руб/год при $\sigma_{\Delta P} = 7\%$.

При этом экономический эффект значительно зависит от величины среднеквадратичных отклонений мощности (см. таблицу I).

Т а б л и ц а 1

Экономические эффекты от применения плановых характеристик на некоторых ТЭС

Номер и мощность ТЭС	Наибольшая величина экономии (руб/час)		Средняя величина экономии (руб/год)	
	$\sigma_{\Delta P} = 5\%$	$\sigma_{\Delta P} = 7\%$	$\sigma_{\Delta P} = 5\%$	$\sigma_{\Delta P} = 7\%$
ТЭС-1, 1600 МВт	1,3	1,9	3160	6240
ТЭС-2, 330 МВт	3,6	4,9	8320	21800
ТЭС-3, 316 МВт	7,3	8,0	9000	19600
ТЭС-4, 106 МВт	5,8	8,3	7370	14500
ТЭС-5, 840 МВт	6,9	10,5	8850	18000
ТЭС-6, 135 МВт	0,5	0,8	1850	2630
ТЭС-7, 135 МВт	0,7	0,9	790	1670
ТЭС-8, 400 МВт	1,6	1,7	4050	4500

Т а б л и ц а 2

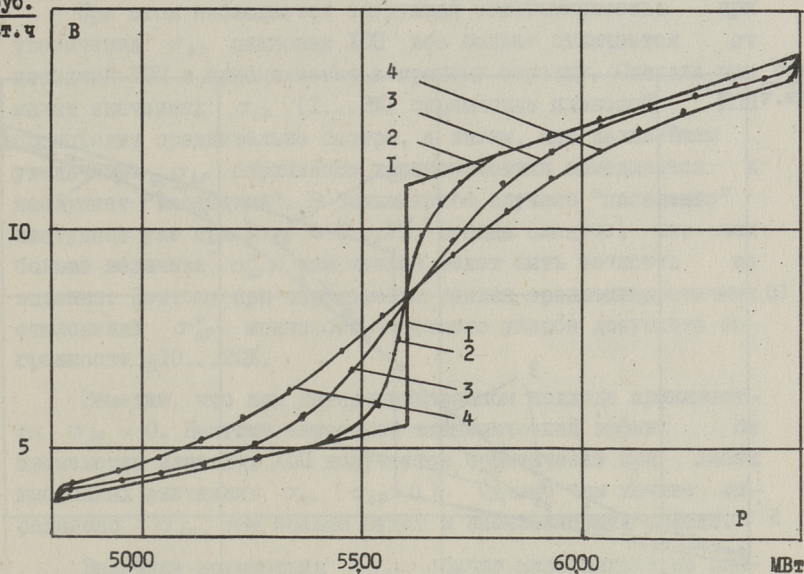
Главные эффекты и коэффициенты взаимодействий

Показатель	$\sigma_{\Delta P}$	$As_{\Delta P}$	$Ex_{\Delta P}$
Минимальные значения	2%	-1,3	-1,2
Максимальные значения	5%	1,3	5,0
Главные эффекты	80...130%	-30...40%	-40...-60%
Коеф. взаимодействий с	-15...25%	-	-20...10%
Коеф. взаимодействий с	-10...-30%	-20...10%	-

Основные результаты исследования чувствительности плановых ХОП к погрешностям определения вероятностных характеристик отклонений мощностей приведены на фиг. 1-3 и в таблице 2.

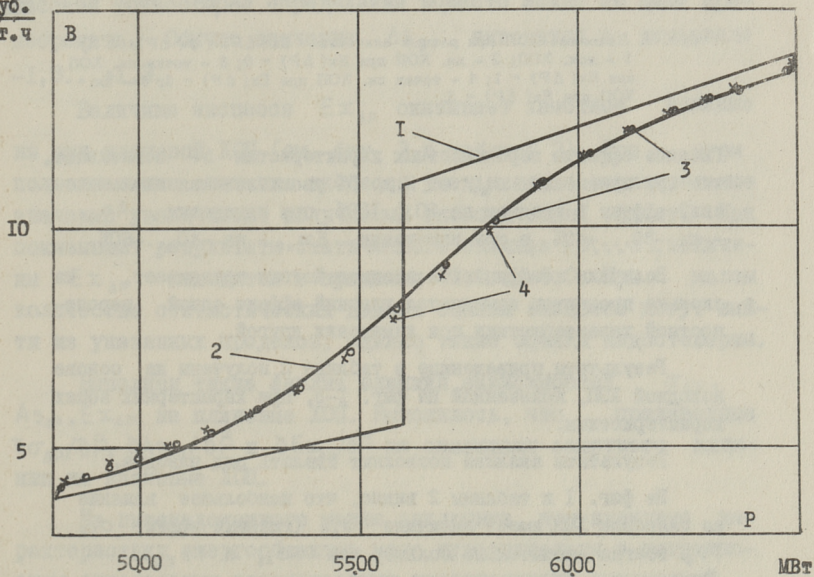
В таблице 2 главные эффекты и коэффициенты взаимодействий представлены в процентах относительно средней экономии, получаемой от применения плановых ХОП, при $\sigma_{\Delta P} = 2\%$.

руб.
МВт.ч



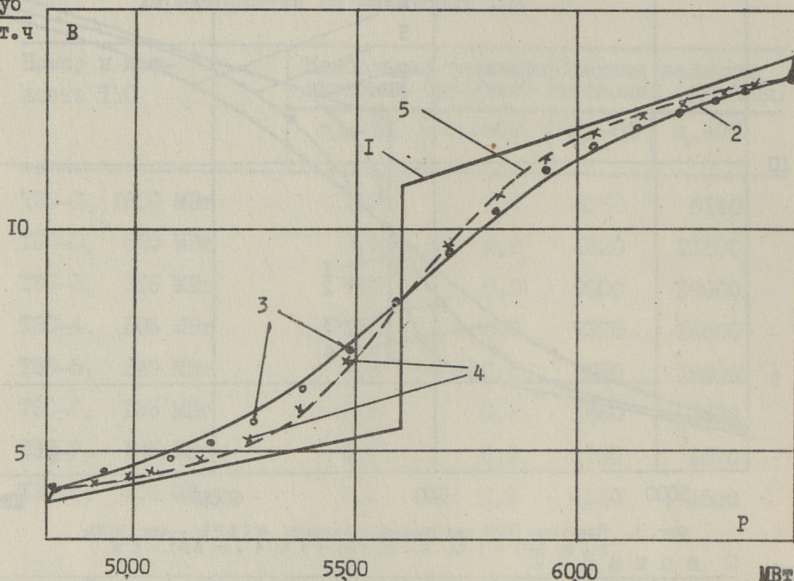
Фиг. 1. Плановые ХОП при разных значениях $\sigma(\Delta P)$: - исх. ХОП; 2 - $\sigma(\Delta P) = 1\%$; 3 - $\sigma(\Delta P) = 3\%$; 4 - $\sigma(\Delta P) = 5\%$.

руб.
МВт.ч



Фиг. 2. Плановые ХОП при разных значениях $AS(\Delta P)$ ($\sigma(\Delta P) = 5\%$): 1 - исх. ХОП; 2 - пл. ХОП при $AS(\Delta P) = 0$; 3 - точки пл. ХОП при $AS(\Delta P) = 0,5$; 4 - точки пл. ХОП при $AS(\Delta P) = 1$.

руб
МВт.ч



Фиг. 3. Плановые ХОП при разных значениях $E_x(\Delta P)$ ($\sigma(\Delta P) = 5\%$):
1 - исх. ХОП; 2 - пл. ХОП при $E_x(\Delta P) = 0$; 3 - точки пл. ХОП при $E_x(\Delta P) = 1$; 4 - точки пл. ХОП при $E_x(\Delta P) = 3$; 5 - пл. ХОП при $E_x(\Delta P) = 5$.

Главные эффекты вероятностных характеристик ΔP показывают, что при изменении $\sigma_{\Delta P}$ от 2 до 5% увеличивается экономический эффект в среднем на 80...130%, при изменении $A_{\Delta P}$ - на -30...+40%, а при изменении $E_{x\Delta P}$ - на -40...-60%.

Величина коэффициента взаимодействия показывает, на сколько процентов изменяется главный эффект одной вероятностной характеристики при изменении другой.

Результаты, приведенные в таблице 2, получены на основе исходной ХОП, показанной на фиг. 1-3, при характерных зонах характеристики.

Результаты анализа позволяют сделать ряд выводов.

Из фиг. 1 и таблицы 2 видно, что наибольшее влияние на плановые ХОП имеет величина $\sigma_{\Delta P}$ (главный эффект $\sigma_{\Delta P}$ $\Gamma_{\Delta P}$ всегда значительно больше, чем $\Gamma_{\Delta P}$ и Γ_{E_x}).

При этом наблюдается следующая закономерность: при увеличении $\sigma_{\Delta P}$ плановая ХОП все больше отличается от исходной ХОП и приближается к прямому отрезку. Сначала, при малых значениях $\sigma_{\Delta P}$ (1...3%) спрямление плановой ХОП происходит сравнительно быстро, а затем, при дальнейшем увеличении $\sigma_{\Delta P}$ спрямление характеристики замедляется и наступает "насыщение". В большинстве случаев "насыщение" наступает уже при $\sigma_{\Delta P} = 5...7\%$. Отсюда следует, что чем больше величина $\sigma_{\Delta P}$, тем меньше может быть точность ее задания. Поэтому при определении оценок среднеквадратичных отклонений $\sigma_{\Delta P}^*$ можно без заметного ущерба допускать погрешности $\pm 10...20\%$.

Заметим, что при детерминированном подходе принимается $\sigma_{\Delta P} = 0$. Поэтому некоторый экономический эффект от применения плановых ХОП получается практически при любых выбранных значениях $\sigma_{\Delta P}$ ($\sigma_{\Delta P} > 0$). Однако чем точнее определено $\sigma_{\Delta P}$, тем больше будет и экономический эффект.

Величина асимметрии $As_{\Delta P}$ обычно мало влияет на плановую ХОП (см. фиг. 2 и таблицу 2). Поэтому не требуется высокой точности ее определения и часто можно ее даже пренебрегать. Обычно значения $\Delta s_{\Delta P}$ находятся в интервале $-1,3...+1,3$.

Величина эксцесса $Ex_{\Delta P}$ оказывает заметное влияние на вид плановой ХОП (см. фиг. 3 и таблицу 2). При этом положительные значения эксцесса уменьшают, а отрицательные значения увеличивают получаемый экономический эффект. Как показывают результаты статического анализа [6...8], величины $Ex_{\Delta P}$ находятся в пределах $-1,0...+5,0$. При малом количестве статистических данных оценки эксцесса могут выйти из указанных пределов, однако такие оценки недостоверны.

Выполнен также анализ влияния зависимостей $\sigma_{\Delta P}$, $As_{\Delta P}$, $Ex_{\Delta P}$ на плановые ХОП. Выяснилось, что производные $\partial \sigma_{\Delta P} / \partial \bar{P}$, $\partial As_{\Delta P} / \partial \bar{P}$ и $\partial Ex_{\Delta P} / \partial \bar{P}$ не оказывают заметного влияния на плановые ХОП.

Из вышеизложенного можно заключить, что плановые характеристики энергообъектов мало чувствительны к погрешностям определения вероятностных характеристик отклонений мощностей. Поэтому для учета случайных отклонений генери-

руемых мощностей при оптимизации режимов не требуется высокой точности определения $\sigma_{\Delta P}$, $A_{\Delta P}$ и $E_{x_{\Delta P}}$. В случае отсутствия вероятностной информации об отклонениях генерируемых мощностей можно в качестве оценок вероятностных характеристик использовать их " типовые " значения (таблица 3).

Т а б л и ц а 3

"Типовые" зоны вероятностных характеристик отклонений генерируемых мощностей от заданных суточных графиков

Энергообъект	$\sigma_{\Delta P}$	$A_{\Delta P}$	$E_{x_{\Delta P}}$
Тепловая электростанция	5...8%	-1,3...+1,3	-1,2...5
Гидроэлектростанция	10...20%	-1,3...+1,3	-1,2...5
Объединенная энергосистема	2...5%	-1,3...+1,3	-1,2...5

Таблица 3 получена на основе многочисленных статистических расчетов, выполненных для различных энергообъектов (см. также [6...8]). Применение плановых ХОП вместо исходных при оптимизации режима даже тогда дает дополнительную экономию топлива. Однако, напомним еще, что получаемый экономический эффект будет тем больше, чем более точно определены оценки вероятностных характеристик отклонений мощностей. Поэтому для наиболее эффективного применения метода плановых характеристик необходимо выполнить статистический анализ отклонений генерируемых мощностей. Для проведения указанного анализа разработаны программы серии СТАТАН [9].

Л и т е р а т у р а

1. В а л д м а М.Х., Терно О.Р. Некоторые вопросы вероятностного оптимального планирования производственных процессов энергетических систем. - "Тр. Таллинск. политехн. ин-та", Сер. А, 1965, № 225, с. 29-50.

2. 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.

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

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

5. Petersen I. Katsete planeerimine. Tallinn, "Valgus", 1966. 90 lk. (на эстонском языке).

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

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

8. Таммоя Х.Э.-Й. Некоторые результаты статистического анализа параметров режима тепловых электростанций. - "Тр. Таллинск. политехн. ин-та", 1976, № 403, с. 46-56.

9. Валдма М.Х., Кээл М.Э., Меллер К.Ю., Таммоя Х.Э.-Й. Методика статистического анализа процессов в энергетических системах. См. наст. сб., с. 53.

M. Valdma, H. Lelunees

About Sensitivity of Planning
Characteristics of Power System Elements

Summary

The influence of errors of initial data upon the planning characteristics is analysed here. The initial data are observed as random factors of power system regime.

УДК 621.311.22.001

Л.К. Вийлуп

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПАРАМЕТРОВ
РЕЖИМА ТЕПЛОВЫХ ЭЛЕКТРОСТАНЦИЙ

1. Введение. Из-за воздействия различных случайных факторов параметры режима тепловых электростанций (ТЭС) имеют в определенной степени случайный характер. Так как режимные параметры существенно влияют на вход-выход характеристики энергоагрегатов [1, 2, 3], то для анализа качества управления агрегатами и оптимизации режимов ТЭС необходимо произвести статистический анализ режимных параметров ТЭС.

Вероятностные характеристики режимных параметров ТЭС анализированы в [4, 5], случайные отклонения фактических мощностей от плановых значений ТЭС и энергосистем исследованы в [6, 7].

В данной статье излагаются результаты исследования следующих случайных процессов изменения режимных параметров ТЭС: 1) температура питательной воды, 2) температура уходящих газов, 3) коэффициент избытка воздуха, 4) нагрузка котлоагрегата, 5) температура первичного пара, 6) температура вторичного пара, 7) температура питательной воды, 8) давление первичного пара.

Приводятся результаты одно- и многомерного статистического анализа параметров ТЭС Эстонской энергосистемы.

В качестве исходных данных о тепловых параметрах использовались ленты самопишущих измерительных приборов. Данные дискретизированы интервалом в 15 мин.

Статистический анализ режимных параметров выполнен на ЦЕМ типа ЕС-1020 по программе СТАТАН-5, разработанной в Таллинском политехническом институте [8].

Т а б л и ц а I

Вероятностные характеристики случайных колебаний режимных параметров ТЭС Эстонской энергосистемы

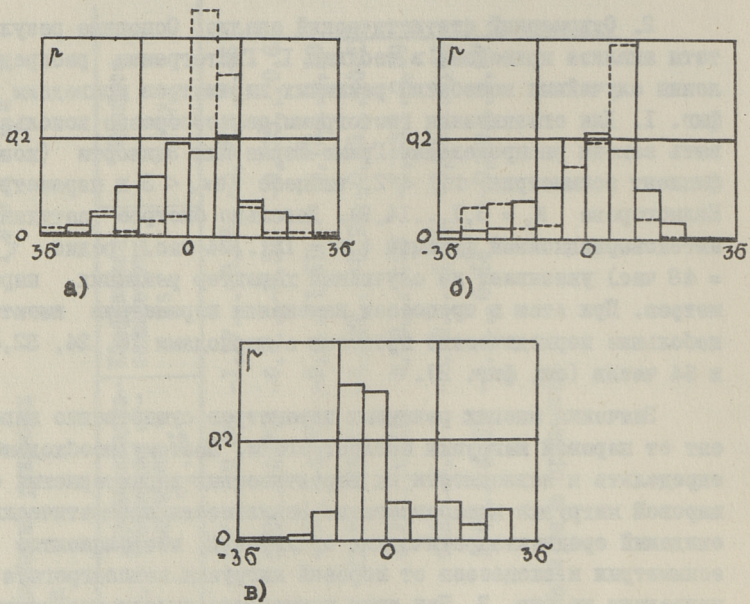
Параметр режима	Математическое ожидание m_x , % от нормативных значений	Среднеквадратическое отклонение σ_x , %	Коэффициент асимметрии as_x	Экцесс ex_x
Температура первичного пара	89,12...97,39	1,11...2,36	-1,27...-0,25	-0,08...7,46
Температура вторичного пара	93,12...97,62	2,31...2,72	-0,5...-0,32	-0,035...0,68
Давление первичного пара	94,19...94,43	4,71...4,93	-2,4...1,51	5,73...5,59
Расход первичного пара	93,4...93,81	13,2...13,6	-1,027...-0,92	-0,26...-0,12
Коэффициент избытка воздуха ^I	1,54...1,65	0,14...0,19	0,23...1,03	-1,23...0,59
Температура питательной воды	100,31...101,76	4,2...6,3	-1,79...-1,16	-0,46...1,41
Температура уходящих газов	103,39...107,04	3,62...4,81	-1,9...0,14	-0,49...4,67

^I Значения m_x и σ_x коэффициента избытка воздуха выражены не в процентах

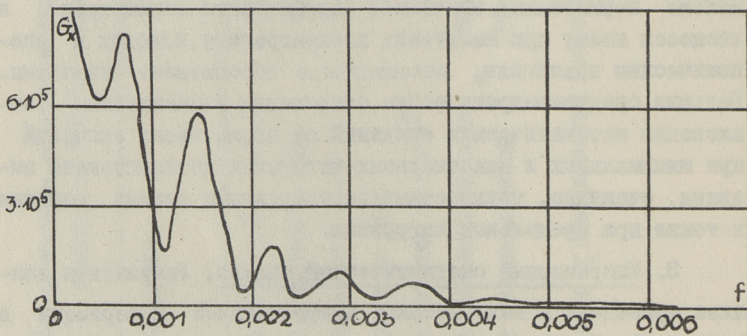
2. Одномерный статистический анализ. Основные результаты анализа приведены в таблице 1. Гистограммы распределения случайных колебаний режимных параметров приведены на фиг. 1. Для сглаживания гистограмм целесообразно использовать законы распределения Грама-Шарле или Эдворта (коэффициент асимметрии $\alpha_x < 2$, эксцесс $\epsilon_x < 3$ и параметр Колмогорова $K_x = 3, 1 \dots 14, 8$). Довольно быстрое затухание автоковариационной функции ($\tau = 12 \dots 24$ час., редко $\tau = 48$ час.) указывает на случайный характер режимных параметров. При этом в процессах изменения параметров имеются небольшие периодические процессы с периодами 16, 24, 32, 48 и 64 часов (см. фиг. 2).

Значения многих режимных параметров существенно зависят от паровой нагрузки котлоагрегата. Поэтому необходимо определить и зависимости их вероятностных характеристик от паровой нагрузки котлоагрегата. Зависимости математических ожиданий среднеквадратических отклонений, коэффициентов асимметрии и эксцессов от паровой нагрузки котлоагрегата приведены на фиг. 3. При этом наименьшие отклонения режимных параметров от нормативных значений и среднеквадратические отклонения имеют место при паровых нагрузках котлоагрегата, близких к экономической нагрузке котлоагрегата. Характерно, что математические ожидания температуры первичного и вторичного пара и давления первичного пара всегда меньше нормативных значений. Коэффициенты асимметрии и эксцессы имеют при нагрузках котлоагрегата, близких к экономическим значениям, максимальные абсолютные значения. Большие среднеквадратические отклонения и повышенные отклонения математических ожиданий от нормативных значений при минимальных и максимальных нагрузках котлоагрегата вызваны, очевидно, трудностями регулирования режима горения в точке при предельных нагрузках.

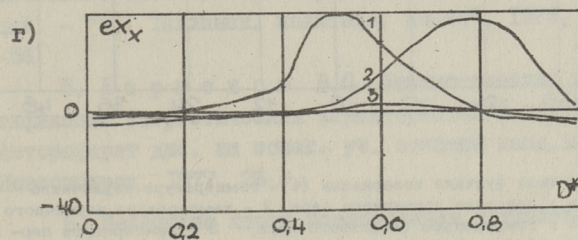
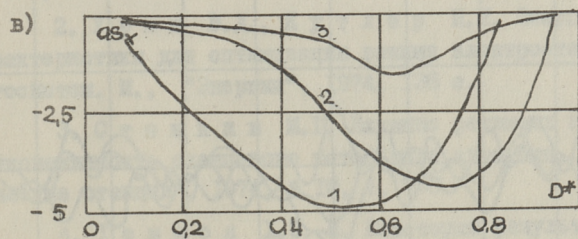
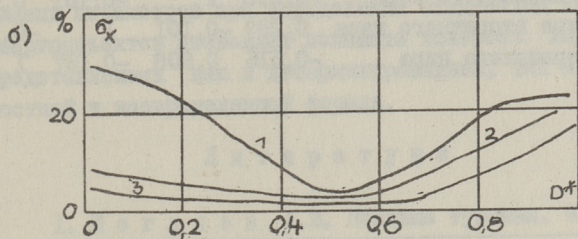
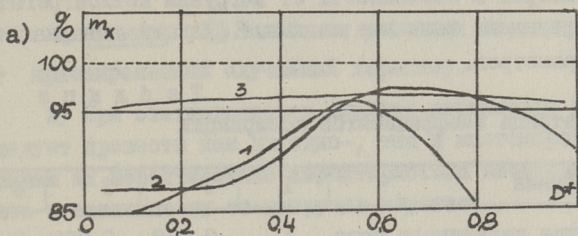
3. Многомерный статистический анализ. Результаты анализа приведены в виде матрицы коэффициентов ковариации в таблице 2. Как видно, значения коэффициентов ковариации режимных параметров незначительные ($r = -0,15 \dots 0,35$), за исключением коэффициентов ковариации режимных параметров и паровой нагрузки ($r = 0,5 \dots 0,7$). Этот результат указывает на необходимость анализа вероятностных характеристик ре-



Фиг. 1. Гистограммы колебаний: а) температура (—) и давление (---) первичного пара; б) температура вторичного пара (—) и нагрузка котлоагрегата (---); в) коэффициент избытка воздуха.



Фиг. 2. Спектральная плотность расхода первичного пара.



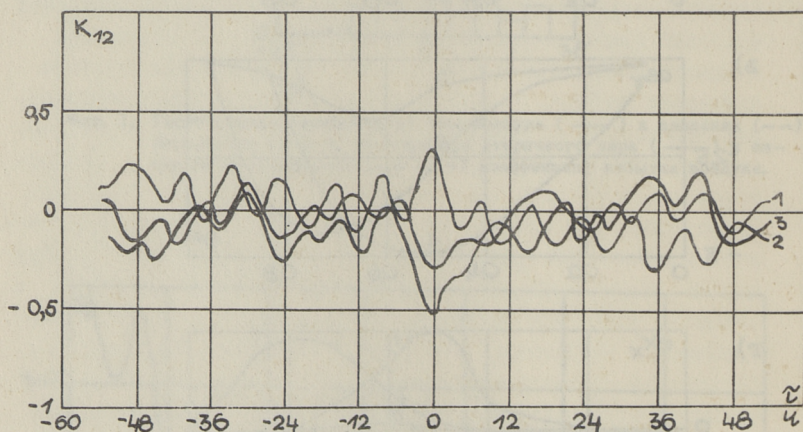
Фиг. 3. Зависимости вероятностных характеристик от паровой нагрузки D^* котлоагрегата: а) математические ожидания; б) среднеквадратические отклонения; в) коэффициенты асимметрии; г) эксцессы (1-температура первичного пара, 2 - температура вторичного пара, 3 - давление первичного пара). На фигуре $D^* = \frac{D - D_{\min}}{D_{\max} - D_{\min}}$.

жимных параметров в зависимости от нагрузки котлоагрегата. На фиг. 4 приведены типичные взаимные функции ковариации режимных параметров.

Т а б л и ц а 2

Матрица коэффициентов ковариации

Параметры режима	I	2	3	4
1 Температура первичного пара	I	-0,298	0,299	-0,516
2 Давление первичного пара	-0,298	I	-0,101	0,608
3 Температура вторичного пара	0,299	-0,101	I	-0,167
4 Расход первичного пара	-0,516	0,608	-0,167	I



Фиг. 4. Взаимные функции ковариации (1 - температура первичного пара и давление первичного пара, 2 - температура первичного пара и температура вторичного пара, 3 - температура первичного пара и расход первичного пара).

4. Выводы. 1) Колебания режимных параметров ТЭС имеют ярковыраженный случайный характер.

2) При статистическом анализе параметров режима ТЭС следует провести как их одно-, так и многомерный анализ, причем их вероятностные характеристики необходимо определить в зависимости от нагрузки агрегата.

3) Применение результатов статистического анализа режимных параметров при определении вход-выход характеристик энергообъектов позволяет повышать точность характеристик, представленных как в детерминированной, так и в вероятностной и неопределенной формах.

Л и т е р а т у р а

1. Щегляев А.В. Паровые турбины. М., "Энергия", 1964, 368 с.

2. Урин В.Д., Кутлер П.П. Энергетические характеристики для оптимизации режима электростанций и энергосистем. М., "Энергия", 1974, 135 с.

3. Сташкив М.Г. Влияние режимных измерений на экономичность сланцевого котельного агрегата. - "Электрические станции", 1974, № 10, с. 7-9.

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

5. Ларионов В.С. Статистические модели идентификации энергетических характеристик в условиях АСУ ТЭС. Автореферат дис. на соиск. уч. степени канд. техн. наук. Новосибирск, 1977, 26 с.

6. Некоторые итоги исследования отклонения генерируемых мощностей от задаваемых и методов их учета при планировании режимов ЭЭС СССР. - В кн.: "Проблемы оптимизации в электроэнергетике". Респ. конф. ЭССР. Таллин, 1974, с. 51-53.

7. Валдма М.Х., Совадов С.А. Вероятностное описание и учет отклонений фактических генерируемых

мощностей от задаваемых при планировании режимов ЭЭС СССР.
- "Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт", 1975, № 4, с. 31-
-38.

8. Валдма М.Х., Кээл М.Э., Мёллер К.Д.,
Таммоя Х.Э.-Й. Методика статистического анализа про-
цессов в энергетических системах. См. наст. сб., с. 53.

L. Viilup

Statistical Characteristics of State
Parameters of Thermal Plants

Summary

The results of one- and multi-dimensional statistical analysis of state parameters of thermal plants are shown in the paper. The calculation was carried out in the computer ES-1020 by program STATAN-5. Statistical parameters of regime parameters of boilers (dispersion, correlation, asymmetry, etc.) have been determined as a function of the steam load of the boiler.

С о д е р ж а н и е

1.	Ю.Д. Вальтин, М.В. Мельдорф. Моделирование нагрузки электроэнергетической системы с учетом метеорологических факторов.	3
2.	Ю.Д. Вальтин, М.В. Мельдорф, Ю.Э. Треуфельдт. Моделирование нагрузок электроэнергетической системы и ее узлов в особые дни.	II
3.	Ю.Д. Вальтин, М.В. Мельдорф. Прогнозирование нагрузок узлов электроэнергетической системы по экспертным данным.	17
4.	П.Х. Раэсаар, В.П. Сивакова, Э.А. Тийгмияги, Ю.Э. Треуфельдт. Обработка исходных данных и прогнозирование показателей электропотребления электроэнергетической системы.	23
5.	Э.А. Кээл, П.Х. Раэсаар, Э.А. Тийгмияги. Корреляционные зависимости нагрузок электроэнергетических систем и их узлов.	29
6.	М.Х. Вадма. Об оптимизации режима энергетической системы в условиях неполной информации	37
7.	М.Х. Вадма, М.Э. Кээл, К.Ю. Мёллер, Х.Э.-Й. Таммоя. Методика статистического анализа процессов в энергетических системах . .	53
8.	М.Х. Вадма, Х.Э. Лелумес. О чувствительности плановых характеристик энергообъектов . .	63
9.	Л.К. Вийлун. Вероятностные характеристики параметров режима тепловых электростанций	73

ТАЛЛИНСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ
Труды ТПИ № 453
МЕТОДЫ УПРАВЛЕНИЯ РЕЖИМАМИ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ
СИСТЕМ

Энергетические системы У11

Редактор К. Мёллер. Техн. редактор В. Ранник
Сборник утвержден коллегией Трудов ТПИ 02. 03. 1978

Подписано к печати 03. 10. 78. Бумага 60x90/16

Печ. л. 5,25+0,25 приложение. Уч.-изд. л. 4,4.

Тираж 300. МВ-08388

Ротапринт ТПИ, Таллин, ул. Коскла, 2/9. Зак. № 817

Ц е н а 70 коп.



ТПИ, Таллин, 1978



Цена 70 коп.